



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Le tendenze del mercato immobiliare: l'Italia e il confronto internazionale

Seminari e convegni
Workshops and Conferences

Luglio 2013

numero

15



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Le tendenze del mercato immobiliare: l'Italia e il confronto internazionale

Seminari e convegni
Workshops and Conferences

Il volume raccoglie i contributi di ricercatori della Banca d'Italia presentati al convegno su “Le tendenze del mercato immobiliare: l'Italia e il confronto internazionale” tenutosi a Roma il 20 novembre 2012. L'organizzazione del convegno e la selezione dei lavori sono state curate da Riccardo De Bonis, Andrea Lamorgese, Roberto Sabbatini e Francesco Zollino.

KUP "44: 3/6559"urco r c+
KUP "44: 3/6567"qpnkg+

Il testo è disponibile nel sito internet: www.bancaditalia.it

Le opinioni espresse in questo libro sono personali e non impegnano la responsabilità della Banca d'Italia.
© 2013 Banca d'Italia

Indice

Prefazione

Daniele Franco.....	1
---------------------	---

Presentazione dei lavori

Riccardo De Bonis, Andrea Lamorgese, Roberto Sabbatini e Francesco Zollino....	3
--	---

Sezione 1

IL MERCATO IMMOBILIARE IN ITALIA: GLI ANDAMENTI CICLICI

1. Tendenze recenti del mercato immobiliare e del credito

Giorgio Gobbi e Francesco Zollino.....	9
--	---

<i>Discussione:</i> Gianni Guerrieri (Agenzia del Territorio)	37
---	----

2. Il sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia: prime valutazioni

Sergio Santoro e Raffaele Tartaglia Polcini	45
---	----

<i>Discussione:</i> Marco Malgarini (Anvur)	65
---	----

3. La crisi e le famiglie italiane: un'analisi microeconomica dei contratti di mutuo,

Roberto Felici, Elisabetta Manzoli e Raffaella Pico	71
---	----

<i>Discussione:</i> Giampiero Bambagioni (Tecnoborsa)	107
---	-----

Sezione 2

IL MERCATO IMMOBILIARE IN ITALIA: GLI ASPETTI STRUTTURALI

4. A structural model for the housing and credit markets in Italy

Andrea Nobili e Francesco Zollino	115
---	-----

<i>Discussione:</i> Fabio Bacchini (Istat)	151
--	-----

5. The welfare consequences of a booming property market

Antonio Bassanetti, Concetta Rondinelli e Filippo Scoccianti.....	155
---	-----

<i>Discussione:</i> Vincenzo Chiorazzo (ABI)	189
--	-----

6. Tassazione delle abitazioni e mercato degli affitti

Salvatore Chiri, Fabrizio Borselli, Alessandro Buoncompagni e Stefano Manestra..	197
--	-----

<i>Discussione:</i> Antonio Gennari (ANCE).....	253
---	-----

7. Don't stand so close to me: the urban impact of immigration	
Antonio Accetturo, Francesco Manaresi, Sauro Mocetti e Elisabetta Olivieri	261
<i>Discussione</i> : Daniela Vuri (Università di Roma Tor Vergata).....	291

Sezione 3

IL QUADRO INTERNAZIONALE

8. House price cycles in emerging economies	
Alessio Ciarlone.....	297
<i>Discussione</i> : Zeno Rotondi (UniCredit).....	337
9. The effects of financial and real wealth on consumption: new evidence from OECD countries	
Riccardo De Bonis e Andrea Silvestrini.....	341
<i>Discussione</i> : Enrico Saltari (Università di Roma La Sapienza).....	373
10. Optimal monetary policy rules and house prices: the role of financial frictions	
Alessandro Notarpietro e Stefano Siviero	377
<i>Discussione</i> : Francesco Nucci (Università di Roma La Sapienza)	427

PREFAZIONE

Daniele Franco

Il settore immobiliare ha dimensioni assai rilevanti. Il comparto, inteso come somma degli investimenti in costruzioni, spesa per affitti e per servizi di intermediazione, rappresenta un quinto del PIL. Le attività immobiliari ammontano ai due terzi della ricchezza delle famiglie. Il credito erogato al settore –sotto forma di mutui alle famiglie, prestiti alle imprese di costruzione e dei servizi connessi con le attività immobiliari– rappresenta un terzo degli impieghi bancari totali.

Le dimensioni del comparto lo rendono rilevante per l'attività di analisi di una banca centrale, tanto per i suoi effetti diretti e indiretti sull'andamento dell'attività produttiva e sulla stabilità finanziaria, quanto per la conduzione stessa della politica monetaria.

L'evoluzione del mercato immobiliare è esaminata dalla Banca d'Italia nella *Relazione annuale*, nel *Rapporto sulla stabilità finanziaria* e nel *Bollettino economico*. L'analisi si avvale di informazioni statistiche ufficiali e di dati prodotti dalla Banca d'Italia con la collaborazione consolidata di altre istituzioni e associazioni di categoria.

A queste analisi si associano studi di economisti dell'Istituto di carattere più strutturale, quali quelli raccolti in questo volume, che include anche gli spunti di discussione di esperti esterni, sia accademici sia appartenenti a istituzioni attive nell'analisi del settore immobiliare italiano.

La Banca d'Italia auspica che negli anni a venire questo volume possa stimolare ulteriori analisi sul tema da parte di economisti e operatori del settore.

PRESENTAZIONE DEI LAVORI

*Riccardo De Bonis, Andrea Lamorgese, Roberto Sabbatini e Francesco Zollino**

Il volume è composto da tre gruppi di lavori, che analizzano rispettivamente gli andamenti ciclici del mercato immobiliare italiano, le caratteristiche strutturali e il confronto internazionale. Di seguito si riassumono i contenuti e le conclusioni principali dei dieci lavori inclusi in questo volume.

Giorgio Gobbi e Francesco Zollino ripercorrono le recenti tendenze del mercato immobiliare e di quello del credito in Italia, sottolineando come la debolezza delle costruzioni, avviatasi in anticipo alla crisi globale, si sia poi progressivamente acuita, con una forte contrazione nei volumi (produzione, investimenti, compravendite), assai più limitata nei prezzi, sia nel comparto delle abitazioni, sia in quello degli immobili non residenziali. Vi hanno pesato soprattutto il peggioramento del quadro macroeconomico e le tensioni finanziarie, in assenza di indicazioni di sopravvalutazione. Considerando il complesso di operatori che afferisce al comparto immobiliare, alla fine del 2012 i prestiti bancari a essi destinati ammontavano a circa 750 miliardi di euro (48 per cento del totale erogato al settore privato non finanziario). La crisi globale e quella del debito sovrano hanno tuttavia mutato radicalmente le condizioni di finanziamento, con un netto ridimensionamento delle erogazioni a famiglie e imprese, un inasprimento dei costi e un intenso peggioramento della qualità del credito, soprattutto di quello destinato alle imprese di costruzione e del comparto immobiliare.

Sergio Santoro e Raffaele Tartaglia Polcini analizzano le risposte del sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni, condotto dal 2009 dalla Banca d'Italia, in collaborazione con Tecnoborsa e, dalla fine del 2010, con l'Agenzia del Territorio. Il sondaggio, trimestrale, è rivolto agli agenti immobiliari e raccoglie le opinioni degli operatori sull'evoluzione delle compravendite e delle quotazioni degli immobili residenziali e sulle prospettive a breve e a medio termine. I punti di forza del sondaggio sono la rapidità con cui sono disponibili i risultati rispetto alle stime di fonte ufficiale e la possibilità di inserire tempestivamente nuove domande per indagare temi meritevoli di approfondimento. I risultati dell'analisi suggeriscono che il sondaggio anticipi con ragionevole precisione, rispetto alla diffusione dei dati quantitativi su quotazioni e compravendite, i principali sviluppi del mercato immobiliare.

* Banca d'Italia, Area Ricerca economica e relazioni internazionali.

Roberto Felici, Elisabetta Manzoli e Raffaella Pico analizzano gli effetti della crisi finanziaria sul mercato degli acquisti di abitazioni, utilizzando dati su circa due milioni di contratti di mutuo. Dal 2008 al 2011 i nuovi mutui erogati dalle banche alle famiglie sono diminuiti, sia per numero sia per ammontare. Il calo delle erogazioni ha riguardato soprattutto i clienti più giovani e quelli non originari di paesi dell'Unione Europea. Questi debitori avrebbero risentito in maggior misura della recessione – in particolare dell'aumento del tasso di disoccupazione e della caduta del reddito disponibile - e delle politiche di offerta più selettive da parte delle banche. La severità delle banche nelle politiche di affidamento è stata meno intensa per i mutuatari con redditi elevati. Gli aumenti dei tassi di interesse sono stati invece simili per le diverse tipologie di mutuatari, anche se maggiori per i mutui di importo più contenuto.

Andrea Nobili e Francesco Zollino costruiscono un modello strutturale per il mercato immobiliare in Italia, ponendo l'enfasi sulle interazioni tra il credito bancario, da un lato, e le famiglie e le imprese attive nel settore delle costruzioni, dall'altro. Il contributo mostra che i prezzi delle case sono influenzati in senso positivo da un aumento nel reddito disponibile delle famiglie, dall'inflazione attesa, dalle tendenze demografiche e da un allentamento delle condizioni di politica monetaria. Le restrizioni dell'offerta di credito –colte dall'andamento del rapporto tra capitale e attivo delle banche– influenzano con un segno negativo i prezzi delle abitazioni. Dalla metà degli anni Ottanta, in Italia gli andamenti dei prezzi delle case sono stati in linea con lo sviluppo delle variabili fondamentali dell'economia. Nella recente crisi finanziaria, il peggioramento nelle condizioni di offerta del credito ha influito negativamente sui prezzi delle case, in parte contrastando lo stimolo positivo derivante dall'orientamento accomodante della politica monetaria.

Antonio Bassanetti, Concetta Rondinelli e Filippo Scoccianti prendono le mosse dal forte aumento dei prezzi delle case in Italia dal 2000 al 2007 per valutarne le conseguenze redistributive su diverse categorie di agenti. Il contributo è basato sulla costruzione di un modello di equilibrio economico generale a generazioni sovrapposte, dove i soggetti possono scegliere se acquistare una casa o affittarla. I risultati dell'analisi mostrano che i soggetti con reddito basso subiscono una perdita da una crescita dei prezzi delle case, perché la loro spesa per affitti aumenta. Al contrario, gli agenti di età intermedia e con redditi elevati guadagnano dall'incremento dei prezzi delle abitazioni, perché realizzano guadagni in conto capitale sulle case possedute e possono rivolgersi alle banche offrendo garanzie reali più elevate. I soggetti a reddito medio appartenenti alle generazioni più giovani o alla compagine dei pensionati non sono influenzati in misura significativa da una crescita dei prezzi. In sintesi un aumento dei prezzi delle case determina una redistribuzione di benessere dagli agenti poveri che vivono in affitto ai soggetti più ricchi proprietari di abitazioni.

Salvatore Chiri, Fabrizio Borselli, Alessandro Buoncompagni e Stefano Manestra discutono i temi della tassazione della proprietà delle abitazioni e degli affitti. Le tradizionali attenuazioni dell'imposizione fiscale sull'abitazione principale di proprietà ne hanno facilitato la diffusione, assecondando preferenze individuali che si sono radicate nel tempo. Gli autori riassumono i diversi approcci esistenti in letteratura nei confronti della tassazione degli immobili, operando anche un confronto internazionale. Accanto all'esame dei benefici e dei costi legati alla tassazione della proprietà immobiliare, l'analisi si sofferma sulla cedolare secca sugli affitti, sulla riforma del catasto, sulle agevolazioni in vigore per le ristrutturazioni, sulle imposte sui trasferimenti.

Antonio Accetturo, Francesco Manaresi, Sauro Mocetti e Elisabetta Olivieri studiano l'impatto dell'immigrazione nei mercati residenziali delle aree urbane italiane. Mentre gran parte della letteratura si concentra sull'effetto di una presenza maggiore degli immigrati sui prezzi medi delle case in una città, la novità del contributo è analizzare le variazioni dei prezzi a livello di singolo quartiere. L'esame si basa su un nuovo dataset sui prezzi delle case e sulla popolazione nei quartieri di 20 città italiane. L'analisi econometrica mostra che un aumento degli immigrati è associato a un incremento della crescita media dei prezzi delle case in una città. Al contrario, un aumento della percentuale di immigrati in un quartiere determina una crescita minore dei prezzi rispetto alla media prevalente nelle città. La riduzione nella crescita dei prezzi a livello di quartiere è legata a uno spostamento della popolazione originaria in altre aree della città. Lo spostamento dei "nativi" è maggiore quando gli immigrati si stabiliscono nei quartieri dove esistono restrizioni all'offerta di case, ad esempio nei centri storici. Nel complesso l'analisi segnala che la popolazione tradizionalmente insediata in un quartiere percepisce l'arrivo degli immigranti come un fenomeno che riduce le attrattive della zona; ne deriva una crescente segregazione spaziale degli immigrati.

Alessio Ciarlone studia le determinanti dei prezzi delle abitazioni nelle economie emergenti, un tema trascurato dalla letteratura, che si è soffermata soprattutto sulle esperienze dei paesi industriali. Il contributo ha l'obiettivo di discriminare tra due interpretazioni. Da un lato gli andamenti dei prezzi delle case potrebbero essere ricondotti a variabili fondamentali delle economie, in grado di influenzare la domanda e l'offerta di case, e a indicatori istituzionali. D'altro lato, i prezzi potrebbero essere influenzati da valutazioni eccessivamente ottimiste (o pessimiste) sullo stato del settore immobiliare. L'analisi considera l'intervallo 1995-2011 e prende in esame un campione di 16 paesi emergenti dell'Asia e dell'Europa Centro-Orientale. I risultati econometrici mostrano che la dinamica dei prezzi è stata legata ai fondamentali delle economie, reagendo a shocks che hanno colpito queste ultime variabili. Ci sono invece segnali deboli a favore dell'ipotesi

che i prezzi siano stati guidati da aspettative eccessivamente ottimiste o pessimiste, anche se indicazioni in tal senso emergono alla fine del 2007, prima della crisi finanziaria e della recessione globale.

Riccardo De Bonis e Andrea Silvestrini presentano stime degli effetti ricchezza, vale a dire dell'impatto di variazioni della ricchezza finanziaria e reale sui consumi delle famiglie, per un gruppo di undici paesi industriali, sia europei sia esterni alla UE. L'arco temporale esaminato va dal quarto trimestre del 1997 al primo trimestre del 2008. Lo stock di ricchezza finanziaria viene calcolato a partire dalle attività e passività delle famiglie riportate nei conti finanziari. Nelle stime si misura l'effetto di variazioni della ricchezza finanziaria netta - la ricchezza finanziaria lorda meno i debiti - sul consumo delle famiglie. Per robustezza, e seguendo l'approccio seguito da altri contributi, le variazioni della ricchezza finanziaria sono misurate considerando anche la capitalizzazione di Borsa. I risultati econometrici indicano che sia la ricchezza finanziaria netta sia la ricchezza reale influenzano positivamente i consumi. L'effetto di variazioni della ricchezza finanziaria netta è maggiore dell'effetto di variazioni del valore delle attività reali delle famiglie. I risultati sono simili misurando la ricchezza finanziaria per il tramite delle attività finanziarie o dell'indice di capitalizzazione di Borsa. Guardando ai singoli casi nazionali, le stime presentate nel lavoro confermano l'esistenza di effetti ricchezza negli Stati Uniti e nel Regno Unito. I risultati sono invece meno uniformi nei paesi dell'area dell'euro.

Alessandro Notarpietro e Stefano Siviero si chiedono se l'efficacia della politica monetaria possa aumentare includendo i prezzi delle case negli obiettivi e/o negli strumenti della banca centrale. Nella letteratura la risposta a questa domanda tendeva a essere negativa prima della crisi finanziaria iniziata nel 2007. Il ruolo dei prezzi delle attività nel contribuire all'estendersi alla Grande Recessione, dopo il fallimento di Lehman Brothers, ha condotto a un riesame della questione. Il lavoro costruisce un modello stocastico di equilibrio economico generale dell'area dell'euro che include un mercato immobiliare e contempla frizioni finanziarie per il settore delle famiglie. L'analisi mostra che la politica monetaria può tralasciare di reagire a variazioni dei prezzi delle case se i suoi obiettivi sono la minimizzazione dell'inflazione e delle fluttuazioni cicliche. Al contrario, se l'obiettivo è la massimizzazione del benessere degli individui, la politica monetaria migliora la sua efficacia se risponde a oscillazioni dei prezzi delle case. Il segno e l'intensità della risposta della banca centrale a un aumento dei prezzi delle abitazioni dipendono dalla quota di soggetti che hanno vincoli finanziari e dal livello del rapporto tra prestito bancario e valore dell'abitazione ("loan-to-value ratio").

Sezione 1

IL MERCATO IMMOBILIARE IN ITALIA: GLI ANDAMENTI CICLICI

TENDENZE DEL MERCATO IMOBILIARE E DEL CREDITO

Giorgio Gobbi* e Francesco Zollino*

* Banca d'Italia, Area Ricerca economica e relazioni internazionali.

1. Introduzione e principali conclusioni

Banche, finanza e mercato immobiliare sono strettamente interdipendenti. Gli investimenti in immobili sono generalmente finanziati con debito e la leva è solitamente elevata. La disponibilità di finanziamenti a condizioni favorevoli è uno tra i fattori più rilevanti che favoriscono la crescita del numero delle transazioni e dei prezzi degli immobili. Di contro, un aumento del costo del credito, oppure un irrigidimento dei termini ai quali è concesso, esercita effetti depressivi sul mercato immobiliare. Non solo, ma nei principali paesi avanzati più della metà dei prestiti bancari finanziano la costruzione, la manutenzione, l'acquisto o l'amministrazione di immobili. Dal settore immobiliare dipende pertanto una parte rilevante dei ricavi e dei profitti delle banche, ma anche dei rischi. Gli immobili sono attività a lunga scadenza con mercati secondari ben sviluppati, caratteristiche che permettono il formarsi di bolle speculative nei prezzi. Lo sgonfiamento delle bolle riduce la capacità dei debitori di ripagare i prestiti e infligge perdite ai creditori. I recenti gravi episodi di instabilità finanziaria negli Stati Uniti, in Gran Bretagna, in Irlanda e in Spagna – anelli importanti della catena di eventi che ha portato alla crisi finanziaria globale – sono originati da bolle nei mercati immobiliari.

L'interdipendenza con il sistema bancario, che si è manifestata in forma evidente con l'aggravarsi della crisi finanziaria, si aggiunge alle molteplici motivazioni che hanno tradizionalmente sostenuto l'interesse dell'analisi economica al comparto immobiliare. In primo luogo esso include una varietà di operatori, attivi non solo nell'attività di costruzione ma anche di gestione e intermediazione immobiliare. Aggiungendo al valore della loro produzione quello imputato contabilmente ai servizi abitativi estratti dalla casa di proprietà si deduce che il peso del settore è di poco inferiore a un quinto dell'intero prodotto nazionale. Inoltre, la sua rilevanza ai fini dell'analisi del ciclo aggregato è rafforzata dal fatto che le costruzioni sono tra i settori con una più elevata capacità di attivazione nei settori fornitori, sia per la varietà degli input coinvolti nella produzione, sia per la più contenuta incidenza di quelli acquistati all'estero. Anche da lato della spesa delle famiglie il settore può assumere rilevanza per via degli effetti ricchezza associati alla variazione del valore della proprietà immobiliare, soprattutto nei paesi, come l'Italia, dove essa rappresenta una quota elevata del totale della ricchezza delle famiglie. Inoltre le condizioni di accesso ai servizi abitativi, nella forma della proprietà oppure della locazione della casa di residenza,

sono molto rilevanti ai fini del benessere individuale e collettivo, da un lato garantendo adeguata mobilità territoriale dell'offerta di lavoro e quindi una sua allocazione efficiente, dall'altro favorendo scelte di autonomia dei giovani rispetto ai nuclei di origine e la formazione di nuove famiglie.

In questo lavoro si illustra il recente andamento del mercato immobiliare italiano, sottolineandone le relazioni con le condizioni di quello del credito. Nella seconda sezione si ripercorrono le tendenze di medio periodo, sottolineando come la debolezza delle costruzioni, avviatasi in anticipo alla crisi finanziaria, si è progressivamente acuita, con una forte contrazione nei volumi (produzione, investimenti, compravendite), assai più limitata nei prezzi, sia nel comparto delle abitazioni, sia in quello degli immobili non residenziali. Vi hanno pesato soprattutto il peggioramento del quadro macroeconomico e le tensioni finanziarie, in assenza di indicazioni di sopravvalutazione, sia nelle precedenti fasi di forte espansione, sia in concomitanza con la crisi.

La terza sezione prende in rassegna la recente evoluzione e lo stato presente del credito alle diverse categorie di agenti economici che costruiscono, intermediano e acquistano immobili. La crisi finanziaria e il forte calo dell'attività hanno mutato radicalmente le condizioni di funzionamento del mercato del credito. L'aumento dei rischi e le difficoltà di raccolta di fondi da parte delle banche si sono riflesse in condizioni di offerta più prudenti. Esistono, tuttavia, notevoli differenze tra il settore delle famiglie e quello delle imprese di costruzione e del comparto immobiliare. Presso le imprese, infatti, si concentrano i rischi maggiori.

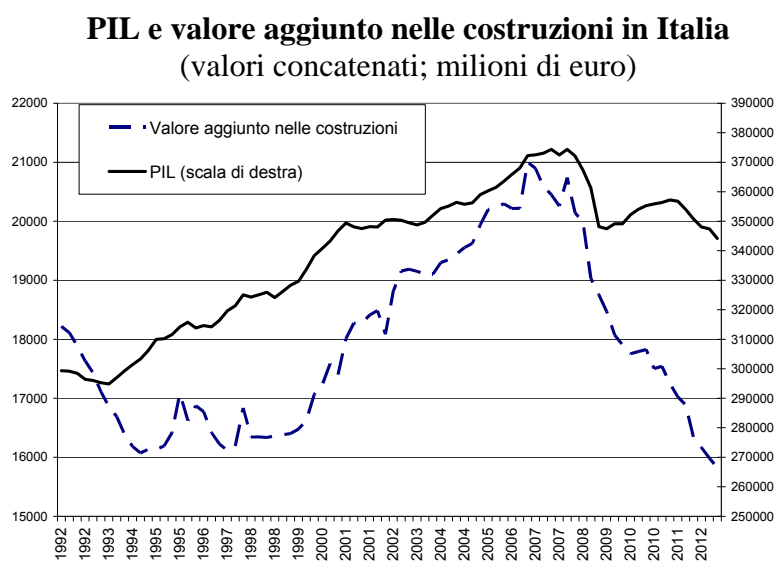
La quarta sezione conclude, evidenziando come il miglioramento delle prospettive delle costruzioni sia soprattutto legato al rilancio delle prospettive di crescita dell'intera economia; a tale obiettivo le stesse costruzioni possono contribuire, soprattutto per il tramite della valorizzazione del patrimonio immobiliare esistente e, per allargare la partecipazione ai servizi abitativi della popolazione più giovane e innalzare la redditività della proprietà immobiliare, la rimozione delle barriere che nel nostro paese ostacolano lo sviluppo del mercato delle locazioni.

2. Le recenti tendenze del mercato immobiliare

2.1 L'attività nelle costruzioni.

In Italia il ciclo delle costruzioni, dopo la prolungata fase espansiva che si era avviata alla fine degli anni novanta, ha mostrato un'inversione di tendenza negativa alla fine del 2006, in anticipo alla grave crisi globale. Tra il quarto trimestre del 2006 e il primo del 2008, il valore aggiunto nel settore delle costruzioni è nel complesso diminuito dell'1,2 per cento, a fronte di un sostanziale ristagno del PIL (Figura 1). Negli anni successivi la recessione nelle costruzioni si è rapidamente intensificata, proseguendo anche in occasione della temporanea ripresa osservata nel resto dell'economia tra la primavera del 2009 e quella del 2010 (Figura 2). Tra il primo trimestre del 2008 e il quarto del 2012 l'attività nelle costruzioni ha cumulato una perdita del 23,7 per cento, spiegando per circa un punto percentuale il calo del PIL (-8,1 per cento). Il peso del comparto, pari al 6,2 per cento nel 2008, lo scorso anno è sceso al 4,8 (era pari al 6,9 agli inizi degli anni ottanta).

Figura 1



Fonte: elaborazioni su dati Istat

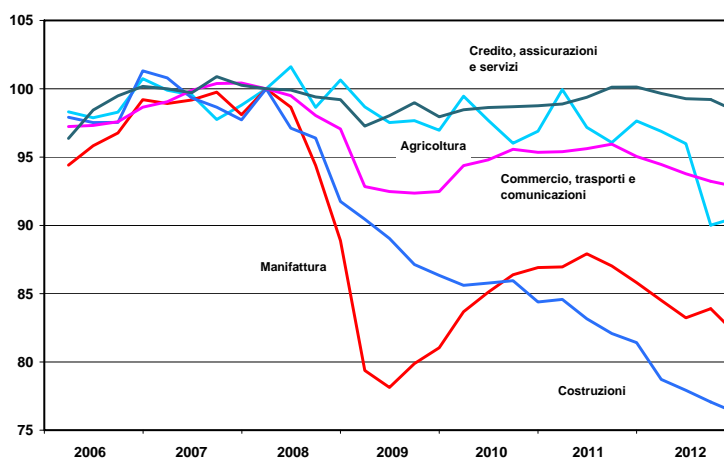
Sulla prolungata debolezza del settore edile in Italia pesano fattori di natura ciclica e strutturale, che influenzano in diversa misura il comparto residenziale e quello non residenziale. Per quest'ultimo è particolarmente rilevante la restrizione degli investimenti pubblici, che dal 2004 hanno subito una contrazione stimabile nell'ordine del 5 per cento

all'anno sotto l'urgente pressione del risanamento fiscale. Gli investimenti privati hanno invece registrato dapprima una sostenuta fase espansiva, che dalla fine degli anni novanta si è prolungata sino alla metà del 2006, al ritmo del 2,9 per cento all'anno; negli anni più recenti è seguita una flessione, in parte originata da una fisiologica inversione ciclica, che ha tuttavia in misura via via più intensa del peggioramento del quadro macroeconomico generale e delle tensioni sui mercati creditizi e finanziari.

Figura 2

Valore aggiunto nei principali comparti in Italia

(valori concatenati; indici 1° tr. 2008=100)



Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

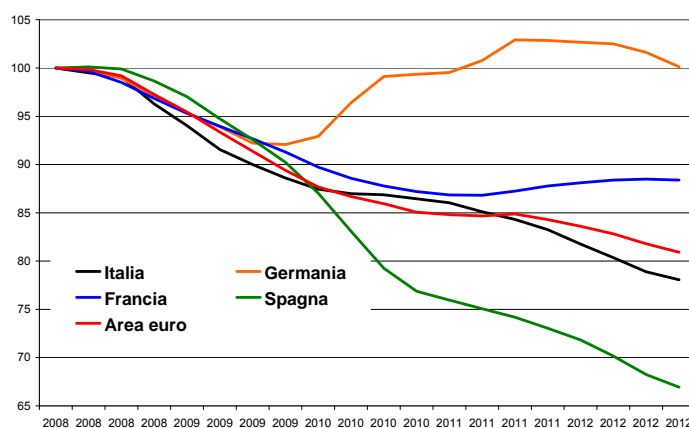
Anche nell'area dell'euro la flessione delle costruzioni è stata pesante nella fase più acuta della crisi finanziaria, mostrando una decisa attenuazione dall'inizio del 2010 (Figura 3). Al parziale recupero registrato in Francia e all'espansione in Germania, pur con un lieve calo nel corso del 2012, si è contrapposta la prosecuzione della fase recessiva, oltrechè in Italia, in Spagna (-33,1 per cento dagli inizi del 2008). In Germania il settore edile, che dalla metà degli anni novanta aveva registrato una fase di debolezza strutturale riconducibile all'eccesso di offerta, soprattutto di unità abitative, seguito alla riunificazione nazionale, tra la metà del 2010 e la fine del 2012 ha segnato un'espansione del 4,2 per cento. Tenendo conto del modesto peso sul totale dell'economia (3,4 per cento nel 2012), nel complesso del periodo il comparto ha sostenuto per meno di 0,2 punti percentuali la robusta crescita del PIL (6,0 per cento), mentre in Italia ha apportato un contributo negativo per 0,5 punti al PIL (diminuito del 2,7 per cento).

Ne discende che il divario di crescita del nostro paese rispetto alla Germania, pari a 8,7 punti dall'inizio del 2010, è riconducibile solo per 0,7 punti, per via diretta, alla diversa posizione ciclica delle costruzioni. Rilevano tuttavia anche gli effetti indiretti attivati nei comparti industriali che producono i principali input per il settore edile. Dall'inizio del 2010 in Italia tali settori hanno cumulato una perdita del 18 per cento, valutata secondo le medie mobili di tre termini, contro il rialzo del 14 registrato in Germania (Figura 4), spiegando 1,3 punti percentuali del ritardo di crescita della produzione industriale italiana rispetto a quella tedesca (pari a circa 15 punti). Tenendo conto dell'elevato peso del valore aggiunto industriale nei due paesi, ciò equivale a circa 0.2 punti del divario in termini di PIL; insieme con gli effetti diretti, il comparto delle costruzioni spiegherebbe così circa un punto della minore crescita dell'economia italiana rispetto a quella tedesca nell'ultimo triennio.

.Figura 3

Valore aggiunto nelle costruzioni nell'area dell'euro

(valori concatenati; indici I tr. 2008=100)



Fonte: elaborazioni su dati Eurostat.

In generale il settore delle costruzioni è caratterizzato da un'elevata capacità di attivare produzione nei settori a monte. Sulla base delle matrici input-output aggiornate al 2008, in Italia è stimabile che ogni 100 euro di incremento di spesa destinata alle costruzioni attivino 56 euro di maggiore offerta nei settori fornitori. Inoltre, tenendo conto degli effetti indiretti che l'espansione dell'attività in questi ultimi genera sull'intera economia, l'impatto complessivo sale a 215 euro, un valore tra i più elevati tra quelli attesi nel caso la maggiore spesa sia in alternativa destinata agli altri settori, sia dell'industria, sia dei servizi. La capacità di attivazione complessiva del settore delle costruzioni assume il massimo rilievo se si considera

unicamente l'impatto sulla produzione nazionale (escludendo quindi gli input intermedi acquistati dall'estero): l'incremento di 100 euro nella spesa in costruzioni stimolerebbe nel complesso un'espansione di 195 euro, contro valori di 160 in caso di pari incremento nella spesa in mezzi di trasporto. Pur soggette ai limiti dell'approccio statico insito nella formulazione standard delle matrici input-output, che trascura così gli effetti nel tempo su valore aggiunto e importazioni (per via della variazione dei piani di investimento delle imprese e dei consumi delle famiglie), tali valutazioni illustrano la rilevanza delle attività edili nella determinazione del ciclo aggregato, nonostante il peso limitato del comparto sul PIL .

2.2 Il mercato immobiliare

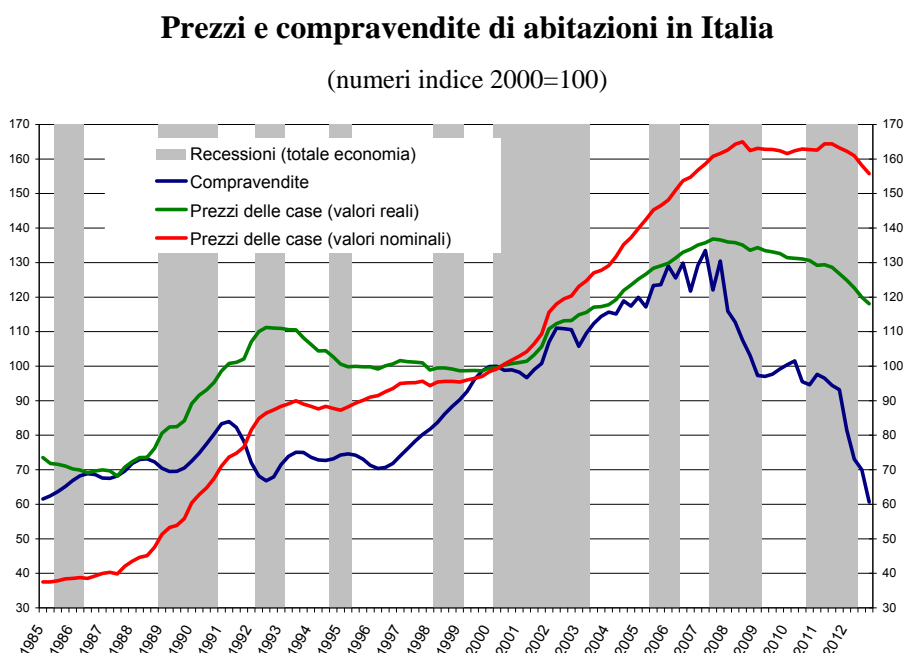
Dalla fine del 2006 il peggioramento dell'attività produttiva nelle costruzioni si accompagna alla debolezza della domanda sul mercato immobiliare, che si ripercuote tipicamente in anticipo e in misura più decisa sul numero delle transazioni, interessando successivamente e in misura più contenuta i prezzi di vendita.

Il comparto residenziale. Secondo l'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia delle Entrate, il numero di compravendite di abitazioni si è pressochè dimezzato negli ultimi cinque anni, collocandosi alla fine del 2012 sui livelli di inizio 1985; si è così bruscamente riassorbito l'incremento che si era accumulato nel corso di dieci anni, che era proseguito anche nelle due fasi recessive individuate, nella datazione ciclica dell'ISTAT per l'intera economia, tra il 1998 e il 2003. La recente flessione, avviata in anticipo all'inversione ciclica aggregata, è divenuta particolarmente pronunciata con l'intensificarsi della crisi finanziaria (Figura 4).

I prezzi delle case, valutati in termini nominali, dopo essere diminuiti appena del 3 per cento tra la fine del 1993 e la metà del 1995, avevano mostrato un deciso, prolungato rialzo sino alla fine del 2008; la tendenza crescente si era accentuata dall'avvio dell'UEM, al ritmo medio di quasi il 7 per cento a trimestre rispetto al periodo corrispondente. È seguito dapprima un sostanziale ristagno, che si è prolungato per quasi un triennio, e dal terzo trimestre del 2011 una progressiva flessione, pari nel complesso al 5,2 per cento sino alla fine del 2012. L'andamento nel nostro paese è in linea con quello osservato in media nell'area dell'euro, mostrando un divario negativo rispetto al rialzo in corso in Germania; dall'avvio della crisi la flessione è stata invece assai più pronunciata in Spagna, Irlanda, Olanda e Francia.

Come nelle attese, la sensibilità dei prezzi delle case alle mutate condizioni cicliche si è rivelata più rapida se valutata al netto dell'inflazione al consumo. In Italia i prezzi reali delle case, dopo aver toccato un minimo alla fine degli anni novanta, sono cresciuti di poco meno del 40 per cento tra il 2000 e la fine del 2007; da allora si è avviata una tendenza al ribasso, che è stata inizialmente contenuta in confronto al ritmo del precedente rialzo, mostrando un'accentuazione dalla metà del 2011. Negli ultimi quattro anni i prezzi delle case, sempre al netto dell'inflazione al consumo, hanno cumulato una flessione del 13,7 per cento; alla fine del 2012 erano tuttavia ancora superiori di quasi 10 punti percentuali rispetto al precedente massimo ciclico, toccato nel 1992.

Figura 4



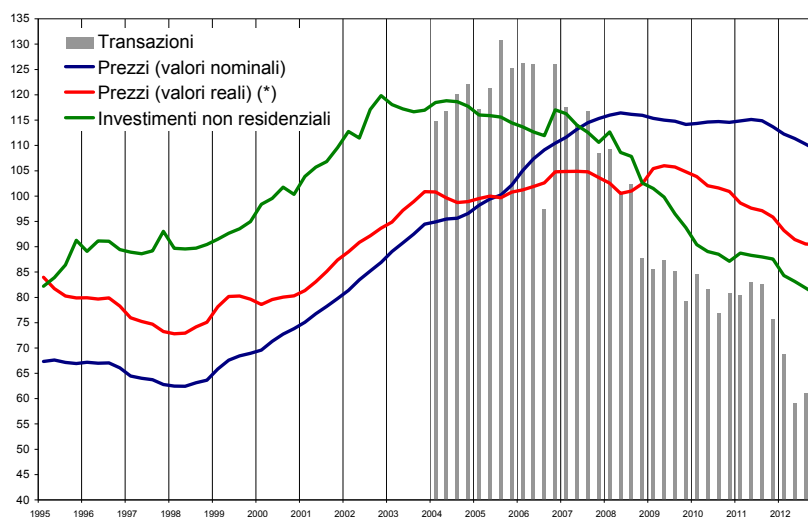
Sulla base dell'evidenza econometrica, la recente inversione ciclica del mercato residenziale riflette in primo luogo il peggioramento del reddito disponibile delle famiglie e l'allentamento delle pressioni demografiche sulla superficie abitabile esistente; quest'ultima nel corso dell'ultimo decennio è aumentata in misura più rapida della popolazione e dei nuclei familiari, pur rallentando negli ultimi anni (Nobili e Zollino, 2012). Come sottolineato nelle sezioni successive, con l'aggravarsi della crisi sono intervenute anche le difficoltà di accesso al prestito bancario da parte delle famiglie, mentre l'elevata offerta di finanziamento a condizioni favorevoli aveva invece fortemente stimolato gli acquisti di abitazioni nei dieci

anni precedenti. Come già nel corso dell'accesa rivalutazione prima della crisi, il calo dei prezzi dalla fine degli anni 2000 è sostanzialmente in linea con il peggioramento delle principali determinanti di fondo, confermando l'assenza di significativi rischi di sopravvalutazione (Banca d'Italia, 2012).

Il comparto non residenziale. Con l'intensificarsi della crisi finanziaria anche nel comparto degli immobili non residenziali il ciclo ha subito in Italia un deciso peggioramento. La flessione degli investimenti, che si era avviata già nel 2003 nella componente privata, seguita due anni dopo dalla contrazione di quella pubblica, si è accompagnata dapprima all'interruzione dell'espansione delle compravendite nel corso del 2007, quindi alla loro brusca flessione, che con oscillazioni si è prolungata sino alla fine del 2010, determinando una riduzione complessiva del 25 per cento (Figura 5). Dopo un temporaneo miglioramento, le compravendite hanno ripreso a cadere dalla fine del 2011: in un anno si sono contratte del 37,4 per cento, scendendo nel quarto trimestre del 2012 su livelli minimi dall'avvio delle rilevazioni nel 2004.

Figura 5

Prezzi e compravendite di immobili non residenziali in Italia



(*) Deflazionati con i prezzi alla produzione.

L'aggiustamento dei prezzi è stato nel contempo più deciso di quanto osservato nel comparto residenziale. Sulla base di dati di natura sperimentale, i prezzi degli immobili non

residenziali, valutati in termini nominali, avevano già mostrato una lieve diminuzione nel primo biennio della crisi finanziaria e, dopo un temporaneo ristagno, hanno ripreso a calare dalla seconda metà del 2011, cumulando sino alla fine del 2012 una flessione di quasi il 6 per cento, una variazione appena inferiore a quella registrata nel triennio 1996-1998 (Zollino, 2013).

Valutati al netto della variazione dei prezzi alla produzione, per approssimare l'andamento in termini reali, i prezzi degli immobili non residenziali hanno mostrato nel corso della crisi una flessione più accentuata rispetto a quelli delle abitazioni, cumulando una correzione del 14,2 per cento tra gli inizi del 2009 e la fine del 2012. Anche nel corso della crisi della seconda metà degli anni novanta la flessione dei prezzi era stata più forte nel comparto non residenziale rispetto a quello residenziale, confermando una maggiore sensibilità al variare delle condizioni cicliche.

3. Il credito

3.1 I portafogli delle banche

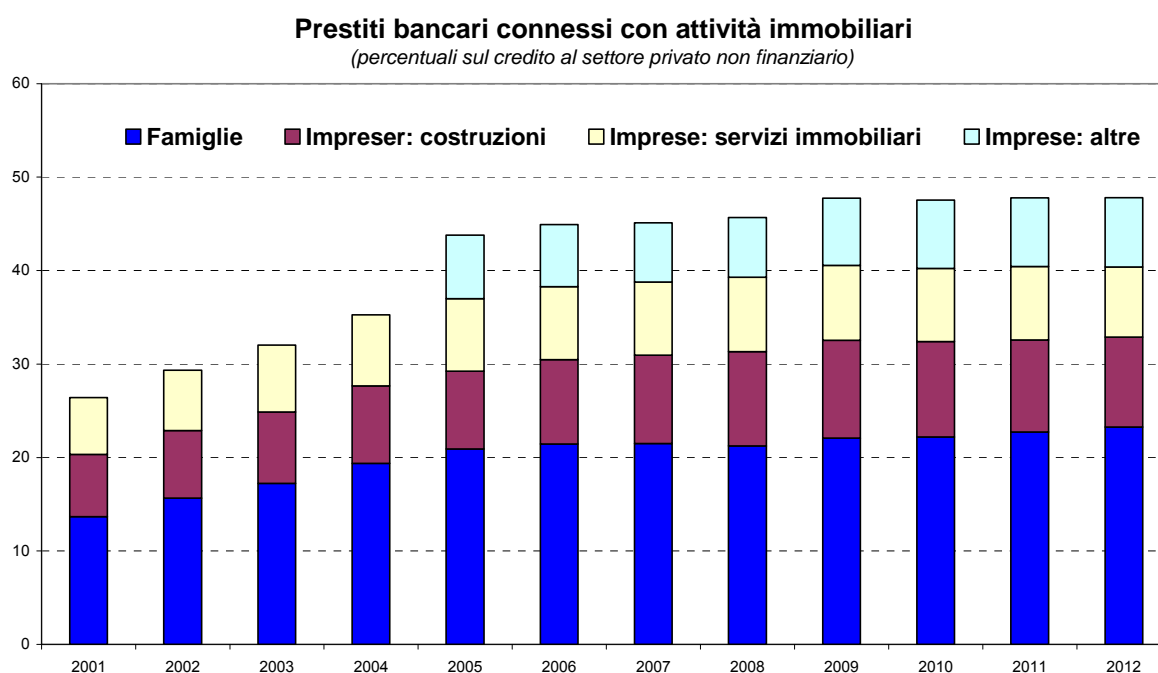
Il credito bancario direttamente o indirettamente connesso con le attività immobiliari è destinato a diverse categorie di operatori, con caratteristiche economiche tra di loro molto eterogenee:

- i) le famiglie che utilizzano il credito per acquistare o ristrutturare immobili residenziali;
- ii) le imprese del settore delle costruzioni;
- iii) le imprese che offrono servizi immobiliari (intermediazione, gestione, etc.)¹.
- iv) le altre imprese che acquistano immobili per fini industriali e commerciali o che offrono gli immobili di proprietà come garanzia di altri finanziamenti.

¹ Si tratta delle attività censite nella sezione L della classificazione ATECO 2007 e comprendono “le attività di locatori, agenti e/o mediatori che operano nell’ambito di uno o più dei seguenti settori: vendita e acquisto di immobili, affitto di immobili, fornitura di altri servizi immobiliari quali la valutazione di immobili o le attività di agenti immobiliari per conto terzi. Le attività incluse in questa sezione possono essere effettuate su beni immobili propri o in affitto ed anche per conto terzi. Questa sezione include anche gli amministratori di beni immobili.”.

Le informazioni statistiche disponibili sui finanziamenti a queste categorie differiscono a loro volta, per completezza e profondità storica. Si può, comunque, stimare che alla fine del 2012 nel loro complesso essi ammontavano a circa 750 miliardi, il 48 per cento dei prestiti al settore privato non finanziario (Figura 6). Poco meno della metà dei prestiti connessi con il settore immobiliare (22 per cento del credito al settore privato) sono costituiti da finanziamenti alle famiglie per l'acquisto dell'abitazione, un quinto sono destinati alle imprese del settore delle costruzioni e un sesto alle società che offrono servizi immobiliari. L'ammontare dei prestiti per l'acquisto di immobili da parte delle altre imprese è stimata utilizzando le informazioni relative alle garanzie ipotecarie. Si tratta di un'approssimazione poiché gli immobili che garantiscono un prestito non sono stati necessariamente acquistati con la stessa operazione di finanziamento.

Figura 6



Fonte: Banca d'Italia - Segnalazioni statistiche di Vigilanza e Centrale dei rischi.

Non sorprendentemente, la lunga fase ascendente del ciclo immobiliare si è associata a un notevole incremento dell'esposizione delle banche verso il comparto, sia in valore assoluto, sia in termini di composizione del portafoglio prestiti. Se si prescinde dalla

componente relativa agli acquisti di immobili a fini industriali e commerciali, per la quale non si dispone di serie storiche sufficientemente lunghe, i prestiti connessi con il mercato immobiliare sono cresciuti di 400 miliardi di euro e di 14 punti percentuali tra la fine del 2001 e quella del 2009 (8 punti le famiglie, 6 le imprese), stabilizzandosi nei tre anni successivi. La crescita della quota del portafoglio allocata a prestiti connessi con il settore immobiliare è stata un fenomeno comune a tutte le categorie di intermediari².

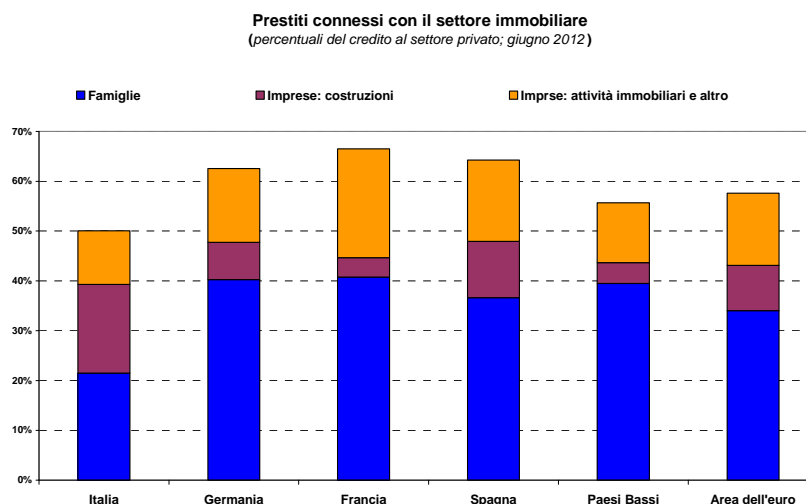
Valutata nel suo insieme, tuttavia, l'incidenza dei prestiti bancari che finanziano la costruzione e l'acquisto di immobili in Italia rimane inferiore a quella osservata nell'area dell'euro e nei principali paesi membri. Il confronto internazionale è possibile con un grado elevato di accuratezza soltanto per i prestiti alle famiglie e per quelli alle imprese del settore delle costruzioni. Riguardo il comparto dei servizi immobiliari, i dati sono disponibili soltanto per un aggregato più ampio che comprende anche imprese che forniscono altri servizi (società di consulenza alle imprese, agenzie di viaggio, etc.). All'interno di questo aggregato, in Italia le imprese che offrono servizi immobiliari pesano per l'80 per cento; l'incidenza negli altri paesi non è al momento nota. Non sono inoltre disponibili informazioni comparabili in merito ai prestiti per l'acquisto di immobili a fini industriali e commerciali. Pur con queste qualificazioni, il margine tra l'esposizione delle banche italiane e quelle degli altri principali paesi rimane molto ampio (Figura 7). La differenza è riconducibile in larga misura alle famiglie. Di contro l'incidenza dei prestiti alle imprese del settore delle costruzioni è notevolmente più elevata in Italia.

L'espansione del credito bancario destinato direttamente o indirettamente al mercato immobiliare è avvenuta in una fase caratterizzata da condizioni finanziarie particolarmente favorevoli. Tassi di interesse contenuti, soprattutto nella parte centrale dello scorso decennio, e assenza di vincoli di provvista per le banche sui mercati all'ingrosso hanno consentito sia una più ampia partecipazione al mercato del credito da parte delle famiglie, sia un contenimento dell'onere del crescente indebitamento delle imprese. La crisi finanziaria globale sfociata nella recessione del 2008-09 prima e, successivamente, le tensioni sui debiti sovrani e la nuova recessione del 2011-12 hanno determinato notevoli

² Le dinamiche del credito sono state, tuttavia, assai eterogenee, considerando che la crescita dei finanziamenti al settore immobiliare è stata relativamente più elevata per le banche e i gruppi bancari di media e piccola dimensione (cfr. Felici, Manzoli e Pico, 2012)

cambiamenti nella dinamica e nelle condizioni di offerta del credito. Le conseguenze sono state assai differenziate tra famiglie e imprese in ragione soprattutto delle condizioni finanziarie dei due settori.

Figura 7



Fonte: ECB - Statistical data warehouse.

3.2 Il credito alle famiglie

Il tasso di crescita sui dodici mesi delle consistenze dei prestiti per l'acquisto di abitazioni delle famiglie italiane è stato di poco inferiore al 20 per cento tra il 2000 e il 2005, è diminuito al 15 per cento tra il 2006 e il 2007 e si è quindi ridotto fino a diventare pressoché nullo nell'ultimo trimestre del 2012 (Figura 8).

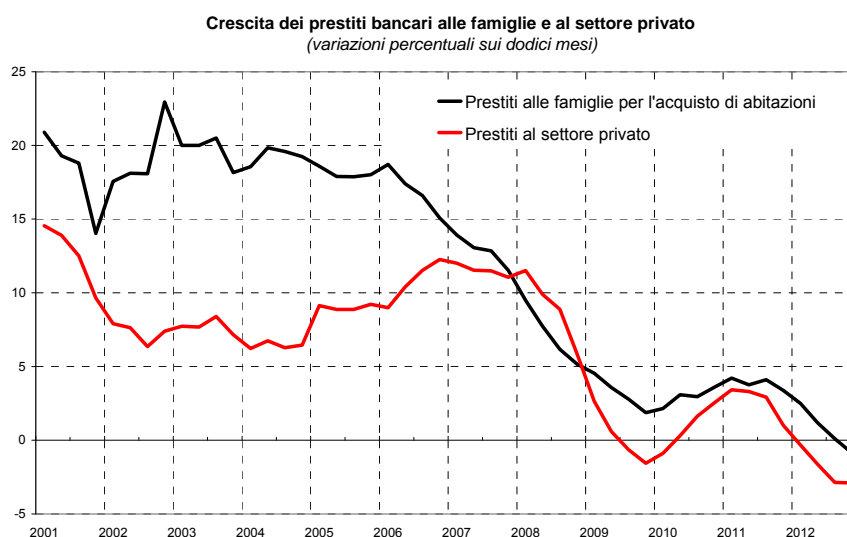
La fase di forte espansione, interrotta dalla crisi finanziaria del 2008, è stata determinata sia da cambiamenti nei comportamenti delle famiglie (domanda), sia da una più ampia disponibilità di finanziamenti (offerta).

Dal lato della domanda il fattore di gran lunga più rilevante è stato il calo del costo del credito. Per circa un quarto di secolo, dai primi anni settanta alla metà dello scorso decennio, i tassi di interesse nominali sui prestiti bancari in Italia, compresi quelli concessi alle famiglie si sono collocati al di sopra del 10 per cento, con punte oltre il 20 per cento.

Anche i tassi di interesse reali sono stati per lungo tempo estremamente elevati, ben al di sopra del 5 per cento. Alla fine degli anni novanta, il raggiungimento della stabilità

monetaria ha avuto come dirette conseguenze l'accessibilità del credito a costi contenuti con una prospettiva di stabilità dei tassi nel medio e lungo periodo. Ad esempio, tra il 2003 e il 2005, quando i tassi di interesse di mercato toccarono valori molto bassi, il tasso annuo effettivo globale (TAEG) sui nuovi prestiti erogati alle famiglie destinati all'acquisto o alla ristrutturazione di abitazioni (una buona misura del costo dei mutui) scese al di sotto del 4 per cento in termini nominali e attorno al 2 per cento una volta sottratta la variazione dei prezzi al consumo. I rialzi dei tassi registrati nei due anni successivi non mutarono le condizioni di fondo del mercato del credito, che rimasero assai favorevoli per i debitori. Il basso livello dei tassi di interesse ha fatto sì che il peso delle rate (rimborso del capitale e pagamento degli interessi) sul complesso del reddito disponibile delle famiglie italiane sia aumentato in misura molto contenuta.

Figura 8



Fonte: Banca d'Italia - Segnalazioni statistiche di Vigilanza.

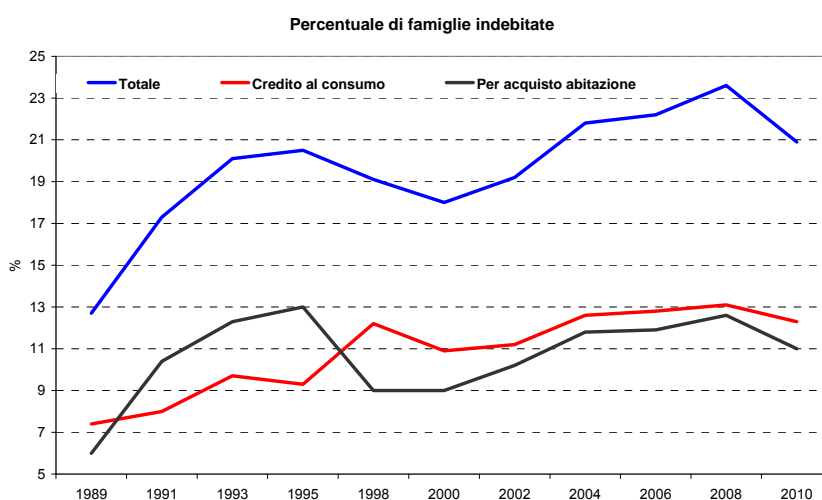
Dal lato dell'offerta, la prospettiva di guadagnare quote in un segmento di mercato in rapida espansione ha alimentato la concorrenza tra gli intermediari, che si è estesa dai prezzi ad altre dimensioni dell'offerta. In particolare, si è ampliata la gamma delle forme di finanziamento in funzione delle diverse esigenze della clientela (Rossi, 2008).

All'ingente volume di prestiti affluito alle famiglie nel corso del passato decennio ha, tuttavia, fatto riscontro un aumento del tasso di partecipazione al mercato del credito molto

modesto. I dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie svolta dalla Banca d'Italia rivelano che la quota di famiglie indebitate verso gli intermediari (banche e società finanziarie) ha registrato un rialzo molto contenuto: dal 20 per cento della metà degli anni novanta al 24 per cento del 2008 (Figura 9). Restringendo il campo ai prestiti per l'acquisto di abitazioni, la quota di famiglie con un mutuo è salita dal 9 al 12,6 per cento tra il 2000 e il 2008, valore ben al di sotto di quello raggiunto nella prima metà degli anni novanta, subito dopo il picco del precedente ciclo immobiliare.

Le famiglie interessate dall'aumento del debito sono state prevalentemente quelle con un reddito superiore al valore mediano della distribuzione. Questo riflette un fatto stilizzato comune a tutte le principali economie: il tasso di partecipazione al mercato del credito è correlato positivamente con il reddito familiare, soprattutto per i finanziamenti di importo elevato come i mutui. Soltanto negli ultimi anni della fase di forte crescita del debito, il tasso di partecipazione al mercato del credito è aumentato, moderatamente, anche per le famiglie a più basso reddito e si sono ampliate le possibilità di accesso al credito anche per quelle più giovani e per gli immigrati (Felici, Manzoli e Pico, 2012). L'indagine sui bilanci delle famiglie relativa al 2010 mostra un nuovo restringimento dei confini del mercato del credito per l'acquisto di abitazioni, che ha interessato soprattutto le famiglie più giovani e a basso reddito.

Figura 9



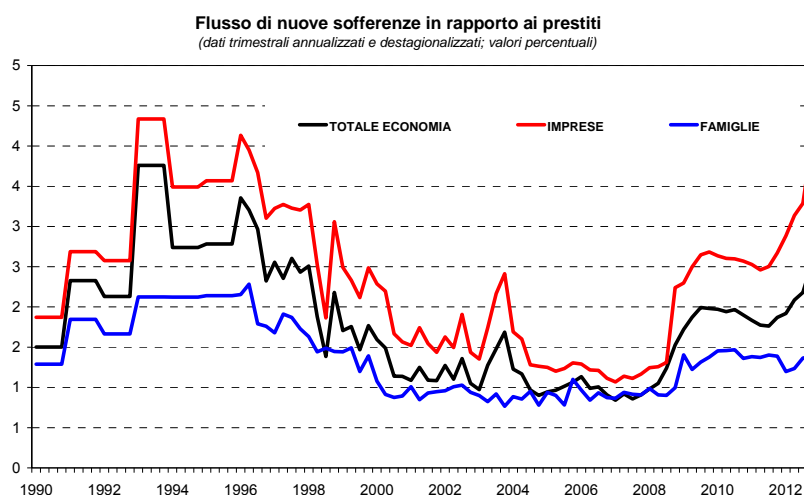
Fonte: Banca d'Italia – Indagine sui bilanci delle famiglie

Lungo l'intera fase espansiva del credito e delle transazioni sul mercato immobiliare la quota delle famiglie che vive in abitazioni di proprietà, superiore alla media europea, è rimasta sostanzialmente stabile. I dati dell'indagine sui bilanci delle famiglie mostrano che è cambiata la distribuzione dell'incidenza della proprietà con riferimento alle condizioni economiche delle famiglie: è diminuita per quelle con reddito inferiore al valore mediano, mentre è aumentata per le altre. All'opposto è aumentata la quota di affittuari tra le famiglie nei quartili di reddito più basse ed è diminuita per quelle nei quartili più elevati.

Proprio perché concentrati presso le famiglie finanziariamente più solide, gli ingenti volumi di credito finalizzato all'acquisto di abitazioni nella prima parte dello scorso decennio hanno fatto sì che la crisi abbia avuto effetti contenuti sulla rischiosità complessiva del settore. Tra il 2008 e il 2010 la quota di famiglie con un servizio del debito elevato rispetto al reddito non si è sostanzialmente modificata: la riduzione del reddito disponibile delle famiglie, conseguente alla recessione del 2009, è stata compensata dalla riduzione dei tassi di interesse. Anche le stime relative al 2011 e le proiezioni sul 2012 non segnalano cambiamenti significativi negli indicatori che misurano la sostenibilità del debito (Banca d'Italia, 2012).

Gli indicatori sulla qualità del credito indicano che il peggioramento ciclico per le famiglie è notevolmente lunga inferiore a quello delle imprese (Figura 10).

Figura 10



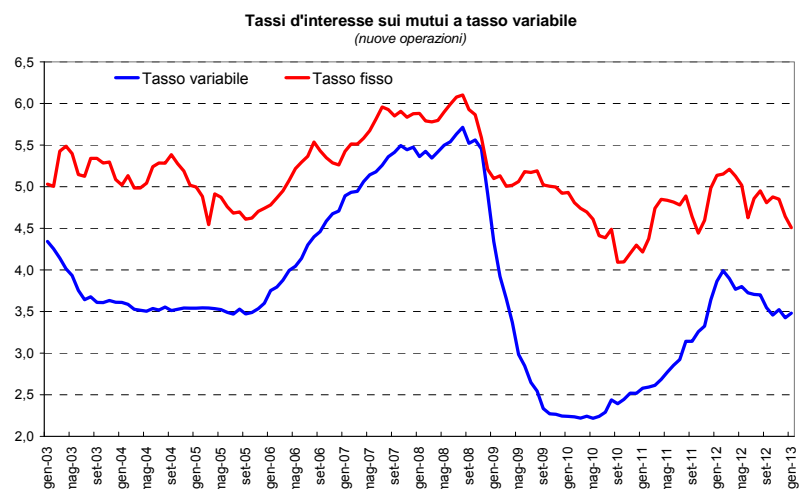
Fonte: Banca d'Italia – Centrale dei rischi

Le statistiche sulla morosità del credito si riferiscono alla posizione complessiva di ciascun cliente, e nel caso delle famiglie al complesso dei mutui, del credito al consumo e dei finanziamenti non finalizzati. L'indagine sui bilanci delle famiglie mostra, tuttavia, che una quota molto contenuta delle famiglie che contratto un mutuo per l'acquisto di abitazioni ha fatto ricorso anche ad altre forme di indebitamento. Conseguentemente, la dinamica dei prestiti in sofferenza sui mutui è un buon indicatore della morosità delle famiglie indebitate per l'acquisto dell'abitazione. Queste informazioni sono però disponibili soltanto per le consistenze e non per i flussi. In rapporto ai prestiti complessivi alle famiglie, le sofferenze sono passate dai valori attorno al 2,5 per cento nella seconda metà dello scorso decennio al 5,6 alla fine del 2012. Calcolato sui soli prestiti per l'acquisto di abitazioni, l'indicatore si collocava attorno all'1 per cento nel 2008 ed è salito al 2,8.

L'aumento dei rischi legati alla sfavorevole congiuntura è stato uno dei fattori che maggiormente ha condizionato le politiche di offerta di mutui delle banche dal 2008 in poi. Un secondo, molto rilevante, è stato costituito dalle difficoltà sul mercato della provvista a medio e a lungo termine, dovute prima alla crisi finanziaria internazionale e successivamente alla crisi dei debiti sovrani in Europa. Le politiche più prudenti delle banche si sono manifestate attraverso criteri più rigorosi nella selezione della clientela. Sia Felici, Pico e Manzoli (2012), sia Magri e Pico (2012) trovano robusta evidenza in questa direzione sia dall'analisi dei mutui censiti dalla Centrali dei Rischi, sia dai dati dell'indagine sui bilanci delle famiglie.

Riguardo ai tassi di interesse sulle nuove erogazioni si possono identificare almeno tre fasi distinte (Figura 11). La prima coincide con la discesa pressoché ininterrotta dei tassi dal terzo trimestre del 2008 al secondo trimestre del 2010. Da settembre del 2009 a giugno 2010 il costo dei mutui a tasso variabile, che rappresenta la forma tecnica ampiamente prevalente in quel periodo, si è mantenuto poco al di sopra del 2 per cento. La seconda fase ha coinciso con l'ascesa dei tassi avviatasi alla metà del 2010 e diventata molto rapida negli ultimi mesi del 2011 in connessione con le ripercussioni delle tensioni sui titoli del debito sovrano sulle condizioni di provvista e di liquidità delle banche. Infine, dopo le misure straordinarie adottate dalla BCE, i tassi di interesse sui mutui hanno ripreso a flettere e all'inizio del 2013 si sono collocati attorno al 3,5 per cento quelli indicizzati, al di sotto del 5 per cento quelli con tasso predeterminato per almeno 10 anni. Si tratta di valori molto bassi nel confronto storico, vicini a quelli prevalenti nella prima metà dello scorso decennio.

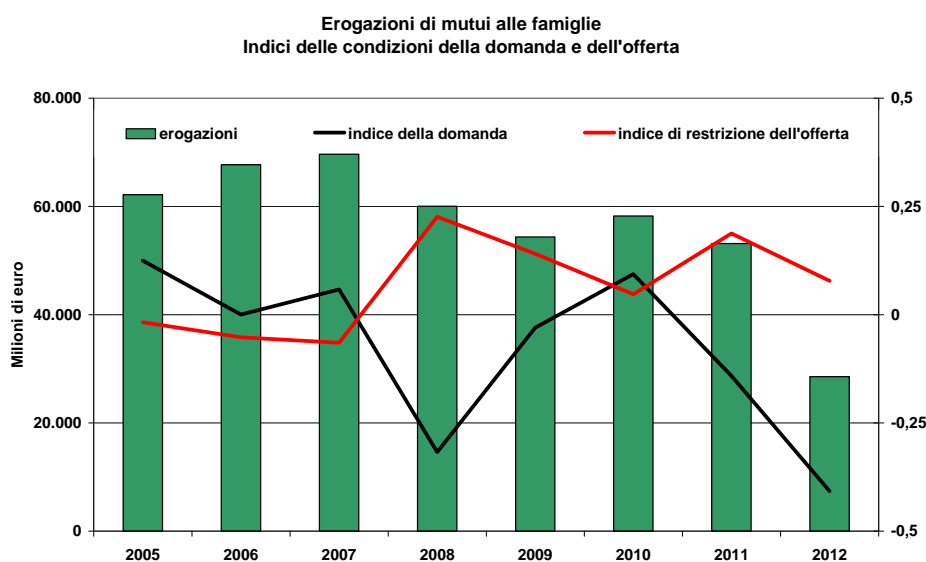
Figura 11



Fonte: Banca d'Italia - Segnalazioni statistiche di Vigilanza

Anche se i tassi di crescita calcolati sulle consistenze dei prestiti hanno cominciato a declinare in misura significativa dal 2008, per effetto degli ammortamenti dei mutui contratti negli anni precedenti, le nuove erogazioni si sono mantenute su livelli elevati, superiori ai 40 miliardi all'anno fino al 2011. Soltanto nel 2012 si è registrato un calo molto forte e il flusso nell'anno è sceso al disotto dei 30 miliardi (Figura 12).

Figura 12



Fonte: Banca d'Italia - Segnalazioni statistiche di Vigilanza e Bank Lending Survey ...

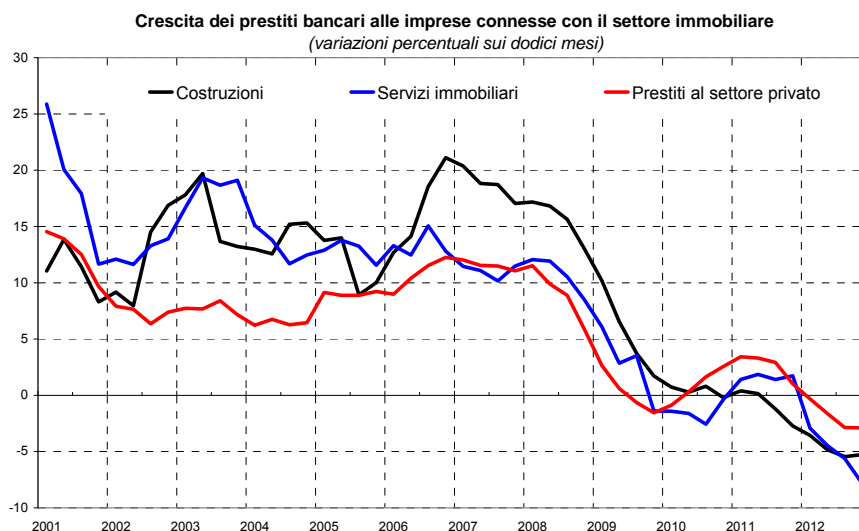
Identificare gli effetti di domanda e di offerta che hanno determinato una riduzione delle erogazioni di tale entità è molto difficile. La maggiore selettività da parte delle banche ha probabilmente continuato a essere un fattore frenante, ma le indicazioni che provengono dalle indagini qualitative presso le banche (Bank Lending Survey) sembrerebbero puntare a un forte calo della domanda.

3.3 Il credito alle imprese

La fine della fase espansiva del ciclo immobiliare ha portato a un forte peggioramento degli equilibri economico-finanziari delle imprese del settore delle costruzioni e dei servizi immobiliari. Per entrambi i comparti, il credito bancario era cresciuto a tassi molto elevati fino alla fine del 2008 (Figura 13). Per la grande maggioranza delle imprese alla crescita del debito non è corrisposto un rafforzamento patrimoniale, rendendole particolarmente vulnerabili sia al calo dell'attività produttiva sia al mutamento delle condizioni di offerta del mercato del credito.

Il comparto delle costruzioni, già prima della crisi era caratterizzato da un livello di indebitamento notevolmente più elevato di quelli riscontrati negli altri settori produttivi.

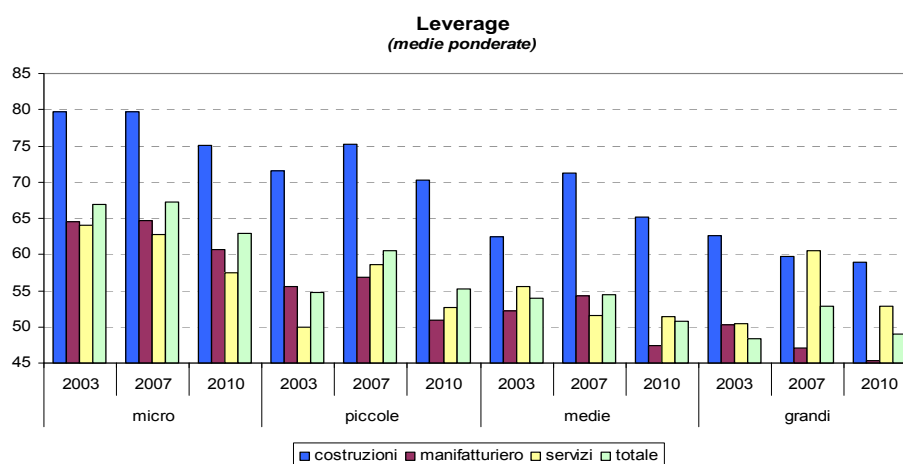
Figura 13



Fonte: Banca d'Italia - Segnalazioni statistiche di Vigilanza

Secondo i dati dei bilanci censiti da CERVED, il *leverage* (debiti finanziari in rapporto alla somma degli stessi e del patrimonio) delle imprese di costruzione, nel 2007, era di 20 e 14 punti percentuali più elevato di quelli medi dell'industria e del comparto dei servizi, rispettivamente (Figura 14). La differenza è ampia e persistente per tutte le classi dimensionali a differenza di quella che include le grandi aziende (più di 250 addetti), alle quali, però, nel settore delle costruzioni fa capo una quota molto più bassa degli addetti e della produzione rispetto agli altri comparti produttivi. L'elevato indebitamento delle imprese di costruzione è in parte dovuto alla specificità dei processi produttivi del settore, caratterizzati da un intervallo molto ampio tra il momento in cui sono effettuati gli investimenti e il momento della vendita degli immobili. Per le imprese italiane, tuttavia, il grado di *leverage* appare elevato rispetto a quello registrato negli altri paesi.

Figura 14



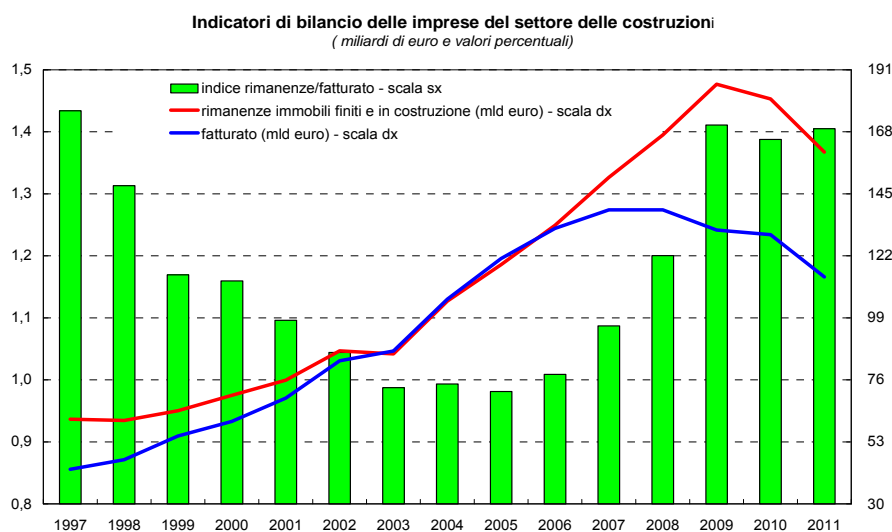
Fonte: Elaborazioni su dati CERVED

I confronti internazionali sui dati di bilancio sono tuttavia difficili per l'assenza di informazioni sufficientemente armonizzate riferite a campioni rappresentativi di imprese. Nell'archivio Amadeus, nei quali i bilanci sono riclassificati con criteri comuni, per il 2007 sono presenti dati relativi a circa 1700 imprese italiane e 1700 francesi di medie dimensioni (con un numero di addetti compreso tra 50 e 250). Per le imprese italiane il valore medio del *leverage* era pari al doppio di quello delle seconde imprese francesi. Il grado di indebitamento delle imprese italiane risulta più elevato anche con riferimento ad altri anni e classi dimensionali e nei confronti con altri paesi. Il fatto stilizzato trova conferma anche nei dati raccolti dall'European Committee of Central Balance Sheet Data Offices (ECCBSO), secondo i

quali la situazione patrimoniale delle imprese del settore delle costruzioni italiane è più debole rispetto a quella di Germania e Francia per tutte le classi dimensionali (Brun et al., 2012). Non solo, ma le imprese italiane nel confronto internazionale appaiono anche strutturalmente meno redditizie.

L'elevato indebitamento ha rappresentato un fattore di forte vulnerabilità per le imprese di costruzione. Il rallentamento delle compravendite sul mercato immobiliare ha creato una tensione tra i ricavi, in calo, e gli immobili (terminati e in costruzione) invenduti, in crescita, finanziati a debito. La figura 15 illustra questi due fattori per un campione aperto di oltre 100 mila imprese - mutuato da Fabrizi e Pico (2013) - lungo una fase molto estesa del ciclo immobiliare. Dalla fine degli anni 90, quando si avviò la fase espansiva, l'incremento delle compravendite più rapido di quello delle nuove costruzioni consentì di riassorbire le rimanenze ereditate dal passato. Tra il 2003 e il 2006 fatturato e rimanenze crebbero entrambi a ritmi molto elevati. Successivamente il fatturato dapprima rallentava considerevolmente, quindi si stabilizzava, cominciando a contrarsi dal 2009, mentre le rimanenze continuavano a crescere rapidamente fino al 2010. Soltanto il forte calo nella produzione (si veda sopra il paragrafo 2) registrato nel 2010 ha arrestato la crescita delle rimanenze. Nel 2011, il rapporto tra rimanenze e fatturato era superiore di un terzo al valore minimo registrato nella fase di massima espansione del ciclo immobiliare. In assenza di serie storiche di maggiore profondità è difficile fare ipotesi sull'esistenza e il valore di un valore di equilibrio di questo indicatore.

Figura 15



Fonte: Elaborazioni su dati CERVED

Lo squilibrio tra fatturato e rimanenze è un segnale delle forti tensioni di liquidità alle quali sono soggette le imprese di costruzione, che si sono manifestate in una forte crescita dei tassi di morosità del credito. I flussi di nuove sofferenze in rapporto ai prestiti hanno cominciato a crescere in misura sistematicamente più ampia rispetto a quelli degli altri settori. In termini di consistenze, alla fine del 2012 un terzo dei prestiti al comparto era in condizione di insolvenza; il 17 per cento era in sofferenza, valori ampiamente superiori a quelli corrispondenti per gli altri settori di attività economica. Parallelamente anche le condizioni finanziarie delle imprese che forniscono servizi immobiliari hanno registrato un forte peggioramento, insieme con una rapida crescita degli indici di insolvenza.

La fragilità dei bilanci delle imprese la cui attività è direttamente o indirettamente legata al settore immobiliare dipende innanzitutto dai livelli di indebitamento, che erano molto elevati già prima della crisi. Livelli di debito che erano sostenibili in una fase di forte espansione delle vendite non lo sono nella fase discendente del ciclo. La condizione di inesigibilità di una frazione elevata del credito comporta costi elevati per il sistema bancario e ne riduce la capacità di concedere finanziamenti alle imprese sane del settore³.

4. Le prospettive

Gli indicatori prospettici del mercato immobiliare non anticipano un miglioramento a breve delle condizioni cicliche del mercato immobiliare italiano. Il clima di fiducia delle imprese delle costruzioni, pur con oscillazioni, rimane su livelli pressochè invariati dall'inizio del 2012; anche le tendenze della produzione edile sono molto deboli, nel confronto sia con le precedenti fasi cicliche, sia con la media il resto dell'area dell'euro. Secondo il sondaggio trimestrale condotto in aprile del 2013 dalla Banca d'Italia insieme con Tecnoborsa e l'Osservatorio del Mercato Immobiliare dell'Agenzia delle Entrate presso un campione di agenzie immobiliari, permane un deciso pessimismo degli operatori circa le prospettive a breve del proprio mercato di riferimento, mentre emergono attese lievemente positive circa l'andamento di medio termine del mercato nazionale (Santoro e Tartaglia Polcini, 2013). Tra le

³ Baldinelli, Gangeri e Leandri (1998) offrono un'analisi dettagliata delle conseguenze sui bilanci bancari della crisi del mercato immobiliare della metà degli anni '90.

agenzie prevale l'opinione che gli inasprimenti tributari sulla proprietà della casa contribuiscano alla debolezza del mercato immobiliare, con riferimento sia alle compravendite, sia alle locazione di abitazioni. In aggiunta al maggiore prelievo fiscale, i cui effetti sono tuttora di difficile valutazione e quantificazione, sulle prospettive del mercato immobiliare italiano pesano soprattutto il protrarsi delle difficoltà del mercato del lavoro, quindi della debolezza del reddito disponibile delle famiglie, insieme con le tensioni sui mercati finanziari e del credito. Inoltre la prolungata tendenza al ribasso delle compravendite e della costruzione di immobili acuisce le difficoltà di finanziamento delle imprese di costruzioni, che in prospettiva potrebbero continuare a ridurre i propri piani di investimento.

Nello scenario di medio termine delineato dai principali previsori, secondo il quale il PIL italiano subirebbe una nuova flessione nell'ordine di 2 punti percentuali nel 2013, seguita da una modesta ripresa nel 2014, si può stimare che nel primo anno il calo dei prezzi si intensificherebbe, mostrando una netta attenuazione in quello successivo. Vi peserebbero inoltre alcuni fattori di rischio negativi, connessi soprattutto con la persistente, elevata incertezza circa le prospettive reddituali. In questo contesto l'inasprimento del prelievo sulla proprietà immobiliare, in assenza di revisioni della configurazione introdotta nel 2012, potrebbe indurre un'espansione dello stock di case offerte sul mercato da parte delle famiglie e, in misura più accentuata, delle imprese di costruzione e delle società immobiliari che operano in conto proprio, sulle quali attualmente grava l'onere della tassazione anche per le giacenze degli immobili invenduti. Ne deriverebbero ulteriori rischi al ribasso delle quotazioni. In particolare, nell'ipotesi particolarmente sfavorevole che nelle attuali difficoltà di redditività e di accesso al credito l'accresciuta tassazione comporti entro il 2013 l'immissione sul mercato di un numero di abitazioni nuove pari all'attuale stock di immobili invenduti (stimabile in 500.000 unità), nella media dell'anno e di quello successivo il calo dei prezzi delle case sarebbe significativamente più intenso di quanto previsto nello scenario di base.

Nonostante le indicazioni di assenza di sopravvalutazione rispetto alle principali determinanti di fondo dei prezzi delle case, questi ultimi potrebbero quindi subire pesanti flessioni nei prossimi trimestri, soprattutto per via delle spinte recessive ancora in atto nell'economia italiana. Alimentando un circolo vizioso, esse stesse potrebbero aggravarsi per via dei riflessi negativi sulla domanda aggregata derivanti da effetti ricchezza negativi e, indirettamente, dall'irrigidimento delle condizioni del credito dovuto al peggioramento della

qualità dei prestiti agli operatori nel comparto delle costruzioni. Da un lato l'impatto sui piani di consumo delle famiglie indotto dalla perdita di valore della proprietà immobiliare dovrebbe essere comunque contenuto sulla base delle stime macroeconomiche degli effetti ricchezza in Italia (Bassanetti e Zollino, 2010), risultando inferiore al mezzo punto percentuale nell'intero biennio 2013-14 pur nell'ipotesi più sfavorevole circa le prospettive dei prezzi delle case.

Dall'altro lato le condizioni di accesso al credito sono fortemente condizionate dagli sviluppi della congiuntura. Le possibilità delle banche di raccogliere fondi a medio e a lungo termini sui mercati rimangono limitate e i costi sostenuti. Il *funding gap*, ossia la parte dei prestiti a residenti che supera la raccolta al dettaglio (depositi e obbligazioni collocate presso le famiglie), sebbene sia in diminuzione è ancora elevato (Banca d'Italia, 2012). Due recessioni in quattro anni hanno determinato una forte crescita delle insolvenze, inciso pesantemente sulla redditività degli intermediari e sulla loro capacità di autofinanziamento. La capacità delle banche di assumere nuovi rischi si è fortemente ridotta e risulta ancora più limitata dalle incertezze sui tempi e sull'entità della ripresa del ciclo.

Per i mutui, diversi indicatori segnalano che le banche già dalla fine dello scorso decennio hanno adottato criteri di selezione degli affidati più rigorosi (Felici, Manzoli e Pico, 2012, Magri e Pico, 2012). Il forte calo del reddito disponibile dall'inizio della crisi e le prospettive del mercato del lavoro rendono difficile ipotizzare che il mercato dei mutui possa tornare a rappresentare una concreta opportunità per le famiglie con reddito modesto e rischioso. Per le famiglie a basso reddito e con forme di occupazione instabili, la partecipazione all'espansione dei mutui è stata modesta anche nella prima parte dello scorso decennio, caratterizzata da condizioni di offerta ben più favorevoli di quelle attuali.

Relativamente alle imprese, il settore delle costruzioni è caratterizzato da livelli di rischio molto elevati, tali da rendere assai difficoltoso il funzionamento del mercato dei prestiti. Il peso dei finanziamenti a questo settore nel portafoglio delle banche italiane è elevato, anche nel confronto internazionale. Sono inoltre in peggioramento le condizioni finanziarie e la qualità del credito delle imprese che forniscono servizi immobiliari. Il forte aumento della rischiosità rappresenta un forte vincolo all'offerta di nuovi finanziamenti.

Nel complesso il fattore critico che si ritiene più urgente per risollevare le prospettive del comparto delle costruzioni è il successo nel rilanciare il sentiero di crescita dell'intera economia nazionale, a cui le costruzioni possono esse stesse fornire un rilevante contributo nel

più breve periodo. A questo scopo è essenziale la definizione delle linee di intervento su cui concentrare l'azione degli operatori privati e del Governo, pur in considerazione delle limitate risorse finanziarie disponibili nelle ristrettezze di bilancio, di nuovo del settore privato e, dati gli irrinunciabili obiettivi di risanamento fiscale, di quello pubblico. In considerazione dell'elevato consumo del territorio che si è già realizzato nel nostro paese⁴ e in linea con le proposte avanzate anche da associazioni di categoria (Federcostruzioni, 2012), appare prioritario insistere sulla riqualificazione del patrimonio abitativo esistente, di quello privato e di quello pubblico (*in primis* gli edifici scolastici), sia per attenuare nel breve termine gli impulsi recessivi, sia per migliorare l'efficienza energetica e la sicurezza degli immobili.⁵

Un ulteriore fattore di rischio, già richiamato in precedenza, sulle prospettive del comparto delle costruzioni è l'elevato stock di nuove case invendute, che sono nelle disponibilità dei costruttori e società immobiliari, il cui ordine di grandezza risulterebbe in linea con le stime della domanda potenziale di abitazioni (CRESME, 2012). Emerge così l'urgenza di rimuovere il *mismatch* tra domanda ed offerta, da un lato per accrescere il benessere delle famiglie, dall'altro per favorire le condizioni di redditività degli operatori delle costruzioni. A questo proposito, va innanzitutto valutato se la domanda potenziale delle famiglie sia diretta all'accesso dei servizi abitativi piuttosto che all'acquisizione della proprietà della casa. In Italia infatti la quota delle famiglie che risiedono in case di proprietà è già tra le più elevate in Europa (intorno a una quota dell'80 per cento nel 2011), come anche l'incidenza del valore della proprietà immobiliare sul totale della ricchezza netta (circa il 70 per cento). Si aggiungono le crescenti difficoltà di bilancio delle famiglie, che rendono più difficile sia l'accesso ai mutui nelle attuali tensioni sul mercato del credito, sia la formazione di risparmio da investire nell'abitazione. In questo contesto appare urgente rimuovere gli ostacoli che attualmente limitano lo sviluppo nel nostro paese del mercato delle locazioni, innanzitutto quelli di natura fiscale (cfr. Chiri, Borselli, Buoncompagni e Manestra, 2013). Migliorare

⁴ In Italia l'uso del territorio si è progressivamente intensificato, sino a raggiungere nel 2009 un rapporto tra abitazioni e kmq particolarmente elevato nel Nord; il numero di abitazioni per abitante in un anno è cresciuto dell'1,5% (Agenzia del Territorio, Immobili in Italia, 2011)).

⁵ Secondo l'Anagrafe Ministeriale degli Edifici, circa 14700 strutture scolastiche pubbliche presentano urgenti necessità di manutenzione straordinaria per il rispetto delle condizioni di sicurezza. Anche la manutenzione ordinaria è carente sotto molti profili, rispecchiando la progressiva restrizione della capacità di spesa degli enti locali. Al rischio crescente di infortuni degli studenti si aggiungono elevati consumi energetici. Secondo valutazioni dell'Enea, questi ultimi si attestano, nella media degli anni recenti, intorno a 1,5 miliardi di euro, con possibilità di realizzare cospicui risparmi (stimati sino al 70 per cento) con adeguati interventi sulle strutture.

l'accesso al mercato delle locazioni da un lato può accrescere la redditività delle abitazioni per il proprietario, con riferimento a quelle nuove invendute ma anche all'intero stock abitativo; dall'altro lato può favorire la mobilità e il benessere delle famiglie, soprattutto di quelle più giovani, per le quali le prospettive occupazionali e reddituali sono più svantaggiose e più difficile è l'accesso alla proprietà della casa.⁶

Riferimenti bibliografici

Agenzia del Territorio (2011). *Gli Immobili in Italia*.

Baldinelli, C. Gangeri M., Leandri F. (1998) I riflessi sulle banche della crisi del mercato immobiliare, *Bancaria*, Vol. 54, 9, pp. 2-12.

Banca d'Italia (2012). *Rapporto sulla stabilità finanziaria n. 4*, novembre.

Bassanetti A. E Zollino (2010) "The Effects of Housing and Financial Wealth on Personal Consumption: Aggregate Evidence for Italian Households" in O. De Bandt, T. Knetsch, J.Peñalosa e F. Zollino (a cura di) *Housing Markets In Europe: A Macroeconomic Perspective*, Springer

Brun M., Chai F., Elgg D., Esteban A., van Gastel G, Körting T., Momo R., Nigro V, Poiars R., Servant F., Solera I, Vivet D. (2012). *Profitability, Equity Capitalization and Net Worth at Risk. How Resilient Are Non-Financial Corporations in a Crisis Environment?*, ECCBSO Working Paper.

Chiri S., Borselli, Buoncompagni e Manestra, 2013 *Tassazione delle abitazioni e mercato degli affitti*, questo volume

CRESME, 2012 *Il mercato delle costruzioni. Lo scenario di medio periodo 2012-2016*

Fabrizi C., Pico, R. (a cura di), *Gli effetti della crisi del mercato immobiliare sulle imprese e sulle banche*, Banca d'Italia, mimeo.

Federcostruzioni (2012) *Rapporto 2012. Il sistema delle costruzioni in Italia*.

⁶ Secondo l'Agenzia del Territorio (*Gli Immobili in Italia*, 2011), la quota delle abitazioni locate sul totale nel 2009 era scesa di quasi mezzo punto percentuale, all'8,6 per cento; nello stesso anno era salita di pari ammontare quelle delle case a disposizione (non adibite ad abitazione del proprietario oppure di un locatario), al 14,7 per cento. Tra i contratti di affitto depositati, solo poco più di 600.000 interessavano persone di età inferiore ai 30 anni, pari al 7 per cento del totale della popolazione tra 18 e 30 anni; nella stessa fascia di età, il numero di proprietari superava appena il milione, quasi il 12 per cento della popolazione residente di quella età.

- Felici R., Manzoli E. e Pico R. (2012). *La crisi e le famiglie italiane: un'analisi microeconomica dei contratti di mutuo*. Banca d'Italia, Quaderni di Economia e Finanza n. 125.
- Magri S. e Pico R. (2012). *L'indebitamento delle famiglie italiane dopo la crisi del 2008*. Banca d'Italia, Quaderni di Economia e Finanza n. 134.
- Nobili A. e F. Zollino (2012). *A structural models for the housing and credit markets in Italy*. Banca d'Italia, Temi di Discussione n. 877.
- Rossi P. (2008). *L'offerta di mutui alle famiglie: caratteristiche, evoluzione e differenze territoriali. I risultati di un'indagine campionaria*, Banca d'Italia, Quaderni di Economia e Finanza n.12.
- Santoro S. e Tartaglia Polcini R. (2013) *Il sondaggio presso gli agenti immobiliari*, questo volume.
- Zollino (2013) *Measuring the commercial property prices in Italy: first evidence from a transaction based approach* Banca d'Italia, manoscritto.

Tendenze recenti del mercato immobiliare e del credito

Discussione di Gianni Guerrieri

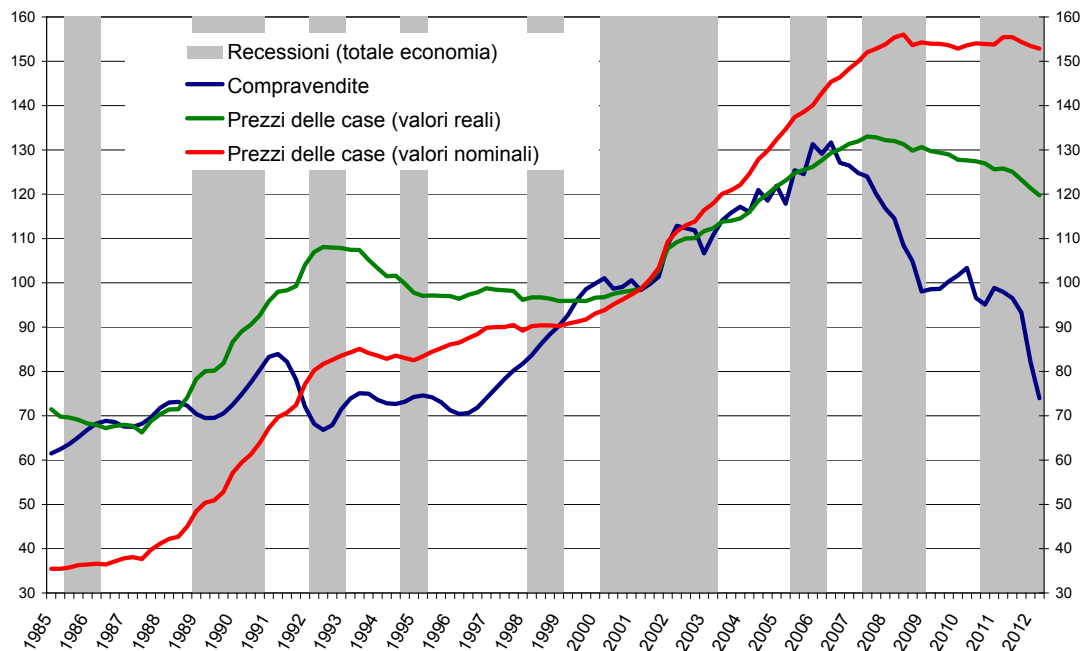
(Osservatorio del Mercato Immobiliare dell'Agenzia delle Entrate)

Ringrazio anzitutto la Banca d'Italia e i curatori di questo seminario per l'opportunità offertami di partecipare ai lavori di questo interessantissimo incontro.

La relazione di Gobbi e Zollino, per la quale ho il piacere di svolgere il ruolo di *discussant*, spiega esattamente ed in modo esauriente quello che è avvenuto nell'ultimo decennio nel mercato immobiliare italiano e nel settore delle costruzioni. I dati ed i cicli degli ultimi ventisette anni rappresentati nella Fig. 1, tratta dalla relazione in esame, consentono di evidenziare una prospettiva storica dell'andamento dei prezzi e delle compravendite di abitazioni.

Figura 1 - Prezzi e compravendite di abitazioni in Italia

(numeri indice 2000=100)



Nota: tratta dalla Figura 4 della relazione di G. Gobbi e F. Zollino «Tendenze recenti del mercato immobiliare e del credito»

Per venire al periodo più recente, in particolare alla crisi del biennio 2008-2009 e agli anni successivi, mi sembra opportuno evidenziare la peculiarità del mercato

immobiliare italiano, anche rispetto a ciò che è avvenuto in altri Paesi, rappresentata dalla debole flessione dei prezzi nominali delle case a fronte di una forte contrazione delle quantità scambiate (pur se occorre segnalare che i prezzi di altre tipologie immobiliari hanno subito una riduzione di maggiore entità).

In effetti, a fronte di una riduzione dell'ordine del 31% delle compravendite, dal picco del 2006 al 2011, i prezzi nominali sono rimasti sostanzialmente stabili. L'indice delle quotazioni OMI¹ aumenta dell'11% tra il I semestre 2006 ed il I semestre 2008. Nel periodo successivo che va dal I semestre 2008 al I semestre 2012, e quindi con l'insorgere della crisi economica-finanziaria e l'accentuarsi della caduta delle compravendite di abitazioni, l'indice delle quotazioni si riduce del solo -0,29%, avendo recuperato, nel corso del 2010 e di parte del 2011, parte della la caduta registratasi nel 2009.

La stabilità dei prezzi nominali ha comportato ovviamente una caduta dei prezzi reali, la cui rilevanza, nell'ambito del mercato immobiliare, è tuttavia da circoscrivere alla formazione delle decisioni di investimento/disinvestimento influenzate dalle aspettative circa la capacità di mantenere al riparo dell'erosione inflazionistica il capitale immobilizzato nell'abitazione di proprietà.

Sui temi del credito alle famiglie, del suo funzionamento e sui legami strutturali tra credito, ciclo immobiliare e retroazioni sulla stabilità finanziaria degli istituti bancari, non entro nel merito di quanto esposto nella relazione, in quanto non sono argomenti attinenti al mio campo di competenze, rilevando comunque la ragionevolezza delle tesi esposte.

Ritengo semmai utile fornire alcuni dati che stanno emergendo da un'analisi sui mutui ipotecari del 2010 in corso presso l'Agenzia del Territorio.

Come è noto l'Agenzia del Territorio gestisce il servizio di pubblicità immobiliare e quindi tutte le note di iscrizione dei mutui ipotecari. L'analisi in corso si basa sui risultati dell'incrocio tra i dati di tutte le iscrizioni ipotecarie, le note di trascrizione delle compravendite immobiliari e i dati catastali.

¹ Osservatorio del mercato immobiliare (OMI) dell'Agenzia del territorio. Per i dati si rinvia alle pubblicazioni «Note trimestrali» e «Rapporti immobiliari residenziali» di cui, rispettivamente, alla pagina <http://www.agenziaterritorio.it/site.php?id=6348> e <http://www.agenziaterritorio.it/site.php?id=6329> del sito internet dell'Agenzia del territorio.

Risulta che i finanziamenti alle persone fisiche erogati con mutui ipotecari sono stati circa 61 miliardi di euro nel 2010. Di questo ammontare di finanziamenti la parte che, dall'incrocio delle banche dati, risulta abbia sostenuto l'acquisto di immobili ammonta a circa 50,5 miliardi di euro. Limitando l'attenzione al solo settore residenziale, emerge che nel 2010 sono state circa 282 mila le abitazioni acquistate con mutuo ipotecario, per un capitale erogato di 26,8 miliardi di euro, di cui circa 271 mila con ipoteca sulla stessa abitazione acquistata, circa 4.400 con ipoteca sull'abitazione acquistata e su altri immobili di proprietà e circa 7 mila con ipoteca su immobili di proprietà diversi da quelli acquistati. Rispetto al totale delle abitazioni acquistate nel 2010, quelle con acquisto finanziato con mutuo ipotecario assommano, nel complesso, a circa il **46%**. Esiste, quindi, una parte rilevante di abitazioni che viene acquistata avvalendosi o di altre forme tecniche di finanziamento oppure direttamente di capitali propri derivanti dalla disponibilità di risorse liquide anche conseguenti al disinvestimento di capitali impiegati in attività finanziarie o reali.

Tornando alla relazione in esame, il punto su cui nutro qualche perplessità, rispetto alle tesi esposte da Zollino-Gobbi, riguarda la prospettiva di breve periodo.

Anzitutto perché sia a livello internazionale, sia specificamente nel nostro paese, la crisi ha una natura tale da poter modificare comportamenti ed aspettative ("convenzionali" nel senso keynesiano) a livello strutturale.

In effetti non era mai accaduto, almeno a partire dal 1970, ma forse dall'inizio del dopoguerra, che in cinque anni (incluso le previsioni per il 2012 dell'ISTAT) il PIL subisse una variazione negativa dell'ordine del 6,6%, con due recessioni ravvicinate. Questa crisi e lo scenario in cui è storicamente maturata, apre probabilmente una fase storica in cui le chiavi di lettura o i modelli fondati sui comportamenti prevalsi nel passato potrebbero rilevarsi non completamente adeguati.

La relazione suggerisce *«nell'ipotesi particolarmente sfavorevole che l'accresciuta tassazione comporti tra la fine di quest'anno e del prossimo un graduale aumento delle abitazioni nuove offerte sul mercato, in misura complessivamente pari all'attuale stock di immobili invenduti (stimabili in 500 mila), nel biennio 2012-2013 i prezzi delle case subirebbero in termini nominali un calo sino a quattro punti percentuali»* (pag. 24), con un effetto indiretto

sull'economia reale tramite il credito e l'effetto ricchezza sui piani di consumo delle famiglie che, tuttavia, «*dovrebbe essere trascurabile*».

Ritengo che l'evoluzione della crisi, con la forte riduzione del Pil registrata in questi ultimi cinque anni e con quel che ne è conseguito su occupazione e redditi disponibili delle famiglie, stia mutando aspettative e comportamenti in modo repentino.

E' vero che anche nel I semestre 2012 i prezzi delle case sono risultati sostanzialmente stabili (-0,9% tendenziale secondo il nuovo indice ISTAT), pur se tale stabilità è la risultante della composizione di una variazione tendenziale +3,1% registrato dai prezzi delle abitazioni nuove e -2,7% delle abitazioni esistenti. Quel che però risulta preoccupante è il tracollo degli acquisti di abitazioni che si registra nel 2012.

L'Agenzia del territorio registra per il III trimestre 2012 una variazione tendenziale, per tutte le destinazioni d'uso, pari a -25,8%. Nel settore residenziale è pari a -26,8%. Nei primi tre trimestri del 2012 rispetto all'analogo periodo del 2011 sono state vendute il 24% di case in meno. Se questo *trend* fosse confermato (e non vi sono segnali del contrario) arriveremo a fine anno a circa 450 mila compravendite, un volume di transazioni che ci riporta al 1985.

Si consideri che questa fortissima riduzione è iniziata dal I trimestre. Tuttavia le statistiche sulle compravendite prendono a riferimento la data in cui avviene il rogito che si stipula sovente tre mesi dopo quella in cui è maturata la decisione di acquisto e la formazione del prezzo. In termini economici, quindi, il crollo del I trimestre è riconducibile alle decisioni assunte dalle famiglie nell'ultimo trimestre del 2011, in un periodo in cui non era stato ancora deciso l'aumento della tassazione immobiliare, avvenuto nel 2012 con l'introduzione dell'IMU in seguito all'emanazione del decreto-legge 6 dicembre 2011, n. 201 (cosiddetto "Decreto Salva-Italia").

La contrazione dei volumi è tale che se fossero effettivamente 500 mila le case invendute, tenuto conto che approssimativamente solo il 30% delle transazioni complessive riguarda abitazioni nuove, occorrerebbero oltre tre anni per lo smaltimento della produzione in eccesso, ipotizzando che non vi sia altra produzione.

Si tenga inoltre conto che questa contrazione è avvenuta in un solo anno su volumi già decurtati rispetto ai picchi massimi, ed è analoga per intensità a quella avvenuta nel biennio 2008-2009. In quei due anni, peraltro, la contrazione del Pil è stata decisamente più grave di quella che si annuncia per il biennio 2012-2013.

Infine, l'attuale crollo delle compravendite si mostra ben più omogeneo territorialmente e per dimensione dei comuni, rispetto a quello del biennio 2008-2009.

Ritengo che questo crollo, a parità delle altre variabili, dipenda dal quadro mutato delle aspettative, dalla maggiore incertezza sul futuro e dalla strutturale riduzione della propensione al risparmio delle famiglie italiane avvenuta nell'ultimo ventennio.

In un mercato in cui la domanda si riduce così repentinamente in un anno, aumenta rischio che possa maturare una caduta repentina anche sul fronte dei prezzi.

La stabilità dei prezzi nominali osservata in questi anni, sempre sul mercato residenziale, è dipesa a mio giudizio dal fatto che una quota dello *stock* abitativo, diverso dalle abitazioni principali, è detenuto nel portafoglio delle famiglie per una convinzione: quella in base a cui il *capital gain* che si matura nel medio periodo consente quantomeno la conservazione del valore reale del capitale investito. L'intenso ciclo immobiliare del decennio alle spalle ha accresciuto e rafforzato tale convinzione, spostando l'attesa per una crescita del valore reale al di sopra della copertura inflazionistica. A fronte di una domanda in calo, la possibilità di vendere solo ridimensionando in modo significativo il prezzo ha portato all'uscita dal mercato di questa parte di offerta. Ma oggi rimangono case nuove invendute, permutate e venditori che hanno bisogno di liquidità (secondo una recente indagine di Tecnoborsa, il 30,4% delle vendite ha come motivo la necessità di liquidità). Blocchi di offerta che hanno necessariamente meno possibilità di irrigidirsi sul prezzo e che dunque possono o debbono accondiscendere a livelli nominali più bassi di quelli attualmente correnti per incontrare la domanda.

Il rischio è che dunque possiamo andare incontro ad un calo anche superiore ai «quattro punti percentuali» previsto nell'ipotesi più sfavorevole contenuta nella relazione Zollino-Gobbi. Se la discesa dei prezzi nominali fosse effettivamente superiore ai quattro punti percentuali, ciò comporterebbe effetti retroattivi di vario genere e più intensi, non tanto e non solo in termini di effetti ricchezza, quanto sul

valore delle garanzie bancarie, con le conseguenze che ne deriverebbero in termini di politiche del credito, e sull'industria delle costruzioni, che vedrebbe erosi i margini di profitto potenziali e quindi ridurrebbe ulteriormente gli investimenti.

Concludo con due ulteriori considerazioni: una concernente la tassazione e l'altra sulle condizioni per una ripresa del mercato immobiliare e del settore delle costruzioni.

Non vi è dubbio che qualsiasi inasprimento della tassazione sul possesso di un bene incida negativamente sulla propensione ad (o sulla possibilità di) acquistare quel bene. Ciò è vero anche per gli immobili. Dubito però che la sua influenza sia stata di entità tale da determinare o da concorrere significativamente a determinare la caduta della domanda.

Tra il 2010 ed il 2012 il prelievo tributario aumenta di circa 9 miliardi (circa il 3% in più), mutando significativamente la sua composizione. Si riduce, infatti, la componente della tassazione sul reddito ed aumenta quella di natura patrimoniale. A parte le abitazioni principali, che passano dalla totale esenzione al pagamento di una imposta pari a circa 205 euro in media², il mutamento della tassazione pesa in particolare modo sulle abitazioni a disposizione e sulle altre tipologie immobiliari che non beneficiano della cedolare secca.

Infatti, limitatamente alle abitazioni locate, si può affermare che per coloro che scontavano sui canoni di locazione una aliquota marginale superiore al 23%, il binomio cedolare secca – IMU, comporta ancora benefici, peraltro crescenti all'aumentare dell'aliquota marginale che i redditi da locazione precedentemente scontavano in IRPEF.

L'incremento della tassazione aumenta il costo d'uso dell'abitazione tenuta a disposizione. E' possibile, quindi, che ciò comporti un incremento dell'offerta di abitazioni in locazione per compensare il maggior costo.

In ogni caso, a me sembra che non sia la maggiore tassazione derivante dall'introduzione dell'IMU a far crollare la domanda di seconde case: è piuttosto quel mutamento di aspettative e quell'incertezza che porta a rinviare i piani di acquisto anche da parte delle famiglie che potrebbero accedere al credito.

² Cfr. Agenzia del Territorio-Dipartimento delle finanze «Gli Immobili in Italia 2012», pag. 204, in <http://www.agenziaterritorio.it/site.php?id=13000>

Venendo, infine, alle condizioni per una ripresa, non vi è dubbio che, come scrivono Zollino e Gobbi, sia urgente rilanciare il sentiero della crescita «*a cui le costruzioni possono esse stesse fornire un rilevante contributo nel più breve periodo*», proprio in virtù di quegli effetti moltiplicatori tipici del settore e spiegati nella relazione.

Il nodo è ovviamente come e con quali risorse si possa rilanciare il settore. il settore delle costruzioni.

Al riguardo, condivido pienamente la tesi contenuta nella relazione secondo cui occorre evitare comunque un ulteriore consumo del suolo. Non solo per aspetti ambientali o conservativi, ma anche per i maggiori costi che un edilizia estensiva comporta in termini di congestione e trasporti.

Le politiche di rilancio, in questa fase, dovrebbero avvenire su spinta del settore pubblico. Ma è qui che si incontrano i limiti della linea di politica economica prevalsa in Europa dal 2008 in poi, dovuti all'assenza di strategie e risorse finalizzate alla crescita, imperniate anche su piani di riqualificazione delle città e di infrastrutturazione del territorio.

E' chiaro che sul fronte delle risorse da impiegare, l'Italia da sola ha le mani sostanzialmente legate.

A mio avviso, tuttavia, può essere decisivo riprendere il tema della *spending review*, per provare a declinarla non solo come riduzione degli eccessi relativi di spesa, ma per delineare un riorientamento dei flussi di spesa in modo da privilegiare quelle spese che possano avere un impatto congiunturale più favorevole alla ripresa. Per esempio, anche nell'ambito delle comunque ridotte capacità di spesa per investimenti nelle infrastrutture pubbliche, si potrebbe verificare se vi siano spazi per spostare risorse, nel breve periodo e a fini essenzialmente congiunturali, da grandi opere a opere più diffuse sul territorio che possono generare una crescita e riqualificare l'esistente. In questo senso, l'edilizia scolastica, citata nella relazione, mi sembra uno dei settori su cui si può e si deve puntare.

Infine, sul tema della tassazione sarebbe probabilmente di ausilio alla ripresa di medio periodo una riduzione delle imposte sui trasferimenti, anche se evidenti ragioni di bilancio ed altre priorità sul fronte della riduzione della tassazione non la rendono realisticamente praticabile nel breve periodo.

IL SONDAGGIO CONGIUNTURALE SUL MERCATO DELLE ABITAZIONI IN ITALIA: PRIME VALUTAZIONI

Sergio Santoro* e Raffaele Tartaglia Polcini*

* Banca d'Italia, Area Ricerca economica e relazioni internazionali.

Gli autori ringraziano i partecipanti al convegno “Le tendenze del mercato immobiliare: l'Italia e il confronto internazionale” (Roma, 20 novembre 2012) e in special modo il dott. Marco Malgarini, per gli utili commenti. Le opinioni espresse in questo lavoro sono responsabilità esclusiva degli autori e non coinvolgono l'istituzione di appartenenza. E-mail: sergio.santoro@bancaditalia.it; raffaele.tartagliapolcini@bancaditalia.it.

1. Introduzione

Gli andamenti del settore immobiliare hanno implicazioni assai importanti sul ciclo economico e sulla stabilità finanziaria (Panetta *et al.* 2009; de Bandt *et al.*, 2010). Dal lato dell'offerta, il settore costituisce una quota rilevante del comparto delle costruzioni, che a sua volta rappresenta in Italia circa il 6 per cento del PIL. Dal lato della domanda, la proprietà immobiliare costituisce oltre il 60 per cento della ricchezza delle famiglie; gli effetti ricchezza legati a movimenti dei prezzi delle case si riflettono nelle scelte di consumo (Bassanetti e Zollino, 2010). In relazione alla funzione di garanzia dei mutui ipotecari svolta dagli immobili residenziali, tali movimenti rilevano anche per i riflessi sui bilanci delle banche.

Nonostante gli importanti progressi registrati negli ultimi anni, in Italia le informazioni quantitative sul comparto immobiliare (relativi ai prezzi e alle transazioni) sono diffuse con un ritardo rispetto al periodo di riferimento che raggiunge i tre mesi nel caso delle quotazioni. Anche per questa ragione dal 2009 la Banca d'Italia, in collaborazione con Tecnoborsa e (da ottobre 2010) con l'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia del Territorio (AdT)², conduce un sondaggio trimestrale presso gli agenti immobiliari al fine di raccogliere informazioni, prevalentemente di natura qualitativa, sullo stato corrente e atteso del mercato. I principali punti di forza del sondaggio sono (i) la rapidità con cui sono disponibili i risultati rispetto al periodo di riferimento, e (ii) la possibilità di modificare in parte la struttura del questionario, per indagare tempestivamente e in modo flessibile nuovi temi meritevoli di approfondimento. Da questo punto di vista, l'indagine segue un modello già sperimentato in altre inchieste condotte dalla Banca d'Italia, ad esempio quella trimestrale sulle aspettative di inflazione e crescita condotta in collaborazione con il quotidiano economico "Il Sole 24 Ore".

Il paragrafo 2 descrive le principali caratteristiche dell'indagine (il questionario, il disegno campionario, il trattamento delle risposte e i metodi di stima utilizzati). Nel paragrafo 3 sono invece presentate le principali evidenze empiriche basate sull'analisi delle osservazioni finora disponibili. L'ultimo paragrafo conclude, indicando le possibili direzioni del lavoro futuro.

2. Il sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni

2.1. Le principali caratteristiche

L'inchiesta è stata pianificata nel corso del 2008 nell'ambito di una collaborazione istituzionale che all'inizio ha coinvolto la Banca d'Italia e Tecnoborsa. Il primo sondaggio pilota è stato condotto nell'autunno del 2008.

Le difficoltà principali riscontrate all'inizio furono essenzialmente due. La prima riguardava l'assenza di indagini analoghe a livello internazionale cui ispirarsi per la definizione del questionario. Le *survey* sono, infatti, ampiamente utilizzate per acquisire informazioni da famiglie e imprese operanti in vari settori (industria, servizi e costruzioni), ma non vi sono precedenti rilevanti di inchieste presso gli agenti immobiliari. A tale riguardo è importante osservare che intervistare questi operatori presenta alcune caratteristiche peculiari rispetto alle indagini condotte presso imprese e famiglie. Ad esempio, gli agenti immobiliari sono spesso fuori dal proprio ufficio e/o sono impegnati al telefono, per cui potrebbe essere particolarmente difficile contattarli per l'intervista. La seconda difficoltà è relativa alla definizione degli elenchi di agenti dai quali estrarre il campione; da questo punto di vista è risultato di fondamentale importanza il contributo delle organizzazioni di categoria (per esempio la FIAIP, Federazione Italiana Agenti Immobiliari Professionali) che ha consentito di raggiungere in modo più capillare gli agenti sul territorio. Un problema specifico, infine, riguarda l'elevato turnover delle imprese del settore, che rende più complessa l'attività di aggiornamento delle liste dalle quali estrarre il campione.

A ottobre 2010 anche l'Osservatorio del Mercato Immobiliare dell'Agenzia del Territorio ha aderito all'iniziativa. Ciò ha permesso, tra l'altro, di accrescere il tasso di risposta e

² Dal 1° dicembre 2012 l'Agenzia del Territorio è stata incorporata nell'Agenzia delle Entrate.

garantire un miglior raccordo tra le informazioni rilevate nel sondaggio e quelle, di natura quantitativa, diffuse dall'Agenzia, che costituiscono una fonte primaria per l'analisi del mercato immobiliare in Italia.

La rilevazione è rivolta agli agenti immobiliari: si presuppone, infatti, che essi siano in grado di fornire informazioni non solo sugli andamenti correnti di alcune grandezze ma anche sulle prospettive. Un limite dei dati di *survey* è che i rispondenti potrebbero riportare percezioni sui fenomeni oggetto di indagine; queste, ancorché fondate su una esperienza diretta, potrebbero contenere elementi soggettivi di distorsione³. Di tale fenomeno non è ancora possibile fornire valutazioni empiriche, a causa del numero limitato di osservazioni temporali.

Un altro fattore di cui tener conto è che non tutte le transazioni sono intermedie dagli agenti immobiliari. A parte le trattative dirette, vi è un'area di intermediazione informale che sfugge al campo di osservazione della presente rilevazione. Le informazioni disponibili circa la quota di mercato intermedia da agenti immobiliari sono scarse e non sempre tra loro coerenti. Una valutazione del tutto preliminare, ottenuta rapportando una stima del numero di case vendute dagli agenti (rilevato nell'indagine) alle transazioni misurate tramite gli atti notarili, sembra indicare una quota che oscilla intorno al 50 per cento delle unità immobiliari oggetto di scambio. Tuttavia è ragionevole ritenere che le valutazioni espresse dagli operatori, se correttamente misurate, possano cogliere gli andamenti del mercato nel loro complesso.

Dal punto di vista del contenuto informativo, il sondaggio integra le fonti esistenti in una duplice prospettiva. In primo luogo, esso fornisce anticipazioni sugli andamenti di grandezze quantitative rilevate altrove. Un esempio in questo senso è costituito dalle quotazioni degli immobili. L'Istat ne ha recentemente avviato la pubblicazione a cadenza trimestrale, che tuttavia avviene con un certo ritardo rispetto al periodo di riferimento (circa tre mesi)⁴; per colmare questo gap informativo, nel sondaggio si rilevano informazioni qualitative sulle tendenze dei prezzi durante il trimestre in cui si svolgono le interviste (queste hanno luogo nelle prime due decadi del trimestre), i cui esiti sono disponibili circa tre settimane dopo la fine delle interviste. In secondo luogo, lo strumento del sondaggio permette di approfondire fenomeni, importanti per comprendere le tendenze in atto, che non sarebbe possibile indagare sulla base dei dati disponibili, quali ad esempio lo stock di case invendute, il margine di sconto rispetto alla richiesta iniziale del venditore, l'impatto di provvedimenti di natura fiscale sull'andamento complessivo del mercato.

Sempre al fine di favorire una tempestiva analisi congiunturale del settore, una sezione del sondaggio è dedicata alle prospettive degli operatori sugli andamenti a breve e a medio termine delle principali variabili, raccogliendo informazioni sui prezzi, gli incarichi a vendere e le compravendite.

2.2. L'universo di riferimento e le liste di imprese

L'universo di riferimento è costituito dalle agenzie immobiliari che operano su beni di terzi. Informazioni sulla distribuzione della popolazione sono rese periodicamente disponibili dall'Istat, per classe di addetti e provincia. Per ciascuna rilevazione si utilizzano le numerosità più recenti disponibili.

La creazione della lista di campionamento ha presentato diverse difficoltà. La lista di operatori censiti dalle Camere di commercio, teoricamente esaustiva, ha evidenziato problemi. Innanzitutto la sua numerosità presenta discrepanze non trascurabili rispetto ad altre fonti ufficiali quali l'archivio ASIA dell'Istat o le liste di imprese utilizzate per gli studi di settore. Non si può escludere, tra l'altro, che parte delle agenzie di intermediazione sia erroneamente classificata tra gli operatori con prevalenza di compravendite di beni propri. Dal punto di vista operativo, le informazioni di contatto presenti nella lista camerale sono spesso mancanti o non aggiornate

³ Un esempio di tale problematica è rappresentato dalla distorsione delle percezioni d'inflazione delle famiglie rilevate nei sondaggi qualitativi (cfr. Del Giovane, Fabiani e Sabbatini, 2008).

⁴ In precedenza le stime sui prezzi erano di fonte Agenzia del Territorio e diffuse semestralmente, con un ritardo di circa 4 mesi rispetto al periodo di riferimento.

(anche a causa dell'elevato turnover di imprese di questa categoria) rendendo complesse le operazioni di contatto. Per questo motivo si è ritenuto di affiancare alle liste camerali delle liste ulteriori (iscritti alla FIAIP - Federazione Italiana Agenti Immobiliari Professionali; referenti dell'OMI - Osservatorio del Mercato Immobiliare; accreditati presso le Borse immobiliari) regolarmente aggiornate e dotate di informazioni di contatto affidabili.

Il campione è stato dunque estratto attingendo da tutte queste fonti⁵, avendo cura di monitorare le possibili distorsioni delle stime derivanti dall'utilizzo delle diverse liste. L'effetto differenziale della lista di provenienza sulle stime risulta statisticamente significativo in pochissimi casi; calcolando stime basate sui campioni relativi alle singole liste separatamente si ottengono regolarmente differenze assai contenute, quando non del tutto trascurabili, in termini quantitativi.

2.3. Il disegno campionario

Il disegno di campionamento è stratificato proporzionale. Gli strati, in totale pari a 34, sono costituiti:

- a) dai 15 comuni italiani con popolazione pari o superiore a 250.000 abitanti⁶;
- b) dalle 15 aree intorno ai comuni del punto precedente, che ne formano il cosiddetto *hinterland*;
- c) dalle 4 macro-aree geografiche nazionali (Nord Ovest; Nord Est; Centro; Sud e Isole), con l'esclusione dei 30 strati dei punti a) e b).

Per la definizione delle aree di cui al punto (b) si considera "area urbana" l'unione del comune con almeno 250.000 abitanti e del relativo *hinterland*. Viene denominata "area metropolitana" l'area urbana in cui il comune più importante conta almeno 500.000 abitanti (Genova, Milano, Napoli, Palermo, Roma, Torino). Le aree sono state individuate con riferimento ai Sistemi Locali del Lavoro⁷, la cui struttura ha una chiara influenza sulle quotazioni residenziali.

Il numero di unità da rilevare in ogni strato è stato scelto con un criterio misto: una numerosità di base è stata determinata in misura proporzionale al numero di transazioni rilevate in ogni strato, disponibili al momento della formazione del campione, sulla base di dati territoriali forniti dall'Osservatorio del Mercato Immobiliare dell'Agenzia del Territorio. All'interno dei singoli strati si è poi provveduto a fissare una consistenza minima, al fine di garantire una numerosità campionaria tale da assicurare per ognuno un errore standard accettabile per le principali stime. È stata infine aggiunta una numerosità campionaria supplementare per le aree metropolitane, per tener conto della maggiore variabilità, al loro interno, dei fenomeni di interesse dell'indagine. Nel bilanciamento di questi elementi si è tenuto conto dell'esigenza di ottenere errori standard contenuti sia per le stime a livello nazionale, sia per quelle per ripartizione geografica (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud e Isole) sia ancora rispetto alle caratteristiche di urbanizzazione, distinguendo le principali città tra aree "urbane" e "metropolitane".

2.4. Il comportamento di risposta

Le interviste si svolgono a cura di una società esterna, prevalentemente mediante formulario web controllato e, in via residuale, via fax o telefonicamente. I soggetti partecipanti

⁵ Le imprese del campione estratte dalle liste camerali rappresentano circa un terzo del totale, mentre i restanti due terzi del campione provengono dalle altre liste.

⁶ Bari, Bologna, Catania, Firenze, Genova, Messina, Milano, Napoli, Padova, Palermo, Roma (inclusa Ostia Lido), Torino, Trieste, Venezia (inclusa Mestre), Verona.

⁷ Un Sistema Locale del Lavoro (SLL) è definito come "l'unità territoriale identificata da un insieme di comuni contigui legati fra loro dai flussi degli spostamenti quotidiani per motivi di lavoro"; si tratta pertanto di aggregazioni di comuni che identificano mercati del lavoro omogenei. Non rilevando i vincoli amministrativi, un sistema locale può contenere, in casi residuali, comuni appartenenti a province o regioni diverse da quella del comune principale e viene individuato a partire da informazioni acquisite sul fenomeno del pendolarismo tramite il questionario del Censimento generale della popolazione.

vengono raggiunti dapprima mediante un messaggio di posta elettronica, e, successivamente, per telefono in caso si verifichi la necessità di ricontatti o per chiarimenti sul questionario.

Il numero di operatori partecipanti all'inchiesta è progressivamente aumentato, dagli 823 della prima rilevazione pilota (ottobre 2008)⁸ ai 1.565 dell'edizione di ottobre 2012 (figura 1). Tale risultato è il frutto dell'opera di sensibilizzazione condotta presso gli operatori, svolta dapprima di concerto tra Banca d'Italia e Tecnoborsa, e successivamente anche con l'apporto dell'Agenzia del Territorio. Anche il tasso di risposta è progressivamente migliorato, fino al massimo storico nella rilevazione di ottobre 2012 (45 per cento, un livello non distante da quello dell'indagine sulle aspettative di inflazione e crescita condotta presso le imprese dell'industria e dei servizi; figura 2). Ciò potrebbe segnalare anche una migliore percezione da parte dei rispondenti dell'importanza di questa iniziativa per i possibili riflessi sulla propria attività lavorativa.

La natura in principio longitudinale del campione (le stesse imprese vengono ricontattate tra una rilevazione e l'altra) non può impedire un certo attrito campionario. In media, i due terzi delle agenzie partecipano a due indagini consecutive: tale quota appare in graduale ma significativo incremento nel tempo (72 per cento nella rilevazione di ottobre 2012) coerentemente con l'aumentato interesse degli agenti. Per la sostituzione delle agenzie non rispondenti si applica l'usuale regola consistente nell'individuare un'agenzia alternativa nell'ambito del medesimo strato.

Le domande qualitative non hanno posto particolari problemi ai rispondenti. Come spesso avviene nelle inchieste congiunturali e ampiamente documentato in letteratura, le risposte alle domande quantitative, in particolare quelle sui prezzi, sono apparse invece di più difficile interpretazione; la distribuzione delle risposte è infatti caratterizzata da numerosi valori anomali e, talvolta, non si riscontra coerenza tra le risposte riferite alle variazioni trimestrali e quelle riferite alle variazioni annuali. Tali considerazioni hanno finora suggerito di non pubblicare stime quantitative sulla variazione dei prezzi tratte dall'indagine, limitando l'analisi alle risposte qualitative che forniscono indicazioni sulla direzione dei prezzi nel trimestre di riferimento e in quello successivo. Un approfondimento metodologico, tuttora in corso, riguarda le modalità più adeguate per ottenere informazioni quantitative di elevata qualità.

2.5. Il questionario e le informazioni raccolte

Il questionario è articolato in quattro sezioni: (i) dati anagrafici e sull'attività dell'agenzia; (ii) informazioni sulle compravendite; (iii) andamenti dei prezzi; (iv) prospettive del mercato. Inoltre, di volta in volta può essere inclusa una sezione monografica dedicata ad approfondimenti specifici.

Le domande sono di tipo quantitativo e qualitativo; in alcune si lascia al rispondente la possibilità di affiancare o sostituire a una richiesta di valutazione quantitativa una risposta di tipo qualitativo (ad esempio riguardo ai prezzi, essendo la quantificazione del fenomeno assai complessa). Le domande qualitative sono poste generalmente seguendo il classico schema di risposta a tre modalità (negativa, neutra, positiva) o fornendo degli intervalli su una variabile quantitativa latente.

Circa il periodo di riferimento, l'inchiesta è svolta normalmente nei primi venti giorni di calendario⁹ del mese successivo al trimestre di riferimento (per esempio a ottobre per l'inchiesta riferita al terzo trimestre: luglio-settembre). La maggior parte delle domande è riferita a quanto osservato in questo trimestre; la sezione sulle prospettive distingue tra quelle a breve termine, riferite al trimestre in cui hanno luogo le interviste (nell'esempio precedente, il quarto trimestre) e quelle a medio termine (i successivi due anni). Nel primo caso agli agenti si chiedono valutazioni sugli andamenti del proprio mercato di riferimento e su quello nazionale, mentre sugli orizzonti più distanti l'oggetto è esclusivamente il mercato nazionale.

⁸ A ottobre 2008 è stata svolta una prima indagine pilota, con lo scopo di monitorare la bontà delle liste e le difficoltà di contatto e compilazione del questionario. I risultati di questa tornata, del tutto sperimentale, non sono stati pubblicati.

⁹ In occasione della rilevazione di luglio l'inizio delle interviste viene leggermente anticipato allo scopo di consentire la diffusione dei risultati prima della pausa estiva.

Più in dettaglio, nella prima sezione del questionario, oltre a informazioni di natura anagrafica (tra le quali la forma societaria e l'appartenenza a un gruppo) viene chiesto agli operatori di indicare anche l'eventuale forma societaria dell'agenzia, il numero di agenti che vi operano, la possibile appartenenza a un gruppo, il comune di attività prevalente, la presenza anche nel mercato delle locazioni. Il volume d'affari è misurato sulla base del numero di case vendute (nuove e preesistenti).

La parte centrale del questionario raccoglie informazioni utili per delineare gli andamenti congiunturali del comparto immobiliare. La seconda sezione rileva i dati sulle compravendite: andamento nel periodo di riferimento; numero di mesi tra l'assegnazione dell'incarico a vendere (il mandato) e la stipula del contratto preliminare di vendita; numero di mesi intercorrenti tra quest'ultimo e il rogito; numero di compravendite assistite da mutuo e quota del prezzo finanziata da quest'ultimo. La domanda e l'offerta di mercato nel territorio in cui opera l'agenzia sono colte, rispettivamente, mediante un quesito sulla variazione dello stock di incarichi a vendere e uno sulla variazione del flusso di nuovi incarichi, cui si affianca una domanda circa le motivazioni del ritiro o del mancato rinnovo dei mandati. In questa sezione, una volta l'anno si chiede agli agenti di riportare anche le caratteristiche principali degli immobili intermediati, quali la dimensione e la condizione d'uso¹⁰, che possono influenzare le rispettive valutazioni in merito all'andamento delle quotazioni.

Nella terza sezione si rileva l'andamento delle quotazioni nel trimestre di riferimento e l'ammontare dello sconto concordato durante la trattativa rispetto al prezzo iniziale di vendita.

Circa le prospettive a breve termine, agli agenti vengono richieste proiezioni sull'andamento dei prezzi di vendita e sul numero di incarichi a vendere nel trimestre corrente. Viene inoltre chiesto di riportare una valutazione sulle condizioni generali di mercato, a livello locale per il solo trimestre successivo, a livello nazionale anche per il successivo biennio.

Di volta in volta si valuta se integrare il questionario con una sezione monografica per approfondire temi specifici di attualità. Ad esempio, nelle edizioni più recenti dell'indagine sono state poste delle domande volte a raccogliere le opinioni degli agenti sugli effetti dei recenti provvedimenti di tassazione della proprietà immobiliare e della prospettata revisione degli estimi catastali.

2.6. La ponderazione e gli errori standard

La stima degli aggregati è effettuata utilizzando per ogni unità del campione un coefficiente di ponderazione che, a livello di strato, tiene conto del rapporto tra il numero delle imprese rilevate e quelle presenti nell'universo di riferimento.

La procedura di ponderazione adottata è svolta in un'unica fase. Sia h la generica cella di strato e al suo interno N_h il numero di imprese della popolazione di interesse e n_h quello del campione¹¹. Il peso per ogni impresa dello strato h è pertanto:

$$w_h = \frac{N_h}{n_h}$$

Per costruzione, la somma dei pesi di ogni cella restituisce la numerosità della popolazione di interesse in essa contenuta. In corrispondenza di ogni indagine trimestrale tali pesi sono ricalcolati sulla base della distribuzione della popolazione di interesse disponibile alla data più recente.

Le stime delle percentuali, riferite al totale nazionale, presentano nel tempo errori standard oscillanti nel massimo tra l'1,2 e l'1,7 per cento, ovvero intervalli di confidenza (al 95 per cento) al massimo pari a 2,4 - 3,3 punti percentuali. L'utilizzo di domini di classificazione

¹⁰ Questo tipo di informazione era richiesto su base trimestrale nelle prime edizioni dell'indagine.

¹¹ Il simbolo n_h indica la numerosità campionaria effettiva. In questo modo si effettua implicitamente una correzione dei pesi per tenere conto delle mancate risposte totali.

geografica meno ampi comporta una riduzione di precisione rispetto alle stime per il totale del campione.

3. I principali risultati dell'indagine

In questa sezione si riportano i risultati di un'analisi delle risposte fornite nel tempo dagli agenti immobiliari ai principali quesiti posti nell'indagine. Innanzitutto si confronta la dinamica delle serie storiche delle risposte ad alcune domande con quella di variabili quantitative di riferimento che ci attendiamo *ex ante* mostrino andamenti simili; questo controllo di coerenza serve a corroborare l'affidabilità del sondaggio come strumento di analisi congiunturale. Successivamente si valutano mediante correlazioni dinamiche le potenziali proprietà di alcune variabili del sondaggio di essere indicatori anticipatori o coincidenti delle condizioni del mercato immobiliare.

L'analisi è necessariamente di natura descrittiva in relazione alla ridotta dimensione temporale dell'inchiesta (finora sono disponibili i risultati di 17 rilevazioni) non ancora sufficiente per un'analisi econometrica dei contenuti informativi del sondaggio. Inoltre, come già rilevato, il ricorso alla dimensione longitudinale (*panel*) è ancora ostacolato dalle frequenti sostituzioni di agenzie, soprattutto all'inizio dell'indagine. Infine, l'indagine si è finora svolta in una fase discendente del mercato immobiliare; rimane da verificare se e come le correlazioni qui riscontrate possano modificarsi in diverse fasi del ciclo¹².

Nella figura 3 sono rappresentate due serie: i) le variazioni percentuali sul periodo corrispondente delle transazioni immobiliari (di fonte Agenzia del Territorio); ii) le differenze tra il saldo percentuale delle attese a breve termine sul mercato di riferimento riportate dagli agenti nel trimestre corrente e l'analogo saldo riferito al trimestre corrispondente dell'anno precedente¹³. La dinamica delle attese tende ad associarsi a successivi movimenti dello stesso segno della variazione tendenziale delle transazioni (correlazione 0,75). Tale conclusione resta valida anche considerando le variabili suddivise per area geografica (figura 4).

Nella figura 5 è riportata la serie delle variazioni congiunturali dei prezzi delle case recentemente diffusi dall'Istat, insieme ai saldi percentuali delle risposte alla domanda sull'andamento delle quotazioni nel trimestre di riferimento e a quella sulle attese per quello successivo¹⁴. Nel complesso la correlazione tra le serie dei saldi tra le risposte d'indagine e le variazioni congiunturali dei prezzi è positiva (circa 0,64). Nel confronto tra le indicazioni qualitative desumibili dall'indagine e l'andamento dei prezzi rilevati vanno comunque considerati numerosi *caveat*: circa la sintesi qualitativa, il principale limite è che questa non tiene conto delle quantità scambiate; inoltre la serie dei saldi potrebbe essere influenzata dalla percezione degli operatori sulle condizioni complessive del mercato, che sono state negative fin dall'avvio del sondaggio. Circa gli indici ufficiali dei prezzi, occorre tener conto delle difficoltà nella loro costruzione in un mercato caratterizzato da marcata segmentazione, come quello degli immobili residenziali.

Le tre domande in merito agli incarichi a vendere delle agenzie (variazioni nel trimestre di riferimento dei nuovi mandati e dello stock di mandati; prospettive dei nuovi incarichi per il periodo successivo) si mostrano pure coerenti tra loro. I saldi delle risposte a tali quesiti sono riportati nella figura 6: i risultati indicano che le due serie sulle variazioni realizzate tendono a

¹² Le singole edizioni dell'indagine sono commentate nella collana dei *Supplementi al Bollettino Statistico della Banca d'Italia – Indagini campionarie*; la pubblicazione è resa disponibile anche sui siti web di Tecnoborsa (<http://www.tecnoborsa.com/IT/page.aspx?tid=425>) e dell'Agenzia del Territorio (<http://www.agenziaterritorio.it/site.php?id=9680>); recentemente è iniziata la diffusione della versione in lingua inglese.

¹³ La serie delle transazioni è affetta da stagionalità trimestrale: ciò impedisce un confronto diretto con la serie delle aspettative a breve termine (per il trimestre successivo) rivenienti dall'indagine. Differenziando i saldi congiunturali otteniamo un indicatore tendenziale che può essere confrontato con la serie delle variazioni tendenziali delle transazioni residenziali.

¹⁴ Nel questionario è presente anche una domanda sull'andamento delle quotazioni fra il trimestre di riferimento e quello successivo. I saldi delle risposte a questo quesito si muovono in linea con quelli relativi alla domanda sulla dinamica dei prezzi nel trimestre di riferimento, e non sembrano quindi avere un contenuto informativo rilevante. Pertanto non li abbiamo commentati in questa analisi.

muoversi in contemporanea (correlazione circa 0,88), mentre quella delle aspettative appare maggiormente correlata con la serie relativa ai flussi a consuntivo (0,72).

La figura 7 analizza l'andamento nel tempo delle risposte sui mutui ipotecari: la percentuale di acquisti finanziati con un mutuo e il rapporto fra prestito e valore dell'immobile. Le due risposte appaiono nel tempo assai correlate tra loro (coefficiente 0,89). La variabile quantitativa con cui sono comparate è il tasso medio pagato dalle famiglie sui mutui di nuova erogazione (calcolato dalla Banca d'Italia). Ci si attende che a un incremento del costo del finanziamento si accompagni una riduzione del ricorso al mutuo da parte degli acquirenti di case. L'evidenza riportata nel grafico è in accordo con questa intuizione nelle osservazioni più recenti: in connessione con l'aumento del tasso di interesse medio sui mutui avviatosi nella seconda metà del 2012 (a seguito dell'inasprirsi delle tensioni sui mercati finanziari europei) sono diminuiti i saldi relativi sia alla percentuale di acquisti finanziati con un mutuo sia all'incidenza del prestito sul valore dell'immobile. Il valore del 70 per cento potrebbe considerarsi come una sorta di "soglia", scesa successivamente verso il 60 per cento; potrebbero avervi concorso i criteri più restrittivi adottati in tempi recenti dalle banche nel concedere i mutui, come evidenziato anche dai dati della *Bank Lending Survey*.

La figura 8 analizza l'andamento del tempo intercorso tra conferimento dell'incarico e realizzazione della transazione¹⁵, confrontandolo con lo sconto conseguito dall'acquirente durante la trattativa e con la percentuale di agenti che riferiscono incarichi ritirati per difficoltà nel reperimento del mutuo. Le tre variabili appaiono nel complesso assai coerenti tra loro: la correlazione tra tempo e sconto è pari a 0,90, mentre le altre due correlazioni (tra tempo e ritiri e tra sconto e ritiri) superano 0,75. Come atteso, a un incremento del tempo necessario per la conclusione della vendita si accompagna un maggiore sconto rispetto alle attese iniziali del venditore; le difficoltà nel reperimento del mutuo, anche quando non portano al ritiro dell'incarico, potrebbero giocare un ruolo nell'allungamento dei tempi di trattativa.

La figura 9 mostra le correlazioni dinamiche tra alcune variabili del sondaggio e la variazione tendenziale del numero di case vendute di fonte OMI, cioè quelle tra le serie messe a confronto al variare del ritardo (*lag*) o anticipo (*lead*) temporale tra esse; questa tecnica descrittiva è suggerita ad esempio da Goldrian (2009). Per consentire un confronto con le variazioni tendenziali delle transazioni rilevate dall'OMI, le indicazioni congiunturali provenienti dal sondaggio sono state trasformate in differenze tra saldi riferiti a trimestri corrispondenti. Una correlazione massima per distanze negative (*lead*, a sinistra dell'asse delle ordinate in ciascun grafico) suggerisce un possibile potere anticipatore dell'indicatore sottoposto ad analisi. Talune serie storiche degli andamenti delle variabili rilevate nel sondaggio, in particolare quelle relative alle prospettive, appaiono compatibili con questa ipotesi; si noti tuttavia che le correlazioni sono basate su un numero limitato di osservazioni (tale numero varia anche con il *lag/lead*) e ciò circoscrive, per il momento, la significatività statistica delle conclusioni che si possono trarre. A titolo indicativo, intervalli di confidenza basati sulla trasformazione z di Fisher¹⁶ sono comunque riportati in ciascun grafico.

4. Conclusioni e lavoro futuro

Il lavoro ha analizzato le risposte fornite dagli agenti immobiliari nell'ambito del sondaggio sul mercato delle abitazioni condotto dalla Banca d'Italia con Tecnoborsa e, da ottobre 2010, l'Agenzia del Territorio. I risultati suggeriscono che l'inchiesta è in grado di catturare i principali sviluppi del mercato immobiliare in anticipo rispetto alla diffusione dei dati quantitativi, in particolare quotazioni e compravendite. L'analisi delle correlazioni dinamiche fra le risposte ai quesiti del sondaggio e le corrispondenti variabili quantitative segnala un potenziale potere predittivo di alcune di esse.

¹⁵ Il momento della transazione, dal punto di vista dell'intermediario, coincide di norma con la stipula del contratto preliminare.

¹⁶ La trasformazione di Fisher del coefficiente di correlazione campionario è data da $z = 0,5 \ln((1+r)/(1-r))$. La relativa distribuzione ha media $0,5 \ln((1+\rho)/(1-\rho))$ e varianza approssimata $1/(n-1) + (4-\rho^2)/(2(n-1)^2)$ (Fisher 1921; Fouladi, Marani & Steiger 2002).

In prospettiva, la flessibilità garantita dallo strumento del sondaggio può essere impiegata anche per ampliare il campo di indagine ad altri fenomeni del mercato delle abitazioni, innanzitutto al comparto degli affitti; prime sperimentazioni in tale direzione sono state condotte a partire dall'inchiesta di gennaio 2013. Altri approfondimenti metodologici verranno condotti per affinare il contenuto delle risposte sui prezzi, un tema tipicamente assai difficile da trattare nelle inchieste qualitative. La progressiva stabilizzazione del comportamento di risposta potrebbe consentire nel prossimo futuro di svolgere anche analisi *panel* sul comportamento delle agenzie.

Sia la struttura del questionario sia l'interpretazione dei risultati saranno suscettibili nel tempo di miglioramenti sulla base dell'esperienza che verrà maturata. La disponibilità di un numero crescente di osservazioni temporali permetterà di migliorare la struttura delle domande e l'affidabilità del contenuto informativo desumibile dalle risposte degli agenti; consentirà una più compiuta e affidabile analisi econometrica di quanto l'inchiesta è in grado di spiegare e prevedere gli sviluppi del mercato, anche con l'obiettivo di impiegare le risposte al sondaggio per elaborare un indice sintetico del "clima di fiducia" degli agenti attivi nella compravendita di immobili residenziali.

BIBLIOGRAFIA

- Banca d'Italia. Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia. Supplementi al Bollettino Statistico della Banca d'Italia – Indagini campionarie.¹⁷ Varie edizioni.
- European Central Bank. The Euro Area Bank Lending Survey.¹⁸ Varie edizioni.
- Bassanetti, A. e Zollino, F. (2010). The effects of housing and financial wealth on personal consumption: aggregate evidence for Italian households. In de Bandt *et al.* (2010).
- de Bandt, O., Knetsch, T., Peñalosa J. e Zollino F. (eds.) (2010). Housing markets in Europe. A macroeconomic perspective. Berlin: Springer.
- Del Giovane, P., Fabiani, S. e Sabbatini, R. (2008). What's behind "inflation perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers. Temi di Discussione della Banca d'Italia n. 655 (gennaio).
- Fisher, R.A. (1921). On the "probable error" of a coefficient of correlation deduced from a small sample. *Metron* 1: 3–32.
- Fouladi, R.T., Marani, S. K. e Steiger, S. H. (2002). Moments of the Fisher transform: applications using small samples. Proceedings of AMSTAT Joint Statistical Meetings - Biometrics Section - to include ENAR & WNAR, pp. 1032-1037.
- Goldrian, G. (2009). Handbook of survey-based business cycle analysis. Cheltenham-Northampton: Edward Elgar.
- Istat, I sistemi locali del lavoro 1991, Roma, 1997.
- Panetta, F. (*coord.*) (2009). L'andamento del mercato immobiliare italiano e i riflessi sul sistema finanziario. Quaderni di Economia e Finanza della Banca d'Italia, n. 59 (dicembre).

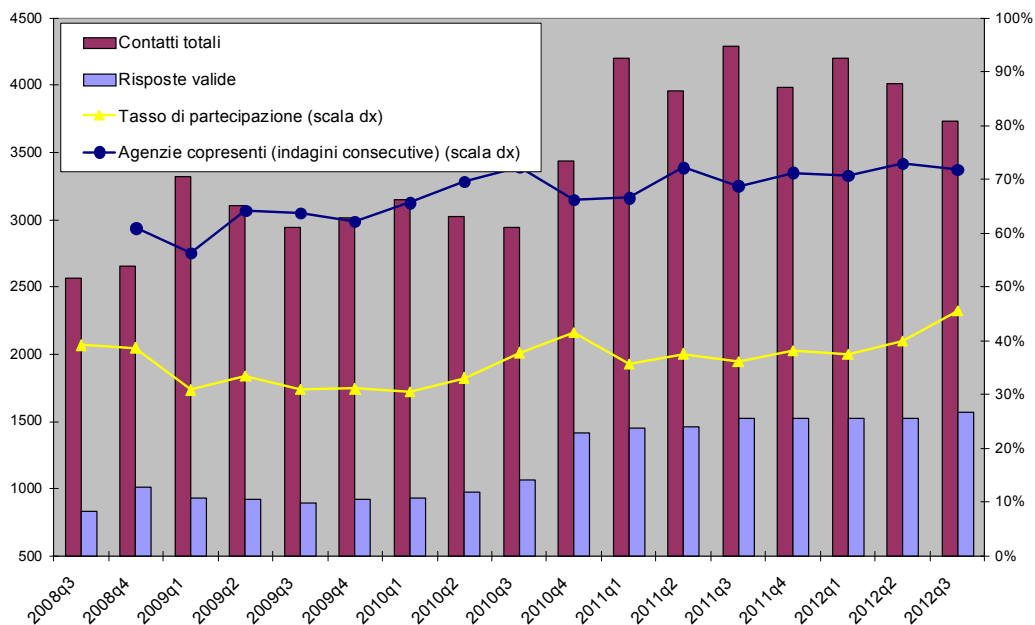
¹⁷ http://www.bancaditalia.it/statistiche/indcamp/sondaggio_mercato_abitazioni.

¹⁸ <http://www.bancaditalia.it/statistiche/indcamp/bls>.

FIGURE

Figura 1

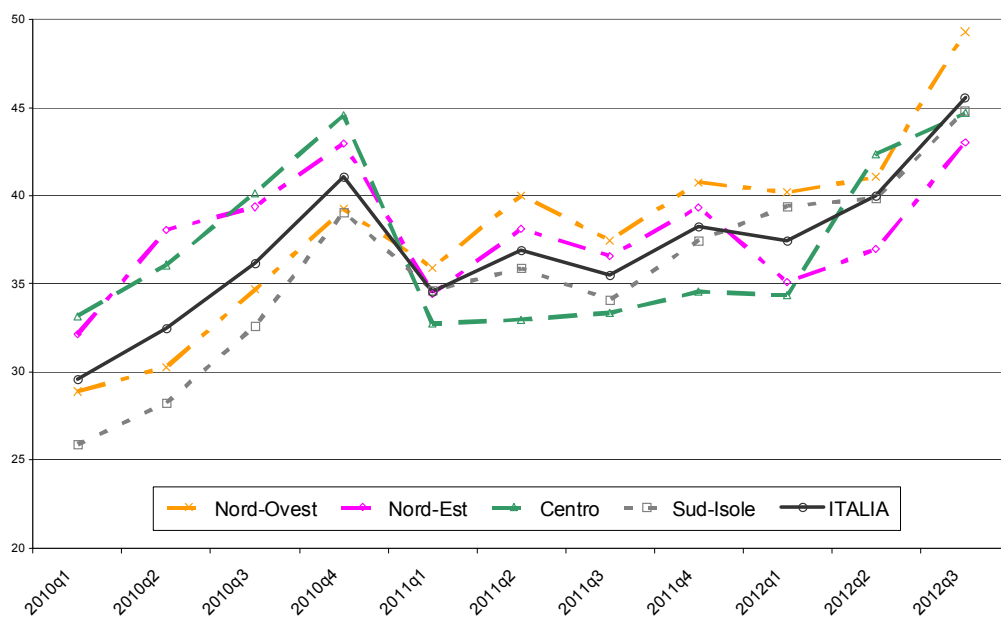
Imprese partecipanti al sondaggio
(numerosità; valori percentuali)



Fonte: Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

Figura 2

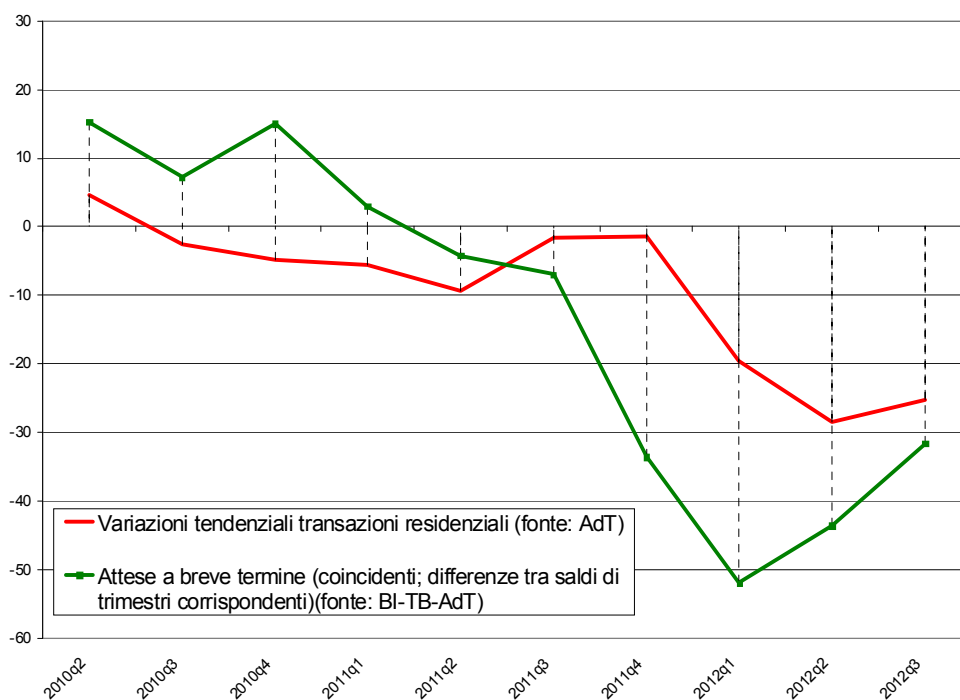
Tasso di partecipazione per area geografica
(valori percentuali)



Fonte: Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

Figura 3

Attese sul mercato di riferimento e transazioni
(saldi percentuali; variazioni percentuali sul periodo corrispondente)



Fonte: Agenzia del Territorio e Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

Figura 4

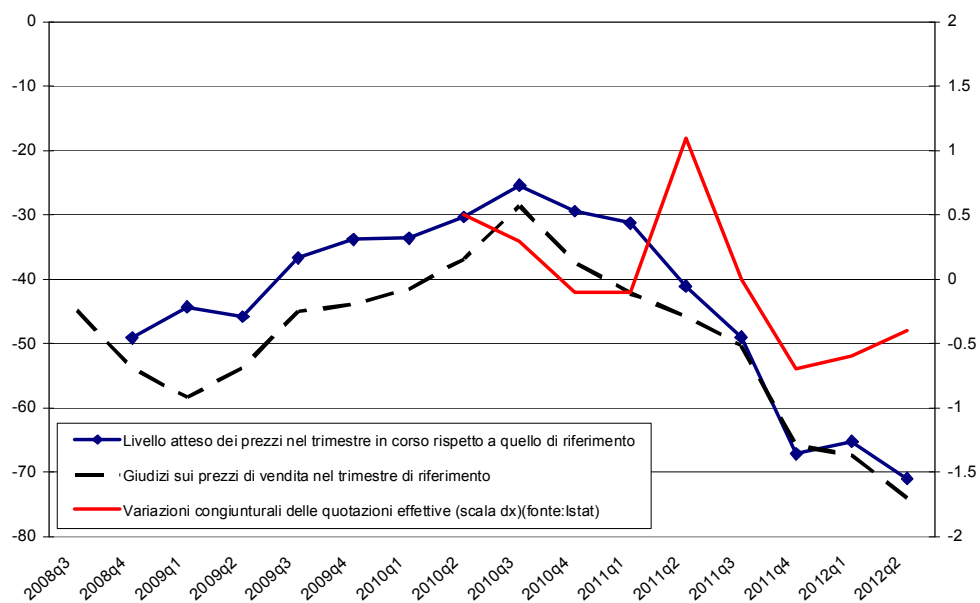
**Attese sul mercato di riferimento e transazioni
a livello territoriale**
(saldi, variazioni percentuali)



Fonte: Agenzia del Territorio e Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

Figura 5

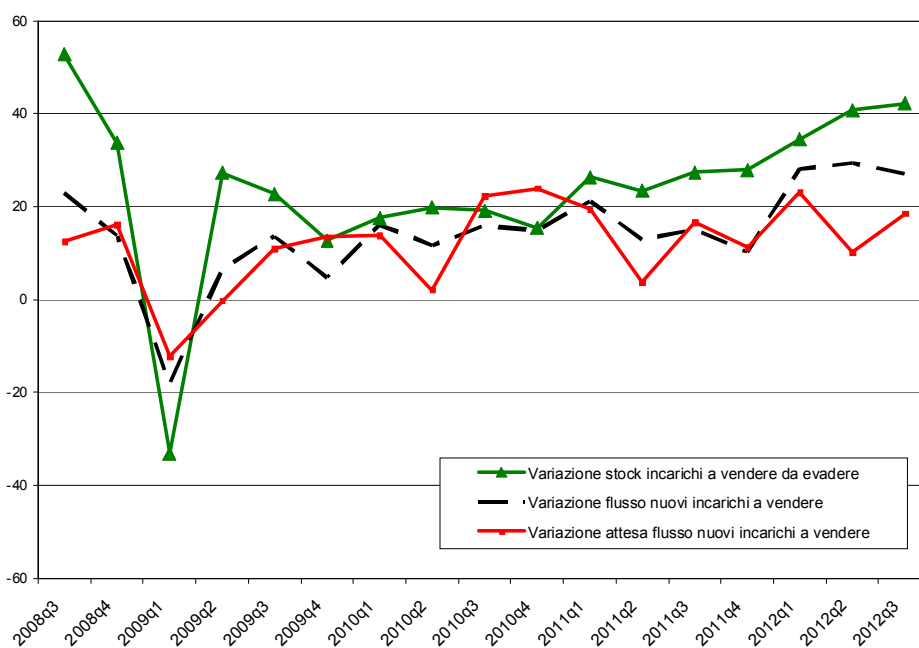
Giudizi sui prezzi di vendita e quotazioni effettive
(saldi percentuali; variazioni percentuali sul periodo precedente)



Fonte: Istat e Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

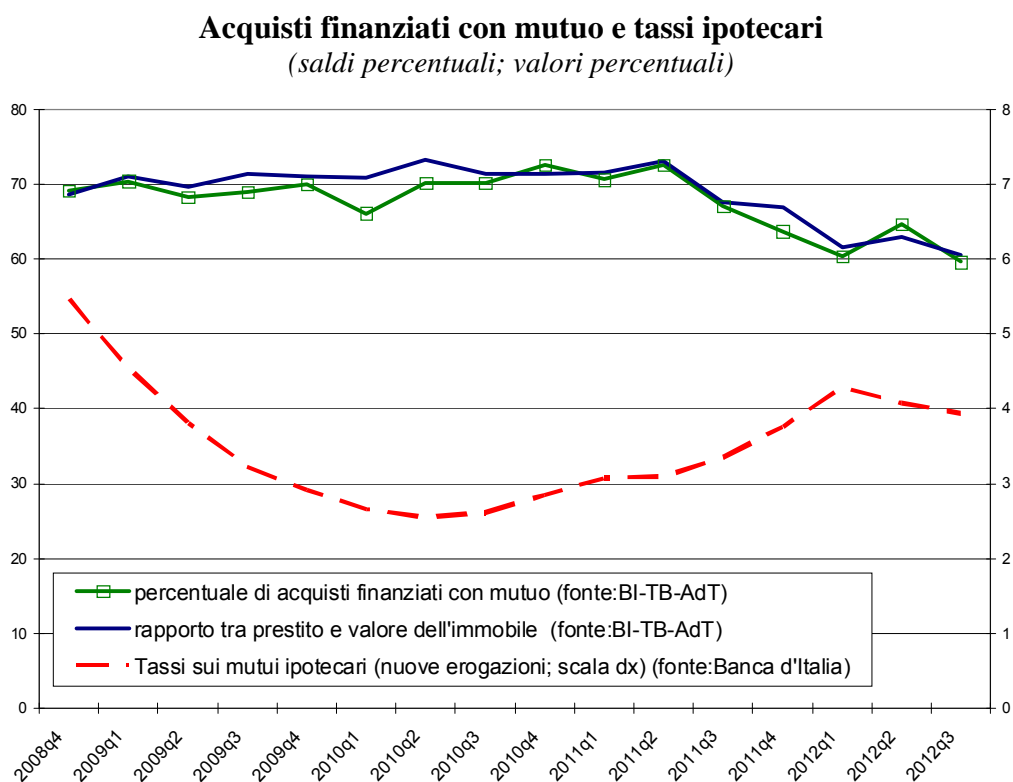
Figura 6

Incarichi a vendere
(saldi percentuali)



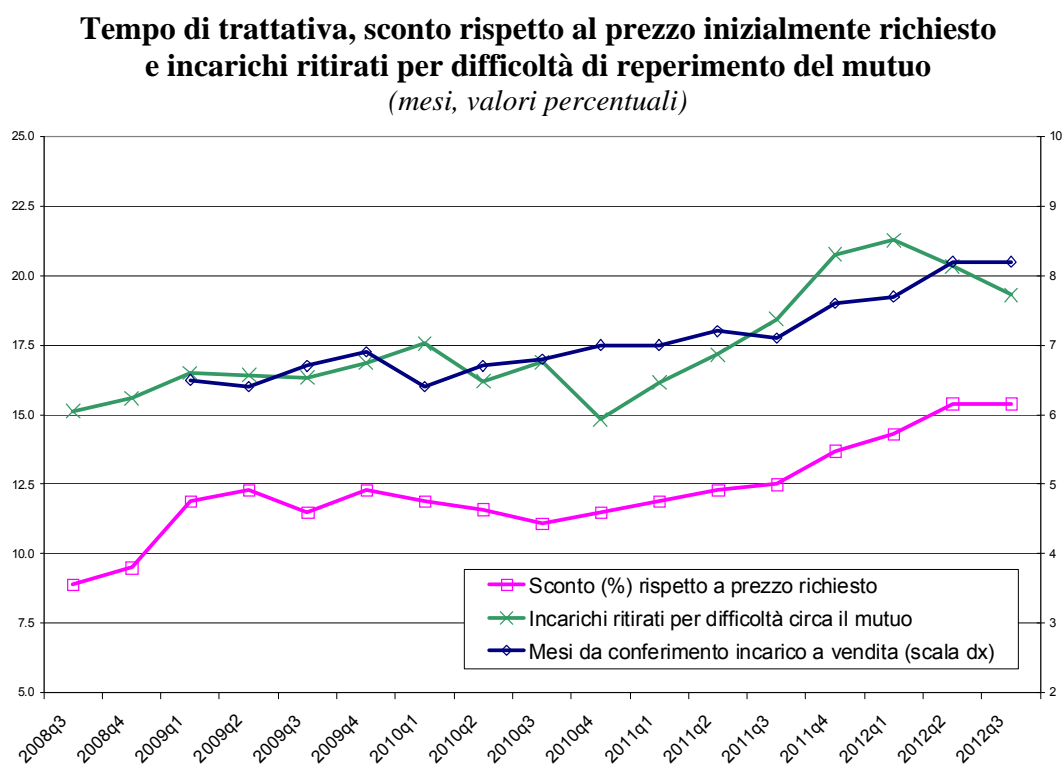
Fonte: Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

Figura 7



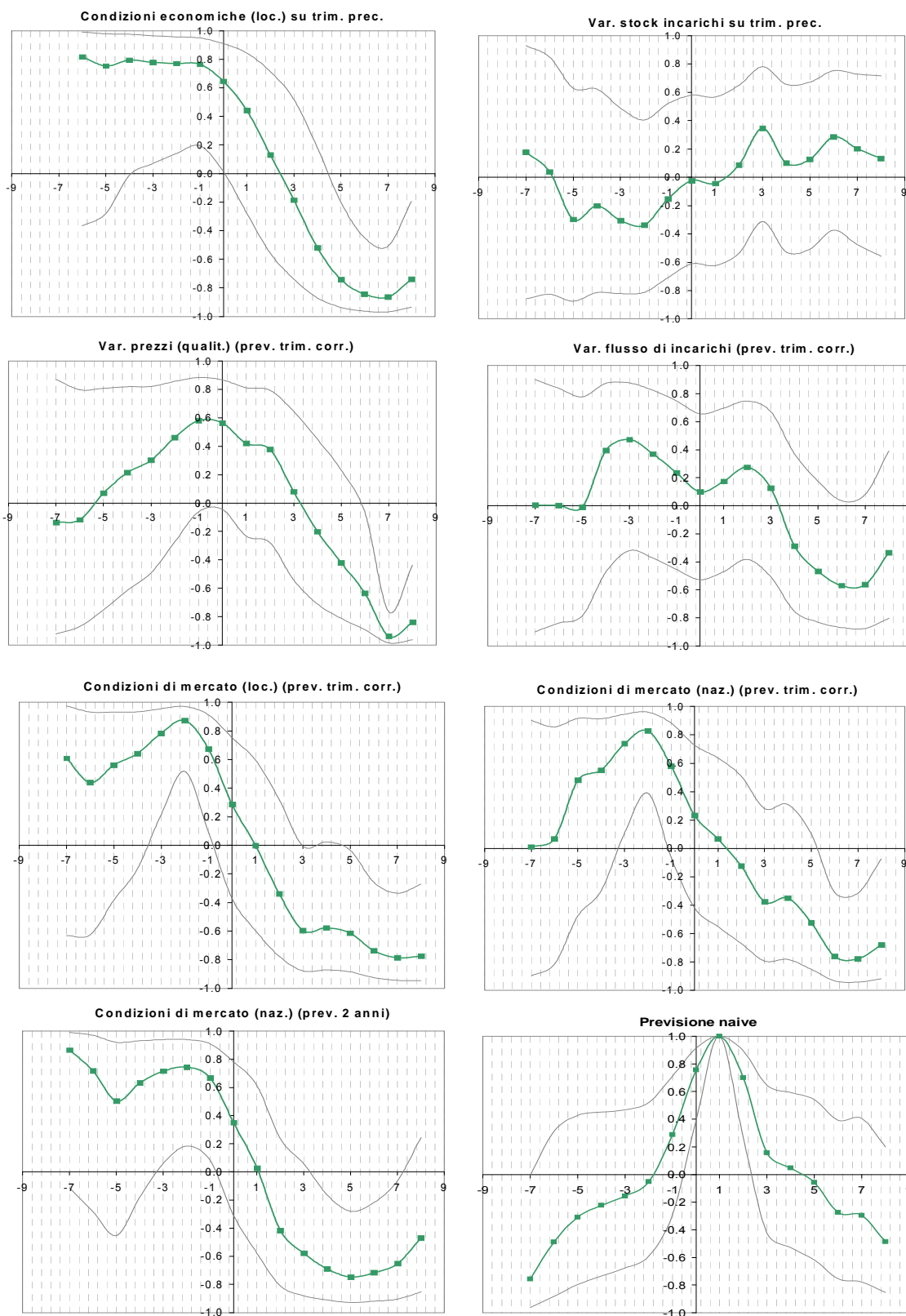
Fonte: Banca d'Italia e Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

Figura 8



Fonte: Banca d'Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio.

**Correlazioni dinamiche di alcune variabili del sondaggio
rispetto alla variazione tendenziale del numero di case vendute**
(coefficienti di correlazione binaria)



QUESTIONARIO

SONDAGGIO CONGIUNTURALE BANCA D'ITALIA – TECNOBORSA – AGENZIA DEL TERRITORIO
PRESSO GLI AGENTI IMMOBILIARI SUL MERCATO DELLE ABITAZIONI IN ITALIA

OTTOBRE 2012

Nome del rispondente

Telefono

Fax

E-Mail

1. Presentazione

Questa indagine è svolta ogni tre mesi da **Questlab Srl** per conto della **Banca d'Italia**, di **Tecnoborsa** (Organizzazione del sistema delle Camere di Commercio per lo sviluppo e la regolazione dell'economia immobiliare) e dell'**Agenzia del Territorio**, con lo scopo di acquisire informazioni sullo stato del mercato immobiliare residenziale in Italia.

All'inizio di ciascuna sezione troverà delle indicazioni che potrebbero essere utili per fornire la risposta alle singole domande. Il questionario è organizzato in tre sezioni: (A) l'andamento delle compravendite di immobili residenziali; (B) le quotazioni; (C) le prospettive a breve termine.

La maggior parte delle domande del questionario sono di natura qualitativa; solo alcune richiederanno una valutazione numerica.

Il questionario è rivolto agli **agenti immobiliari** o agli **operatori** in grado di rispondere in merito all'attività dell'**agenzia nel suo complesso**.

Il report contenente i risultati della trascorsa edizione del sondaggio è scaricabile all'indirizzo internet http://www.bancaditalia.it/statistiche/indcamp/sondaggio_mercato_abitazioni

2. Indicazioni generali

- Quando sono richieste delle variazioni percentuali, nella prima casella a sinistra indicarne il segno (+ per gli aumenti; – per le diminuzioni).
- Le risposte devono essere riferite agli andamenti registrati nel trimestre **luglio-settembre 2012**.
- Nelle risposte riferirsi **esclusivamente alle unità abitative**, escludendo altri tipi di unità (box, cantine etc.).

3. Per informazioni su aspetti operativi nella compilazione del questionario:

Questlab Srl via Ospedale 27 30174 Venezia Mestre, telefono 0415044370, telefax 0415044244, e-mail: info@questlab.it

4. Per chiarimenti e informazioni su aspetti metodologici:

Banca d'Italia via Nazionale 91 00184 Roma – telefono 0647923324-0647922190, telefax 0647929210, e-mail: studi.rms@bancaditalia.it

Tecnoborsa via Capitan Bavastro 116 00154 Roma – telefono 0657300710 – Fax 0657301832, e-mail: osservatorio@tecnoborsa.com

Agenzia del Territorio largo Leopardi 5 00185 Roma – telefono 0647775270 – Fax 0647775440, e-mail: at_territorioinforma@agenziaterritorio.it

INFORMATIVA AI SENSI DEL D. LGS. 196/2003

Questa indagine è curata dalla Banca d'Italia, da Tecnoborsa e dall'Agenzia del Territorio e ha lo scopo principale di rilevare, ogni tre mesi, le previsioni delle agenzie immobiliari italiane su alcuni fenomeni economici. La collaborazione richiesta è del tutto volontaria. Le informazioni sono raccolte dalla Questlab S.r.l. e utilizzate dalla Banca d'Italia, da Tecnoborsa e dall'Agenzia del Territorio per fini statistici. I dati saranno conservati senza limiti di tempo e trattati con modalità atte a garantire la riservatezza dei rispondenti, in osservanza al D.Lgs. 196/2003 ("codice della privacy", nel seguito "codice"). I risultati dell'indagine saranno pubblicati esclusivamente in forma anonima e aggregata. Gli interessati potranno esercitare i diritti di cui all'art. 7 del citato "codice" – che prevede tra gli altri il diritto di rettificare, aggiornare, completare o cancellare i dati erronei o incompleti, nonché il diritto di opporsi al trattamento per motivi legittimi – nei confronti del titolare o dei responsabili del trattamento.
Titolare del trattamento dei dati: Banca d'Italia: Servizio Organizzazione, Via Nazionale 91, 00184 ROMA.
Responsabile del trattamento dei dati: per la Questlab S.r.l.: Giuseppe Castiello, Via Ospedale 27, 30174 VENEZIA – MESTRE; per la Banca d'Italia: Servizio Studi di Congiuntura e Politica Monetaria, Via Nazionale 91, 00184 ROMA; per Tecnoborsa SCPA: Ettore Troiani, Via Capitan Bavastro 116, 00154 ROMA; per l'Agenzia del Territorio: Direttore Centrale Osservatorio Mercato Immobiliare e Servizi Estimativi, Largo Leopardi 5, 00185 ROMA.

Denominazione dell'impresa: _____

Forma giuridica: SRL SPA SAS SNC Ditta individuale Altro (specificare): _____

Impresa è affiliata ad un gruppo? No Sì, nome del gruppo: _____

(per gruppo si intende un insieme di più imprese controllate direttamente o indirettamente attraverso una o più catene di controllo – per esempio franchising – dalle medesime persone fisiche o dal medesimo ente):

Nel corso degli ultimi 12 mesi la sua agenzia ha operato prevalentemente in:	<input type="checkbox"/> Compravendita di beni immobili propri <input type="checkbox"/> Compravendita di beni immobili per conto terzi
---	---

Nel corso degli ultimi 12 mesi la sua agenzia ha operato nella locazione di immobili?	<input type="checkbox"/> no <input type="checkbox"/> sì
--	---

NOTA GENERALE: Per *vendite* o *compravendite* si intendono gli incarichi a vendere portati a termine con successo dalla Sua agenzia, riferiti al momento dell'accettazione dell'offerta da parte del venditore ovvero alla stipula del contratto preliminare di vendita. In caso di compravendite effettuate in più comuni, riferisca tutte le risposte al comune in cui si concentra la maggior parte dell'attività dell'agenzia, misurata dal numero complessivo delle compravendite.

1. Quanti agenti operano attualmente per l'agenzia (Lei incluso)?	_____															
2. Consideri la situazione del mercato immobiliare nel solo territorio in cui opera l'agenzia: come la giudica nel trimestre luglio-settembre 2012 rispetto a quello precedente?	<input type="checkbox"/> Migliore <input type="checkbox"/> Uguale <input type="checkbox"/> Peggior															
3. L'agenzia ha venduto abitazioni?	<table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Nel trimestre aprile-giugno 2012</th> <th>Nel trimestre luglio-settembre 2012</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Si, solo abitazioni nuove</td> <td> _ </td> <td>Si, solo abitazioni nuove _ </td> </tr> <tr> <td>Si, solo abitazioni preesistenti</td> <td> _ </td> <td>Si, solo abitazioni preesistenti _ </td> </tr> <tr> <td>Si, abitazioni nuove ed preesistenti</td> <td> _ </td> <td>Si, abitazioni nuove ed preesistenti _ </td> </tr> <tr> <td>No</td> <td> _ </td> <td>No _ </td> </tr> </tbody> </table>		Nel trimestre aprile-giugno 2012	Nel trimestre luglio-settembre 2012	Si, solo abitazioni nuove	_	Si, solo abitazioni nuove _	Si, solo abitazioni preesistenti	_	Si, solo abitazioni preesistenti _	Si, abitazioni nuove ed preesistenti	_	Si, abitazioni nuove ed preesistenti _	No	_	No _
	Nel trimestre aprile-giugno 2012	Nel trimestre luglio-settembre 2012														
Si, solo abitazioni nuove	_	Si, solo abitazioni nuove _														
Si, solo abitazioni preesistenti	_	Si, solo abitazioni preesistenti _														
Si, abitazioni nuove ed preesistenti	_	Si, abitazioni nuove ed preesistenti _														
No	_	No _														

4.1 Rispetto al trimestre aprile-giugno 2012, ci potrebbe dire se il numero di abitazioni vendute dalla sua agenzia nel trimestre luglio-settembre 2012 è:

In diminuzione (oltre 10 %) All'incirca stabile (tra -10 e + 10 %) In aumento (oltre 10 %)

4.2 Rispetto invece al trimestre luglio-settembre dell'anno scorso (2011), ci potrebbe dire se il medesimo numero di abitazioni vendute dalla sua agenzia nel trimestre luglio-settembre 2012 è:

In diminuzione (oltre 10 %) All'incirca stabile (tra -10 e + 10 %) In aumento (oltre 10 %)

3. L'agenzia ha venduto abitazioni?	Nel trimestre aprile-giugno 2012	Nel trimestre luglio-settembre 2012
	Nuove __ Preesistenti __	Nuove __ Preesistenti __

Se l'agenzia NON ha venduto immobili nel trimestre di riferimento (luglio-settembre 2012), salti alla domanda A2

6. Indicare il comune in cui l'agenzia ha effettuato la maggior parte delle compravendite nel trimestre luglio-settembre 2012	CAP _ _ _ _ _ _ _ _ _	COMUNE _____
--	---------------------------	------------------

SEZIONE A – LE COMPRVENDITE		
In questa sezione si raccolgono informazioni sull'andamento delle compravendite effettuate dall'agenzia. Nella maggior parte dei casi Le sarà richiesto di riportare le informazioni relative al complesso del <u>trimestre di riferimento</u> , che per questa indagine è il periodo luglio-settembre 2012 .		
A1. Pensando al complesso delle abitazioni vendute dall'agenzia nel trimestre di riferimento e nel trimestre precedente, saprebbe indicare quanti mesi sono passati in media dall'affidamento dell'incarico all'effettiva vendita dell'immobile (firma del contratto preliminare di vendita)?	Nel trimestre di riferimento (luglio-settembre 2012)	nel trimestre precedente quello di riferimento (aprile-giugno 2012)
	_ mesi	_ mesi
A2. Sulla base dell'esperienza della sua agenzia, saprebbe indicare quanti mesi intercorrono, in media, tra accettazione dell'offerta di acquisto da parte del proprietario e stipula del rogito?	Numero di mesi __	
A3. Alla fine del trimestre di riferimento (luglio-settembre 2012) saprebbe indicare se il <u>numero di incarichi</u> a vendere <u>ancora da evadere</u> risulta, rispetto alla fine del trimestre precedente (aprile-giugno 2012): <i>(riferire la risposta sia agli incarichi acquisiti prima del trimestre di riferimento, sia a quelli acquisiti durante)</i>	<input type="checkbox"/> Molto inferiore <input type="checkbox"/> Inferiore <input type="checkbox"/> Uguale <input type="checkbox"/> Superiore <input type="checkbox"/> Molto superiore	

A4. Il <u>numero di nuovi incarichi</u> a vendere ricevuti dall'agenzia nel corso del trimestre di riferimento risulta, rispetto a quelli acquisiti nel trimestre precedente: <i>(riferire la risposta solo agli incarichi acquisiti durante il trimestre di riferimento, includendo anche quelli eventualmente già evasi)</i>	<input type="checkbox"/> Molto inferiore <input type="checkbox"/> Inferiore <input type="checkbox"/> Uguale <input type="checkbox"/> Superiore <input type="checkbox"/> Molto superiore
A5. Parliamo ora degli incarichi che sono scaduti e/o non rinnovati nel trimestre di riferimento. Potrebbe indicare le determinanti più importanti di questo comportamento, tra quelle qui a fianco elencate? <i>(sceglierne al massimo tre)</i>	<input type="checkbox"/> Le offerte ricevute sono state ritenute troppo basse dal venditore <input type="checkbox"/> Aspettative di prezzi più elevati in futuro hanno indotto i proprietari ad attendere <input type="checkbox"/> Non sono state ricevute offerte perché il prezzo è stato ritenuto troppo alto dall'acquirente <input type="checkbox"/> E' trascorso troppo tempo da quando l'appartamento è stato collocato sul mercato <input type="checkbox"/> L'acquirente ha incontrato difficoltà nel reperire il mutuo <input type="checkbox"/> Sono sopraggiunte difficoltà del venditore (pignoramenti, separazioni, ecc.) <input type="checkbox"/> Altro (specificare:) _____

Se l'agenzia NON ha venduto immobili nel trimestre di riferimento (luglio-settembre 2012), salti alla domanda B1.

A6. Pensi al complesso delle case vendute dall'agenzia nel trimestre di riferimento. In quanti dei casi di cui Lei è al corrente e per quale percentuale del prezzo l'acquirente ha fatto ricorso a un mutuo?	_____ % del numero di contratti di compravendita assistiti da mutuo _____ valore % del mutuo rispetto al prezzo pattuito _ Non so rispondere
--	---

SEZIONE B – I PREZZI

Questa sezione raccoglie informazioni sui prezzi di vendita registrati nel periodo di riferimento (luglio-settembre 2012).

	Rispetto al trimestre aprile-giugno 2012	Rispetto a un anno fa
B1. (in caso l'agenzia abbia venduto immobili nel trimestre di riferimento) Pensando alla tipologia prevalente di immobili venduti dall'agenzia nel trimestre di riferimento il prezzo di vendita (al mq) risulta in media: B1. (in caso l'agenzia NON abbia venduto immobili nel trimestre di riferimento) Pensi alla zona di competenza dell'agenzia: nel trimestre di riferimento ritiene che i prezzi di vendita (al mq) siano in media:	<input type="checkbox"/> In forte diminuzione <input type="checkbox"/> In diminuzione <input type="checkbox"/> All'incirca stabile <input type="checkbox"/> In aumento <input type="checkbox"/> In forte aumento	
B1.1 Saprebbe anche indicare di quanto è cambiato questo prezzo di vendita in percentuale? <i>(indicare anche il segno della variazione)</i>	+/- _____ , _____ %	+/- _____ , _____ %

Se l'agenzia NON ha venduto immobili nel trimestre di riferimento, salti alla domanda C1.

B2. Pensando alla tipologia prevalente di immobili venduti dall'agenzia nel trimestre di riferimento, il prezzo effettivamente ottenuto risulta, rispetto alla prima richiesta del venditore:	Inferiore di: Oltre il 30% <input type="checkbox"/> Tra 20-30% <input type="checkbox"/> Tra 10-20% <input type="checkbox"/> Tra 5 e 10% <input type="checkbox"/> Meno del 5% <input type="checkbox"/> Uguale (o superiore) <input type="checkbox"/>
--	---

SEZIONE C – LE PROSPETTIVE

In questa sezione si raccolgono informazioni sulle prospettive a breve termine del mercato immobiliare.

C1. Pensi alla tipologia di immobili usualmente più venduta dall'agenzia, a prescindere dall'andamento recente delle vendite. Come ritiene potranno variare i prezzi nel trimestre ottobre-dicembre 2012 rispetto al trimestre di riferimento (luglio-settembre 2012)?	<input type="checkbox"/> In forte diminuzione <input type="checkbox"/> In diminuzione <input type="checkbox"/> All'incirca stabile (tra -1% e +1%) <input type="checkbox"/> In aumento <input type="checkbox"/> In forte aumento
C1.1 Saprebbe anche indicare di quanto cambieranno questi prezzi di vendita in percentuale? <i>(indicare anche il segno della variazione)</i>	+/- _____ , _____ %
C2. Secondo le Sue aspettative, nel trimestre ottobre-dicembre 2012 ritiene che il numero dei <u>nuovi incarichi</u> a vendere ricevuti dall'agenzia sarà, rispetto al trimestre di riferimento:	<input type="checkbox"/> Molto inferiore <input type="checkbox"/> Inferiore <input type="checkbox"/> All'incirca lo stesso <input type="checkbox"/> Superiore <input type="checkbox"/> Molto superiore
C3. Consideri la situazione del mercato immobiliare del territorio in cui opera l'agenzia: come sarà l'andamento nel trimestre ottobre-dicembre 2012 rispetto al precedente?	<input type="checkbox"/> più sfavorevole <input type="checkbox"/> invariato <input type="checkbox"/> più favorevole

C4. Consideri ora la situazione generale del mercato immobiliare, riferita all'intero territorio nazionale : rispetto alla situazione attuale, come ritiene essa si presenterà?	Nel trimestre in corso: <input type="checkbox"/> Peggioro <input type="checkbox"/> Uguale <input type="checkbox"/> Migliore Nel prossimo biennio: <input type="checkbox"/> Peggioro <input type="checkbox"/> Uguale <input type="checkbox"/> Migliore
---	--

SEZIONE D – LA TASSAZIONE DELLA PROPRIETÀ IMMOBILIARE

In questa sezione chiediamo una Vostra valutazione sugli effetti dei **recenti provvedimenti** fiscali del Governo che hanno interessato la tassazione della proprietà immobiliare (con particolare riferimento alla reintroduzione della tassazione sulla prima casa, all'inasprimento di quella sulle altre case) e sulla prospettata revisione degli estimi catastali.

D1. Consideri il mercato immobiliare **del territorio in cui opera l'agenzia**. Quali sono i primi effetti di **questi provvedimenti** per quel che riguarda:

<i>Hanno generato...</i>	...una tendenza alla diminuzione	...un effetto trascurabile	...una tendenza all'aumento
numero di compravendite	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
numero di incarichi a vendere	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
prezzi di vendita	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
numero di locazioni o incarichi a locare	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
canoni di locazione	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Commento a:
“IL SONDAGGIO BANCA D’ITALIA-TECNOBORSA-AGENZIA DEL
TERRITORIO PRESSO GLI AGENTI IMMOBILIARI”

di Sergio Santoro, Raffaele Tartaglia Polcini

A cura di Marco Malgarini

Il settore immobiliare condiziona in maniera determinante il comparto delle costruzioni, costituisce una porzione significativa della ricchezza delle famiglie e influenza – grazie al ruolo delle garanzie ipotecarie - i bilanci delle banche: a fronte della sua importanza, il settore non appare però monitorato in modo adeguato dalla statistica ufficiale, almeno sotto il profilo della tempestività e della frequenza delle informazioni disponibili riguardo l’andamento dell’attività e dei prezzi. A tali lacune cerca da qualche tempo di porre rimedio l’indagine Banca d’Italia-Tecnoborsa-Agenzia del Territorio presso gli agenti immobiliari. L’indagine costituisce probabilmente il primo esempio internazionale di applicazione del metodo delle *survey* congiunturali al settore immobiliare: da quanto emerge dal lavoro di Santoro-Tartaglia Polcini (2012), l’esperimento sembra particolarmente innovativo e promettente. L’obiettivo di questa breve nota è quello di confrontare le metodologie utilizzate nell’indagine e presentate nel lavoro di Santoro e Tartaglia Polcini con le *best practices* diffuse a livello internazionale per la realizzazione delle *survey* congiunturali (OCSE, 2003); il confronto può consentire di trarre informazioni utili per un ulteriore miglioramento della già elevata qualità dell’indagine. L’analisi comparativa riguarda: a) disegno del questionario; b) strategie di campionamento; c) controllo di qualità dei dati; d) elaborazione dei risultati.

Il disegno del questionario. Il questionario sottoposto alle agenzie immobiliari è suddiviso in una parte strutturale, in cui si rilevano informazioni anagrafiche sull’impresa intervistata, e in una parte congiunturale vera e propria. Tra i dati strutturali, vengono rilevate la forma societaria, l’eventuale appartenenza ad un gruppo, la localizzazione dell’impresa ed il numero di agenti in essa impiegati. Il questionario congiunturale vero e proprio comprende invece domande qualitative e quantitative sia sulla situazione corrente dell’impresa sia sulle aspettative a breve termine.

La parte strutturale del questionario appare adeguata a caratterizzare in modo approfondito i comportamenti di risposta degli intervistati; l'unica integrazione possibile da questo punto di vista potrebbe riguardare l'informazione relativa al ruolo dell'intervistato all'interno dell'impresa nel caso di agenzie con molteplicità di agenti. Le domande qualitative sono ben formulate rispetto all'obiettivo di rilevare con tempestività gli andamenti economici nel settore. La brevità della serie storica a disposizione non consente di valutare l'eventuale presenza di un pattern stagionale nelle risposte degli agenti; i questionari delle *survey* congiunturali incorporano in genere tuttavia esplicitamente un riferimento alla necessità di astrarre da generici "fattori stagionali" nel formulare le risposte. Tra le domande qualitative, desta qualche perplessità quella relativa agli stock di mandati a vendere: nella letteratura delle *survey* congiunturali, si preferisce in genere esprimere le domande relative agli stock con riferimento ad un valore "normale" o "adeguato" anziché in termini di variazione rispetto al periodo precedente (cfr. ad esempio European Commission, 2007). Più in generale, il questionario si presenta come particolarmente dettagliato, soprattutto nella parte relative alle aspettative sulle condizioni generali di mercato, con qualche rischio di un aggravamento eccessivo del carico statistico sui rispondenti: tale domanda infatti è formulata sia per il mercato nazionale che per quello locale e, per quest'ultimo, sul doppio orizzonte temporale del trimestre successivo e dei prossimi due anni. Da questo punto di vista, potrebbe essere opportuno valutare il reale contenuto informativo aggiuntivo della domanda sul mercato locale rispetto a quello nazionale, e delle domande sui diversi orizzonti temporali.

La strategia di campionamento. L'Universo preso a riferimento per l'indagine è quello delle agenzie immobiliari operanti sul territorio nazionale. La lista da cui viene estratto il campione è composita, costituita dagli agenti associati all'Associazione settoriale FIAIP, dagli agenti delle Borse immobiliare, dalle agenzie estratte dagli archivi camerali e dagli agenti OMI. L'indagine soffre inevitabilmente del mancato accesso alle liste di imprese attive messe a disposizione dalla statistica ufficiale ai soli Enti membri del Sistema Statistico Nazionale (SISTAN), e trarrebbe quindi grande beneficio dalla possibilità di accedere agli archivi ASIA. Il disegno campionario è proporzionale, stratificato per area geografica e dimensione comunale; è prevista una correzione per la variabilità di strato (grandi città) e una consistenza minima per strato; il campione include inoltre alcune imprese in conto proprio considerate come autorappresentative.

Da quest'ultimo punto di vista, l'inclusione di una parte di imprese autorappresentative è una potenziale violazione del principio della casualità campionaria. Dal lavoro non si evince inoltre con chiarezza se l'unità statistica di campionamento sia rappresentata dall'agenzia o dal singolo agente immobiliare: ciò non costituisce un problema nella grande maggioranza dei casi di agenzie con un solo agente, ma dovrebbe comunque essere affrontato per le agenzie multilocalizzate. Un'ultima osservazione riguarda la possibilità di prevedere un tasso di rotazione fisso del campione, ad esempio su base semestrale o annuale: il paper evidenzia infatti come il settore sia caratterizzato da una nati-mortalità delle imprese particolarmente elevata, ed in questi casi è in genere ritenuto opportuno prevedere una strategia di rotazione per assicurare nel tempo una costante rappresentatività del campione rispetto all'Universo di riferimento.

Affidabilità dei dati. Il tasso di risposta all'indagine ha raggiunto nel corso del tempo un livello più che soddisfacente; un ulteriore aumento potrebbe essere raggiunto – se desiderato - affiancando alla tecnica web di rilevazione un sistema di *recall* telefonico, soprattutto per le imprese autorappresentative e per quelle comunque più rilevanti dal punto di vista dimensionale. Nel paper, potrebbe inoltre essere utile dettagliare il tasso di risposta non solo per area geografica ma anche per gli altri strati campionari (dimensione comunale; tipologia di impresa). L'informazione rispetto al tasso di risposta potrebbe inoltre essere parallelamente calcolata tenendo conto della diversa probabilità di selezione tra strati. Più in generale, relativamente alle tecniche da utilizzare per aumentare la qualità statistica del dato, al momento l'indagine non sembra prevedere alcun metodo di trattamento delle mancate risposte; in indagini congiunturali di questo tipo, non è usuale osservare un significativo tasso di non risposta parziale, mentre è comune che alcune imprese – pur rimanendo all'interno del campione – possano non rispondere a tutte le wave del questionario. In questi casi, è opportuno valutare la possibilità di considerare metodi di trattamento delle mancate risposte, possibilmente differenziati tra agenzie autorappresentative (per le quali usare il *recall* o tecniche di imputazione longitudinali – tecnica del donatore – o *time series*), agenzie delle grandi aree urbane (imputazione) e altre (per le quali contemplare l'ipotesi di sostituzione con altra agenzia prelevata dallo stesso strato campionario dopo due o più mancate risposte).

Elaborazione dei dati. Quanto all'elaborazione dei dati, nell'indagine si utilizzano per tutte le variabili i classici pesi di campionamento dati dall'inverso della probabilità di selezione. Il metodo è particolarmente indicato per tutte le variabili di tipo quantitativo, e può essere utilmente utilizzato anche per i dati qualitativi. Nella letteratura specifica riferita a questi ultimi (si veda ad esempio ancora OCSE, 2003 o, relativamente all'Italia, Malgarini et al., 2005) si preferisce spesso peraltro usare un sistema di ponderazione alternativo, che tenga conto della dimensione delle imprese rispondenti, nell'ipotesi che l'opinione delle imprese più grandi abbia una maggiore influenza nel determinare l'opinione aggregata del settore. Più in generale, la quantificazione dei dati qualitativi provenienti da indagini congiunturali prevede in genere l'utilizzo della tecnica del saldo – comunque ponderato – e la costruzione di indicatori sintetici di opinione del settore, calcolati a partire dai saldi delle singole variabili rilevate. Tipicamente, variabili qualitative quali quelle relative agli incarichi a vendere (var. livelli, stock e attese) o alle condizioni generali di mercato (locale, nazionale) potrebbero essere combinate tra loro per ottenere un indicatore sintetico, valutandone successivamente il grado di coerenza e le capacità *leading* rispetto alle serie di riferimento.

In conclusione, l'indagine colma in modo rigoroso una importante lacuna informativa e come tale è molto preziosa per l'analista congiunturale. Da questo punto di vista, è possibile augurarsi che l'iniziativa lanciata dalla Banca d'Italia in collaborazione con Tecnoborsa e Agenzia del Territorio possa essere imitata anche da altri paesi, così da poter avere l'opportunità di effettuare quei confronti internazionali che nella tradizione delle *survey* congiunturali costituiscono uno dei principali motivi di interesse per la produzione di questo genere di dati. Da questo punto di vista, sarebbe sicuramente utilissimo diffondere l'indagine a livello internazionale, ad esempio all'interno del *network* dell'Harmonised Programme UE (http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm) o in ambito CIRET (www.ciret.org). L'indagine ha peraltro ancora una serie storica piuttosto limitata, e ciò non consente al momento approfondimenti particolarmente rigorosi basati sull'uso di tecniche delle serie storiche. D'altra parte, i dati d'impresa a disposizione sono invece già sufficientemente numerosi da consentire, come prospettiva di ricerca futura, lo studio microeconomico e microeconomico delle caratteristiche dell'evoluzione ciclica del settore.

Riferimenti bibliografici

European Commission, 2007, “A user manual to the Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumers Surveys”, DG-ECFIN, Bruxelles

Malgarini M., B. Martelli, P. Margani, 2005, “The New Design of the ISAE Manufacturing Survey”, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, Vol. 2, n. 1, OECD-CIRET, 2005

Santoro S, R. Tartaglia Polcini, 2012, “Il sondaggio Banca d’Italia-Tecnoborsa-Agenzia del territorio presso gli agenti immobiliari”, Banca d’Italia, Roma

OCSE, 2003, “Business Tendency Surveys: an Handbook”, Parigi

**LA CRISI E LE FAMIGLIE ITALIANE:
UN'ANALISI MICROECONOMICA DEI CONTRATTI DI MUTUO**

Roberto Felici^{*}, Elisabetta Manzoli^{**} e Raffaella Pico^{*}

* Banca d'Italia, Area Ricerca economica e relazioni internazionali.

** Banca d'Italia, Sede di Bologna.

1. Introduzione¹

Nel 2008, la crisi finanziaria ha interrotto una lunga fase di espansione dei prestiti per acquisto di abitazioni. La rapida crescita era stata favorita da una pluralità di fattori: i tassi di interesse storicamente bassi, il ciclo immobiliare favorevole, l'aumento della concorrenza dal lato dell'offerta che aveva portato a un sostanziale ampliamento della tipologia dei contratti. In particolare, l'offerta di mutui con durata oltre i trenta anni, con *loan to value* elevato e l'ampliamento del rapporto fra la rata iniziale di rimborso e il reddito avevano favorito l'accesso al credito da parte di fasce di clientela precedentemente escluse dal mercato².

Dal 2008 al 2011 il numero dei nuovi mutui concessi si è ridotto mediamente del 9,1 per cento ogni anno, a fronte di un aumento medio dell'8,5 per cento nei tre anni precedenti. Il calo è stato determinato sia da fattori di domanda sia di offerta. I primi sono legati soprattutto alla debolezza del mercato immobiliare e alla fase negativa del ciclo economico, caratterizzata dall'aumento del tasso di disoccupazione e dalla riduzione dei redditi delle famiglie. Nel contempo, le condizioni di offerta da parte degli intermediari hanno registrato un irrigidimento, connesso al peggioramento delle condizioni di accesso alle fonti di finanziamento e all'inasprimento dei vincoli di bilancio, oltre che al deterioramento della qualità dei prestiti.

Recentemente, diversi studi hanno analizzato l'impatto della recente crisi sui finanziamenti bancari a imprese e famiglie in Italia. Panetta e Signoretti (2010) e Del Giovane et al. (2011) hanno valutato il ruolo svolto dai fattori d'offerta e da quelli di domanda nella dinamica registrata dal credito. I primi concludono che la motivazione prevalente della decelerazione dei prestiti a famiglie e imprese osservata a partire dal 2006 e fino al 2009 sia imputabile al calo della domanda; i secondi mostrano che i fattori d'offerta hanno avuto un ruolo più rilevante nel periodo successivo al fallimento di Lehman. Gaiotti (2011), affrontando il tema dell'impatto sulle decisioni di investimento delle imprese della disponibilità di credito bancario nelle diverse fasi del ciclo economico, ha rilevato come le

¹ Le opinioni espresse sono quelle degli autori e non impegnano l'Istituto di appartenenza. Gli autori ringraziano Giorgio Gobbi, Silvia Magri e Paola Rossi per i commenti.

² Rossi (2008).

difficoltà nell'ottenere prestiti bancari limitino l'attuazione dei piani di accumulazione nelle fasi di contrazione dell'economia in misura statisticamente ed economicamente significativa. Bonaccorsi e Sette (2012) hanno identificato le caratteristiche dei bilanci delle banche che hanno maggiormente contribuito alla trasmissione degli shock dai mercati finanziari al credito. In base alle loro stime, gli intermediari caratterizzati da bassi livelli di liquidità, da scarsa redditività, da un'elevata incidenza della raccolta interbancaria e che facevano ampio ricorso alla cartolarizzazione degli attivi hanno ridotto di più l'offerta di credito.

A differenza dei lavori citati, quest'analisi è incentrata sui prestiti per l'acquisto di abitazioni ed è focalizzata sulle caratteristiche anagrafiche e le tipologie di contratto stipulate dai debitori, sfruttando le informazioni nominative provenienti dalla Rilevazione Analitica dei Tassi di Interesse della Banca d'Italia (RATI)³. Il lavoro mette a confronto le caratteristiche dei mutuatari e dei contratti di circa 1,9 milioni di mutui concessi nei due quadrienni 2004-2007 e 2008-2011 con l'obiettivo di analizzarne i cambiamenti e valutare quale siano stati gli effetti della crisi finanziaria su questo segmento del mercato del credito

I risultati dell'analisi mostrano che fra i due periodi il calo delle erogazioni ha interessato soprattutto i mutuatari più giovani e quelli originari di paesi non appartenenti all'Unione Europea, che hanno risentito in misura maggiore del peggioramento delle condizioni del mercato del lavoro e dell'adozione di politiche di affidamento più selettive da parte delle banche nei confronti della clientela caratterizzata da una più elevata rischiosità. La crescita dell'importo dei mutui a loro concessi è stata inoltre assai più contenuta rispetto alla media, a seguito di misure di inasprimento dell'offerta quali la riduzione dell'incidenza massima tra la rata del mutuo e il reddito e l'abbassamento del *loan-to-value*. L'aumento dello *spread* sui mutui a tasso variabile verificatosi a seguito del precipitare della crisi finanziaria è stato invece di entità analoga sia tra le diverse fasce d'età sia per i mutuatari provenienti dai paesi non appartenenti all'Unione Europea e quelli comunitari. Tuttavia, l'incremento è stato meno accentuato sui mutui di importo maggiore. Infine, il calo delle erogazioni è stato più forte per gli intermediari di dimensioni maggiori, sui quali potrebbe aver influito di più il peggioramento delle condizioni di accesso alle fonti di finanziamento all'ingrosso e l'inasprimento dei vincoli di bilancio.

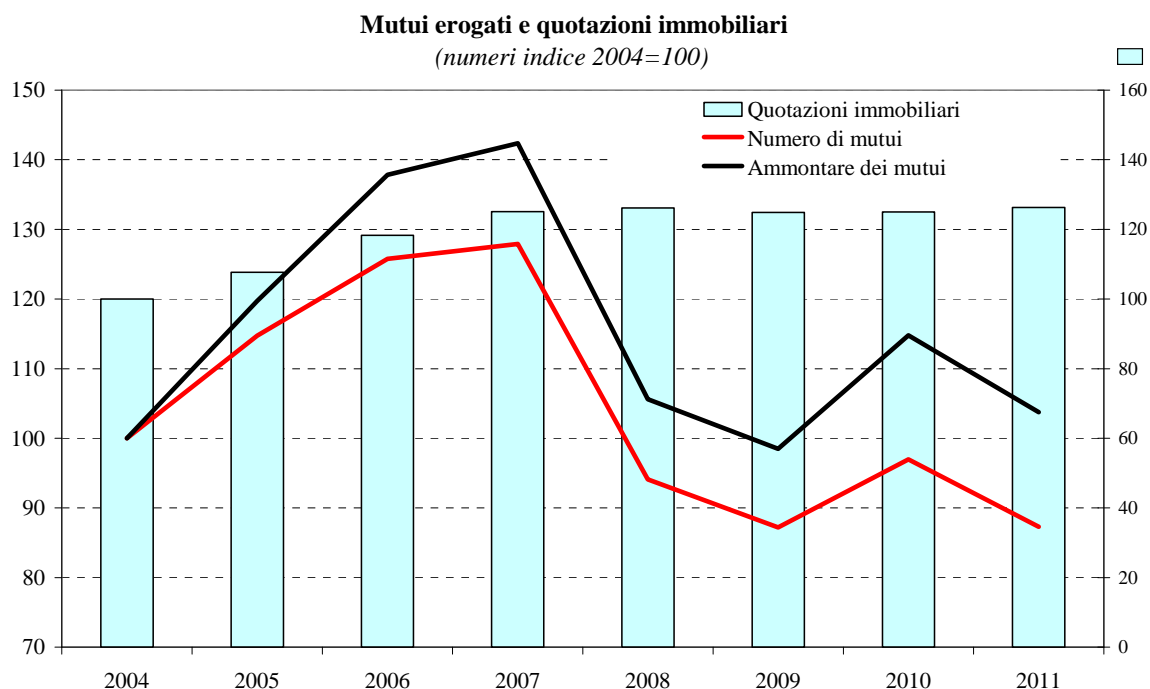
³ Cfr. l'Appendice Metodologica per la descrizione dell'archivio.

Il seguito del lavoro è così suddiviso: nel secondo paragrafo viene descritto l'andamento complessivo del mercato dei mutui e vengono identificati i fattori di domanda e di offerta che lo hanno determinato; il terzo paragrafo analizza i mutamenti realizzatisi fra il quadriennio 2004-2007 e quello 2008-2011 nella composizione dei mutui in base ad alcune caratteristiche anagrafiche della clientela, quali l'età, il sesso, l'area geografica di residenza e quella di provenienza; nel quarto paragrafo si esaminano i cambiamenti di alcune caratteristiche dei contratti, quali l'importo medio, il tipo di tasso (fisso o variabile) e gli *spread* applicati dalle banche; il quinto paragrafo è dedicato alle conclusioni.

2. Domanda e offerta

Nel periodo 2008-2011 il numero dei mutui di importo superiore ai 75 mila euro concessi alle famiglie consumatrici dalle banche partecipanti alla RATI è risultato sistematicamente più basso rispetto al quadriennio precedente (fig. 1).

Fig. 1



Dal 2004 al 2007 il numero medio annuo di contratti stipulati è stato pari a circa 266.000; nel periodo successivo è diminuito del 22 per cento, a 208.000 (tav. 1). Anche l'importo complessivo delle nuove erogazioni ha avuto un andamento analogo, sebbene abbia registrato un ritmo di crescita più elevato negli anni di espansione, grazie anche all'andamento crescente delle quotazioni immobiliari⁴.

Al rallentamento delle erogazioni hanno contribuito fattori sia di domanda sia di offerta, come emerge dal confronto di diverse fonti informative.

La motivazione prevalente della netta decelerazione dei prestiti alle famiglie, osservata già dal 2006, sarebbe stato il calo della domanda conseguente alla debolezza del mercato immobiliare⁵. Non è tuttavia possibile scartare l'ipotesi che la dinamica dei prestiti sia frutto anche dell'inasprimento delle condizioni d'offerta, che sarebbe stata frenata in particolare dal deterioramento della qualità dei prestiti, e in parte da scelte e vincoli interni agli stessi intermediari ascrivibili a carenze di liquidità e nella dotazione di capitale⁶.

Dal punto di vista degli intermediari, indicazioni sull'andamento della domanda e dell'offerta di prestiti provengono dai dati dell'indagine trimestrale sul credito bancario nell'area dell'euro (Bank Lending Survey – BLS) svolta a livello nazionale e regionale⁷. In base alle evidenze tratte da questa indagine, a partire dal 2007 l'indice di restrizione dell'offerta di prestiti per acquisto abitazioni da parte delle famiglie ha registrato un progressivo irrigidimento (fig. 2), a cui hanno contribuito il peggioramento delle attese riguardo all'attività economica e delle prospettive del mercato immobiliare. Nel periodo più recente hanno inciso maggiormente l'inasprimento delle condizioni di accesso a tutte le fonti di finanziamento all'ingrosso e dei vincoli di bilancio connessi anche all'applicazione dei nuovi requisiti patrimoniali dettati da "Basilea 3". L'irrigidimento dell'offerta si è tradotto

⁴ L'andamento è conforme alle evidenze provenienti dai dati relativi al complesso dei prestiti alle famiglie per acquisto abitazioni tratte dalle segnalazioni di vigilanza.

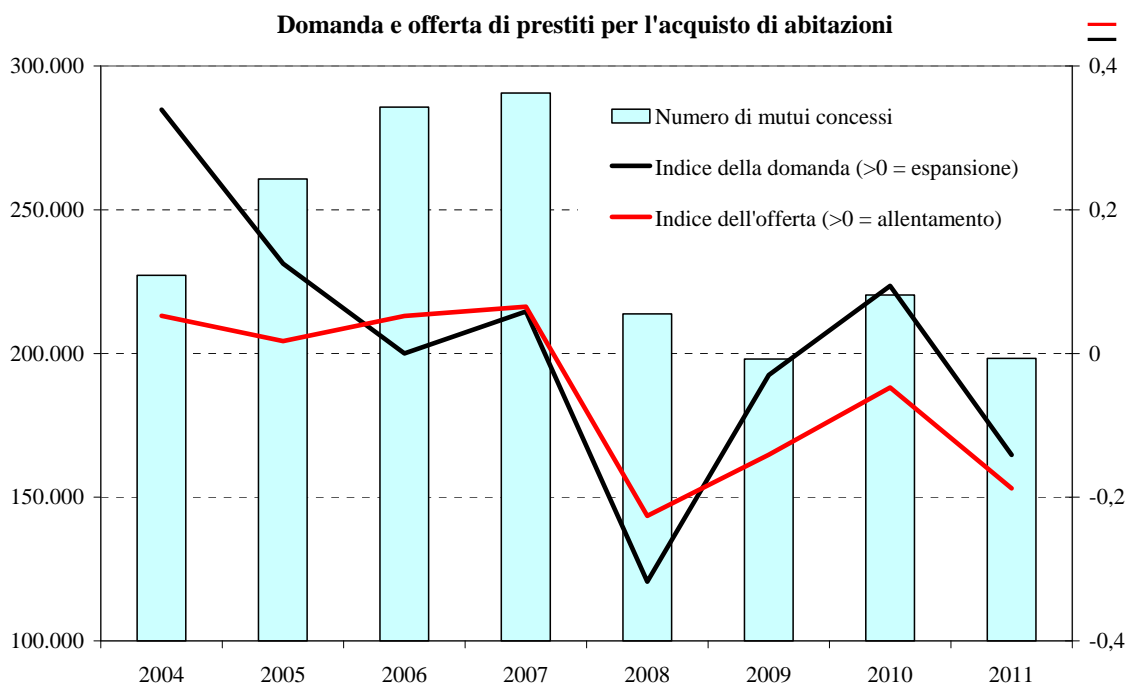
⁵ Panetta e Signoretti (2010).

⁶ Per una disamina del ruolo svolto dalla struttura dei bilanci bancari nella trasmissione di shock dai mercati finanziari all'offerta di credito si veda anche Bonaccorsi e Sette (2012).

⁷ Si tratta di un'indagine qualitativa trimestrale svolta dalla Banca d'Italia e dalle altre banche centrali dell'area dell'euro dal 2002 presso i maggiori intermediari nazionali al fine di valutare le condizioni di domanda e di offerta di credito di famiglie e imprese. Questionario e risposte sono consultabili sul sito della Banca d'Italia. La BLS regionale, condotta dai Nuclei per la ricerca economica ha invece periodicità semestrale e include un campione di circa 400 banche.

nell'applicazione di condizioni più stringenti in termini di prezzo, quantità, durata e garanzie richieste, i cui effetti saranno valutati nei paragrafi seguenti.

Fig. 2



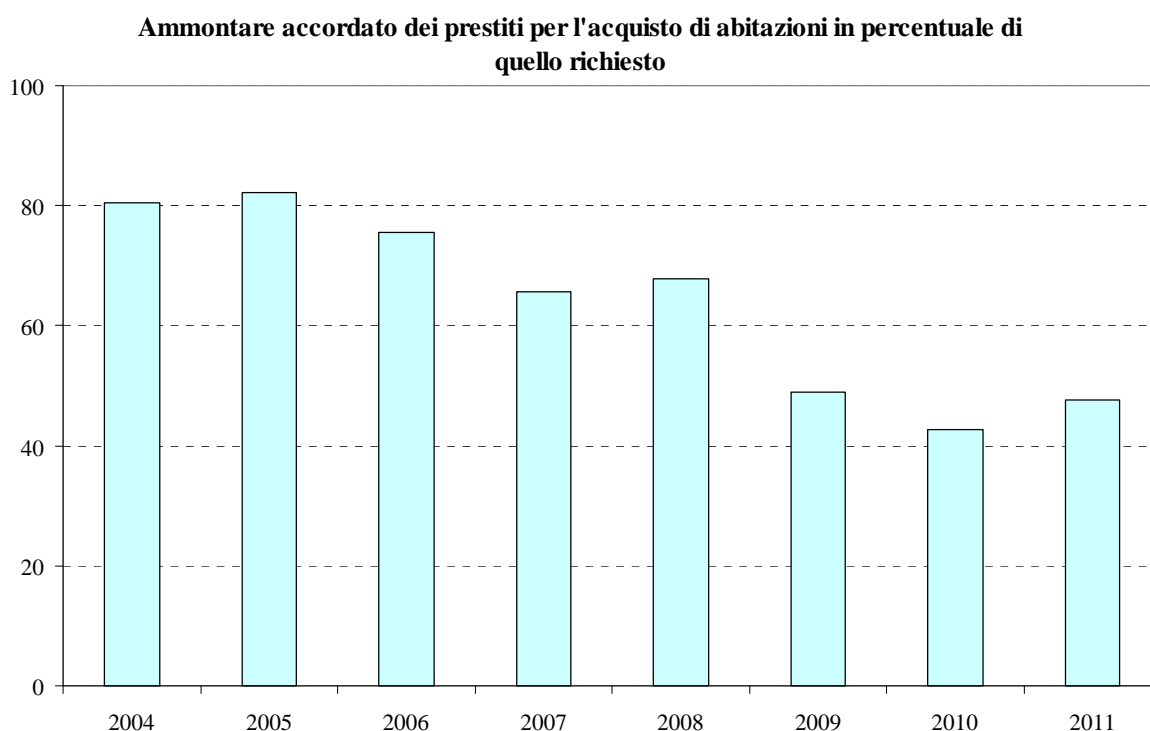
In linea con la fase recessiva del ciclo economico, nel periodo 2008-2011, anche l'indice della richiesta di nuovi mutui è rimasto quasi sempre su valori negativi. Solo nel 2010 si evidenzia una moderata espansione sospinta dal miglioramento delle prospettive del mercato immobiliare e della fiducia dei consumatori; in questa direzione ha anche agito il livello storicamente basso dei tassi d'interesse⁸. Il drastico rallentamento osservato per il 2011 è avvenuto per lo più nell'ultimo semestre e riflette il contributo negativo di tutti i fattori indicati nella BLS come condizionanti la domanda (prospettive del mercato immobiliare, fiducia dei consumatori, risparmio delle famiglie e altro); il rialzo del costo dei mutui avviatosi alla fine del 2010 e la nuova flessione segnata dall'attività economica ha contribuito all'abbattimento delle richieste.

Indicazioni sull'andamento della domanda e dell'offerta si possono trarre anche dalle segnalazioni di vigilanza confrontando l'ammontare domandato e quello accordato di prestiti

⁸ Banca d'Italia (2010).

per acquisto abitazioni da parte delle famiglie consumatrici (fig. 3)⁹. L'importo concesso in rapporto a quello richiesto risulta, negli anni della crisi, circa 30 punti percentuali più basso rispetto a quello medio del periodo precedente. Tra il 2004 e il 2007 l'ammontare domandato è aumentato a un tasso medio dell'8,5 per cento; nei quattro anni successivi la crescita media annua è stata pari all'1,3 per cento; al netto delle operazioni di surroga e sostituzione, che nel 2009 e nel 2010 hanno registrato incidenze elevate sulle erogazioni di mutui¹⁰, la crescita sarebbe stata più debole.

Fig. 3



Fonte: Segnalazioni di vigilanza

Ulteriori indicazioni circa le restrizioni nell'offerta sono fornite dall'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (IBF)¹¹. Tra il biennio 2004-2006 e quello 2008-2010 è aumentata in misura considerevole la quota di nuclei familiari che non hanno ottenuto, in tutto o in parte, il credito richiesto, passata dal 13 al 25 per cento. La maggiore selettività

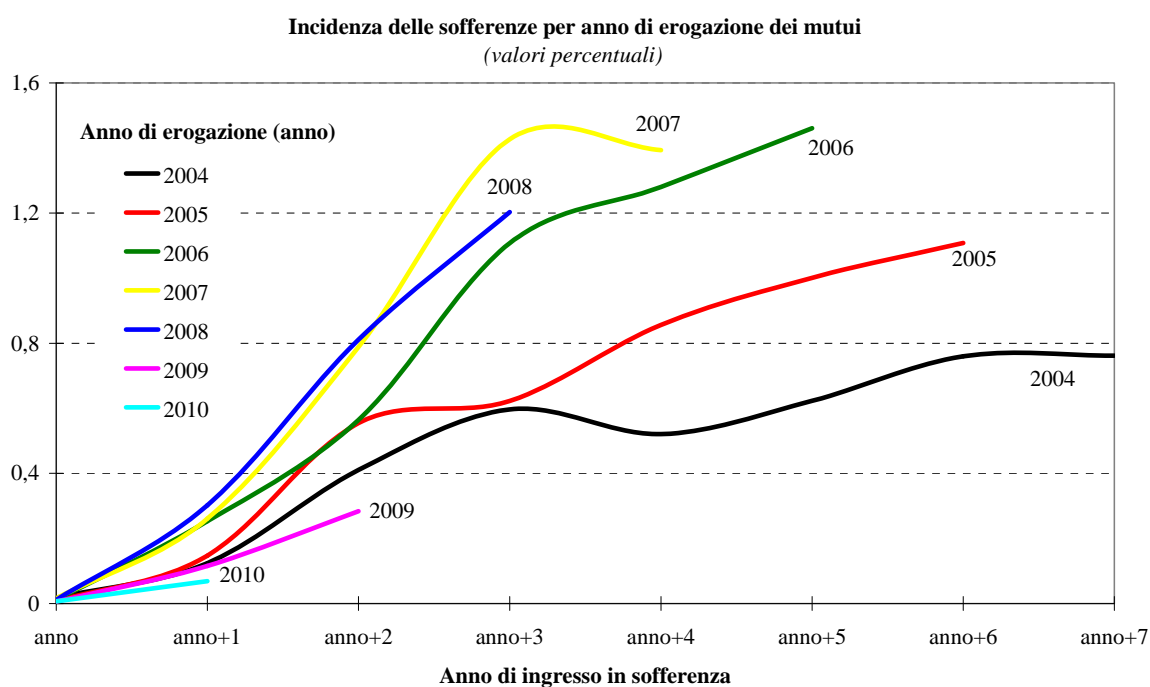
⁹ I dati tratti dalle segnalazioni di vigilanza, a differenza di quelli della RATI, non risentono dell'effetto della soglia di rilevazione. Cfr Appendice Metodologica.

¹⁰ Le operazioni di surroga e sostituzione realizzate nel 2009 e nel 2010 hanno rappresentato rispettivamente il 19 e il 16 per cento dell'ammontare complessivo delle erogazioni. Cfr. Banca d'Italia (2010, 2011).

¹¹ Si tratta di un'indagine svolta ogni due anni dalla Banca d'Italia, i cui risultati sono riportati nel Supplemento al Bollettino Statistico.

nella concessione del credito ha interessato pressoché tutte le diverse tipologie di famiglie, sebbene con intensità diversa. Per contro, la percentuale di coloro che hanno domandato un prestito è diminuita di poco meno di un punto percentuale, dal 5,0 al 4,3 per cento¹².

Fig. 4



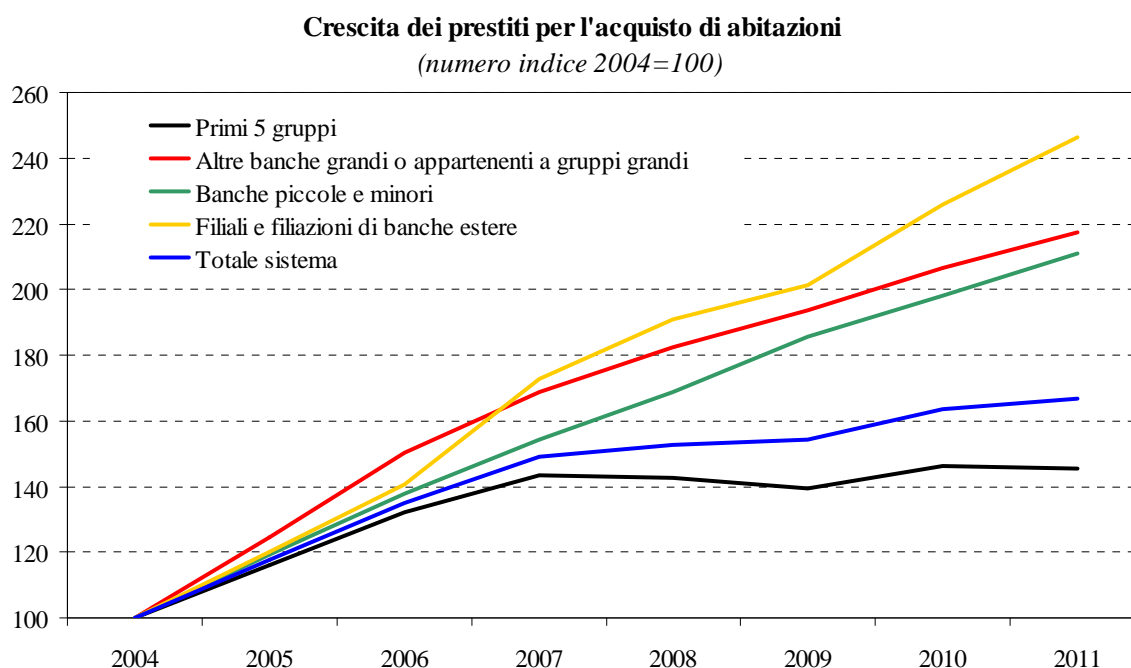
Evidenze indirette relative alle più prudenti politiche di affidamento adottate dagli intermediari si possono trarre anche da un'analisi effettuata sui dati della RATI, suddividendo i mutui per anno di erogazione (coorte) e misurandone l'andamento della rischiosità nel tempo. In particolare, per ogni coorte sono state costruite delle curve di mortalità che indicano gli ingressi in sofferenza nei periodi successivi¹³. Dalla figura 4 emerge che i mutui erogati negli anni 2006-2008 risultano essere stati i più rischiosi: le curve di mortalità aumentano infatti più rapidamente e arrivano ai livelli più elevati. Ciò è una conseguenza, oltre che del consistente aumento dei tassi sulle nuove erogazioni verificatosi in quel biennio, delle politiche di concessione del credito, che fino al 2007 avevano registrato un ampio allargamento della platea di mutuatari. Per le coorti del 2009 e del 2010

¹² I dati si riferiscono a tutte le tipologie di credito (prestiti per acquisto abitazioni, credito al consumo e prestiti per ragioni professionali).

¹³ Ogni curva di mortalità rappresenta in ogni anno il numero di mutuatari entrati in sofferenza in rapporto a quelli complessivi della coorte.

l'incidenza delle sofferenze nei primi anni dopo l'erogazione risulta invece molto contenuta, riflettendo quindi la maggiore selettività delle banche negli anni successivi all'emergere della crisi finanziaria.

Fig. 5



Fonte: Segnalazioni di vigilanza

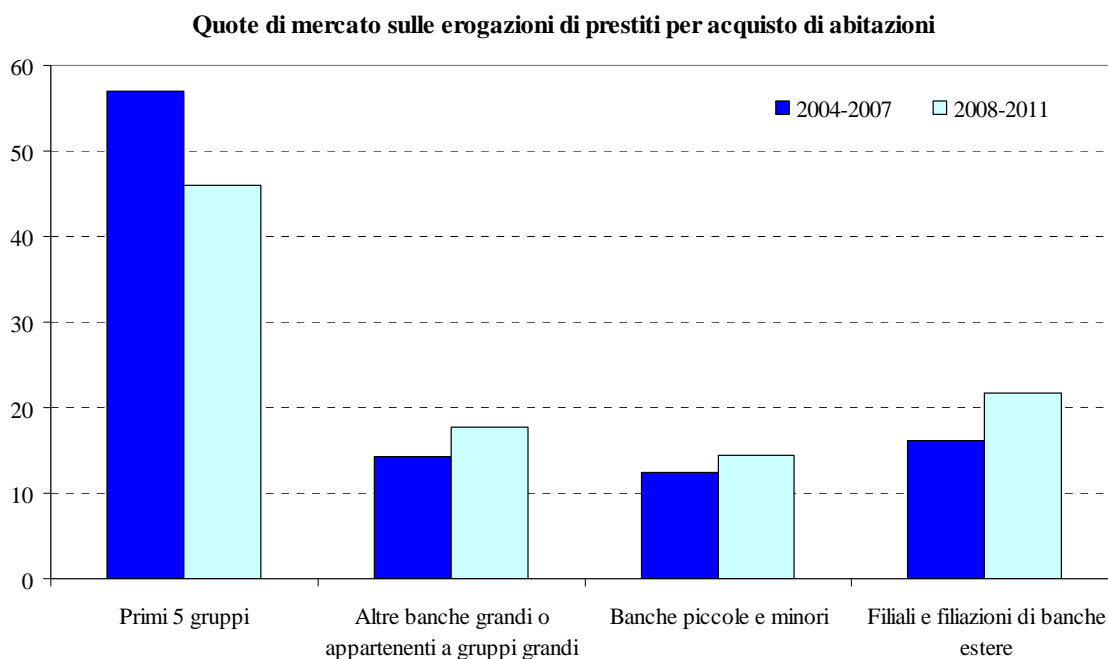
Nell'ipotesi che, a parità di altre condizioni, variazioni della domanda di mutui abbiano interessato in uguale misura tutte le categorie di banche, l'andamento differenziato dei prestiti per acquisto abitazioni tra i diversi gruppi dimensionali riflette verosimilmente specifici fattori di offerta e scelte strategiche. A partire dal 2007 la dinamica di crescita delle consistenze dei mutui a famiglie delle banche appartenenti ai primi 5 gruppi si discosta notevolmente da quella registrata dalle altre categorie di intermediari (fig. 5). In particolare, gli ultimi due anni sono stati caratterizzati da un notevole incremento dei prestiti concessi dalle filiali e filiazioni di banche estere¹⁴.

Dal 2004 al 2011, il forte rallentamento dei prestiti concessi dai primi 5 gruppi ha determinato un calo della loro quota di mercato di più di 10 punti percentuali (al 52 per

¹⁴ Cfr. Appendice metodologica per la definizione di filiali e filiazioni di banche estere. Un'analisi effettuata sui flussi di erogazioni di prestiti per acquisto abitazioni mostra che tra il 2008 e il 2011 la crescita media annua delle erogazioni effettuate dalle filiali e filiazioni di banche estere è stata del 5,5 per cento a fronte di un netto calo per il complesso del sistema bancario (-5,5 per cento).

cento), metà dei quali sono stati guadagnati dalle filiali e filiazioni di banche estere (19 per cento nel 2011). Analoghe indicazioni si possono trarre osservando l'andamento delle quote di mercato calcolate sui nuovi mutui concessi fra i periodi 2004-2007 e 2008-2011 (fig. 6).

Fig. 6



Fonte: Segnalazioni di vigilanza

In particolare nel 2011, l'attività creditizia delle filiali e filiazioni di banche estere, con il 28 per cento dei nuovi mutui, ha sopperito al forte calo di quella dei principali gruppi (40 per cento).

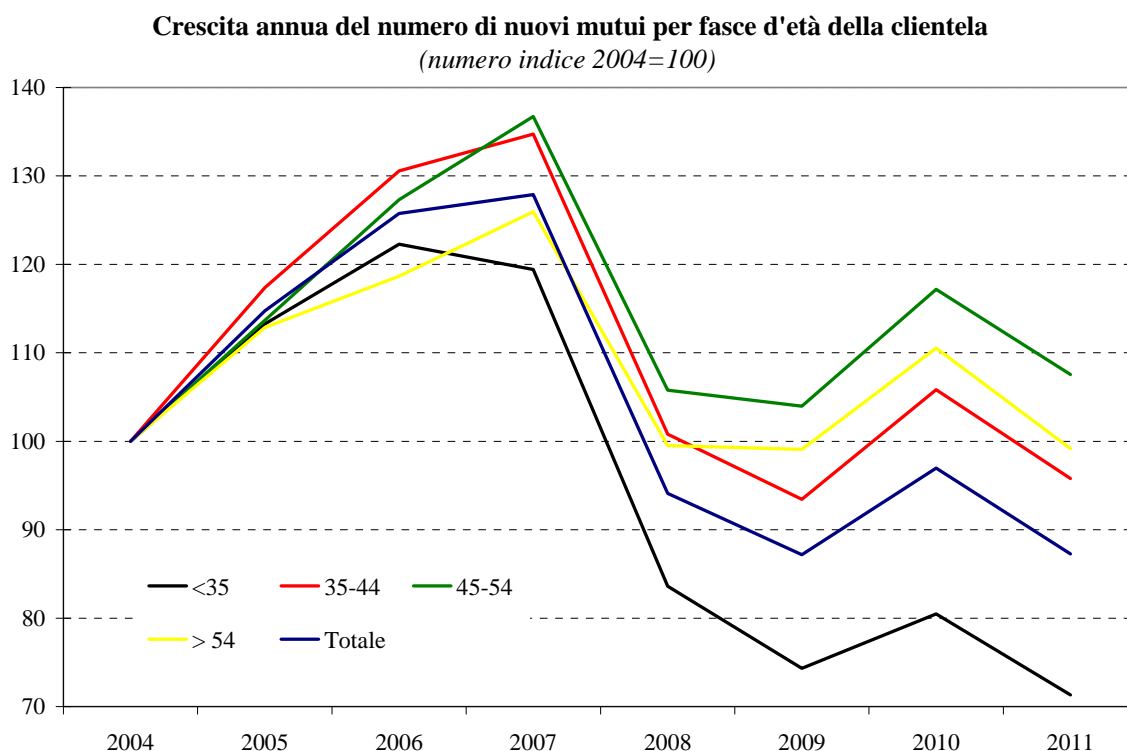
3. Caratteristiche anagrafiche dei mutuatari.

Con il dispiegarsi degli effetti della crisi si sono registrate modifiche, in alcuni casi anche notevoli, nella distribuzione dei mutui sulla base delle caratteristiche anagrafiche della clientela. Le principali hanno riguardato l'età e la nazionalità dei mutuatari: l'incidenza dei mutui concessi alla clientela più giovane e a quella proveniente da paesi non appartenenti all'Unione Europea si è ridotta notevolmente rispetto al periodo precedente.

Sulla base delle informazioni tratte dalla IBF, la forte crescita dei prestiti per l'acquisto di abitazioni nel decennio terminante nel 2008 era stata determinata soprattutto dai

mutuatari più giovani e, in misura minore, dagli immigrati. I dati della RATI indicano che il contributo alla crescita complessiva del numero dei mutui concessi tra il 2004 e il 2007 da parte della clientela con meno di 44 anni di età era stato di circa tre quarti. A partire dal 2008, la tendenza si è invertita: nel quadriennio 2008-2011 il numero totale di contratti stipulati dagli individui con meno di 35 anni è diminuito di oltre il 30 per cento rispetto al quadriennio 2004-2007 (fig. 7). La quota di mutui che fa capo a questa classe di debitori si è ridotta di 5,3 punti percentuali, al 36,4 per cento (tav. 1), e l'età media dei mutuatari è aumentata di un anno, da 37,8 a 38,8 anni (tav. 2).

Fig. 7



Tali variazioni possono essere spiegate sia con i cambiamenti intervenuti dal lato della domanda sia con le politiche di affidamento più prudenti attuate dalle banche. Le banche hanno adottato dei criteri più selettivi nei confronti della clientela più giovane, caratterizzata da maggiore rischiosità. L'incidenza delle sofferenze sui mutui erogati dal 2004 al 2007 a mutuatari con meno di 35 anni alla fine del periodo era pari allo 0,54 per cento, a fronte di una media dello 0,49 (tav. 3); per i mutui concessi tra il 2008 e il 2011, essa è aumentata allo 0,87 per cento (0,71 in media). Stime econometriche effettuate da Bonaccorsi di Patti e Felici (2008) per il complesso di mutui concessi dalle banche tra il

2004 e il 2007 confermano che i mutuatari con meno di 35 anni sono caratterizzati da una probabilità di entrare in sofferenza superiore del 25 per cento rispetto alla media.

Dal lato della domanda, la richiesta di mutui per l'acquisto di abitazioni da parte dei giovani con meno di 35 anni ha risentito degli effetti della crisi sul mercato del lavoro. La difficile congiuntura economica ha inciso in misura più forte su questa categoria di individui per i quali il tasso di disoccupazione è aumentato di 4,5 punti percentuali dal 2007 al 2010 (a fronte di un aumento di 2,3 punti percentuali per il complesso della popolazione). Tali difficoltà hanno reso i giovani maggiormente dipendenti dal punto di vista finanziario e hanno rafforzato la tendenza, già in atto da tempo, a ritardare l'uscita dalla famiglia di origine per costituirne una propria¹⁵. Altro elemento che può aver depresso la loro richiesta di mutui è rappresentato da un effetto di "scoraggiamento": in base ai risultati dell'IBF, si è avuto un sensibile incremento del numero dei giovani che non hanno domandato un prestito perché certi che la loro richiesta non sarebbe stata accolta¹⁶.

Considerazioni analoghe possono spiegare la forte riduzione del numero dei mutui concessi a clienti originari di paesi extracomunitari. Nel periodo 2004-2007 essi rappresentavano l'8,2 per cento del totale dei mutui erogati; negli anni 2008-2011 la quota è scesa al 4,5 per cento, nonostante un progressivo aumento della quota di popolazione extracomunitaria sul totale dei residenti in Italia. La riduzione ha riguardato in particolare i mutui erogati a clienti provenienti dal Nord Africa. La domanda di mutui da parte di clienti di origine extracomunitaria avrebbe risentito delle maggiori difficoltà nella partecipazione al mercato del lavoro, in seguito al manifestarsi degli effetti della crisi economica: il tasso di disoccupazione degli stranieri è aumentato di 3,3 punti percentuali fra il 2007 e il 2010 (2,2 per gli italiani). A conferma di questa ipotesi, l'IBF del 2010 indica una riduzione significativa della domanda di prestiti da parte degli extracomunitari. Dal lato dell'offerta ci sarebbe stata una maggiore cautela da parte delle banche nella concessione di mutui a una categoria di clienti, la cui rischiosità, misurata *ex-post* attraverso l'incidenza dei mutui entrati

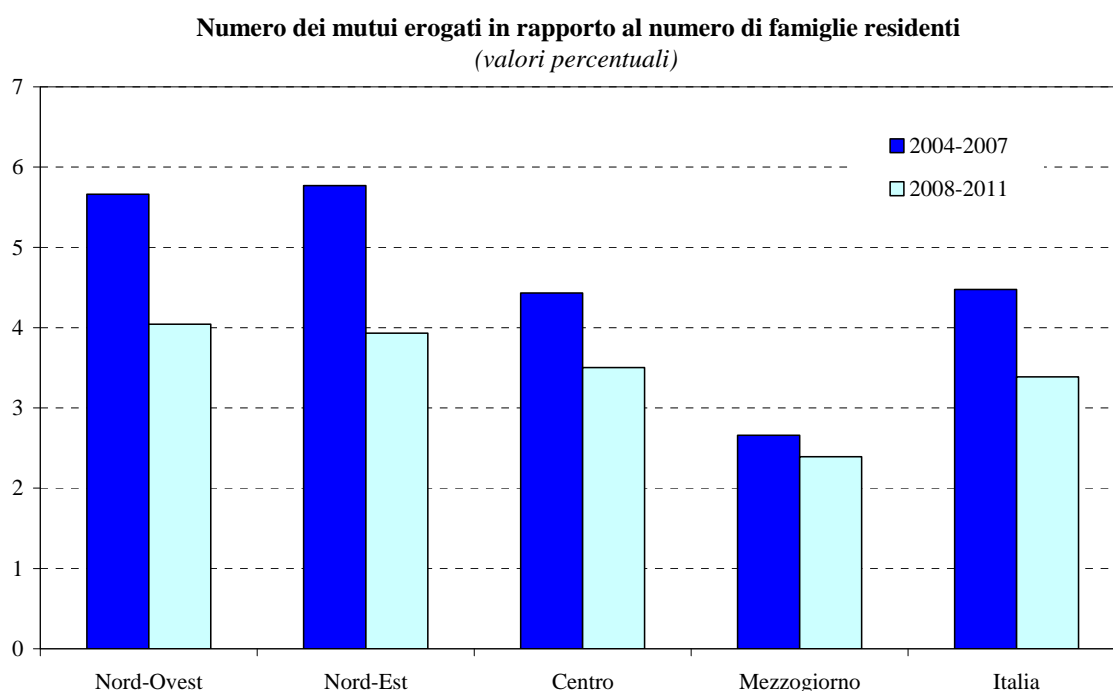
¹⁵ Mocetti, Olivieri e Viviano (2010) e Modena e Rondinelli (2011).

¹⁶ I dati sullo 'scoraggiamento' dell'IBF sono riferiti non solo ai prestiti per acquisto di abitazioni, ma anche al credito al consumo e ai prestiti professionali.

in sofferenza rispetto a quelli concessi, è stata considerevolmente più elevata rispetto alla media (tav. 3)¹⁷.

La riduzione dei nuovi contratti di mutuo fra i quadrienni 2004-2007 e 2008-2011 è stata molto forte nelle regioni settentrionali (-27,1 e -29,3 per cento rispettivamente nel Nord-Ovest e nel Nord-Est); quella del Mezzogiorno è risultata molto più contenuta (-7,9 per cento), facendo così aumentare la quota dei mutui erogati a clienti residenti in queste regioni dal 19,1 al 22,6 per cento. Nel Mezzogiorno il numero dei nuovi contratti di mutuo in rapporto alle famiglie residenti si attesta su valori inferiori alla media nazionale (fig. 8)¹⁸ come anche la quota di famiglie indebitate per mutuo, che in base all'ultima IBF è pari all'8 per cento, a fronte dell'11 per cento nazionale.

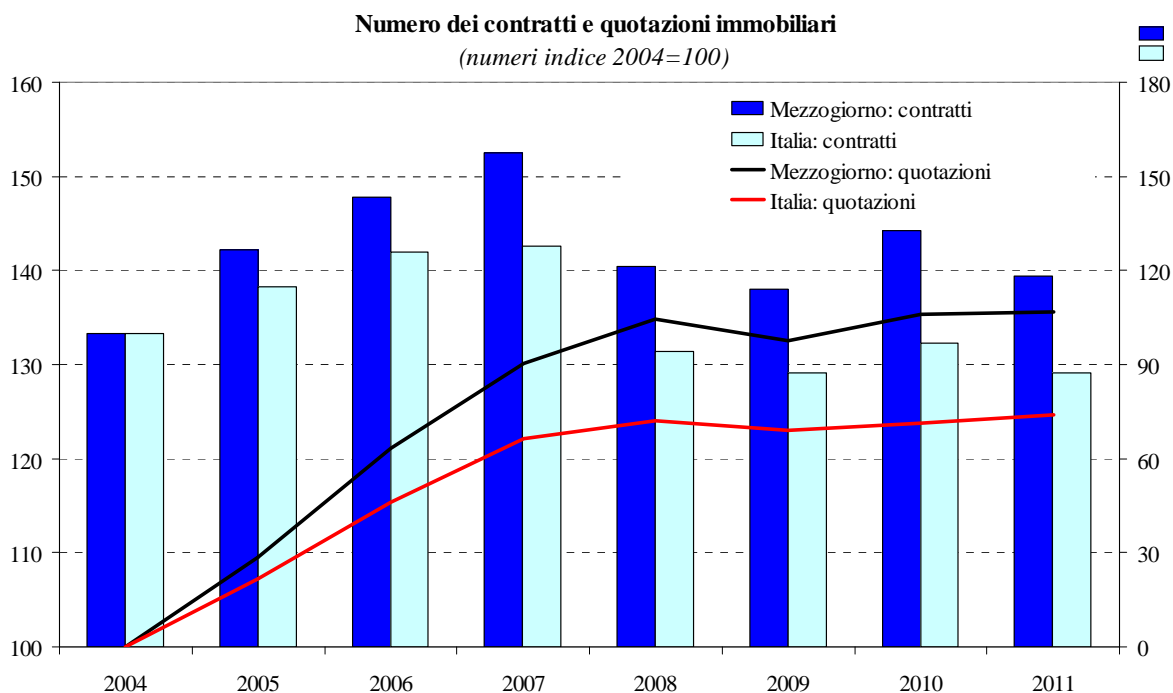
Fig. 8



Tuttavia, a partire dal 2000 e fino al 2008 tale quota ha registrato un incremento superiore a quello del resto del paese e in linea con l'andamento dell'indice delle quotazioni immobiliari nel sud e nelle isole, che dal 2004 al 2008 è aumentato a ritmi decisamente più vivaci rispetto all'Italia (fig. 9).

¹⁷ Per i mutuatari di origine extra-comunitaria, Bonaccorsi di Patti e Felici (2008) stimano una probabilità di ingresso in sofferenza di 2,5 volte maggiore rispetto alla clientela comunitaria.

¹⁸ Il livello di tale rapporto è sottostimato, in quanto non include nel numeratore i mutui di importo inferiore ai 75.000 euro e quelli concessi dalle banche che non partecipano alla RATI. Cfr. Appendice Metodologica.

Fig. 9

Nel Mezzogiorno potrebbe essere in atto un processo di riduzione del divario esistente rispetto alle altre aree nel grado di sviluppo del mercato dei prestiti alle famiglie. Fino all’inizio del decennio, tale divario avrebbe reso più difficile l’accesso al credito e avrebbe costituito un ostacolo al soddisfacimento della domanda potenziale¹⁹. L’aumento della concorrenza che ha fatto seguito alla despecializzazione operativa e temporale del sistema bancario potrebbe aver agito con ritardo nel Mezzogiorno rispetto al resto del paese. Conseguentemente, alla maggior crescita dei mutui nelle regioni meridionali potrebbe aver contribuito anche la presenza, rispetto alle altre aree del paese, di una più elevata quota di domanda ancora inevasa, che è stata assecondata dalle banche anche in considerazione di un’incidenza delle sofferenze sulle erogazioni in linea con la media italiana (rispettivamente 2,37 e 2,63 per cento nel periodo 2004-2011; tav. 3).

L’andamento delle erogazioni per tipo di intestazione mostra che tra i quadrienni 2004-2007 e 2008-2011 è diminuita l’incidenza dei mutui cointestati dal 51,6 al 48,5 per cento.

¹⁹ Casolaro e al. (2005) spiegano la forte eterogeneità registrata a livello territoriale nello sviluppo del mercato del credito con la minore tutela formale e informale accordata ai diritti dei creditori, ossia con le differenze nell’amministrazione del sistema giudiziario e nella dotazione di capitale “sociale”.

Una possibile causa dell'incremento del peso delle intestazioni singole, in particolare a giovani, potrebbe risiedere nell'aumento del numero di famiglie con un solo componente²⁰, anche a seguito della maggiore instabilità matrimoniale. Fra i mutui intestati a una sola persona sono aumentati quelli riferiti a donne, per le quali l'incidenza delle sofferenze è risultata inferiore rispetto a quella degli uomini: poco meno del 2 per cento dei mutui concessi tra il 2004 e il 2011 a donne era in sofferenza a fine 2011, a fronte del 3,7 per cento circa di quelli concessi a uomini.

Oltre l'80 per cento dei mutui erogati è stato stipulato da famiglie residenti nei comuni con meno di 500.000 abitanti, dove a inizio del 2011 risiedeva quasi il 90 per cento della popolazione; la quota fra i due quadrienni è aumentata di un punto percentuale. Tale andamento riflette la tendenza a un spostamento della popolazione al di fuori dei grandi centri metropolitani: per tutto il periodo di riferimento dell'analisi il saldo migratorio interno dei sei comuni metropolitani²¹ è stato negativo. A questa scelta residenziale avrebbero contribuito i prezzi delle abitazioni più contenuti e una minore urbanizzazione e congestione dei centri abitati²². L'aumento della quota dei mutui concessi alla clientela residente nei comuni con meno di 500.000 abitanti potrebbe essere stato favorito anche da un maggiore irrigidimento dell'offerta nei grandi centri metropolitani, a causa della più elevata incidenza delle sofferenze rispetto ai restanti comuni (3,2 e 2,5 per cento rispettivamente a fine 2011 per i mutui erogati nell'intero periodo).

4. Caratteristiche dei contratti

4.1 Gli importi

Dal 2004 al 2011 l'importo medio dei mutui concessi è aumentato del 20 per cento in valori nominali, del 5 per cento in termini reali; l'incremento è stato molto più contenuto rispetto a quello registrato nello stesso periodo dalle quotazioni immobiliari (fig. 10). Fra gli anni 2004-2007 e 2008-2011 esso è passato da 134 a 145 mila euro (tav. 4). La crescita media annua nei due periodi ha registrato una decelerazione dal 3,6 all'1,9 per cento. Tale

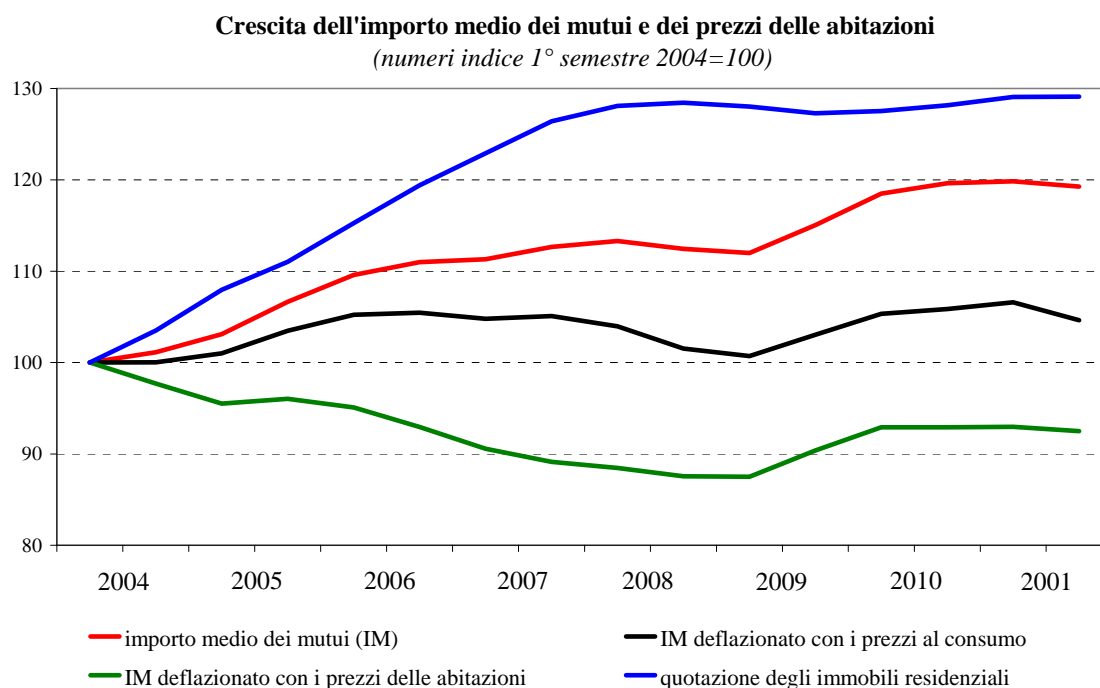
²⁰ In base ai dati Istat, il numero di famiglie con un solo componente è passato dal 25,8 per cento del totale delle famiglie nel 2003 al 28,6 nel 2009.

²¹ Genova, Milano, Napoli, Palermo, Roma e Torino.

²² Mocetti e Porrello (2010).

andamento riflette l'irrigidimento delle condizioni di offerta da parte delle banche nei confronti di alcuni segmenti di clientela, oltre a fattori di domanda legati anche all'andamento dei prezzi delle abitazioni.

Fig. 10



All'aumento dell'importo medio hanno contribuito in particolare i contratti di ammontare più elevato. A fronte di una riduzione del 22 per cento del numero complessivo dei mutui concessi fra i due periodi, quelli di importo maggiore a 150 mila euro sono aumentati del 2 per cento. La loro incidenza rispetto al totale è quindi aumentata dal 24,2 al 31,7 per cento (tav. 5). Questi dati indicano che l'irrigidimento dell'offerta ha inciso in misura minore sull'erogazione di prestiti di ammontare elevato, cui può accedere prevalentemente la clientela che dispone di redditi più alti. Ciò sarebbe confermato dai dati più recenti della IBF, che indicano come tra il 2008 e il 2010 l'incremento dell'importo medio del mutuo si sia registrato esclusivamente per le famiglie appartenenti al quartile di reddito più elevato.

Parallelamente, alcuni segmenti di clientela meno abbiente, quali i mutuatari più giovani e quelli provenienti da paesi non appartenenti all'Unione Europea²³, ha registrato non solo una più elevata contrazione del numero di mutui concessi, ma anche una crescita assai più contenuta delle quantità offerte. Per i mutuatari con meno di 35 anni l'importo medio fra il 2008 e il 2011 supera di 8 mila euro quello dei contratti stipulati nel periodo precedente, mentre per la restante clientela la crescita è stata di 12 mila euro. Assai più pronunciato è il divario fra la clientela proveniente da paesi extra-comunitari e i mutuatari dell'Unione Europea, per i quali l'aumento è stato rispettivamente di 3 mila e 12 mila euro. Nei confronti di tali fasce di clientela ha inciso più a fondo l'inasprimento dell'offerta rappresentata dalla riduzione, in atto dal 2008, dell'incidenza massima tra la rata del mutuo e il reddito sui nuovi mutui concessi dalle banche²⁴.

L'irrigidimento dell'offerta si è riflesso sugli importi dei mutui anche attraverso la diminuzione del rapporto tra il valore del mutuo e dell'immobile (*loan-to-value*), che è calato di quasi 8 punti percentuali tra il 2006 e il 2010 (dal 68,7 al 61,1 per cento)²⁵. Sulla base dei dati del sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia il rapporto sarebbe ulteriormente diminuito nel 2011²⁶.

I fattori di domanda che hanno contribuito all'aumento dell'importo medio sono riconducibili in particolare all'incremento delle quotazioni degli immobili. Considerando la crescita verificatasi nel quadriennio 2004-2007 nei capoluoghi di provincia, si può osservare come la variazione dei prezzi delle abitazioni e quello dell'importo medio dei mutui fossero significativamente correlati (Fig. 11a). La relazione tra i due indicatori tende a indebolirsi a partire dal 2008 (Fig. 11b), quando hanno prevalso altri fattori.

²³ Sulla base dei dati dell'IBF del 2010, il 33 per cento degli individui fino a 35 anni e il 43 per cento degli extracomunitari si colloca nel primo quartile di reddito.

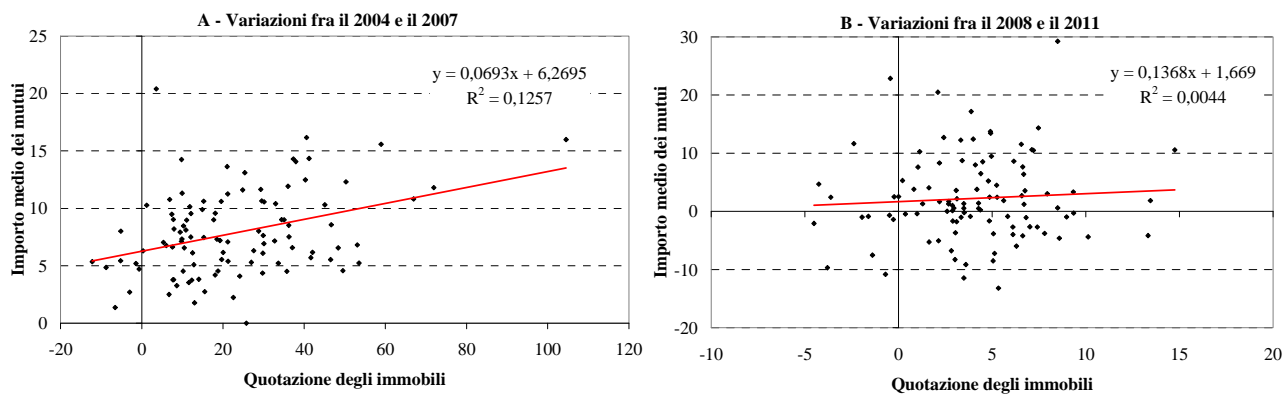
²⁴ Cfr. Pagnini e Rossi (2011).

²⁵ Cfr. nota precedente.

²⁶ Banca d'Italia (2012).

Fig. 11

Crescita dell'importo dei mutui e dei prezzi delle abitazioni nei capoluoghi di provincia
(variazioni percentuali)

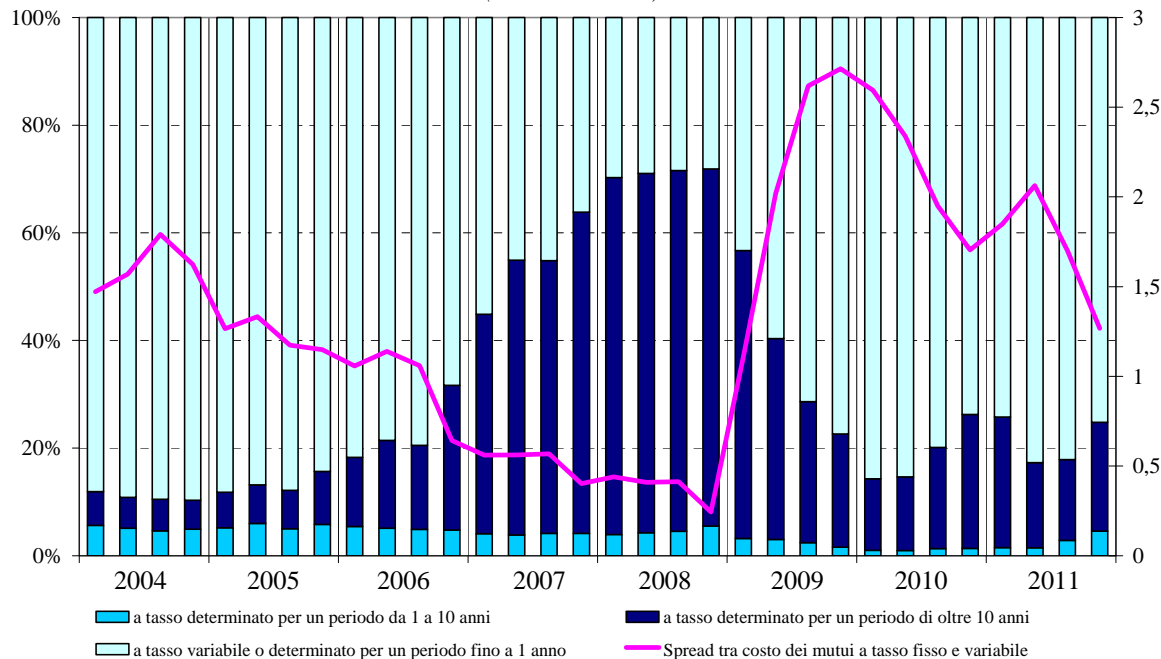


4.2 I tassi

In Italia il contratto di mutuo più diffuso è quello a tasso variabile. L'incidenza di questi contratti si era tuttavia ridotta nel corso del 2007-2008, in corrispondenza di un sostenuto incremento del tasso Euribor e del conseguente calo dello spread fra i tassi fissi e variabili sui mutui (fig. 12).

Fig. 12

Composizione percentuale dei mutui per durata originaria del tasso
(dati trimestrali)



Come evidenziato in alcuni lavori empirici basati sulla IBF²⁷, la scelta della tipologia di tasso da parte dei mutuatari sembra dipendere principalmente dall'ammontare iniziale delle rate, che è tanto più elevato per i mutui a tasso fisso rispetto a quelli a tasso variabile quanto più è alto il differenziale fra i due tassi al momento della stipula del contratto. Quando il divario ha toccato il punto minimo di 2 decimi di punto nel secondo semestre del 2008, la quota dei nuovi mutui a tasso fisso ha raggiunto il 67 per cento del totale. Successivamente, a seguito del marcato calo dei tassi a breve e il conseguente aumento del differenziale, l'incidenza dei mutui a tasso fisso si è nuovamente ridotta (19 per cento nel 2011).

Negli anni successivi alla crisi finanziaria si è modificata la relazione fra la composizione dei contratti per tipologia di tasso e alcune caratteristiche anagrafiche dei mutuatari. Mentre fino al 2007, l'incidenza dei nuovi mutui a tasso variabile era decrescente rispetto all'età della clientela, in quelli successivi è stata più elevata per la clientela più anziana. In particolare, nel periodo 2004-2007 per i mutuatari con meno di 35 anni la quota di mutui a tasso indicizzato era stata del 74,5 per cento, per la restante clientela del 72,1 per cento. Nel periodo 2008-2011 tali rapporti sono stati pari rispettivamente al 61,8 e al 63,9 per cento. In maniera analoga, anche la composizione dei mutui per paese di provenienza della clientela è mutata: nel periodo precedente la crisi finanziaria l'incidenza dei mutui a tasso variabile per la clientela extra-comunitaria era più elevata di 10 punti percentuali rispetto a quella degli altri mutuatari (82,7 e 72,3 per cento rispettivamente); negli anni successivi tale divario si è annullato.

Anche la mutata composizione dei mutui per tipologia di tasso rispetto alle caratteristiche anagrafiche della clientela riflette sia fattori di offerta sia fattori di domanda. Da un lato, la maggiore rischiosità dei mutui a tasso variabile, evidenziata dalle analisi econometriche effettuate sulle erogazioni tra il 2004 e il 2007 da Bonaccorsi di Patti e Felici (2008)²⁸, potrebbe aver indotto le banche ad adottare una politica di offerta maggiormente selettiva nei confronti della clientela che decide di sottoscrivere questa tipologia di mutui. I fattori di domanda sono riconducibili al differenziale fra il livello del tasso fisso e quello variabile alla data di erogazione del mutuo, che per la clientela caratterizzata da livelli di

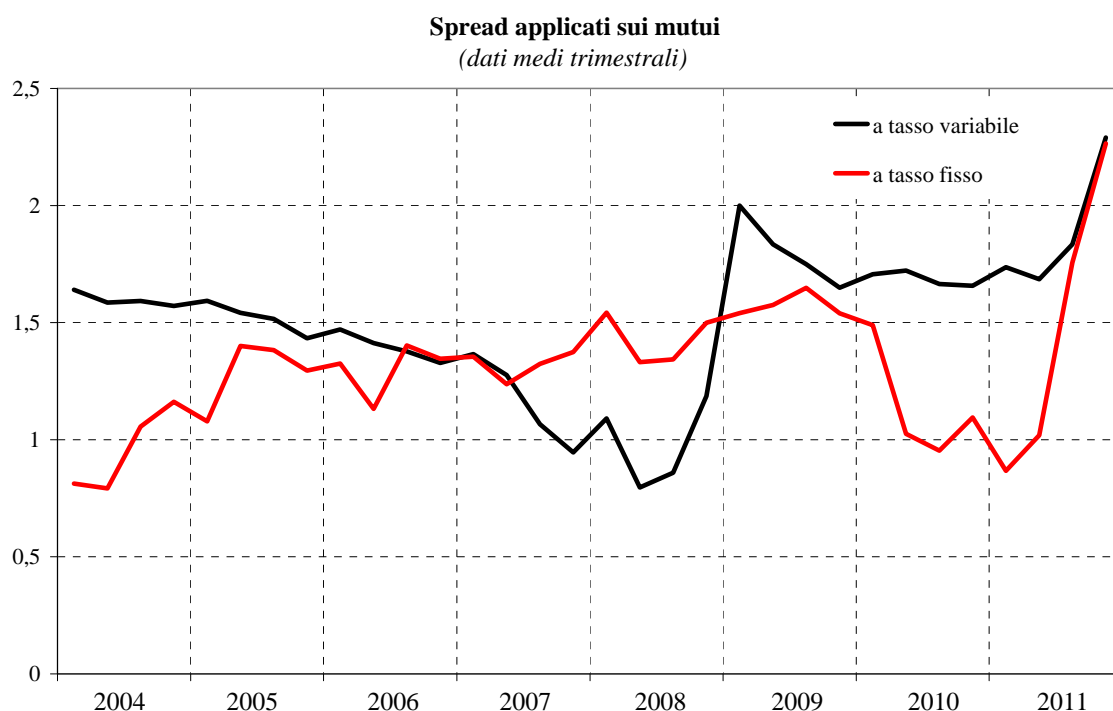
²⁷ Paiella e Pozzolo (2007), Zocchi (2011).

²⁸ I mutui a tasso variabile avrebbero una probabilità di ingresso in sofferenza o ritardo nel pagamento circa doppia rispetto a quelli a tasso fisso.

reddito più bassi costituisce il criterio più importante per la scelta della tipologia di contratto da stipulare. Infatti, sulla base delle evidenze empiriche di Zocchi (2011), uno dei fattori determinanti la decisione è costituito dal rapporto tra la rata e le risorse finanziarie disponibili. La già citata diminuzione del divario di costo iniziale fra mutui a tasso fisso e quelli a tasso variabile, verificatasi nel corso del 2008, potrebbe aver indirizzato verso i primi una quota più elevata, rispetto agli anni precedenti, di clientela caratterizzata da redditi più bassi, quali i mutuatari più giovani e quelli provenienti da paesi extra-comunitari.

Gli *spread* applicati ai tassi *benchmark*, che tra il 2004 e il 2007 si erano ridotti nel segmento variabile ed erano leggermente cresciuti in quello fisso, a seguito della crisi finanziaria hanno registrato - come in altri paesi dell'area dell'euro - un forte aumento fino ai primi mesi del 2009. Dopo il calo registrato nell'anno successivo, hanno raggiunto i livelli massimi a fine 2011, in corrispondenza del picco della crisi dei debiti sovrani (fig. 13).

Fig. 13



Gli *spread* sui mutui a tasso variabile e a tasso fisso erogati nel 2011 sono stati superiori rispettivamente di 67 e 5 punti base rispetto a quelli concessi nel 2007 (tavv. 6 e 7). L'incremento degli *spread* è imputabile sia al timore delle banche di un aumento dei costi

della raccolta, connesso anche al prosciugarsi del mercato delle cartolarizzazioni, sia all'irrigidimento delle condizioni di offerta.

Restringendo l'analisi agli *spread* sui mutui a tasso variabile, per i quali l'impatto della crisi finanziaria del 2008 è stato molto più pronunciato, l'aumento è stato più marcato per la clientela residente al di fuori delle aree metropolitane. Il differenziale positivo fra i margini applicati ai mutuatari del Mezzogiorno e quelli per i residenti nel Centro-Nord non ha registrato sostanziali variazioni. Fra il 2007 e il 2011 gli *spread* sono rimasti allineati nelle diverse fasce d'età e l'incremento è stato simile anche per i mutuatari provenienti dai paesi non appartenenti all'Unione Europea rispetto a quelli comunitari. Le politiche di offerta più prudenti da parte delle banche non sembrerebbero quindi essersi tradotte in un più marcato aumento dei margini nei confronti della clientela caratterizzata da una maggiore rischiosità.

Nel periodo esaminato si è accentuata la relazione negativa fra il livello dello *spread* e l'ammontare del mutuo. Considerando le erogazioni a tasso variabile, fra il 2007 e il 2011 il margine applicato ai mutui di importo superiore a 150.000 euro è passato da 1,15 a 1,74 punti percentuali, quello applicato ai mutui inferiori a 95.000 euro da 1,20 a 1,98 punti percentuali. Poiché l'importo del mutuo è presumibilmente proporzionale al reddito, le condizioni contrattuali in termini di *spread* ottenute dai mutuatari con redditi più elevati, per i quali le possibilità di selezionare le offerte sono più ampie, recentemente sono risultate ancor più vantaggiose rispetto al resto della clientela.

L'aumento dello *spread* sui mutui a tasso variabile verificatosi a seguito del precipitare della crisi finanziaria è stato particolarmente marcato per le banche appartenenti ai primi cinque gruppi (tav. 8), per le quali è più elevata l'incidenza della raccolta all'ingrosso²⁹; esse hanno risentito in misura maggiore delle difficoltà e dell'aumento dei costi di provvista derivanti dalle tensioni sui mercati finanziari e dell'inaridirsi delle operazioni di cartolarizzazione. Per i gruppi bancari partecipanti alla BLS, fra cui sono inclusi i primi cinque, nel 2011 l'aumento dei margini di interesse è risultato il fattore di restrizione

²⁹ Sulla base delle stime econometriche di Gambacorta e Mistrulli (2011), l'ampliamento del differenziale tra il costo del credito per le imprese e i tassi di mercato monetario che ha fatto seguito al fallimento di Lehman Brothers, sarebbe stato minore per gli istituti di credito con una maggiore quota di intermediazione di tipo tradizionale, poiché meno influenzati dall'andamento negativo dei mercati finanziari.

dell'offerta che ha registrato l'irrigidimento maggiore. Il forte aumento dello *spread* ha contribuito alla rilevante perdita di quote di mercato delle banche appartenenti ai primi cinque gruppi descritti nel paragrafo 2.

5. Conclusioni

Nel periodo 2008-2011 il numero di mutui concessi dalle banche per l'acquisto di abitazioni è diminuito di oltre il 20 per cento rispetto al quadriennio 2004-2007. La riduzione è stata particolarmente accentuata per le famiglie più giovani e quelle originarie di paesi non appartenenti all'Unione Europea, che avrebbero quindi risentito maggiormente sia della fase negativa del ciclo economico, caratterizzata dall'aumento del tasso di disoccupazione e dal calo sostenuto dei redditi delle famiglie, sia delle politiche di affidamento più selettive da parte degli intermediari.

L'irrigidimento dell'offerta ha inciso in misura minore sui mutuatari con redditi elevati, come emerge dall'andamento delle erogazioni di mutui di ammontare elevato, di importo superiore a 150 mila euro, aumentati del 2 per cento. Anche il forte aumento degli *spread* sui mutui a tasso variabile verificatosi a fine 2008 ha colpito in misura inferiore i mutui di importo maggiore. Tali dati suggeriscono che, dopo l'ampio allargamento della platea di mutuatari, verificatosi nel periodo precedente la crisi finanziaria, la restrizione dell'offerta è stata praticata dalle banche attraverso politiche maggiormente selettive nei confronti della clientela caratterizzata da una più elevata rischiosità. Ciò è testimoniato anche dalla minore incidenza delle sofferenze nei primi due anni successivi all'erogazione per i mutui concessi negli anni 2009 e 2010 rispetto a quelli concessi nel periodo 2006-2008.

Infine, anche l'andamento differenziato tra i diversi gruppi dimensionali di banche riflette specifici fattori di offerta. In particolare, il calo delle erogazioni è stato più accentuato per gli intermediari di dimensioni maggiori, sui quali potrebbe aver influito di più il peggioramento delle condizioni di accesso alle fonti di finanziamento all'ingrosso e l'inasprimento dei vincoli di bilancio.

6. Bibliografia

Agenzia del Territorio (2011). Rapporto Immobiliare.

Banca d'Italia (*vari anni*). La domanda e l'offerta di credito a livello territoriale, Economie Regionali.

Banca d'Italia (2010, 2011). Relazione Annuale.

Banca d'Italia (2012). Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia, Supplementi al Bollettino Statistico, Indagini Campionarie, n. 11, febbraio.

Bonaccorsi di Patti, E. e Felici, R. (2008). "Il rischio dei mutui alle famiglie in Italia: evidenza da un milione di contratti", Banca d'Italia, Questioni di economia e Finanza, n. 32, ottobre

Bonaccorsi di Patti, E. e Sette, E. (2012). "Bank balance sheets and the transmission of financial shocks to borrowers: evidence from the 2007-2008 crisis", Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 848, gennaio.

Casolaro, L., Gambacorta, L. e Guiso, L. (2005). "Regulation, formal and informal enforcement and the development of the household loan market. Lessons from Italy", in Bertola, G., Grant, C. e Disney, R. R. (eds.), *The Economics of Consumer Credit: European Experience and Lessons from the US*, Boston, MIT Press.

Del Giovane, P., Eramo, G. e Nobili, A. (2011). "Disentangling demand and supply in credit developments: A survey-based analysis for Italy", *Journal of Banking and Finance*, vol. 35, 10, October.

Gaiotti, E. (2011). "Credit availability and investment in Italy: lessons from the Great Recession", Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 793, febbraio.

Gambacorta, L. e Mistrulli, P. (2011). “Bank heterogeneity and interest rate setting: what lessons have we learned since Lehman Brothers?”, Banca d’Italia, Temi di discussione, n. 829, ottobre.

Istat (2010). Famiglia in cifre, Dossier, novembre.

Istat (2011). Come cambiano le forme familiari, Report, settembre.

Mocetti S., Olivieri E. e Viviano E. (2010). “Le famiglie italiane e il lavoro: caratteristiche strutturali ed effetti della crisi”, Banca d’Italia, Questioni di economia e Finanza, n. 75, ottobre.

Mocetti S. e Porrello C. (2010). “La mobilità del lavoro in Italia: nuove evidenze sulle dinamiche migratorie”, Banca d’Italia, Questioni di economia e Finanza, n. 61, gennaio.

Modena F. e Rondinelli C. (2011). “Leaving home and housing prices. The experience of Italian youth emancipation”, Banca d’Italia, Temi di discussione, n. 818, settembre.

Paiella, M. e Pozzolo, A. (2007). “Choosing Between Fixed and Adjustable Rate Mortgages”, in Agarwal, S. e Ambrose, B. (eds.), Household Credit Usage, 1st Edition - Personal Debt and Mortgages, Palgrave Macmillan, 2007.

Panetta F. e Signoretti, F. (2010). “Domanda e offerta di credito durante la crisi finanziaria”, Banca d’Italia, Questioni di Economia e finanza, n. 63, aprile.

Pagnini, M. e Rossi, P. (a cura di, 2011). “Primi risultati dell’Indagine sulle banche a livello territoriale (Regional Bank Lending Survey)”, Banca d’Italia, mimeo.

Rossi P. (2008). “L’offerta di mutui alle famiglie: caratteristiche, evoluzione e differenze territoriali. I risultati di un’indagine campionaria”. *Questioni di Economia e finanza*, n. 13, giugno.

Zocchi, P. (2011). “Interest rate risk perception in households’ mortgage choice decision”, *EMFI Working Papers*, n. 1, aprile.

7. Appendice metodologica

I dati utilizzati in questo lavoro sono stati costruiti a partire dalle segnalazioni individuali della “Rilevazione analitica dei tassi di interesse” (RATI). Alla RATI partecipa un campione di circa 200 banche, cui a fine 2011 faceva capo l’85 per cento dell’ammontare complessivo delle erogazioni di prestiti a famiglie consumatrici per l’acquisto di abitazioni tratto dalle Segnalazioni di Vigilanza (voce 58230, sottovoce 06 della Matrice dei Conti).

Gli intermediari partecipanti alla RATI segnalano con cadenza trimestrale le informazioni sui finanziamenti di ciascun cliente per il quale la somma del credito accordato o utilizzato, alla data di rilevazione, sia di importo pari o superiore a 75.000 euro³⁰. Esse includono la data di concessione, la banca, l’importo, il tasso d’interesse praticato (TAEG), la durata originaria del tasso e quella relativa alla presenza o meno di cointestatari.

Dall’anagrafe dei soggetti sono state estratte le seguenti caratteristiche dei mutuatari: localizzazione geografica, sesso, età e indicazione se si tratti o meno di clienti ‘extracomunitari’, cioè nati in paesi diversi da quelli dell’Unione Europea. In caso di cointestazioni l’età è stata calcolata come media dell’età dei contestatari e la qualifica di extracomunitari è stata attribuita se tutti i cointestatari sono nati in paesi diversi da quelli dell’UE-27.

Dall’analisi sono stati esclusi i mutui erogati nel periodo a seguito di operazioni di surroga o rinegoziazione di un mutuo preesistente. Essi hanno rappresentato circa il 10 per cento dei mutui erogati in ogni anno dal 2008 al 2011.

La classificazione dimensionale delle banche adottata è calcolata sull’ammontare dell’attivo. Essa viene attribuita sulla base della dimensione del gruppo di appartenenza, laddove si tratti di banche appartenenti a un gruppo bancario. Le filiali di banche estere vengono classificate in un gruppo a se stante, indipendentemente dalla loro dimensione.

³⁰ L’effetto della soglia di rilevazione incide per circa un quarto dell’importo totale dei mutui concessi dalle banche partecipanti alla RATI.

Le filiali sono rami d'azienda di una banca estera, da cui dipendono completamente non avendo autonomia giuridica; le filiazioni sono invece banche con piena autonomia giuridica, di diritto italiano, ma controllate da operatori esteri.

Nelle figure 5, 6, 7 i dati delle banche incorporate nel corso del periodo di osservazione sono stati sommati a quelli delle banche incorporanti. Le informazioni sul rapporto tra domande accolte e ricevute (fig. 3) sono stati costruite considerando le sole banche che hanno inviato le segnalazioni nell'intero periodo considerato. I dati della figura 5 sono relativi alle consistenze in essere dei prestiti per acquisto di abitazioni e includono quelli cartolarizzati.

Tavole

Tavola 1 - Mutui per caratteristiche anagrafiche della clientela

	numero medio annuo		composizione %	
	2004-2007	2008-2011	2004-2007	2008-2011
totale	266.044	207.618	100,0	100,0
	<i>Età</i>			
meno di 35 anni	111.004	75.576	41,7	36,4
da 35 a 44 anni	97.102	79.640	36,5	38,4
da 45 a 54 anni	41.337	37.590	15,5	18,1
oltre 54 anni	16.585	14.803	6,2	7,1
	<i>Sesso</i>			
femmine	48.051	41.916	18,1	20,2
maschi	80.637	64.902	30,3	31,3
cointestazioni	137.341	100.792	51,6	48,5
	<i>Paese di provenienza</i>			
unione europea	244.264	198.268	91,8	95,5
altri paesi	21.764	9.341	8,2	4,5
	<i>Area di residenza</i>			
nord-ovest	96.264	70.199	36,2	33,8
nord-est	67.323	47.579	25,3	22,9
centro	51.511	42.911	19,4	20,7
mezzogiorno	50.912	46.911	19,1	22,6
	<i>Popolazione nel comune di residenza</i>			
area metropolitana	46.837	34.370	17,6	16,6
area non metropolitana	219.207	173.249	82,4	83,4

Tavola 2 – Età dei mutuatari

	2004-2007	2008-2011
<i>Distribuzione</i>		
media	37,8	38,8
q1	31,0	32,0
mediana	36,0	37,5
q3	43,0	44,5
<i>Età media per area di residenza</i>		
nord-ovest	37,2	38,3
nord-est	37,0	38,2
centro	39,4	39,9
mezzogiorno	38,3	39,2
<i>Età media per paese di provenienza</i>		
unione europea	38,0	38,9
altri paesi	35,5	37,4
<i>Età media per sesso</i>		
femmine	38,0	38,9
maschi	37,6	38,5
cointestazioni	37,8	38,9
<i>Età media per popolazione nel comune di residenza</i>		
area metropolitana	39,6	40,5
area non metropolitana	37,4	38,5

Tavola 3 – Incidenza percentuale delle sofferenze sui mutui

	2004-2007			2008-2011			2004-2011		
	numero mutui	composizione %	incidenza sofferenze	numero mutui	composizione %	incidenza sofferenze	numero mutui	composizione %	incidenza sofferenze
totale	1.064.176	100	0,49	830.472	100	0,71	1.894.648	100	2,63
<i>Età</i>									
meno di 35 anni	444.014	41,7	0,54	302.305	36,4	0,87	746.319	39,4	3,17
da 35 a 44 anni	388.409	36,5	0,47	318.559	38,4	0,66	706.968	37,3	2,58
da 45 a 54 anni	165.346	15,5	0,43	150.360	18,1	0,60	315.706	16,7	1,99
oltre 54 anni	66.341	6,2	0,40	59.212	7,1	0,47	125.553	6,6	1,38
<i>Sesso</i>									
cointestato	549.362	51,6	0,35	403.167	48,5	0,51	952.529	50,3	2,30
singolo di cui:	514.752	48,4	0,59	427.270	51,4	0,95	942.022	49,7	2,97
maschi	322.547	30,3	0,75	259.608	31,3	1,09	582.155	30,7	3,65
femmine	192.205	18,1	0,43	167.662	20,2	0,59	359.867	19,0	1,88
<i>Paese di provenienza</i>									
unione europea	977.054	91,8	0,39	793.072	95,5	0,52	1.770.126	93,4	1,78
altri paesi	87.056	8,2	1,61	37.364	4,5	4,62	124.420	6,6	14,84
<i>Area di residenza</i>									
nord-ovest	385.057	36,2	0,61	280.794	33,8	0,86	665.851	35,1	3,36
nord-est	269.290	25,3	0,41	190.317	22,9	0,56	459.607	24,3	2,39
centro	206.042	19,4	0,40	171.642	20,7	0,56	377.684	19,9	1,92
mezzogiorno	203.646	19,1	0,45	187.645	22,6	0,77	391.291	20,7	2,37
<i>Popolazione nel comune di residenza</i>									
area metropolitana	187.348	17,6	0,68	137.478	16,6	0,88	324.826	17,1	3,16
area non metropolitana	876.828	82,4	0,45	692.994	83,4	0,67	1.569.822	82,9	2,52

Tavola 4: Importo dei mutui erogati in migliaia di euro

	2004-2007	2008-2011
<i>Distribuzione</i>		
media	133,8	144,9
q1	96,0	100,0
mediana	120,0	127,8
q3	150,0	165,0
<i>Importo medio per fasce d'età</i>		
meno di 35 anni	127,9	136,0
da 35 a 44 anni	137,3	149,0
da 45 a 54 anni	139,7	153,1
oltre 54 anni	138,1	147,8
<i>Importo medio per area di residenza</i>		
nord-ovest	134,8	147,3
nord-est	132,6	141,4
centro	142,7	155,5
mezzogiorno	124,5	135,3
<i>Importo medio per sesso</i>		
femmine	128,0	136,9
maschi	130,8	142,0
cointestazioni	137,6	150,2
<i>Importo medio per paese di provenienza</i>		
unione europea	133,9	145,4
altri paesi	132,6	135,1
<i>Importo medio per popolazione nel comune di residenza</i>		
area metropolitana	151,8	168,6
area non metropolitana	130,0	140,2

Tavola 5: Mutui per classi di importo

	2004-2007	2008-2011
<i>Numero medio</i>		
fino a 95.000 euro	66.056	43.005
95.001-120.000 euro	74.421	53.131
120.001-150.000 euro	61.124	45.700
oltre 150.000 euro	64.445	65.782
<i>Composizione percentuale</i>		
fino a 95.000 euro	24,8	20,7
95.001-120.000 euro	28,0	25,6
120.001-150.000 euro	23,0	22,0
oltre 150.000 euro	24,2	31,7

Tavola 6: Spread medi sui mutui a tasso variabile (1)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
totale	1,59	1,52	1,40	1,18	0,98	1,77	1,69	1,85
<i>Fasce d'età della clientela</i>								
meno di 35 anni	1,62	1,54	1,44	1,22	0,98	1,76	1,69	1,85
da 35 a 44 anni	1,60	1,52	1,40	1,18	0,97	1,76	1,68	1,84
da 45 a 54 anni	1,54	1,46	1,33	1,12	0,96	1,78	1,70	1,86
oltre 54 anni	1,53	1,43	1,28	1,10	0,99	1,83	1,71	1,87
<i>Area di residenza della clientela</i>								
nord-ovest	1,57	1,51	1,41	1,17	0,91	1,76	1,67	1,79
nord-est	1,56	1,45	1,29	1,08	0,97	1,66	1,58	1,74
centro	1,59	1,52	1,42	1,21	0,97	1,79	1,68	1,89
mezzogiorno	1,72	1,65	1,53	1,42	1,16	1,92	1,86	2,04
<i>Sesso della clientela</i>								
femmine	1,53	1,45	1,31	1,07	0,87	1,71	1,65	1,79
maschi	1,56	1,48	1,36	1,13	0,94	1,73	1,67	1,80
cointestazioni	1,63	1,56	1,45	1,26	1,05	1,82	1,72	1,90
<i>Paese di provenienza della clientela</i>								
unione Europea	1,58	1,50	1,36	1,13	0,94	1,76	1,68	1,84
altri paesi	1,77	1,71	1,68	1,62	1,55	1,99	1,84	2,11
<i>Popolazione nel comune di residenza della clientela</i>								
area metropolitana	1,58	1,51	1,43	1,24	0,84	1,76	1,68	1,82
area non metropolitana	1,60	1,52	1,39	1,17	0,99	1,77	1,69	1,86
<i>Classi di importo dei mutui</i>								
fino a 95.000 euro	1,63	1,55	1,42	1,20	1,06	1,92	1,81	1,98
95.001-120.000 euro	1,58	1,50	1,38	1,17	1,00	1,79	1,72	1,91
120.001-150.000 euro	1,62	1,54	1,43	1,22	0,95	1,76	1,69	1,86
oltre 150.000 euro	1,53	1,47	1,37	1,15	0,91	1,67	1,61	1,74

(1) Lo *spread* è calcolato rispetto al tasso Euribor a tre mesi. Sono inclusi i mutui a tasso variabile e a tasso determinato per un periodo fino a un anno.

Tavola 7: Spread medi sui mutui a tasso fisso (1)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
totale	0,96	1,30	1,30	1,32	1,43	1,57	1,11	1,37
<i>Fasce d'età della clientela</i>								
meno di 35 anni	0,87	1,38	1,34	1,35	1,42	1,57	1,06	1,33
da 35 a 44 anni	0,98	1,30	1,31	1,32	1,42	1,56	1,11	1,34
da 45 a 54 anni	1,02	1,20	1,24	1,29	1,44	1,59	1,19	1,42
oltre 54 anni	1,13	1,25	1,19	1,22	1,42	1,60	1,24	1,53
<i>Area di residenza della clientela</i>								
nord-ovest	0,91	1,26	1,29	1,34	1,42	1,51	1,03	1,11
nord-est	0,45	1,06	1,21	1,23	1,32	1,44	1,16	1,30
centro	1,05	1,33	1,28	1,28	1,44	1,60	0,97	1,37
mezzogiorno	1,18	1,43	1,37	1,39	1,51	1,69	1,29	1,65
<i>Sesso della clientela</i>								
femmine	0,82	1,22	1,24	1,27	1,39	1,51	1,01	1,22
maschi	0,88	1,25	1,26	1,30	1,41	1,55	1,05	1,33
cointestazioni	1,06	1,36	1,34	1,35	1,45	1,60	1,19	1,45
<i>Paese di provenienza della clientela</i>								
unione Europea	0,97	1,30	1,29	1,30	1,41	1,56	1,11	1,37
altri paesi	0,83	1,41	1,54	1,58	1,70	1,84	1,24	1,40
<i>Popolazione nel comune di residenza della clientela</i>								
area metropolitana	1,11	1,32	1,29	1,34	1,45	1,55	1,02	1,29
area non metropolitana	0,91	1,29	1,30	1,32	1,42	1,58	1,14	1,38
<i>Classi di importo dei mutui</i>								
fino a 95.000 euro	1,16	1,30	1,31	1,32	1,44	1,60	1,38	1,56
95.001-120.000 euro	0,78	1,29	1,29	1,32	1,43	1,61	1,17	1,47
120.001-150.000 euro	0,74	1,35	1,33	1,35	1,44	1,59	1,05	1,29
oltre 150.000 euro	0,73	1,28	1,27	1,31	1,40	1,48	0,85	1,11

(1) Lo *spread* è calcolato rispetto al tasso IRS a dieci anni per il tasso fisso. Sono inclusi i mutui a tasso determinato per un periodo di oltre 10 anni.

Tavola 8: Spread medi per classi dimensionali di banca (1)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<i>Mutui a tasso variabile (2)</i>								
primi 5 gruppi	1,53	1,48	1,40	1,13	0,84	1,68	1,70	1,89
altre gruppi/banche grandi	1,78	1,65	1,46	1,39	1,21	2,02	1,70	1,79
gruppi/banche piccole e minori	1,64	1,53	1,31	1,12	1,23	1,98	1,87	2,00
filiali e filiazioni di banche estere	1,66	1,52	1,34	0,99	0,78	1,48	1,49	1,70
<i>Mutui a tasso fisso (3)</i>								
primi 5 gruppi	1,15	1,32	1,31	1,33	1,47	1,59	0,97	1,21
altre gruppi/banche grandi	0,30	1,05	1,33	1,43	1,26	1,47	0,89	0,90
gruppi/banche piccole e minori	0,62	0,97	1,08	1,30	1,47	1,66	1,44	1,68
filiali e filiazioni di banche estere	1,02	1,43	1,29	1,11	1,38	1,56	1,50	1,88

(1) Per la definizione delle classi dimensionali cfr. Appendice Metodologica. (2) Lo *spread* è calcolato rispetto al tasso Euribor a tre mesi. Sono inclusi i mutui a tasso variabile e a tasso determinato per un periodo fino a un anno. (3) Lo *spread* è calcolato rispetto al tasso IRS a dieci anni per il tasso fisso. Sono inclusi i mutui a tasso determinato per un periodo di oltre 10 anni.

Le tendenze del mercato immobiliare: l'Italia e il confronto internazionale

Banca d'Italia, 20 novembre 2012

La crisi e le famiglie italiane: un'analisi microeconomica dei contratti di mutuo

Discussant: Giampiero Bambagioni (*Tecnoborsa*)

(*Considerazioni sulla interdipendenza tra dinamiche creditizie e congiuntura del mercato immobiliare*)

Il *paper* inerente «La crisi e le famiglie italiane: un'analisi microeconomica dei contratti di mutuo»¹ costituisce un documento illuminante per ragioni implicite ed esplicite. Le analisi sottolineano l'interdipendenza tra dinamiche creditizie e andamento del mercato immobiliare.

In particolare le dinamiche esplicitate dagli autori nell'elaborato considerano:

1. le componenti aggregate oggetto dello studio che identifica le caratteristiche anagrafiche della clientela, l'età dei mutuatari, l'incidenza percentuale delle sofferenze sui mutui (con un indice delle sofferenze relativo ai mutuatari maschi 3,65% pressoché doppio rispetto all'1,88% delle donne)², l'importo dei mutui erogati e le classi di importo, gli *spread* medi sui mutui a tasso variabile, a tasso fisso e per classi dimensionali di banca.
2. l'analisi dei dati consente anche una lettura delle politiche creditizie delle banche. Politiche che evidenziano una maggiore selettività attuata dalle banche in anni recenti nei confronti della clientela caratterizzata da una più elevata rischiosità che ha comportato una diminuzione di oltre il 20 per cento del numero di mutui concessi dalle banche per l'acquisto di abitazioni nel periodo 2008-2011 rispetto al quadriennio 2004-2007; la socioanalisi dei dati evidenzia anche come la riduzione sia stata particolarmente accentuata per le famiglie più giovani e quelle originarie di paesi non appartenenti all'Unione Europea.

¹ *Paper* che, per Banca d'Italia, è stato elaborato e presentato da Roberto Felici, Elisabetta Manzoli, Raffaella Pico.

² Questi dati meriterebbero una più ampia riflessione circa le diverse abilità del genere femminile rispetto al genere maschile nella gestione di risorse limitate. Circostanza che si registra a diverse latitudini. Ad esempio nelle politiche inerenti il microcredito sviluppate dalla Grameen Bank (promossa da Muhammad Yunus), questa tende a privilegiare la domanda di credito proveniente dal genere femminile, ritenuta maggiormente solvibile. Dinamiche che inducono a ritenere – come già osservato nell'economia cognitiva (*behavioral economics*) analizzata da Daniel Kahneman – che il comportamento degli agenti economici non sempre è volto a massimizzare l'utilità delle risorse e la scelta razionale.

Tuttavia, da una attenta ponderazione della mole di dati richiamati nell'elaborato emergano, a mio avviso, numerose altre considerazioni implicite nell'analisi delle dinamiche creditizie. Andamento talvolta promosso dalle banche ed in altri casi indotto alle medesime dalla congiuntura economico-finanziaria internazionale. Tra queste si riscontra l'evidenza della necessità per le banche dell'adozione di sistemi di *real estate rating* e di valutazione appropriata del corrente «Valore di mercato» e del «Valore di credito ipotecario»³ degli asset in garanzia delle esposizioni creditizie.

Valutazioni scientifiche che siano intelligibili a livello internazionale ai *Servicer* delle *Special purpose vehicle* (SPV) – e non «*expertise*», come sovente adottati in passato – sulla base dei quali, a fronte delle attività cedute, vengono emessi titoli negoziabili da collocarsi sui mercati nazionali o internazionali; operazioni funzionali alla possibilità delle banche (*originator*) di realizzare attività di finanza strutturata (*securitization*) affettivamente convenienti e funzionali a conservare realmente attivabile un importante canale di provvista della liquidità (*funding*).

Considerazioni che trovano conforto anche nella *Bank Lending Survey* (BLS) svolta trimestralmente a livello regionale e nazionale dal sistema delle Banche centrali dell'Eurozona; la *survey* evidenzia, tra l'altro, l'evoluzione delle politiche creditizie che si sostanziano nella variazione dei criteri (più o meno rigidi) applicati da parte delle banche per l'approvazione di prestiti per l'acquisto di abitazioni in correlazione con i costi di provvista, vincoli di bilancio e prospettive del mercato degli immobili residenziali.

Un'analisi complessiva dei *trend* della domanda di credito che dovesse ricomprendere sia i dati inerenti le richieste preliminari formulate dalla clientela in funzione dell'interesse all'acquisto dell'abitazione assistita da mutuo, nonché le istanze documentali di finanziamento – complete della documentazione prevista – che pervengono formalmente alle banche, potrebbe risultare, ancorché non agevolmente rilevabile, un dato significativo delle potenzialità della domanda residenziale.

Le due tipologie di istanze non sono affatto conseguenti e coincidenti. Peraltro l'interdipendenza tra l'effettiva possibilità di accesso a finanziamenti appropriati (per

³ Per le definizioni di “*Valore di mercato*” e di “*Valore di credito ipotecario*” si rimanda al Codice delle Valutazioni Immobiliari IV (2011), Tecnoborsa; alla direttiva 2006/48/CE del Parlamento europeo e del Consiglio; alle Disposizioni di vigilanza prudenziale per le banche. Circolare della Banca d'Italia n. 263 del 27 dicembre 2006 e successive modifiche ed integrazioni.

Loan-to-Value, durata, tasso d'interesse, ecc.) con la possibilità concreta di acquistare l'abitazione è ampiamente dimostrata sia nei dati emergenti dal «*Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia*»⁴ che dalle rilevazioni effettuate *ex post* dall'OMI dell'Agenzia delle Entrate che indicano una frequenza nel ricorso al credito ipotecario nei contratti di compravendita, pur con differenze territoriali, superiore al 50 per cento dei casi.

In particolare la *Bank Lending Survey* evidenzia come, a partire dal 2007, l'indice di restrizione dell'offerta di prestiti per l'acquisto di abitazioni da parte delle famiglie abbia subito una considerevole contrazione.

Componenti endogene ed esogene all'ambito di riferimento avevano favorito, sino ad allora, l'espansione dell'erogato; tra la pluralità di fattori: un elevato *Loan-to-value* (LTV), bassi tassi d'interesse, un accresciuto *Loan-to-income* (LTI), l'aumento della durata dei mutui, una fase (sostanzialmente) espansiva del ciclo economico dinamico, una fiducia delle famiglie nella stabilità dei mercati che aveva stimolato la propensione all'acquisto di abitazioni anche per valori crescenti.

Tuttavia il quadro di sostanziale stabilità sopra richiamato è stato pesantemente turbato dalla crisi finanziaria del 2006-2008. Una crisi essenzialmente finanziaria, ma direttamente correlata alla finanza immobiliare ovvero alle attività di *securitization* di portafogli di mutui *subprime* assistiti da garanzie reali non adeguatamente valutati, comportanti un rischio elevato per i sottoscrittori dei titoli (*noteholder*).

L'emergere di difficoltà di *funding* degli intermediari dovuta alla sopraggiunta limitata possibilità di ricorrere alla cartolarizzazione degli attivi, l'elevata onerosità della raccolta interbancaria e bassi livelli di liquidità hanno repentinamente impattato sull'offerta del credito tra la fine del 2007 e il 2009.

In questa sede non è prevista una'analisi dettagliata delle componenti che costituiscono la domanda e l'offerta degli immobili residenziali e delle relative dinamiche dei prezzi, tuttavia si ritiene che questa congiuntura, che a livello nazionale ha determinato, inizialmente, la riduzione significativa del numero di compravendite ed in una fase successiva anche uno spostamento del punto di equilibrio tra la curva della domanda e quella dell'offerta, sia stata originata non tanto da fattori che rimandano direttamente all'eccesso di offerta, seppure vi siano molte abitazioni di nuova costruzione edificate

⁴ Elaborazione trimestrale a cura di Banca d'Italia – Tecnoborsa – OMI Agenzia delle Entrate.

nell'ultimo lustro ancora inutilizzate nonostante la potenziale domanda abitativa (in acquisto o locazione)⁵.

Anche dal lato della domanda sondaggi posti in essere da organizzazioni *super partes*⁶ evidenziano come permanga ancora oggi una considerevole potenziale richiesta di alloggi in acquisto, ancorché per finalità diversificate, tra queste la componente maggiore è costituita da soggetti desiderosi di migliorare le condizioni abitative, anche al fine di conseguire l'obiettivo di abitazioni provviste di moderne dotazioni tecnologiche, maggiore efficienza statica ed energetica.

In sintesi, le nuove politiche creditizie conseguenti la crisi finanziaria hanno contribuito a ridurre improvvisamente e pesantemente l'offerta del credito che a sua volta ha comportato la contrazione di un'ampia componente della domanda abitativa (in particolare per la fascia della popolazione con meno risorse, ovvero quella che necessariamente auspicava mutui con un elevato LTV, bassi tassi d'interesse e un rapporto rata/reddito maggiormente elevato). La nuova situazione finanziaria correlata al livello raggiunto dai prezzi delle abitazioni, incrementatisi significativamente in epoca recente, ha compromesso per molti la possibilità dell'acquisto determinando una rilevante contrazione del mercato a cui è seguita l'inversione del ciclo immobiliare.

La ripresa duratura del comparto edilizio-immobiliare richiede, tuttavia, sia l'adozione di appropriate politiche creditizie che interventi legislativi per riforme strutturali coinvolgenti tra l'altro: una riforma del sistema catastale finalizzata alla conoscenza del vasto patrimonio edilizio nazionale, la revisione dei valori e di redditi dei fabbricati in funzione del conseguimento della perequazione fiscale, la creazione di una banca dati dei comparabili (*comparables*) al servizio di tutte le categorie interessate, funzionale alla conoscenza dei valori effettivi di mercato, funzionale al conseguimento delle finalità istituzionali di imprese, enti e sistema bancario.

⁵ La popolazione nazionale negli ultimi anni è notevolmente incrementata sino a raggiungere oltre 60,6 milioni di abitanti al 1° gennaio 2011.

⁶ Tra questi: Tecnoborsa e Censis.

Correlation between policy framework and financial and real estate markets

A more integrated and holistic approach is required: there are several interlinked areas of action as summarized in the figures.



© 2012, Giampiero Bambagioni

Quadro di sintesi dell'interdipendenza sussistente tra dinamiche creditizie e mercato immobiliare

Sezione 2

IL MERCATO IMMOBILIARE IN ITALIA: GLI ASPETTI STRUTTURALI

**A STRUCTURAL MODEL FOR THE HOUSING
AND CREDIT MARKETS IN ITALY**

Andrea Nobili* and Francesco Zollino*

* Banca d'Italia, Economic Research and International Relations.

1. Introduction

Since the late nineties several theories suggested a significant interaction between asset prices and credit developments in an economy characterized by information frictions, especially because of their effects on the business cycle (Bernake and Gertler, 1995; Kiyotaki and Moore, 1997). In the same vein, several contributions pointed out that credit imbalances and asset price misalignments represent an important challenge for the conduct of monetary policy, especially in the light of their implications for financial stability (Borio and Lowe, 2004; Detken and Smets, 2004).

As for the housing sector, the global financial crisis led to a growing emphasis on the links between the cycles in the property market and those in the credit sector. In particular, there is a large amount of evidence about the key role of the transmission of “boom-bust” cycles from the property markets to the credit sector in determining financial crises (Collins and Senhadji, 2002; Caprio and Klingebiel, 2003; Hofmann, 2004) and in affecting the real economy, with particular references to the major recessions in the US (Leamer, 2007). From a policy perspective, an in-depth assessment of the links between housing and credit markets is also necessary to understand the transmission mechanism of monetary impulses and the implications for financial stability (Mishkin, 2007; Iacoviello, 2010; Hofmann and Goodhart, 2008). Finally, especially in the design of banks’ stress tests, extreme changes in property prices are a significant ingredient of the macroeconomic scenario envisaged to check the banks’ resilience. Typically the modelling of credit demand and supply is very accurate, but the feedback from the banking sector to the housing and the other economic sectors is either absent or imposed ad hoc (for a review, see Foglia, 2009).

The lack of a unified framework to study the multi-fold interactions between house market developments and credit and monetary conditions reflects data constraints, especially for European countries, and the methodological challenges that need to be faced to construct a fully-fledged structural model. The interaction between housing and credit has been addressed in recent theoretical contributions within the traditional framework of the financial accelerator, with property prices affecting the borrowing capacity of households and firms due to changes in the value of collateral under financial frictions (Aoki, Proudman and Vlieghe 2004; Iacoviello, 2005; Arcè and Lopez-Salido, 2006; Iacoviello and Neri, 2010). In these papers, however, there is no explicit modelling of equilibrium in the banking sector, with the credit relationships typically occurring between households, acting as borrowers on one side and lenders on the other.

In most of the existing empirical literature, developments in house prices have been studied in isolation from the credit market (see OECD, 2010, for a survey). Some papers estimated a one-way relationship, finding either that property prices significantly affect credit growth (Goodhart, 1995; Hofmann, 2004) or that mortgage loans are an important driver of house prices (Tsatsaronis and Zhu, 2004; Fitzpatrick and McQuinn 2004). Other contributions explored a two-way link between house prices and either total lending (Gerlach and Peng, 2005; Goodhart and Hofmann, 2010) or mortgages (Gimeno and Martínez-Carrascal, 2006; Casolaro and Gambacorta, 2005) using reduced form models of the economy. A common limitation of this approach is that the structural interpretation of the estimated coefficients is hindered by the lack of identifying restrictions of supply and demand factors in both property and credit markets.

In this paper we first assess the multiple interactions between housing and banking in Italy using a system of simultaneous equations, where the impulses from a set of exogenous drivers can be transmitted to house prices and loans to firms and households through several channels. In this regard, the statistical model allows us to improve upon the existing empirical literature along several dimensions. First, the housing market is modelled with a fully-fledged structural system, thus implying that shocks in the economy can significantly affect the equilibrium in the housing sector through their effects on housing demand, as captured by house prices, as well as on housing

supply, as captured by changes in residential investments. Explicitly modelling changes in housing supply is not usual in the empirical literature, due to either the limited availability of data or to the usual assumption that land scarcity and regulation make the construction sector rigid in the short run (Malpezzi and Maclennan, 2001; Panfili and Lecat, 2010). To the best of our knowledge, only Iacoviello and Neri (2010) have recently developed a general model for the United States, in which the responsiveness of the house supply is crucial for the functioning of the housing markets.¹

Second, as far as the banking sector is concerned, we model in the estimated system two credit segments that might potentially affect the house market equilibrium, namely mortgage loans to households and loans to construction firms. Mortgage loans are usually considered because of their interaction with housing demand, while loans to firms represent a crucial ingredient of housing supply, to the extent that investment plans are heavily dependent on bank credit. In the case of Italy, the leverage ratio for firms in the construction sector is much higher than that observed for households. To the best of our knowledge, this is a novelty in the literature, since a specific link between house prices and loans to construction firms is largely neglected, either due to the assumption of a rigid house supply schedule in the short run (for a survey, see Andrews, Caldera Sánchez and Johansson, 2011) or because construction activity is assumed to be directly performed by banks (Scoccianti, 2010). These assumptions also represent a solution to the problem of the lack of long time series for this credit segment. In this regard, for the purpose of our analysis, we have made an effort to fill the statistical gap still surrounding the different features of the housing market in Italy, ending with a quarterly dataset that covers almost all the candidate drivers of house prices.

Based on the estimated system, we perform some simulation exercises that shed light on the transmission channels through which the impulses coming from variables such as monetary policy, disposable income, demographic pressures and “pure-supply” factors in the banking system affect house prices in Italy. We also evaluate the relative contribution of each driver to house price booms in the past, with a special focus on the developments observed during the financial crisis. We also assess possible misalignments of actual house prices with respect to the fundamentals.

Our empirical analysis shows that in Italy, the changes in house prices largely reflected the dynamics of the demand factors, such as households’ disposable income and demographic pressures. Bank lending also played a crucial role for two main reasons. First, a banks’ deleveraging process, as captured by an increase in the capital-to-asset ratio, leads to a significant increase in the cost of credit for both mortgage loans to households and loans to construction firms. Second, as far as the credit channel of monetary policy transmission is concerned, the short-run responsiveness in the housing supply implies a mitigation of the effects of a change in the money market rates on house prices and a faster adjustment of the construction activity compared with the case of a rigid housing supply curve. Finally, in the most acute phase of the global financial crisis, the banks’ deleveraging process dampened house price dynamics mostly through its effects on the market for mortgage loans, partly offsetting the positive contribution stemming from the monetary easing. All in all, house price developments have been broadly in line with the fundamentals since the mid-eighties, with no clear sign of imbalances over the recent financial crisis, too.

Our results are subject to the caveat that some transmission mechanisms of impulses coming from key macroeconomic factors are not fully modelled in the statistical system. First, we do not consider the potential link between property prices and credit stemming from wealth effects on households’ consumption. According to life-cycle models, households may react to a rise in house prices by increasing their spending and then their borrowing in order to smooth consumption over time. Evidence for the case of Italy is provided by Guiso, Paiella and Visco (2005) and Bassanetti

¹ Iacoviello and Neri (2010) proposed a two-sector model in which firms produce new homes using capital, labour, and land under a given technology. The model generates endogenous dynamics among the housing and non housing investment, house prices and consumption expenditure. A key result is that a slow technological progress in the housing sector explains a large part of the upward trend in real housing prices observed in the US over the last 40 years.

and Zollino (2010). Second, since all the main drivers are assumed to be exogenous in our model, we may rule out additional feedback effects in the transmission mechanism of monetary policy. Interest rate changes can affect house prices and credit also through changes in households' disposable income and in the banks' capital position. Providing similar extensions to the model is at the top of our agenda for future research.

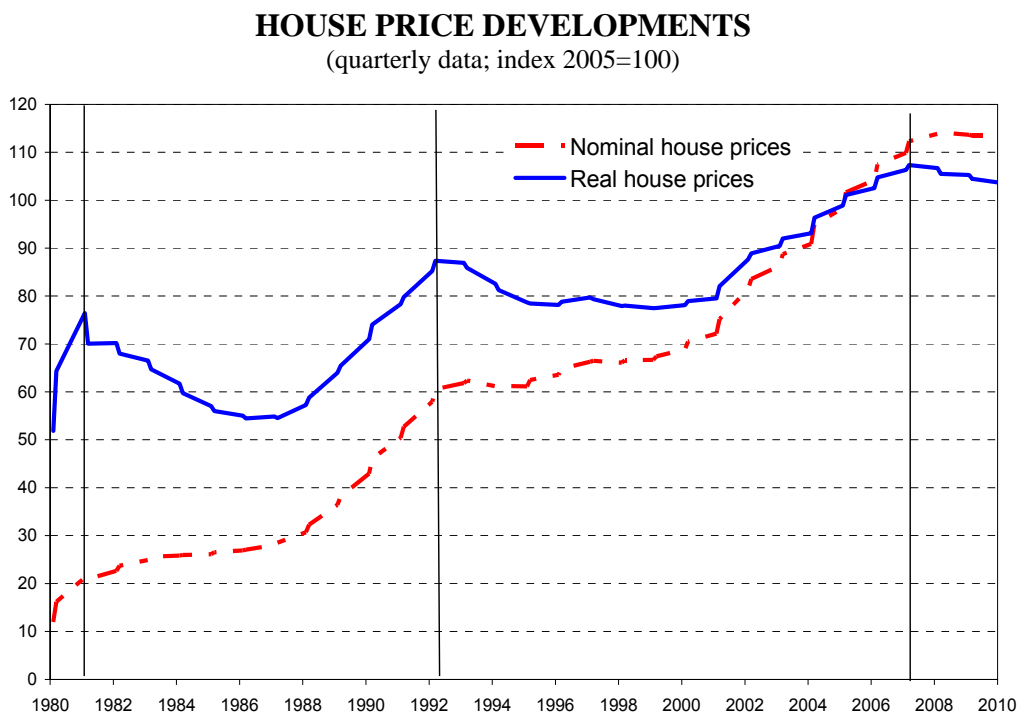
A final remark regards the remaining data constraints, with particular reference to policy-related factors potentially affecting the housing market such as taxation, social housing and land restrictions. In this regard, the available data for Italy are very fragmented and we found it a prohibitive task to estimate a time series covering the full sample used in this study.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 sketches the main facts regarding the Italian housing and credit markets since the eighties. Section 3 briefly discusses the main blocks of the system of equations, with reference to the underlying economic theory, the adopted data set and the estimation strategy. In Section 4 we report the estimated coefficients of the model, while in Section 5 we assess the response of house prices to changes in the main exogenous drivers, with a special focus on the effects of monetary policy. In Section 6 we analyse the contribution of each driver to both house prices and credit developments occurring in the past, followed by an investigation of possible house price misalignments in Section 7. The final section summarizes the main findings and items on the agenda for future research.

2. The housing and credit markets in Italy: the main stylized facts

Since the early eighties house prices in Italy showed a pronounced cyclical pattern around a positive trend. Figure 1 compares the developments of the house price indicator put forward by Muzzicato, Sabbatini and Zollino (2008) and its version expressed in real terms (e.g. deflated by the Harmonized Index of Consumer Prices, HICP).

Figure 1



Sources: Based on data from Bank of Italy, *Il Consulente Immobiliare*, Istat and *Agenzia del Territorio*.

Following the progressive reduction between early 1981 and late 1986, real house prices briskly increased until 1992, up by 17% compared with the previous peak. A new declining phase in real house prices followed the economic and currency crisis of the early nineties, lasting for almost

seven years and causing an average reduction of around 2% per year. Since the beginning of Stage III of the European and Monetary Union, in an environment characterized by increasing economic integration, financial innovation and historically low interest rate levels, house prices resumed a rapid increase. After returning in just two years to the previous peak, they kept increasing at a more moderate pace until the eve of the recent global crisis. Overall, between the summer of 1999 and the winter of 2007 real house prices in Italy grew at an average annualized rate of about 4%. As the financial crisis deepened and the economy experienced the worst recession since WWII, real house prices started a gradual decline, cumulating an overall fall of 4% in the three years to the end of 2010.

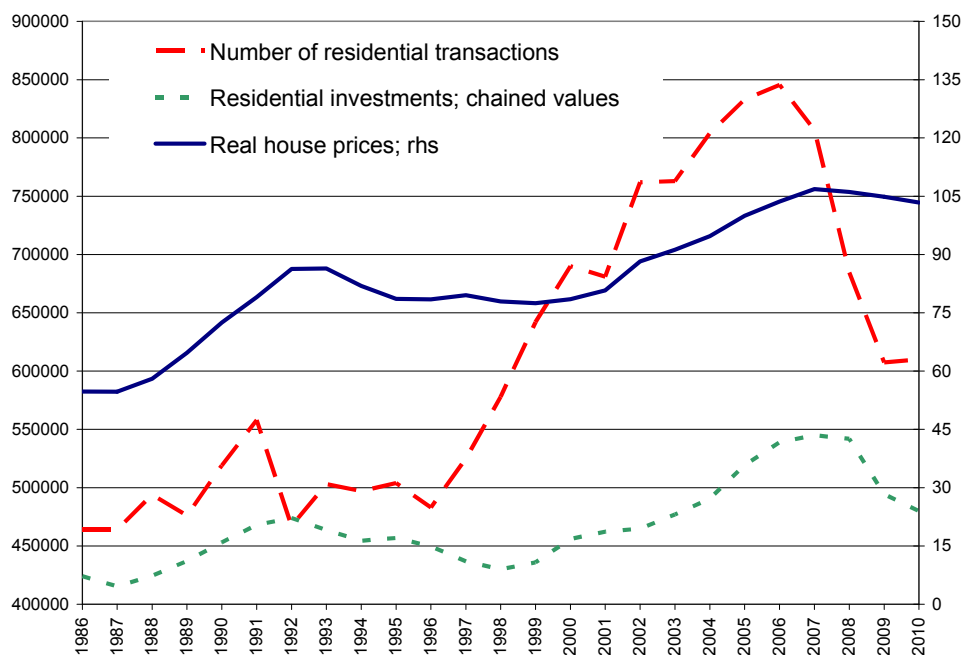
In line with the international evidence (IMF, 2008), the cyclical fluctuations of the housing market have been more timely and pronounced for house volume indicators, such as residential investments and transactions, while affecting price changes with some delay. In more recent years, the number of house transactions, after increasing for ten years, began to decline sharply after late 2006, with a partial recovery in the last part of the decade (see Figure 2). The dynamics of residential investments have been broadly similar, apart from a later and shorter downturn over the second half of the decade. This difference may reflect a higher sensitivity of the construction sector due to different coverage (transactions include both existing and new dwellings while residential investments only refer to new dwellings).

In this respect, in Italy the number of available dwellings per household started declining in the mid-nineties, which signalled an increased potential demand for housing; followed by a virtual stabilization in more recent years (Figure 3). In per capita terms, however, the number of dwellings, after temporarily stalling in the early 2000s, resumed a positive trend thereafter, remaining unchanged in 2010 at a significantly higher level than in the mid-nineties. This makes it more interesting to investigate further the role played by different demographic variables in affecting the housing market.

Figure 2

HOUSE PRICES, TRANSACTIONS AND RESIDENTIAL INVESTMENTS

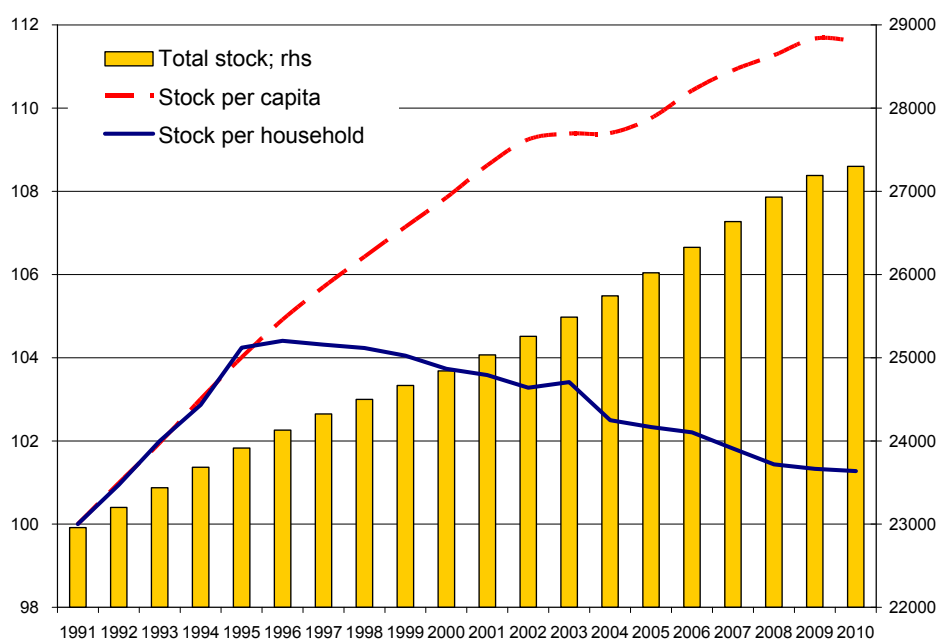
(thousands of units for transactions, millions of euros for residential investments, index 2005=100 for real house prices)



Sources: Based on data from Bank of Italy *Il Consulente Immobiliare*, Istat and Agenzia del Territorio.

Figure 3

DWELLING STOCK AND DEMOGRAPHY
(annual data; index 1991=100; total stock is expressed in thousands of units)



Sources: Based on data from Bank of Italy, Istat and Agenzia del Territorio.

In Italy credit related to the housing market also showed large cyclical fluctuations in timing and phase similar to those observed for house prices. Figure 4 shows the dynamics of mortgage loans to households and loans to construction firms over time. The annual growth rate of mortgages, after stabilizing between 1987 and 1991 at around 20%, declined rapidly until 1996. Following the gradual acceleration between late 1997 and 2006, mortgages registered a marked slowdown with the eruption of the financial crisis. Interestingly, periods of booms and slowdowns in the mortgages sector have been associated with similar developments in the growth rate of loans to construction firms. Apart from the diverging patterns in the late eighties, data suggest that the cycles in the two credit markets are correlated.²

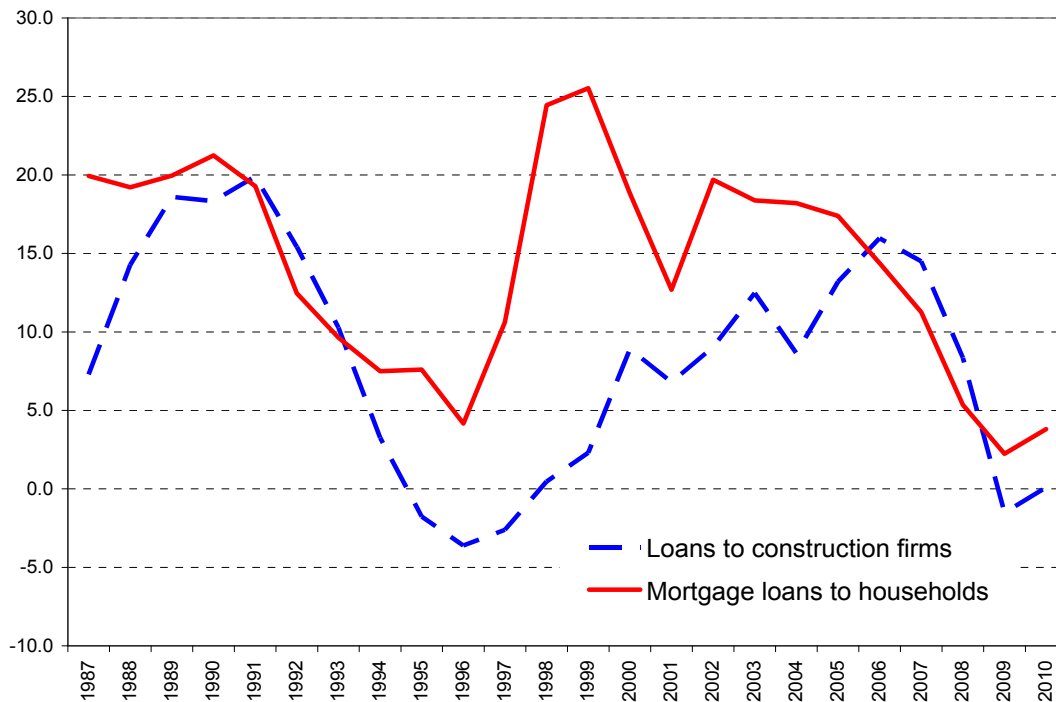
The cost of credit in Italy, broadly stable between the late eighties and the start of the nineties, showed a marked increase during the financial crisis of 1992, followed by a sharp decline in the wake of Italy's joining the Economic and Monetary Union (Figure 5). In particular, the average interest rate charged on mortgage loans to households diminished to about 5% in 1999 from 12.5% in 1995; for construction firms, the average loan rate declined from 18% to 8%. With the establishment of the euro area, bank rates closely followed the pattern of money market rates and the effects of monetary policy decisions. A further explanatory factor behind the decline in the cost of credit in recent years stems from the common international trend of financial liberalization and product de-specialization shared by the Italian banking system, as well as from the rapid increase in the number of intermediaries, both domestic and foreign, especially in the mortgage loan market.

² The sustained credit expansion in Italy was also associated to the steady increase in the propensity of households to indebtedness since the late nineties, plausibly reflecting also fiscal incentive to house purchase due to the introduction of the tax deductibility of interests paid on mortgages and the expenditures for house restructuring. The positive trend in leverage proves by large more moderate for the construction firms.

Figure 4

CREDIT DEVELOPMENTS

(annual data; percentage changes)

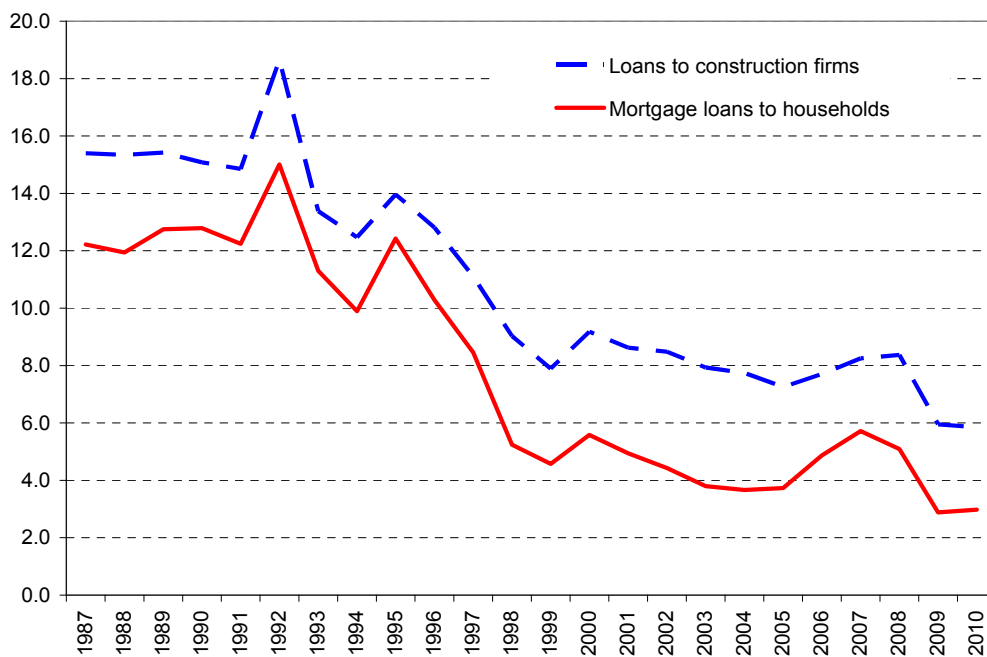


Source: Bank of Italy.

Figure 5

BANK INTEREST RATES

(annual data; percentage points)



Source: Bank of Italy.

3 A benchmark model for housing and credit

We investigate the multiple linkages between the housing market and credit developments by estimating a structural system comprising three blocks of equations: i) the demand and supply schedules for housing; ii) the demand and supply schedules for mortgage loans to households; iii) the demand and supply schedules for loans to construction firms. The specification of each block is based on the economic theory, as well as on indications from previous empirical literature. It is summarized by equations where the time dynamics in the relationship between variables is not reported for the sake of simplicity. We mark the endogenous variables of the system in bold in order to highlight the feedback between the different blocks of equations.

3.1 The housing block

The housing block is broadly modelled, drawing on the traditional stock-flow adjustment approach put forward by Di Pasquale and Wheaton (1994) and widely adopted in subsequent empirical studies (McCarthy and Peach, 2004; Topel and Rosen, 1988; Riddel, 2004; Steiner, 2010). The target is to account for the sound evidence that house prices take time to clear the market due to the sluggish adjustment of the existing stock to meet demand and that the housing stock changes slowly over time due to adjustment costs and restrictions on usable land.

$$\left(\begin{array}{l} \text{Housing} \\ \text{market} \end{array} \right) : \left\{ \begin{array}{l} \text{Demand : } \mathbf{House\ prices} = F(\text{diposable income (+), demographic trends (+), expected inflation (+),} \\ \qquad \qquad \qquad \mathbf{Mortgage\ loans (+), money market rate (-), Hou\ sin\ g\ stock (-)}) \\ \text{Supply a): } \mathbf{Investments / Hou\ sin\ g\ stock} = F(\text{building cost (-), } \mathbf{House\ prices (+), Loans (+)}) \\ \text{Supply b): } \mathbf{Hou\ sin\ g\ stock} = F(\mathbf{Investments (+), depreciation (-)}) \end{array} \right.$$

According to this framework, in the housing demand schedule, prices are the dependent variable and are mostly driven by standard variables. Among these, the demographic developments shape the needs for housing services and explain the strength of competition for the existing house stock. Moreover, it is expected that people will prefer to buy as their disposable income increases and the user cost declines (Poterba, 1984). As measuring user cost is very difficult due to the many fiscal factors affecting the house sector, a reasonable proxy is the risk-free short-term interest rate. However in the empirical literature this variable typically exerts an impact that is either lower than expected or with a different sign, probably due to a simultaneity bias between interest rates and house prices (Andrews, Caldera Sánchez and Johansson, 2011; Shiller, 2007).

Housing demand might be also expected to be positively correlated with residential rents, since higher rents lead to owners' preferring to rent rather than occupy their house thus increasing the asset value of the house. Alternatively, current house prices may respond positively to future expected prices, and the relevant empirical issue is to identify the mechanism by which households form their expectations. In this respect, we take an empirical short cut based on the evidence that in Italy house inflation mostly drives the households' expectations as regards increases in consumer prices (Del Giovane and Sabbatini, 2008). In the house demand equation we test for the significance of the expected general inflation as measured by qualitative surveys across Italian households. Using expected changes in general consumer price inflation in place of marginal rents avoids the risk of simultaneity bias in the estimated coefficient.³ Finally, housing demand can also increase following an improvement in households' access to mortgage loans. Credit supply conditions may be defined in terms of either costs or volumes, depending on the structure of the banking sector.

The housing supply is modelled by two equations. According to the first, the flow of new constructions, empirically measured by residential investment, depends positively on house prices

³ In this regard, Gallin (2004) explored the long-run relationship between house prices and rents in the US and found that house prices do correct back to rents rather than rents correcting to house prices. As for Italy, we perform a formal Granger-causality test, with the result that rents can be considered weakly exogenous to house prices in our dataset.

which are an incentive for firms to build new houses, and, negatively on cost-shifting variables, such as building cost and the opportunity costs for investing. In addition, residential investments can be affected by credit conditions, namely they can benefit from either a lower loan cost or a higher loan cost granted to construction firms. Following McCarthy and Peach (2004) and Di Pasquale and Wheaton (1994), we posit that the candidate regressors drive the residential investment rate so as to progressively realize the planned adjustment in the housing stock. In the second equation, we follow the perpetual inventory approach, where the housing stock equates the flow of new constructions net of the depreciation of the existing ones. However the available data for most countries like Italy refer to residential gross fixed capital formation, as defined in the national accounts, which includes both the progress made in constructing new units and extraordinary maintenance work on the existing ones. Accordingly, residential investments do not exactly match the flow of new units used in the perpetual inventory approach; therefore, we leave the coefficient of residential investment to be freely estimated by the data rather than impose the usual identity restriction.⁴

3.2 The credit block

In the system, we model the two credit segments, namely mortgage loans to households and loans to construction firms, independently from one another. This choice reflects the need to control for possible discrepancies in the magnitude and timing of the transmission of the monetary impulses and banks' balance sheet conditions to the credit conditions charged to households and construction firms. The model specification in the two credit segments are sketched as follows:

$$\left(\begin{array}{l} \text{Mortgage loans} \\ \text{to households} \end{array} \right) : \left\{ \begin{array}{l} \text{Demand : } \mathbf{Mortgage\ loans} = F(\mathbf{House\ prices (+)}, \text{diposable income (+/-), financial wealth (+/-),} \\ \mathbf{Mortgage\ rate (-)} \\ \text{Supply : } \mathbf{Mortgage\ rate} = F(\text{money market rate (+), bank capital ratio (+/-), financial wealth (-),} \\ \mathbf{House\ prices (-)} \end{array} \right.$$

$$\left(\begin{array}{l} \text{Loans to} \\ \text{construction firms} \end{array} \right) : \left\{ \begin{array}{l} \text{Demand : } \mathbf{Loans} = F(\mathbf{Investments (+)}, \text{building cost (-), } \mathbf{Loan\ rate (-)}, \text{firms' gross value (-)} \\ \text{Supply : } \mathbf{Loan\ rate} = F(\text{money market rate (+), bank capital ratio (+/-), business cycle (-),} \\ \mathbf{House\ prices (-)} \end{array} \right.$$

In each credit segment, however, we tackle the controversial identification of credit demand and supply schedules in a similar fashion. In particular, we assume that in the economy, the banking sector is characterized by the usual framework of imperfect competition, in which banks set interest rates (Freixas and Rochet, 2008; Degryse, Kim and Ongena, 2009) and fully accommodate credit demand. Accordingly, the loan rate charged by intermediaries is a mark-up on the money market interest rate (as a proxy of the cost of funding), which may fluctuate depending on the borrowers' creditworthiness and banks' balance sheets position. Our identification strategy hinges on the assumption that loan quantities do not enter the credit supply equation and on the fact that the banks' balance-sheet indicators usually shift credit supply but not credit demand.⁵

⁴ As in most countries, in Italy the lack of a long time series prevents us from controlling for the effects of public policies (taxation and subsidies) and usable land restrictions on the housing market. In order to control for land availability, we tried to proxy it, under an inverse metric, by the share of households living on the outskirts of cities based on data from the Bank of Italy Survey on Household Income and Wealth. The estimated coefficient is negative but not significant.

⁵ The recent empirical literature was more successful in disentangling credit demand and supply by using survey-data (Lown and Morgan, 2006; Ciccarelli, Maddaloni and Peydró, 2010; Del Giovane, Eramo and Nobili, 2011) rather than indicators based on banks' balance sheet data (Berrospide and Edge, 2010; Gambacorta, 2010; Albertazzi and Marchetti, 2010; Bonaccorsi and Sette, 2011; Gambacorta and Marquez-Ibanez, 2011). The short time coverage prevents the use of surveys in Italy for the purposes of our analysis.

In the paper we use the capital-to-asset ratio as a “sufficient” statistic for the banks’ balance sheet conditions. The impact of capital on credit is controversial in the empirical literature. For the US, evidence points to a minor effect of bank capital ratios on credit growth, which mostly reacts to economic activity (Bernanke and Lown, 1991; Berrospide and Edge, 2010). Gambacorta (2010) finds a negative, but rather limited, effect of tighter capital and liquidity requirements on credit dynamics. Recent evidence, based on the impact of the tighter capital requirements envisaged by the Basel III regulation, points to a negative impact on credit supply (Angelini et al., 2010). In particular, for Italian banks the effect of a one per cent increase in the capital requirement on the cost of total credit would range between zero and 32 basis points (Locarno, 2011). Other studies for Italy provide mixed evidence on the role of the capital-to-asset ratio in a supply equation for bank loans (Albertazzi and Marchetti, 2010; Bonaccorsi and Sette, 2012). As discussed in depth in Section 5 this variable enters the credit supply equations significantly in a non-linear form.

The credit supply equations comprise additional shifters. Changes in house prices may affect the loan rates negatively through the potential role of the collateral value in amplifying the transmission of structural shocks to the economy (see Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1996; Iacoviello, 2005). At the same time, the higher cost of housing implies a higher borrowing requirement on the part of households, reducing the affordability of a new house and thus raising the banks’ risk perception and the mark-up. Finally, as a proxy of borrowers’ creditworthiness we include disposable income in the supply equation for loans to households and a business cycle indicator in the construction sector for loans to firms. For both variables the expected sign is negative.

The specification of the credit demand schedules is fairly standard. In particular, the flow of mortgages for house purchases is expected to depend positively on house prices and negatively on the cost of credit. The demand for mortgages could also reflect household characteristics, such as disposable income and financial wealth. However, the expected sign for the former remains uncertain. An increase in disposable income exerts a stimulus to mortgage demand since agents are able to raise more external financing. However, in countries where the loan-to-value ratio is low, the demand for mortgages can be fairly insensitive to income changes (Almeida, Campello and Liu, 2006). Regarding financial wealth, we expect that richer households will need to borrow less to purchase their houses.

In the market segment of loans to construction firms, the credit flows relate positively to investment plans in the construction sector, as they sustain firms’ borrowing requirements, and negatively on building cost and the loan rate. As for the latter, we follow most of the existing literature that relies on the seminal paper by Friedman and Knutter (1993), and assume that credit demand is a negative function of the opportunity cost of loan financing, measured by the spread between the bank interest rate and the long-term interest rate. In the case of the Italian non-financial sector as a whole, Casolaro et al. (2006) find that loans to firms are negatively related to the difference between the bank loan rate and the 3-month money market rate. Finally, since credit demand may reflect firms’ financing needs not directly related to investment purposes, such as inventories management, working capital and debt restructuring, we also control for gross operative margin in the construction sector. We expect that an increase in firms’ profitability should reduce firms’ financing needs and their credit demand.

3.3. The dataset

As a preliminary step to the econometric analysis, we managed to fill most of the information gap concerning the housing market in Italy, more so at the quarterly frequency and for a longer time horizon. In some cases, we also estimated some statistics concerning the credit market in a historical perspective since, for the large part of the sample, official data have only been released at a quarterly frequency since 1999. We thus developed a large and balanced dataset on the Italian housing market and related banking sector running from 1986Q1 to 2010Q4.

Among the key variables, the quarterly index of house prices (*hp*) was indirectly estimated starting from the semi-annual indicator put forward by Muzzicato, Sabbatini and Zollino (2008) and updated, for the years after 2008, on the basis of data released by the Agenzia del Territorio.

The index of building cost (*cost*) is regularly released by Istat quarterly. Households' expected inflation (*exp_inflation*) is measured by the balance between consumers' expectations of increasing or decreasing consumer prices over a 12-month horizon, as analysed in Istat surveys.

As a measure of the existing housing stock, we adopt the quarterly dwelling surface (*surf*) estimated in Bassanetti and Zollino (2010). From the same source we borrow the quarterly estimates of households' disposable income (*income*) for years earlier than 2000 when Istat started to release the official statistics.

The source data for most of our estimates come from national accounts, which also provide the time series for residential investments (*invest*) and for gross operative margins in the construction sector. The business cycle in the construction sector (*cs_cycle*) is proxied by the discrepancy between the change of value added in the reference quarter and the average change over the previous five years.

The banks' capital ratio (*capital*) is computed as the ratio of capital and reserves over the risk-weighted assets for the entire banking system, consistently with the definition used for supervisory purposes. Data on the loan quantities to construction firms (*loan*) and mortgage loans to households for dwelling purchases (*mortgage*) are from the Bank of Italy. In this regard, the authors' estimates were required to fully cover the time horizon adopted in the econometric analysis. Interest rates charged by banks are, respectively, the average interest rate charged on mortgage loans to households (*r_mortgage*) and the average rate charged on loans to construction firms (*r_loan*). The short-term money market rate (*r_3m*) is the 3-month Euribor since 1999. For the period before 1999 the Italian 3-month interbank rate has been used, which is provided by the Bank of Italy.

3.4. The estimation strategy

Our estimation strategy follows the standard "general-to-specific" approach to macroeconometrics (Hendry, 1993). In particular, we started from the following structural model including a long list of regressors in the quarterly frequency:

$$B_0 \Delta \log(Y_t) = const + \sum_{k=1,4} B_k \Delta \log(Y_{t-k}) + \sum_{k=0,4} \Gamma_k \Delta \log(X_{t-k}) + det + \varepsilon_t$$

where Y stands for the vector of the endogenous variables, namely house prices, residential investment, flows and costs of mortgages to households, and flows and costs of loans to construction firms. X is the vector of the exogenous variables. Both endogenous and exogenous variables initially enter the different equations with up to four lags in order to control for dynamic relationships.

Moving from the general to the specific, we progressively deleted variables and lags that were not statistically significant, ending up with a more parsimonious specification. In order to mitigate the risk of misspecification due to sequential testing, which would prove particularly severe under the limited degrees of freedom to estimate the full system in a general form, the selection of the specific model was pursued equation by equation. Moreover, the final outcome has been compared with the specification obtained by progressively adding regressors in an originally simple model (*forward selection*), finding a reassuring convergence between the two approaches.

We estimate the final model for the period 1986Q1-2010Q4 using a three-stage least squared method to rule out simultaneity bias, after performing the usual control for the identification conditions required in a system of structural equations. More generally, the order condition for each structural equation says that there should be at least as many instruments (including the constant) as there are right-hand-side variables in that equation.

All variables are transformed into logs apart from interest rates and the statistics measured by ratios (for example, the capital-to-asset ratio). As for the controversial choice of nominal versus real variables, we prefer data at current prices since we jointly model the housing and the credit markets. Indeed under asymmetric information, lending is affected by changes in nominal house prices, which determine the value of the collateral offered to banks by borrowers. Moreover, a key criterion that banks apply in granting loans concerns the initial ability of borrowers to pay for debt service; accordingly, current income and nominal interest rates may better explain the quantity of debt that households can obtain rather than permanent income and real interest rates (Martínez-Carrascal and del Rio, 2004). Ellis (2005) and Iacoviello (2005) also showed that both nominal interest rates and collateral value are key determinants of mortgage dynamics.⁶

4. The estimated coefficients of the structural model

In this section we offer a discussion of the estimated coefficients of the system in a structural form. In general we find that in each equation the regressors enter with the expected sign; in the case of multiple lags, the sign of the corresponding variable may be assessed by summing all the single coefficients. Diagnostic control is generally satisfactory as well as the goodness of fit for all equations, apart from some loss in the fit of the demand equation for loans to construction firms, plausibly because of the lack of data regarding loan demand for purposes not directly related to production (i.e. mergers and acquisitions, debt restructuring).

As reported in panel A1 of Table 1, we find that a higher growth rate in mortgage loans to households stimulates house demand via the increase in house price inflation. A positive impact, of almost the same magnitude, is also exerted by households' disposable income. The latter, however, exerts a long-lasting effect on house prices, which is four times the estimated coefficient.⁷ At the same time, the user cost (e.g. the money market rate) has no significant direct effect on house prices, and has been dropped from the equation.⁸ In this respect, we confirm previous evidence pointing to both the pivotal role of income and the controversial role of interest rates in house inflation. We also obtain that sizeable pressures on house prices come from demographic trends, as shown by the negative and significant coefficient for the ratio of available dwelling surface to total population.⁹ In line with most of the available literature (IMF, 2008, Leamer, 2007), house prices prove to be fairly persistent as multiple lags resulted to be positive and significant. Moreover, we find evidence that future price expectations add significant support to house inflation, thus

⁶ In particular, Ellis (2005) analyses the effects of the income and down-payment constraints on indebtedness; Iacoviello (2005) introduces nominal interest rates in addition to collateral constraints in a business cycle model, based on the widespread observation that in low-inflation countries most debt contracts are set in nominal terms.

⁷ Disposable income enters the house demand equation with four lags, all proving highly significant and equal in size. Accordingly, the overall effect is obtained by summing the single coefficients. As a control for households' ability to pay for house purchases and service their mortgages, the unemployment rate, with respect to the total active population or the young people, has also been considered in addition to income and wealth. It was not statistically significant.

⁸ In order to control for the opportunity costs of investing in housing, we have also tested for the statistical significance of the long-term interest rate, finding a clear rejection of this hypothesis.

⁹ We also test some alternative demographic variables, such as the dependence ratio, the number of households and the share of young people in the total population, which proved not to be statistically significant. For example the effect of demographics in the house demand equation was tested on the basis of several variables such as total population, the dependence ratio, the share of prime-age or retired people in the total population, and the number of households.

confirming that the expectations for future prices are a relevant variable in understanding the dynamics of the housing sector.¹⁰

Concerning the housing supply (panel A2), in line with the previous evidence, we find that the investment rate, measured by the ratio of residential investments to dwelling surface, reacts positively to a rise in the profitability of construction firms, as captured by the significance of the ratio of house prices to building cost. Bank loans to firms also play a significant role, thus adding a further credit channel through which shocks from the economy can be transmitted to the housing market, in addition to the standard channel of mortgage loans to households. Lagged investments enter significantly and with a negative sign, confirming the sluggish adjustment of the housing stock to demand conditions; however, the abovementioned statistical discrepancy between investment data and the flow of new constructions may also have a role in our estimates.

Looking at the demand schedules on the credit market (Panels B1 and C1 in Table 1), in the mortgages segment we find a negative effect of disposable income, thus confirming that richer households need to borrow less to purchase their houses. In the segment for loans to developers, we find that the demand schedule is positively and significantly related to investment expenditure. The cost of credit plays a negative role in both market segments, which is similar in magnitude; however, demand for loans in the construction sector reacts more rapidly and is significantly related to the interest-rate spread charged by the banks with the long-term interest rate rather than to the lending interest rate itself. A similar result for a credit demand equation is found in Gambacorta (2010) with reference to loans to firms. This outcome may suggest that the opportunity cost of starting to build new houses reduces the propensity of firms to pay for loans, while the same effect does not hold for the purchase of dwelling services by households.

As for the credit supply equations, “pure-supply” factors exert a significant effect in addition to the role played by the money market rate (see Panels B2 and C2) in a non-linear form. Indeed, we find that only an increase in the capital-to-asset ratio leads to a significant rise in the cost of credit. Following a 1% increase in the capital-to-asset ratio, bank interest rates for households and firms rise by around 30 and 20 basis points, respectively. As a consequence, loan quantities decline after some quarters. A non-linear and negative relationship between the capital-to-asset ratio and loan growth rate may stem from the view that the increase in the capital-to-asset ratio, which in Italy occurred mostly during the financial crises, captures the banks’ deleveraging process in such events. This finding appears to be consistent with evidence found in other recent studies (Locarno, 2011). Interestingly, Del Giovane et al. (2011) showed that the Italian banks participating in the Bank Lending Survey tend to report that only the difficulties in their capital position significantly lead to a tightening in credit standards, while an improvement in their balance sheet indicators does not seem to determine an easing in their credit policies.¹¹

¹⁰ In an alternative specification, we find that current rents in new contracts exert a large positive effect on house prices, as found in the literature (McCarthy and Peach, 2002; Di Pasquale and Wheaton, 1994). However, the effects of past rents turn negative or not significant, possibly pointing at a simultaneity bias between house prices and marginal rents. The quarterly index of market rents was obtained using the same method discussed in this section for house prices; this variable focuses on new contracts for non-occupied dwellings, thus showing less sluggish growth than the rent component in the official HICP index.

¹¹ As additional banks’ balance sheet variables, we also explored the role of the liquidity ratio, measured by cash and securities over total assets, with no statistical significance in the estimated coefficients (both in a linear and non-linear specification). Similar results hold true for banks’ operating costs and a proxy for competitive pressures (Herfindhal index). Due to data constraint over the long time horizon we considered, we could not test the relevance of other factors used in the literature, such as the bank funding composition (Gambacorta and Marques-Ibanez, 2011) and the securitisation activity (Marques-Ibanez and Scheicher, 2009; Altunbas, Gambacorta and Marques-Ibanez, 2010).

Table 1

THE ESTIMATED COEFFICIENTS FOR THE SYSTEM IN STRUCTURAL FORM

Variable	Estimated coefficient	Standard Error	Variable	Estimated coefficient	Standard Error
A1. House Demand-			A2. House Supply –		
<i>Endogenous variable: Dlog(hp(t))</i>			<i>Endogenous variable: Dlog(invest(t)/surf(t-1))</i>		
Constant	-0.118**	0.05	Constant	0.009	0.00
Dlog(mortgage (t))	0.252***	0.08	Dlog(loan (t))	0.076***	0.02
Dlog(hp (t-1))	0.572***	0.09	D(cs_cycle)	0.001***	0.00
Dlog(hp (t-2))	0.241**	0.02	Dlog(ph (t-2)/cost(t-2))	0.318***	0.09
Dlog(hp (t-3))	0.307***	0.10	Dlog(invest (t-3))	-0.028***	0.01
Dlog(hp (t-4))	-0.282***	0.09	Dlog(invest (t-4))	-0.038***	0.01
Dlog(income)(¹)	0.301***	0.10	Adjusted R ² = 0.57; S.E. of regression= 0.002; DW stat=1.50		
Dlog(surf (t-3)/popul(t-3))	-0.186**	0.08	<i>Endogenous variable: log(surf(t))</i>		
Dlog(exp_inflation(t))	0.025**	0.01	Constant	0.144**	0.05
Adjusted R ² = 0.90; S.E. of regression= 0.006; DW stat=2.00			log(surf (t-1))	0.955***	0.01
B1. Mortgage demand			log(invest (t))(¹)	0.021***	0.00
<i>Endogenous variable: Dlog(mortgage(t))</i>			Adjusted R ² = 0.99; S.E. of regression= 0.006; DW stat=0.3		
Constant	0.003*	0.00	B2. Mortgage supply		
Dlog(hp (t))	0.174***	0.05	<i>Endogenous variable: Dlog(r_mortgage(t))</i>		
Dlog(income(t-1))	-0.135***	0.05	Constant	-0.039***	0.04
D(r_mortgage (t-1))	-0.003***	0.00	D(r_3m (t))	0.275***	0.04
D(r_mortgage (t-2))	-0.003**	0.00	D(r_3m (t-1))	0.306***	0.04
Dlog(mortgage (t-1))	0.434***	0.08	D(capital(t-2))>0	0.261**	0.12
Dlog(mortgage (t-2))	0.414***	0.08	Dlog(wfinq(t))	-2.978**	0.95
Adjusted R ² = 0.85; S.E. of regression= 0.006; DW stat=1.97			Dlog(hp (t)/income(t))	3.235**	1.53
C1. Demand for loans to firms			Adjusted R ² = 0.75; S.E. of regression= 0.27; DW stat=1.76		
<i>Endogenous variable: D(loan(t))</i>			<i>Endogenous variable: D(r_loan(t))</i>		
Constant	0.001	0.01	Constant	-0.051**	0.02
Dlog(invest (t))	0.086***	0.03	Dr_3m(t)	0.499***	0.03
Dlog(invest(t-1))	0.077**	0.03	Dr_3m(t-1)	0.368***	0.02
D(r_loan (t)- r_10y (t))	-0.003***	0.00	D(capital(t-2))>0	0.180**	0.09
Dlog(loan (t-1))	0.834***	0.04	D(cs_cycle(t))	-0.001**	0.00
Adjusted R ² = 0.85; S.E. of regression= 0.006; DW stat=2.6			Adjusted R ² = 0.86; S.E. of regression= 0.20; DW stat=1.74		

Notes: Variables are defined in Section 3.3. The system is estimated by means of Three-Stage Least Squares (3SLS) over the sample period 1986Q4 2010Q4. Endogenous variables are marked in bold. *, **, *** denote significance at 10, 5 and 1% respectively. (1) Four-term moving average.

The pass-through of changes in money market rates to the cost of credit is sluggish in both credit segments, with a lower effect on the cost of borrowing for households than for developers. Following a one per cent increase in the short-term interest rate, the loan rate for households rises by 27 basis points in the same quarter and by 31 in the subsequent one; the corresponding increase for construction firms is of 50 and 37 basis points. A lagged reaction of bank rates to monetary policy shocks is a common feature of many empirical studies. However, the different pass-through across the two credit sectors may signal somewhat stronger competitive pressures in the market for loans to households due to deeper integration and financial innovation.

As for the value of collateral (proxied by house prices), we do not find a significant effect on the cost of lending to firms and so it has been dropped from the equation. The result is not surprising since many loans to firms are short term and are typically not collateralized. We find that business cycle conditions in the construction sector affect the cost of credit to developers because during a recession the risk premium charged by banks is higher than during an expansion. As for mortgages to households, we find that house inflation leads, *ceteris paribus*, to an increase in the cost of credit due to the worsening of house affordability (as proxied by the ratio of house price to household disposable income). Accordingly, Italian banks seem to pay more attention to the households' creditworthiness than to the value that they can recover in the case of default. The highly significant and negative coefficient for financial wealth confirms the key role of customer scrutiny rather than the market value of collateral in determining bank credit supply.

5. Assessing house price response to the main exogenous drivers

The structural model described in the previous section can be *solved* and rearranged in order to obtain the reduced form, in which each endogenous variable depends on lagged values of all the endogenous variables and on current and lagged values of the exogenous variables. By solving the model, we mean that for a given set of values of the exogenous variables, we find a set of values for the endogenous variables, so that the equations in the model are satisfied. For model solution we rely on the iterative Gauss-Seidel algorithm which is suitable for nonlinear equation system.

The reduced form model is suitable to perform dynamic stochastic simulations useful for policy analysis. In this regard, we assess the overall impact of changes in the exogenous factors on the endogenous variables over a forecast horizon of five years. In this section we focus on the dynamic response of house prices to changes in the relevant drivers, while the estimated effects on the other endogenous variables are reported for completeness in Appendix A. For each stochastic simulation, we generate the empirical distribution of the model solution using a Monte Carlo simulation based on 5,000 independent draws from the standard normal distribution. The resulting distribution reflects uncertainty about both the estimated coefficients and the covariance matrix of the residuals and is summarized by the median and the 10 percent confidence bands over all the different outcomes. The estimated effects of each exogenous driver on house prices are reported in Figure 6a and are computed as deviations from the baseline scenario, namely a scenario in which all exogenous variables do not change over the entire forecast horizon.

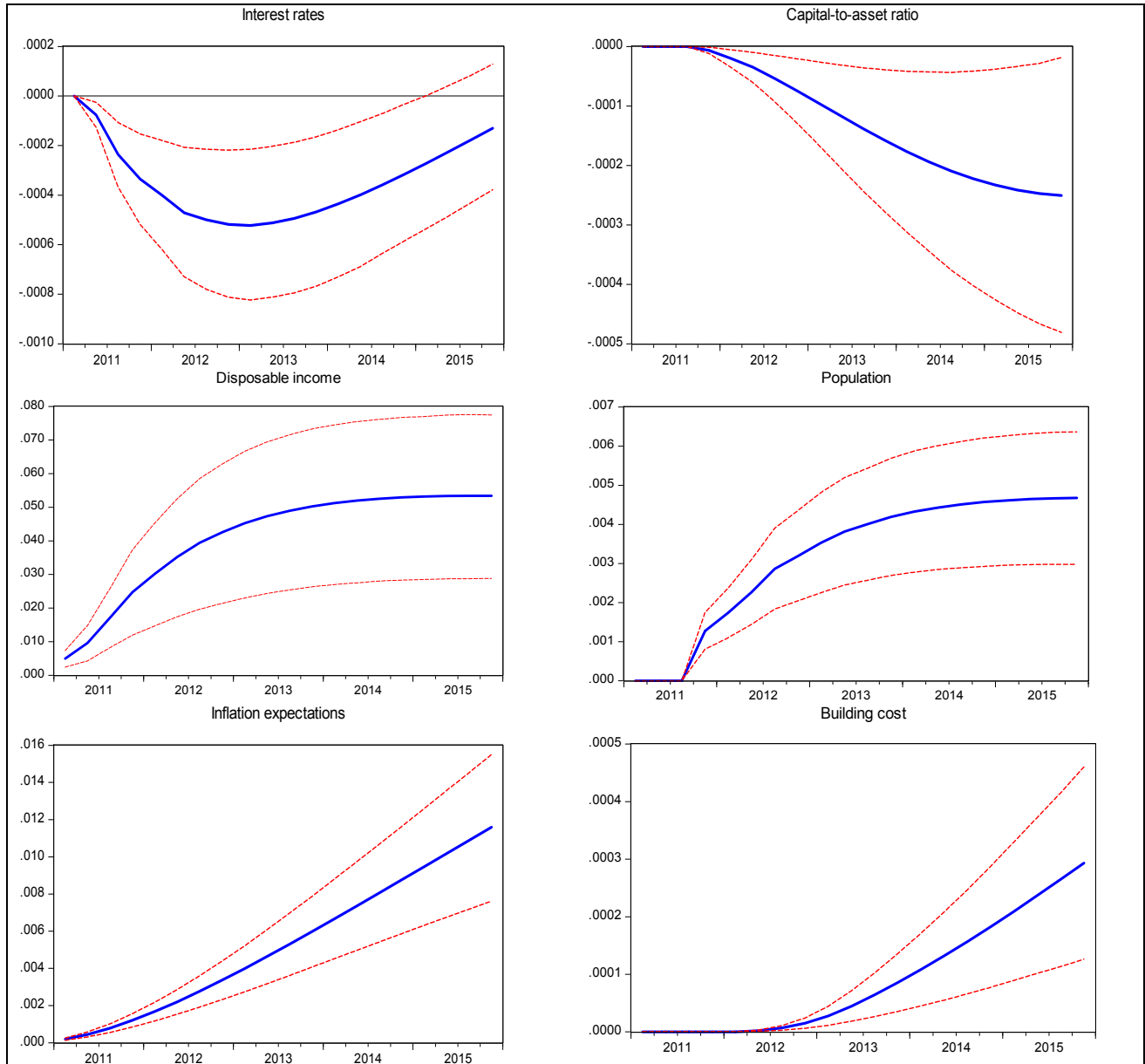
5.1. The transmission channel of monetary policy to house prices

We first undertake a monetary policy experiment according to which the 3-month money market rate increases by 50 basis points in the first quarter and remains at the new level for the rest of the forecast horizon. The upper-left panel of Figure 6a shows house prices with a humped-shaped response that declines sharply for six consecutive quarters and then slowly returns to the starting point. The dynamic linkages between housing and banking are useful to shed light on the transmission mechanism of monetary policy. Following the positive short-term interest rate shock, bank loan rates increase for the two subsequent quarters. The transmission of the higher cost of credit to house prices is twofold in our model. On one side, the increase in the mortgage rate feeds into a persistent decline in loans for house purchases. On the other side, loans to construction firms negatively react to changes in the spread between the bank rate and the long-term interest rate. The decline of loans to construction firms is lower than that recorded for mortgage loans. In the model the negative response to loans to construction firms leads to a drop in residential investment and the housing stock. The overall effect on house price level, however, is a persistent and hump-shaped decline peaking at around 0.2% two years after the initial monetary impulse. This implies that the decline in house supply only partially mitigates the deflationary effect on house prices stemming from the decrease in housing demand. As far as a comparison with the previous literature is

concerned, especially for the US, we provide evidence that the response of residential investment is more persistent but of a smaller magnitude.

Figure 6a

ESTIMATED EFFECTS OF MAIN EXOGENOUS DRIVERS ON HOUSE PRICES
(quarterly data; deviations from baseline scenario)



Notes: Each figure reports the estimated effect on the house price level of a 0.5% increase in the indicated exogenous driver. The baseline scenario is based on the assumption that all exogenous variables do not change over the entire forecast horizon. Confidence bands represent the 10th and 90th percentiles of the empirical distribution of the forecasts obtained from a Monte Carlo simulation based on 5,000 draws.

In the case of Italy, Gambacorta and Iannotti (2005) found evidence that the adjustment of retail bank rates to money market rates is asymmetric in the short run. Banks adjust the rate of loans to non-financial firms at a faster pace after monetary tightening than in the case of a decrease in the policy rate. As a result, we might expect a stronger effect on housing supply and, in turn, a lower response from house prices following an increase in the short-term interest rate. We

performed an alternative experiment in which we consider separately positive and negative changes in the 3-month money market rate in order to obtain two variables, representing, respectively, monetary tightening and monetary easing. They are included simultaneously in each credit supply equation of the model. Interestingly, we find that a positive change in the short-term rate is transmitted with greater intensity than a negative one in both credit segments. For loans to construction firms, the pass-through is complete after monetary tightening while about 0.8 following monetary easing. For mortgage loans to households the corresponding pass-through values are, respectively, 0.7 and 0.5. These results imply a weaker deflationary effect of monetary tightening on house prices than in the benchmark case, as opposed to a stronger inflationary impact after monetary easing (see Figure A7 in Appendix A).

5.2. The transmission of other shocks to house prices

In an alternative simulation we assess the effects of a credit supply shock. In particular, we perform an experiment in which the total capital-to-asset ratio increases by 0.5% in one quarter. The banks' deleveraging process leads to a lagged increase in bank rates. However, the subsequent decline in bank loans is greater for mortgage loans to households than for loans to construction firms. The resulting fall in house prices begins one year after the shock. This negative effect is more persistent but weaker in magnitude than that implied by the monetary policy shock.

As far as the dynamic effects of housing demand shifters are considered, we compare the response of house prices to three different experiments involving a positive 0.5% positive shock in disposable income, population and expected consumer inflation, one at a time. The cumulated effect on the house price level is particularly strong for households' disposable income. More generally, it is interesting that housing demand shocks in our system imply a stronger response of house prices than in the case of a monetary policy shock. Notice that, for construction, each housing demand shock has no direct effect on credit to construction firms and residential investments in our model. However, the model generates feedback effects on the housing supply in the long run. For example, in the case of the increase in disposable income, the initial rise in house prices leads to an increase in construction firms' profitability (e.g. the ratio of house prices to construction cost increases, *all other things being equal*), to higher residential investments and, in turn, to lower house prices in the long run. In addition, the surge in residential investments also determines a higher demand for loans from construction firms, thus reinforcing this negative indirect effect of housing supply on prices.

Finally, we perform a 0.5% reduction in the building cost, which in the model represents a pure housing supply shock. This experiment is broadly similar to the assessment of a positive technology shock in the construction sector as in Iacoviello and Neri (2010). The inflationary effects on house prices are persistent and significant and comparable in magnitude with those recorded for the monetary policy experiment.

5.3. Effects on house prices in a model with an exogenous housing supply

In order to highlight the role of housing supply responsiveness, we compare the simulations based on the benchmark model with those obtained with an alternative one where the housing supply is assumed to be rigid. The exclusion of the transmission channels through the housing supply is obtained by dropping the equation for residential investments in the system and simply by assuming that the dwelling surface is an exogenous driver in the equation for house prices. Notice that a decline in this variable essentially replaces the role of building cost as a pure negative housing supply shock, with a significant deflationary effect on house prices. The estimated effects of the exogenous drivers on house prices with this alternative model are reported in Figure 6b.

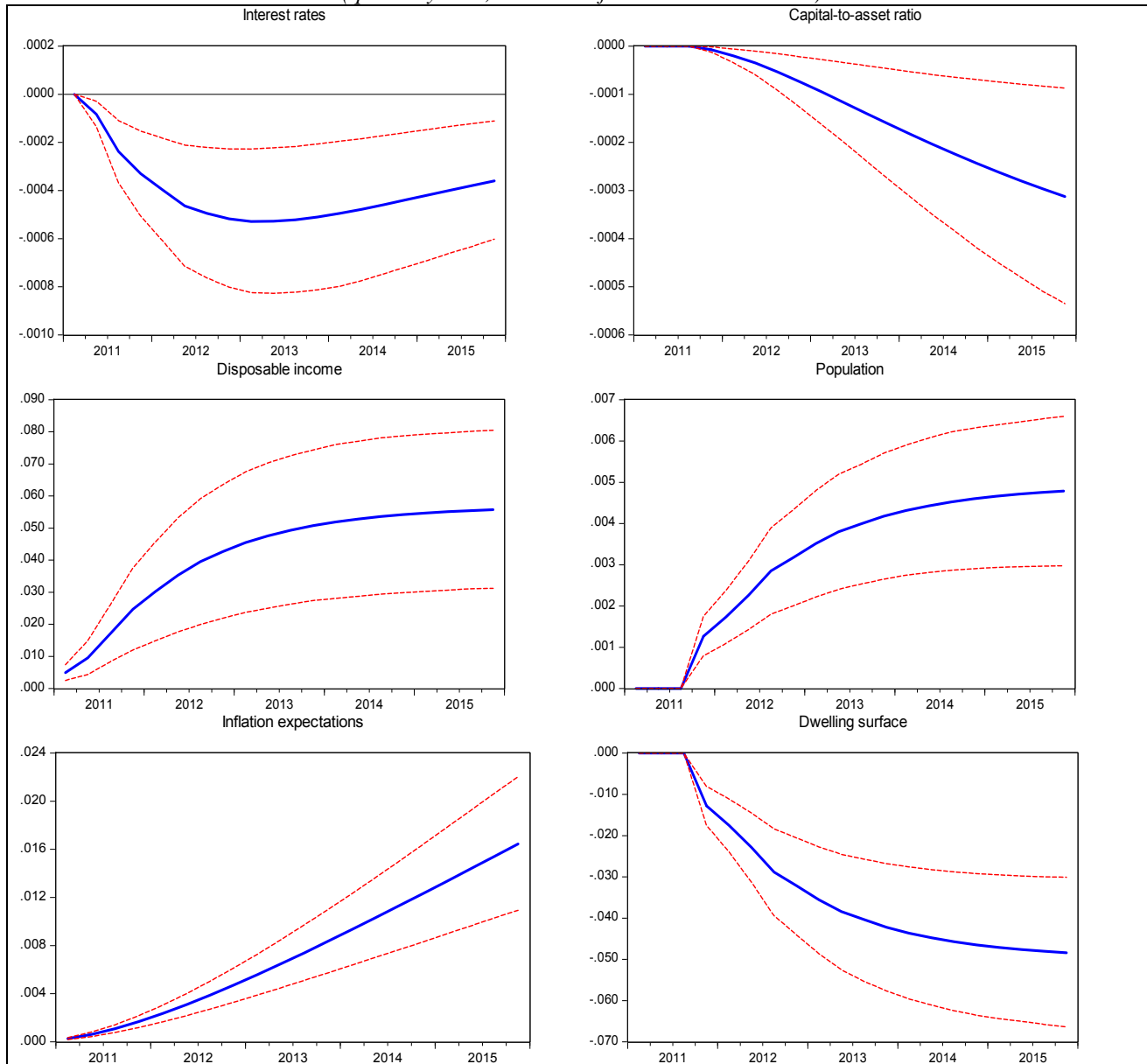
A visual comparison with Figure 6a suggests that in general the sign of the overall effect of each exogenous driver on house prices reflects the sign in the housing demand equation. However, the timing and magnitude of the effects are somewhat different under a flexible rather than a rigid

housing supply curve. In particular, the deflationary effects of monetary policy restriction or banks' deleveraging are more severe in the long run if the housing supply is exogenous.

Figure 6b

**ESTIMATED EFFECTS OF THE MAIN EXOGENOUS DRIVERS ON HOUSE PRICES
IN A SYSTEM WITH AN EXOGENOUS HOUSING SUPPLY**

(quarterly data; deviations from baseline scenario)



Notes: Each panel reports the estimated effect on the house price level of a 0.5% increase in the indicated exogenous driver. The baseline scenario is based on the assumption that all exogenous variables do not change over the entire forecast horizon. Confidence bands represent the 10th and 90th percentiles of the empirical distribution of the forecasts obtained from a Monte Carlo simulation based on 5,000 draws.

6. What were the main drivers of house prices over the last decades?

In this section we assess the contribution of each exogenous driver to the changes in house prices and credit flows in Italy over the period 1990-2010. The original sample is slightly restricted to eliminate the dynamic effects of the initial conditions. The impact of a single driver is computed by means of counterfactual exercises in which we compare the fitted values of the benchmark

model with those obtained by a simulation in which the same driver has been kept fixed over the entire horizon of the simulation; the impact is obtained as the difference between logs of the latter and the former fitted values. As a general caveat, the results of the simulation are affected by the choice of the starting period of the counterfactual exercise, which we uniformly set at 1990 to cover the two main house price cycles.

As clear-cut evidence, housing demand factors provided the main positive contributions to house price dynamics over the entire sample (Figure 7). This outcome was driven, above all, by developments in disposable income, albeit with a declining intensity over time and a negative one in the most recent period. Population growth, which was particularly strong after 2000, made a positive contribution. Mirroring the upward trend in building costs, the adjustment of house supply exerted inflationary effects, which proved particularly intense in the late nineties, and stabilized at a more moderate size in recent years. Credit supply factors provided a dampening effect during the financial turmoil of the mid-nineties, followed by a long period of positive support, albeit to a lesser extent in the global recession. Regarding monetary policy, the estimated effects at a single point in time were influenced by the impact of the policy stance in previous periods, apparently to a greater extent than for the other variables. As a result, we find that monetary policy had a deflating impact on house prices during the turmoil at the beginning of the nineties, followed by a positive impact on the path to the Monetary Union, peaking in 1999 as the cost of credit largely benefited from the decline in the policy rate in the new institutional framework. The monetary policy effects turned largely negative at the beginning of the 2000s, progressively easing the drag on house prices in the following years. During the financial crisis, the monetary policy effects became positive again, broadly at the same level as in the mid-nineties.

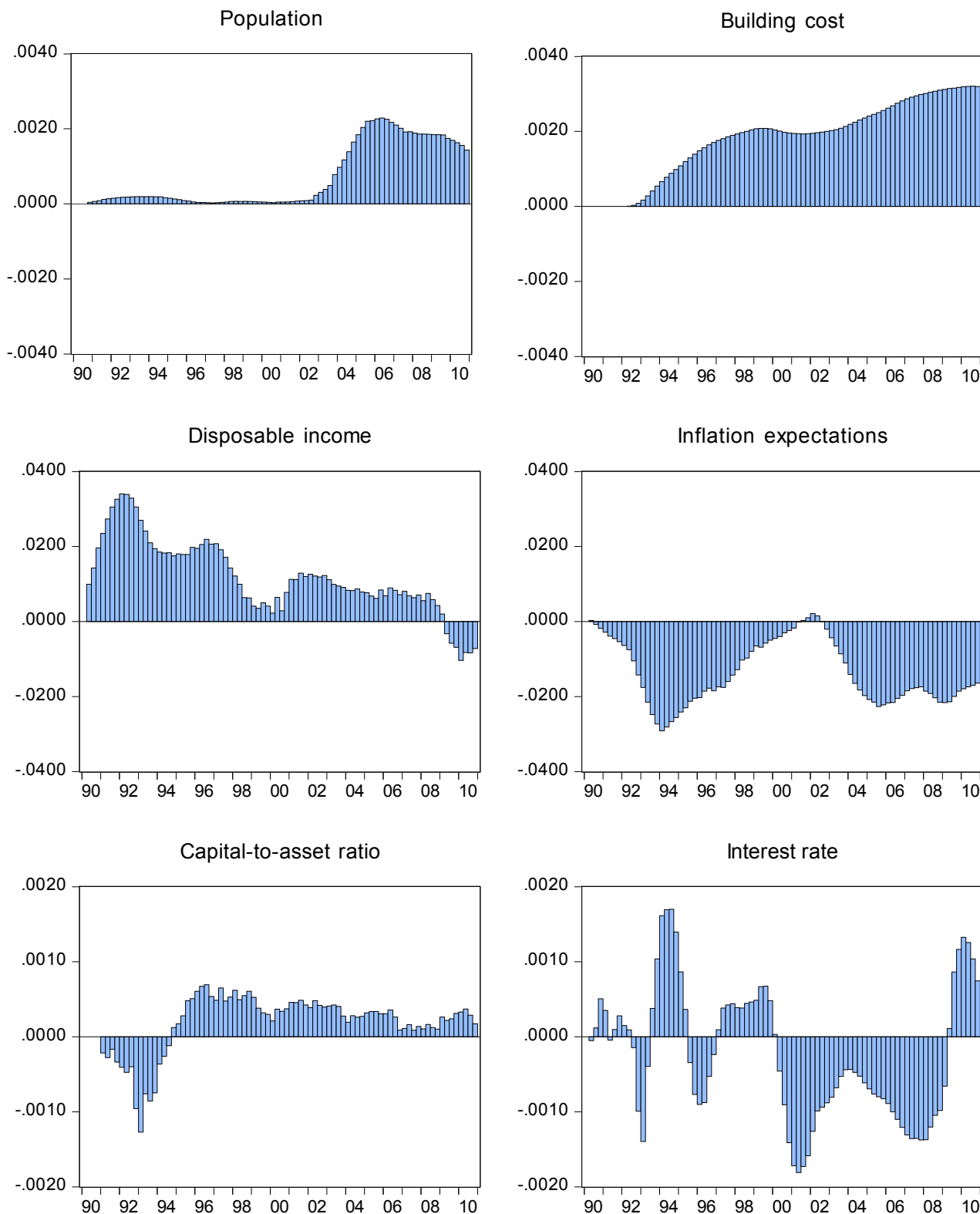
In the same vein, we perform the corresponding exercise for credit variables (see Figures A8 and A9 in Appendix A). In particular, the demand factors (i.e. households' disposable income and population growth) played a major role between the early nineties and the start of the Economic Monetary Union, losing momentum in the cyclical downturn of 2001-02. Demand factors strengthened again until the eve of the financial crisis, becoming almost negligible thereafter. In line with results already reported for house prices, the credit supply factors exerted a relatively stronger negative effect on mortgages in the mid-nineties and, to a lesser extent, in the most recent years; interestingly, in these periods the impact remains negligible on the loans market.

The evidence against a strong effect of supply factors on mortgages during the Great Recession is broadly in line with the results found by Del Giovane, Eramo and Nobili (2011), which are, however, based on qualitative information collected by the Bank Lending Survey. In the same paper, however, it is reported that supply factors have recently affected credit to firms more significantly, albeit with no distinction between the non-construction and the construction sector. This evidence is also confirmed in Albertazzi and Marchetti (2010).

Further, the monetary policy contribution also mirrors the pattern found for house prices, confirming that changes in credit conditions are channelled to the housing sector mostly through the mortgage market. Differences occasionally detected between the effects of monetary policy on house prices and on mortgage flows can be traced back to the different lags by which house prices interact with current changes in prices themselves and credit flows.

Figure 7

HISTORICAL DECOMPOSITION OF HOUSE PRICES
(quarterly data; deviations from baseline)



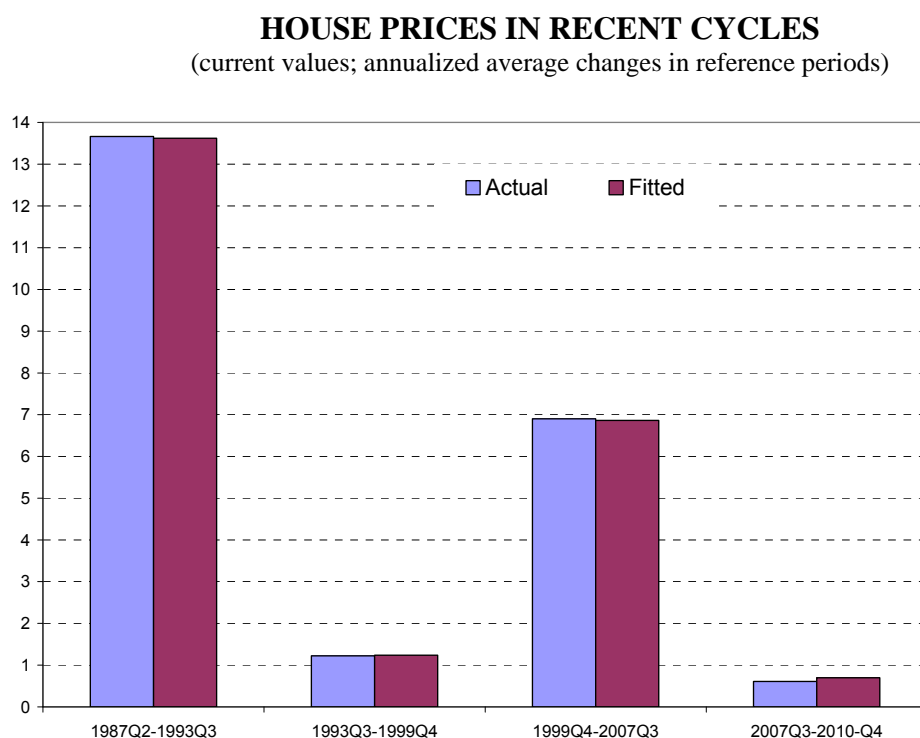
Notes: Each panel reports the effects on house price levels provided by a single driver at each point in time. The effects are measured as the deviation in logs of the house prices fitted under the assumption of no change of the considered driver and those obtained from the benchmark model.

7. Implications for house price misalignments

In the empirical literature residuals of an econometric estimation of the price equation provide a useful tool for detecting possible misalignments with respect to the fundamentals. This approach, initially based on a limited set of regressors (interest rates, disposable income, demography), has recently been developing to include financial and credit variables (Tsatsaronis and Zhu 2004; IMF 2007; OECD, 2010). In our model we control for as many as ten exogenous factors, possibly reducing the margin of uncertainty that is usually attached to the econometric approach to house price bubbles (Gürkaynak 2008; ECB 2010). At the same time we have made a special effort to fill the information gaps usually affecting house price determinants. This is even more important in the case of Italy, with our major failures in providing information (?) regarding public policies as well as land availability and prices.

Our results point to negligible misalignments of Italian house prices over all the previous cycles we have identified in Section 2.1. Indeed the discrepancy between the actual and fitted dynamics proves to be very low in the two latest expansionary phases, as it is positive by around 0.2 percentage points against the strong increases of 13.4% and 6.9% registered at current values between the period 1987Q2-1997Q3 and 1999Q4-2007Q3 (Figure 8). The discrepancy is negligible for the recession that began with the crisis of the early nineties, while the abrupt deceleration of house prices observed since 2007 proves marginally more pronounced than implied by determinants (0.6 against 7.0 per cent, respectively).

Figure 8



Focusing our attention on the latest developments, we see that the actual increases in house prices, after being lower than implied by the fundamentals over the year 2005, became more or less balanced until the first semester of 2008. As the financial crisis deepened, house price dynamics in Italy lost momentum more severely than implied by our structural model in the second semester of 2008, became moderately negative over the year 2009 despite the fundamentals deteriorating more severely, and were once again virtually balanced in 2010 (Figure 9.A). In terms of levels, the gap between actual and fitted values has been below 0.2 percentage points since the start of 2005 apart from the somewhat significant depreciation detected in the second semester 2008 (-0.8 percentage

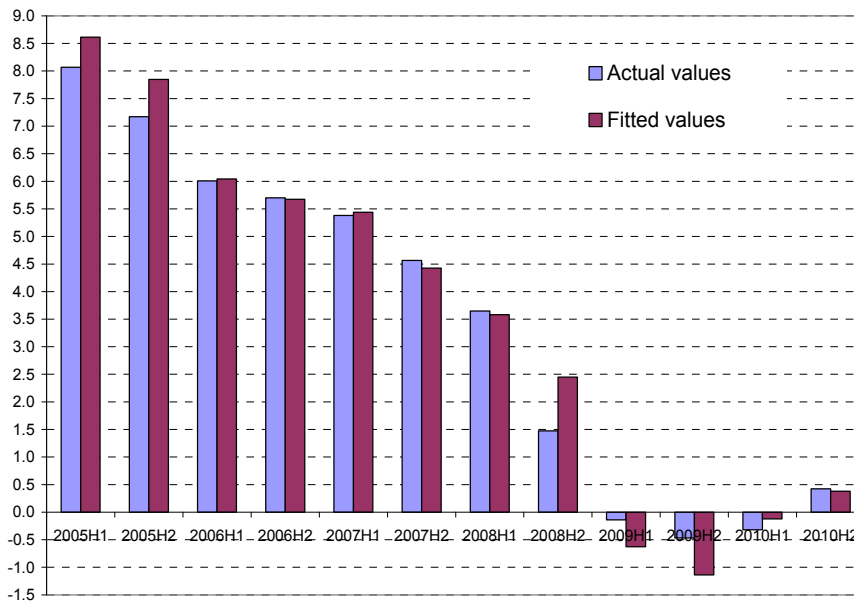
points), which was fully recovered by the end of 2010 (Figure 9.B). All in all, these results point to a broadly balanced picture in the Italian housing market.

The implications of the econometric model are largely in line with the indicators that are commonly adopted to assess price developments by the community of market analysts and in the institutional debate, even more so when they take account of the prolonged low level of interest rates. On one side, the price-to-rent ratio, after peaking in the second half of 2007, has progressively recovered its long-run average, signalling that the risk of a misalignment was moderate and very temporary.

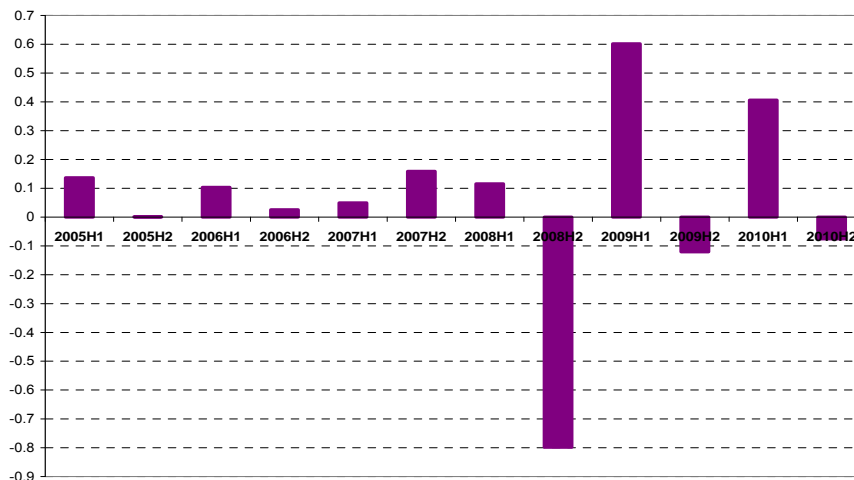
Figure 9

HOUSE PRICES OVER THE FINANCIAL CRISIS

A. Yearly changes of house prices in percentage points



B. Deviation between fitted and actual levels in percentage points

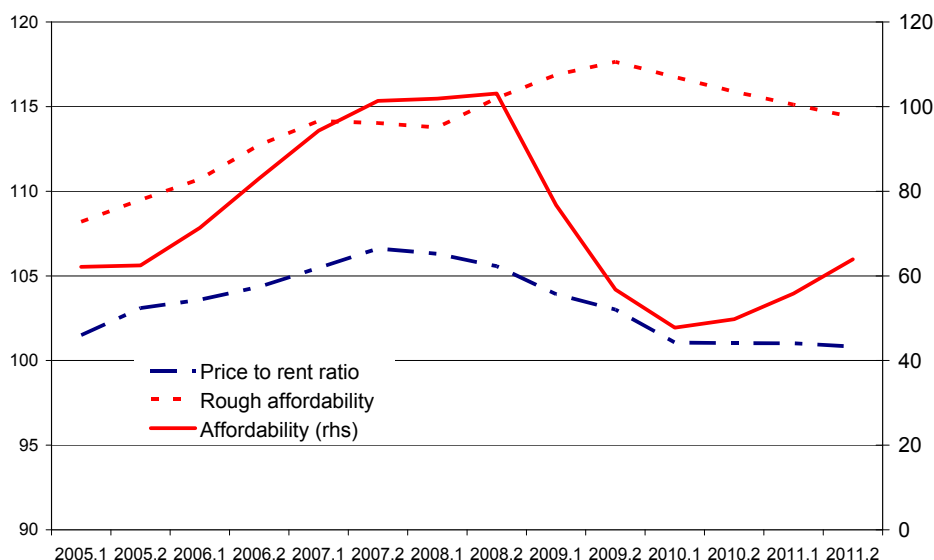


On the other side, the affordability index, assessed in the rough measure that rules out interest rate development, was on the rise until the eve of the financial crisis, remaining significantly above the long-run average thereafter (Figure 10). Noticeably, when the low interest rates come in, the index shows a more reassuring message, as the ability of households to buy a

dwelling has significantly improved since 2008, possibly supporting a higher level of the house-price; the partial reversal in the very last period is also in line with a closing gap between the actual and fitted price levels implied by the econometric.

Figure 10

PRICE-TO-RENT RATIO AND AFFORDABILITY INDEX
(Indices 1992-2010=100)



Notes: The rough affordability index is measured by the ratio of house prices to household disposable income in per capita terms. The affordability index is the ratio of the product of house price and the mortgage interest rate to household disposable income in per capita terms. Lower values of both indices signal improved affordability.

8. Concluding remarks

In this paper we put forward a structural model featuring the multi-fold links between the housing and the banking sector in Italy. In this respect, we are contributing to the large body of literature that has flourished since the eruption of the financial crisis by jointly modelling equilibrium in the housing markets and in two related segments of the credit market, namely loans to households for house purchases and to firms for construction. In order to estimate the structural system we tackle the important data constraint regarding the housing sector in Italy by developing a rich dataset covering almost all the candidate drivers of housing supply and demand.

Our empirical analysis shows that house prices in Italy significantly reacted with a positive sign to an increase in household disposable income and demographic pressures and also to monetary easing. With some non-linearity, credit supply conditions, as captured by the capital-to-asset ratio, also exerted a significant and negative effect. Compared with the case of a rigid housing supply, allowing short-run responsiveness of residential investments to shocks in the economy affects the transmission of the monetary impulse to the housing sector, as it implies, for example, a mitigation of the deflationary effects of a policy tightening on house prices and faster recovery in the construction activity.

During the recent financial crisis the banks' deleveraging process, as captured by the increase in the capital ratio, dampened house price dynamics and largely offset the positive support coming from the monetary easing. All in all, house price developments appeared to be broadly in line with fundamentals over the full time horizon of the econometric analysis.

References

- Albertazzi, U. and D. J. Marchetti (2010), “Credit supply, flight to quality and evergreening: An analysis of bank-firm relationships after Lehman”, Bank of Italy, Working Paper No. 756.
- Almeida, H., Campello, M. and Liu, C. (2006), “The Financial Accelerator: Evidence from International Housing Markets”, *Review of Finance*, 10, 1-32.
- Altunbas Y., Gambacorta L. and D. Marqués-Ibanez (2010), “Does monetary policy affect bank risk-taking?”, BIS Working Paper Series No. 298.
- Andrews, D., A. Caldera Sánchez, and A. Johansson (2011), “Housing markets and structural policies in OECD countries”, *OECD Economic Department Working Paper*, No. 836.
- Angelini, P., Clerc, L., Curdia, V., Gambacorta, L., Gerali, A., Locarno, A., Motto, R., Roeger, W., Van den Heuvel, S. and Vlicek, 2011, J., “Basel III: Long-term impact on economic performance and fluctuations”, Bank of Italy, Occasional Papers No. 87.
- Aoki, K., Proudman, J., and G. Vlieghe (2004), “House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach”, *Journal of Financial Intermediation*, 13, 414–35.
- Arcè O. J., and D. J. Lopez-Salido (2006), “House Prices, Rents and Interest Rates under Collateral Constraints”, *CEPR Discussion Paper* No. 5689.
- Bassanetti, A. and Zollino, F. (2010), “The effects of housing and financial wealth on personal consumption: Aggregate evidence for Italian households” in O. de Bandt., T. Knetch, J. Penalosa and F. Zollino (eds) *Housing Markets in Europe. A Macroeconomic Perspective*, Springer.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1995), “Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 4, 27-48.
- Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S. (1996), “The Financial Accelerator and the Flight to Quality”, *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bernanke, B., and C. Lown (1991), “The credit crunch”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 205-247.
- Berrospeide J.M. and Edge R.M (2010), “The effects of bank capital on lending: what do we know? And, What does it all mean?”, Board of the Federal Reserve System, mimeo.
- Bonaccorsi, E. and Sette, R. (2012), “Bank balance sheets and the transmission of financial shocks to borrowers: evidence from the 2007-2008 crisis”, Bank of Italy, Working Paper No. 848.
- Borio, C. and P. Lowe (2004), “Securing sustainable price stability: should credit come back from the wilderness?”, BIS Working Paper No.157.
- Casolaro, L. and L. Gambacorta (2005), “Un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie in Italia”, *Moneta e Credito*, 58, 29-56.
- Casolaro, L., Eramo, G: and L. Gambacorta (2006), “Un modello econometrico per il credito bancario alle imprese in Italia”, *Moneta e Credito*, 234, 151-183.
- Caprio, G. and Klingebiel, D. (2003) “Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises”, World Bank
- Ciccarelli, M., Maddaloni, A. and Peydro, J.-L. (2010), “Trusting the bankers: another look at the credit channel of monetary policy”, European Central Bank, Working Paper Series No. 1228.
- Collins, C. and Senhadji, A. (2002) “Lending Booms, Real Estate Bubbles and The Asian Crisis”, *IMF Working Paper*, No. 02/20

- Degryse, H, Kim, M. and Ongena, S. (2009) *Microeconometrics of Banking Methods, Applications, and Results* Oxford University Press
- Del Giovane, P., Eramo G. and Nobili, A. (2011), “Disentangling demand and supply in credit developments: a survey-based analysis for Italy”, *Journal of Banking and Finance*, 35, 2719-2732.
- Del Giovane, P. and Sabbatini, R. (2008), “
- Detken, C. and F. Smets (2004), “Asset price booms and monetary policy”, in Horst Siebert (eds.) *Macroeconomic Policies in the World Economy*, Springer, Berlin, 189-227.
- Di Pasquale, D. and W. Wheaton (1994), “Housing market dynamics and the future of housing Prices”, *Journal of Urban Economics*, 35.
- ECB (2010), *Monthly Bulletin*, December.
- Ellis, L. (2005), “Disinflation and the dynamics of mortgage debt”, BIS Working Paper No. 022.
- Fitzpatrick, T. and K. McQuinn (2004), “House prices and mortgage credit: empirical evidence for Ireland”, *Central Bank and Financial Services Authority of Ireland Research Technical Paper*, 5/RT/04.
- Foglia, A. (2009), “Stress Testing Credit Risk: A Survey of Authorities’ Approaches”, *International Journal of Central Banking*, 5, 9-45.
- Freixas, X. and Jean-Charles Rochet, J.C., (2008) *Microeconomics of Banking*, 2nd Edition. MIT Press
- Gambacorta, L. and Iannotti, S. (2005), “Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?”, *Applied Economics*, 39(19), pp. 2503-2517.
- Gambacorta, L. (2010), “Do bank capital and liquidity affect real economic activity in the long run? A VECM analysis for the US”, BIS, mimeo.
- Gambacorta L. and D. Marqués-Ibanez (2011), “The bank lending channel: lessons from the crisis”, Bank for International Settlements, BIS Working Papers No. 345.
- Gerlach, S., and Peng, W. (2005), ‘Bank Lending and Property Prices in Hong Kong’, *Journal of Banking and Finance*, 29, 461–81.
- Gimeno, R. and C. Martínez-Carrascal (2006), “The interaction between house prices and loans for house purchase. The Spanish case”, *Banco de España Documentos de Trabajo*, No. 0605.
- Goodhart, C. (1995), ‘Price Stability and Financial Fragility’, in K. Sawamoto, Z. Nakajima, and H. Taguchi (eds), *Financial Stability in a Changing Environment*, London, Macmillan.
- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2008) “House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy” *Oxford Review of Economic Policy*, 24, 180–205.
- Gürkaynak, R.S (2008), “Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock”, *Journal of Economic Survey*, 22, pp. 166-86.
- Guiso, L., Paiella, M. and I. Visco (2005), “Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from Italian households’ behaviour”, Bank of Italy, Working Paper, No. 555.
- Hendry, D. F. (1993) *Econometrics: Alchemy or Science? Essays in Econometric Methodology*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Hofmann, B. (2004) “The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?”, *International Finance*, 7, 203–234.
- Iacoviello, M. (2005), “House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle”, *American Economic Review*, 95(3), 739-764.

- Iacoviello, M. (2010), “Housing in DSGE Models: Findings and New Directions”, in O. de Bandt., T. Knetch, J. Penalosa and F. Zollino (eds) *Housing Markets in Europe. A Macroeconomic Perspective*, Springer.
- Iacoviello, M. and Neri, S. (2010), “Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model”, *The American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 125-64.
- IMF (2007), World Economic Outlook, October.
- IMF (2008), World Economic Outlook, April.
- Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997), “Credit cycles”, *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-48.
- Leamer, E. E. (2007), “Housing is the business cycle”, NBER Working Papers, No. 13428.
- Locarno, A. (2011) “The macroeconomic impact of Basel III on the Italian economy” mimeo, Bank of Italy
- Lown, C., and D. Morgan (2006), “The credit cycle and the business cycle: new findings using the Loan Officer Opinion Survey”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1575-97.
- Martínez-Carrascal, C. and A.del Rio (2004), “Household borrowing and consumption in Spain: a VECM approach”, Banco de España, Working Paper No. 421.
- McCarthy, J. and R. Peach (2004), “Are home prices the next bubble?”, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York, December.
- Mishkin, F., S. (2007), “Housing and the monetary transmission mechanism”, Federal Reserve Bank of Kansas City, Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, 2007 Jackson Hole Symposium (Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, 2007), 359-413.
- Muzzicato, S., Sabbatini, R. and Zollino, F. (2008), “Price of residential property in Italy: constructing a new indicator”, Bank of Italy Occasional Paper No.17.
- OECD (2010), “Housing Markets: A Progress Report”, mimeo.
- Pamfili, A. and Lecat, R. (2010), “The Housing Bubble and Financial Factors: Insights from a Structural Model of the French and Spanish Residential Markets” in O. de Bandt., T. Knetch, J. Penalosa and F. Zollino (eds) *Housing Markets in Europe. A Macroeconomic Perspective*, Springer.
- Poterba, J. M. (1984), “Tax subsidies to owner-occupied housing: a model with downpayment effects” *Quarterly Journal of Economics* 110, 729.752.
- Scoccianti, F. (2010), “Causes and Welfare Consequences of real Estate Price Appreciation”, in O. de Bandt., T. Knetch, J. Penalosa and F. Zollino (eds) *Housing Markets in Europe. A Macroeconomic Perspective*, Springer.
- Shiller, R.J. (2007) “Understanding Recent Trends in House Prices and Home Ownership” *NBER Working Papers*, No. 13553
- Tsatsaronis, K. and H. Zhu (2004), “What drives housing price dynamics: Cross country evidence”, BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, March.

Appendix A. Simulations with the benchmark model

Figure A1 Estimated effects of a 0.5% increase in the 3-month money market rate
(deviations from baseline scenario)

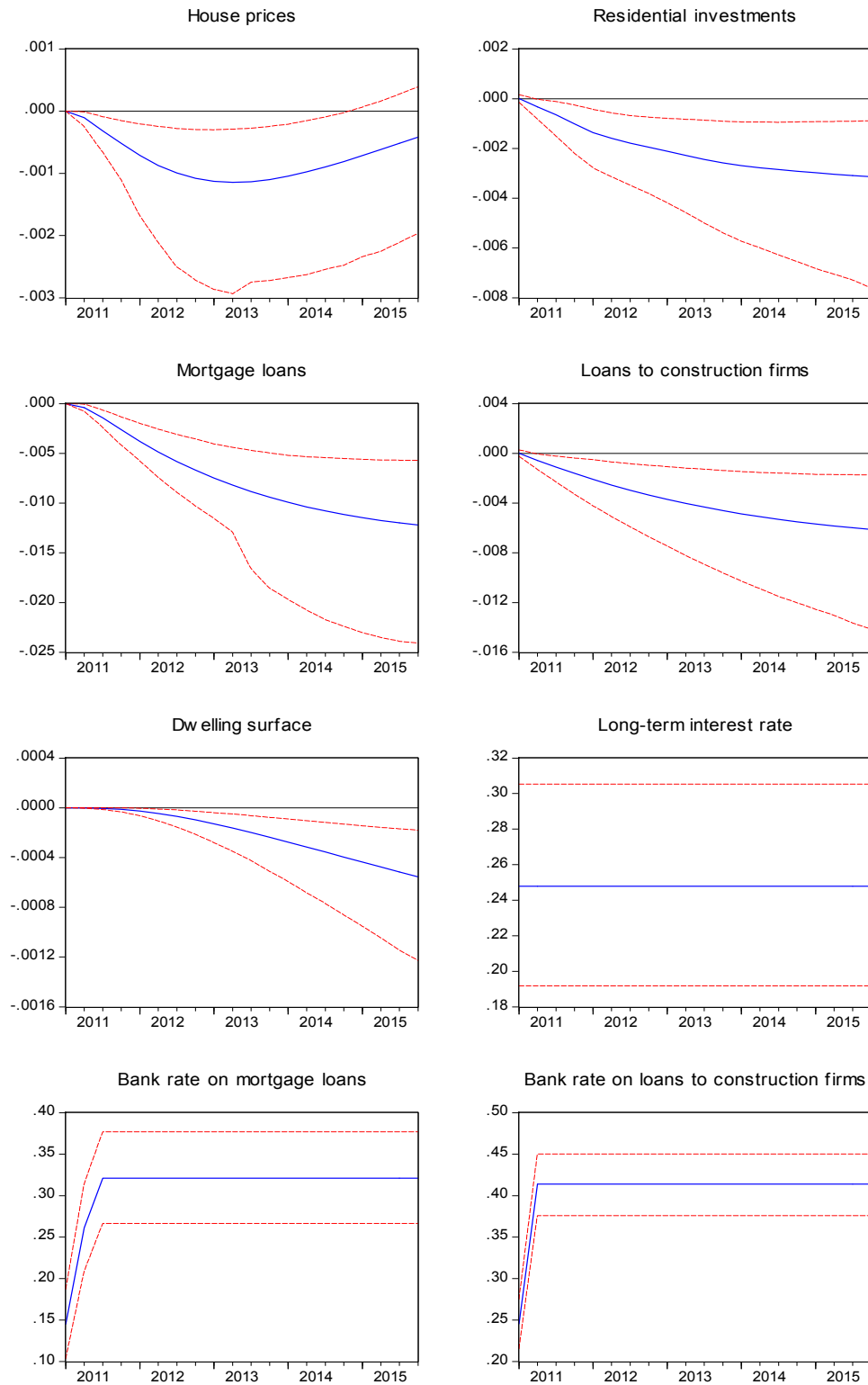


Figure A2 Estimated effects of a 0.5% increase in bank capital ratio
(deviations from baseline scenario)

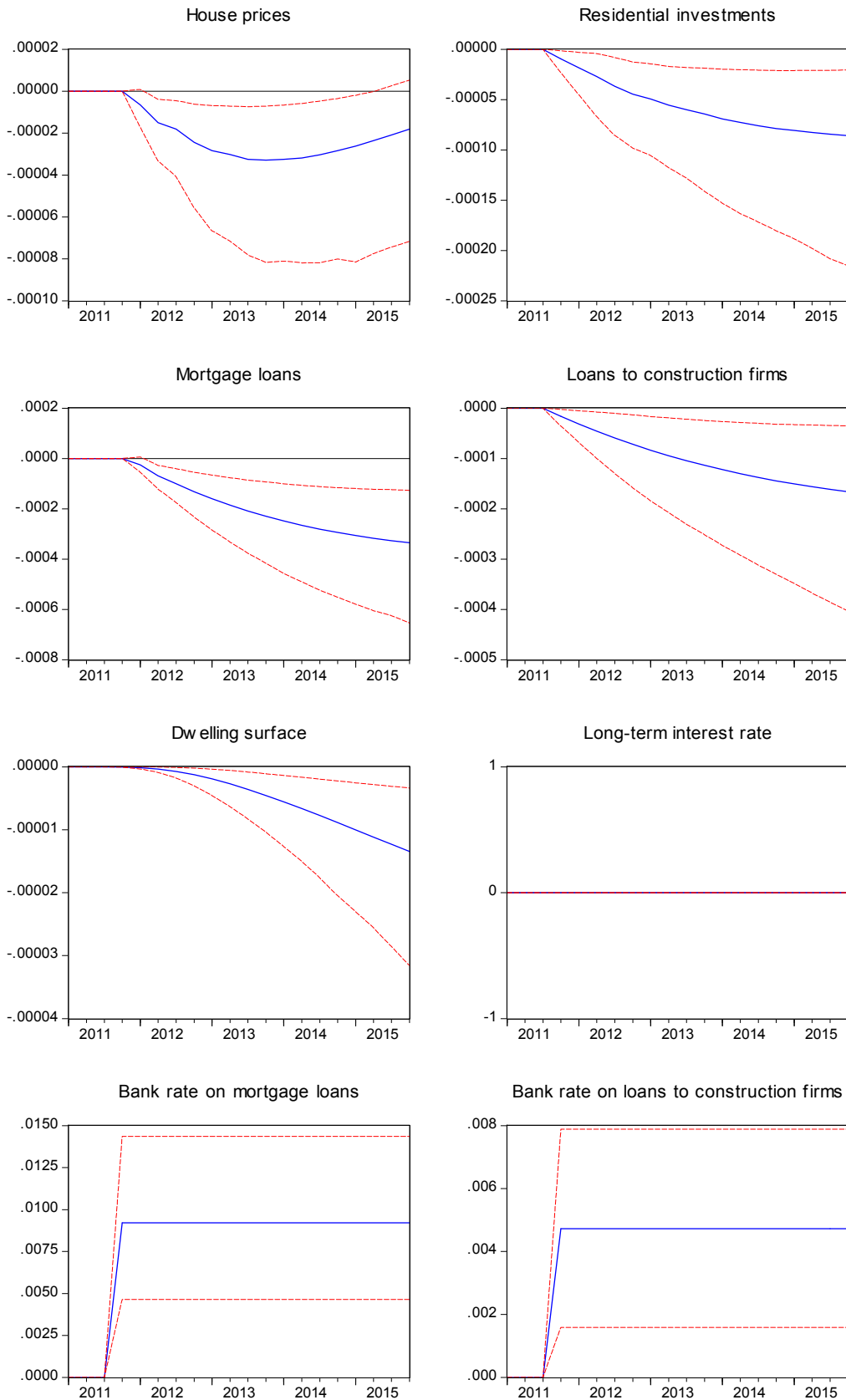


Figure A3 Estimated effects of a 0.5% increase in disposable income
(deviations from baseline scenario)

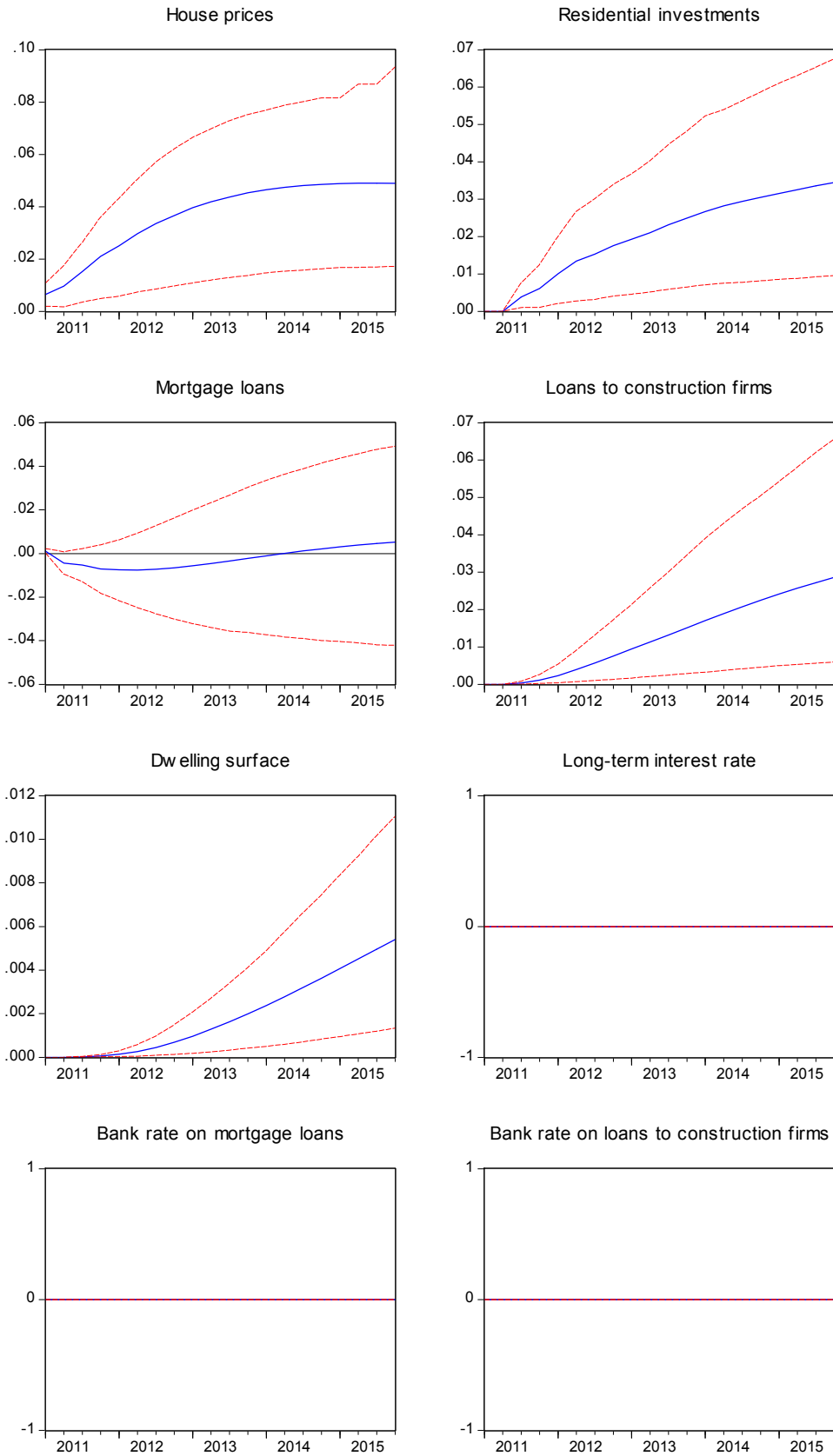


Figure A4 Estimated effects of a 0.5% increase in inflation expectations
(deviations from baseline scenario)

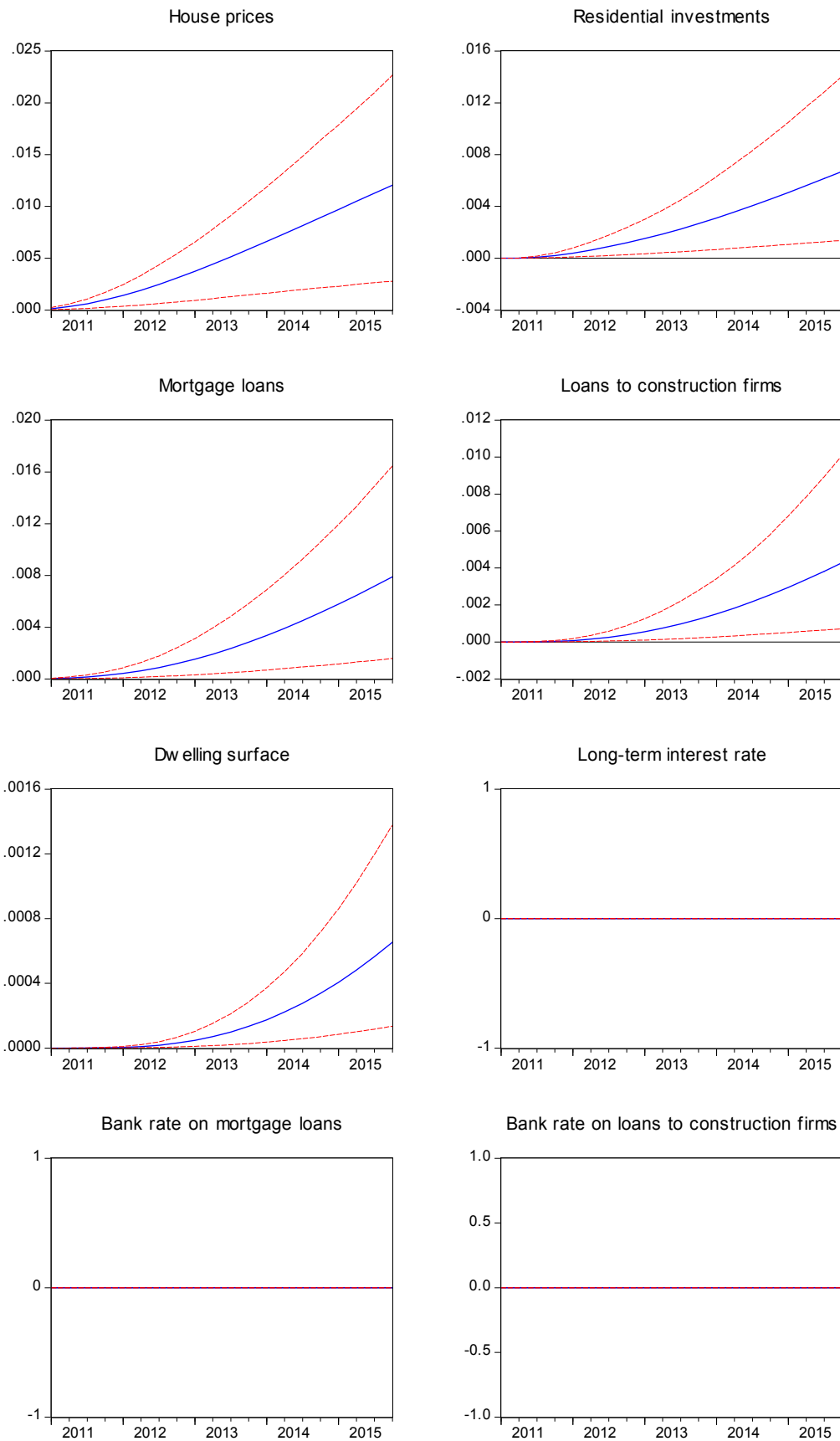


Figure A5 Estimated effects of a 0.5% increase in building cost
(deviations from baseline scenario)

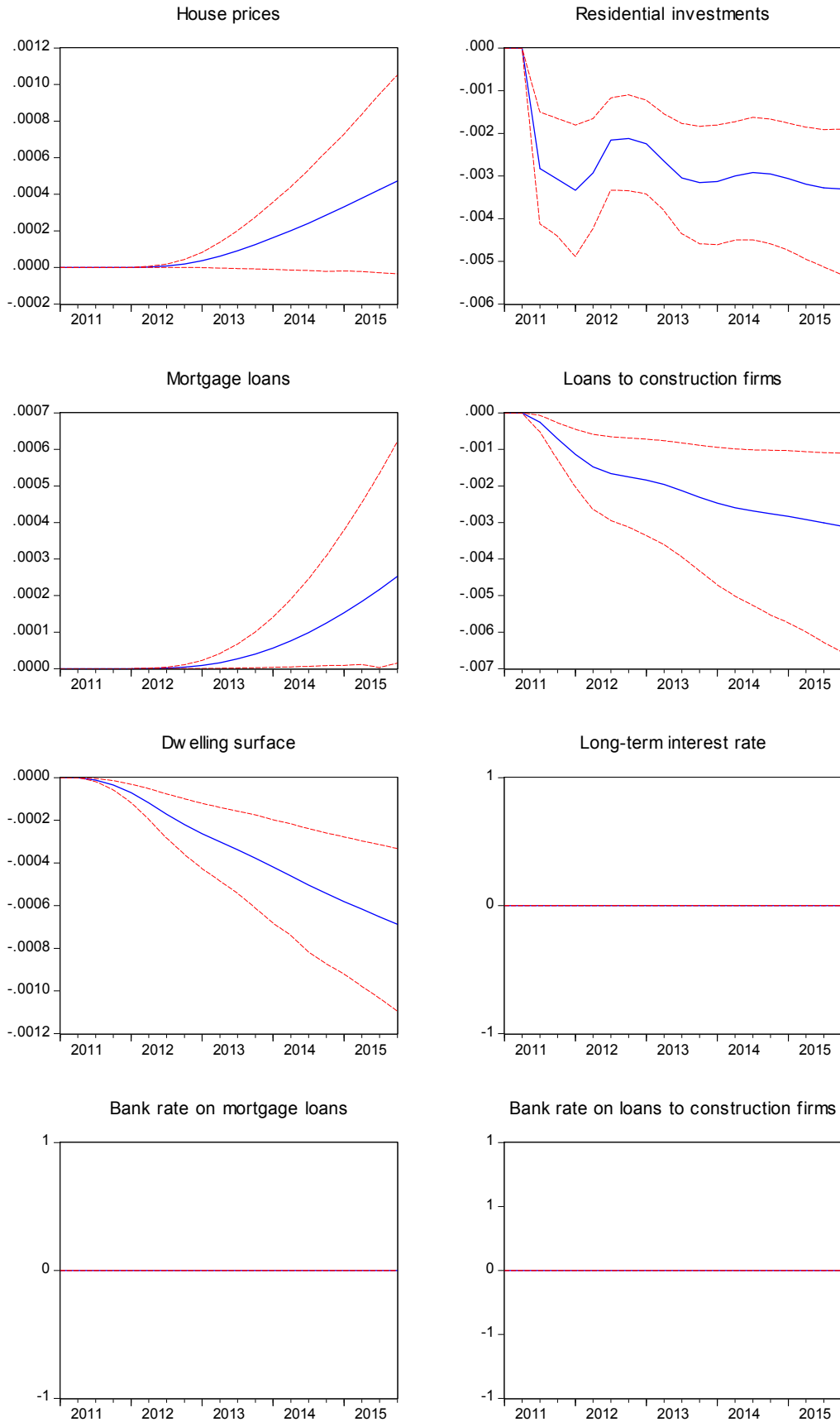


Figure A6 Estimated effects of a 0.5% increase in population
(deviations from baseline scenario)

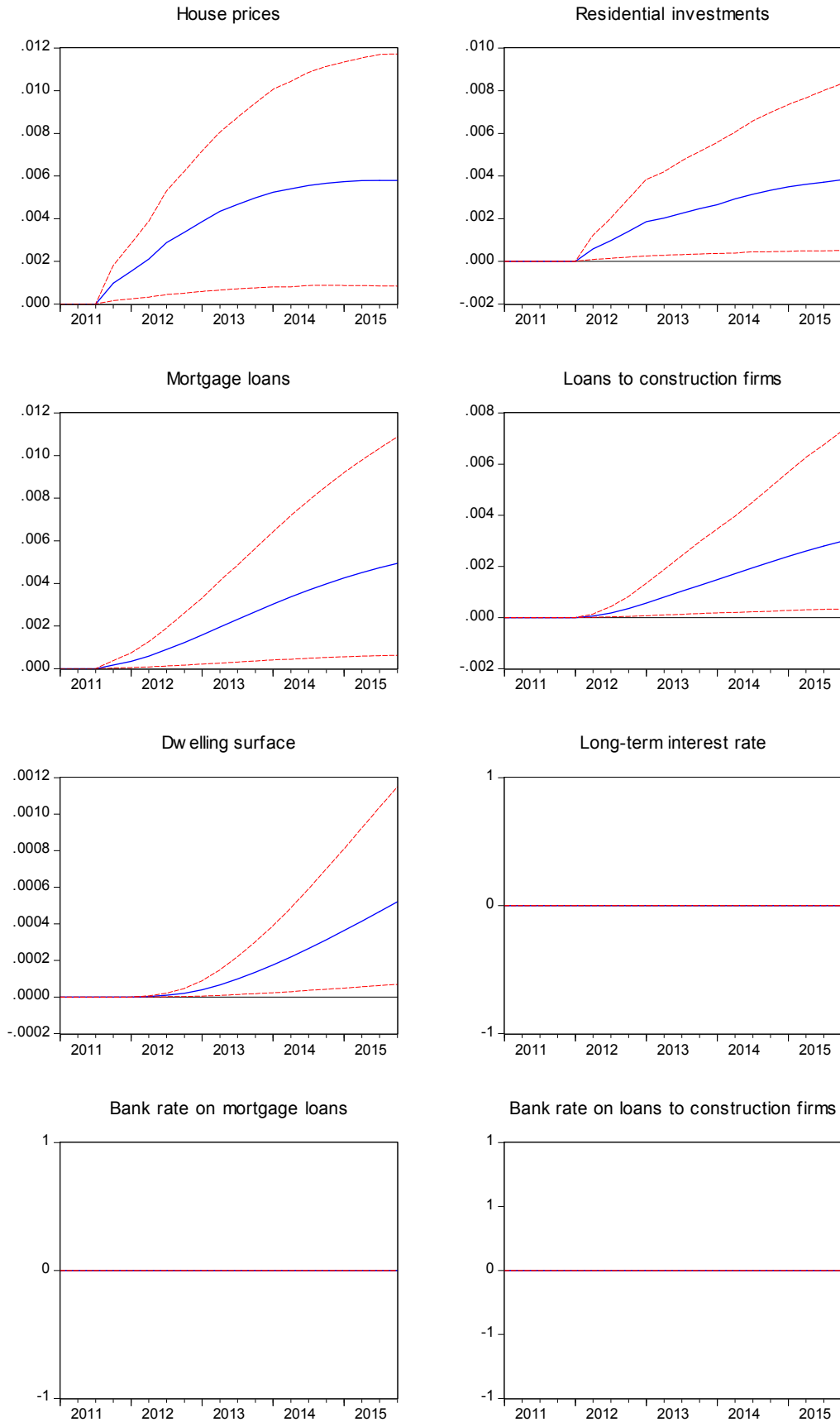


Figure A7 Asymmetric effects of monetary policy
(deviations from baseline scenario)

a) Increase in the 3-month money market rate by 50 basis points



b) Decrease in the 3-month money market by 50 basis points



Figure A8

HISTORICAL DECOMPOSITION OF MORTGAGE LOANS
(quarterly data; deviations from baseline)

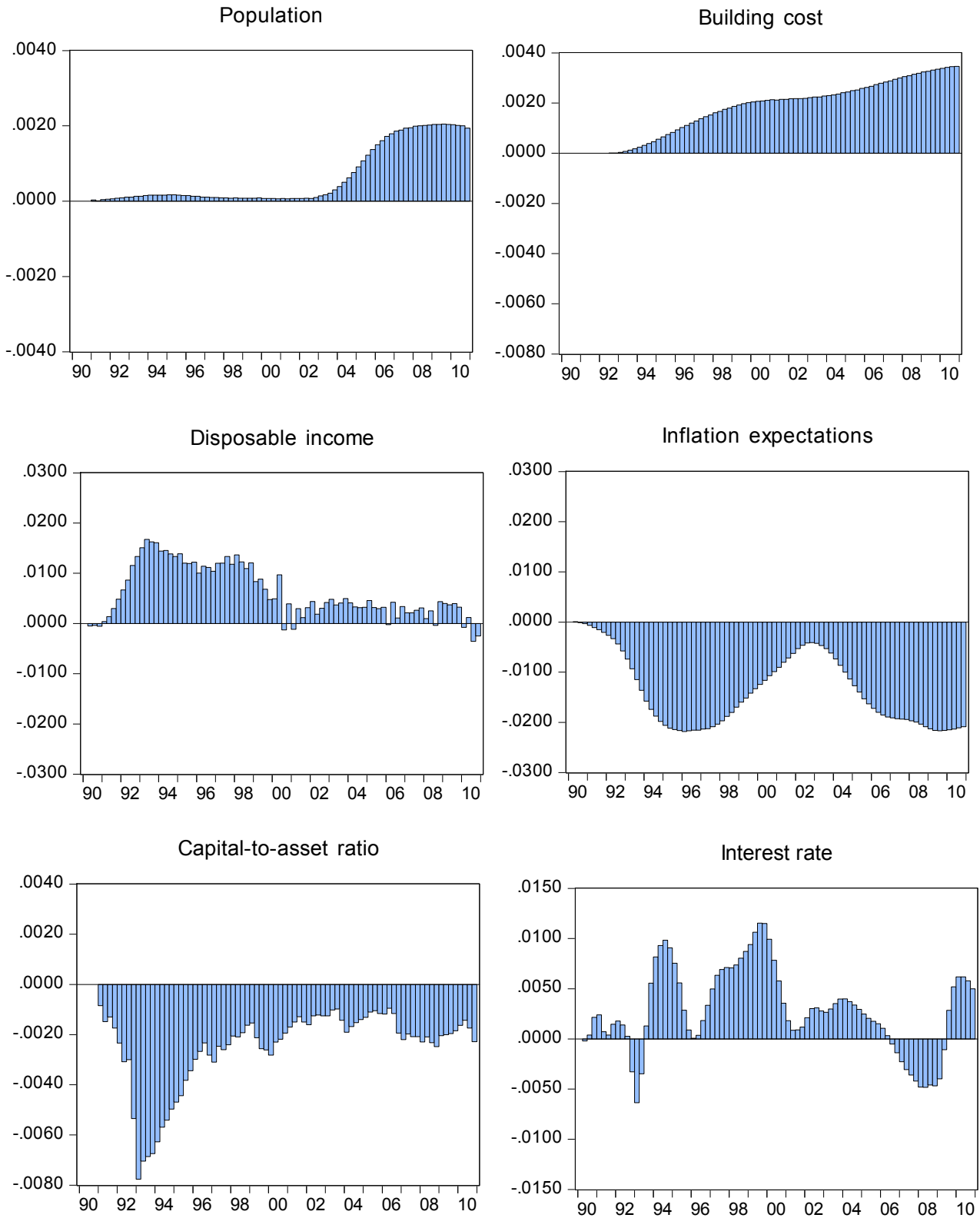
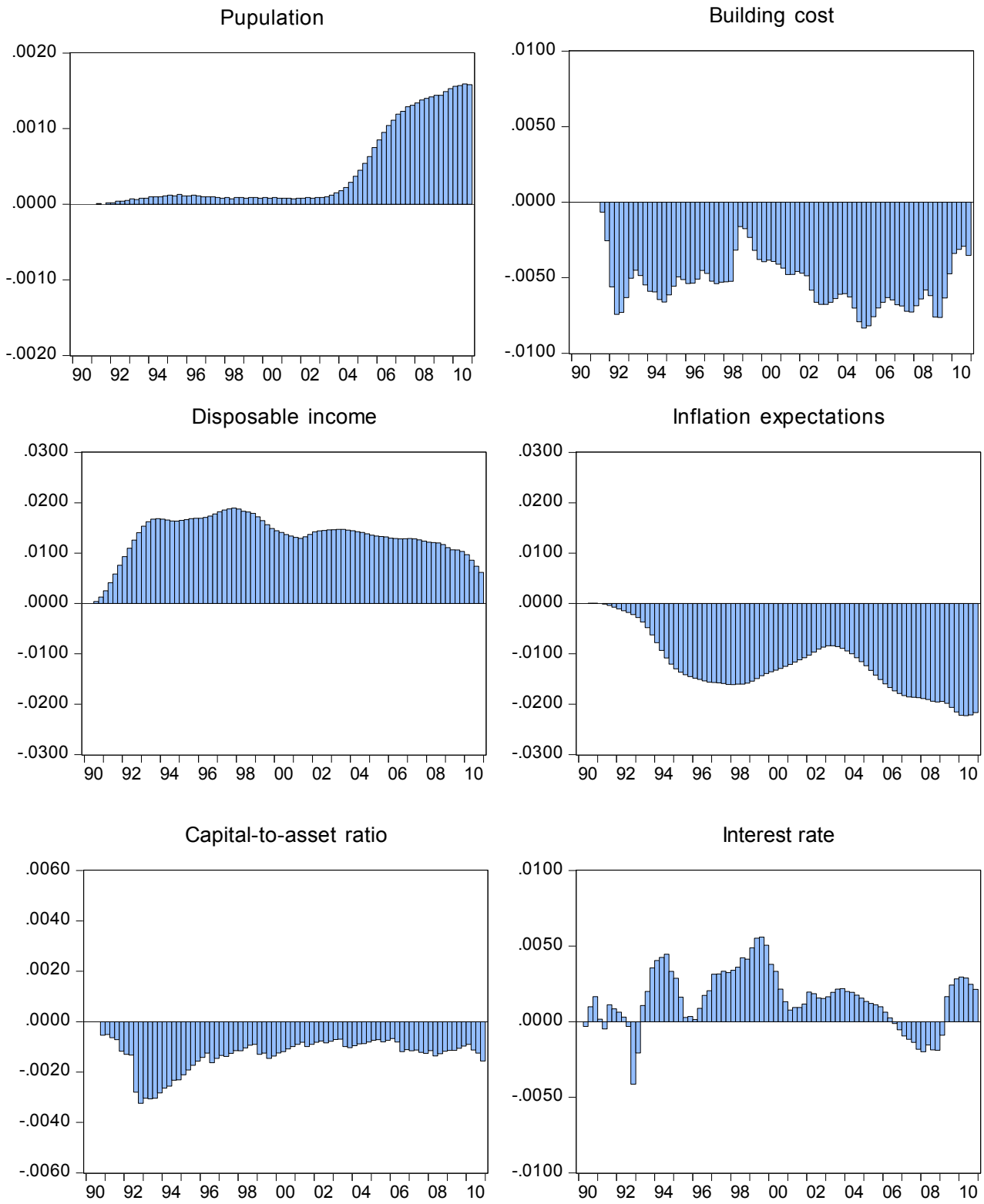


Figure A9

HISTORICAL DECOMPOSITION OF LOANS TO CONSTRUCTION FIRMS
(quarterly data; deviations from baseline)



A structural model for the housing and credit markets in Italy: Comments¹

*Fabio Bacchini*²

Abstract

The aim of this paper is to suggest some discussion points to the Structural model for the housing and credit markets in Italy proposed by Nobili and Zollino.

The analysis hinges on the two actual characteristics behind the Italian housing markets: demography developments and the evolution of the extraordinary maintenance quote in the residential investments. I suggest that the evaluation of both this components should be important for a better interpretation of the models results. Before that, I propose a short review of the statistical information set on the topic.

Keywords: R21, R23.

1. Introduction

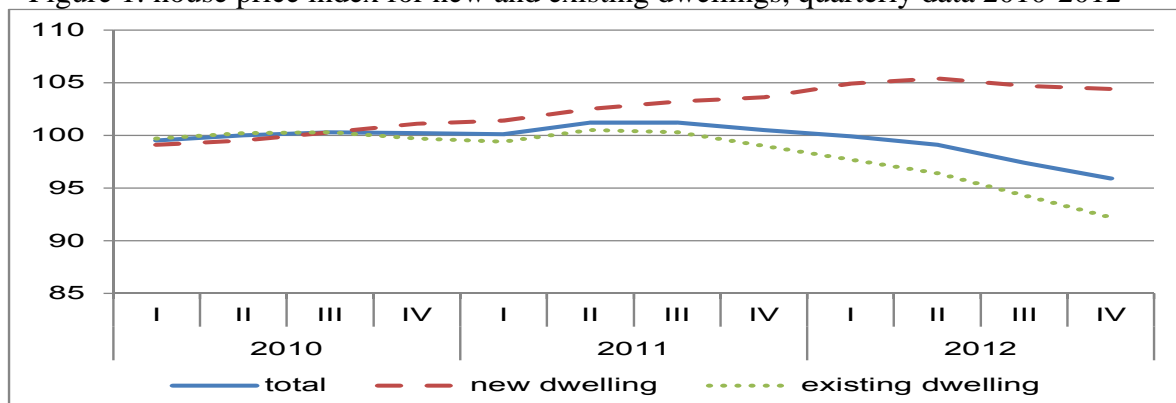
Attention to the housing markets is improving in the last years due the economic characteristics of the recent economic crisis. Looking at Italy, the work of Nobili and Zollino (NZ hereafter) proposes ‘a unified framework to study the multi-fold between house market developments and credit and monetary conditions’. To do this the authors put a significant efforts to build up the complete dataset for the model testing. Information on housing markets are improving in the recent years but significant lacks remain.

The European statistical system provides short-term information on construction sector looking mainly at the quantity than in prices. Information on monthly index of production and quarterly value of building permits are available together with quarterly indicators on employment. Moreover, Short-term statistics regulation (Eurostat, 2005) requires quarterly indicators for construction costs. This issue is under evolution. Eurostat proposes to the Member states to evolve towards output construction prices in the next years. At the same time the evolution on the regulation on prices will require data for the house price index. In October 2012 Istat released, for the first time the quarterly house price index both for new dwelling and for the existing dwelling (figure 1).

¹ Gli articoli pubblicati impegnano esclusivamente l'Autore, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat. I would like to thank Banca d'Italia for kindly inviting me to discuss the paper.

² Senior researcher, Econometric studies and Economic forecasting Division, Istat., e-mail: bacchini@istat.it

Figure 1: house price index for new and existing dwellings, quarterly data 2010-2012



Source: Istat

2. Demographic development

In the model proposed by NZ demographic trend are included in the explanation variables in the equation for house demand (table 1, page 17). GETS procedure selects time t-3 as the most relevant for the population. Also the transmission shocks analysis supports this issue: ‘Population growth, which was particularly strong after 2000, made a positive contribution’ (page 22).

Nevertheless this evidence is strongly related to the evolution of the foreign population share that moved from 2.3% (2001) to 7.5% (2010, preliminary data). Moreover the age composition is also significant with level of foreign residents in the young and middle age classes (till 50 years) higher than that for Italian residents.

These characteristics comes together with specific settlement pattern. Foreign residents are more present in the small and medium municipalities (table 1).

All these features should improve in the next years so I think that some analysis on that should be necessary.

3. The role of extraordinary maintenance

NZ points out that ‘the available data ... for Italy refer to residential gross fixed capital formation, as defined in the national accounts, which includes both the progress made in construction new units and extraordinary maintenance work on the existing one’ (page 12). These two components are also include in the index of production of construction currently released by Istat (Bacchini et al, 2003).

According to the elaboration provided by Ance (table 2) the new components for residential investment shows a quite different behaviour compared to the dynamic of extraordinary maintenance. Further extension of the model proposed by NZ should try to argue on this issue.

Table 1: Residents foreign by municipalities size

	<i>pop > 100.000 res</i>	<i>pop < 100.000 res</i>
1991	46.8	53.2
2001	32.8	67.2
2011	27.8	72.2

Source: Istat, elaboration from Lazzarotti et al.

Table 2: Investment in construction for kind of activity – 2008-2013

	2012	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2008-2012
Investment in construction	130,679	-2.4	-8.6	6.6	-5.3	-7.6	-3.8	-27.1
residential	69,577	-0.4	-8.1	-5.1	-2.9	-6.3	-2.7	-21.0
-new	24,757	-3.7	-18.7	-12.4	-7.5	-17.0	-13.0	-47.3
-extraordinary maintenance	44,820	3.5	3.1	1.1	0.5	0.8	3.0	9.3
non residential	61,102	-4.4	-9.1	-8.1	-7.9	-9.1	-5.1	-33.2

Source: Istat national accounts and Ance for 2013 estimation and break down of residential investment.

Bibliography:

Ance, 2012, Osservatorio congiunturale sull'industria delle costruzioni, dicembre

Bacchini, F., Gennari, P. and Iannaccone, R., 2003, A new index of production for construction sector based on input data, Contributi Istat

Eurostat, STS regulation n. 1158/05. 2005

Istat, 2013, House price index, Statistiche flash, 4 April

Lazzarotti, R. and Sanna, V., 2012, Dinamiche insediative dei migranti nei comuni minori del Lazio, paper presented at XXXII conferenza italiana di scienze regionali, Roma

THE WELFARE CONSEQUENCES OF A BOOMING PROPERTY MARKET

Antonio Bassanetti*, Concetta Rondinelli* and Filippo Scoccianti*

* Banca d'Italia, Economic Research and International Relations.

We would like to thank Vincenzo Chiorazzo for useful comments and Roberto Stok for excellent computational assistance. The views expressed in this paper reflect those of the authors and not those of the Bank of Italy.

1 Introduction

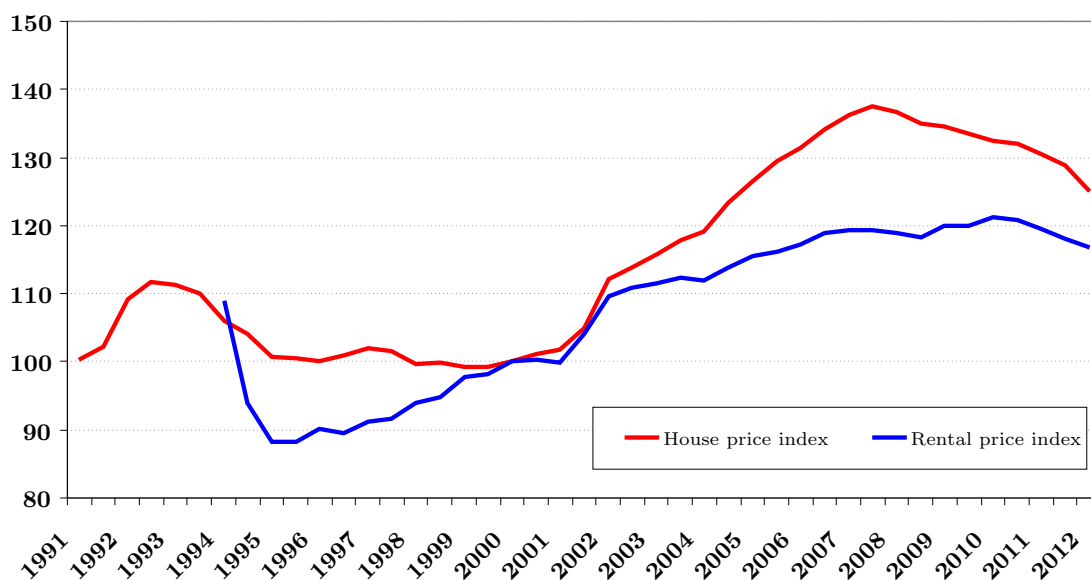
The real price of housing, the most important asset in Italian households' portfolios, has increased considerably during the 2000-2007 period. This paper tries to quantify, taking as exogenous the dynamics of house prices, the welfare implications of this increase. To this end, we employ a general equilibrium, overlapping generation model where households are subject to uninsurable labour income risk, see Aiyagari (1994) and face a tenure choice between homeownership and renting. The heterogeneity built into the model allows us to differentiate households by age and productivity levels. We find that an increase in house prices impact on households welfare through three main channels: a negative income effect, whereas households face a higher price for their housing investment; a positive wealth effect, whereas households who are already homeowners when prices start increasing, benefit from an appreciation of their housing wealth; finally, a third effect related to the loosening of borrowing constraints which are collateralized by the value of the housing asset. We find that welfare is redistributed away from poor, renter households, to rich homeowners. This is especially true for those households who are hit by the price increase in the middle of their life-cycle. We find that renters are hurt by the increase in house prices independently of the cohort considered, as the induced growth in rental prices force them to reduce their consumption of nondurable goods. Finally, middle and high income households are not much affected by the price change when we consider the young cohort; instead, the middle-age cohort benefits from it thanks to sizable wealth effects.

Section 2 presents the main stylised facts. Section 3 describes the model and the equilibrium definition. Section 4 gives details on the calibration of the model's parameters. Section 5 reports the results. Section 6 concludes.

2 Facts

During the last decade, up to the global crisis, Italy experienced a considerable increase in house prices (see Figure 1). From the second half of the 90's to the outburst of the global recession in 2007, real house prices appreciated by around 35 percent; thereafter they decreased by 9 percent up to the first semester of 2012.

Figure 1: Italian real house price and rental rates indices (2000 = 100)

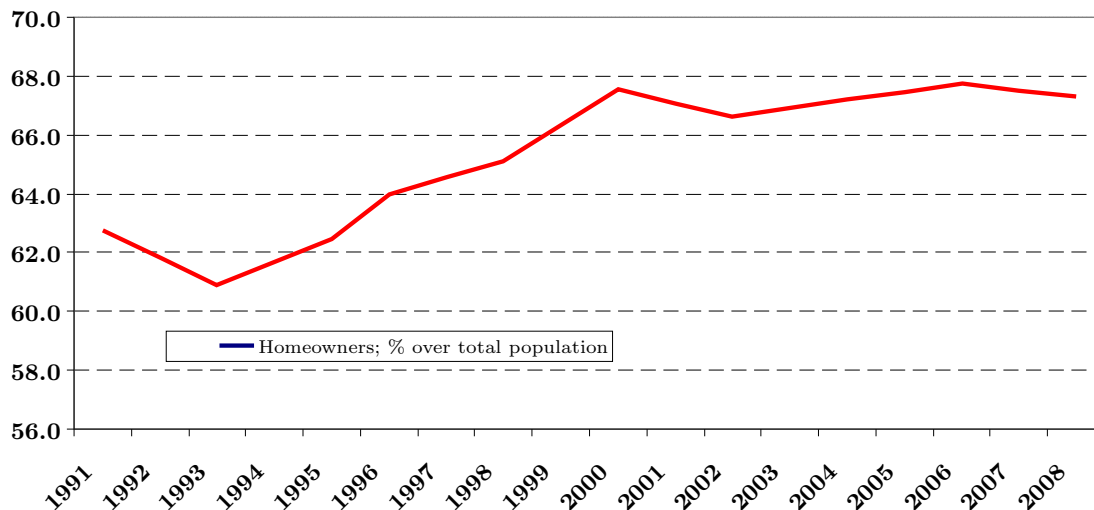


Source: Bank of Italy's calculations on data from Istat and the Bank of Italy.

Even if the magnitude of the increase is not comparable to the one experienced in countries like Spain, Ireland or the US, the dynamics of the property market had a notable impact on Italian households economic conditions, given the relatively high share of housing wealth in their portfolios and their relatively high wealth to income ratios. The latter, owing also to asset price appreciation, has increased from around 7 in 2000, to more than 8 ten years later. Furthermore, Italian households have historically had high levels of homeownership. Indeed, over the last 20 years, the percentage of

homeowners increased from around 60 to around 67 percent (Figure 2). The increase in house prices also induced a rise in real rental rates (Figure1).

Figure 2: Homeowners over total population (percentage)



Source: Bank of Italy's calculations from SHIW data.

3 The Model

3.1 Environment

We consider an overlapping generations model in which agents face uninsurable idiosyncratic earnings shocks and uncertain life spans. When agents die, they transmit after tax liquidated assets and the first earning shock to their immediate successor. Housing has a dual role in the model: it directly provides utility and can be used as a collateral for borrowing. The housing good can be either bought or rented: in the former case, upon buying or selling a house, households incur in transaction costs that are proportional to the value of their house. Several frictions are present in the model: lack of annuity

markets to insure against uncertain lifespan, borrowing constraints, transaction costs for trading in housing stock as well as a minimum house purchasing size. In equilibrium, the economy will be characterized by the coexistence of both renters and owners. In particular, the presence of borrowing constraints, will make it impossible for some earnings poor agents, especially the young, to provide the down-payment requirement necessary for housing purchases; also, a higher depreciation rate for renting units will discourage renting while adjustment costs in housing coupled with exogenous minimum house size requirements will tend to discourage home-ownership.

3.2 Demographics

There is a continuum of households of measure one at each point in time. Each individual lives at most J periods. In each period $j \leq J$ of his life the conditional probability of surviving and living in period $j + 1$ is denoted by $\alpha_j \in (0, 1)$. Define $\alpha_0 = 1$ and $\alpha_J = 0$. The probability of survival, assumed to be equal across households of the same cohort, is beyond the control of the individual and independent of other characteristics of the individual (such as income or wealth). We assume that α_j is not only the probability of survival for a particular individual, but also the (deterministic) fraction of agents that, having survived until age j , will survive to age $j + 1$. Annuity markets are assumed to be absent. After death, the individual is replaced by a descendant who inherits its after-tax financial and (liquidated) housing wealth, and part of its permanent productivity according to a stochastic earnings transmission Markov matrix. In each period a number $\mu_1 = \left(1 + \sum_{j=1}^{J-1} \prod_{i=1}^j \alpha_i\right)^{-1}$ of newborns enter the economy, and the fraction of people in the economy of age j is defined recursively as $\mu_{j+1} = \alpha_j \mu_j$, with $\mu_{j+1} = \alpha_J = 0$. Let $\mathbf{J} = \{0, 1, \dots, J\}$ denotes the set of possible ages of an individual.

3.3 Technology

3.3.1 The Firm's Problem

There is one good produced according to the aggregate production function $TY(K_t, L_t)$ where T is total factor productivity level, K_t is the aggregate capital stock and L_t is the aggregate labor input. We assume that Y is strictly increasing in both inputs, strictly concave, has decreasing marginal products which obey the Inada conditions and is homogeneous of degree one. As usual with constant returns to scale production technologies, in equilibrium the number of firms is indeterminate and without loss of generality we assume that there is a single representative firm. The representative firm solves the following static problem

$$\max_{K_t, L_t} TY(K_t, L_t) - (r + \delta^k)K_t - wL_t \quad (1)$$

where r is the rental price of capital net of depreciation and w is the wage per efficiency unit of labor.

3.3.2 The Financial Institution's Problem

For computational reasons, we assume exogenous rental rates and a fixed house price-to-rent ratio along the transition that follows the unexpected policy shock, see section 3.6 below. The initial steady state rental rate can be thought as coming from the arbitrage condition of a fictitious financial institution. In particular, the representative financial institution in each period receives deposits A' from households, rents residential services F to households and rents capital K to the representative firm. We allow rental units to have a different depreciation rate δ^f than owner-occupied housing δ^h . The perfectly competitive financial institution solves the following problem

$$\Psi(A) = \max_{A', K, F} \left\{ A' - (1 + r)A + rK + (i - \delta^f)F + \frac{1}{1 + r}\Psi(A') \right\} \quad (2)$$

s.t.

$$K + F \leq A$$

where F is the stock of rental units and i is their rental price. The financial institution rents capital and houses in the same period in which it acquires them. In the initial steady state equilibrium then, the rental rate i equals the real interest rate r plus the rental units depreciation rate δ^f .

3.4 Preferences and Endowments

Households are endowed with one unit of time in each period that they supply inelastically in the labor market. Households differ in their labor productivity due to differences in age and realizations of idiosyncratic uncertainty. The labor productivity of an individual of age j is given by $\varepsilon_j \eta$, where $\{\varepsilon_j\}_{j=1}^J$ denotes the age profile of average labor productivity. The stochastic component of labor productivity, η , follows a finite state Markov chain with state space $\eta \in \mathbf{E} = \{\eta_1, \dots, \eta_N\}$ and transition probabilities given by the matrix $\pi(\eta'|\eta)$. Let Π denote the unique invariant measure associated with π . We assume that all agents, independent of age and other characteristics face the same Markov transition probabilities and that the fraction of the population experiencing a transition from η to η' is also given by π . This law of large numbers and the model demographic structure assure that the aggregate labor input is constant. As with lifetime uncertainty we assume that households cannot insure against idiosyncratic labor productivity by trading contingent claims. Moral hazard problems may be invoked to justify the absence of these markets. After its death the individual is replaced by a direct descendant who inherits its after-tax financial and (liquidated) housing wealth, if any, and receive its first idiosyncratic shock according to the intergenerational earnings transmission matrix Γ which shares the same states $\eta \in \mathbf{E} = \{\eta_1, \dots, \eta_N\}$ of the stochastic component of labor productivity. Bequests are accidental in that parents derive no utility from them.

Households derive utility from consumption of the nondurable good, c , and from

the housing services acquired either through the rental market, $g(f)$, or through home-ownership $g(h')$. Housing services are a function $g(\cdot)$ of the housing stock purchased or rented. The choice between home-ownership and renting is exclusive at each period, and represented by the indicator function $I \in \{0, 1\}$. Households value streams of consumption and housing/renting services $\{c_j, g(s)_j\}_{j=1}^J$, where $s = (1 - I)f + Ih'$, according to

$$E_0 \left\{ \sum_{j=1}^J \beta^{j-1} u(c_j, g(s)_j) \right\} \quad (3)$$

where β is the time discount factor and E_0 is the expectation operator, conditional on information available at time 0. The per period utility function $u(c, g(s))$ is assumed to be strictly increasing in both arguments and obeying the Inada conditions with respect to nondurable consumption. The instantaneous utility from being dead is normalized to zero and expectations are taken with respect to the stochastic processes governing survival and labor productivity. We assume that the per period utility function is of the CRRA form

$$u(c, g(s)) = \frac{(c^\gamma g(s)^{1-\gamma})^\sigma - 1}{1 - \sigma} \quad (4)$$

where σ is the coefficient of relative risk aversion and $c^\gamma g(s)^{1-\gamma}$ is the Cobb-Douglas aggregator between non-durable consumption and housing services.

3.5 Timing and Information

The timing of events in a given period is as follows. Households observe their idiosyncratic labor productivity shock η and, in their first life period, receive net transfers from bequests and their first period labor productivity shock η according to the intergenerational earnings transmission process. Then labor is supplied to the firm and financial assets are supplied to the financial institution. Capital is rented to the firm by the financial institution. Production takes place. Next households receive wages from the

firm and interest on their deposits from the financial institution and choose nondurable consumption c , housing h' or rental consumption f services and next period asset position a' . A unit of rental housing f yields consumption services today. A unit of housing stock for tomorrow h' yields consumption services today. Finally, uncertainty about early death is revealed.

3.6 Consumer's Problem

Households are assumed to be price takers in the goods and factor markets they participate in. In each moment of time, households are characterized by their position of assets and holdings of housing stock as well as their age and labor productivity status (a, h, η, j) . Let by $\Phi_t(a, h, \eta, j)$ denote the measure of agents of type (a, h, η, j) , at time t . We normalize the price of the final good to equal one. House prices are denoted by p_t^h ; rental rates are denoted by $i_t \equiv (r_t + \delta^f) * p_t^h$, where r_t and δ^f are, respectively, the real interest rate and the rental units' depreciation rate. Rental rates will thus change both in response to an exogenous change in house prices and to endogenous changes in the real interest rate.

Let r_t , r_t^m , w_t and p_t^h denote the risk-free interest rate, the mortgage rate, the wage rate per efficiency unit of labor, and the relative price of a house, respectively. The consumer's problem at time t can now be formulated recursively as

$$V_t(a, h, \eta, j) = \max_{c_t, a_{t+1}, h_{t+1}, I_t} u(c_t, s_t) + \beta \mathcal{V}_{t+1}(a_{t+1}, h_{t+1}, \eta_{t+1}, j + 1)$$

$$\mathcal{V}_{t+1}(a_{t+1}, h_{t+1}, \eta_{t+1}, j + 1) = \alpha_j \sum_{\eta_{t+1}} \pi(\eta_{t+1} | \eta) V_{t+1}(a_{t+1}, h_{t+1}, \eta_{t+1}, j + 1)$$

s.t.

$$c_t + i_t f_t + p_t^h h_{t+1} + \tau(h, h_{t+1}, p_t^h) + a_{t+1} = (1 - \tau_l) w_t \eta \varepsilon_j + (1 + r_t) a + (1 - \delta^h) p_t^h h + \Upsilon P, \quad \text{if } a \geq 0$$

$$c_t + i_t f_t + p_t^h h_{t+1} + \tau(h, h_{t+1}, p_t^h) + a_{t+1} = (1 - \tau_l) w_t \eta \varepsilon_j + (1 + r_t^m) a + (1 - \delta^h) p_t^h h + \Upsilon P, \quad \text{else}$$

$$s_t = (1 - I_t)f_t + I_t h_{t+1}$$

$$a_{t+1} \geq b(p_t^h, h_{t+1}, \eta, j)$$

$$a_1 = 0, b_1 = 0$$

$$\Upsilon = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{if } j \geq 10 \\ 0 & \text{otherwise} \end{array} \right\}$$

$$c_t \geq 0, h_{t+1} \in \{0\} \cup [h_j^{\min}, h^{\max}], I_t \in \{0, 1\}$$

where P stands for households pension income (which is enjoyed from age 56 on, i.e. when $j \geq 10$) which is assumed to be independent of households income history¹. We define h^{\min} as the minimum house purchasing size while $\tau(h, h_{t+1}, p_t^h)$ stands for non-convex housing stock's adjustment costs

$$\tau(h, h_{t+1}, p_t^h) = \left\{ \begin{array}{ll} 0 & \text{if } h' \in [(1 - \mu) p_t^h h, (1 + \mu) p_t^h h] \\ \rho_1 p_t^h h + \rho_2 p_t^h h_{t+1} & \text{otherwise} \end{array} \right\}$$

This formulation of transaction costs allows households to change their level of housing consumption by undertaking housing renovation up to a fraction of μ the value of house or by allowing depreciation up to a fraction of μ the value of house as an alternative to moving. If the housing depreciates by more that a fraction μ of the value, or if the value of the stock increases by more that a fraction μ of the value, we assume that the stock has been sold. In those cases, the household has to pay the transaction costs as a fraction ρ_1 of its selling value and ρ_2 of its buying value.

¹A more realistic assumption is that social security benefit is a concave function of the accumulated contributions. Under this assumption, the total contributions become an additional state variables, thus considerably increasing the computation time.

Borrowing constraints $b(p_t^h, h_{t+1}, \eta, j)$ are specified as being an exogenous fixed fraction of the value of owner-occupied housing services, where households can only borrow up to $(1 - \theta)$ of their desired housing stock's value

$$a_{t+1} \geq -(1 - \theta)p_t^h h_{t+1}, \quad \theta \in [0, 1]$$

We are now ready to define an equilibrium *with transition*. Let \mathcal{J} and \mathcal{E} be the power sets of \mathbf{J} and \mathbf{E} , respectively and \mathcal{B} be the Borel sets of \mathbf{R} . Let $S = \mathbf{R} \times \mathbf{R} \times \mathbf{E} \times \mathbf{J}$ and $\mathcal{S} = \mathcal{B} \times B \times \mathcal{E} \times \mathcal{J}$ and M be the set of finite measures over the measurable space (S, \mathcal{S}) .

Definition 1 *Given an initial distribution Φ_0 , a recursive competitive equilibrium is a sequence of value functions $(V_t)_{t=0}^{t=\infty}$, decision rules for households $(c_t, a_{t+1}, h_{t+1}, f_t, I_t)_{t=0}^{t=\infty}$, firm choices $(H_t, K_t)_{t=0}^{t=\infty}$, prices $(w_t, r_t, r_t^m, p_t^h)_{t=0}^{t=\infty}$, housing supply stock \bar{H} , and distributions $(\Phi_t)_{t=0}^{t=\infty}$ such that, for all t*

1. *Wages satisfy*

$$w_t = Y_L(K_t, L_t)$$

2. *Rental price is given by*

$$i_t = r_t + \delta^f$$

3. *Markets clear*

$$\begin{aligned}
\int \eta \varepsilon_j d\Phi_t &= L_t && \text{(Labor Market)} \\
\int a_{t+1} d\Phi_t &= A_{t+1} && \text{(Financial Asset Market)} \\
\int f_t d\Phi_t &= F_t && \text{(Rental Market)} \\
\int h_{t+1}(p_t^h) d\Phi_t &= \bar{H} && \text{(Housing Market)} \\
\int c_t(a, h, \eta, j) d\Phi_t &= C_t && \text{(Non-Durable Consumption)} \\
\tau_e \int a_{t+1}(a, h, \eta_j) d\Phi_t &= G_t && \text{(Government Expenditure)}
\end{aligned}$$

4. The measure Φ_t follows

$$\Phi_{t+1} = T(\Phi_t)$$

where T is the law of motion generated by π and the policies $(c_t, a_{t+1}, h_{t+1}, f_t, I_t)$ as described below.

The operator T maps M into M in the following way. Define the transition function $Q : (S, \mathcal{S}) \rightarrow [0, 1]$ by:

Definition 2 For all $S' = R' \times Z' \times E' \times J' \in \mathcal{B} \times \mathcal{B} \times \mathcal{E} \times \mathcal{J}$ and all $s = (a, h, \eta, j) \in S$

$$\begin{aligned}
&Q(s, S_{t+1}) = \\
&= \sum_{\eta_{t+1} \in E_{t+1}} \left\{ \begin{array}{ll} \alpha_j \pi(\eta_{t+1} | \eta) & \text{if } j+1 \in J_{t+1}, a_{t+1}(a, h, \eta, j) \in R_{t+1}, h_{t+1}(a, h, \eta, j) \in Z_{t+1} \\ 0 & \text{else} \end{array} \right\}
\end{aligned}$$

Then for all $J_{t+1} \in \mathcal{J}$ such that $0 \notin J_{t+1}$ we have

$$T(\Phi)(S_{t+1}) = \int Q(s, S_{t+1}) d\Phi$$

For $J_{t+1} = 0$ we have

$$T(\Phi)(R_{t+1} \times Z_{t+1} \times E \times \{0\}) = \sum_{j=1}^J \left\{ \begin{array}{ll} \sum_{\eta_{t+1} \in E_{t+1}} (1 - \alpha_j) \Gamma(\eta_{t+1} | \eta) & \text{if } j + 1 \in J_{t+1}, \\ a_{t+1}(a, h, \eta, j) \in R_{t+1}, & \\ h_{t+1}(a, h, \eta, j) \in Z' & \\ 0 & \text{else} \end{array} \right\}$$

Where $T(\Phi)(R_{t+1} \times Z_{t+1} \times E \times \{0\})$ describes the stationary distribution for the first generation of households, as implied by the net bequests and earnings shocks transmission matrix $\Gamma(\eta_{t+1} | \eta)$.

4 Calibration

We calibrate a first steady state economy to 1991 Italian data. We then introduce two exogenous shocks and compute a 20 years transition from the initial to the final equilibrium. The exogenous shocks that we consider are demographic change and the slowdown in total factor productivity (TFP). We mimic the demographic change by considering both the composition of the population by age and the survival probabilities for each year of the transition. These data are both taken from Istat. We then consider a total factor productivity slowdown comparable to that found in the data (see Hayashi and Prescott (2002) and Bassanetti, Rondinelli, and Scoccianti (2012), for an application to the Italian case). In particular, the Italian economy has been recording TFP growth rates of roughly 2 percent a year up to the beginning of the 90's, to then progressively slow down and reach even negative growth during the recent crisis at the end of the 2000's. In the model we take an average of zero TFP growth over the last two decades.

The transition will be computed twice: the first time leaving house prices constant, the second time including the observed increase in house prices. The welfare comparison between these two equilibrium paths is carried out using *ex-ante* conditional expected lifetime utility as welfare criterion. As in Conesa, Kitao, and Krueger (2009), this social welfare function can be decomposed into gains/losses that are due to changes in aggregate level of consumption and gains/losses which derive from changes in the degree of insurance, i.e. the degree to which the new consumption path is more or less volatile with respect to the previous one. We also look at the cross-sectional welfare implications, exploiting the heterogeneity of the model. In particular, welfare will be conditional on three age groups (young, middle-aged and retirees) and three different initial productivity levels, which, due to the high degree of persistency in the earning-shocks matrix, can be considered as a good proxy for life-time earnings.

Table 1 shows the benchmark parameters for the economy, which are chosen partly on the basis of microeconomic evidence and partly so that the stationary equilibrium for the economy matches selected long-run averages of Italian data.

4.1 Demographics

The model's period is one year. Households enter the labor market at age 25. We set the retirement age at 63. Workers die with certainty at age 95. Survival rates of total population are taken, for each year, from Istat.

4.2 Discount factor and interest rate

We set the discount factor β to match the 1995 Italian's aggregate wealth to income ratio of 6.2² Interest rates on mortgages are set equal to the endogenous risk-free interest rates plus a 2 percent markup in both economies.

²Italian net wealth to disposable income ratio have been increasing from 6.14 in 1995 to 8.26 in 2009 (see Alivernini and Di Iasio (2011)).

Table 1: Calibration Parameters

PARAMETERS	VALUE
Demographics	
α_j survival probabilities	from Istat
Technology	
α capital share in National Income	0.28
δ depreciation rate of capital	0.10
δ^h housing depreciation	0.0327
δ^f renting depreciation	0.0327
Government policy	
τ social security tax	0.195
P social security replacement rate	0.58
τ_e estate tax rate	100%
Housing market	
θ down payment	40%
ρ_1 housing selling transaction cost	6%
ρ_2 housing buying transaction cost	17%
h^{\min} minimum house size	10% of E(w)
Preferences	
σ risk aversion coefficient	6
γ weight of non-housing	0.65
β discount factor	0.9635

4.3 Income process

The logarithm of the income process z_{it} is specified as an AR(1):

$$z_{it} = \rho z_{it-1} + \eta_{it}$$

Table 2: Earnings distribution

Earnings	Gini (2000)	1st	2nd	3rd	4th	5th
Italian data	0.557	-0.001	1.34	12.47	27.58	58.60
Model	0.555	0.00	3.49	11.59	23.96	60.94

with persistency parameter ρ , where $\eta_{it} \sim N(0, \sigma_\eta^2)$. ϵ_{it} is an i.i.d. normal with zero mean and σ_ϵ^2 . We calibrate the deterministic age profile for the income process using data from the SHIW. The stochastic components η_{it} and ϵ_{it} are both estimated using panel data from the SHIW. Using Tauchen (1986)'s method, we approximate the continuous AR(1) processes with a twelve-states Markov chain³. Below are the supports for the AR(1) discretized earnings shocks:

$$E^{AR(1)} = \left\{ \begin{array}{l} 0.105, 0.145, 0.201, 0.279, 0.386, 0.535, \\ 0.742, 1.028, 1.425, 1.974, 2.735, 3.790 \end{array} \right\} \quad (5)$$

where mean earnings are normalized to 1. In Table 2 we show how well the chosen earnings process approximates the Italian earnings distribution:

4.4 Preferences and Technology

The utility function is of the constant relative risk aversion class with a Cobb-Douglas aggregator between housing services and non-housing consumption. Housing services are assumed to be proportional to the housing stock, i.e. $g(s) = s$. The coefficient of risk aversion σ is set to 4, in the range of commonly used values in macro models.

$$u(c, s) = \frac{(c^\gamma s^{1-\gamma})^\sigma - 1}{1 - \sigma} \quad (6)$$

The Cobb-Douglas aggregator can be considered as a special case of the constant elasticity of substitution (CES) function when the elasticity of substitution parameter

³Further increasing the number of income states does not significantly affect results

is equal to zero. Fernandez-Villaverde and Krueger (2011) report that according to the literature that estimates the degree of elasticity of substitution between housing and non-housing consumption, zero is an empirically reasonable choice. We select a Cobb-Douglas production function $Y(K_t, L_t) = NK_t^\alpha L_t^\alpha$ as a representation of the technology that produces the final good. We normalize $N = 1$. We follow the construction of measures of output, capital and stock of houses from Díaz and Luengo-Prado (2010). We define capital as the sum of non-residential private fixed assets plus the stock of inventories plus consumer durables. Investment in capital is defined accordingly. H is private residential stock. Finally, we need a measure of output. Output is defined as GDP minus housing services. We follow Cooley and Prescott (1995) to calculate the capital share of the economy. We do not make any imputation to output for government owned capital since our focus is on privately held wealth. The implied share of capital in output α is 0.26.

4.5 Market Arrangements

The average replacement rate in the economy is fixed at 0.67, i.e. average retired households' income equals 67 percent of their working-age earnings. There are transaction costs attached to housing assets's purchases. We consider non-convex costs of adjustment in the housing market, which results in infrequent adjustment of the housing stock. Transactions costs on housing sales and purchases are set equal to respectively 5 percent and 12 percent⁴. If the change in the housing asset is smaller or equal than the depreciated part of it, no adjustment cost will be charged on the household. We set the down payment requirement θ (i.e. the share of the value of a house that cannot be borrowed and must be paid upfront by the buyer) to 30 percent. The depreciation rate of owner occupied housing δ^h is set to match the housing investment to housing stock ratio of 6.43 percent; the renting depreciation rate δ^f is set equal to δ^h , while the min-

⁴Those numbers are taken from the 2007 Global Property Guide. They are the sum of registration costs, real estate agent fees, legal fees and transfer taxes paid by foreigners on old properties purchases worth on average 250.000 euros.

imum house size is set to match an aggregate home-ownership rate of 80 percent. We set the depreciation rate of capital δ to match an investment-capital ratio of 10 percent. The parameter γ - the share of non-housing consumption in the utility function - was set at 0.7, in order to match the initial 1995 steady-state housing to disposable income ratio. This value is also consistent with housing expenditures being about 30 percent in the SHIW. The rental rate in the initial steady state economy is fixed according to the *no-arbitrage* condition outlined in Section 3.3.2; once the two unexpected shocks take place, the rental rate evolution is exogenously fixed to the house price increase so as to maintain fixed the housing price-rent ratio at its initial value.

5 Results

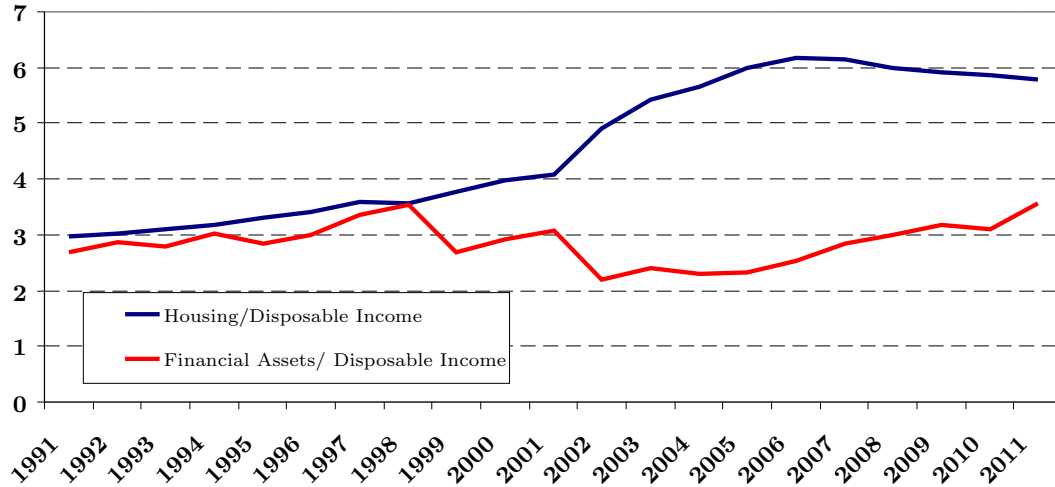
The model economy with the house price increase replicates well the dynamics through time of the main macro aggregates (Table 3 and Figure 3). We can also approximate the relative evolution of Italian's aggregate consumption and income over the last 20 years, which entailed a steep decline in the households saving rate, from roughly 26 percent of disposable income at the beginning of the 90's to half that level at the end of the years 2000's (see Bassanetti, Rondinelli, and Scoccianti (2012)).

Table 3: Aggregates

	Data-1995	Model-1995	Data-2010	Model-2010
Housing/Income	4	4	5.6	5.9
Financial Assets/Income	2.2	2.2	2.6	3.1

Ex-ante welfare changes are expressed in terms of consumption-equivalent variations between the economy with the rise in house prices and the benchmark economy with no property prices increase. We follow Floden (2001) and decompose the total welfare

Figure 3: Total housing and financial asset evolution through time



change in two components: the welfare gain (or loss) of increased consumption levels, i.e. the percentage increase in average consumption - both nondurable and housing services - between the two economies, and welfare gain (or loss) of reduced uncertainty, i.e. the fraction of average consumption that an individual would be willing to give up to avoid all the risk associated to earnings shock fluctuations. Welfare changes are calculated by age-cohort, *initial* shock level⁵ and home tenure choice. Tables 5,6 and 7 show welfare changes for the young cohort, the middle aged cohort and the retired cohort, respectively. In the tables below, *CEV* stands for consumption equivalent variation, *level effect* for welfare changes caused by increased consumption levels, i.e. the percentage change in average consumption, nondurable and housing services, between the two economies, and *uncertainty effect* for welfare changes due to reduced uncertainty. The sum of the welfare effects due to the level of consumption and the variability of consumption, equals the

⁵At each age we consider the mass of agents that have reached that age by starting their life-cycle at age 25 with the specified income shock. Thus middle-aged low-income households are households that have *started* their life cycle with a low earnings shock.

total consumption-equivalent welfare change, i.e. *CEV*.

5.1 The welfare effect of a prolonged increase in property market prices

We will focus on three different levels of income: poor, middle and rich. These levels correspond to the three income shocks included in the model and are very persistent along the life-cycle, according to the estimated Markov transition matrix. We thus consider them as a reasonable proxy for life-time income. Furthermore, we will report - for each income level - the welfare effects for three different cohorts: 30-year-old households; middle-aged households in their 40's; and over 65-year-old retirees. Our main finding is that at the aggregate level, a house price increase makes the welfare distribution more uneven (see Table 4). While poor renters loose out, middle and high income households, in particular the middle-aged cohorts, improve their wellbeing. In what follows we decompose the welfare effect by both cohort and income level.

Table 4: Welfare by cohort and income level

	young cohort	middle-aged cohort	retired cohort
Income Poor	-	-	-
Middle-Income	0	+	0
Income Rich	0	+	+

5.1.1 Welfare effects for the young cohort

We start by quantifying the welfare effect on young poor households. By assumption all agents in the model start their life as renters. Low-income households have insufficient resources to upgrade to homeownership, so that in equilibrium they remain renters for their entire life. A rise in housing prices translates for them into an increase in their

rental units' payments. This entails a decrease in their ex-ante welfare coming from two effects: a decrease in nondurable consumption needed to make up for the rise in the price of housing services, and an increase in the volatility of their life-time consumption path. This second effect stems from the lack of access to collateralized borrowing which reduces low-income households ability to smooth consumption when housing services become more expensive. The overall ex-ante welfare loss is rather large, and amounts to almost 9 per cent of their life-time equivalent consumption (see Table 5).

Table 5: Results: young-cohort households

	CEV	Level effect	Uncertainty effect
Low income	-0.0867	-0.0358	-0.0509
Middle income	-0.0062	-0.0194	0.0132
High income	0.0032	-0.0074	0.0106

We now consider young middle-income agents, who start their life as renters and are subsequently able to upgrade to home-ownership. The welfare effect of a house price increase is broadly neutral for them, thanks to a negative level effect that almost exactly compensate the gain due the reduction in the volatility of their consumption paths. While the decrease in nondurable consumption experienced by middle-income agents is similar to that of low-income households, the former are able to smooth much better their consumption thanks to a loosening of their collateral constraints, brought about by the housing asset appreciation.

Finally we analyze young rich households, who start their life as renters and very quickly upgrade to home-ownership. We don't observe a change in life-time welfare for this group of households. On the one hand, rich agents are unconstrained and thus don't borrow to become homeowners, so that they don't benefit much from the loosening of the borrowing limit which is induced by the collateral asset's appreciation. On the other hand, given their relatively high level of earnings, the reduction in nondurable

consumption caused by the increase in the price of housing services is negligible.

5.1.2 Welfare effects for the middle-aged cohort

What happens when agents are hit by the housing price increase when they are middle-aged? For low-income households the overall effect is still negative (see Table 6). They keep suffering from a negative income effect coupled with an increase in the volatility of their consumption path. But now the intensity of these two channels is reversed with respect to the young-cohort belonging to the same income class. In particular, while the reduction in their nondurable consumption is smaller, the increase in volatility is more intense. The former result follows from the fact that they are now richer in terms of earnings, as these rises deterministically with age, and thus suffer less from the negative income effect. On the other hand, the disruption in terms of volatility of their life-time consumption path increases, since they have a comparatively shorter expected life-time to smooth out any change in their consumption choices.

Table 6: Results: Middle-Aged Households

	CEV	Level effect	Uncertainty effect
Low income	-0.096	-0.018	-0.078
Middle income	0.009	-0.015	0.024
High income	0.017	0.015	0.002

Turning our focus on middle-income agents, we find that they now gain from the increase in prices, close to 1 percent of equivalent consumption. The difference with the middle-income young cohort, who experience no welfare change, is due to the fact that by age 40, the middle-income have already accumulated a substantial amount of housing assets. These residential properties will then generate capital gains to their owners once their price starts increasing. This positive wealth effect more than compensate the usual negative income one associated with rising property prices, which is still suffered by

those households who want to keep on upgrading their dwellings. Moreover, the middle-income still benefit from looser collateral constraints which reduce the volatility of their consumption path. Finally, high-income agents reap a benefit of almost 2 percent of equivalent consumption, thanks to a strong wealth effect on their accumulated housing assets.

5.1.3 Welfare effects for the cohort of retirees

We now turn our focus on the retirees cohort. For income-poor households we still observe a deterioration in their wellbeing, close to 5 percent of equivalent consumption (see Table 7), which is nonetheless smaller than for the low-income young and middle-aged cohorts. The main channel through which they are negatively affected remains that of an income loss due to the increase in their renting units' price.

Table 7: Results: Retired Households

	CEV	Level effect	Uncertainty effect
Low income	-0.048	-0.026	-0.022
Middle income	-0.008	-0.011	0.002
High income	0.013	0.001	0.013

Things are different for middle and high-income households. Upon retirement, the reduction in average income⁶ forces those households - that are majoritarily homeowners - to downsize their housing holdings. The impact on welfare of this downsizing dynamics depends on two competing forces. On the one hand, agents have to pay for their new, smaller housing holdings a higher price with respect to the no-price-increase benchmark case, thus suffering - everything else equal - a negative income effect. On the other hand, a sufficiently fast reduction in housing holdings could compensate for the former

⁶The pension replacement rate is calibrated to be only 67 per cent of life-time average wage, according to data.

negative effect, also helped by a 'reverse-mortgage' channel by which the old can access borrowing more easily to reduce their housing holdings. For middle-income agents, the negative 'price effect' almost exactly balance the positive 'downsizing speed' effect, so that the overall impact on welfare turns out to be nearly zero; high income households gain instead roughly 1 percentage point of equivalent consumption.

5.2 Sensitivity analysis

We have performed a sensitivity analysis with respect to the size of housing transaction costs and the tightness of the collateral constraint. First we have lowered both buying and selling housing transaction costs by 20 percent. Results show that welfare uniformly increases, for each age-cohort and level of permanent income, by half a percentage point of equivalent consumption. This finding is in line with our intuition that transaction costs are, *per se*, detrimental to welfare and reduce - *ceteris paribus* - consumers' well-being. We have then considered the effect of a loosening of the collateral constraint. This has been engineered through a 5 percent reduction in the exogenous share of the housing unit that agents must pay upfront to become homeowner. The welfare effect of such a change is again uniformly positive by half a percentage point of equivalent variation. This result confirms that, at least for reasonable values of the upfront payment, a small exogenous loosening of the collateral constraint helps households' to improve their consumption smoothing and their overall wellbeing.

6 Conclusion

We have built an heterogeneous agents, overlapping generations model with a housing and a financial asset, where mortgage debt is collateralized and markets are incomplete. Mimicking the Italian experience of the 1991-2010 period, we have studied the welfare effect of a 35 percent, exogenous increase in real house prices, comparable to the one experienced by the Italian economy over the same time span. We find that the in-

crease in housing prices affect consumers' wellbeing considerably. In particular, we find sizable welfare losses for earnings-poor renters who can't benefit from looser collateral constraints and are forced to reduce their nondurable consumption. Middle to high income households are broadly unaffected by the change when they face it at the beginning of their life-cycle. On the contrary, the middle-age cohort benefits from it thanks to quantitatively relevant wealth effects and to the increased consumption-smoothing opportunities that they enjoy from looser collateral constraints.

It would be interesting to apply the framework used in this paper to study the impact on households' welfare of a decline in house prices, as the one experienced in the current conjuncture. We leave that for future research.

7 Appendix

7.1 Computational procedure

Non-convex adjustment costs to housing expenditure and a minimum purchasing house size break the smoothness of the optimization problem: first-order conditions could not be used to simulate the model. We resorted instead to discretization of the state space and value function iteration, which is computationally costly but very robust. The upper bounds on the grids for financial assets and housing are chosen large enough so that they are not binding on the optimization problem.

The choice of housing stock and renting units is found by grid search, where the renting units grid includes choice points not included in the housing stock grid, because of the imposed minimum housing purchasing size. The choice of financial assets is found by one-dimensional optimization that doesn't use differentiability of the value function.

We use 600 points for financial assets grids and 50 points for the housing assets grid, which combined with a 12 states earnings Markov matrix makes for 360,000 possible states, for each age.

We solve for the steady state equilibrium as follows:

1. Guess r and use the equilibrium conditions in the factor markets to obtain w .
2. Solve for the value function in the last period of life, then solve recursively for all other ages.
3. Compute the associated stationary distribution of households Φ . To do that, We need to iterate on the stationary distribution to find the appropriate first period invariant distribution, given by the accidental bequests and first earning shock left over by people dying at all ages.
4. Given the stationary distribution and prices, compute factor inputs demand and supplies and check market clearing.
5. If all markets clear, We found an equilibrium. If not, go to step 1 and update r .

In order to solve for the whole transition path, we need to calculate first an initial

steady state, a final one and an initial guess for house prices. Then we proceed by *backward induction*, from the final steady state, to the first one, so that at time t , households have perfect foresight about their policy and prices at future times. In order for the transition to be complete from the first to the last steady state, a sufficient amount of periods must be chosen. In my calculations a 15 periods transition has proven enough to reach convergence. Finally, to recover the whole transitional equilibrium path, the policy functions can be used to integrate forward the measure of agents. If the initial guess for the path of house prices clear the housing market then stop, otherwise iterate on the procedure until convergence. All the programs needed for the model's computation were programmed in Fortran 95 and compiled in Intel Fortran to run on a four AMD Opteron-8354 Unix machine, with a total of 30 parallel cores.

References

- AIYAGARI, S. (1994): “Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving,” *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659–684.
- ALIVERNINI, A., AND G. DI IASIO (2011): “La ricchezza delle famiglie italiane,” *Supplementi al Bollettino Statistico*, 21(64).
- BASSANETTI, A., C. RONDINELLI, AND F. SCOCCIANI (2012): “The decline of the Italian saving rate,” *mimeo, Banca d’Italia*.
- CONESA, J., S. KITAO, AND D. KRUEGER (2009): “Taxing capital? Not a bad idea after all,” *American Economic Review*, 99(1), 25–48.
- COOLEY, T., AND E. PRESCOTT (1995): “Economic growth and business cycles,” *Frontiers of business cycle research*, pp. 1–38.
- DÍAZ, A., AND M. LUENGO-PRADO (2010): “The wealth distribution with durable goods,” *International Economic Review*, 51(1), 143–170.
- FERNANDEZ-VILLAYERDE, J., AND D. KRUEGER (2011): “Consumption and saving over the life cycle: How important are consumer durables?,” *Macroeconomic Dynamics*, 15(5), 725.
- FLODEN, M. (2001): “The effectiveness of government debt and transfers as insurance,” *Journal of Monetary Economics*, 48(1), 81–108.
- HAYASHI, F., AND E. PRESCOTT (2002): “The 1990s in Japan: A lost decade,” *Review of Economic Dynamics*, 5(1), 206–235.
- TAUCHEN, G. (1986): “Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions,” *Economic Letters*, 20, 177–181.

Figure 4: low income households - no price increase

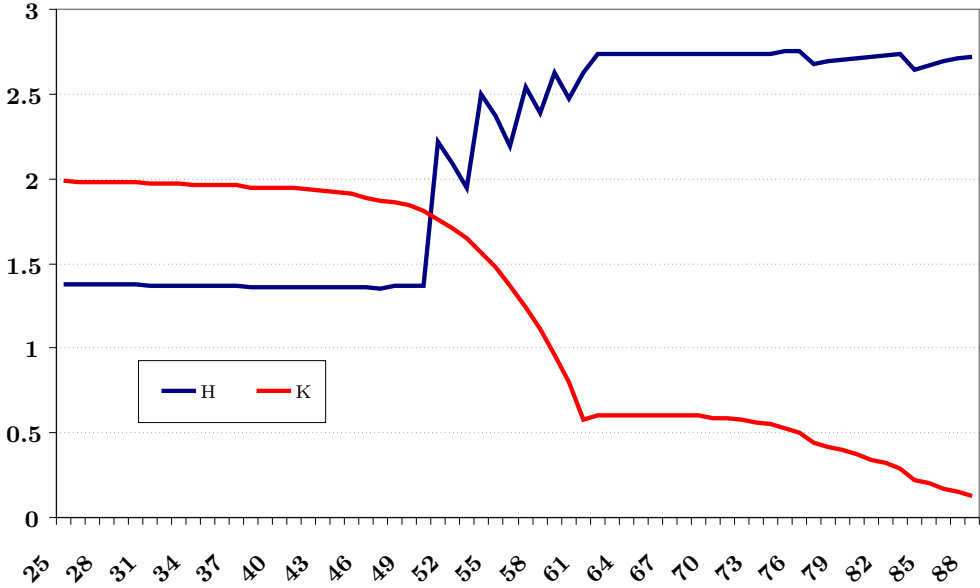


Figure 5: low income households - price increase

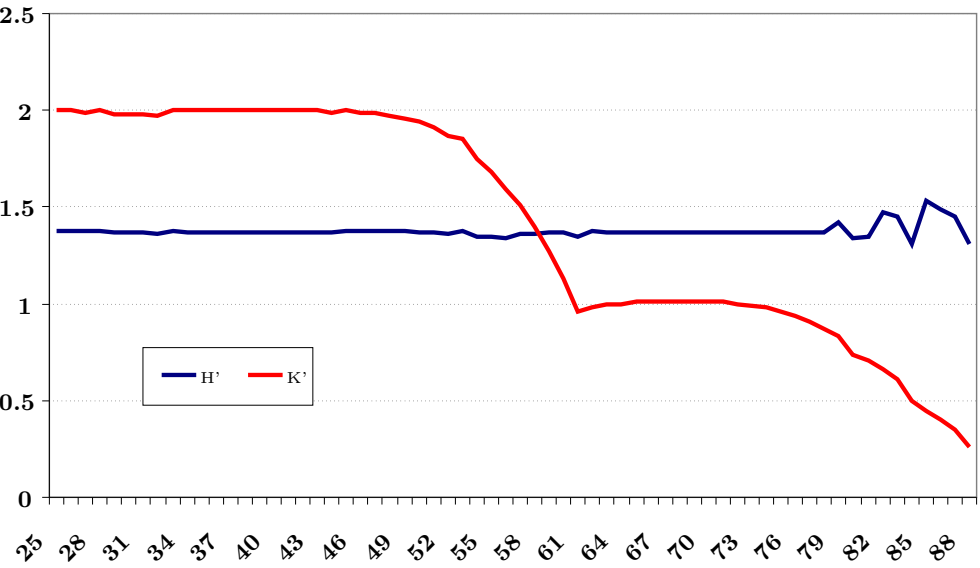


Figure 6: medium income households - no price increase

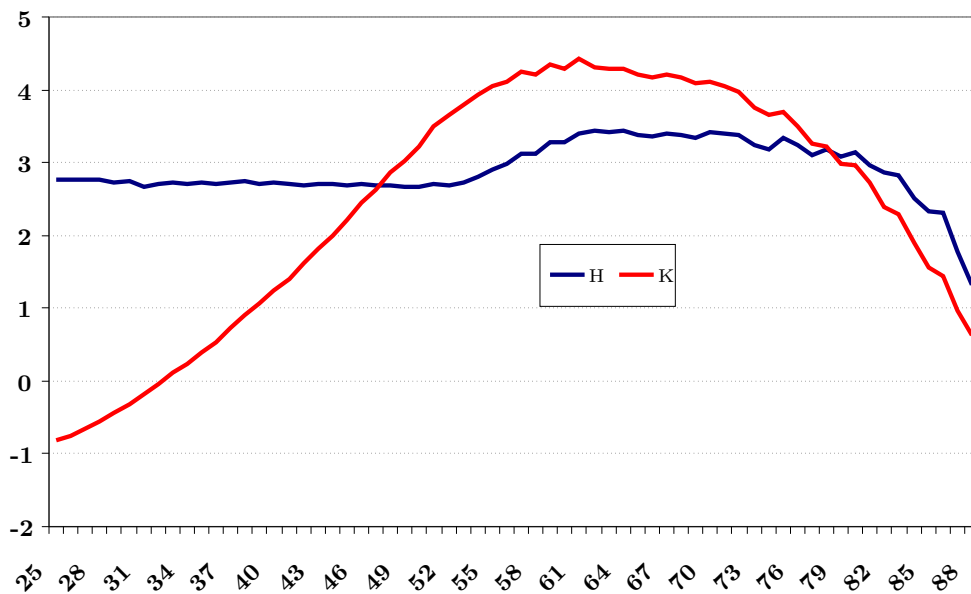


Figure 7: medium income households - price increase

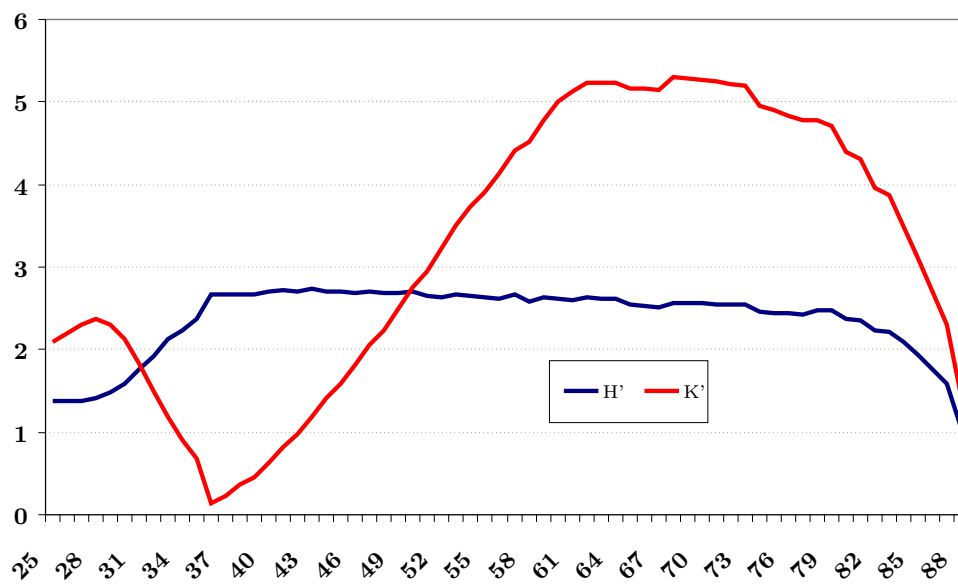


Figure 8: high income households - no price increase

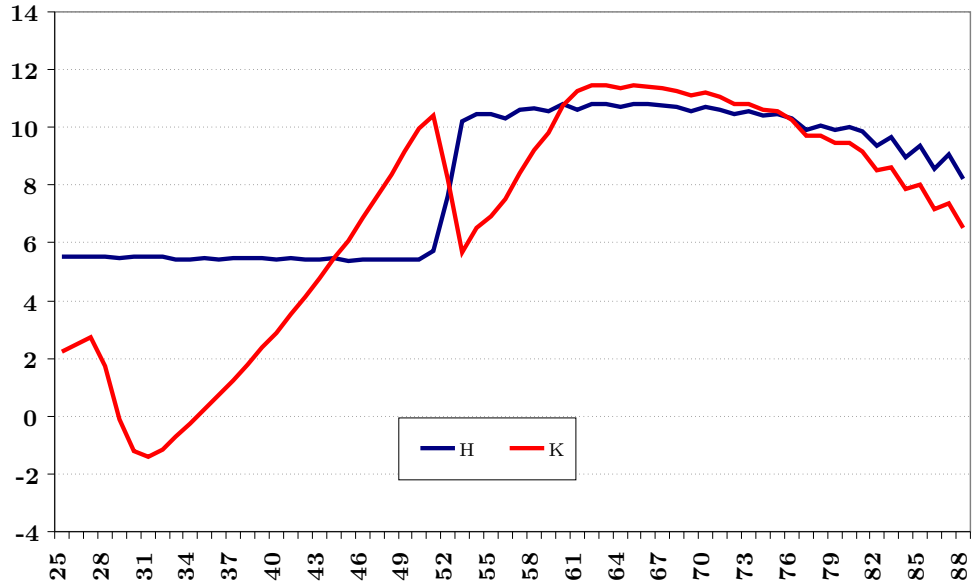


Figure 9: high income households - price increase

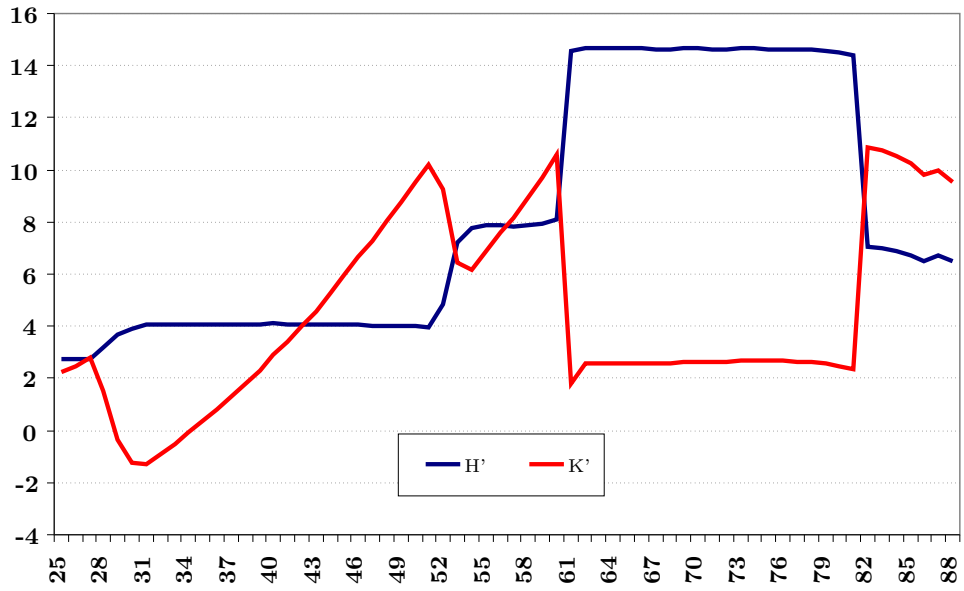


Figure 10: high income households - no price increase

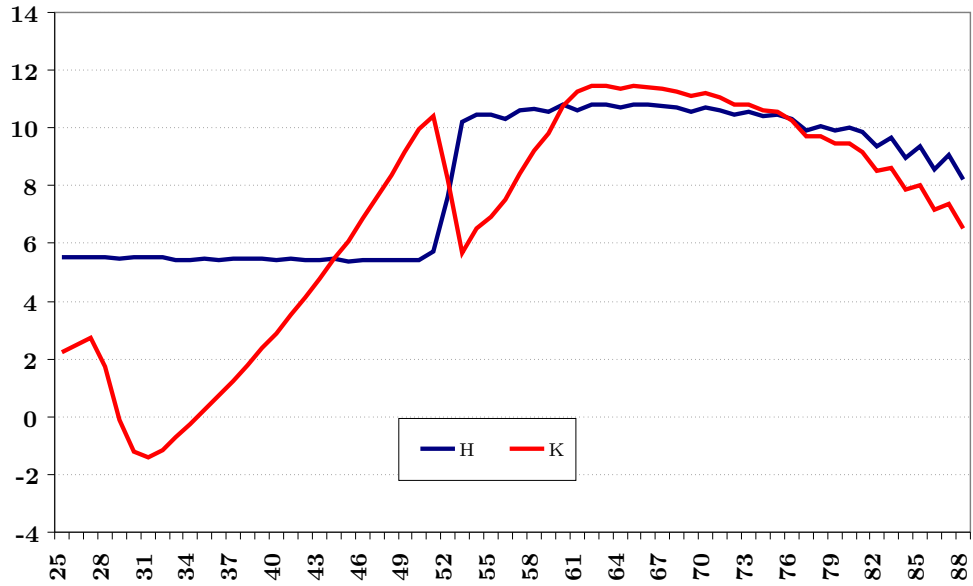
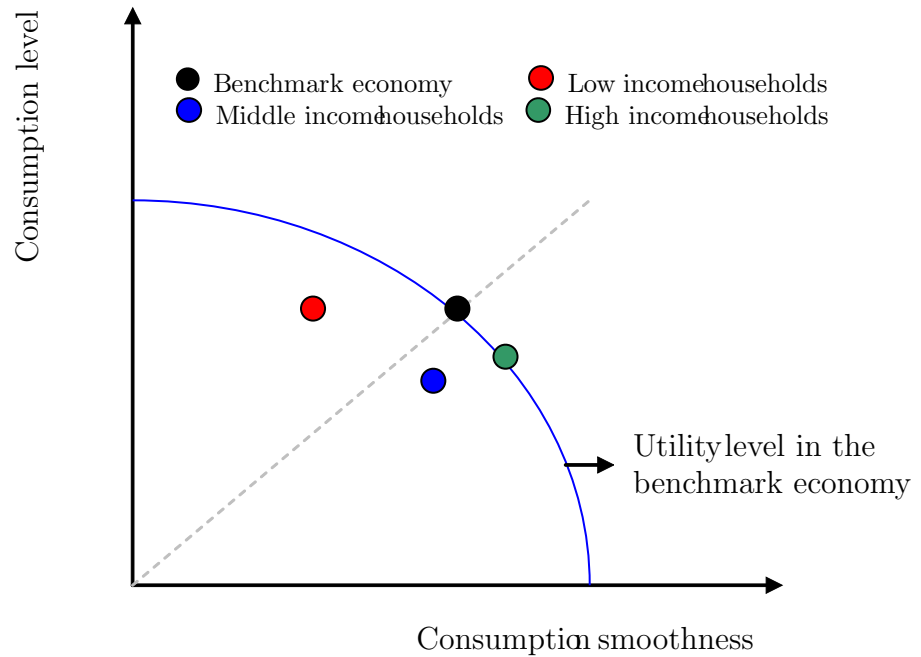


Figure 11: high income households - price increase



Paper
The Welfare Consequences of a Booming Property Market

Autori: A. Bassanetti, C. Rondinelli, F. Scoccianti
Discussant: V. Chiorazzo (ABI)¹

Il paper di Bassanetti, Rondinelli e Scoccianti (BRS) è molto stimolante. Non è un paper facile sotto il profilo tecnico e, come spesso accade nel caso dei modelli di equilibrio generale, non è del tutto agevole seguirne gli sviluppi formali, a meno di essere finì esperti del ramo. Il risultato principale a cui il lavoro giunge e cioè che in presenza di crescita prolungata dei prezzi reali delle abitazioni si mettono in moto considerevoli effetti redistributivi che peggiorano la distribuzione del reddito è, in linea di massima, molto condivisibile. Vi sono tuttavia almeno due fronti sui quali lo studio sollecita interrogativi: il primo è quello della sua contestualizzazione nell'ambito della letteratura sugli effetti ricchezza ed il secondo è quello specifico della struttura del modello utilizzato e di alcuni suoi snodi.

1. Contestualizzazione e letteratura di riferimento: il paper e gli effetti ricchezza

I risultati a cui BRS giungono vengono valutati in termini di consumption equivalent variation e scontano sempre l'operare di effetti ricchezza. Come BRS ben spiegano, la variazione di consumo equivalente è costituita da due componenti: (1) variazione del livello dei consumi; (2) variazione dello *smoothing* nel tempo del consumo stesso (maggiore lo *smoothing*, maggiore l'utilità); d'altra parte la variazione del livello risente: a) di un effetto reddito (di segno negativo: l'aumento dei prezzi comporta riduzione del consumo); b) effetto ricchezza (di segno positivo: l'aumento dei prezzi comporta aumento del consumo). La domanda che il lettore tende a porsi è se si trova di fronte ad un paper sugli effetti ricchezza (*housing wealth effects - HWE*). La risposta è probabilmente affermativa. Ma allora vi è da chiedersi come mai BRS non lo inquadrano in tale ambito di letteratura: manca nel paper una specifica sezione di *Literature Review*, né si dà conto di come i risultati ottenuti si rapportano alla letteratura di riferimento e della misura in cui il lavoro contribuisce alla letteratura medesima.

Il dibattito sugli effetti ricchezza offre indicazioni teoriche ed empiriche non univoche. Qui, una sua rapida rivisitazione può forse contribuire a tracciare un ponte

¹ Pierluigi Morelli, dell'Ufficio Studi ABI, ha letto e commentato con me il paper, in una sorta di co-discussion. Lo ringrazio per la disponibilità e resto il solo responsabile dei limiti nei commenti offerti.

tra alcuni dei suoi approdi ed il contributo di BRS. La teoria riconosce l'esistenza di differenze tra tipi di asset (e quindi di possibili effetti diversi) e che gli effetti HWE sono più problematici da valutare. La ricchezza finanziaria, più liquida o più facilmente liquidabile, dovrebbe prestarsi di più ad essere utilizzata per smussare i consumi nel tempo. D'altra parte, essa è più concentrata di quella reale e quindi l'incremento di valore favorisce soprattutto soggetti ricchi, con propensione al consumo inferiore, per cui anche se per ciascun individuo l'effetto ricchezza finanziaria sui consumi è maggiore dell'effetto ricchezza abitativa, in aggregato la situazione si inverte perché nel caso di aumento della ricchezza finanziaria, ad essere beneficiati sono soprattutto famiglie con propensione al consumo più bassa. Un secondo aspetto di rilievo è che gli incrementi di valore della ricchezza finanziaria vengono generalmente percepiti come meno permanenti e quindi in linea teorica dovrebbero stimolare meno il consumo rispetto agli incrementi di valore degli immobili.

La differenza fondamentale tra ricchezza finanziaria e ricchezza abitativa sta nel fatto che la seconda viene anche consumata (servizi abitativi), quindi fornisce utilità per sé. Quando il prezzo delle abitazioni aumenta, cresce il valore delle abitazioni possedute, ma cresce anche il prezzo del servizio abitativo. L'effetto sul consumo aggregato non è quindi chiaro: chi detiene più housing di quanto ne consuma durante la vita (long housing) guadagna da un aumento dei prezzi delle case ed incrementa gli altri consumi; ma chi è short housing (affittuari) perde e deve ridurre i consumi diversi dai servizi abitativi perché questi ultimi costano di più. Questa linea argomentativa ha portato W. Buiter (2008) a sostenere che "*housing wealth is not wealth*", essendo il prezzo della casa semplicemente il valore attuale di tutti i servizi abitativi futuri, tal che l'effetto aggregato netto di un aumento del prezzo delle abitazioni può essere positivo, ma dipende essenzialmente da aspetti distributivi e dalle imperfezioni dei mercati (es. vincoli di credito). Opinione analoga è stata espressa da Sinai and Souleles (2005) per i quali in punto di teoria gli effetti aggregati dell'*housing wealth* sui consumi sono da considerare trascurabili.

L'incertezza della teoria e le ampie fluttuazioni dei prezzi degli asset sia mobiliari che immobiliari hanno stimolato un'ampia messe di verifiche empiriche, effettuate con diversi approcci metodologici, e che in generale fino alla metà degli anni 2000 hanno concluso, soprattutto per gli Stati Uniti ed i paesi anglosassoni, che

gli effetti ricchezza sui consumi: a) esistono e sono rilevanti; b) sono più significativi nel caso di ricchezza reale che di ricchezza finanziaria (il modello econometrico della FED ingloba, per esempio, questa differenza).

Particolarmente influente, sotto il profilo dell'analisi empirica, è stato il lavoro di Case, Quiley and Shiller (2005) che hanno trovato risultati positivi e maggiori nel caso di incremento del prezzo delle abitazioni rispetto al prezzo dei valori mobiliari (azionari).

La saggezza convenzionale è stata messa in discussione, tuttavia, oltre che dai contributi di modelli teorici come quello di Buiter (2008) e Sinai and Souleles (2005), già ricordati, da alcune verifiche empiriche. In particolare, Calomiris et al (2009) mette in evidenza il problema della simultaneità sottolineando come *“existing empirical works fail to control for the fact that changes in housing wealth may be correlated with changes in expected permanent income, biasing the resulting estimates. Once we control for the endogeneity bias resulting from the correlation between housing wealth and permanent income, we find that housing wealth has a small and insignificant effect on consumption”*. D'altra parte, Attanasio et al. (2009), sottolineano per lo UK lo stesso problema evidenziando come nei modelli tradizionali l'effetto ricchezza da housing è positivo anche per le famiglie affittuarie, cosa impossibile essendo esse colpite dall'aumento dei prezzi. In effetti, essi spiegano, il comovimento si registra ed è simultaneo perché l'aumento dei prezzi delle case viene percepito come segnale di un miglioramento delle prospettive economiche il che spinge anche i consumi. A confermare quanto il tema sia ben lungi dall'aver raggiunto risultati univoci arriva il recentissimo “pentimento” di Calomiris (2012) il quale scrive *“In contrast to Calomiris, et al. (2009) – which was based on less-reliable data – we find evidence of a large average housing wealth effect during our sample period”*.

Quel che rileva ai nostri fini, però, è che i risultati di Calomiris (2012) dipendono da: (1) composizione della ricchezza (2) struttura per età popolazione (3) proporzione di individui poveri. In particolare gli HWE sono maggiori quanto maggiore è la quota di giovani e anziani, quanto maggiore è il tasso di povertà e quanto maggiore è la quota di ricchezza reale rispetto a quella finanziaria. Ecco dunque che il paper di Calomiris tocca molti dei profili messi in luce nel paper BRS

a conferma che analisi basate su dati micro e capaci di distinguere tra età, livelli di reddito/ricchezza, fase del ciclo di vita sono preziose.

Tornando al lavoro paper di BRS, in definitiva esso dà conto degli effetti di un incremento della housing wealth su 9 sottogruppi di famiglie/individui distinti per tre classi di età e tre classi di reddito, ma non riporta una sintesi per il totale della popolazione. Se si osasse aggregare i risultati di BRS utilizzando come pesi per i 9 gruppi le risultanze dell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia del 2010 risulterebbe che a livello aggregato un incremento dei prezzi degli immobili come quello studiato (+35% circa) determina una contrazione dei consumi pari a 4 decimi di punto, un effetto quindi negativo seppur limitato. Questo è un risultato importante perché tendenzialmente in contrasto sia con le evidenze empiriche generali, prima menzionate, sia più specificamente con le evidenze disponibili sul nostro Paese.

Uno dei lavori empirici sull'Italia è di Bassanetti-Zollino (2008) e trova effetti ricchezza positivi, con gli HWE inferiori ai *financial wealth effects*. Sempre sull'Italia indicazioni non dissimili si traggono dal lavoro di De Bonis-Silvestrini (2011), dedicato più in generale ai paesi Ocse, per i quali l'effetto è pure positivo e maggiore nel caso della ricchezza abitativa. Particolarmente importante, sempre per l'Italia, è poi, ai nostri fini, il lavoro di Guiso, Paiella e Visco (2005) perché utilizza la stessa banca dati micro utilizzata da BRS. Secondo Guiso, Paiella e Visco un aumento del 30% del prezzo delle case determina, a seconda della specificazione econometria utilizzata, maggiori consumi per 7-9 punti percentuali per i possessori di case (significativo al 99%) e minori consumi tra l'8 e il 18% per gli affittuari (stima in questo caso poco significativa); nel complesso un aumento del 30% dei prezzi delle case risulta in un aumento dei consumi del totale delle famiglie intorno al 2% a fronte della citata leggera riduzione che verrebbe fuori aggregando i risultati di BRS. Perché questa differenza?

2. Struttura del modello e risultati: alcuni interrogativi

Uno degli interrogativi specifici che il paper solleva è attraverso quali canali e con quale forza l'effetto ricchezza influenza il livello dei consumi, oltre al canale di allentamento dei vincoli di credito. Vi è da chiedersi, in particolare, perché nel modello di BRS un possessore di case subisce un effetto reddito negativo quando

aumenta il prezzo delle case. E di che dimensione è questo effetto. Si fa un po' fatica a rintracciare nel modello proposto la relazione che lega consumo e crescita del valore reale delle case; ci sono solo enunciazioni di tale legame a commento dei risultati. Dall'analisi delle formule (in particolare di quella sul costo di transazione relativo alla compravendita della casa) e dal commento ai risultati sembra di capire che l'effetto negativo verrebbe dalla necessità di upgrading delle abitazioni. Gli autori scrivono: *"usual negative income (effect) associated with rising property prices, which is still suffered by those households who want to keep on upgrading their dwellings."* Ma che significa "migliorare le proprie abitazioni"? Significa fare lavori di ristrutturazione e manutenzione? E se di questo si tratta perché l'aumento del prezzo delle case dovrebbe traslare per intero sul costo di ristrutturazione?

Dai dati Istat sui consumi delle famiglie risulta, per esempio, come tra il 2000 e il 2007 il deflatore dei fitti effettivi sia aumentato in termini reali del 24,3% (valore non dissimile dalla crescita dei prezzi delle case), mentre il deflatore delle manutenzioni e riparazioni delle abitazioni sia aumentato, sempre in termini reali, del 4,7%. Dunque, non sembrerebbe esservi un legame forte tra l'andamento del prezzo degli immobili e l'andamento del costo delle ristrutturazioni. E allora, l'upgrading è stato modellato su una ipotesi sbagliata? Gli autori hanno in mente un altro concetto di upgrading? Se fosse vera la prima ipotesi, una corretta modellizzazione dei costi di manutenzione potrebbe cambiare i risultati; se fosse vera la seconda sarebbe necessario chiarire meglio cosa si intende per upgrading e come esso sia influenzato negativamente dalla rivalutazione degli immobili.

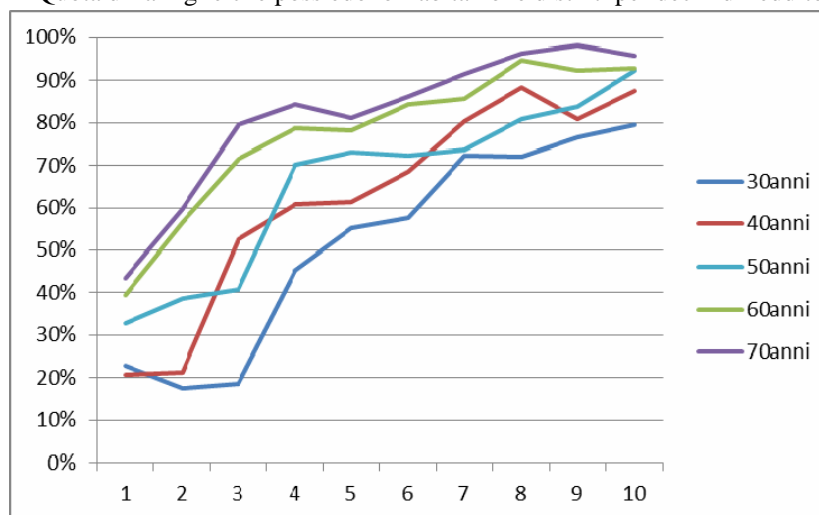
Un secondo aspetto è quello relativo alla capacità del modello di replicare, nella *baseline*, la storia del ventennio posto sotto osservazione, capacità che gli autori giudicano elevata. In realtà, dai dati presentati nel grafico 3 del paper sembrerebbe che il modello preveda nella fase finale del ventennio una stazionarietà o una leggera diminuzione del rapporto ricchezza reale/reddito ed un sostenuto aumento nel rapporto attività finanziarie nette/reddito mentre i dati di Banca d'Italia (2012) segnalano andamenti in parte opposti (nel quinquennio 2005-10 il rapporto ricchezza reale/reddito è aumentato da 4,5 a 5,6 volte il reddito disponibile mentre il rapporto ricchezza finanziaria/reddito è diminuito da 3,4 a 2,6).

Ma molto più importante di questo aspetto, è il fatto che se il modello vuole dare conto degli aspetti distributivi di un aumento dei prezzi degli immobili, deve intanto mostrare di avere una buona capacità di replicare correttamente non solo la dinamica generale dell'economia italiana, ma soprattutto dei segmenti di popolazione che si vogliono studiare. Se si riportano, come si fa nel paper, i risultati in termini di welfare per nove categorie di famiglie (incrocio di tre livelli di reddito e tre coorti di età) bisognerebbe mostrare che il modello replica bene il comportamento di quelle categorie; in particolare, dato il tema del paper, si dovrebbe mostrare che il modello replica bene, per quei segmenti, la percentuale di possesso di case di proprietà.

Nel suggerire di dar conto di tale capacità, si segnalano i risultati del grafico 1, elaborato con i dati dell'indagine sui bilanci delle famiglie di Banca d'Italia sul 2010. Il grafico mostra che il 20% dei trentenni del 1°decile (definizione di povero stringente) possiede una casa; si arriva al 33% per i quarantenni e fino al 44% per i sessantenni (al decile superiore la progressione si fa più intensa: dal 20% fino ai 40 anni fino al 60% e oltre per le età più anziane). Ora, è vero che trattasi di dati riferiti ad un certo istante di tempo, mentre il paper segue una logica di coorte, per cui il 60% di anziani poveri che possiedono oggi una casa potrebbero essere stati meno poveri nel corso della loro vita lavorativa, ma qui si entra in conflitto con un'altra caratteristica del modello: i cambi di status sono poco frequenti e se si nasce poveri, poveri si muore.

Grafico 1

Quota di famiglie che possiedono l'abitazione distinti per decili di reddito ed età.



Fonte: ns elaborazioni su dati Banca d'Italia (Indagine sui bilanci delle famiglie, 2010)

Oltre a quelli fin qui menzionati, il paper sollecita una serie di altre osservazioni, forse minori. Non è del tutto chiara quale sia l'unità di analisi: nel paper si parla indifferentemente di individuals e di households. E se l'unità di analisi è la famiglia è previsto che la composizione della stessa impatti sulle scelte di consumo ma soprattutto sulle caratteristiche dell'abitazione? E ancora: esiste la possibilità di famiglie plurireddito e, in questo caso, gli shock reddituali sono indipendenti l'uno dall'altro?

Un'ultima osservazione riguarda i test di robustezza. BRS effettuano un esercizio dal quale emerge che in caso di riduzione di 5 p.p. dell'*upfront* si avrebbe un miglioramento uniforme del welfare per mezzo punto percentuale. Gli autori concludono "*This result confirms that, at least for reasonable values of the upfront payment, a small exogenous loosening of the collateral constraint helps households' consumption smoothing and thus their overall wellbeing.*" Ci si deve chiedere se vi sia nel modello un meccanismo che impedisce l'eccesso di indebitamento. In altre parole, con *upfront* pari a zero cosa limita la famiglia a indebitarsi per l'intero ammontare della garanzia reale? E, inoltre, il miglioramento del welfare dei consumatori aumenta proporzionalmente alla riduzione dell'*upfront* (3% di consumi in più con *upfront* a zero?). In altri termini, se il vincolo all'indebitamento fosse stato espresso come impossibilità di superare una certa percentuale del rapporto rata/reddito (in genere il 30%), allora anche in presenza di *upfront* pari a zero il vincolo all'indebitamento avrebbe operato; al contrario, così come è espresso, non sembra che vi sia alcuna barriera al (sovra)indebitamento.

3. Conclusioni

In conclusione, il paper è molto stimolante e merita attenzione. Per come è ora presentato, il suo principale risultato (l'aumento persistente dei prezzi delle abitazioni ha significativi effetti di welfare) non appare particolarmente innovativo, ma ciò è perché il paper non lo contestualizza nell'ambito della letteratura sugli effetti ricchezza come forse sarebbe utile fare. Se i risultati venissero contestualizzati probabilmente emergerebbero come non del tutto conformi alle evidenze empiriche finora disponibili per l'Italia e perciò interessanti. Ma anche plausibili? Per dirlo occorrono approfondimenti: un'attenzione particolare richiede l'analisi di come la *baseline* replica la storia per le nove figure tipo individuate e di

come gli effetti degli shock si differenziano tra affittuari e proprietari, distinzione ben presente in altri lavori sugli effetti dell'incremento di ricchezza immobiliare sui consumi. In sintesi, il paper è ottimo *food for thoughts*, pur essendo fortemente imperniato su ipotesi estreme che alle volte astraggono molto dalla realtà; agli autori va dunque l'incoraggiamento che viene anche dal ricordare quel che diceva l'insigne analista: *niente sarebbe più inutile di una mappa con scala 1:1*.

Riferimenti bibliografici

Attanasio et al (2009) "Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations," *Economica*, 76, 20-50.

Banca d'Italia (2012), I bilanci delle famiglie italiane nel 2010.

Bassanetti, Zollino (2008) The Effects of Housing and Financial Wealth on Personal Consumption: Aggregate Evidence for Italian Households, Temi di discussione, Banca d'Italia.

Buiter, W. (2008) "Housing Wealth isn't Wealth," NBER Working Paper 14204.

Calomiris et. Al (2009) "The (Mythical?) Housing Wealth Effect," NBER Working Paper 15075.

Calomiris et al. (2012). "The Housing Wealth Effect: The Crucial Roles of Demographics, Wealth Distribution and Wealth Shares, NBER Working Papers 17740

Case, K., J. Quigley and R. Shiller (2005) "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics*, 5, pp. 1-34.

De Bonis R., Silvestrini A. (2011), The effects of financial and real wealth on consumption: new evidence from OECD countries), Temi di discussione, Banca d'Italia.

Guiso, Paiella, Visco (2005), Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from Italian households' behavior, Temi di discussione , Banca d'Italia

Sinai, T. and N. Souleles (2005) "Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Risk," *Quarterly Journal of Economics*, 120, 763-789.

TASSAZIONE DELLE ABITAZIONI E MERCATO DEGLI AFFITTI

Salvatore Chiri^{*}, Fabrizio Borselli^{*}, Alessandro Buoncompagni^{*} e Stefano Manestra^{*}

^{*} Banca d'Italia, Servizio Rapporti fiscali.

1. Introduzione¹

In Italia le esigenze abitative delle famiglie e degli individui sono largamente insoddisfatte a causa di una circolazione del patrimonio abitativo e di un'offerta di case in affitto insufficienti.

La carenza di case in affitto è dovuta anche all'oneroso trattamento fiscale che colpisce l'investimento immobiliare, sia quello messo a frutto, sia quello destinato alla rivendita dopo un periodo di utilizzo, riducendone il rendimento atteso.

Viceversa, le forti attenuazioni dell'imposizione fiscale riservate all'abitazione principale di proprietà ne hanno facilitato la diffusione, assecondando preferenze individuali che si sono radicate nel tempo.

La diffusione dell'abitazione di proprietà da un lato genera esternalità positive in termini di presidio privato del territorio e di ordine pubblico, solidarietà locale e stabilità sociale, dall'altro limita la mobilità del lavoro, come è stato empiricamente riscontrato anche in altri paesi confrontando la frequenza dei cambi di residenza di chi possiede la casa d'abitazione rispetto a chi è in affitto.² Il sistema fiscale del nostro paese non contrasta questo elemento di inefficienza economica, anzi contribuisce ad acuirlo. Infatti la mobilità dei lavoratori sul territorio è frenata non solo dalla scarsa offerta di locazioni, ma anche dal costo delle tasse che gravano sul trasferimento della proprietà immobiliare e dal fatto che un contribuente che si trasferisce per motivi di lavoro prendendo in affitto un'abitazione nel luogo di arrivo e dando in affitto l'abitazione di cui egli è eventualmente proprietario nel luogo di partenza, subisce un netto aggravio fiscale.

Al di là dei trasferimenti di residenza, le famiglie sono molto restie anche a cambiare tipologia di abitazione nello stesso luogo di residenza. Le abitazioni possedute da chi vi abita non sono messe sul mercato se non raramente per motivi affettivi e d'altro genere, ma anche perché, quando il compratore non ne fa la propria abitazione principale,³ le imposte sui trasferimenti riducono sensibilmente per le parti la convenienza economica della transazione. La compravendita di abitazioni, disincentivate dai costi fiscali, di notariato e di agenzia non segue le esigenze del ciclo di vita degli individui e delle famiglie.

Tutto questo pone seri problemi di equità e di efficienza e probabilmente rallenta la crescita (anche) per un canale autonomo.

La questione equitativa nasce soprattutto dal fatto che la carenza di abitazioni in affitto e la speculare diffusione della proprietà della casa in cui si abita di fatto penalizzano le classi meno abbienti, che più spesso ricorrono all'affitto per assenza di alternative. Questo pro-

¹ Gli autori desiderano ringraziare G. Guerrieri, E. Romagnano, E. Pisano, E. Zangari e i partecipanti al seminario del 20 novembre 2012 tenuto in Banca d'Italia. Errori o imprecisioni sono da attribuire esclusivamente agli autori. Le opinioni espresse non impegnano l'Istituzione di appartenenza. Benché frutto del comune impegno, i paragrafi 1, 4 e 5 sono stati redatti da S. Chiri; 2.1, 2.5.1 e 2.5.2 da F. Borselli; 2.2 e 2.3 da A. Buoncompagni; 2.4, 2.5.3 e 3 da S. Manestra.

² La probabilità di cambiare residenza per un individuo che vive in un'abitazione propria è stata stimata (BCE, 2003) nel 9-13 per cento più bassa (a seconda che il soggetto abbia o meno un mutuo da estinguere) rispetto a un soggetto che vive in affitto. A conferma di questo fenomeno, in Italia la percentuale di famiglie che ha cambiato residenza negli ultimi 2 anni è stata del 9 per cento (OCSE, 2011), appena superiore all'analoga percentuale della Spagna (circa 8), ma inferiore a quelle di Germania (10,6), Gran Bretagna (14,4) e Francia (17,3).

³ Nel seguito i concetti di "abitazione principale" e di "prima casa" sono utilizzati indifferentemente, benché il primo termine si riferisca alla dimora abituale e il secondo all'oggetto di agevolazioni fiscali cui si accede se non si possiedono altri immobili nello stesso Comune, ovvero altrove se acquistati coi medesimi benefici.

blema non è significativamente attenuato dall'offerta di case di proprietà pubblica, anzi l'offerta di edilizia sociale è divenuta nel tempo sempre più marginale.⁴

In termini di efficienza economica si consideri che i richiamati effetti negativi connessi alla riduzione della mobilità del lavoro - e al conseguente innalzamento della componente da *mismatch* del tasso "naturale" di disoccupazione - sono tanto maggiori oggi che il mercato del lavoro offre occupazioni molto meno stabili e che i percorsi professionali e formativi sono divenuti più complessi e diversificati.

Circa la crescita, va osservato che le dinamiche sociali che si esprimono nella ricerca di un'occupazione e nella formazione di una famiglia, piuttosto che essere accelerate rispetto a come potrebbero essere dalle agevolazioni per l'acquisto della prima casa, potrebbero essere rallentate proprio dalle difficoltà incontrate dai più giovani nel trovare abitazioni in affitto a condizioni accettabili, poiché l'acquisto di una prima casa viene temporalmente solo dopo la ricerca di un'abitazione in affitto, presupponendo un minimo di accumulo di risparmi e il raggiungimento di una certa stabilità del reddito. Dinamiche sociali rallentate possono ridurre l'offerta di lavoro aggregata. Inoltre, poiché il rinvio nel tempo delle tipiche spese delle famiglie in formazione (per es. in beni durevoli) probabilmente non è compensato dalla maggiore spesa in altri beni e servizi tipicamente consumati dai *single* che abitano con la famiglia di provenienza, questo potrebbe rappresentare un ulteriore canale autonomo di influenza negativa sulla domanda aggregata.

Sebbene in un'ottica di lungo periodo in tutta l'Europa occidentale sia cresciuta la quota di abitazioni possedute da chi vi abita, in Italia questo fenomeno ha assunto proporzioni anomale. Secondo i dati censuari dell'Istat, in circa 40 anni la quota di abitazioni affittate si è ben più che dimezzata rispetto al 40% circa del 1971. In questo periodo sono state ritirate dal mercato dell'affitto circa 2 milioni e mezzo di abitazioni, poi in piccola parte rimpiazzate da nuova offerta.

Assecondare l'aspirazione del ceto medio alla proprietà dell'abitazione è stato verosimilmente ritenuto politicamente proficuo e socialmente desiderabile - non solo per le externalità positive di vicinato stabile già richiamate - anche se costoso in termini di gettito pubblico, ciò che ha contribuito a spostare il peso della tassazione immobiliare sulle altre abitazioni, ritenute, a torto o a ragione, fonte di rendite semi-parassitarie. Allo stesso tempo i governi hanno tentato di porre rimedio agli squilibri più gravi. In Italia, dove la rarefazione degli affitti è stata più forte anche a causa della legge sull'equo canone del 1978, che ha ridotto eccessivamente i diritti dei proprietari, l'intervento pubblico è consistito dapprima nella revisione dello stesso provvedimento (con la legge 359 del 1992, istitutiva dei cosiddetti "patti in deroga"), quindi nella riforma organica del 1998 (legge 431), seguita da una serie di provvedimenti minori, ad esempio sulla detrazione di una piccola somma dal carico Irpef per gli inquilini percettori di redditi medio-bassi. Su un altro piano, i governi hanno opportunamente puntato sul recupero del patrimonio edilizio piuttosto che sull'incentivazione alle nuove costruzioni, soprattutto introducendo cospicui contributi statali alla ristrutturazione e alla riqualificazione energetica degli edifici.

Lo squilibrio di fondo, dato dalla carenza di affitti (illustrato nel par. 2.1), è stato affrontato solo di recente con provvedimenti ancora non risolutivi, ma con maggiore capacità d'incidere rispetto al passato. Ci si riferisce in particolare all'introduzione di una cedolare secca, opzionale, sugli affitti, in luogo della precedente tassazione progressiva (par. 2.2), e a

⁴ Cfr. la monografia di Tamburini *et al.* (2009).

un sia pur modesto ribilanciamento nel peso relativo delle imposte, a sfavore della proprietà rispetto ai trasferimenti e a sfavore delle prime case rispetto a quelle date in affitto o tenute a disposizione (riforma Imu, par. 2.3). Una grande riforma del catasto è stata programmata nell'intento di correggere alcune serie disparità fra i contribuenti residenti in città diverse e in zone diverse della stessa città, determinate soprattutto dall'invarianza nel tempo delle rendite catastali e dunque anche dalla vetustà dell'abitazione (par. 2.4). Non è stato ancora oggetto di riforma il trattamento dei trasferimenti intergenerazionali a titolo gratuito, via eredità e donazione, oggi sostanzialmente detassato; viceversa, il contributo statale al recupero edilizio è stato potenziato e strutturalizzato; la tassazione sui trasferimenti è destinata ad alleggerirsi dal 2014, mentre la tassazione dell'abitazione occupata è destinata a un sensibile aggravio per l'introduzione di una nuova componente della tassa ambientale (par. 2.5).

Nelle pagine che seguono questi interventi sono analizzati nel dettaglio, in modo da far risaltare i cambiamenti rispetto al quadro tracciato alcuni anni addietro in uno studio di alcuni degli autori,⁵ di seguito indicato BBM e in parte richiamato in questa introduzione. Segue la riproposizione di un confronto internazionale, ottenuto approfondendo e aggiornando quanto già presentato in BBM (par. 3). Dopo alcune considerazioni sull'efficacia delle recenti riforme (par. 4), le conclusioni (par. 5) riassumono le parti più propositive del lavoro.

Lo studio viene preceduto da qualche considerazione di carattere più generale (par. 1.1). Si noti che l'analisi presentata in questo studio si concentra sulle abitazioni possedute da persone fisiche e tratta solo incidentalmente degli edifici a uso commerciale e dei terreni, nonché delle stesse abitazioni quando siano possedute da enti e società.

1.1 Principali approcci alla tassazione delle abitazioni

Non vi è un'unica prospettiva da cui si possano giudicare le caratteristiche di ottimalità di una o dell'altra forma di tassazione immobiliare. Nella breve discussione che segue, si parte da due studi piuttosto stimolanti per proporre poi qualche considerazione un po' più sistematica e una conclusione pragmatica.

Il primo di questi studi è una recente rassegna, curata da Bird e Slack,⁶ dei diversi approcci alla tassazione immobiliare seguiti in 25 paesi, sviluppati e non. Ciò che emerge nettamente è la varietà di considerazioni, economiche e politiche che si sono imposte nel tempo e nelle diverse società. Lo studio di Bird e Slack, che parte da un vasto lavoro collettivo preparato per la Banca mondiale, si focalizza sul contributo potenziale che la tassazione della proprietà immobiliare (case e terreni) può fornire, da un lato, alle finanze pubbliche, specie locali, e, dall'altro, all'uso più efficiente di queste risorse. Dagli anni Settanta alla fine del secolo scorso, nei paesi esaminati il gettito delle imposte patrimoniali varia intorno a una media dello 0,75 per cento del PIL, raggiungendo quasi l'1,5 per cento nei paesi più sviluppati (in cima alla lista ci sono Canada, Stati Uniti e Australia), con una più o meno grande variabilità per tipo di proprietà e all'interno dei paesi. Ovviamente questi dati dipendono anche dal valore relativo della proprietà immobiliare rispetto al PIL, dalla quantità di agevolazioni ed esenzioni (erosione) e dalla capacità di identificare le basi imponibili e di riscuotere le imposte (evasione).

⁵ In Panetta et al. (2009), cap. 4, a cura di F. Borselli, A. Buoncompagni e S. Manestra.

⁶ Bird and Slack (2003).

Questi numeri diventano molto più significativi se ci si riferisce alle finanze locali: nei paesi sviluppati queste imposte rappresentano il 40 per cento di tutte le entrate tributarie degli enti locali e il 20 per cento delle loro entrate totali. Valori di poco inferiori si registrano nei paesi in via di sviluppo. Solo le cosiddette economie in transizione, evidentemente più accentrate, presentano percentuali decisamente minori. La regola è, infatti, che questo tipo di tassazione viene amministrata e riscossa a livello locale, per i notissimi motivi che le basi imponibili non possono spostarsi sul territorio e che la ricchezza immobiliare tende a riflettere la quantità e la qualità della spesa pubblica locale, con conseguente possibilità di responsabilizzazione fiscale degli amministratori, secondo l'approccio di federalismo fiscale.

Certamente questo non è però l'unico approccio. Su un altro versante si trovano coloro che considerano queste imposte soprattutto sotto l'angolo visuale della tassazione del risparmio, mentre non c'è chi manca di analizzarle come un gravame fiscale sull'industria delle costruzioni e chi le ritiene più che altro una tassa sul consumo di servizi abitativi che interferirebbe sul miglior uso della terra e l'investimento nelle miglione, soprattutto se colpisce gli aumenti di valore dell'immobile, come negli Stati Uniti (d'altronde, da quest'ultimo punto di vista, se un'imposta sull'aumento di valore degli immobili scoraggia l'investimento in miglione, è pur vero che è in grado di captare quella parte di aumento di valore che ha natura di pura rendita, in quanto determinato da eventi esogeni).

Quanto agli aspetti di equità di una simile tassazione, secondo gli autori la diversità di approcci nei vari paesi riflette più i pregiudizi sui meriti e demeriti relativi dell'imposizione patrimoniale in generale, che non la tassazione della proprietà immobiliare di per sé, questione che in qualche misura sarebbe da affrontarsi su un piano empirico, almeno quando si confrontano visioni apparentemente inconciliabili. È questo il caso del contrasto fra chi ritiene che questo genere di tasse sia in sé sempre regressivo, perché realizzare una casa porta via ai meno abbienti una maggiore frazione di reddito, e chi lo ritiene in sé progressivo perché colpisce una forma di accumulazione di capitale, possibile solo per chi può risparmiare. Probabilmente si troverebbe più facilmente un accordo sugli aspetti di equità sociale se si tenesse conto di coloro che una casa non la posseggono per nulla.

Nel percorrere la varietà osservabile in 25 paesi Bird e Slack offrono molti altri spunti, su cui si sono costruite o si potrebbero costruire intere teorie. Uno di questi spunti è l'osservazione che, rispetto alle altre, la tassazione della proprietà immobiliare differisce, tra l'altro, quanto a visibilità e "inerente arbitrarietà". Visibilità perché bisogna andarla a pagare apposta, in importi poco o per nulla frazionati; visibilità significa consapevolezza del contribuente e quindi un ottimo motivo per farne un'imposta "federalista", ossia responsabilizzante, ma la visibilità è anche inevitabile causa di avversione popolare.⁷ Circa l'arbitrarietà delle basi, gli autori, riferendosi a sistemi che variano dall'auto-valutazione del contribuente, più o meno distorta, a sistemi di determinazione delle rendite catastali, più o meno rigidi, affermano che: "Insomma, amministrare una tassa immobiliare allo stesso livello di *fairness* (non arbitrarietà) della maggior parte delle altre imposte è un'operazione

⁷ Probabilmente la minore visibilità delle imposte personali sul reddito - tipicamente soggette a ritenute d'acconto in busta paga o determinate "mescolando" tutte le altre forme di reddito personale che vanno in dichiarazione fiscale, insieme con deduzioni e detrazioni - spiega anche come mai le imposte personali sul reddito immobiliare figurativo - che potrebbero perfettamente sostituire quelle sulla proprietà - sono in genere molto meno discusse, fino a trascurarle del tutto, tanto che nella recente riforma Imu in Italia ben pochi hanno colto o "ricordano" che la nuova imposta soppianta non solo l'ICI, ma anche le imposte personali sul reddito figurativo delle abitazioni. La questione della visibilità è sollevata con forza anche nella *Mirrlees Review* a proposito della *council tax* britannica (IFS, 2011, pp. 381 e segg.).

costosa e i cui risultati ben difficilmente saranno comunque accettati come *fair* dalla gran parte dei contribuenti” (pag. 13). Sul tema si tornerà nel par. 2.4, dedicato alla riforma catastale italiana.

Il secondo studio, dell'*Institute of Fiscal Studies*, recentemente pubblicato, sull'adeguatezza delle fonti di reddito fra chi è vicino al pensionamento,⁸ offre una delle visioni più disincantate delle questioni che qui interessano. In particolare, quando giunge a parlare dell'opportunità di prendere in considerazione, fra le fonti di reddito degli ultracinquantenni, anche la ricchezza investita nell'abitazione principale, non esita a definirla una questione controversa e carica di emozioni (*emotive*). Riferendosi a una nota ricerca sull'atteggiamento verso l'eventuale uso della ricchezza immobiliare per finanziare l'assistenza sociale, lo studio osserva che, nella gran parte dei casi, le persone non considerano la ricchezza immobiliare dell'abitazione in cui vivono un *asset* come gli altri, da liquidare se e nella misura in cui si renda necessario o utile, ma come un investimento affettivo, rispetto al quale la mera ipotetica eventualità di dover vendere la casa di famiglia suscita una fortissima avversione e un acuto senso di ingiustizia. Del resto, anche il ridimensionamento della casa verso il basso per famiglie che vedono ridursi oggettivamente il proprio fabbisogno abitativo primario, nonché l'impiego di strumenti di mobilitazione finanziaria sono pratiche infrequenti. Le persone tendono a considerare la casa di proprietà l'ultima risorsa, una specie di auto-assicurazione privata.

Ciò nonostante, per la prospettiva assunta nello studio qui menzionato, è chiaro che includere almeno una parte della ricchezza immobiliare fra i mezzi di sostentamento del futuro pensionato è inevitabile, in base alla lapalissiana considerazione che, a parità di altre condizioni, è meglio possedere una casa che non averla affatto, come il Calzinazz di Fellini. In definitiva, nello studio si seguono pragmaticamente tre vie: per la prima, il valore della casa d'abitazione è ignorato; per la seconda, si considera solo il flusso di reddito che genererebbe la trasformazione in rendita della metà del valore della casa; per la terza, si considera il reddito figurativo dell'intera abitazione, fissandolo al 5% del suo valore.

Nel giudicare l'ottimalità di una o dell'altra forma di tassazione immobiliare è dunque necessario tenere conto simultaneamente di più punti di vista, ciò che richiede di essere molto pragmatici. In particolare, a causa del contenuto emotivo delle “tasse sul focolare”, le scelte di *policy* devono andare oltre l'analisi degli impatti sull'efficiente allocazione delle risorse e sull'equità e devono prendere in considerazione anche la loro praticabilità politica, che può essere dirimente. Quest'ultima chiama in causa anche le possibili divergenze di interessi fra le comunità locali, quelle regionali e quella nazionale, riproponendo la questione del livello ottimale di governo e dunque di nuovo le teorie sul federalismo fiscale, soprattutto se le imposte immobiliari sono riguardate – almeno in parte - come il corrispettivo di un beneficio ricevuto dal pubblico. Nel caso specifico, le imposte immobiliari avrebbero la natura di un corrispettivo del beneficio di abitare in una zona dove giungono strade pulite e sono presenti scuole e altre *facilities* pubbliche, sorvegliate dalle forze dell'ordine, con facile accesso ai servizi di trasporto pubblico e delle *utilities* idriche ed elettriche, etc., ovviamente solo nella misura in cui questi benefici non siano del tutto capitalizzati nel prezzo di acquisto dell'abitazione e non siano completamente ripagati da tariffe di accesso o imposte specifiche.

⁸ Crawford and O'Dea (2012). Si tratta di persone di oltre cinquanta anni. Replicato oggi in Italia, forse lo studio indagherebbe fasce di età più avanzate.

Allo stesso modo occorre considerare anche la praticabilità tecnica delle imposte sulla casa, almeno nel senso di tenere conto dei costi di amministrazione del tributo e dei costi degli adempimenti fiscali, quindi della semplicità e della possibilità di *enforcement* della tassazione. La praticabilità tecnica può imporre semplificazioni che, rinunciando a formule sofisticate, possono violare principi di equità e di efficienza.

Con tutto questo, non è inopportuno qualche breve cenno a considerazioni di efficienza o anche solo di razionalità, di non contraddittorietà, della tassazione immobiliare.

Probabilmente il punto essenziale ruota intorno alla natura ibrida della spesa per la proprietà immobiliare, che è insieme bene di consumo (servizi abitativi, più o meno normali o essenziali) e di investimento del risparmio (per il rendimento atteso, inclusivo dei *capital gains* o per lasciarlo in eredità).

Si noti incidentalmente che in entrambi i casi gli scambi di abitazioni dovrebbero assecondare la riallocazione settoriale e territoriale delle risorse nel mercato del lavoro (come la compravendita di fabbricati industriali e uffici nel mercato dei beni). Ragion per cui sarebbe opportuno tenere quanto più bassa la tassazione dei trasferimenti. Viceversa, come già detto, la tassazione dello *stock* di abitazioni già realizzate, quasi come la tassazione dei terreni, non presenta tratti forti di inefficienza, perché in definitiva vicina concettualmente alla tassazione di una rendita, cui tipicamente contribuisce più la comunità che non il proprietario.

Tuttavia, in quanto investimento, la spesa immobiliare non dovrebbe differire molto da altre forme di impiego del risparmio: dunque non andrebbe scoraggiata né discriminata e varrebbero per essa le buone ragioni che spesso si invocano per non tassare affatto il risparmio, fra le quali il fatto che il risparmio è stato già tassato sotto forma di reddito.

In quanto consumo, la spesa per l'abitazione può essere e dovrebbe essere distinta fra spesa essenziale, rivolta al bisogno primario di un ricovero privato e una dimora stabile, e spesa che eccede questo livello e risponde a bisogni non essenziali, come il *comfort*, il prestigio sociale, etc. Come molti altri beni, di investimento o di consumo durevole, l'accesso ai servizi resi dall'abitazione può avvenire attraverso la proprietà oppure il noleggio, ma nel caso dell'abitazione, all'acquisto del diritto all'alloggio si aggiunge il desiderio di sicurezza-stabilità, ossia di "non essere sbattuti fuori di casa" a discrezione del proprietari. Di qui l'affermarsi di contratti a tempo più o meno lungo, rinnovabili o rescindibili solo con preavviso.

Tornando alla distinzione fra consumo primario e non, si noti come un'eventuale differenziazione del carico fiscale vedrebbe contrapporsi drammaticamente le ragioni dell'efficienza economica a quelle dell'equità. Infatti sul piano dell'efficienza (e anche del gettito atteso, profilo da tenere sempre a mente perché è uno dei principali criteri che condizionano il legislatore) andrebbe tassato di più il consumo più rigido, ossia quello di servizi abitativi primari, secondo la nota logica del *Ramsey pricing*, ma sul piano dell'equità le cose stanno ovviamente all'opposto. Come detto, in questa materia il senso di giustizia e ingiustizia delle persone viene sollecitato immediatamente. A nulla vale neppure considerare che anche chi prende una casa in affitto concorre di fatto, via traslazione parziale, a pagare la tassazione che grava sulla proprietà e/o sul reddito percepito dal locatore. Del resto, dal punto di vista della maggioranza delle persone anche l'affitto, nella sua componente essenziale o normale, andrebbe detassato.

In definitiva, se nel settore della tassazione immobiliare l'equità sostanziale e percepita delle imposte specifiche domina, in un'ideale funzione di benessere sociale, i guadagni e le

perdite di efficienza associati; se, in altri termini, si considera il soddisfacimento del bisogno primario di un'abitazione una questione sociale ineludibile, allora l'aspetto della praticabilità politica delle proposte di riforma diventa preponderante. A costo di fare scempio di ogni altra considerazione, si dovrebbe giungere a disegnare un sistema in cui il fabbisogno primario o normale, soddisfatto dall'affitto contrattualizzato su tempi non brevi o dalla proprietà diretta, dovrebbe essere del tutto esentato da imposte. Oggi, come si dirà, i sistemi di tassazione dell'abitazione seguono in effetti in qualche modo questo approccio, sebbene non completamente.

Elaborando appena tale impostazione, va aggiunto che, se soltanto quella parte dell'affitto e una parte del valore della casa d'abitazione che corrisponde a qualche definizione accettata di bisogno normale o primario dovesse essere esentata e il resto tassato, allora occorrerebbe anche differenziare i valori detassati in modo che riflettano il costo locale dell'abitazione. Questa differenziazione non andrebbe spinta fino a compensare completamente i diversi prezzi di mercato, perché in tal modo non si terrebbe in alcun conto il fatto che dove abitare è pur sempre una scelta. Dati i costi espliciti e impliciti del trasporto, abitare in una cittadina piuttosto che un'altra, in centro o vicino a migliori *facilities* piuttosto che in periferia o accettando l'isolamento della campagna, vuol dire già andare oltre i fabbisogni primari (o normali). D'altro canto, a causa dei richiamati costi della lontananza dal lavoro o dal centro dei propri interessi vitali, in una certa misura si compiono scelte obbligate che meriterebbero un trattamento fiscale differenziato. Tenendo in considerazione anche le esigenze di semplicità di amministrazione e di adempimento, nonché l'opportunità che l'imposta sia trasparente, il sistema di esenzione potrebbe operare su alcune fasce di valori-soglia, da considerare il costo medio del soddisfacimento del bisogno primario (normale) di abitazione in città e zone dalle caratteristiche grosso modo simili (cfr. par. 2.3.3).

Ovviamente a conclusioni molto diverse si perverrebbe se si sposasse l'approccio di considerare tutto il valore della proprietà della casa d'abitazione come una pura e semplice attività finanziaria, sebbene meno facilmente liquidabile, alternativa ad altre forme di impiego del risparmio. In tal caso il punto essenziale ruoterebbe intorno alla neutralità dell'imposta in termini di tassazione del rendimento e delle variazioni di valore dell'*asset* abitazione rispetto all'*asset* obbligazione bancaria o quota di fondo comune. Su questo terreno si va ormai affermando sempre più l'idea che occorrerebbe, anche nel caso della proprietà immobiliare, andare verso una forma di tassazione dei rendimenti del risparmio che li renda esenti fino a un rendimento normale, per tassare solo gli extra-rendimenti, secondo la formula di un *normal rate-of-return allowance* (RRA). Secondo questa prospettiva, nel caso delle abitazioni, l'affitto (ed eventualmente l'auto-affitto figurativo), in quanto rendimento dell'investimento, andrebbe tassato solo se supera una data percentuale (un tasso *risk-free*) del prezzo di acquisto, mentre andrebbero tassati in pieno i guadagni in conto capitale.

Un'altra questione del più grande interesse riguarda la possibilità, da ultimo suggerita e discussa a lungo dalla *Mirrlees Review*, di tassare separatamente i terreni, anche quelli edificati, rispetto agli edifici realizzati sopra i terreni stessi.⁹ In effetti tutte le immaginabili difficoltà pratiche di un simile sistema di tassazione non appaiono insuperabili e non hanno im-

⁹ IFS (2011), Ch. 16 "*The Taxation of Land and Property*". In realtà la questione è discussa a lungo e in maniera convincente dagli studiosi dell'*Institute of Fiscal Studies*, ma, significativamente, non viene poi veramente proposta, preferendole, per ragioni di praticabilità politica e fattibilità a breve termine, la proposta di passare da una tassazione della proprietà immobiliare piuttosto obsoleta come quella, a scaglioni, della *council tax*, a una più semplice tassazione dei servizi abitativi (*Housing Services Tax*) in proporzione fissa del valore della casa.

redito che si realizzasse una tale differenziazione nell'ambito dell'imposta societaria nel nostro Paese alcuni anni addietro (art. 36 DL 223/2006 e succ. mod.), quando si stabilì la non ammortizzabilità fiscale dei terreni edificati. Il punto è che, come afferma la *Review*, l'offerta di terra è fissa e non può (entro limiti) essere influenzata dall'introduzione di una nuova imposta, la quale certamente abbasserebbe il suo valore dell'attualizzazione della tassa stessa (*tax capitalization* negativa, di segno opposto a quella che si produce quando si sviluppa una zona prima poco sfruttata), ma questa *windfall loss* per il proprietario non muterebbe gli incentivi a comprare, sviluppare e usare il terreno.

Tenendo in considerazione difficoltà pratiche e resistenze politiche di varia natura, nella visione della *Mirrlees Review*, a conti fatti, ci dovrebbero essere due sole imposte. La prima sarebbe commisurata al valore della casa, ma sarebbe intesa come un'imposta sul consumo di servizi abitativi (e si chiamerebbe pertanto *housing services tax*), eventualmente con qualche deduzione per le famiglie a più basso reddito. La seconda sarebbe una tassa sugli extra-rendimenti, riferiti alla somma fra locazioni e plusvalenze se parliamo di case date in affitto, oppure della somma fra plusvalenze e redditi figurativi (solo in via di principio, visto che è molto difficile immaginare redditi figurativi eccedenti una percentuale normale), se parliamo di abitazioni di proprietà dell'occupante. Da notare che nell'ottica di un *normal rate-of-return allowance*, il momento della tassazione può anche essere anticipato: in questo caso sia i locatori, sia i proprietari dell'abitazione principale potrebbero essere tassati per tutto il reddito effettivo o figurativo, salvo scomputare dalla plusvalenza gli aumenti di valori "normali" nel frattempo maturati, fino a permettere anche eventuali minusvalenze fiscalmente rilevanti.¹⁰ Sparirebbero tutte le attuali forme di tassazione dei trasferimenti, giudicate altamente inopportune: "le tasse sugli scambi sono particolarmente inefficienti: scoraggiando le transazioni reciprocamente vantaggiose le imposte di registro e simili fanno sì che le proprietà immobiliari non siano possedute da chi vi attribuisce il maggiore valore. Esse creano un disincentivo alla mobilità ... anche sul mercato del lavoro ... e spingono le persone ... a vivere ... in case di dimensione e localizzazione che altrimenti esse non avrebbero scelto".¹¹

Senza esplorare ulteriormente le questioni dell'ottimalità delle imposte immobiliari, un approccio che a noi appare fruttuoso è anche quello di concentrarsi sulle particolarità della tassazione dell'abitazione in Italia rispetto alla tassazione negli altri principali paesi europei. Quest'approccio parte dal presupposto che le condizioni generali di sviluppo economico, assetto della società, densità abitativa, vetustà e pregio dei centri storici, istituzioni politiche etc., in questi paesi, siano abbastanza simili a quelle italiane da ritenere che i tratti principali della tassazione immobiliare osservabili in quei paesi possano essere anche da noi soluzioni "accettabili" – non ottimali, ma praticabili - ai tanti *trade-offs* cui abbiamo accennato.

2. La tassazione delle abitazioni in Italia e il mercato degli affitti

Nell'esperienza concreta la tassazione immobiliare è in realtà un insieme di imposte e tasse che interagiscono fra di loro. Le imposte sull'abitazione sono di tipo diretto e indiretto e gravano: sul reddito effettivo (da affitto) e sui contratti di locazione; sul valore patrimoniale dell'immobile; sui trasferimenti della proprietà o di altri diritti reali, a loro volta incidenti sul valore del bene trasferito/locato o sulle plusvalenze realizzate; sull'acquisto di una abita-

¹⁰ In questo scenario si dovrebbe anche fissare qualche forma di riconoscimento delle spese per migliorie.

¹¹ IFS (2011), p. 403; cfr. anche il par. 6.1.2, *ibidem*.

zione di nuova costruzione; sulla trasmissione intergenerazionale (per successione o per donazione). Può essere soggetto a tassazione anche il cosiddetto “reddito figurativo” prodotto dall’immobile quando si riferisce alle case occupate dal proprietario o da esso tenute a propria disposizione o date in comodato d’uso. Forme di tassazione “obliqua” delle abitazioni possono assumere la veste di imposte sui servizi locali commisurate al valore o ad altra metrica dell’immobile (cfr. la nuova Tares, illustrata nel par. 2.5.3).

Secondo l’ultimo approccio discusso nel paragrafo precedente, nel panorama europeo, il sistema italiano si caratterizza per la maggiore preferenza accordata alla proprietà dell’abitazione principale (accesso e possesso)¹² e per la maggiore pressione fiscale sulle case da investimento da destinare all’affitto e sui trasferimenti (si vedano i confronti in BBM). Come detto, forse il più importante degli impatti di queste particolarità o anomalie italiane è che nel tempo la tassazione immobiliare italiana ha verosimilmente contribuito a un forte restringimento del mercato degli affitti.

2.1 Il mercato degli affitti

In Italia le abitazioni hanno assunto nel corso del tempo un peso sempre maggiore nel complesso della ricchezza delle famiglie, superando nel 2011 il valore corrente di 5.000 miliardi di euro, pari all’84 per cento delle attività reali e al 58 per cento della ricchezza netta complessiva.¹³ Considerato che nel confronto internazionale l’Italia è il paese che detiene il più alto livello di ricchezza in attività reali rispetto al reddito disponibile lordo e tenuto conto della quota rappresentata dalle abitazioni, è evidente che per gli italiani l’investimento nella casa di abitazione e in altri beni immobili è una priorità assoluta, che motiva la notevole capacità di risparmio del paese. Nondimeno, le case sono essenzialmente destinate ad abitazione principale o secondaria e relativamente poco al mercato degli affitti. Le famiglie in affitto sono in Italia circa 4,5 milioni, il 18 per cento del totale, di cui il 22 per cento (circa un milione di famiglie) risiede in abitazioni di proprietà di enti pubblici.¹⁴

Nel confronto internazionale (cfr. tav. 1), la quota di famiglie italiane che risiede in abitazioni con un titolo di godimento diverso dalla proprietà (sia affitto a canone di mercato, sia affitto ridotto, sia ancora occupazione a titolo gratuito) è pari al 27 per cento, un valore superiore solo a quello della Spagna (17 per cento circa), ma inferiore al Regno Unito (32 per cento), alla Francia (37 per cento) e alla Germania (47 per cento circa), nonché alla media dei paesi occidentali dell’Unione europea (33 per cento nell’UE a 15 paesi).

La minor dimensione del mercato degli affitti in Italia si riflette nella percentuale di consumi delle famiglie destinati all’affitto, che, secondo l’Eurostat (2011), si attesta in Italia

¹² Dal 2000 è stata riconosciuta l’esenzione totale sui redditi generati dall’abitazione principale, mediante la deduzione della rendita catastale dal reddito complessivo. Al proprietario spettano inoltre detrazioni d’imposta per gli interessi sui mutui (fino a 760 euro annui) e per le commissioni di agenzia (fino a 190 euro). Questo può aver portato a “fiscalità negativa”, in particolare quando le detrazioni hanno superato le imposte indirette pagate all’atto dell’acquisto, sostanzialmente ridotte rispetto agli altri trasferimenti. Questo trattamento di favore ha dato luogo a comportamenti di tipo elusivo (modifica del regime patrimoniale della famiglia, trasferimenti fittizi di residenza di familiari etc.), volti a estendere i benefici previsti per la prima casa a residenze secondarie. Pratiche elusive possono essersi prodotte anche per il fatto che il valore dell’abitazione principale fruisce di abbattimenti specifici ai fini della determinazione degli indicatori tipo ISEE, che permettono di misurare la condizione economica delle famiglie ai fini dell’accesso a servizi e contributi di *welfare*.

¹³ Banca d’Italia (2012c).

¹⁴ Istat (2012b e 2013). Un dato leggermente superiore di famiglie in affitto (5 milioni, pari a circa il 21%) emerge dall’indagine dei bilanci delle famiglie della Banca d’Italia (2012a).

al 2,2 per cento, un valore inferiore a quello di Germania (7,0), Francia (4,2), Regno Unito (5,1) e della stessa Spagna (2,4).

Tavola 1

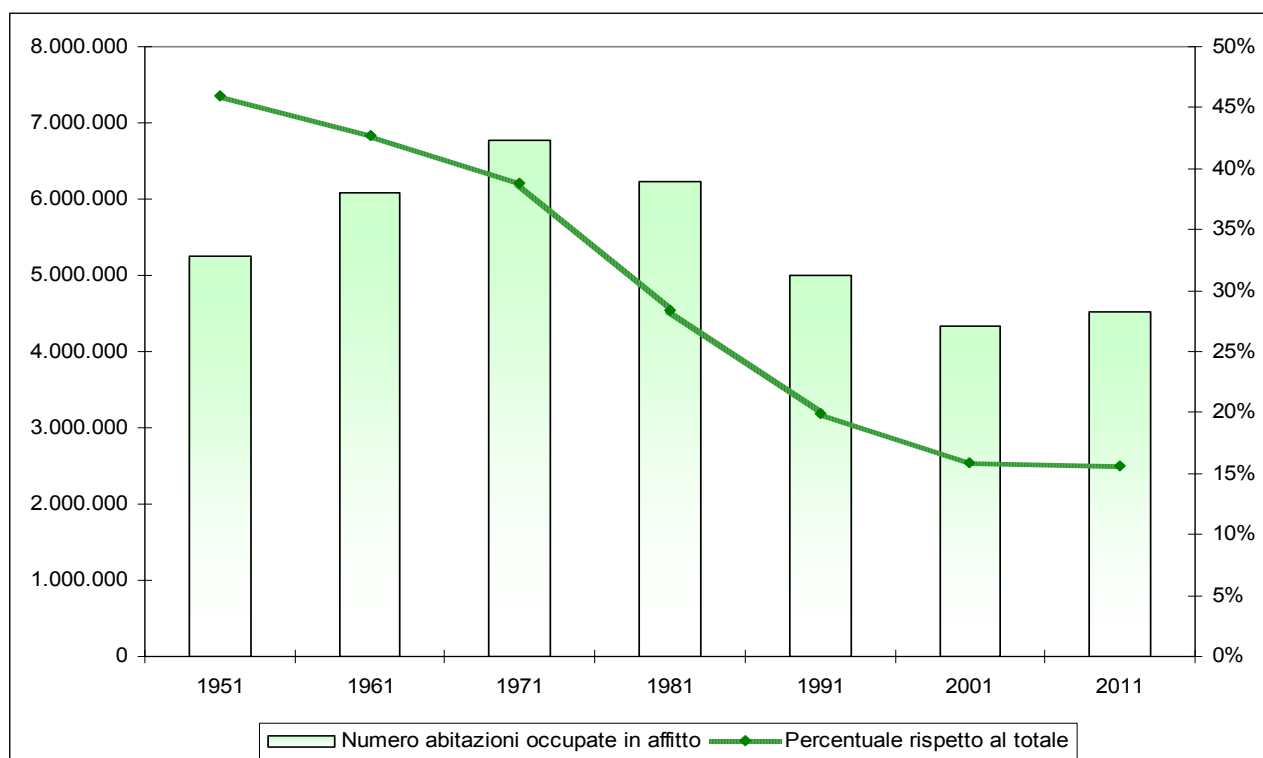
Distribuzione della popolazione per titolo ad occupare l'abitazione (valori percentuali)			
Paese	Proprietari	Affittuari a canone di mercato	Affittuari a canone ridotto o nullo
Italia	72,9	13,3	13,8
Spagna	82,7	9,0	8,2
Francia	63,1	19,1	17,8
Germania	53,4	39,9	6,7
Regno Unito	67,9	13,3	18,8
Media UE-15	66,8	21,6	11,7

Fonte: Eurostat, 2011

In trent'anni, fra il 1971 e il 2001, in Italia la percentuale di abitazioni occupate da famiglie in affitto rispetto al totale delle abitazioni disponibili (comprese quelle a disposizione o vacanti) è calata drasticamente, passando dal 40 al 16 per cento circa, mentre il loro numero si è ridotto di 2,5 milioni (Grafico 1). Nel decennio successivo non vi è stato alcun recupero significativo. Sono soprattutto il Sud e le Isole a registrare una dimensione quantitativa del mercato delle locazioni inferiore alla media (Agenzia del Territorio, 2012c).

Grafico 1

Stock di abitazioni locate e percentuale rispetto al totale



Fonte: Istat, Serie storiche. Per il 2011, stima in base ai dati provvisori dell'ultimo censimento della popolazione.

Nel confronto internazionale (BCE, 2003), una quota di abitazioni in affitto inferiore a quella italiana è presente solo in Spagna (10 per cento), mentre percentuali ben più alte figurano nel Regno Unito (32 per cento), in Francia (42 per cento) e in Germania (60 per cento).

Nel periodo 1980-2000, solo in Italia e Spagna si è registrata una vistosa contrazione della quota di abitazioni in affitto rispetto allo stock disponibile, a fronte di una sostanziale stabilità o una modesta diminuzione negli altri principali paesi.¹⁵ Secondo la Banca centrale europea, la diminuzione delle locazioni, complessivamente considerata, potrebbe essere riconducibile - almeno in parte - a rigidità normative e a una contrazione della domanda, soppiantata da una maggiore propensione all'acquisto, a sua volta indotta dalla riduzione dei tassi di interesse e dall'attesa di *capital gains*.

Circa l'offerta potenziale di affitti in Italia, si consideri che nel 2001¹⁶ figuravano ben 5,6 milioni di abitazioni non occupate da famiglie residenti (tra "seconde case" e altre abitazioni vacanti), ossia più del 20 per cento del totale. Sulla base dei dati Istat provvisori 2011 sul censimento della popolazione residente, nell'ultimo decennio si sarebbe registrata una battuta d'arresto o un'inversione di tendenza, risultando le abitazioni non occupate da famiglie residenti diminuite a circa 5 milioni, il 17 per cento del totale. Il dato è coerente con le stime dell'Agenzia del Territorio e del Dipartimento delle Finanze ("*Gli immobili in Italia – Ricchezza, reddito e fiscalità immobiliare*", 2012, d'ora in avanti "IMM"), secondo cui, tolte le abitazioni principali, le pertinenze, gli altri usi e le unità per le quali non è riscontrabile l'utilizzo, circa 4,9 milioni di abitazioni risulterebbero "a disposizione" (il 16%) e solo 2,7 milioni locate, su un totale di 30,5 milioni.

Una percentuale superiore di stock vacante è presente in Grecia e Spagna; anche in tal caso, il fenomeno è decisamente più contenuto in Gran Bretagna (4 per cento), Francia (7 per cento) e Germania (10 per cento).¹⁷

Se da un lato è vero che, in Italia, molte delle abitazioni potenzialmente destinabili al mercato degli affitti sono di dimensioni minime, dislocate in piccoli centri rurali e nella condizione di essere ristrutturare, questo non sembra possa giustificare, se non in parte, uno stock di abitazioni "vacanti" tanto maggiore di quello dei principali paesi europei.

Nel tempo, l'uscita dalla condizione di affittuario ha caratterizzato soprattutto le famiglie più agiate. Se nel 1977 le famiglie che vivevano in locazione erano distribuite in maniera abbastanza omogenea in tutte le classi di reddito, oggi l'affitto è maggiormente diffuso fra le famiglie meno abbienti: pagano un canone di locazione quasi la metà delle famiglie che rientrano nel primo quintile di reddito familiare equivalente, a fronte di una percentuale inferiore al 10 per cento per le famiglie del quintile più elevato.¹⁸

Il fenomeno è comune agli altri paesi dell'Unione europea. Tra la popolazione "a rischio di povertà" (il cui reddito disponibile, sulla base delle statistiche Eurostat, è inferiore al 60 per cento del reddito equivalente mediano), la quota che ricorre all'affitto o all'occupazione a titolo gratuito è molto elevata, con una media UE-15 del 53,5 per cento e

¹⁵ OCSE (2011).

¹⁶ Istat, Serie storiche, tavola 15.1.

¹⁷ OCSE (2011); dati relativi al 2005. Stime analoghe e riferite al 2000 sono riportate da Dol K. e M. Haffner (2010).

¹⁸ Banca d'Italia (2007) e (2012a).

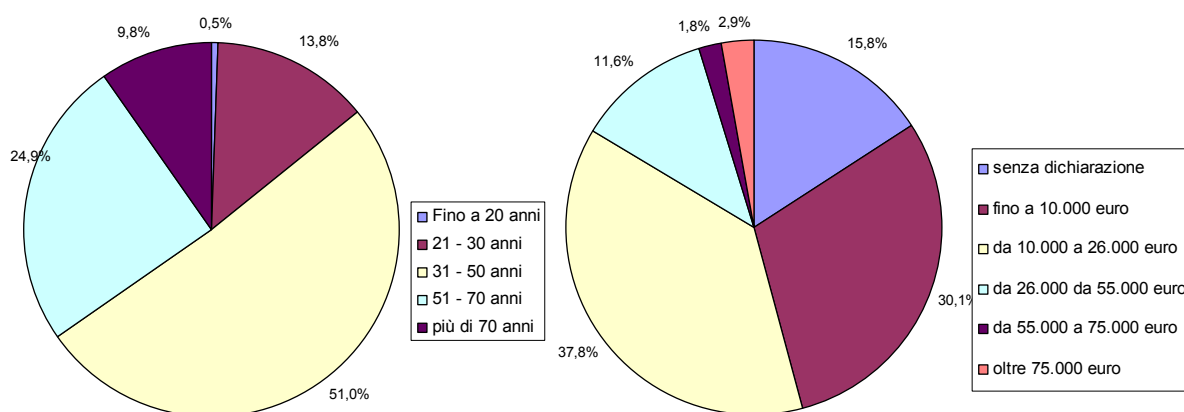
con percentuali che variano dal 27 per cento della Spagna al 74 per cento della Germania, con l'Italia che si colloca al 44 per cento.

Sono in particolar modo i giovani di età fino ai 30 anni – che in più di due terzi dei casi vivono a casa dei genitori¹⁹ – ad incontrare difficoltà nell'accesso al mercato dell'affitto.

I cinque sesti (84%) degli inquilini possiede un reddito annuo inferiore ai 26.000 euro.²⁰ I canoni più elevati sono corrisposti prevalentemente da lavoratori non dipendenti. I lavoratori dipendenti rappresentano il 40 per cento di tutti gli inquilini.²¹

Grafico 2

Distribuzione degli inquilini per classi di età e di reddito



Tornando all'offerta, in Italia la ricchezza espressa in abitazioni risulta piuttosto concentrata: il 10 per cento dei contribuenti più ricchi possiede il 35 per cento del valore complessivo delle abitazioni del paese (IMM, 2012, pag. 113; da questa stessa fonte sono tratte le successive informazioni).

Le persone fisiche possiedono la stragrande maggioranza delle unità abitative esistenti, ossia 30,6 milioni su un totale di circa 33,5, e rappresentano il 95% dei locatori d'immobili, in tutto pari a 4,3 milioni.

A differenza degli affittuari, le persone fisiche locatrici – escluse quelle per le quali non è stato possibile ricostruire i dati – sono per più del 40% ricomprese nella fascia di età tra i 51 e i 70 anni. I proprietari più anziani posseggono immobili di maggior pregio. Quasi il 30% dei locatori si concentra nella classe di reddito che va da 10 a 26 mila euro e un ulteriore 22% dichiara un reddito tra i 26 e i 55 mila euro. Più precisamente, a queste ultime due categorie di soggetti sono riconducibili più del 60 per cento dei contratti. Come vi è da attendersi, al crescere del reddito del locatore aumenta in misura rilevante il canone medio di locazione (dai poco più di 5.000 euro annui dei locatori con reddito inferiore ai 10 mila euro ai circa 26.500 euro per quelli con un reddito superiore ai 75 mila euro).

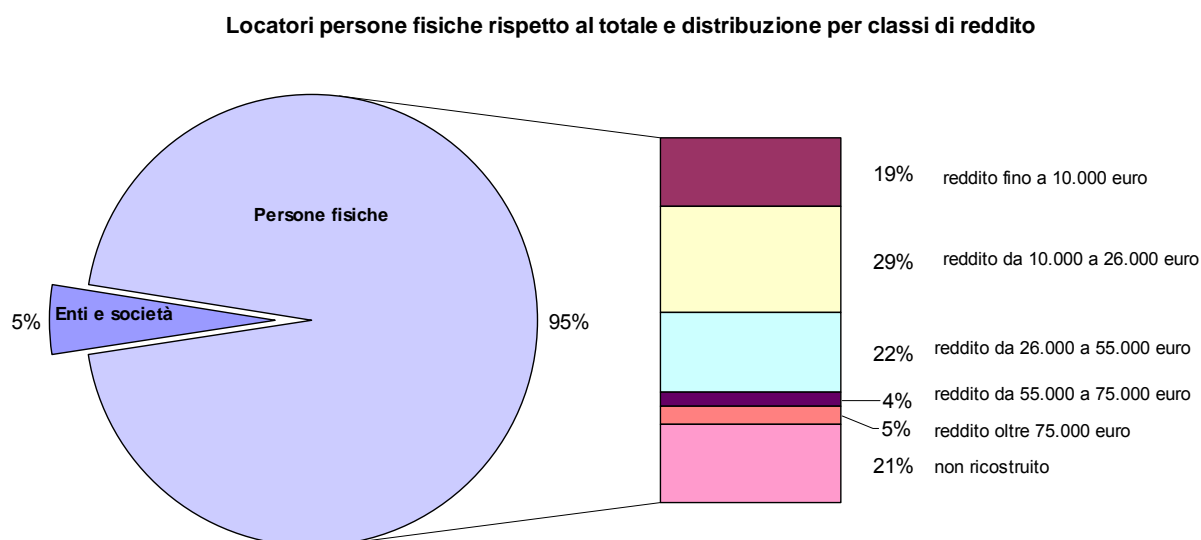
¹⁹ Istat (2007).

²⁰ IMM, 2012, pag. 149.

²¹ Agenzia del Territorio, MEF e Sogei (2011).

In definitiva, lo scarto fra il reddito medio dei proprietari persone fisiche locatori di immobili e quello degli affittuari persone fisiche appare sensibile, nell'ordine del 40%. Se si tiene conto della progressività delle imposte –sino a quando non è stata introdotta la cedolare secca (cfr. par. 2.2) – lo scarto positivo fra le aliquote medie e marginali d'imposta pagate dai locatori rispetto a quelle degli affittuari è stato in media di 4-5 punti percentuali.

Grafico 3



I caratteri più ricorrenti dei locatori diversi dalle persone fisiche (230 mila circa su 4,3 milioni) sono: la micro-dimensione (le imprese fino a 5 dipendenti rappresentano il 65 per cento dei locatori e il 37 per cento dei contratti stipulati); la localizzazione nel Nord Italia (63 per cento); l'appartenenza al settore delle attività immobiliari o delle costruzioni (67 per cento). Le grandi imprese (uno per cento del totale) percepiscono circa il 28 per cento dell'ammontare totale degli affitti riferibile a questo sottoinsieme.

La presenza dei grandi investitori (inclusi gli enti pubblici) è modesta, scoraggiata anche dall'imposizione fiscale (vedi più oltre). Rispetto agli altri paesi, l'*housing sociale* è meno sviluppato (inferiore al 5% rispetto allo stock complessivo di abitazioni)²²: tra le famiglie in affitto, soltanto una su cinque risiede in una casa popolare a canone agevolato.²³ La gestione proprietaria coinvolge quindi essenzialmente, secondo autorevoli osservatori, "soggetti con un orizzonte di breve periodo, che hanno una ridotta capacità di programmare interventi di manutenzione e operazioni di valorizzazione".²⁴

Sulla base di queste informazioni, emerge nettamente come in Italia la dimensione del mercato degli affitti sia piuttosto modesta rispetto alle potenzialità, in particolare se consideriamo il mercato degli altri principali paesi europei e l'anomala incidenza delle case a disposizione. Del resto la caratterizzazione dell'offerta di immobili in affitto indica che questa attività proviene più che altro da scelte familiari marginali e in qualche modo reversibili, comunque tali da generare investimenti limitati, anche di manutenzione, piuttosto che rappre-

²² OECD, 2011, pag. 45.

²³ Agenzia del Territorio, MEF e Sogei (2011).

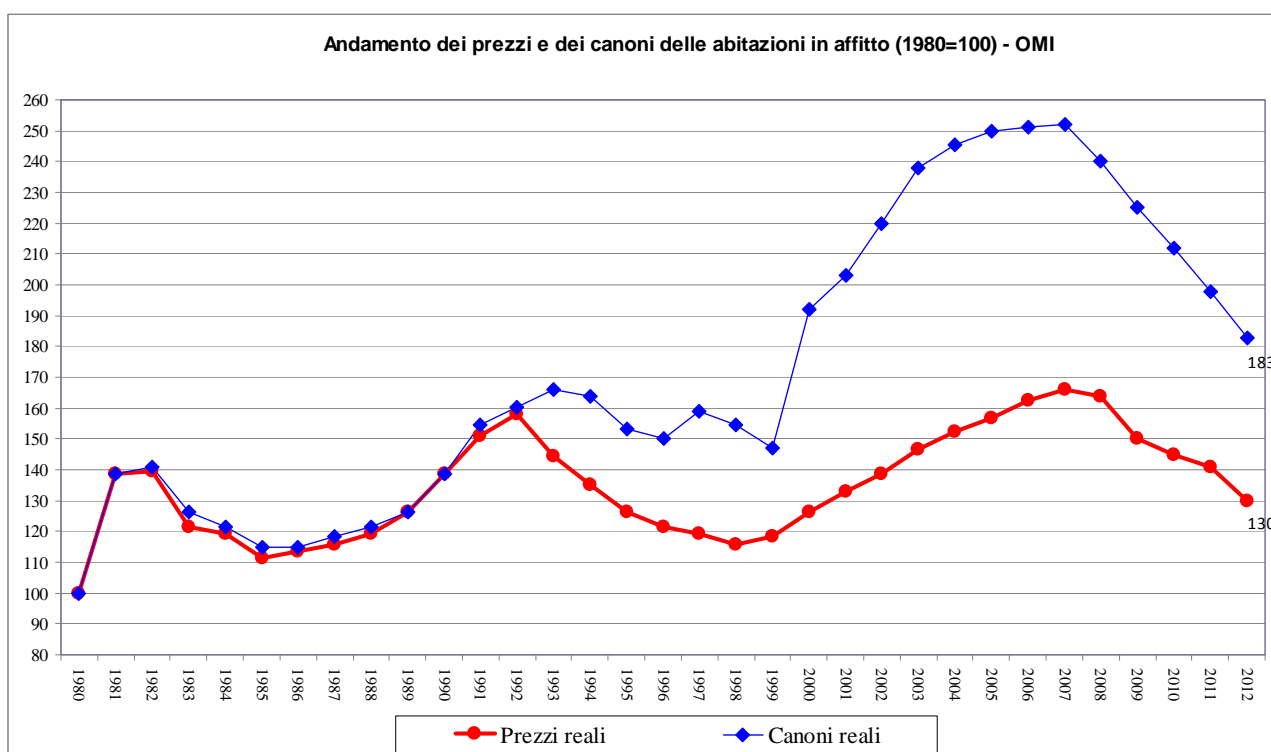
²⁴ Cipolletta et al., pag. 4.

sentare l'espressione di un settore di attività economica sviluppata su scala appropriata da operatori professionali.

Sebbene non sia questa la sede per esplorare a fondo il mercato degli affitti e gli equilibri che vi si determinano - dato che il nostro scopo è solo quello di illustrare qualitativamente la direzione in cui agiscono le variabili della fiscalità - si può tuttavia affermare ragionevolmente che questo stato di cose è stato determinato da qualcosa che ha reso poco conveniente l'investimento immobiliare a fini di locazione. Che abbiano dominato le condizioni della domanda, ossia le preferenze individuali, oppure qualche freno regolamentare all'evoluzione "spontanea" dei canoni di locazione, oppure altri vincoli e impedimenti giuridici alla realizzazione di case di nuova costruzione, si tratta di una ricerca che eccede anch'essa gli scopi di questo lavoro. Pare di poter osservare soltanto che tutte le ipotetiche cause appena elencate possano aver agito simultaneamente e che il fisco possa aver giocato un ruolo: direttamente nel rendere meno profittevole l'investimento immobiliare e indirettamente nell'orientare le scelte individuali verso la prima casa di proprietà.

Si torna su questo tema nel discutere le principali innovazioni degli ultimi due anni, ossia la riduzione del carico fiscale sugli affitti e l'aumento del carico fiscale sulla proprietà. Pare però doveroso, per completare il quadro a grandi linee del mercato degli affitti in Italia, accennare brevemente all'evoluzione di lungo periodo dei prezzi delle abitazioni e dei canoni di affitto e relativo andamento della redditività dell'investimento immobiliare. Allo scopo soccorrono le elaborazioni condotte dall'ISTAT, dall'OMI e dalla Banca d'Italia.

Grafico 4



Fonte: Agenzia del Territorio; dati Scenari immobiliari

Limitandoci agli ultimi trent'anni, secondo un recente studio dell'OMI (Agenzia del territorio, 2012a, pag. 89), l'andamento dei canoni al netto dell'inflazione (indice NIC al netto dei tabacchi) si potrebbe spiegare in gran parte non solo con l'andamento dei prezzi delle abitazioni, ma anche con il *timing* che spinge i proprietari di "spazi abitativi inutilizza-

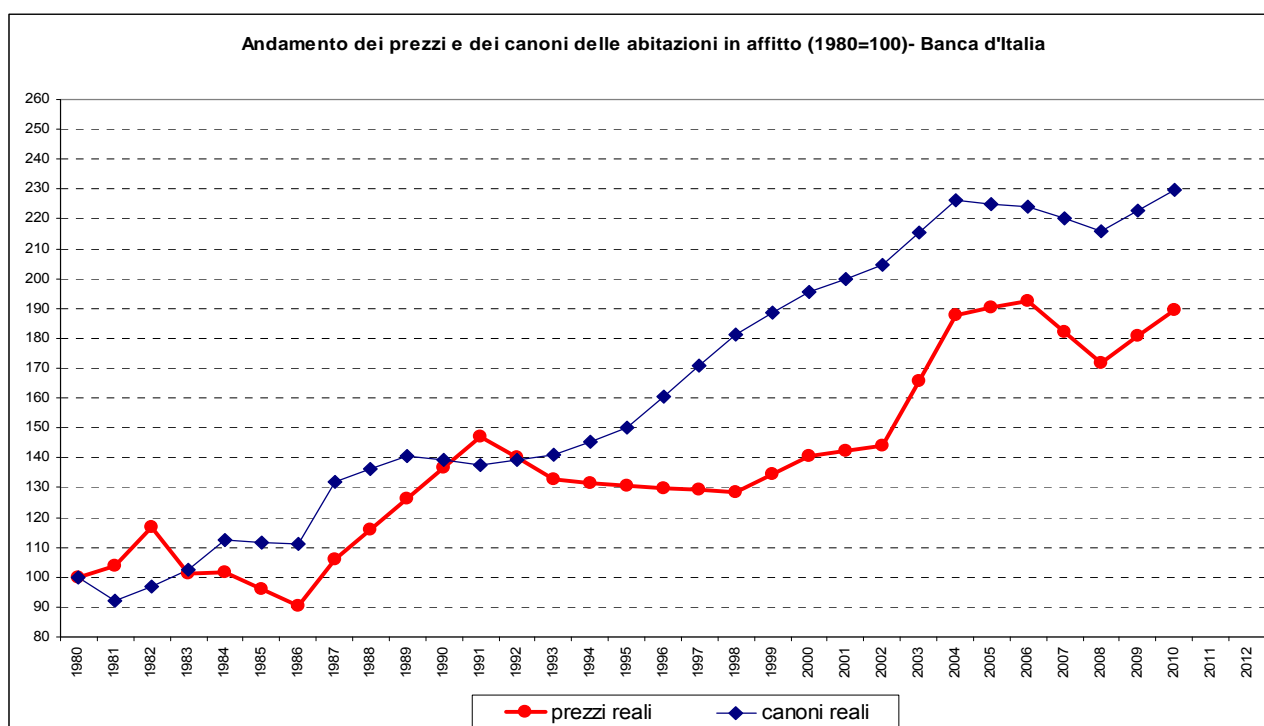
ti” a riversare sul mercato quella che viene definita come una “offerta di riserva”. Tale offerta entrerebbe in gioco “non quando i prezzi superano i costi di sostituzione, bensì quando i prezzi raggiungono i livelli *attesi* di plusvalenza”. Con questa chiave di lettura, non sorprende che l’andamento dei canoni di locazione sia meno variabile e che abbia teso a eccedere a lungo andare l’andamento dei prezzi delle abitazioni; è come se alla lunga le *attese* di plusvalenze si siano formate su basi più “ottimistiche” degli stessi andamenti di mercato del prezzo delle abitazioni.

La divaricazione fra i due indici osservabile nel Grafico 4, a partire dagli ultimi vent’anni, si potrebbe naturalmente spiegare anche in altro modo, ossia la si potrebbe prendere come un indice che qualcosa ha “strozzato” l’offerta di locazioni, con i maggiori candidati di nuovo ipotizzabili in una sovra-tassazione dell’affitto o altri interventi legislativi (le note difficoltà di sfratto degli inquilini possono essere viste come un costo occulto in termini di minore reversibilità della scelta di dare in affitto, soprattutto case solo temporaneamente sfitte, perché destinate ai figli, etc.).

Dopo un periodo non breve (1980-1992) di andamento conforme a quello dei prezzi delle abitazioni, l’indice degli affitti si distacca verso l’alto, resistendo alla flessione dei prezzi del decennio successivo. Si noti però che, mentre entrambi gli indici toccano un picco nel 2007, nel periodo più recente (2005-2012) l’indice degli affitti perde in velocità relativa rispetto a quello dei prezzi. Il dato di fatto è che, fissato a 100 il 1980, nell’anno di picco 2007 l’indice degli affitti in termini reali aveva superato il livello di 250, mentre quello dei prezzi delle abitazioni era arrivato a poco meno di 170.

Il fenomeno di divaricazione tra canoni e prezzi dalla prima parte degli anni Novanta è osservabile anche nelle indagini della Banca d’Italia (2012a; vedi Grafico 5). Questi dati confermano anche il rallentamento dei canoni reali e dei prezzi delle abitazioni osservabile a metà del primo decennio successivo. Il rimbalzo registrato fra il 2008 e il 2010 non trova invece conferma nei dati dell’Agenzia del Territorio di cui al Graf. 4.

Grafico 5



Fonte: Banca d’Italia. Canoni e prezzi deflazionati in base all’indice Istat NIC al netto dei tabacchi. 1980 = 100.

Se si confrontano i dati finora analizzati, riferiti ai canoni medi, col più recente indice OMI dei canoni su contratti nuovi,²⁵ si nota che i canoni medi nuovi in termini nominali tendono a flettere leggermente dal 2008, mentre gli affitti medi rilevati sulla base delle serie Istat continuano a crescere, pur rallentando. In termini reali, per tutto il periodo 2004-2011, all'aumento delle quotazioni immobiliari per più del 10% (dati OMI) si contrappone una sostanziale stabilità dei canoni medi Istat e di quelli OMI relativi alle nuove locazioni.

Data la lentezza delle dinamiche osservate e i ritardi con cui presumibilmente si modificano le aspettative di medio-lungo termine, ciò che più importa è focalizzare l'attenzione sull'eventuale consolidarsi di tendenze nell'andamento dei fattori cui guarda la domanda e l'offerta di locazioni. Fra questi fattori, vi è certamente l'osservazione di quanta parte del reddito familiare viene assorbita dall'affitto medio e di quanto renda la locazione.

A tale riguardo, sul primo punto basti osservare che nel periodo 1980-2010 il rapporto tra canone d'affitto e reddito familiare, secondo elaborazioni della Banca d'Italia, è passato dal 9 al 22% circa;²⁶ il canone medio mensile ha raggiunto i 370 euro circa,²⁷ su base nazionale, valore largamente superiore alla rendita catastale delle abitazioni (di circa otto volte secondo l'OMI;²⁸ questo rapporto viene ripreso in alcune delle prossime elaborazioni).

Quanto al tasso di rendimento della locazione, occorre rifuggire da ogni velleità di poterlo calcolare tenendo conto di tutte le diverse situazioni che si sono effettivamente verificate in un qualsiasi arco di tempo, moltissimo dipendendo dalle plusvalenze (o minusvalenze) effettivamente godute (o subite), dai canoni effettivamente percepiti, dall'aliquota di imposta personale del proprietario, etc. L'unica cosa ragionevole è procedere per simulazioni, come faremo anche noi nel prosieguo e come ha fatto l'OMI nel richiamato studio,²⁹ dove è stato calcolato il rendimento lordo e netto di un appartamento di 110 metri quadrati comprato nel 2004 e rivenduto a gennaio 2012,³⁰ appartenente a un individuo con un reddito fra 36.000 e 40.000 euro annui in tutto il periodo, con una certa percentuale di spese di gestione a carico del proprietario etc. Da questa simulazione emerge un tasso di rendimento interno del 3,7 per cento circa, di cui circa 2 punti percentuali riferibili ai canoni in sé e la parte restante al *capital gain* ottenuto sulla vendita. Nella simulazione, le spese e, soprattutto, le imposte si portano via la metà del guadagno (rispettivamente 11,4 e 38,4 punti percentuali).

Queste indicazioni sono sensibilmente migliori per chi affitta nelle grandi città e se riferite a individui con un reddito inferiore; specularmente, sono altrettanto meno positive se riferite a chi affitta nei piccoli centri e a chi possiede redditi superiori a quelli ipotizzati (oltretutto non si è tenuto conto, dichiaratamente, delle addizionali).

Nell'esercizio si calcola anche che in questo caso specifico le riforme degli ultimi anni determinano di per sé l'abbattimento di circa 10 punti percentuali del cuneo fiscale. Su questo torneremo però con maggiore sistematicità nei prossimi paragrafi. Resta il fatto che il rendimento netto della locazione appare piuttosto basso per un investimento di lungo perio-

²⁵ Agenzia del Territorio, 2012c, pag. 142 e segg.

²⁶ Banca d'Italia, 2007 e 2012a.

²⁷ Istat, 2012a e 2013; Banca d'Italia, 2012a.

²⁸ IMM, 2012.

²⁹ Agenzia del territorio, 2012c.

³⁰ Le date di acquisto e vendita sono state evidentemente scelte in modo da formare una sorta di mini-ciclo simmetrico di accelerazioni e rallentamenti dei prezzi nominali con una variazione media vicina all'evoluzione di lungo termine.

do, soggetto a numerose fonti di rischio. Ci si riferisce in particolare al rischio di subire danni non facilmente recuperabili; al rischio di incontrare serie difficoltà di rientrare in possesso della casa quando per qualsiasi ragione si desidererebbe liquidarla o cambiarne la destinazione; al rischio che l'inquilino si riveli moroso o del tutto inadempiente nel pagamento del canone. A quest'ultimo riguardo è probabilmente da rivedere l'art. 26 del TUIR, che impone al proprietario di pagare le imposte anche sui canoni d'affitto non riscossi, salva la possibilità di recupero, ma solo a "conclusione del procedimento giurisdizionale di convalida di sfratto per morosità del conduttore", che allontanano nel tempo il rimborso, e sempre che si tratti di abitazione affittata a persone fisiche (in caso contrario non si recupera nulla).

Si può aggiungere che significativi segnali di un peggioramento della redditività si cominciano a percepire già dalla prima metà degli anni 2000, sia nei dati OMI sia in quelli della Banca d'Italia.

Le elaborazioni condotte dall'OMI indicano, nella media nazionale, un tasso di rendimento lordo riferito ai nuovi contratti di locazione in progressiva riduzione, dal 4,41% dell'inizio del 2004 al 4,1% di fine 2011,³¹ a causa fondamentalmente della dinamica delle quotazioni di mercato delle abitazioni, la quale, a dispetto del rallentamento dei canoni su contratti nuovi, perdura molto veloce fino a tutto il 2008, per poi stabilizzarsi, quando i nuovi canoni iniziano a segnare una riduzione.

Questo declino dei rendimenti lordi nel periodo 2004-2011 è riscontrabile in misura più pronunciata nei comuni sopra i 250mila abitanti, dove passa dal 4,7% nel 2004 al 4,25% nel 2008, anno in cui si allinea a quello dei comuni minori, fino al 4,0% nel 2011, quando scende sotto la media nazionale. La causa di questo sorpasso in discesa può essere stata la differenza nell'aumento dei prezzi degli immobili, più forte nelle grandi città rispetto ai comuni di minori dimensioni³² (nonché nei comuni più turistici³³), a fronte di un andamento dei canoni presumibilmente più uniforme sul territorio nazionale.

Un recente peggioramento della redditività degli immobili locati viene evidenziato anche dai dati della Banca d'Italia (2012a), alla luce dei quali il rendimento lordo medio delle locazioni (relativi ai nuovi come ai vecchi contratti, tipicamente più bassi e "in affanno" nella ricorsa all'inflazione), di poco superiore al 2% nel 1980, raggiunge il picco del 3,4% nel 2002, per poi tornare al di sotto del 3% nel 2010).

Tornando ai valori assoluti del rendimento delle locazioni, di là dalla loro evoluzione nel tempo, si deve anche osservare che le informazioni rivenienti da fonti diverse risultano particolarmente disomogenee. Si è già accennato che nel mercato i canoni fissati nei contratti nuovi possono divergere nettamente rispetto ai canoni stabiliti in contratti vecchi, se non altro per l'erosione inflazionistica dei vecchi canoni, nonostante diffuse clausole di indicizzazione (tipicamente non completa e ai prezzi al consumo, non alle quotazioni immobiliari) e probabilmente per altre ragioni, come il presumibile maggior peso delle grandi città negli indici dei canoni nuovi, per la presenza di contratti rinnovati tacitamente per lunghissimi periodi di tempo, addirittura senza alcun adeguamento, etc. Altre differenze si può presumere

³¹ Agenzia del territorio, 2012c. I dati sui rendimenti lordi, a livello comunale, sono calcolati mettendo a rapporto il valore medio delle quotazioni dei canoni di locazione sui nuovi contratti e il valore medio delle quotazioni degli immobili. Il rendimento lordo medio nazionale viene calcolato ponderando per ciascun comune il rendimento lordo rispetto allo stock di abitazioni locate nel comune stesso.

³² Agenzia del territorio, Rapporto Immobiliare 2012 - Il settore residenziale, pagina 16.

³³ Agenzia del territorio, 2012a, pag. 101.

siano dovute alla diversa disponibilità a rivelare il vero valore del canone, a seconda che l'informazione sia fornita all'Istat, alla Banca d'Italia o all'Agenzia delle entrate. È un fatto che i rendimenti lordi calcolati dalle diverse fonti variano dal 2 al 4 per cento (incidentalmente, al fine di meglio valutare il significato delle simulazioni effettuate in molti degli esercizi presentati in questo studio, questo implica un rapporto medio fra canone e rendita catastale fra circa 8 e oltre 15).

In conclusione, le caratteristiche e l'andamento di lungo periodo della domanda, dell'offerta e dei prezzi, prescindendo dalle oscillazioni congiunturali, mostrano il persistere di una insufficiente offerta di case in locazione e la tendenza degli affitti a consumare una quota crescente del reddito degli affittuari.

L'apparente incoerenza fra canoni sempre più alti e rendimenti insoddisfacenti in ultima istanza rimanda all'ipotesi che l'aggiustamento dei prezzi sia frenato da caratteristiche strutturali del mercato degli affitti e/o da ostacoli normativi e/o da una sovra-tassazione del rendimento lordo. Di certo la domanda di case in affitto è fortemente razionata da prezzi fuori dalla portata di moltissime famiglie e l'alternativa del mutuo per l'acquisto non è ovviamente aperta a tutti. Il rendimento dell'investimento non è peraltro all'altezza dei rischi che corre l'investitore e della scarsa liquidità dell'investimento. Come detto, prezzi alti per chi compra e prezzi bassi per chi vende implicano l'esistenza di un eccesso di cuneo fiscale e forse di un eccesso di "cuneo normativo", che, perseguendo la buona intenzione di tutelare le ragioni dell'affittuario, finisce per danneggiarlo (non individualmente, ma impedendo a molti aspiranti affittuari di diventare tali).

Come detto più volte, questo lavoro considera l'insufficienza di case in affitto, cui specularmente corrisponde un'anomala diffusione della prima casa di proprietà, un problema da affrontare con decisione, soprattutto perché incide negativamente sulla mobilità del lavoro e sulla propensione a formare nuove famiglie.

Nel prosieguo, è soprattutto alla luce di questo squilibrio di fondo che - tralasciando del tutto l'esame dei fattori di natura extra-fiscale che possono aver determinato una scarsità di affitti, nonché l'esame delle politiche di natura extra-tributaria che potrebbero rimediare (inclusa la riedizione di una politica di case popolari a prezzi agevolati) - si presentano e si discutono le innovazioni esclusivamente fiscali introdotte negli anni più recenti, con un breve richiamo alla situazione pregressa.

2.2 La cedolare secca sulle locazioni

Un'imposta non progressiva, ma proporzionale, sull'affitto percepito dal proprietario è stata a lungo considerata una delle risposte più appropriate all'insufficienza dell'offerta di case in affitto e al problema dell'evasione tributaria in questo comparto, evasione che, rifuggendo dalla contrattualizzazione del rapporto di locazione, comportava l'ulteriore problema della scarsa tutela dei diritti delle parti in causa. La proporzionalità dell'imposta veniva proposta anche come misura in grado di assicurare maggiore neutralità rispetto all'imposizione che grava sulle altre forme di impiego del risparmio.³⁴

³⁴ L'argomento a favore di una tassazione differenziata, più pesante per gli affitti perché il proprietario di immobili si avvantaggia di prezzi crescenti dell'*asset* locato rispetto all'investitore in attività finanziarie, perde naturalmente peso in un contesto non inflazionistico.

Questo regime è stato introdotto su base opzionale con il decreto legislativo n. 23/2011. Per inquadrare meglio la portata del provvedimento e valutarne il potenziale impatto, va richiamata la normativa tuttora in vigore, attingendo a quanto già esposto in BBM.

Il fulcro di questa normativa si trova nella riforma del 1998 (legge n. 431) che, come accennato nell'introduzione, aveva affrontato gli effetti controproducenti delle norme sull'equo canone (legge n. 392/78), abrogandole in gran parte, così come aveva rimesso mano alla legge sugli sfratti (legge n. 61/89 di conversione del decreto-legge n. 551/88) e a quella sui "patti in deroga" (legge n. 359/92 di conversione del decreto-legge n. 333/92), tutto in funzione della riattivazione del mercato degli affitti.

Al centro della riforma del 1998 vi è la contrapposizione fra due tipi di contratto: il primo, affidato alla libera negoziazione delle parti (per questo detto "contratto libero") sebbene soggetto a una durata minima (quattro anni, ma rinnovabile per altri quattro); il secondo "a canone concordato", ossia al canone riveniente da accordi territoriali tra le associazioni dei proprietari e quelle degli inquilini, con durata minima triennale e rinnovabile per altri due anni.

La legge si preoccupava di agevolare, anche fiscalmente, il secondo tipo di contratto, tendenzialmente più oneroso (in termini di rinuncia ai canoni di mercato) per il proprietario locatore. L'agevolazione consisteva in una minore base imponibile, sia ai fini Irpef e relative addizionali, sia ai fini dell'imposta di registro. Si riproduce per comodità lo schema già presentato in BBM, con l'indicazione nella nota 1 delle modifiche in vigore da gennaio 2013.

Tavola 2

Agevolazioni fiscali sui contratti di locazione		
	Tipologia di contratto	
	A canone libero	A canone concordato
Proprietario	Riduzione standard del 15% della base imponibile Irpef (confronto tra rendita catastale rivalutata e 85 per cento del canone annuo ⁽¹⁾)	Ulteriore riduzione del 30% sul residuo dopo la riduzione standard del 15% della base imponibile Irpef (confronto tra la rendita catastale rivalutata e 59,5 per cento del canone annuo)
	Imposta di registro al 2 per cento annualizzabile	Riduzione del 30 per cento della base imponibile dell'imposta di registro
Inquilino (abitazione principale)	Detrazione Irpef variabile da 150 a 300 euro in funzione inversa del reddito (2).	Detrazione Irpef variabile da 247,90 a 495,80 euro in funzione inversa del reddito (2)
		Riduzione del 30 per cento della base imponibile dell'imposta di registro

(1) La misura dell'85 per cento è stata elevata al 95 per cento nel 2013. Di conseguenza, la misura del 59,5 per cento relativa ai canoni concordati è aumentata al 66,5 per cento.

(2) La detrazione Irpef è riconosciuta, in tutti i casi, sino al limite di reddito di 30.987,41 euro. La detrazione è elevata fino a 991,60 euro per i lavoratori dipendenti che trasferiscono la residenza per motivi di lavoro e per i giovani di età compresa tra 20 e 30 anni.

A quasi quindici anni di distanza i contratti di locazione a canone concordato rappresentano meno del 20 per cento del totale.³⁵ Il mancato successo dei canoni concordati è ascrivibile sia alla possibilità che i canoni di mercato superino significativamente quelli cal-

³⁵ BBM (2009).

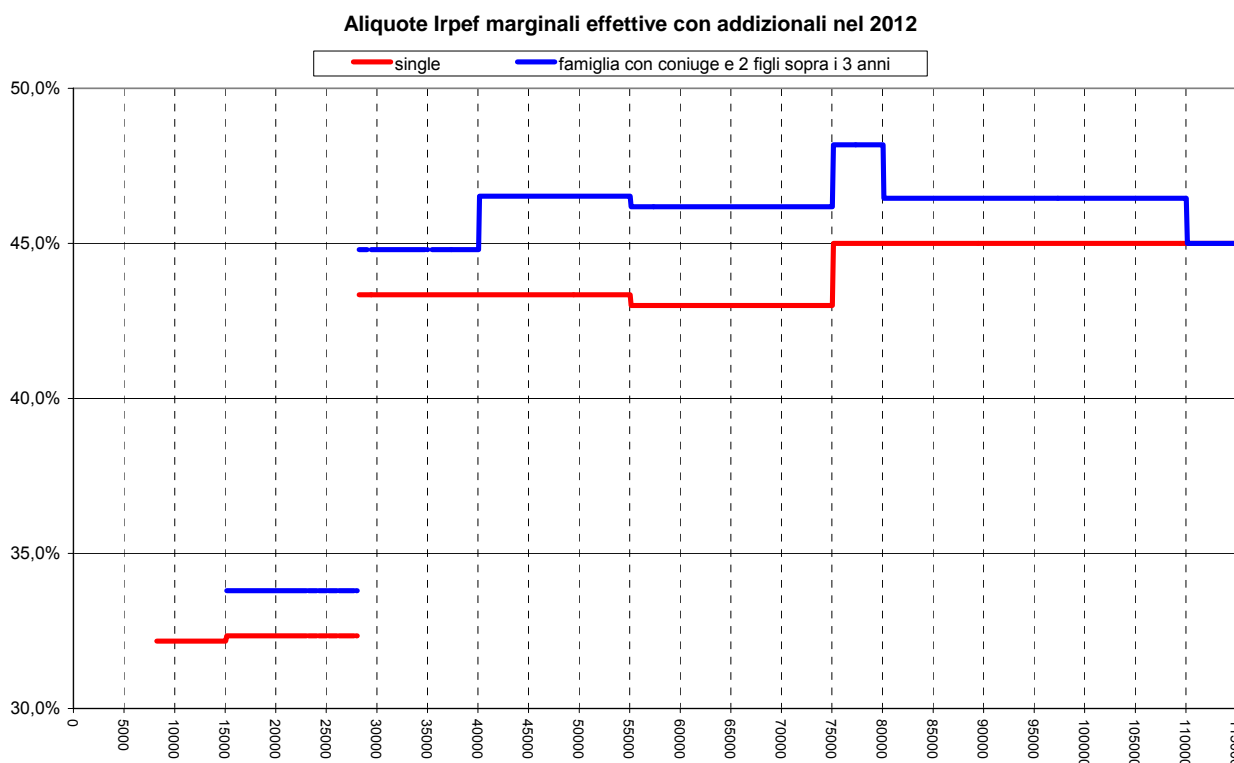
mierati su base territoriale, sia alla scarsa conoscenza tra gli operatori di questo strumento contrattuale.

In tale quadro, la cedolare secca sugli affitti è stata introdotta dal decreto legislativo n. 23/2011, in materia di federalismo fiscale municipale. Questa cedolare è un regime opzionale, riservato alle persone fisiche, che consente di assoggettare ad imposizione proporzionale il reddito riveniente dalla locazione di abitazioni, evitando l'ordinaria imposta personale progressiva e le relative addizionali. La cedolare secca sostituisce inoltre l'imposta di registro e di bollo sul contratto di locazione e sulle relative risoluzioni e proroghe.³⁶

Da notare che la cedolare secca non si applica alla locazione di uffici e negozi da parte di persone fisiche, né alla locazione di qualsiasi tipologia di immobile da parte delle imprese e degli enti pubblici.

La misura dell'imposta varia in funzione del tipo di contratto (19 per cento per gli affitti a canone concordato e 21 per cento per quelli a canone libero) e si applica all'intero ammontare dei canoni pattuiti, senza alcun abbattimento. L'opzione per la cedolare comporta la rinuncia per il locatore agli aggiornamenti del canone per tutta la durata dell'opzione.

Grafico 6



Benché la situazione individuale del locatore possa essere molto diversificata (lavoratore dipendente, pensionato, autonomo, single e con differenti carichi di famiglia, con solo redditi fondiari etc.) e portare a risultati parzialmente diversi da quelli esposti, riteniamo che la convenienza a optare per la cedolare secca possa essere ben valutata considerando il caso “tipico” del lavoratore dipendente, senza e con carichi di famiglia. Il punto essenziale è che

³⁶ Per la cessione dei contratti continua invece ad applicarsi l'imposta di registro proporzionale (2 per cento; l'imposta è dovuta nella misura fissa di 67 euro in mancanza di corrispettivo).

nel giudicare tale convenienza si impieghino le aliquote marginali effettive dell'Irpef e non quelle legali, per tener debitamente conto del *décalage* delle detrazioni per produzione del reddito e carichi di famiglia.

Nel Grafico 6 si coglie immediatamente che le aliquote marginali effettive per queste tipologie di contribuenti si collocano intorno a due livelli ben distinti (oltre alla *no-tax area* di 8.000 euro per il *single* e di 15.000 per la famiglia con coniuge e due figli a carico): al 33% circa per redditi fino a 28.000 e 45% per redditi superiori.

Nella Tav. 3 sono riportati, in termini percentuali, i risparmi d'imposta di cui possono godere i locatori nel passaggio da un regime impositivo all'altro; nell'esempio le addizionali regionali e comunali sono approssimate nel 2 per cento. Nella tavola non sono considerati l'eventuale aggiornamento Istat, l'imposta di bollo per la registrazione del contratto e l'eventuale effetto di oneri deducibili o detrazioni d'imposta.

Tavola 3

Risparmio fiscale per i locatori derivante dall'opzione per la cedolare secca

Imposta	2012		2013	
	Scaglioni di reddito (000 euro)		Scaglioni di reddito (000 euro)	
	15 - 28	Oltre 28	15 - 28	Oltre 28
Aliquota Ipef effettiva con addizionali locali (A)	33	45	33	45
Canone libero				
Quota imponibile del canone (B)	85%	85%	95%	95%
Tassazione effettiva (A × B)	28,05	38,25	31,35	42,75
Imp. registro sul locatore	1	1	1	1
Totale imposta	29,05	39,25	32,35	43,75
Aliquota cedolare secca	21	21	21	21
Risparmio d'imposta	8,05	18,25	11,35	22,75
Canone concordato				
Quota imponibile del canone (C)	59,50%	59,50%	66,50%	66,50%
Tassazione effettiva (A × C)	19,64	26,78	21,95	29,93
Imp. registro sul locatore	0,7	0,7	0,7	0,7
Totale imposta	20,34	27,48	22,65	30,63
Aliquota cedolare secca	19	19	19	19
Risparmio d'imposta	1,34	8,48	3,65	11,63

La scelta della cedolare secca dà un sensibile risparmio d'imposta a tutti i contribuenti proprietari di alloggi che affittano a mercato libero (circa l'ottanta per cento dei contratti) a prescindere dal loro livello di reddito. Ovviamente il risparmio è più elevato per coloro che hanno un reddito superiore a 28.000 euro: per essi il risparmio si avvicina al 50 per cento dell'imposta, ossia 18 punti percentuali su 38 circa. Dal 2013 l'aumento (al 95 per cento)

della quota imponibile per l'affitto a canone libero rende ancora più conveniente l'opzione per la cedolare secca: il risparmio d'imposta, sempre per l'ultimo scaglione di reddito, si avvicina ai 23 punti percentuali.

Per coloro che affittano a canone concordato il vantaggio fiscale dell'opzione risulta meno significativo (conviene non optare per chi si trova nella *no-tax area*).

Mentre ora la differenza fra le due cedolari secche è di soli due punti percentuali dell'affitto, la precedente differenza fra i due regimi ordinari variava da 9 a 12 punti (leggermente di più nel 2013). Per mantenere all'incirca la stessa appetibilità, la nuova cedolare secca sui canoni concordati avrebbe meritato un'aliquota molto più bassa.

Come detto, gli obiettivi perseguiti con l'introduzione della cedolare secca erano di stimolare l'offerta delle abitazioni in affitto - attraverso la riduzione del carico fiscale sul locatore e del fenomeno degli affitti in nero - e di introdurre principi di equità fiscale nella tassazione delle diverse forme d'investimento del risparmio, che, in un contesto non più caratterizzato da cospicui incrementi dei valori immobiliari, penalizza gli investimenti in immobili rispetto a quelli finanziari.

L'obiettivo di far emergere i contratti in nero non è stato però lasciato solo alla cedolare secca. Tutt'altro. Questo obiettivo è stato perseguito anche attraverso disincentivi e specifiche penalizzazioni. Infatti, in caso di mancata registrazione del contratto di locazione da parte del locatore è previsto il raddoppio delle normali sanzioni e soprattutto che l'inquilino - trascorso il termine ordinario di trenta giorni dalla stipula - possa autonomamente procedere alla registrazione tardiva del contratto vedendosi riconosciuto un forte sconto: otto anni di durata del contratto e un canone annuo pari al triplo della rendita catastale.

Il contrasto d'interessi tra locatore e inquilino può rivelarsi molto più efficace, nella lotta all'evasione, dell'inasprimento delle sanzioni. Infatti, ipotizzando rendite catastali pari a 1/8 del canone effettivo (coerentemente con i dati IMM, 2012), il proprietario di un'abitazione locata in nero ad un canone pari a 8.000 euro annui, potrebbe essere costretto a riconoscere all'inquilino una locazione della durata di otto anni ad un canone di 3.000 euro annui.³⁷

A distanza di due anni dall'introduzione del nuovo regime, è possibile formulare alcune brevi osservazioni sulla sua efficacia.

Secondo le stime del MEF la cedolare avrebbe dovuto generare un gettito per l'anno 2011 di circa 2,7 miliardi, che avrebbe più che compensato la perdita di gettito, per l'abbandono del vecchio regime, stimata in 2.580 milioni. In realtà, in base ai dati delle dichiarazioni dei redditi,³⁸ il gettito del 2011 è stato di 875 milioni, pari a circa un terzo di quanto atteso. Il Dipartimento delle Finanze, in una recente audizione,³⁹ ha indicato per il 2012 un gettito di poco superiore agli 800 milioni di euro, che si stabilizzerebbe, dal 2013 in poi, appena sotto i 1.000 milioni, a fronte dei circa 3.900 previsti inizialmente.⁴⁰

³⁷ Negli anni recenti sono state assunte numerose altre iniziative di contrasto al fenomeno delle locazioni "in nero", tra cui l'esclusione da accertamento per i redditi da locazione regolarmente dichiarati e che risultino maggiori al 10 per cento del valore catastale dell'immobile.

³⁸ Statistiche sulle dichiarazioni IRPEF relative al periodo d'imposta 2011, sito web del Dipartimento delle Finanze.

³⁹ Cfr. Audizione alla VI Commissione Finanze della Camera dei Deputati del Direttore Generale delle Finanze F. Lapecorella, 21 novembre 2012.

⁴⁰ I dati pubblicati nel Bollettino mensile delle entrate tributarie, a pagina 13, indicano un dato di preconsuntivo per il 2012 di 1.020 milioni di euro.

Oltre che da stime troppo ottimistiche l'errore di previsione è senz'altro dipeso dalla difficoltà di applicazione che è subito emersa per il nuovo regime (notifica dell'opzione all'Agenzia delle entrate, comunicazione all'inquilino, molteplicità di regole per il versamento degli acconti, difficoltà della gestione dei contratti già in essere). È possibile che non si sia ancora arrivati alla piena entrata a regime del nuovo sistema, cioè che il processo di apprendimento dei contribuenti sia ancora parziale. E però indubbio che le stime governative abbiano molto sopravvalutato la diffusione della nuova forma di imposizione sostitutiva.

Se questo errore di previsione non fosse compensato a lungo andare dalla sperata emersione di contratti finora in nero, si determinerebbe un costo non preventivato per le finanze pubbliche non indifferente. Secondo Lungarella (2011) è assai improbabile che questo esito negativo possa essere evitato, poiché per rendere neutrale l'introduzione della cedolare dovrebbe emergere un maggiore reddito di circa 6,7 miliardi di euro, pari a un aumento del 50% della base imponibile, cui corrisponderebbe un maggior numero dei contratti registrati di oltre un milione (da aggiungersi agli attuali 2,7 milioni di abitazioni locatate con contratto regolare possedute da persone fisiche, le uniche che possono optare per la cedolare secca). Ma dalle statistiche disponibili risulta che, se pure la percentuale di emersione fosse elevata, difficilmente si potrebbe mai raggiungere la cifra di un milione di contratti. Si consideri infatti che a tutt'oggi l'unica stima attendibile del bacino dei contratti in nero risulta dal confronto fra i dati Istat (4,5 milioni di famiglie in affitto, di cui circa 1 milione con locatori enti pubblici) e quelli dell'Agenzia del Territorio e del Dipartimento delle finanze (IMM, 2012, pag. 20: 2,7 milioni di abitazioni locatate da persone fisiche). In base a questi dati, potrebbero emergere, nell'ipotesi più ottimistica, non più di 800.000 contratti in nero (4,5 milioni di famiglie meno 3,7 milioni di affitti).

Al momento non si dispone di alcuna informazione sulla quota di sommerso che potrebbe essere stata regolarizzata. Probabilmente bisognerà attendere che le cifre del gettito siano distinte fra nuovi contratti e vecchi contratti e che si disponga di qualche ulteriore informazione sui flussi fisiologici di nuovi contratti. Tutto ciò che si conosce è che 483.000 soggetti hanno optato nel 2011 per il nuovo regime, pari al 2,3% di chi dichiara redditi da fabbricati, per un imponibile di 4,2 miliardi di euro (11% dell'imponibile totale da fabbricati). L'88% si riferisce a "contratti liberi" ad aliquota del 21%, secondo le statistiche delle dichiarazioni dei redditi. In base alla stessa fonte, l'opzione è stata esercitata, nella metà dei casi, da soggetti con reddito complessivo tra 20 e 50 mila euro, e per il 7% da soggetti con redditi fino a 15 mila euro.

Queste limitate informazioni non sembrano confortare le attese circa l'efficacia delle nuove misure nel portare alla luce l'ampia area di sommerso, sebbene resti sempre il dubbio che le difficoltà applicative abbiano giocato un ruolo significativo. Se risultasse confermata la modestia della capacità delle nuove norme di regolarizzare i contratti in nero, occorrerebbe riconsiderare la questione, riconoscendo non solo la limitata efficacia delle riduzioni fiscali nel contrastare l'evasione totale, ma anche i limiti delle altre misure adottate al medesimo fine. In particolare, il conflitto di interessi può evidentemente non prodursi, anche solo per ignoranza delle regole, oppure non essere sufficientemente forte da vincere la "natura fiduciaria" del rapporto tra locatore e locatario (se si preferisce, il timore di ritorsioni).

Infine, per quanto riguarda gli effetti sui canoni applicati e sulle tipologie contrattuali, va rilevato che la distribuzione dei vantaggi fiscali del nuovo regime tra proprietario e inquilino risulta inizialmente sbilanciata a favore del proprietario. Il principale risparmio per l'inquilino, che può andare ben al di là del risparmio della metà dell'imposta di registro,

consiste infatti, nel regime cedolare, nel successivo blocco dell'adeguamento dei canoni per tutta la durata dell'opzione del locatore. A questo vantaggio corrisponde un pari costo per il proprietario. Ipotizzando un tasso d'inflazione annuo del 3% e una durata contrattuale di otto anni, il vantaggio arriverebbe, alla scadenza contrattuale, al 30% dell'affitto. Ovviamente il proprietario può difendersi da questi effetti innalzando opportunamente il canone d'affitto iniziale. Altrettanto ovviamente, la traslazione in avanti e all'indietro dei vantaggi che affluiscono alle parti potrà avvenire a un ritmo più veloce o più lento a seconda delle condizioni di mercato.

Inoltre, a causa della riduzione della forbice a soli due punti percentuali (19-21) tra le due aliquote d'imposta riferibili ai canoni di mercato e a quelli concordati sembra essere diminuito il ricorso a quest'ultima tipologia di contratto (12% degli imponibili, contro il 20% dei contratti nel precedente regime), minando l'impianto normativo della riforma del 1998, che invece aveva fatto ampiamente uso delle agevolazioni fiscali a favore dei contratti a canone concordato.

In breve, la riforma della tassazione dei redditi da locazione ha reso più conveniente l'affitto, ha creato forti incentivi all'emersione dei contratti in nero e allineato la tassazione del reddito immobiliare a quella dei rendimenti delle attività finanziarie, ma ha tolto appetibilità all'utilizzo dei canoni concordati e non sembra aver sinora inciso in grande misura, anche a causa di complessità applicative non del tutto appianate. Inoltre, potrebbe aver ridotto il ricorso alla cedolare la penalizzazione implicita nel blocco degli adeguamenti per tutta la durata dell'opzione, almeno per tutti i contratti in corso.⁴¹

Circa le potenzialità, va considerato che la cedolare secca, applicandosi solo alle persone fisiche, garantisce un beneficio significativo alla grandissima parte dei contribuenti con un debito Irpef. Del resto, le informazioni prima citate indicano che più della metà di coloro che hanno fatto ricorso alla cedolare secca ricadono in classi di reddito con aliquote inferiori a quella massima. Ciò induce a non sottovalutare l'appetibilità del nuovo regime anche a fronte di guadagni modesti, probabilmente anche perché la cedolare secca è percepita come una semplificazione dei doveri fiscali (tra l'altro, assorbe l'imposta di registro e il bollo).

Potrebbe comunque essere riconsiderata la scelta compiuta dal legislatore di non estendere il campo di applicazione della cedolare alle locazioni da parte delle società e degli enti pubblici (stimabili in circa 1 milione di contratti). Questo ha lasciato immutato per le imprese un regime di tassazione meno vantaggioso rispetto non solo a quello previsto per le persone fisiche, ma anche per gli operatori professionali (SIIQ e fondi immobiliari). L'estensione dell'agevolazione alle imprese (che potrebbe prendere la forma di un abbattimento dell'imponibile o dell'imposta di effetto equivalente o l'ammissibilità di alcune spese di gestione e manutenzione) potrebbe incentivare l'attività di investimento in case d'abitazione, incluso l'investimento nel recupero e nella ristrutturazione edilizia.

2.3 L'Imu

Da più parti era stata segnalata l'anomalia del sistema fiscale italiano che, soprattutto con l'abolizione dell'ICI sulla prima casa, aveva quasi eliminato qualsiasi forma di imposi-

⁴¹ Per i contratti nuovi, anche l'innalzamento dell'affitto nel primo anno di contratto rispetto alle condizioni di mercato pre-esistenti – necessario a compensare il blocco degli adeguamenti – può essersi rivelato problematico, sia per l'avversa congiuntura, sia per la difficoltà oggettiva di prevedere l'inflazione.

zione reddituale o patrimoniale sulle abitazioni principali, sia a livello locale che erariale. In Italia si è sempre preferito tassare poco la disponibilità di immobili e di più il loro trasferimento, sia pure entro i limiti richiamati nel par. 2.5.2. L'Imu (imposta municipale propria) rappresenta un primo passo verso un'inversione di tendenza che tassa il possesso in maniera più significativa, mantenendo ferme le imposte sui trasferimenti, anzi prevedendone un ridimensionamento a partire dal 2014.

L'Imu è stata introdotta in sostituzione dell'ICI e dell'Irpef sulle abitazioni non locate. Il decreto istitutivo (n. 23 del 2011, attuativo della delega sul federalismo fiscale) prevedeva la sua applicazione a partire dal 2014, ma il decreto legge "salva Italia" l'ha anticipata al 2012 in via sperimentale fino al 2014 compreso e ha esteso il prelievo anche alle abitazioni principali e ai fabbricati rurali strumentali.

La base imponibile è calcolata, come per l'ICI, applicando determinati moltiplicatori alle rendite catastali rivalutate, ad eccezione delle aree fabbricabili, per le quali si utilizza il valore venale in commercio; la base è dimezzata per fabbricati di interesse storico o artistico o dichiarati inagibili o inabitabili. L'aumento del moltiplicatore delle rendite catastali e le nuove aliquote, come si dirà meglio in seguito, portano a un'imposta complessiva molto più elevata.

Si noti che la rivalutazione delle rendite catastali per un coefficiente fisso ai fini Imu non ha riguardato le imposte sui trasferimenti, la cui base imponibile è rimasta immutata.

Al contempo, è stato completamente detassato il reddito figurativo, prima assoggettato all'imposta personale progressiva, a meno che non fosse l'abitazione principale. Pertanto il possesso di un'abitazione, se non locata, non produce dal 2012 alcun reddito Irpef per il proprietario.

Le aliquote Imu base sono tre: il 4 per mille per le abitazioni principali e relative pertinenze, il 2 per mille per i fabbricati rurali e il 7,6 per mille per gli altri immobili. I comuni hanno la possibilità di aumentarle o diminuirle, rispettivamente di 2, 1 e 3 punti per mille; inoltre, l'aliquota del 7,6 per mille può essere ridotta fino al 4 per mille per gli immobili strumentali, di società o locati.

L'imposta dovuta sull'abitazione principale e relative pertinenze è ridotta inoltre di 200 euro (proporzionata al periodo e alla percentuale di utilizzo) e, per il 2012 e per il 2013, di ulteriori 50 euro per ogni figlio convivente di età inferiore a 26 anni; la detrazione complessiva risultante non può superare 600 euro. I Comuni possono aumentare la detrazione fino a concorrenza dell'imposta; in tal caso non possono però aumentare l'aliquota ordinaria sulle abitazioni tenute a disposizione.

Questa detrazione o franchigia introduce nella tassazione della prima casa un elemento di progressività non trascurabile. Per le abitazioni con piccoli spazi *pro capite* in grado di fornire solo i servizi abitativi basilari la tassazione della prima casa è sostanzialmente nulla. La detrazione base, che tipicamente riguarda le case abitate da una o due persone, annulla l'Imu di moltissime delle unità immobiliari oggi occupate nel nostro Paese, ossia quelle con un valore di mercato di circa 112.500 euro (cfr. tab. 4). Una famiglia con due figli sotto i 26 anni conviventi, non paga l'Imu fintanto che il valore della sua casa resta all'incirca sotto i 170.000 euro.

Con aliquote Imu inferiori o superiori l'area di esenzione è rispettivamente più e meno estesa. In sede di prima applicazione l'aliquota Imu per l'abitazione principale è stata fissata

mediamente intorno allo 0,45%, ma con vari aumenti delle detrazioni per le famiglie più svantaggiate. È risultata superiore allo 0,95% quella sugli altri immobili residenziali.

In virtù del venir meno dell'Irpef calcolata sul gettito figurativo, il disegno dell'Imu ha originariamente previsto una compartecipazione statale pari al 50 per cento del gettito derivante dall'applicazione delle aliquote di base previste per gli immobili diversi dalle abitazioni principali e relative pertinenze e per i fabbricati rurali strumentali: nel primo anno di applicazione le riduzioni d'aliquota e le detrazioni hanno inciso pertanto solo sulla quota di gettito di pertinenza dei comuni. Ai Comuni sono state riconosciute le maggiori imposte, le sanzioni e gli interessi eventualmente dovuti a seguito di accertamenti.

In sostanza, almeno per il 2012, l'Erario è stato destinatario del 3,8 per mille del valore catastale rivalutato delle costruzioni impiegate nelle attività produttive (agricoltura, industria, commercio, altri servizi) e delle seconde case.⁴² I Comuni hanno ricevuto il resto dell'Imu su questi cespiti e tutto il gettito dell'Imu sull'abitazione principale. Certo un sistema che non brilla per trasparenza, dotato di sin troppa *visibilità* dell'imposta (perché il riassorbimento della vecchia Irpef sui redditi figurativi nella nuova patrimoniale è passato quasi inosservato) e scarsa *accountability* degli amministratori locali, offuscata dalla compartecipazione statale.

Per rimediare almeno in parte a questo difetto, come da più parti sollecitato, sono state apportate importanti modifiche con la legge di stabilità 2013, che ha fissato un nuovo criterio di ripartizione del gettito Imu.

In breve, dal 2013 va allo Stato esclusivamente il gettito Imu degli immobili ad uso produttivo⁴³ nella misura che deriverebbe dall'applicazione dell'aliquota standard dello 0,76%, mentre va ai Comuni tutto il gettito che viene dalle abitazioni, prime o seconde case che siano e da chiunque possedute. Restano i margini di manovra delle aliquote già detti. Ragion per cui il Comune può aumentare le proprie entrate Imu sia agendo sulle aliquote che interessano le abitazioni, sia sulle aliquote che interessano gli immobili ad uso produttivo, così come può rinunciare a parte del gettito abbassandole sotto le misure standard (non però nel caso degli immobili ad uso produttivo, per i quali le aliquote possono essere solo accresciute dal livello standard del 7,6 fino al 10,6 per mille).

In definitiva, questa modifica rende certamente più trasparenti le responsabilità degli amministratori locali, perlomeno nei confronti dei propri cittadini; allo stesso tempo la nuova ripartizione del gettito Imu ha mancato l'occasione per rimuovere le fonti di inefficienza che si possono evitare fissando un'aliquota immodificabile per l'Imu "statale" sugli immobili strumentali.⁴⁴

⁴² A proposito delle seconde case, si noti incidentalmente che il 3,8 per mille della base Imu che affluisce allo Stato può essere visto come il limite superiore della vecchia Irpef sul reddito figurativo sotto altro nome. I percettori di redditi superiori ai 75.000 euro pagavano infatti circa il 45% (addizionali incluse) della rendita catastale rivalutata del 5% e aumentata di un terzo, quindi circa il 60% della stessa rendita rivalutata, all'incirca pari al 3,8 per mille di 160 volte la rendita rivalutata. Ovviamente per il contribuente ad aliquota minima (25%, addizionali incluse) l'aliquota Imu equivalente sarebbe stata di poco superiore al 2 per mille circa.

⁴³ Gruppo catastale "D".

⁴⁴ Si consideri infatti che in questo sistema, a parità di altre condizioni, eventuali sconti concessi alle imprese per facilitare l'insediamento produttivo in loco devono essere ripagati dalle comunità locali con un maggiore sforzo fiscale a carico delle famiglie che possiedono le abitazioni; viceversa, l'amministratore locale potrebbe dare una maggiore importanza alla possibilità di abbassare il carico fiscale dei suoi elettori a scapito delle attività produttive insediate nel proprio territorio, così come può – attraverso la manovra sulle aliquote - favorire o sfavorire gli insediamenti abitativi di non residenti. Tutto ciò accadeva anche prima della modifica nella ripartizione Imu apportata dalla leg-

L'Imu si differenzia dall'ICI – oltre che per l'assorbimento dell'Irpef sui redditi figurativi – per l'aumento della base imponibile (che cresce del 60 per cento, mediante l'aumento di uno dei moltiplicatori della rendita catastale da 100 a 160); per la riduzione al 4 per mille dell'aliquota dell'abitazione principale (nel 2007, ultimo anno di applicazione dell'ICI sulla prima casa, l'aliquota era mediamente pari a 5,2 per mille); per la detrazione per l'abitazione di residenza di 200 euro, maggiore della detrazione media ICI di 117 euro prevista nel 2007; per l'aumento dell'aliquota per gli altri immobili al 7,6 per mille, rispetto all'aliquota media del 6,1 per mille osservata nel 2011.

Tavola 4

Abitazione principale: prelievo ICI-Imu, per rendita catastale/valore dell'immobile

Rendita catastale	Valore dell'immobile	Base ICI	ICI 2007 (5,2 per mille)	Base IMU	IMU 2012 (4 per mille)	IMU 2012 (5 per mille)
250	94.500	26.250	20	42.000	0	10
297,6	112.500	31.250	46	50.000	0	50
500	189.000	52.500	156	84.000	136	220
750	283.500	78.750	293	126.000	304	430
1000	378.000	105.000	429	168.000	472	640
1250	472.500	131.250	566	210.000	640	850
1500	567.000	157.500	702	252.000	808	1060

Per l'abitazione principale, tali differenze sono esposte nella Tav. 4, per valori crescenti della rendita catastale e del valore del fabbricato. Si noti che quest'ultimo è assunto pari a 2,25 volte la base IMU (secondo quanto emerge dallo studio IMM, 2012, pag. 121).

Per effetto della minore aliquota e della maggiore detrazione fissa dell'Imu rispetto all'ICI, si estende l'area di esenzione: in pratica, con aliquota Imu del 4 per mille non vengono colpite dal tributo le abitazioni con rendita catastale sino a 300 euro circa (240 euro con aliquota del 5 per mille). Sino alla rendita di circa 280 euro (per l'Imu al 5 per mille) e di 660 euro (per l'Imu al 4 per mille) il prelievo ICI 2007 risultava più gravoso.

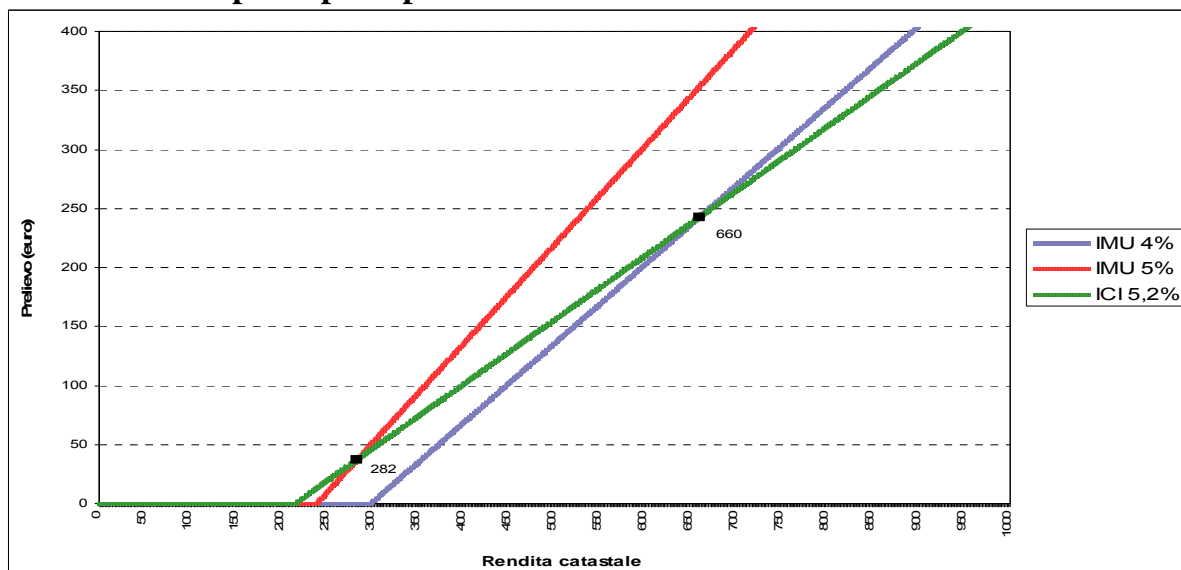
ge di stabilità. La vera differenza è che ora qualsiasi deviazione dalle aliquote standard motivata dall'eventuale desiderio di detassare la prima casa a scapito delle "seconde case", qualora dovesse portare a una più lenta dinamica delle basi imponibili delle seconde case, non toccherebbe il gettito statale, ma solo quello comunale. Viceversa, il gettito statale potrebbe essere intaccato da politiche che sfavoriscono gli insediamenti produttivi. A livello aggregato, eventuali aggravii dei costi fiscali medi sulla competitività delle imprese o rilocalizzazioni produttive individuali motivate al margine da differenze di carico Imu, sarebbero un inutile costo, a meno di non innescare rapidamente circoli virtuosi di concorrenza fiscale fondata su guadagni di efficienza nelle amministrazioni locali.

Quanto detto è riassunto nel Graf. 7. L'analisi grafica non tiene conto della detrazione per i figli conviventi, che innalza sia l'area di esenzione, sia il punto di indifferenza tra i due tributi.

Secondo dati del MEF (*"IMU: analisi dei versamenti 2012"*), tra le abitazioni principali, quelle con rendita inferiore a 660 euro, per le quali l'IMU ad aliquota standard è inferiore all'ICI, rappresentano circa i tre quarti del totale.

Grafico 7

Abitazione principale: prelievo Imu e ICI al crescere della rendita catastale



2.3.1 Il gettito Imu

In base a recenti elaborazioni del MEF,⁴⁵ risulta che nel 2012 l'IMU sull'abitazione principale ha riguardato circa 17,8 milioni di contribuenti, per un importo medio di circa 225 euro. L'esborso procapite per classi di reddito varia tra i 187 euro (contribuenti con reddito sino a 10 mila euro) e i 629 euro (reddito superiore a 120 mila euro). Ad aliquota standard (cioè al netto di quanto deliberato a livello comunale), il gettito è stato di 3,4 miliardi di euro; 600 milioni derivano dalle variazioni di aliquota disposte dai comuni, su un totale di gettito di circa 4 miliardi.

Circa un quarto delle abitazioni è risultato esente da imposta. Il numero di contribuenti e il versamento medio sono risultati largamente in linea con quanto registrato per l'ICI nel 2007 (ultimo anno di applicazione dell'imposta sull'abitazione principale).

Per i fabbricati diversi dall'abitazione principale l'imposta ha generato un gettito totale di circa 17,9 miliardi, di cui 11,3 da persone fisiche e 6,3 da "non persone fisiche". Nell'ambito di questo aggregato occorre distinguere fra il gettito riferibile a "secondo case", a disposizione o locare che siano, e altri fabbricati "produttivi" (ossia negozi, uffici, studi privati e poi una vasta categoria di fabbricati oggetto di attività economiche denominati "a uso produttivo", appartenenti alla categoria catastale D).

⁴⁵ Dip. Finanze: IMU: Analisi dei versamenti 2012.

Questa ripartizione non è al momento disponibile, per cui si è proceduto a una stima sulla base della distribuzione delle basi imponibili quale risulta dalle dichiarazioni dei redditi. I risultati sono riportati nella Tavola 5.⁴⁶ La tavola è costruita in modo da facilitare una proiezione della ripartizione del gettito Imu 2013 fra Stato e Comuni.

Tavola 5

STIMA DELLA RIPARTIZIONE DEL GETTITO IMU 2012 E PROIEZIONE 2013 (miliardi di euro)						
	2012			2013		
	Totale (*)	di cui: destinato allo Stato	di cui: destinato ai Comuni	Totale	di cui: destinato allo Stato	di cui: destinato ai Comuni
Abitazione principale	4,0		4,0	4,0		4,0
Fabbricati diversi dall'abitazione principale posseduti da persone fisiche	11,3	4,7	6,6	11,5	1,8	9,6
<i>di cui: Abitazioni a disposizione e in uso gratuito</i>	3,7	1,5	2,2	3,7		3,7
<i>Abitazioni locatè</i>	1,9	0,8	1,1	1,9		1,9
<i>Negozi e uffici</i>	1,7	0,7	1,0	1,7		1,7
<i>Fabbricati a uso produttivo (cat. D)</i>	2,0	0,8	1,2	2,2	1,8	0,4
Fabbricati diversi dall'abitazione principale posseduti da "non persone fisiche"	6,6	2,7	3,9	6,8	2,5	4,4
<i>di cui: Fabbricati a uso produttivo (cat. D)</i>	2,8	1,1	1,6	3,0	2,5	0,5
Terreni, aree fabbricabili, fabbricati rurali	1,7	0,6	1,1	1,7		1,7
Totale (*)	23,7	8,0	15,6	24,0	4,3	19,7

(*) I totali del gettito 2012 indicati in neretto sono tratti dalla comunicazione del Dipartimento delle finanze: "IMU: analisi dei versamenti 2012"; gli altri dati riferiti ai fabbricati diversi dalle abitazioni principali sono stati ripartiti secondo le basi imponibili rivavate dalle rendite catastali indicate nelle dichiarazioni dei redditi ed elaborate dal Dip. delle Finanze e dall'Agenzia del Territorio in "Gli immobili in Italia, 2012" (tab 1.8)

Da questa stima emerge che le cosiddette seconde case (più precisamente le abitazioni diverse dall'abitazione principale possedute dalle persone fisiche) hanno dato un gettito Imu di circa 3,7 miliardi, quasi quanto le prime case, nonostante che il loro numero (pertinenze incluse) e le corrispondenti basi imponibili siano più o meno il 30% degli analoghi valori delle abitazioni principali.

L'Imu che riguarda più da vicino le imprese è quella che grava sugli immobili appartenenti a "non persone fisiche" (quindi anche enti pubblici e privati) e quella sui fabbricati commerciali di proprietà di persone fisiche affittate a negozi e uffici, nonché tutta l'Imu che riguarda i fabbricati a uso produttivo, da chiunque posseduti (in genere dalle stesse imprese come beni strumentali). In totale si tratta di 10,3 miliardi di euro, cui occorre aggiungere parte del gettito riferito a terreni e aree edificabili. Si noti che per le imprese l'aggravio dell'imposta sul patrimonio immobiliare non è stato attenuato dall'introduzione della cedolare secca sugli affitti, che non si applica quando il proprietario non è una persona fisica e

⁴⁶ Poiché la ripartizione del gettito fra "persone fisiche" (PF) e "non persone fisiche" (NPF) fornito nella pubblicazione del MEF non è compatibile con la ripartizione delle basi imponibili calcolate dall'Agenzia del Territorio a causa del ritardo col quale vengono registrati i passaggi di proprietà, in particolare fra costruttori e acquirenti, si è attribuito a PF circa un terzo delle basi imponibili di NPF, rispettando la classificazione o "destinazione" degli immobili per tipologia (abitazioni, negozi, etc.).

neppure quando l'immobile non è adibito ad abitazione, ma locato ai titolari di un'attività economica. Tutto questo fa della **riforma Imu** un'innovazione che **ha finito per gravare soprattutto sul sistema produttivo** .

Va pure osservato che dal 2013 questo carico fiscale è destinato a crescere per effetto di un ritocco verso l'alto dei coefficienti di moltiplicazione della rendita catastale degli immobili a uso produttivo⁴⁷ e perché si riduce la deduzione forfettaria delle spese di gestione e manutenzione delle abitazioni, da chiunque possedute, dal 15 al 5% del canone annuo.

Un significato particolare assume il gettito del sottoinsieme degli "immobili ad uso produttivo" (circa 4,8 miliardi nel 2012), sia per l'ovvio risvolto in termini di competitività di costo delle imprese, sia perché dal 2013 tale introito affluirà alle casse dello Stato nella misura dell'aliquota ordinaria del 7,6 per mille e non più nella precedente misura del 3,8 per mille. Il relativo gettito IMU è stimabile in 4,3 miliardi di euro, inferiore a quello complessivamente affluito al bilancio dello Stato nel 2012 (circa 8,0 miliardi), quando però comprendeva risorse che venivano retrocesse ai Comuni. Dal 2013 tali trasferimenti saranno "autofinanziati" anche formalmente, ponendosi a carico del gettito comunale e alimentando la redistribuzione del neo-istituito Fondo di solidarietà comunale, pari a 4,7 miliardi.

Alle stesse aliquote e a parità di ogni altra condizione del 2012, i Comuni potranno disporre nel 2013 di un gettito di quasi 20 miliardi, per costruzione di poco superiore alla somma fra le risorse del citato Fondo di solidarietà e il precedente gettito.

Questa nuova ripartizione del gettito Imu risponde anche ad alcune critiche avanzate soprattutto in ambito accademico, che avevano messo in evidenza l'incoerenza col disegno federalista (l'introduzione dell'Imu era stata prevista proprio in tale ambito), come già accennato.

2.3.2 L'interazione fra Imu e cedolare secca

Il trattamento fiscale delle abitazioni diverse da quella principale è stato oggetto di profondi cambiamenti tra il 2010, anno in cui erano in vigore l'ICI e il regime ordinario Irpef, e il 2012, in cui sono invece vigenti l'Imu e l'opzione per la cedolare secca. Il confronto fra i due regimi permette di mettere in evidenza due effetti: per l'abitazione tenuta a disposizione, l'assorbimento nell'Imu dell'Irpef sul loro reddito figurativo, rappresentato della rendita catastale aumentata di un terzo; per le abitazioni locate, l'impatto congiunto dell'Imu e dell'opzione per la cedolare secca, in alternativa al regime ordinario di canone libero o concordato.

Nella tavola che segue viene riportato il confronto del carico fiscale, tra il 2010 e il 2012, in funzione del diverso utilizzo dell'immobile e dei diversi regimi applicabili alla locazione, per un contribuente residente a Roma in un'abitazione con rendita catastale di 1.000 euro, locata ad un canone di 8.000 euro annui ovvero di 15.000 euro, rispettivamente corrispondenti al valore medio nazionale del rapporto affitto/rendita calcolato dall'OMI e il medesimo rapporto sui contratti nuovi nelle grandi città fornito dallo stesso OMI.⁴⁸ Le ali-

⁴⁷ Gli immobili ad uso produttivo, identificati con quelli di gruppo catastale D, generano una base imponibile IMU pari alla loro rendita catastale rivalutata del 5% e moltiplicata per 60. Quest'ultimo coefficiente sale a 65 dal 2013. Resta invece fermo a 80 il moltiplicatore della categoria D5 (istituti di credito e di assicurazione).

⁴⁸ Più in particolare, secondo i dati IMM (2012, pag. 151), nelle diverse regioni d'Italia questo rapporto varia tra 5,7 e 9,0. In base all'approfondimento contenuto in Agenzia del Territorio (2012c), il rendimento lordo delle abitazioni

quote Irpef considerate sono quelle (marginali effettive; cfr. par. 2.2) del 33 e 45 per cento. Ai fini ICI si considerano le aliquote vigenti nel 2010 nella città di Roma: 7 per mille per le abitazioni sfitte e per quelle locate a canone libero; 4,6 per quelle locate a canone concordato. Ai fini IMU si tiene conto dell'aliquota del 10,6 per mille stabilita dal Comune per gli immobili diversi dall'abitazione principale. Non si tiene conto dell'effetto della scelta per la cedolare secca sull'imposta di registro e sui mancati adeguamenti Istat. Per l'abitazione a disposizione, si tiene conto del venir meno, con l'Imu, dell'imposizione Irpef sul reddito figurativo.

Tavola 6

Impatto differenziale 2010-2012 derivante dall'introduzione dell'IMU e dell'opzione per la cedolare secca, rispetto al precedente regime, in funzione dell'utilizzo dell'immobile						
	IRPEF		ICI	IMU	EFFETTO NETTO	
	33%	45%			33%	45%
Abitazione a disposizione	-462	-630	-735	1781	584	416
Abitazione locata a canone libero pari a 8 volte la rendita	-564	-1380	-735	1781	482	-334
Abitazione locata a canone concordato pari a 8 volte la rendita	-51	-622	-483	1781	1247	676
Abitazione locata a canone libero pari a 15 volte la rendita	-1058	-2588	-735	1781	-12	-1542
Abitazione locata a canone concordato pari a 15 volte la rendita	-95	-1166	-483	1781	1203	132

Nota: **valori negativi** indicano **risparmi d'imposta** rispetto allo scenario pre-Imu e cedolare secca, valori positivi indicano aggravii fiscali.

Rispetto al 2010, per i detentori di immobili a disposizione l'effetto Imu determina un netto aggravio impositivo, fra il 30 e il 50% a seconda dell'aliquota marginale del proprietario. Questo accade per entrambe le classi di reddito, per le quali l'aggravio dell'Imu più che compensa l'effetto positivo derivante dall'assorbimento dell'Irpef sul reddito figurativo.

Per i proprietari che danno in locazione l'immobile optando per la cedolare secca si nota un sensibile miglioramento solo per i contribuenti con aliquota marginale Irpef del 45 per cento circa, ossia per chi possiede redditi oltre i 28.000 euro l'anno e sempre che ci si riferisca a contratti a canone libero: in tal caso il risparmio a titolo d'imposte sul reddito da locazione supera il maggior carico fiscale derivante dalla proprietà, con risultati che sono naturalmente sensibili al valore del canone d'affitto rispetto alla rendita catastale. Per i contratti a canone concordato si va sempre incontro a un aggravio di imposte.

Coloro che hanno sottoscritto contratti a canone libero e affrontano un'aliquota marginale intorno al 33%, soffrono generalmente di un aggravio di imposte, che si annulla e inverte di segno solo per valori molto elevati dell'affitto rispetto alla rendita.

Quanto osservato per il Comune di Roma può estendersi a molte delle principali città italiane, dove il differenziale tra la vecchia aliquota ICI ordinaria (dal 5 al 7 per mille) o, a

su contratti nuovi nelle grandi città è di circa il 4%, cui corrisponde un rapporto fra affitto e rendita catastale intorno a 15.

maggior ragione, “ridotta” per i contratti a canone concordato, e l’aliquota Imu (di norma vicina al massimo del 10,6 per mille) è quasi sempre altrettanto ampio.⁴⁹

In conclusione, avuto riguardo alle differenze col previgente regime, si può dire che la combinazione fra le due innovazioni legislative ha condotto ad un aggravio, tranne che per coloro che hanno aliquote marginali sul reddito elevate e affittano a canone libero. Nonostante l’importanza quantitativa di questa frazione di potenziali locatori, in aggregato potrebbe determinarsi un minore investimento in abitazioni da destinare alla locazione.

Dunque, se si sposa l’approccio di questo studio, di considerare prioritario il problema dell’insufficienza delle locazioni, le due principali riforme della tassazione immobiliare agiscono nel senso di lenire il problema nel breve termine, inducendo a “mobilizzare” alcune delle “vecchie” case oggi sfitte, ma forse di aggravarlo tendenzialmente su un orizzonte più lungo, a causa dell’impatto negativo sul rendimento dell’investimento in nuove case da affittare.

Avendo riguardo alla sua configurazione in sé, la nuova imposta realizza un sistema di imposizione patrimoniale che continua a differenziare nettamente l’abitazione principale dalle altre abitazioni. Infatti, di diritto o di fatto, nell’Imu la prima casa è esentata del tutto fino a un valore di circa 112.500, 140.000 e 170.000 euro (rispettivamente, per *single* o coppie senza figli, per famiglia con un figlio convivente, per famiglie con due figli) e di oltre la metà per l’extra-valore; la tassazione piena è riservata solo alle abitazioni possedute in aggiunta alla prima casa e tenute a disposizione o locate. Per questo motivo, nonostante la larghissima prevalenza numerica delle prime case, il gettito è solo un quarto del totale (un sesto, se si considera l’Imu che grava su fabbricati industriali, negozi, uffici e terreni).

Inoltre, il ripristino della tassazione sull’abitazione principale risponde alle “buone pratiche” del federalismo fiscale riconosciute a livello internazionale e restituisce ai comuni una certa dose di autonomia tributaria. La totale esenzione da imposte sul reddito e patrimoniali faceva del fisco italiano un’anomalia, quanto meno nel panorama europeo; la sostituzione del corrispondente gettito ICI con trasferimenti statali aveva non solo creato problemi ai bilanci di molti Comuni, ma anche indebolito il collegamento fra contribuenti-elettori e amministratori locali, deresponsabilizzando i secondi di fronte ai primi.

Nonostante queste caratteristiche, come largamente atteso, l’Imu è stata oggetto di forti critiche, soprattutto in difesa della quasi-sacralità del tetto familiare, concretizzazione della parsimonia e dei sacrifici domestici, ma anche in difesa dell’opportunità di non aggravare la congiuntura avversa nelle costruzioni. Mentre quest’ultimo punto andrebbe valutato rispetto alle alternative concretamente praticabili (solo sul fronte delle entrate: ispessimento del cuneo fiscale sul lavoro? ulteriore aumento dell’IVA? Nuove tasse ambientali?), sulla avversione per la nuova imposta incidono soprattutto aspetti di equità orizzontale del tributo, che qui meritano un approfondimento.

Innanzitutto un problema di equità è posto dalla forte difformità del rapporto tra basi imponibili e valori di mercato, che il Governo ha affrontato proponendo una legge delega sul catasto, qui trattata nel par. 2.4. In effetti sembra questa l’unica strada giuridicamente solida oggi percorribile, anche se sono sempre più mature le condizioni per dare valore giuridico alle rilevazioni di mercato come quelle effettuate dall’OMI.

⁴⁹ Fanno eccezione i casi in cui si applicavano aliquote ICI maggiorate (come per le abitazioni sfitte a Roma, dove negli ultimi anni sono giunte al 9-10 per mille sulle case a disposizione da più di due anni).

Un altro profilo di equità investe, come già accennato, la fissazione di una franchigia per l'abitazione principale uniforme sul territorio nazionale a fronte di grandi diversità nel prezzo per metro quadrato delle abitazioni. In questo caso non si può non raccomandare una differenziazione fissata per legge.

Su questo punto, occorrerebbe in sostanza agire sull'attuale disposizione che consente una detrazione da 200 a 600 euro a seconda dei figli conviventi sotto i 26 anni.⁵⁰ Una possibile modifica potrebbe consistere nel differenziare per legge la franchigia di base di modo che rifletta meglio le condizioni medie di accesso al mercato locale delle abitazioni. Si potrebbero per esempio stabilire valori della franchigia che tengano simultaneamente conto del prezzo medio regionale e della dimensione del Comune.⁵¹ Naturalmente l'applicazione pratica di questo principio dovrebbe indurre a non discriminare fra comuni che fanno parte di una stessa area di gravitazione delle attività economiche. Per questo motivo, uno stesso valore medio caratteristico dell'abitazione, eventualmente tratto dalle statistiche OMI, andrebbe esteso a tutta la cintura di comuni che fa parte dello stesso sistema locale del lavoro, così come ricavabile dalle pubblicazioni dell'Istat.⁵² Qualunque sia il modo in cui si perviene a qualche forma di clusterizzazione dei comuni italiani, è essenziale che ogni contribuente possa disporre dell'informazione con facilità e certezza.

La *ratio* della differenziazione sta nel fatto che un medesimo fabbisogno abitativo può essere soddisfatto a costi anche molto diversi fra loro secondo dove si lavora. La differenziazione non può peraltro spingersi troppo in là, poiché la regola deve essere di semplice applicazione e, soprattutto, deve essere in principio accettabile per chiunque ancora non sappia dove andrà a risiedere.⁵³ In altri termini, da un punto di vista equitativo, sembra ragionevole sostenere che chiunque deve poter contare sullo stesso trattamento ovunque si trovi a lavorare e ad abitare, a prescindere dal modo in cui vengono poi tassati eventuali consumi di servizi abitativi "superiori".

Nel caso specifico in cui si vogliono esentare i "primi cento metri quadrati" necessari a soddisfare le esigenze abitative di una coppia con due figli, chiunque dovrebbe poter contare su una franchigia che grosso modo annulli tutta l'imposta dovuta. In tal modo il "fabbisogno standard" di una dimora fissa sarebbe detassato, mentre resterebbe soggetto a imposta solo il valore patrimoniale eccedente tale misura.

⁵⁰ In realtà i Comuni sono liberi di essere più generosi fino ad annullare l'intera imposta, ciò che però preclude loro la possibilità di aumentare l'aliquota ordinaria sulle abitazioni tenute a disposizione.

⁵¹ Per esempio, la prima franchigia, poniamo di 100 euro, potrebbe corrispondere alla residenza in una regione con prezzo medio al metro quadro sotto la media nazionale e in un comune sotto i 250.000 abitanti (le statistiche OMI indicano un salto di valore per questa classe dimensionale di comuni – da un valore medio nazionale di circa 1.600 euro a mq., a circa 3.000 euro). La terza e più alta franchigia, poniamo di 400 euro, potrebbe corrispondere alla combinazione dei due indicatori anzidetti quando entrambi superano, rispettivamente, la media nazionale e la classe dimensionale comunale. La franchigia centrale di 200 euro, interesserebbe tutte le altre situazioni intermedie (città piccole in regioni care e città grandi in regioni meno care). Per coerenza, le ulteriori detrazioni per il figli conviventi potrebbero essere fissate sui tre livelli di 25, 50 e 100 euro a figlio.

⁵² I SLL, insieme di comuni legati da significative correnti di pendolarismo, sono regolarmente ricostruiti dall'Istat, per esempio nel *Censimento generale della popolazione e delle abitazioni*. Nel 2001 risultavano 686 SLL, a fronte di 8101 Comuni. Si va da poche unità a oltre 100 comuni (come per il SLL di Milano o di Bergamo). Il SLL di Roma comprende 70 Comuni.

⁵³ Questa differenziazione non può arrivare a determinare la detassazione di una percentuale fissa del valore dell'immobile, perché una franchigia proporzionale è una contraddizione in termini, equivalendo a ridefinire la base imponibile e togliendo qualsiasi ruolo alla franchigia stessa.

Operativamente è importante ribadire che la franchigia cui si ha diritto dovrebbe essere facilmente reperibile e aggiornabile, almeno con cadenze medio-lunghe, così come dovrebbe esserlo anche il catasto, meglio descritto nel prossimo paragrafo.

2.4 La riforma del catasto

L'introduzione dell'Imu ha determinato la necessità di una riforma organica del catasto. Troppe le disparità di trattamento che l'attuale sistema provoca, tanto più inaccettabili quanto più la pressione fiscale aumenta. Il tema dell'aggiornamento delle rendite catastali non è più procrastinabile. Oggi il sistema estimativo catastale offre valori molto spesso lontani da quelli attuali, considera degradati immobili che insistono in aree urbane di grande pregio e di contro, talvolta, attribuisce valutazioni elevate per quartieri più periferici che nel tempo si sono degradati. La situazione attuale provoca rilevanti discriminazioni. L'assenza di omogeneità nella corrispondenza o anche solo nella proporzionalità tra i valori catastali e i valori di mercato determina difformità nel trattamento fiscale degli immobili localizzati in regioni diverse, comuni diversi e zone diverse all'interno del singolo Comune.

Con l'Imu, la cui base imponibile è ben superiore a quella delle compravendite e delle successioni, le disparità in termini assoluti si sono acuite. La riforma del catasto dovrà necessariamente essere ispirata all'adeguamento dei valori risultanti in catasto a quelli di mercato (e a una contestuale riduzione delle aliquote d'imposta).

La revisione del catasto fabbricati contenuta nel disegno di delega recante "*disposizioni per un sistema fiscale più equo, trasparente e orientato alla crescita*" (A.C. n. 5291 presentato il 15 giugno 2012) costituisce la più importante proposta di modifica a tale istituto dalla sua nascita nel 1939, interessando circa 60 milioni di unità e incidendo sulla base imponibile di numerosi tributi: Imu, imposta sulle successioni, imposta di registro e imposte ipocatastali. Il suo obiettivo è perequare l'attuale carico fiscale, oggi assai squilibrato a causa dell'obsolescenza dei criteri di classamento e di determinazione delle rendite catastali, nonché dell'utilizzo nella valutazione di unità di consistenza inadeguate; sgravi dovrebbero riguardare i prelievi sui trasferimenti (registro e ipocatastali).

Attualmente il catasto suddivide il territorio di ogni provincia in zone censuarie (singolo comune, parte di comune o raggruppamento di comuni) caratterizzata da omogeneità ambientale e socioeconomica e, eventualmente, le zone censuarie in microzone. Lo schema di classificazione dei fabbricati prevede la definizione di categorie in base alla destinazione d'uso; all'interno delle categorie si individuano classi corrispondenti a diverse capacità di reddito e per ogni classe si fissano le tariffe d'estimo, cioè il reddito attribuibile per ogni unità di consistenza (vani per le abitazioni, metri cubi per gli edifici a uso collettivo e metri quadri per gli edifici a uso produttivo), o si procede a una valutazione diretta (fabbricati a destinazione speciale o particolare). Definito lo schema di classificazione, si procede per ogni unità immobiliare all'accertamento, cioè alla verifica mediante sopralluogo dei tecnici della veridicità delle informazioni contenute nella scheda e nella planimetria dell'immobile, e al "classamento", cioè all'assegnazione dell'unità a una determinata classe di una determinata categoria. La rendita catastale si ottiene, nel caso dei fabbricati a destinazione ordinaria, moltiplicando la corrispondente tariffa per la consistenza; per gli altri, come detto, la

rendita è stimata direttamente. Le rendite catastali sono state riviste nel 1990 applicando coefficienti di redditività ai valori patrimoniali rilevati nel biennio 1988-1989.⁵⁴

Alla tenuta del catasto provvedono l’Agenzia delle Entrate, attraverso i suoi uffici periferici; possono svolgere un ruolo consultivo i Comuni, che pure dal 1998 avrebbero dovuto contribuire a definire microzone e tariffe (“decentramento del catasto”); per le controversie operano le Commissioni censuarie provinciali e centrale, nonché le Commissioni tributarie.

La legge delega prevede la revisione dei valori patrimoniali e delle rendite dei fabbricati, con particolare riferimento alle unità immobiliari urbane.

A tal fine è previsto che si proceda, in primo luogo, a ridefinire gli ambiti territoriali del mercato immobiliare e a rideterminare la destinazione d’uso dei fabbricati; per tutti i fabbricati a destinazione ordinaria l’unità di consistenza saranno i metri quadri.

Un secondo passaggio riguarderebbe la stima di valori e rendite: per gli immobili a destinazione ordinaria si parte dalla media dei prezzi di mercato e dei canoni di locazione nel triennio precedente e, mediante funzioni statistiche, si collegano tali medie con la localizzazione e le caratteristiche dell’immobile; per i fabbricati a destinazione speciale i valori patrimoniali continuerebbero a essere calcolati mediante stima diretta. In mancanza di canoni di locazione di mercato affidabili, le rendite potranno essere determinate applicando ai valori patrimoniali coefficienti di redditività desumibili dal mercato e riferiti sempre al triennio precedente. Valori e rendite dovranno essere adeguati periodicamente, in relazione a modifiche nei parametri utilizzati.

Fulcro del nuovo sistema è rappresentato dalla creazione di un “catasto dei valori” basato su quelli correnti, che si affianca al tradizionale “catasto delle rendite”, anch’esse in linea con quelle di mercato. Ciò coerentemente con i nuovi criteri impositivi spostati sempre di più sul patrimonio.⁵⁵

La revisione del catasto coinvolgerebbe non solo gli organi oggi competenti, come le Commissioni censuarie (per l’occasione riformate), l’Agenzia delle Entrate e marginalmente i Comuni, ma anche altri soggetti, come i tecnici indicati dagli organi professionali; per gli intestatari sono previste forme ulteriori di comunicazione, anche collettiva, rispetto a quelle vigenti. La riforma porterebbe anche al riordino complessivo della normativa oggi vigente in tema di catasto fabbricati.

2.5 Altri interventi

2.5.1 Strutturizzazione delle agevolazioni per le ristrutturazioni

Per favorire il recupero del patrimonio edilizio, rilanciare l’attività delle costruzioni e contrastare l’evasione fiscale, sin dal 1998 (legge n. 449/1997) è possibile detrarre dall’Irpef una percentuale significativa (attualmente il 50 per cento) delle spese sostenute per le opere di ristrutturazione di abitazioni, sino a un massimo di 96.000 euro per ciascuna unità. Tali limiti fissati dal recente decreto-legge n. 83/2012 sono validi per gli interventi realizzati sino al 30 giugno 2013. Successivamente torneranno applicabili i limiti precedenti, rispettivamente, del 36 per cento e di 48.000 euro. Dal 2007 (legge n. 296/2006) è prevista inoltre la

⁵⁴ Come detto nell’introduzione, l’inerzia delle rendite catastali è un fenomeno generalizzato (Bird and Slack, 2003). Anche i valori commerciali usati in Gran Bretagna per la *council tax* risalgono al 1991 (IFS, 2011).

⁵⁵ Agenzia del Territorio (2012b).

detrazione del 55 per cento della spese per interventi di riqualificazione di fabbricati volti al risparmio energetico, calcolata su importi variabili a seconda della tipologia dell'intervento, per una detrazione massima variabile da 30.000 a 100.000 euro. Quest'ultima agevolazione, prorogata dal medesimo decreto-legge n. 83/2012 sino al 30 giugno 2013, confluirà successivamente nella precedente, ereditandone i limiti e le modalità di utilizzo.

In conformità con la normativa comunitaria, agli interventi di ristrutturazione edilizia e riqualificazione energetica si applica l'aliquota IVA ridotta del 10 per cento (in luogo di quella ordinaria del 21). Si è inoltre disposto l'ampliamento dell'area d'imponibilità IVA, in determinati casi su base opzionale, per le operazioni di cessione e locazione d'abitazioni da parte di costruttori e ristrutturatori (vedi oltre).

Secondo i dati del Dipartimento delle finanze, nell'anno d'imposta 2010 più di 5 milioni di contribuenti persone fisiche si sono avvalsi di detrazioni per spese di ristrutturazione edilizia, per detrazioni complessive pari a 2,2 miliardi di euro.

Le agevolazioni interessano il segmento oggi più importante dell'industria delle costruzioni, ossia gli interventi di manutenzione straordinaria, pari nel 2012 a circa 45 miliardi di euro, cioè ben oltre la metà degli investimenti complessivi nel mercato delle abitazioni (circa 71 miliardi, tenendo conto anche degli investimenti in nuove abitazioni).

Il settore delle manutenzioni straordinarie, sostenuto dagli incentivi fiscali, ha registrato nel periodo 2008-2012 una crescita complessiva di più del 9%, in un periodo in cui il settore delle costruzioni ha attraversato una congiuntura particolarmente negativa, perdendo più di un quarto degli investimenti complessivi e riportandosi ai livelli della metà degli anni settanta.⁵⁶ In particolare, il comparto della produzione di nuove abitazioni si è contratto, nel quinquennio, di più del 40%.

Le nuove misure fiscali potranno ridare impulso al settore nel suo complesso, con una lieve crescita dell'attività in termini reali e un aumento degli investimenti nominali, pari, secondo stime ANCE, a circa 1,5 miliardi di euro nel 2013, principalmente nel settore abitativo. Per la riqualificazione abitativa si prevede un'accelerazione al 3% nel 2013.

Va infine sottolineato come l'obiettivo di favorire il recupero del patrimonio edilizio sia particolarmente indicato per una società e un'economia come quella italiana, per la quale i centri storici delle città rivestono una grandissima importanza anche come fonte di reddito per l'industria culturale e turistica. Sotto questo riguardo è da considerarsi piuttosto incoerente la modifica apportata dall'art. 4, c. 5 del DL 16/2012 al regime dei beni di interesse storico-artistico, in base al quale l'Imu viene dimezzata, laddove in precedenza godeva di un vantaggio mediamente assai superiore, forse eccessivo⁵⁷ (analoga considerazione può valere per l'ulteriore aggravio subito dal regime Irpef per gli stessi immobili, quando locati).

2.5.2 Imposte sui trasferimenti: acquisto, cessione e trasferimenti intergenerazionali

L'acquisto a titolo oneroso di un'abitazione è gravato dall'IVA o da imposte d'atto proporzionali (registro, ipotecaria e catastale). Le imposte d'atto sono versate dal compratore al notaio al momento della stipula del contratto. Per l'acquisto della prima casa sono pre-

⁵⁶ ANCE (2012).

⁵⁷ In precedenza l'art. 2, c.5 del DL 16/1993 disponeva che l'ICI prendesse a riferimento la più bassa tariffa d'estimo utilizzata per le abitazioni della stessa zona censuaria.

viste una serie di agevolazioni fiscali, subordinate all'esistenza di alcuni presupposti in capo all'acquirente, che comportano un forte risparmio d'imposta (di oltre il 50%) del carico ordinario. Per la mobilità sul territorio, particolare rilievo assumono sia la possibilità di reiterare i benefici prima casa più di una volta, sia il credito d'imposta, pari all'imposta precedentemente pagata, riconosciuto nei successivi acquisti, purché effettuati entro un anno dalla vendita.

Le aliquote d'imposta che gravano sulle compravendite, particolarmente elevate per le abitazioni diverse da quelle principali, sono mitigate dalle basse basi imponibili, identificate, in particolare negli acquisti da privati, con i valori catastali, i quali, come detto, rappresentano mediamente valori molto inferiori a quelli correnti (meno di un terzo).⁵⁸ L'effetto combinato tra aliquote e basi imponibili catastali determina un'imposizione reale, sulla maggior parte delle transazioni, pari a circa l'uno per cento (prime case) o 3 per cento (altre abitazioni) del valore di mercato del bene ceduto.

Tavola 7

Imposte sui trasferimenti: regime attuale

Venditore	Imposta	Regime ordinario	Regime agevolato ("prima casa")
Persona fisica	Registro	7%	3%
Impresa non costruttrice/ristrutturatrice			
Costruttori o ristrutturatori (vendita dopo 5 anni dall'ultimazione della costruzione o dell'intervento, <u>senza</u> esercizio dell'opzione per l'imponibilità IVA)	Ipotecaria	2%	168 euro
	Catastale	1%	168 euro
Costruttori o ristrutturatori (vendita entro 5 anni dall'ultimazione della costruzione o dell'intervento o anche successivamente, <u>con</u> esercizio dell'opzione per l'imponibilità IVA)	IVA	10% ^(*)	4%
	Registro	168 euro	168 euro
	Ipotecaria	168 euro	168 euro
	Catastale	168 euro	168 euro

(*) L'aliquota è pari al 21% se l'immobile è "di lusso" (DM 2 agosto 1969).

Tale considerazione induce a ritenere il prelievo italiano a titolo d'imposte sul trasferimento non superiore, in molte circostanze, a quello degli altri principali paesi europei, in cui le aliquote spaziano dall'uno al 7 per cento, ma sono di norma applicate sul valore effettivo del bene, pur se in presenza in alcuni paesi di forme di esenzione.

Dal 2014 entreranno in vigore le modifiche alle imposte d'atto dovute sui trasferimenti immobiliari contenute nel decreto legislativo n. 23/2011. Le transazioni saranno soggette all'imposta di registro nella misura del 9 per cento e in caso di acquisto della prima casa l'aliquota passerà al 2 per cento; il prelievo assorbirà anche le imposte ipotecarie, catastali e di bollo. In definitiva, si tratta di una riduzione di 1 punto percentuale. Nel caso di trasferimenti che riguardano terreni agricoli e persone fisiche non imprenditori agricoli, la riduzione risulterà molto più consistente, dato che l'aliquota arriverà al 9 per cento partendo dall'attuale 18. L'importo della tassa non potrà essere inferiore a 1.000 euro. La base imponibile, secondo le regole attuali, dovrebbe continuare ad essere costituita dal valore catastale per le compravendite fra privati.

⁵⁸ Cfr. Agenzia del Territorio (2012b) e IMM (2012).

Di particolare rilievo è la novità del **decreto-legge n. 83/2012**, che **permette alle imprese di costruzione e di ristrutturazione di addebitare l'IVA sulle locazioni e sulle cessioni di abitazioni** effettuate **anche dopo i cinque anni dall'ultimazione dei lavori**, con conseguente recupero dell'IVA sugli input. Questa riduzione del cuneo fiscale, in tempi di invenduto, è fondamentale per l'equilibrio finanziario del settore e, nell'interazione con la domanda, tende a tradursi in un sensibile vantaggio anche per gli acquirenti (nonché per gli affittuari), compensato solo in parte dall'obbligo di pagare l'IVA nella misura del 4-10 per cento del corrispettivo pattuito in luogo delle imposte d'atto del 3-10 per cento del valore catastale (2 per cento per gli affitti).

La cessione dell'abitazione raramente determina un'imposizione giuridica in capo al cedente. Non generano infatti plusvalenze le vendite di case acquistate o costruite da più di cinque anni e quelle di immobili che, seppure ceduti entro il quinquennio dall'acquisto, sono stati adibiti ad abitazione principale del cedente o dei suoi familiari per la maggior parte del periodo di possesso.

Sono altresì escluse da imposte le plusvalenze su abitazioni ricevute per successione.

Su richiesta del cedente, da prodursi nell'atto di vendita, l'eventuale plusvalenza tassabile è soggetta a un'imposta sostitutiva del 20 per cento delle imposte sui redditi.

L'acquisto a titolo gratuito (per atto tra vivi ovvero per successione) determina l'applicazione dell'imposta sulle donazioni e o sulle successioni. L'imposta di successione è stata più volte modificata nel corso degli ultimi anni. Il gettito dell'imposta è sempre stato molto modesto.

Se nell'eredità sono compresi beni immobili, oltre alle imposte di successione sono dovute quelle ipotecarie e catastali nelle misure previste per i trasferimenti immobiliari (rispettivamente 2 e 1 per cento). Anche alle successioni si applicano, qualora ne ricorrano le circostanze in capo all'erede, le agevolazioni previste per la prima casa.

Tavola 8

Aliquote dell'imposta sulle successioni e donazioni (valori percentuali)				
Valore della quota di patrimonio netto	Coniuge, figli e nipoti in linea retta	Fratelli e sorelle	Altri parenti fino a 4° grado e affini al 3° grado	Altri eredi
inferiore a 100.000 euro	Esente	Esente	6	8
tra 100.000 e 1.000.000 euro	Esente	6	6	8
oltre 1.000.000 euro	4	6	6	8

L'elevata franchigia per ciascun beneficiario indicata nella Tavola 8 e la possibilità di determinare il valore degli immobili su base catastale di fatto limita l'imposta di successione ai grandi patrimoni. Questo pone un problema per quanti ritengono che nella tassazione della trasmissione generazionale della ricchezza risieda uno dei più significativi strumenti di redistribuzione delle risorse, di avvicinamento delle opportunità degli individui, di conseguimento di guadagni di efficienza, legati agli incentivi percepiti dalli stessi eredi.

Viceversa, la tassazione dei trasferimenti di abitazioni è pernicioso nella misura in cui frena il mercato delle abitazioni diverse dalla prima casa, ossia l'eventuale desiderio dei proprietari di seconde case e abitazioni messe a frutto di cambiarne tipologia e dimensione,

per sfruttare opportunità di investimento o per seguire nuovi bisogni nati dal cambiamento di domicilio a seguito di esigenze di lavoro o di vita. Un'alternativa alla sua eliminazione potrebbe consistere in un sistema di detrazione dalle imposte proporzionali sui trasferimenti di quelle già pagate su trasferimenti precedenti, in modo simile a quanto accade oggi per l'imposta pagata sulla prima casa. In questo modo l'attuale tassazione sui trasferimenti diventerebbe a tutti gli effetti una tassazione sull'acquisto di questo tipo di abitazioni (non molto diversa dall'imposta di consumo sul valore dei servizi abitativi acquistati, secondo la prospettiva del par. 5) e non sul loro successivo scambio.

2.5.3 La Tares

Il “*tributo comunale sui rifiuti e sui servizi*” (Tares) è stato istituito alla fine del 2011 in sostituzione sia della Tarsu sia della TIA. L'entrata in vigore è prevista nel corso del 2013. La Tares è finalizzata alla copertura del costo dei servizi di smaltimento dei rifiuti urbani e al finanziamento degli altri servizi indivisibili offerti dalle municipalità. Il tributo è dovuto da chiunque possieda, occupi o detenga locali o aree scoperte suscettibili di produrre rifiuti urbani; il suo importo è la risultante di due voci:

- la tariffa, commisurata a quantità e qualità medie ordinarie di rifiuti prodotti per unità di superficie, in relazione agli usi e alla tipologia di attività svolte; più specificatamente, detta tariffa può fare riferimento alle quantità effettivamente prodotte o essere determinata con il metodo normalizzato, vale a dire sulla base di indici di produzione di rifiuti fissati dalla legge;
- la maggiorazione, volta al finanziamento degli altri servizi indivisibili erogati, pari a 0,30 euro per metro quadrato, elevabile fino a 0,40 dalle amministrazioni comunali.

La superficie assoggettabile al tributo è pari all'ottanta per cento di quella catastale per le unità immobiliari a destinazione ordinaria (abitazioni, negozi, edifici pubblici), mentre coincide con la superficie calpestabile negli altri casi⁵⁹ (solo in via transitoria la superficie resta, per tutti gli immobili, quella calpestabile, come dichiarata o accertata ai fini della Tarsu o della TIA).

I regolamenti comunali possono prevedere riduzioni, in particolare per le abitazioni ad uso stagionale, rurali, con unico occupante o di soggetti residenti all'estero; la legge istitutiva prevede riduzioni in caso di raccolta differenziata, mancato o insufficiente svolgimento del servizio. I consigli comunali possono deliberare ulteriori riduzioni o esenzioni. Alcuni enti potrebbero comunque dover aumentare la tariffa relativa alla raccolta dei rifiuti, se la copertura dei costi del servizio mediante il tributo dovesse essere integrale.

Il nuovo tributo costituisce, di fatto, l'attuazione di una riforma che doveva essere oggetto di uno specifico decreto delegato nell'ambito del federalismo fiscale e che è invece confluita in altri provvedimenti (DL n. 201/2011 e legge di stabilità 2013, n. 228/2012). Con la sua istituzione si realizza la lunga transizione dalla preesistente Tarsu, iniziata nel 1999 e più volte procrastinata.

⁵⁹ La superficie calpestabile è quella interna al netto dei muri, mentre la superficie catastale tiene conto dello spessore di questi ultimi e dei locali accessori e pertinenziali, questi ultimi conteggiati mediante coefficienti di ragguaglio.

L'unico aggravio esplicito è costituito dalla maggiorazione per i servizi indivisibili, il cui gettito, modesto individualmente, è però tutt'altro che trascurabile in aggregato (1 miliardo di euro circa).

Il fatto che gravi giuridicamente sull'inquilino non ne impedisce ovviamente una parziale traslazione all'indietro. Commisurandosi alla superficie immobiliare, la Tares somiglia a un'addizionale sull'IMU a carattere universalistico, senza particolari sconti per i proprietari dell'abitazione principale, inquilini di se stessi. In effetti, un'imposta sui valori immobiliari di questo tipo è la naturale alternativa ad un'imposta sulla proprietà, almeno fintanto che quest'ultima la si riguardi come il corrispettivo di servizi locali. Forse è inutile aggiungere che negli equilibri finanziari complessivi dei Comuni un'eventuale reintroduzione dell'esenzione totale su tutto il valore della prima casa spingerebbe a rivedere verso l'alto l'onerosità della Tares.

3. La tassazione delle abitazioni in Europa

La tassazione delle abitazioni nei principali paesi europei (Francia, Germania, Regno Unito e Spagna) si caratterizza per discipline con numerosi tratti fondamentali comuni e qualcuno specifico.

Le abitazioni utilizzate dai proprietari sono per lo più esenti dalle imposte sui redditi statali (fanno eccezione quelle secondarie in Spagna), ma tutte e ovunque sono assoggettate a prelievi locali: prelievi sul valore patrimoniale, in Germania (*Grundsteuer*) e in Spagna (*impuesto sobre bienes inmuebles*), dove sono colpiti i proprietari, nonché nel Regno Unito (*council tax*), dove sono soggetti gli utilizzatori dell'immobile;⁶⁰ prelievi sul reddito in Francia, dove sono colpiti distintamente sia proprietari (*taxe foncière*) che inquilini (*taxe d'habitation*). Il Regno Unito si distingue anche per le modalità impositive, con prelievi in cifra fissa correlati a fasce di valore commerciale, mentre nei paesi continentali si ricorre ai valori catastali; all'obsolescenza di questi ultimi (che, nel caso della ex DDR, risalgono anche agli anni trenta del secolo scorso) si rimedia mediante moltiplicatori (Germania e Francia) o con un sistematico aggiornamento (ogni otto anni in Spagna), mentre nel Regno Unito i valori sono rimasti fermi al 1991. In Francia le abitazioni rientrano anche nell'imponibile dell'imposta patrimoniale statale, con una riduzione del 30% per quelle principali.

Gli interessi passivi sui mutui per l'acquisto dell'abitazione principale danno diritto a sgravi fiscali, entro limiti massimi, in Francia e Spagna, ma non nel Regno Unito e in Germania; in quest'ultimo paese possono però essere dedotti, in alcuni casi particolari, gli interessi passivi su mutui relativi ad abitazioni date in affitto.

I canoni di locazione sono ovunque soggetti a prelievo progressivo, con deduzione analitica di varie spese, nonché, con l'eccezione della Germania, a imposte d'atto.

La cessione di abitazioni tra privati sono soggette in tutti i paesi esaminati tanto a tassazione sulle plusvalenze quanto all'imposta sui trasferimenti.

La tassazione delle plusvalenze è effettuata con le aliquote progressive ordinarie in Germania e Spagna, con aliquote progressive speciali nel Regno Unito e con un'aliquota proporzionale in Francia.

⁶⁰ Diverso è il sistema dei *rates* dell'Irlanda del Nord: sono dovuti dai proprietari con aliquota proporzionale applicata al valore di mercato.

L'imposta sui trasferimenti (*droit d'enregistrement, Grunderwerbsteuer, impuesto sobre transmisiones patrimoniales, stamp duty*) è proporzionale e applicata in modo decentrato (prevalentemente a livello regionale); fa eccezione ad entrambe le regole il Regno Unito, dove il prelievo è progressivo e statale. Le cessioni da parte dei costruttori sono generalmente soggette a IVA, con applicazione di misure ridotte o fisse delle imposte sui trasferimenti; peraltro in Germania l'assoggettamento è facoltativo e nel Regno Unito avviene con aliquota zero, facendo quindi, in entrambi i paesi, rivivere le imposte d'atto in misura piena. Le prime case godono di esenzioni per le plusvalenze ovunque e di aliquote IVA generalmente ridotte; in Germania sono esenti dalla *Grunderwerbsteuer* i trasferimenti fra coniugi e in linea retta.

Le imposte di successione sono prelevate in base ad una scala progressiva in Francia, Spagna e Germania, con aliquote massime che possono superare il 50 per cento; il Regno Unito ha un'aliquota proporzionale del 40 per cento. Ogni paese riconosce delle agevolazioni soggettive e/o oggettive: in Francia e Regno Unito la quota del coniuge è esente, mentre i parenti in linea retta godono ovunque di franchigie, peraltro molto variabili; l'abitazione principale è totalmente esente in Germania, gode di franchigie consistenti in Spagna e più contenute in Francia. Il Regno Unito esenta, a determinate condizioni, le donazioni fatte in vita.

Tra le più recenti novità che hanno interessato la fiscalità delle abitazioni si segnalano:

- a) la reintroduzione in Spagna dell'imposta patrimoniale progressiva, sia pure limitatamente agli anni 2011-2012; il prelievo grava anche sugli immobili, ma per le abitazioni principali è prevista una franchigia di 300.000 euro per ciascuno dei proprietari; l'imponibile complessivo residuo è tassato solo se superiore a 700.000 euro; alcune comunità autonome riconoscono una detrazione pari all'imposta dovuta;
- b) l'introduzione nel Regno Unito di un'ulteriore aliquota del 7 per cento per la *stamp duty land tax* di valore superiore ai 2 milioni di sterline; è altresì oggetto di dibattito una possibile riforma della *council tax*;⁶¹
- c) l'aumento in alcuni *Länder* della Germania delle aliquote della *Grunderwerbsteuer*.

Nel complesso, per quanto interessanti, queste novità non indicano alcuna particolare direzione di cambiamento nelle politiche della tassazione immobiliare in Europa e anzi, nel confronto con le riforme italiane, fanno risaltare proprio le novità introdotte nel nostro paese. Fra queste spicca la cedolare secca sugli affitti, che in effetti si presenta come un esperimento unico nel suo genere. Del resto, come detto, la prolungata carenza di abitazioni offerte in locazione in Italia e la vasta diffusione di pratiche di affitto in nero aveva fatto crescere nel paese un consenso trasversale verso una tale innovazione.

Come detto nel par. 2.2, è ancora troppo presto per giudicarne l'efficacia su entrambi i fronti, anche perché la sua applicazione pratica è stata laboriosa e si è combinata con una riforma delle imposte sulla proprietà immobiliare che ha in parte confuso gli effetti attesi, in un contesto peraltro dominato dalla crisi economica.

⁶¹ Circa l'inefficienza e l'obsolescenza anche tecnica della *council tax* si rimanda alla discussione contenuta nella *Mirrlees Review* (IFS, 2011, cap. 16).

3.1 Analisi comparata del costo fiscale di un trasferimento di residenza

I dati della simulazione. Si consideri un contribuente italiano *single* che risieda in un immobile di proprietà avente una rendita catastale di 1.000 euro; il valore commerciale è stimato in 350.000 euro, utilizzando i dati già più volte richiamati in merito al rapporto fra valore catastale, base IMU e valore commerciale (IMM, 2012). Per l'acquisto di tale immobile il soggetto ha contratto un mutuo venticinquennale per una somma pari al settantacinque per cento del valore dell'immobile e con interessi pari al 3,5 per cento annuo. Si stima un canone annuo d'affitto dell'immobile pari a 10.000 euro, un importo coerente con un rendimento di circa il 3 per cento del valore commerciale (di un terzo oltre il rapporto medio fra canone e rendita calcolato dall'Agenzia del territorio). Rapportando la rata annua del mutuo a un *affordability index* del 30 per cento, si è calcolato il reddito disponibile del soggetto e, in base a questo, il reddito lordo, pari a circa 82.000 euro.

Si supponga che il contribuente trasferisca la propria residenza in un'altra città e che decida di farlo, anziché vendendo e ricomprando l'abitazione, affittando la casa di proprietà e prendendo in locazione un nuovo alloggio allo stesso canone; si ipotizza che il contratto sia a canone libero, che sia esclusa ogni forma particolare di agevolazione e che le spese deducibili per il proprietario-locatore, che negli altri paesi sono riconosciute in forma specifica, siano pari al 5 per cento del canone, vale a dire la percentuale a *forfait* prevista dal 2013 dalla legislazione italiana, laddove non ne sia prevista una diversa; si tratta di un'ipotesi che probabilmente sovrastima l'onere tributario in Germania, Regno Unito e Spagna. Le aliquote delle imposte locali (addizionali Irpef italiane e *tarifas autonomicas* Irpf spagnole) sono quelle base o medie nazionali, mentre le aliquote delle imposte statali sono state considerate al netto di incrementi temporanei. Si analizza nel prosieguo l'eventuale "costo fiscale" che graverebbe in Italia e nei principali paesi dell'UE su tale contribuente ipotetico, a causa della decisione di trasferirsi.

Italia. Il trasferimento determina ai fini Imu il passaggio dell'abitazione da "prima casa" ad altra abitazione, con l'aumento dell'aliquota base allo 0,5 per cento. Viene meno la detrazione per interessi passivi sul mutuo. L'affitto percepito può essere assoggettato a cedolare secca, che colpisce con il 21 per cento tutto il canone annuo, oppure a tassazione progressiva, con una base imponibile diminuita del 5 per cento; in caso di tassazione progressiva è dovuta anche l'imposta di registro sul canone di locazione. Il trasferimento determina, quindi, una maggiore Imu di 1.040 euro, un prelievo sul reddito di 2.860 in caso di ricorso alla cedolare e di 5.048 in caso di tassazione progressiva (45 per cento di Irpef, incluse le addizionali regionale e comunali), una perdita per detrazioni pari a 760 euro e un prelievo per imposta di registro di zero, 100 o 200 euro in relazione al fatto che si sia optato per la cedolare, rispettivamente, per entrambi i contratti, uno solo o nessuno. L'individuo, benché dal trasferimento non consegua alcun arricchimento, subisce quindi un aggravio fiscale annuo che, nelle ipotesi formulate, va da un minimo di 3.900 (cedolare) a un massimo di 6.288 (aliquota progressiva), pari rispettivamente al **39** e al **63 per cento** del canone percepito.

Francia. La struttura del sistema fiscale locale francese fa sì che, ai fini di quest'ultimo, il passaggio dalla casa di proprietà a una in locazione non comporti in media nessun cambiamento: il *single* continuerà a pagare la stessa *taxe foncière* per la vecchia abitazione, non essendo previsto nessun trattamento preferenziale per la prima casa, e la stessa *taxe d'habitation*, avendo ipotizzato che la nuova casa presa in locazione abbia le stesse caratteristiche di quella di proprietà. L'aggravio sarà quindi dato esclusivamente dal venir me-

no del credito d'imposta per gli interessi passivi (20 per cento), dall'emergere dell'imposta sul reddito (IR – *impôt sur le revenu*, 41 per cento) relativa all'affitto percepito e dall'imposta d'atto sui contratti d'affitto (0,715 per cento a titolo di *taxe de publicité foncière*), prelevata peraltro solo sulle locazioni di durata superiore a 12 anni. Considerando anche tale prelievo e ipotizzando che il contribuente scelga la deduzione a *forfait* (30 per cento) delle spese prevista dalla legislazione francese per i canoni fino a 15.000 euro, l'aggravio è di 4.779 euro, con un'incidenza del **48 per cento**. Qualora si tenesse conto anche dei contributi sociali prelevati (CSG – *contribution sociale généralisée, prélèvement social, contributions additionnelles e contribution pour le remboursement de la dette sociale*, 15,5 per cento) l'aggravio salirebbe a 5.822 e l'incidenza al **58 per cento**.

Germania. Anche in questo caso il trasferimento è indifferente ai fini dei prelievi locali. Non essendo ammessa la deduzione degli interessi passivi per l'acquisto della prima casa e supponendo che non si ricada in uno dei casi di deducibilità per abitazioni date in affitto, il maggior aggravio sarà dovuto esclusivamente all'imposta statale sul reddito prelevata sul canone di locazione percepito al netto delle spese. In questo caso l'imposta è pari al 44,3 per cento (42 per cento di aliquota, sulla quale si applica l'ulteriore 5,5 per cento per il contributo di solidarietà sociale), per un maggior onere di 4.209 euro, corrispondente al **42 per cento** del canone complessivo.

Regno Unito. L'imposta locale, la *council tax*, è irrilevante, poiché grava non sul proprietario, ma sull'utilizzatore dell'immobile e quindi "segue" quest'ultimo nel suo trasferimento. Irrilevante è anche, ai fini dell'esempio, la *stamp duty* che si applica solo per importi superiori a 125.000 sterline. Il maggior aggravio è quindi costituito dall'imposta sul reddito, pari a 3.800 ovvero al **38 per cento** del canone totale.

Spagna. Come per gli altri paesi, il trasferimento di residenza non comporta un maggior prelievo ai fini delle imposte locali sugli immobili. Rispetto a essi, però, la Spagna presenta due peculiarità.

- In primo luogo vi è l'imposta patrimoniale, che, come accennato, riconosce una specifica franchigia di 300.000 euro per l'abitazione principale. Un'immobile che, come nell'esempio, abbia una rendita catastale pari a 1.000 euro, ha un valore catastale di 500.000 euro, essendo per legge la rendita determinata a *forfait* come il 2 per cento del valore; pertanto il proprietario, trasferendosi, perderebbe la franchigia, ma il valore complessivo dell'immobile resterebbe sempre al di sotto del minimo esente di 700.000 euro e quindi non produrrebbe, in assenza di altri cespiti, alcuna tassazione. Conseguentemente anche per l'imposta patrimoniale si può supporre che l'effetto del trasferimento sia nullo.
- La seconda peculiarità è costituita dall'abbattimento del 60 per cento del canone tassabile ai fini dell'imposta sulle persone fisiche, che si aggiunge alla deducibilità delle spese specifiche.

L'imposta dovuta sul canone di locazione, la perdita dell'agevolazione sugli interessi passivi; e l'*Impuesto sobre transmisiones patrimoniales y actos jurídicos documentados* comportano un aggravio complessivo di 3.030 euro, pari al **30 per cento** del canone di locazione.

Nella tavola seguente sono riassunti i risultati della simulazione riportati in ordine crescente di incidenza sul canone d'affitto.

Maggiori imposte dovute al trasferimento

PAESE	Aliquota prelievo sul reddito	Variazione d'imposta	
		Assoluta	% del canone
Spagna	43%	3.030	30
Regno Unito	40%	3.800	38
Italia (cedolare)	21%	3.900	39
Germania	44,3%	4.209	42
Francia (solo IR)	41%	4.779	48
Francia (con CSG, ecc.)	56%	5.822	58
Italia (progressiva)	45%	6.288	63

Rispetto a quanto già rilevato nello studio BBM più volte citato, questo esercizio precisa meglio l'entità dei costi di trasferimento nel nostro paese e fa risaltare il cambiamento rappresentato dall'introduzione della cedolare secca. Dopo questa riforma, i costi fiscali italiani non si collocano più all'estremo superiore ma in una posizione intermedia rispetto agli altri principali paesi europei.

Questo netto miglioramento relativo non è stato contrastato dalla riforma dell'Imu, che ha opportunamente lasciato immutata la base imponibile delle imposte d'atto sui trasferimenti, pari alla rendita catastale rivalutata del 5% e moltiplicata per 110 per l'abitazione principale e per 120 per le altre abitazioni. Considerato che i valori di mercato sono nella media nazionale circa 3,7 volte più alti della base ICI, anche le imposte d'atto italiane non appaiono più particolarmente gravose come in BBM: a imposte di registro e ipocatastali pari al 3 e al 10 per cento, rispettivamente per le abitazioni principali e per le altre abitazioni, della predetta base imponibile catastale, corrispondono aliquote all'incirca dell'1 e del 3 per cento ai valori di mercato.

Dal 2014 le aliquote formali di queste imposte dovrebbero scendere di un punto percentuale ed essere fuse in un'unica imposta di trasferimento.

Anche se non particolarmente gravosa nel confronto internazionale, la tassazione dei trasferimenti immobiliari in Italia lo è abbastanza da concorrere, insieme a cospicue spese notarili e d'agenzia, a irrigidire il mercato secondario delle abitazioni. Un rimedio importante a questo effetto indesiderato, come detto in precedenza (par. 2.5.2), è stato introdotto da molti anni per il mercato delle prime case col prevedere che le imposte pagate per l'acquisto dell'abitazione principale si possano portare a detrazione di quelle che si dovrebbero pagare quando, venduta la prima casa d'abitazione, se ne dovesse comprare una nuova entro un anno dalla vendita precedente.⁶² Allo stesso scopo, per le locazioni, opera la previsione di un

⁶² Il riferimento ad una sola imposta sui trasferimenti potrebbe implicare, quando questa dovesse includere dal 2014 le imposte ipocatastali, che l'agevolazione recata dalla scomputabilità nei riacquisti rechi maggiori vantaggi.

raddoppio della pur modesta detrazione d'imposta a favore degli affittuari che scatta quando essi siano lavoratori dipendenti che trasferiscono la residenza per motivi di lavoro (nonché giovani di età compresa tra 20 e 30 anni; cfr. Tav. 2).

Sempre al fine di agevolare la circolazione della proprietà immobiliare, la possibilità di scomputare da un acquisto immobiliare le imposte pagate su una precedente analoga operazione, seguita da una cessione, andrebbe estesa alla seconda casa, di cui potrebbe rivitalizzare il mercato, con benefici per tutti: accrescendo la liquidità dell'investimento immobiliare, questa sorta di deduzione a catena attirerebbe il risparmio e aumenterebbe la stessa domanda di seconde case, destinate ai figli o alle vacanze, domanda in grado di alimentare l'attività economica e l'offerta "di riserva" di case in affitto (cfr. par. 2.1). Questa estensione potrebbe accompagnarsi anche all'allungamento dei termini per il riacquisto dell'abitazione con credito d'imposta, attualmente, come detto, pari a un anno.⁶³

4. Considerazioni sull'efficacia delle recenti riforme

Come detto nell'introduzione, il problema più rilevante del mercato immobiliare italiano è, a nostro avviso, la tendenza di lungo periodo al restringimento dell'offerta di case in affitto, con effetti negativi sulla mobilità del lavoro e la formazione di nuove famiglie. Tale tendenza ci è parsa riconducibile allo scarso rendimento netto dell'investimento in case da destinare alla locazione. In questo lavoro ci siamo perciò chiesti come le recenti riforme della cedolare secca e dell'Imu abbiano influito sul "cuneo fiscale" che grava sull'affitto. La risposta non è stata incoraggiante, anche se l'interazione fra le due riforme sembra aver rappresentato un incentivo a immettere sul mercato parte dello stock di case sfitte, come sembra potersi osservare nei dati.

Combinando gli aggravii e le riduzioni d'imposta dei due provvedimenti sulla posizione fiscale del proprietario potenziale locatore abbiamo infatti calcolato che soltanto i soggetti con reddito elevato e che abbiano sottoscritto contratti a canone libero, conseguono un risparmio fiscale, dovuto a una minore tassazione dell'affitto che più che compensa l'aggravio dell'Imu rispetto all'ICI. La prevalenza di casi in cui si produce un maggiore cuneo fiscale non dovrebbe venir meno anche quando si ipotizzino più elevati valori del rapporto canone annuo/prezzo di mercato dell'abitazione, come tipicamente accade per i nuovi contratti di locazione. Altre caratteristiche dei contratti con cedolare secca, prima fra tutte l'impossibilità di adeguare i canoni all'inflazione per il periodo di vigenza del contratto, fanno ritenere che in molti casi lo sgravio Irpef della cedolare secca venga a mancare del tutto perché il proprietario trova o dovrebbe trovare conveniente rinunciarvi (i primi dati sull'adesione alla cedolare secca hanno tuttavia suggerito che nella scelta potrebbe influire una forte preferenza per le semplificazioni).

Per quanto concerne le abitazioni offerte in locazione da parte delle imprese o da queste prese in affitto non vi è invece dubbio alcuno che vi sia stato un sensibile incremento del

⁶³ Agirebbe nella stessa direzione la generalizzazione della detrazione fino a 190 euro oggi prevista, per la commissione dell'agenzia immobiliare e per la sola abitazione principale, dall'articolo 15, c. 1, lett. b-bis del TUIR. Sarebbe opportuno al riguardo considerare la possibilità di aumentare l'attuale detrazione, eventualmente con la differenziazione territoriale già suggerita per la franchigia Imu e la detrazione per il canone d'affitto.

carico fiscale (dovuto alla maggiore tassazione di tipo patrimoniale, poiché la cedolare secca in questi casi non si applica).⁶⁴

Se qualche effetto fiscale positivo vi è stato sull'ampiezza del mercato degli affitti, come detto, può darsi che sia stato dovuto proprio al fatto che il prelievo immobiliare si è nel complesso accresciuto, aggiungendo un elemento negativo in più al disagio economico di possedere abitazioni secondarie sfitte in un periodo segnato dalla crisi economica, vero fattore che potrebbe spiegare l'aumento di offerta (e di domanda) di case in affitto a spese di quelle tenute sinora a propria disposizione dal proprietario.

Sotto il particolare angolo visuale del loro potenziale contributo a risollevere l'offerta di locazioni, le riforme degli ultimi due anni non sono state del tutto coerenti, soprattutto perché non hanno offerto alle imprese qualche forma rilevante di sgravio fiscale sull'investimento in abitazioni da destinare all'affitto, oltre a porre le condizioni perché si attenui fortemente la convenienza a sottoscrivere contratti a canone concordato. L'intervento a favore dei costruttori in campo IVA e l'aver reso permanenti le agevolazioni alla ristrutturazione edilizia non ha potuto contrastare gli effetti negativi della crisi sul settore, che ha anzi sofferto della riduzione della redditività attesa dall'investimento immobiliare a causa della sostituzione dell'Imu all'ICI.

Tuttavia, considerate a sé stanti, sia la riforma della cedolare sugli affitti, sia l'Imu hanno introdotto elementi di maggiore razionalità del sistema. La cedolare dovrebbe infatti di per sé rendere meno convenienti i contratti in nero, almeno a lungo andare, con riflessi positivi sulla tutela dei diritti di tutte le parti in gioco. Di per sé la cedolare ha altresì ridotto il cuneo fiscale sui contratti di affitto. La riforma Imu, dal canto suo, nel riconfermare un trattamento di favore per la prima casa, esentata entro valori predefiniti e poi comunque alleggerita di oltre metà del carico fiscale, ha opportunamente ripristinato la tassazione su quella parte di valore dell'abitazione principale che può ritenersi mediamente al di sopra del necessario per vivere dignitosamente, almeno nei Comuni medio-piccoli. Del resto, la maggiore pecca dell'Imu, ossia l'aver acuito le discriminazioni fiscali insite in rendite catastali poco correlate ai valori di mercato, potrà essere avviata a soluzione realizzando la riforma del catasto lungamente attesa. L'altra pecca, consistente nell'aver gravato di fatto soprattutto sulle imprese, esula dal *focus* di questo studio, cioè la tassazione del patrimonio abitativo, per coinvolgere piuttosto il tema generale della tassazione dei fattori produttivi. A tale riguardo la tassazione degli input immobiliari, aree edificate ed edificabili comprese, può essere in principio contrapposta alla tassazione del lavoro o del capitale, anche immateriale.

4.1 La neutralità fiscale fra proprietari dell'abitazione principale e affittuari

In questo paragrafo si discute un'ipotesi di correzione dell'attuale sistema, volta a conseguire obiettivi di equità nel trattamento delle non poche famiglie in affitto rispetto a quelle che possiedono la propria abitazione. Obiettivo complementare è di ottenere una sorta di interscambiabilità fra proprietà ed affitto anche quando esigenze di lavoro o di vita consiglierebbero di trasferire la residenza, ridimensionare la casa d'abitazione, scegliere una o l'altra tipologia di seconda casa per il tempo libero. Lo spirito della proposta in questo secondo a-

⁶⁴ Come detto, nel 2013 le imposte dirette sul reddito che proviene dall'affitto di immobili sono ulteriormente cresciute per le imprese, per effetto della riduzione della deduzione forfettaria degli affitti, dal 15 al 5%, tradizionalmente concessa per compensare l'indeducibilità delle spese di gestione e manutenzione dell'immobile (non strumentale) dato in locazione.

spetto è simile a quello che anima quanto suggerito in tema d'imposta sui trasferimenti alla fine del par. 3.1.

Come in quel caso si trattava di generalizzare la "trascinabilità" dell'imposta sull'abitazione principale ai successivi acquisti estendendola al mercato delle seconde case, così in tema di detrazione del canone d'affitto, si tratta di discutere se generalizzare l'attuale detrazione fiscale sui canoni oggi riservata solo a chi possiede un reddito imponibile sotto i 30.000 euro circa. Lo scopo principale rimane però quello di offrire agli affittuari un'agevolazione con un impatto paragonabile a quello della franchigia Imu (eventualmente più contenuto, qualora si volesse premiare chi affronta piani di risparmio impegnativi).

Articolata meglio, l'ipotesi è di esentare il consumo di servizi abitativi "standard" e tassare quelli che vanno oltre questo livello, affiancando alla franchigia sull'imposta patrimoniale (con i margini di flessibilità territoriale discussi alla fine del par. 2.3) uno sgravio sui canoni d'affitto slegato dal livello di reddito dell'affittuario (e un'analogia differenziazione territoriale). In linea di principio questo sgravio dovrebbe avvicinare alla neutralità fiscale fra le diverse scelte abitative che si pongono a chi ha bisogno di formare una propria famiglia, voglia cambiare residenza o adeguare l'abitazione ai propri mutati bisogni abitativi, eventualmente passando dalla condizione di proprietario a quella di affittuario o viceversa. Come risulta dall'esempio presentato nel Box lo sgravio non dovrebbe comunque superare la cedolare secca sull'affitto di un'abitazione in grado di fornire i servizi abitativi "standard". Per una o due persone lo sgravio equivalente a 200 euro di franchigia base non potrebbe superare i 675 euro.

Un esempio di neutralità tra franchigia per la prima casa e detrazione d'imposta sull'affitto

Ipotesi: famiglia di due persone; rendita catastale dell'abitazione principale 595 euro; valore di mercato 225.000 euro (per l'OMI il valore di mercato delle abitazioni principali in Italia è circa 2,25 volte la base imponibile IMU, a sua volta pari a 160 volte la rendita catastale aumentata del 5%, ossia 100.000); aliquota Imu 4 per mille; Imu lorda 400 euro, decurtata da una franchigia di 200 euro, ossia della metà; la metà del valore della casa, ossia 112.500 euro, è il valore di mercato di una casa di abitazione in grado di fornire i servizi abitativi "standard" per una famiglia di due persone.

Problema: a che cosa corrisponde o dovrebbe corrispondere una franchigia di 200 euro quando siamo di fronte alla stessa famiglia che, non possedendo alcuna abitazione, vive in affitto? Occorre, in altri termini, determinare la misura di una detrazione d'imposta (eventualmente un credito d'imposta in caso d'incapienza del reddito imponibile) equivalente all'esenzione di cui gode il proprietario della prima casa.

La misura della detrazione potrebbe essere 200 euro, ma in tal caso non si eliminerebbe tutto il cuneo fiscale che grava sui primi 112.500 euro di valore dell'abitazione presa in affitto. Per eliminarlo completamente occorrerebbe annullare il costo fiscale che subisce il locatore, pari alla cedolare secca del 20% sul canone d'affitto. Abbiamo visto che quest'ultimo, a seconda della fonte di rilevazione e della circostanza che si riferisca ai soli contratti nuovi o a tutti quelli in essere, delle diverse classi dimensionali dei Comuni, varia fra il 2 e il 4%. Se per ipotesi ragioniamo su un rendimento lordo del 3% annuo, il canone che qui rileva è pari a 3.375 euro e la cedolare secca relativa intorno a 675 euro.

Che uno sgravio sia opportuno è fuori discussione, ma la sua misura è molto discutibile, intanto perché - a seconda delle condizioni del mercato locale e della elasticità dell'offerta e della domanda - lo sgravio sarebbe verosimilmente traslato all'indietro a vantaggio del locatore, ma soprattutto perché la cedolare secca è già di per sé una sostanziosa riduzione del cuneo fiscale dell'affitto. Da quest'ultimo punto di vista l'attuale detrazione per gli affittuari con redditi bassi, sarebbe una misura che si aggiunge a quella della cedolare secca e che opportunamente si rafforza quando si tratta di persone che si trovino a trasferire

la propria residenza di lavoro, inclusi i più giovani, verosimilmente alla ricerca di una prima occupazione.

Resta il fatto che il fondamento su cui poggia la diversità di trattamento di chi sta sopra o sotto i 30.000 euro circa di reddito personale non ha molto a che fare con le ragioni di efficienza economica dello sgravio, come non ha che tenui giustificazioni di equità, dato che la stessa franchigia Imu di base non discrimina per fasce di reddito. Inoltre la concessione di uno sgravio generalizzato all'affittuario potrebbe abbinarsi a un aumento di uno o più punti percentuali dell'aliquota della cedolare secca sugli affitti a canone libero, creando un incentivo autonomo all'emersione di affitti in nero.

5. Conclusioni

I principali fatti emersi dal lavoro sono che:

- il gettito Imu sulla prima casa è paragonabile a quanto già sperimentato nel sistema ICI vigente fino al 2007, ossia circa 225 euro per 18 milioni di contribuenti, un quarto dei quali esenti, confermando la forte preferenza fiscale accordata al possesso dell'abitazione principale, esentata per valori abbastanza standard dei bisogni abitativi (oggi corrispondenti a un'abitazione con un valore di mercato di circa 140.000 euro per una famiglia con un figlio convivente) e tassata con un'aliquota all'incirca dimezzata rispetto alle altre abitazioni;
- l'extra-gettito rispetto alla vecchia ICI è stato ottenuto soprattutto a carico delle imprese, che hanno sperimentato l'inasprimento Imu senza il beneficio della cedolare secca, mentre l'aggravio sulle seconde case "a disposizione" è stato limitato per la simultanea soppressione dell'Irpef sul reddito figurativo aumentato di un terzo;
- la cedolare secca, pur portando con sé i vantaggi da tempo identificati da quanti ne richiedevano l'introduzione, non ha avuto la diffusione che ci si attendeva, essendo stata utilizzata da meno di 500.000 soggetti e generando un gettito fra un quarto e un terzo delle previsioni;
- l'aggravio Imu ha contrastato l'effetto di riduzione del cuneo fiscale sugli affitti della cedolare secca, determinando, da un lato, la convenienza a mettere sul mercato o a frutto le case oggi a disposizione e, dall'altro, un'ulteriore riduzione del rendimento atteso dell'investimento immobiliare.

Nel lavoro si è cercato di prescindere dai motivi contingenti che hanno ispirato la riforma Imu, o meglio il suo anticipo di un anno, ossia il bisogno di fare gettito e di evitare di colpire altri fattori produttivi, come il lavoro o il capitale di rischio dell'impresa. Ci si è piuttosto chiesti quali fossero i suoi effetti a lungo termine e se le due principali riforme, insieme considerate, avessero le caratteristiche per riattivare gli investimenti in case da destinare all'affitto.

Il giudizio sulle caratteristiche di efficienza dell'Imu si può in parte ispirare alla logica suggerita dalla *Mirrlees Review*, in base a cui la prospettiva della casa come bene che soddisfa bisogni abitativi e la prospettiva della casa come impiego del risparmio dovrebbero portare a delineare un tipo di tassazione duplice o duale, composto di due logiche diverse.

In quanto bene capitale l'imposizione sulla casa dovrebbe essere strutturata in funzione della neutralità con le altre imposte sull'impiego del risparmio, possibilmente secondo la lo-

gica “efficientista” della tassazione dell’extra-rendimento. In quanto bene di consumo, l’imposizione dovrebbe colpire i servizi resi dall’abitazione a chi la occupa (possibilmente, aggiungiamo noi, secondo la logica “equitativa” di tassare gli extra-consumi⁶⁵).

In particolare, secondo la “prospettiva *Mirrlees*”, il consumo di servizi abitativi andrebbe tassato come tutti gli altri consumi, con un’imposta denominata *housing services tax* (HST), da applicarsi tutta insieme al momento dell’acquisto, come accade per i beni durevoli, oppure diluita lungo gli anni durante i quali vengono consumati i servizi resi dall’abitazione, caso di un bene particolarmente durevole.⁶⁶

La tassazione ottimale dell’abitazione come bene d’investimento andrebbe equiparata alla tassazione delle altre forme di risparmio investito, ossia dovrebbe colpire solo l’extra-rendimento che il possesso di un’abitazione rende al proprietario (extra rispetto a un prefissato rendimento “normale”). Se è efficiente tassare l’insieme del rendimento immobiliare, costituito da affitti ed eventuali plusvalenze, solo oltre un tasso normale di rendimento, in pratica si potrà scegliere di tassare l’affitto per intero e i *capital gains* solo per i rendimenti superiori al rendimento normale annuo composto, per esempio il 4-5% (in alternativa, la tassazione dovrebbe toccare prima solo la parte di affitto annuo che eccede il 4-5% del prezzo di acquisto dell’immobile, poi le plusvalenze per intero).⁶⁷

La distanza fra questo modello e il sistema di tassazione delle abitazioni diverse dall’abitazione principale emerso negli ultimi due anni in Italia non è grande. Infatti:

- il consumo “puro” di servizi abitativi di mercato (effettivi, non figurativi), ossia l’affitto, subisce un’imposizione (che grava giuridicamente sul proprietario) tendenzialmente non eccedente la cedolare secca del 19 o 21%; come detto, gli affittuari con redditi bassi godono di un’agevolazione;
- la medesima cedolare riduce il rendimento lordo dell’investimento, così come lo riducono le imposte pagate all’atto dell’acquisto (10% di IVA sul valore reale della transazione se l’abitazione è nuova o ristrutturata; imposte d’atto del 10% sui valori catastali, sensibilmente inferiori, che abbassano l’aliquota effettiva al 3%, se l’abitazione è “vecchia”). Questa decurtazione del rendimento atteso, insieme con l’Imu, rappresenta uno dei modi per tassare l’extra-rendimento del risparmio prima esaminati. Tenuto conto che l’Imu rappresenta circa i tre quarti della cedolare sull’affitto (quando questo vale il 3% del valore dell’immobile), di fatto osserviamo una tassazione annuale di circa il 35% della parte di rendimento lordo dell’investimento rappresentata dal canone percepito dal proprietario (che peraltro si accolla anche spese di gestione e manutenzione non irrilevanti, sicché la tassazione implicita dell’affitto al netto di tali spese tende a valori intorno al 45%). Que-

⁶⁵ Nello schema proposto nella *Mirrlees Review*, la *housing services tax* (HST) in effetti non viene snaturata dalla concessione di una esenzione per i più bisognosi (cfr. p. 391).

⁶⁶ La tassazione “frazionata” dell’acquisto di un’automobile può anche essere assimilata alla tassazione del suo noleggio, così come la tassazione dell’acquisto di una casa presenta analogie con la tassazione del canone di locazione (o della componente “abitativa” dei servizi alberghieri).

⁶⁷ Questo dovrebbe valere anche quando si passa dagli affitti all’auto-consumo di servizi abitativi (denominabile anche reddito figurativo o affitto imputato). Tuttavia in questo caso, secondo gli autori, nessuna delle due vie sarebbe di fatto praticabile politicamente. Una tassa sulle plusvalenze, come sarebbe la reintroduzione della vecchia Invim italiana, sarebbe avversata da tutti e potrebbe avere lo spiacevole inconveniente di produrre atteggiamenti attendisti da parte dei potenziali venditori, speranzosamente in attesa che qualche governo torni ad abolire l’imposta; una tassa sull’affitto imputato sarebbe avversata perché non distinguibile dalla HST, cui andrebbe a sommarsi.

sto senza considerare le imposte *una tantum* sull'acquisto, il cui ammontare viene "ammortizzato" col trascorrere del tempo e potrebbe pertanto incidere poco o molto a seconda dei casi. Avendo tassato questa parte del rendimento, resterebbe da tassare solo l'eventuale *capital gain nominale* che eccedesse un rendimento definibile "normale". Forse anche perché in media e sul lungo periodo le evidenze di un tale eccesso di rendimento sono deboli e controverse, in Italia le plusvalenze, come già detto, sono quasi sempre esenti.⁶⁸

L'abitazione principale è invece evidentemente molto lontana da questo schema. D'altro canto, in questo caso si potrebbe sostenere che consumo e investimento coincidono, oppure che, per definizione, l'abitazione principale non può che essere solo oggetto di consumo. È un fatto che nel sistema attuale in Italia le eventuali plusvalenze rivenienti dalla vendita della prima casa sono sempre esenti. Quanto alla tassazione del consumo in sé, possiamo misurarla in rapporto al valore dei servizi abitativi di cui si dispone con l'acquisto di un'abitazione (e che si rinuncia a vendere sul mercato affittando la casa). La tassazione *una tantum* dell'acquisto è fortemente agevolata (4% di IVA sul valore di mercato ovvero 3% di imposte d'atto sul valore catastale). Successivamente questo consumo (o "auto-affitto figurativo") è gravato dall'Imu, che però scatta, come detto, solo per consumi extra-standard (o extra-minimo, se si preferisce); considerate le aliquote Imu prima casa, il valore dell'immobile e il suo rendimento in termini di "affitto figurativo", si può calcolare che in media l'Imu gravi per un 3-4% di tale affitto all'anno.⁶⁹

Del resto lo schema *Mirrlees* applicato all'abitazione principale dovrebbe poter agire su qualche concetto fiscalmente rilevante di reddito figurativo, ma questo elemento è quasi del tutto assente dai sistemi di tassazione immobiliare concreti. Anche per questo motivo è opportuno riconsiderare l'Imu da altri punti di vista, diversi dallo schema *Mirrlees*.

Innanzitutto, l'Imu va considerata per quello che formalmente è, ossia una tassazione patrimoniale pura e semplice. Da questo punto di vista, si può dire che costituisce l'asse portante di un sistema italiano di tassazione patrimoniale reale, piuttosto che personale, realizzato con il concorso di altre imposte della medesima natura, come il bollo sugli strumenti finanziari o sui natanti di lusso. In quanto tassazione patrimoniale vi si può associare tutti i tradizionali argomenti a favore e contro. Qui basti osservare che: a) una tassazione patrimoniale reale rende meno problematica la sostanziale assenza delle tasse sui trasferimenti gratuiti per successione e donazione; b) il patrimonio immobiliare è distribuito in maniera più concentrata dei redditi e questo rende progressiva nei fatti anche una tassazione formalmente uniforme; c) sul piano dell'equità orizzontale è importante che questa imposta sia molto più difficile da evadere di qualsiasi altra e che le basi imponibili, a differenza delle attività finanziarie, non siano facili da trasferire in altre giurisdizioni fiscali.

Da un altro punto di vista, poiché il gettito tende a riversarsi per oltre l'80 per cento sui Comuni, è chiaro che l'Imu è destinata sempre più a essere l'imposta federalista per eccellenza, potenziale fonte dell'auspicato processo di responsabilizzazione degli amministratori locali. Insieme con la neo-istituita Tares, l'Imu dovrebbe costituire la base delle entrate proprie comunali e connotarsi sempre più come un'imposta-beneficio con elementi di solidarie-

⁶⁸ Solo se si rivendono "seconde case" entro cinque anni l'abbattimento è tendenzialmente parziale, nel senso di poter applicare il 20% di imposta sostitutiva (solo per le persone fisiche).

⁶⁹ Con un carico Imu di circa 225 euro a contribuente, una franchigia media forse altrettanto grande e con un'aliquota del 4,5 per mille, il valore medio dell'imponibile Imu e prime abitazioni è di circa 100.000 euro, ossia 225.000 euro sul libero mercato e un canone annuo del 3% porta a un rapporto Imu/affitto figurativo del 3,3%.

tà locale e anche capace di giocare un ruolo, sia pure non grande, nella competizione per attrarre investimenti *in loco*.

Nel complesso, ci pare infine di poter dire che il sistema riformato di tassazione delle abitazioni in Italia sembra operare nella direzione di affrontare meglio che in passato la questione di fondo che abbiamo individuato, ossia di non scoraggiare l'offerta di case in affitto, che ci pare riassuma in sé obiettivi di efficienza e di equità. Molto resta però da compiere. Su questa strada abbiamo individuato alcune possibili linee di intervento:

- a) provvedere alla revisione delle rendite catastali per adeguarle meglio ai valori di mercato con relativo abbassamento delle aliquote;
- b) ricalibrare la differenza fra le cedolari sui contratti liberi e su quelli concordati, per evitare che questi ultimi svolgano un ruolo marginale;
- c) differenziare le franchigie Imu sul territorio per tener conto delle grandi diversità nel costo dei "primi cento metri quadrati" per la famiglia standard;
- d) generalizzare le detrazioni per gli inquilini che non possiedono alcuna abitazione, eventualmente compensando la maggiore spesa con un leggero ritocco all'insù delle cedolari;
- e) riformare e alleggerire le imposte sui trasferimenti di modo che anche il mercato della seconda casa possa godere della "portabilità" dell'imposta negli acquisti successivi;
- f) trovare qualche misura che equivalga a estendere agli enti e alle imprese l'agevolazione della cedolare secca sugli affitti ora riservata alle persone fisiche.

A queste vanno aggiunte ulteriori possibilità di intervento che a nostro avviso meritano una riflessione. Fra queste: l'allentamento del vincolo annuale per poter fruire della scomputabilità dell'imposta sulla prima casa dai successivi riacquisti; l'eliminazione del divieto di adeguamento all'inflazione dei contratti di affitto in cedolare secca; l'accorciamento dei tempi entro cui il locatore è costretto a pagare le imposte "per competenza" sui canoni non riscossi; la generalizzazione della detrazione per spese di agenzia, tenendo conto delle forti differenze territoriali; la ricalibrazione delle agevolazioni per gli immobili di interesse storico-artistico; la fissazione di un'unica aliquota a livello nazionale per gli immobili ad uso produttivo, non modificabile in sede locale.

Riferimenti bibliografici

Agenzia del Territorio, MEF e Sogei (2011), *Gli immobili in Italia*

Agenzia del Territorio e Dipartimento delle Finanze (2012), *Gli immobili in Italia – Ricchezza, reddito e fiscalità immobiliare*.

Agenzia del Territorio (2012a), *Appunti di Economia immobiliare*, Quaderni dell'Osservatorio, anno primo, numero zero, maggio 2012

Agenzia del Territorio (2012b), Audizione del Direttore dell'Agenzia del Territorio dott.ssa Gabriella Alemanno, *Delega al Governo recante disposizioni per un sistema fiscale più equo, trasparente e orientato alla crescita*, Atto Camera n. 5291, Roma, 13 settembre 2012

Agenzia del Territorio (2012c), *Appunti di Economia immobiliare*, Quaderni dell'Osservatorio, anno primo, numero due, novembre 2012

ANCE (2012), *Osservatorio congiunturale sull'industria delle costruzioni*, Direzione Affari Economici e Centro Studi, giugno 2012

Banca d'Italia (2007), *L'accesso all'abitazione di residenza in Italia*, Questioni di economia e finanza, Numero 9, luglio 2007

Banca d'Italia (2012a), *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2010*, Supplementi al Bollettino Statistico - Indagini campionarie, Numero 6 Anno XXII, 25 gennaio 2012

Banca d'Italia (2012b), *Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia*, Numero 40, Anno XXII, luglio 2012

Banca d'Italia (2012c), *La ricchezza delle famiglie italiane*, Supplementi al Bollettino Statistico - Indicatori monetari e finanziari, 2012, anno XXII, numero 65, 13 dicembre 2012

Barcelò C. (2003), *Modelling housing tenure and labour mobility in the European Union*, Bank of Spain, April 2003

BCE (2003), *Structural factors in the EU housing markets*

Bird, R.M. and Slack, E. (eds.) (2003), *International Handbook of Land and Property Taxation*, Edward Elgar

Bordignon M. et al. (2011), *Effetto Imu*, 13 dicembre 2011, www.lavoce.info

Cipolletta. I., Buffo, M., de Caprariis, G., Gambuto, S., Guelfi, A. (2006), *Mercato degli affitti, regole e mobilità*, Confindustria, Centro Studi

Crawford and O'Dea (2012), *The adequacy of wealth among those approaching retirement*, IFS

Dol K. and M. Haffner (2010), *Housing statistics in the European Union*, OTB Research Institute for the Built Environment, Delft University of Technology, September 2010

Eurostat (2011), statistical database on “*Distribution of population by tenure status, type of household and income group*” and “*Final consumption expenditure of households by consumption purpose*”, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes>

IFS (2011), *Tax by Design, The Mirrlees Review*, Oxford Univ. Press

Istat (2007), *Le famiglie di giovani e le spese per l'affitto*, Dossier 3, Audizione del Presidente dell'Istat presso le Commissioni congiunte V del Senato e della Camera, Roma, 11 ottobre 2007

Istat (2010), *L'abitazione delle famiglie residenti in Italia*

Istat (2011), *I consumi delle famiglie*

Istat (2012a), *I consumi delle famiglie*, anno 2011, Report, 5 luglio 2012

Istat (2012b), *Annuario statistico italiano*, 2012

Istat (2013), *Le famiglie – quanto spendono ogni mese, come pagano, dove e cosa acquistano*, I consumi delle famiglie, Istat, 2013

Istat, Serie storiche, tavole 15.2 (*abitazioni occupate da persone residenti e stanze per titolo di godimento ai Censimenti 1951-2001*) e 15.1 (*abitazioni occupate e non occupate per numero di stanze e altri tipi di alloggio – anni 1931-2001*)

Lungarella R. (2011), *Una valutazione degli effetti della cedolare secca sul mercato dell'edilizia residenziale in affitto*, Paper per la Conferenza "Espanet 2011. Innovare il welfare. Percorsi di trasformazione in Italia e Europa", Politecnico di Milano

Nomisma (2010), *Il mercato della locazione in Italia - Il trend e le prospettive alla luce delle più recenti novità fiscali*

Nomisma (2012), *Il rapporto sul mercato immobiliare 2012*, comunicato stampa, Bologna, 13 luglio 2012

OECD (2011), *Housing Markets and Structural Policies in OECD countries*, Dan Andrews, Aida Caldera Sánchez, Asa Johansson, OECD Economics Department, Working Papers No. 836, January 2011

Panetta F. et al. (2009), *L'andamento del mercato immobiliare italiano e i riflessi sul sistema finanziario*, Questioni di Economia e Finanza, numero 59, Banca d'Italia

Tamburini, G. et al. (2009), *Il social housing. Analisi e prospettive*, Il Sole 24 Ore.

Convegno Banca d'Italia

**LE TENDENZE DEL MERCATO IMMOBILIARE: L'ITALIA E IL
CONFRONTO INTERNAZIONALE**

Immobili e fisco

Antonio Gennari¹

La crisi economico finanziaria che ha investito il nostro Paese sta trascinando il settore delle costruzioni nella recessione più grave dal dopoguerra ad oggi.

Nel corso del 2012 la situazione di crisi settoriale ha subito un ulteriore peggioramento, con intensità di cadute analoghe a quelle registrate nella fase iniziale della crisi. Nel 2012 gli investimenti in costruzioni, secondo l'Ance, registrano una flessione del 7,6% in termini reali, a fine 2013 il settore avrà perso, in sei anni, circa il 30% degli investimenti. Soffrono tutti i comparti, dalla produzione di nuove abitazioni, che nei sei anni avrà perso il 54,2%, all'edilizia non residenziale privata, che segna una riduzione del 31,6%, alle opere pubbliche, che registrano una caduta del 42,9%. Solo il comparto della riqualificazione degli immobili residenziali mostra una tenuta dei livelli produttivi (+12,6%).

In questo contesto di forte crisi anche il mercato immobiliare residenziale appare in difficoltà. Dopo un ciclo di lunga espansione (1992-2008), la crisi, finanziaria prima, ed economica dopo, ha determinato, a partire dal secondo semestre 2008, una sensibile caduta delle compravendite.

Tra il 2007 ed il 2011 il numero di abitazioni compravendute si è ridotto di circa un terzo ed un ulteriore sensibile calo del 23,9% si è verificato nei primi 9 mesi 2012 su base annua, a fronte di una correzione dei prezzi delle abitazioni contenuta.

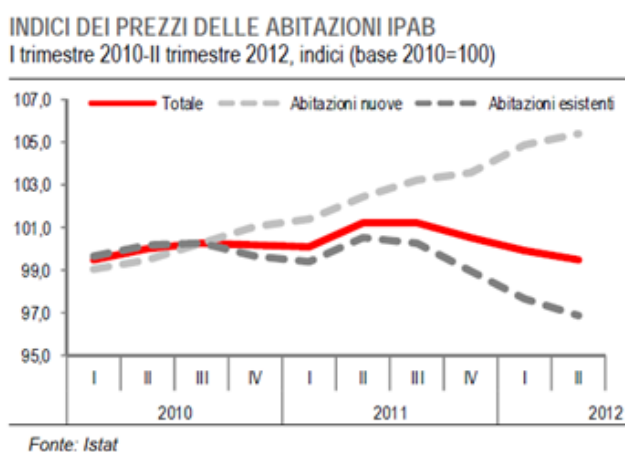
Fin dall'inizio della crisi, vale a dire più di quattro anni fa, l'Ance aveva evidenziato che le condizioni del mercato immobiliare italiano non avrebbero portato allo scoppio di una bolla immobiliare, come invece è stato per altri Paesi.

¹ Ance

Questa valutazione è confermata sia dal “Bollettino Economico” di Banca d’Italia di ottobre 2012, che dalla recente pubblicazione “Un modello strutturale per i mercati delle abitazioni e del credito bancario in Italia”².

Anche i dati dell’Istat evidenziano una sostanziale tenuta dei prezzi medi delle abitazioni: l’indice di prezzo delle abitazioni di nuova realizzazione è aumentato del 6,4% tra il primo trimestre 2010 ed il secondo trimestre 2012, mentre si è registrato un lieve calo (-2,8%) per le abitazioni esistenti.

L’incremento dei prezzi delle nuove abitazioni, caratterizzate da standard qualitativi più elevati, conferma le recenti evoluzioni del mercato immobiliare, sempre più orientato a premiare la qualità del costruito, con grande attenzione, da parte della domanda, per gli aspetti legati all’efficienza energetica (abitazioni in classe A e B).



Alla base di tale dinamica dei prezzi, che sembra escludere l’esistenza di una bolla immobiliare, vi è anche la componente demografica che contribuisce a mantenere elevata la domanda di abitazioni. La popolazione, soprattutto negli ultimi anni, ha continuato a crescere: tra il 2004 e il 2010 si rileva un aumento complessivo del 3,7%, concentrato, soprattutto, nelle cinture urbane delle aree metropolitane.

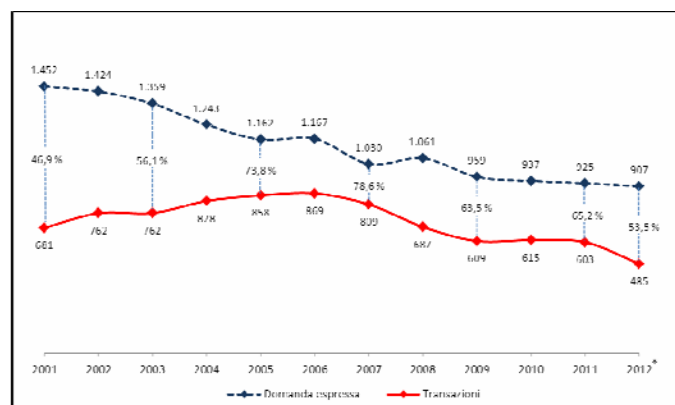
Il ritmo di crescita delle famiglie, poi, è ancora più sostenuto: nello stesso periodo sono aumentate dell’8% crescendo mediamente ogni anno di circa 328.000 unità. A fronte di questo forte aumento del numero dei nuclei familiari, si è invece assistito a una progressiva riduzione della produzione di nuove abitazioni. Nel periodo 2004-2010, risultano messe in cantiere, mediamente ogni anno, 243.000 abitazioni. Dal confronto

² Op. cit. (Andrea Nobili e Francesco Zollino – Banca d’Italia, 2012)

tra le abitazioni messe in cantiere e le nuove famiglie, emerge un indicatore di fabbisogno potenziale complessivo di circa 596.000 abitazioni.

Anche i risultati della ricerca condotta dal Censis “Atlante della domanda immobiliare”, novembre 2012, confermano che nonostante la rilevante caduta delle compravendite residenziali e la riduzione della propensione delle famiglie all’acquisto, permane una domanda non soddisfatta di dimensioni rilevanti, che nel 2012 equivale a circa 44 milioni di mq.

L'andamento della domanda espressa complessiva a livello nazionale (famiglie con propensione all'acquisto di un'abitazione) a confronto con l'andamento delle transazioni residenziali (v.a. in migliaia)



Fonte: Censis

Tale domanda potenziale di abitazioni, tuttavia, non riesce a tradursi in domanda effettiva a causa della crisi economica e, soprattutto, per la forte restrizione del credito da parte delle banche.

Secondo i dati di Banca d’Italia, le erogazioni dei nuovi mutui per l’acquisto di abitazioni da parte delle famiglie sono diminuite del 21,5% tra il 2007 ed il 2011, ed un ulteriore calo del 47,9% si è manifestato nei primi sei mesi dell’anno in corso.

Un fenomeno che, peraltro, non trova ragione nel profilo di rischio delle famiglie italiane. Come affermato dalla stessa Banca d’Italia, anche in un periodo di crisi come quello che stiamo attraversando, il tasso di insolvenza da parte delle famiglie italiane è rimasto sostanzialmente stabile e in linea con il passato. Ciò è dovuto anche al livello di indebitamento delle famiglie italiane, che risulta essere uno dei più bassi a livello mondiale.

A fronte di questa solidità finanziaria, le famiglie italiane hanno subito una forte restrizione del credito dall'inizio della crisi: lo spread sui mutui, nel nostro Paese, è cresciuto, dal 2008 a oggi, in maniera molto più consistente che negli altri paesi e, contemporaneamente, si è assistito ad una sensibile riduzione del Loan to Value.

Questi due elementi, sommati al peggioramento dei livelli occupazionali e del reddito disponibile, hanno, di fatto, reso l'accesso al bene casa molto problematico soprattutto per le fasce di popolazione più deboli.

Il tema della casa torna, quindi, a rappresentare una questione sociale, acuita anche dalle difficoltà di un'offerta di case in affitto insufficienti.

La quota di patrimonio abitativo in affitto in Italia (19%) è nettamente inferiore rispetto a quella degli altri Paesi: Germania 54%, Svezia 44%, Austria 40%, Francia 39%. La differenza tra i diversi sistemi abitativi nazionali si amplia se si guarda all'offerta di abitazioni sociali. In Italia, nel 2008, c'erano 4 abitazioni di edilizia sociale per 100 abitazioni occupate, una quota nettamente inferiore a quella di molti Paesi europei, pari a 32% nei Paesi Bassi, a 23% in Austria, a circa 17% in Francia e Finlandia.

La carenza di case in affitto rappresenta un ostacolo alla mobilità acuito dal trattamento fiscale penalizzante.

Sull'investimento immobiliare sta sicuramente incidendo l'ulteriore inasprimento del carico fiscale derivante dall'IMU, che di fatto, rappresenta una "patrimoniale" sugli immobili che rischia di produrre effetti fortemente penalizzanti, soprattutto, con riferimento agli immobili per investimento (seconde case, case per l'affitto).

Come evidenziato dallo studio di Banca d'Italia "Tassazione delle abitazioni e mercato degli affitti"³ l'IMU, rispetto all'ICI 2007, limitatamente all'abitazione principale, determina un aggravio impositivo per 17,5 milioni di contribuenti, a fronte di 4 milioni di contribuenti esenti dal tributo. Inoltre, la simulazione sviluppata da Banca d'Italia finalizzata a determinare l'impatto differenziale dell'IMU rispetto all'ICI, in funzione del diverso utilizzo dell'immobile e dei diversi regimi applicabili alla locazione dimostra che l'IMU determina un aggravio impositivo sia per chi detiene l'immobile a disposizione sia per chi decide di locare.

³ *Op. cit. (S. Chiri, F. Borselli, A. Buoncompagni, S. Manestra, Banca d'Italia, 2012)*

Per facilitare l'accesso delle famiglie al bene casa e la ripresa del mercato immobiliare, l'Ance ha proposto alcune soluzioni di natura sia finanziaria che fiscale.

➤ *Riattivare il circuito finanziario per l'accesso delle famiglie al bene casa*

Una prima soluzione trova il suo fondamento nell'esperienza virtuosa fatta in Italia nel dopoguerra con le "cartelle fondiarie", con le quali sono stati compiuti i maggiori investimenti immobiliari del nostro Paese.

Con questo obiettivo, la Cassa Depositi e Prestiti e altri investitori istituzionali (finanziarie regionali, fondi pensione) potrebbero mettere a disposizione risorse finanziarie da utilizzare per acquistare obbligazioni a media e lunga scadenza emesse dalle banche e finalizzate all'erogazioni di mutui per specifiche fasce di popolazione.

In questo modo, si garantirebbe agli istituti di credito la disponibilità di funding a lungo termine (25-30 anni) e al tempo stesso i benefici del minor costo della raccolta verrebbero trasmessi direttamente al cliente, sia in termini di minor tasso d'interesse, sia di maggior quota di mutuo rispetto al prezzo dell'abitazione.

Inoltre, sarebbe opportuno istituire un Fondo di garanzia dello Stato che garantisca i rischi dei mutui per l'acquisto di abitazioni erogati dalle banche alle famiglie appartenenti a categorie disagiate (lavoratori precari, lavoratori con contratti a tempo determinato, immigrati), a seguito della consueta analisi del rischio.

➤ *Tassazione dei trasferimenti di unità immobiliari*

Per favorire la mobilità della popolazione, occorre ridurre le imposte sui trasferimenti delle unità immobiliari. Contestualmente, vi è la necessità di superare la disparità di trattamento per le cessioni di abitazioni effettuate da imprese rispetto a quelle fatte da privati (il prelievo IVA supera quello del Registro).

Non potendo intervenire per i vincoli comunitari sulle aliquote IVA, si propone l'introduzione di forme di detrazione, o crediti d'imposta, correlate all'IVA pagata per l'acquisto di abitazioni di "nuova generazione".

La riduzione delle imposte sui trasferimenti avrà degli effetti positivi anche sul mercato dell'affitto.

➤ *Tassazione per ampliare il mercato degli affitti*

L'Ance ha evidenziato le problematiche derivanti dalla contestuale introduzione dell'IMU e della "cedolare secca", concepiti come due provvedimenti autonomi ma che finiscono, entrambi, con l'influenzare la tassazione degli affitti.

Da una parte, occorre ridurre il prelievo IMU per gli immobili in locazione, specie a canone concordato. Siamo passati, infatti, da un sistema che prevedeva un'aliquota ICI più elevata sui fabbricati sfitti, ad un'IMU che, assorbendo anche la tassazione Irpef (rendita catastale aumentata di un terzo) dei fabbricati, non favorisce la decisione di affittare.

Inoltre, accanto alla cedolare secca per il proprietario che loca, occorre introdurre un abbattimento fiscale anche per l'inquilino, in modo da favorire l'emersione del sommerso (contrasto di interessi).

Infine, è necessario introdurre la "cedolare secca" anche per il reddito da affitto delle imprese, come anche sostenuto da Banca d'Italia nel già citato paper sulla tassazione degli immobili. I redditi da locazione per le imprese, infatti, sono tassati pienamente, senza alcuna forma di abbattimento delle spese di manutenzione (i privati, invece, oltre alla "cedolare secca", possono usufruire anche delle agevolazioni fiscali per le ristrutturazioni edilizie). In alternativa alla cedolare secca per le imprese, si potrebbe prevedere la deducibilità piena dei costi di manutenzione.

➤ *Revisione dell'IMU*

L'imposta municipale rappresenta una "patrimoniale" sugli immobili che rischia di produrre effetti fortemente penalizzanti non solo sulla "prima casa", ma, più in generale, su ogni forma di investimento immobiliare.

Occorre riequilibrare l'imposizione e ripristinare il 100% del gettito ai comuni anche per consentire una manovrabilità delle aliquote in funzione dell'utilizzo dell'immobile e delle politiche dei bilanci comunali.

In tal senso, occorre garantire una riduzione "automatica" del prelievo IMU a favore:

- dei soggetti che concedono gli immobili in locazione, con particolare riferimento alle abitazioni locate a canone concordato,
- delle imprese, con riferimento agli immobili "strumentali", utilizzati direttamente nell'esercizio dell'attività.

Essenziale, poi, la previsione di esclusione da IMU del c.d. “magazzino delle imprese edili”, considerato che questa rappresenta l’unica forma di tassazione sull’inventario tra i settori industriali.

**DON'T STAND SO CLOSE TO ME:
THE URBAN IMPACT OF IMMIGRATION**

Antonio Accetturo*, Francesco Manaresi*, Sauro Mocetti** and Elisabetta Olivieri*

* Banca d'Italia, Economic Research and International Relations.

** Banca d'Italia, Bologna Branch.

«Urban development in our period [1789–1848] was a gigantic process of class segregation, which pushed the new laboring poor into great morasses of misery outside the centres of government and business and the newly specialised residential areas of the bourgeoisie. The almost universal European division into a ‘good’ west end and a ‘poor’ east end of large cities developed in this period»

Eric Hobsbawm [*The Age of Revolution: 1789–1848*]

1. Introduction¹

Between 2000 and 2010 there was a huge increase in the immigrant population around the world, putting considerable pressure on urban areas in the developed countries.² Indeed immigrants are disproportionately directed to cities. In 2010, the fraction of foreign-born individuals in the population of New York was 2.8 times the national average. Similar patterns are observed in London and Paris (3 and 1.8, respectively) and also in countries with a more recent history of immigration like Italy (2.2 in Milan and 1.6 in Rome). An even more striking feature of immigrant settlements is the very skewed distribution across neighbourhoods observed in many European and American metropolitan areas. In some Italian cities, for example, the proportion of immigrants in the most immigrant-dense district is 10 times higher than in districts with lower immigrant density. This asymmetrical population shock has some similarities with the urbanization process described by Hobsbawm in *The Age of Revolution: 1789–1848*, and with other historical periods in which cities became the destination for huge migration flows.

The insurgence of segregation patterns and natives’ reaction to the presence of a large number of immigrants are typical concerns for sociologists, economists and policymakers. The aim of this paper is to analyze these phenomena by exploring the interplay between natives and foreigners in the context of real estate. Housing markets are particularly suitable for this kind of analysis: immigrant-native interactions occur on a very local spatial scale and housing prices are likely to be very sensitive to the natives’ attitudes towards immigration. Nevertheless, most of the existing studies analyzing the impact of immigration on the residential housing market look at the average price at the city level (Saiz 2003 and 2007; Ottaviano and Peri 2006), ignoring the spatial distribution of the

¹ We thank Eckhardt Bode, Gustavo Canavire-Bacarreza, David Card, Fernando Ferreira, Robert Helsley, Jorge Martinez-Vazquez, Marta De Philippis, Alfonso Rosolia, Massimo Sbracia, Domenico Scalera, Daniela Vuri, Jeffrey Wooldridge, two anonymous referees for useful suggestions and comments, and Jennifer Parkinson for editorial assistance. We also thank conference participants at AIEL (Milan), SIEP (Pavia), EALE (Cyprus), SIE (Rome), and the Urban Economics Association (Miami), and seminar participants at the Bank of Italy, Georgia State University, and University of California (Berkeley). We are also indebted to municipal statistical offices for providing us with district data. The views expressed herein are our own and do not necessarily reflect those of the Bank of Italy.

² According to the United Nations (<http://esa.un.org/migration/index.asp>), the number of migrants in 2010 was 214 million – an increase of 20 per cent since 2000. Europe hosts the largest number of immigrants (nearly 70 million people) – followed by Asia (61 million) and North America (50 million) – and accounts for roughly one third of immigrant population growth in the decade.

population (both natives and immigrants) within the city and different effects on local prices.

In this paper we provide a simple spatial model that formalizes how an immigrant shock in a district affects local amenities, thus influencing local prices and native mobility. We assume natives' indirect utilities depend on both real wages (and, therefore, on housing prices) and the perceived quality of amenities, which are a function of the number of immigrants residing in the district. No restrictions are imposed on the relationship between immigration and natives' perception of local amenities. On the one hand, natives may have racial or religious preferences that could induce a negative effect; they may find hurdles to communication; or they may be concerned by a deterioration of local standards of living due to the crowding effect on local indivisible goods (e.g. parks and transport). On the other hand, natives may have preferences for cultural diversity and may benefit from a rise in the variety of local goods (e.g. ethnic restaurants), thus inducing a positive effect of immigration on amenities.

Specifically, according to our theoretical results, (i) an immigrant shock to a district increases the average price of housing at the city level; (ii) the district hit by the shock will have higher (lower) growth in house prices than the city average if and only if migrants have a positive (negative) effect on the natives' perception of local amenities; (iii) an immigrant shock may induce natives to re-settle in other areas of the city; native mobility is affected by an income effect (i.e. the crowding out of natives due to the increased demand for housing by immigrants) and an amenities effect whose sign depends on the effect of immigrants on local amenities; and (iv) if immigrants are concentrated in a district with a more rigid housing supply, we observe no additional effects on prices but a stronger native outflow.

The theoretical predictions are tested using a unique dataset on the number of migrants and natives, and housing prices at the district level based on a sample of 20 large Italian cities in the period 2003-2010. To identify the causal impact of immigration on house price dynamics, we adopt an instrumental variable (IV) strategy. Our instrument, widely used in the literature on migration, uses historical enclaves of immigrants across districts to predict current settlements (Card, 2001). Consistently with the theoretical prediction, we find that immigration has a positive effect on average price growth at the city level. In particular a 10 per cent increase in immigrant stocks raises the average price by 5 percentage points. However at the intra-municipal level we find that the same 10 per cent increase in immigrant population in a district lowers prices by 2 percentage points vis-à-vis the city average. This slower price growth in the district directly hit by a positive immigrant shock is driven by native-flight: 10 additional immigrants who arrive in a district cause 6 natives to re-settle in other areas of the city. Native-flight is even greater when immigrants settle in districts where housing supply is more constrained (e.g. historic city centres). All in all, these findings provide clear evidence of a perceived deterioration

of amenities on the part of natives and a growing spatial segregation of migrants.

Starting with the seminal work of Saiz (2003), several papers have documented a positive effect of immigration on housing prices at the city level.³ However, only Saiz and Wachter (2011) move the analysis towards the intra-city level, allowing for heterogeneous effects across districts. They focus on US metropolitan areas and use census waves to document that housing values have grown relatively more slowly in districts of immigrant settlement. We improve and extend the analysis with respect to them in several aspects. First, we provide a more tractable theoretical model that yield closed-form solutions. Our model replicates their simulated results, and is able to derive additional predictions (e.g. the effects of rigidities in the housing supply) that are empirically tested. Second, while Saiz and Wachter (2011) focused on decennial price changes, we use yearly data to document a significant effect of immigration on the housing market even in the short-term. Finally, we provide new evidence on the urban impact of immigration in a markedly different setting with respect to the US. Indeed, historically Italy is not a destination country for migration flows and the bulk of immigration has been relatively recent.⁴ This may affect the natives' attitudes towards foreign-born people and feelings about the impact of immigration on cultural and national identity. Moreover, Italian households have a comparatively high propensity to buy their own home and this may lead them to care more about neighbourhoods' characteristics and local amenities. All these elements may play a significant role in house price adjustment to an immigration shock.

Our paper is also related to the literature on urban segregation. Residential segregation has been investigated in the sociological literature since the 1950s. More recently economists have entered the field. Their interest was mainly attracted by the economic consequences of ghettos – in terms of the economic performance of minorities, human capital accumulation and costly social behaviour (e.g. crime) – and by the determinants of segregation. On the latter point, Cutler et al. (1999) examine segregation in American cities and argue that current patterns are determined by “decentralized racism”, that is whites pay more than blacks to live in predominantly white areas.⁵ Most of the literature on urban segregation concerns the US whereas evidence for Europe is much more limited; however our paper provides evidence on urban segregation for a European

³ See Saiz (2003 and 2007) and Ottaviano and Peri (2006) for the US, Gonzales and Ortega (2010) for Spain, De Blasio and D'Ignazio (2010) for Italy. Sá (2011) studies the effect of immigration on house price in the UK using different level of aggregation, finding a negative effect when house price are measured at the local authority level and no effect at the more aggregated level. This would suggest that the effects of immigration are only captured when the market is defined at a proper geographical level because native mobility may diffuse the effects throughout broader partitions of the territory (Borjas, 2006).

⁴ In 2010 there were 4.6 million resident foreigners, about 7.5 per cent of overall population, up from 2.5 per cent in 2000 and less than 1 per cent in 1991. Italy ranked among the first 5 destination countries for migration flows in the 2000s (together with the US, UK, Canada and Spain).

⁵ Card et al. (2008) find that population flows exhibit tipping-like behavior: once the minority share in a district exceeds a “tipping point”, all the whites leave. Bayer et al. (2004) analyze urban patterns in the San Francisco Bay Area and conclude that racial differences in socio-demographic features explain a large amount of the observed segregation.

country, shedding light on its potential determinants.⁶

The rest of the paper is organized as follows. In Section 2 we develop the theoretical model and derive a set of testable predictions. In Section 3 we describe the data and provide some analysis. In Section 4 we present the empirical strategies adopted to test the theoretical findings and in Section 5 we present the results. Section 6 discusses robustness checks and some extensions. Section 7 concludes.

2. Theoretical model

In this section, we present a theoretical model on the effects of immigration on city- and district-level housing prices and citizens' mobility within the city.

2.1. Assumptions and equilibrium in the housing market

Suppose a city with 2 districts, 1 and 2. Each individual i located in district d maximizes the following utility function:

$$U_{id} = A_d \frac{C_i^{1-\alpha} H_i^\alpha}{(1-\alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha} \quad (1)$$

where A_d are the amenities in district d , C_i and H_i is the amount of, respectively, consumption good and housing consumed by i .

Assuming that the consumption good is the numeraire and income does not depend on location within the city, the budget constraint is $C_i + r_d H_i = Y_i$, where r_d and Y_i represent, respectively, rents in district d and individual income.⁷ Standard utility maximization leads to the following marshallian demands:

$$H_i^* = \frac{\alpha Y_i}{r_d} \quad (2)$$

$$C_i^* = (1-\alpha) Y_i \quad (3)$$

There are two types of individuals in the city: natives and immigrants. The total number of natives is N a share ω of which locates in area 1. Natives are free to move across districts and their income is equal to Y . We postulate, on the contrary, that natives cannot move outside the city in response to immigration. This assumption is justified by

⁶ Boeri et al. (2011) examine residential segregation in Italy. They focus on the (negative) labor market consequences of immigrant segregation using data for 8 Italian cities.

⁷ We do not assume the existence of a production sector in our model for two complementary reasons. First, from an empirical point of view, most of the previous studies find a small (if any) impact of immigration on natives' wages – see Okkerse (2008) and the works cited therein for a review of the literature. Second, and more importantly, wages are reasonably set at the city (or local labour market) level and they do not vary at the district level, which is the geographic unit of analysis in this paper.

the fact that in our data the inflow of migrants does not generate an outflow of native citizens (see more on this in the empirical part). A similar result has been found also in Saiz (2007). We assume that a mass m of immigrants locates in the city and concentrates in district 2.⁸ Immigrant income is equal to γY , with $\gamma \in (0, 1]$.

Aggregate housing demand for each area is therefore:

$$H_1^D = \omega N \frac{\alpha Y}{r_1} \quad (4)$$

$$H_2^D = [(1 - \omega)N + \gamma m] \frac{\alpha Y}{r_2} \quad (5)$$

Housing supply in district d is assumed to be equal to:

$$H_d^S = \beta_d r_d^\theta \quad (6)$$

where β_d is the price elasticity of housing supply in district d and $\theta \geq 0$.

Equilibrium prices are determined by the equations (4), (5) and (6):

$$r_1^* = \left(\omega N \frac{\alpha Y}{\beta_1} \right)^{\frac{1}{1+\theta}} \quad (7)$$

$$r_2^* = \left\{ [(1 - \omega)N + \gamma m] \frac{\alpha Y}{\beta_2} \right\}^{\frac{1}{1+\theta}} \quad (8)$$

In terms of amenities, we assume that the two districts are ex ante identical. This hypothesis can seem at odds with the empirical evidence. Immigrants, indeed, tend to concentrate in poorer areas, characterized by a lower provision of public services and, in general, amenities (Boeri et al., 2011). However, this assumption is justified by the fact that in the empirical part we control for all possible time-invariant (i.e. pre-migration) differences between districts.

The inflow of immigrants alters the natives' appreciation of local amenities. Specifically, amenities are a function of immigration, that is $A(m)$. We also assume that amenities in district 1, unaffected by immigration, are fixed and equal to A , that is $A(0) = A$. No restrictions are imposed on the sign of the impact of immigration on local amenities. On the one hand, natives might have negative attitudes towards immigrants motivated by a preference for cultural homogeneity and/or by racial or religious prejudice. Moreover, natives might be concerned about a deterioration of local standards of living due to an increase in crime or a crowding effect on local indivisible goods (i.e. parks, transport,

⁸ This assumption actually mimics our empirical setting, in which we show the effects on the housing prices of a random assignment of migrants to the neighbourhoods.

etc.). Further concerns might arise because immigrants are less likely to stay for a long period in the same place and therefore they may have a lower propensity to invest in local public goods. Finally, even local politicians could be tempted to invest less in immigrant-dense areas because foreigners do not have the right to vote. On the other hand, natives' may perceive that local amenities have improved as a result of migration leading to greater cultural diversity; moreover, natives may appreciate the increased variety of local public goods (e.g. ethnic restaurants).⁹ In formulas, if immigrants cause a perceived deterioration in the quality of local amenities then $A > A(m)$ and $A'(m) < 0$; on the contrary, if an improvement in local amenities is perceived then $A < A(m)$ and $A'(m) > 0$.

Free mobility of natives implies that in equilibrium their utility levels equalize across locations. This implies:

$$\frac{A}{\left(\frac{\omega N}{\beta_1}\right)^{\frac{\alpha}{1+\theta}}} = \frac{A(m)}{\left[\frac{(1-\omega)N + \gamma m}{\beta_2}\right]^{\frac{\alpha}{1+\theta}}} \quad (9)$$

In equilibrium the share of natives in area 1 is therefore:

$$\omega^* = \frac{N + \gamma m}{N} \phi(m) \quad (10)$$

where $\phi(m) = \frac{\beta_1 A^{\frac{1+\theta}{\alpha}}}{\beta_1 A^{\frac{1+\theta}{\alpha}} + \beta_2 A(m)^{\frac{1+\theta}{\alpha}}} \in (0,1)$.

Using (6), (7), (8) and (10) we can derive the city level rent:

$$\bar{r}^* = \frac{[(N + \gamma m)\alpha Y]^{\frac{1}{1+\theta}}}{\beta_1^{\frac{1}{1+\theta}} \phi(m)^{\frac{\theta}{1+\theta}} + \beta_2^{\frac{1}{1+\theta}} [1 - \phi(m)]^{\frac{\theta}{1+\theta}}} \quad (11)$$

2.2. Theoretical predictions

We can now assess how a local immigrant shock influences district- and city-level local amenities and prices. We organize our theoretical results with the aim of producing some clear testable predictions for the empirical part of the model. As shown below, our model predicts one of the most common results in the empirical literature:

Result 1: *Migration increases the average price of housing at the city level.*

This can be easily obtained by deriving the log equation (11) by m :

⁹ See Mayda (2006) for an analysis of natives' attitudes towards immigrants. For a discussion on the effects of cultural diversity see also Ottaviano and Peri (2006).

$$\frac{\partial \ln \bar{r}^*}{\partial m} = \frac{1}{1+\theta} \left\{ \frac{\gamma}{N+\gamma m} + \theta \phi'(m) \frac{\beta_2^{\frac{1}{1+\theta}} \phi(m)^{\frac{1}{1+\theta}} - \beta_1^{\frac{1}{1+\theta}} [1-\phi(m)]^{\frac{1}{1+\theta}}}{\beta_1^{\frac{1}{1+\theta}} \phi(m) [1-\phi(m)]^{\frac{1}{1+\theta}} + \beta_2^{\frac{1}{1+\theta}} \phi(m)^{\frac{1}{1+\theta}} [1-\phi(m)]^{\frac{1}{1+\theta}}} \right\} \quad (12)$$

The first term in the right-hand side of equation (12) is the income effect of the inflow of immigrants, and is strictly positive.

The second term, the amenity effect, is weakly positive, being equal to zero when natives are indifferent towards migrants. Therefore, the impact of immigration on amenities (either negative or positive) generates a further pressure on city-level prices because natives are willing to pay a premium for living close to (or far from) foreigners. If natives are indifferent to the presence of immigrants then the impact on prices is driven solely by the income effect.

The average positive effect at the city level might be the outcome of opposing forces within the city boundaries as shown by the following result:

Result 2: *The impact of migration at the district level, in relation to the city average, is negative (positive) if migration deteriorates (improves) the perception of the quality of local amenities.*

The impact of migration at the district level is obtained by deriving the log of equations (7) and (8) with respect to m :

$$\frac{\partial \ln r_1^*}{\partial m} = \frac{1}{2} \left[\frac{\gamma}{N+\gamma m} + \frac{\phi'(m)}{\phi(m)} \right] \quad (13)$$

$$\frac{\partial \ln r_2^*}{\partial m} = \frac{1}{2} \left[\frac{\gamma}{N+\gamma m} - \frac{\phi'(m)}{1-\phi(m)} \right] \quad (14)$$

From (12), (13) and (14) we can derive the impact of immigration at the district level, in relation to the city average. Thus, with simple algebra it can be shown that:

$$\frac{\partial \ln(r_2^*/\bar{r}^*)}{\partial m} < \frac{\partial \ln(r_1^*/\bar{r}^*)}{\partial m} \Leftrightarrow \phi'(m) > 0 \quad (15)$$

Note that the differential effect of immigration on rents at the district level depends solely on the amenities. This is due to the fact that the income effect propagates symmetrically to the rest of the city because of the free mobility of natives while the amenity effect is purely local. Specifically, if migration decreases the level of satisfaction with amenities in district 2 – that is $A'(m) < 0$ – house prices tend to grow at a slower rate with respect to the rest of the city. House price dynamics are driven by the location choices of natives who move to district 1 and are willing to pay higher rents to “escape” from foreigners (native-flight), as shown in Result 3 below.

Result 3: *Migration generates pressures for the outflow of natives.*

This can easily be obtained by deriving equation (10) by m :

$$\frac{\partial \omega^*}{\partial m} = \frac{\gamma}{N} \phi(m) + \frac{N + \gamma m}{N} \phi'(m) \quad (16)$$

The first term on the right-hand side represents the change in the income effect – the crowding out of natives due to the increased demand for housing on the part of immigrants – and is always positive. The second term captures the change in satisfaction with local amenities and is positive whenever immigration lowers the level of satisfaction with local amenities. The income effect is, thus, emphasized (attenuated) by the amenities effect whenever immigrants decrease (increase) the value of local amenities in area 2.

Our theoretical framework also allows us to consider the mediating role of housing supply elasticity. This is particularly relevant as long as housing supply in some city centres (consider Rome or Venice, for example) is much more constrained than that in sprawling peripheries.

Result 4: *Lower (higher) housing supply elasticity in the area affected by immigration implies a larger (smaller) outflow of natives without affecting the house price differentials within the city.*

$$\frac{\partial \left[\frac{\partial \ln(r_2^*/\bar{r}^*)}{\partial m} - \frac{\partial \ln(r_1^*/\bar{r}^*)}{\partial m} \right]}{\partial \beta_2} = 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial \omega^*}{\partial m \partial \beta_2} < 0 \quad (18)$$

The economics of this result is straightforward. Assume that immigrants lower the perceived level of local amenities and locate in a city centre. In this case, we should observe a steep rise in prices due to the fact that housing supply is particularly inelastic in historic city centres. However, this effect is perfectly offset by a stronger native outflow, up to the point that the differential in rents between districts remains solely driven by the amenity effect.

3. Data and variables

We test our theoretical results using a novel dataset which matches demographic information and housing prices at the district level for a group of 20 large Italian cities. Our set of municipalities includes 5 of 6 largest Italian metropolitan areas (with more than

500,000 residents) and nearly 40 per cent of mid-sized cities (between 100,000 and 500,000 residents).¹⁰ The share of total Italian population residing in these municipalities is about 16 per cent; this percentage rises to 25 per cent for the immigrant population.

Our geographic unit of analysis corresponds to administrative districts. There are, on average, 8 districts per city and they encompass a population of about 50,000 inhabitants. For each district we use yearly data on the number of residents by nationality over the period 2000-2010 obtained from municipal statistical offices.

The Italian Land Registry Office (henceforth, LRO) provided us with data on house prices over the period 2003-10. The LRO divides each city in “microzones” (areas that are homogeneous in socioeconomic terms). For each microzone, we obtained data on the end-of-year price of a “standard house in normal conditions”. A full description of the dataset and of the procedures used to construct the data is available in the Appendix. Since microzones are usually smaller than administrative districts (see Figure 1), the housing price at the district level has been computed as a population-weighted average of microzone prices, with population measured at the beginning of the period.

Overall, we obtained 1,128 observations whose descriptive statistics are summarized in Table 1. Table 2 summarizes the demographic evolution over the period under study in each of the 20 Italian city. Immigration clearly emerges as the most important driver of the demographic evolution of metropolitan areas in the last decade. In 2010, immigrants accounted for 13 per cent of the total population in our sample of cities, significantly higher than the national figure (7.5 per cent) and about twice the corresponding figure in 2003. Moreover, we find clear evidence of an uneven distribution of immigrants across districts. The incidence of foreigners in the most immigrant-dense areas is, on average, 3 times the corresponding figure in the least immigrant-dense areas. In some metropolitan areas the difference is even greater.

In the same years the increase in real estate values was substantial: between 2003 and 2010 the yearly growth in house prices in our sample of cities was 3.2 per cent in nominal terms. Price growth was steeper until 2007 and remained basically flat later. As shown in Figure 2a, immigration is positively correlated with the housing boom at the city level. However, the uneven distribution of immigrants within the city might lead to divergent dynamics across districts. In Figure 2b we plot house prices and immigrant population growth at the district level. Growth rates have been computed as deviation from the average growth rate in the city to control for any omitted shock at city level and common to all its districts. The sign of the correlation coefficient, in contrast with the previous case, is negative. This means that house price growth in a district affected by immigration is

¹⁰ Specifically, the sample includes Genoa, Milan, Naples, Rome and Turin among the large metropolitan areas and Bergamo, Bologna, Brescia, Florence, Modena, Novara, Padua, Prato, Reggio Emilia, Trento, Trieste, Udine, Venice, Verona and Vicenza among the mid-sized cities. These municipalities have been chosen on the basis of the availability of data at the district level from municipal statistics offices. Obviously, we cannot claim that this group of cities is representative at the national level, nor that the estimates obtained can be used to forecast the effect of an immigrant inflow on the average Italian house price. See Section 6.2 for a check on the generalizability of our findings.

lower in relation to the city average.

This can be visually appreciated looking at individual cities. Figure 3 focuses on Milan, the metropolitan area with the largest concentration of immigrants in Italy (and the largest increase in the last decade). It compares the growth rate of house prices between 2004 and 2010 in each district (left panel) with the growth rate of the migrant population between 2003 and 2009 (right panel). The city centre and the Eastern districts have experienced a stronger increase in house prices and a lower increase in the number of migrants. Conversely, Northern districts show the inverse pattern: higher migrant population growth rates and lower appreciation of residential dwellings.

However, these correlations are at best only suggestive as they may be affected by omitted variables or reverse causation. In the following empirical section we deal with these issues.

4. Empirical strategy

In this section we develop the empirical strategy to test for the predictions of the theoretical model. In particular, subsection 4.1 presents the empirical counterparts of the results obtained in Section 2. Subsection 4.2 deals with identification issues and introduces the instrumental variable approach.

4.1. Testing the predictions

Testing Result 1 – The theoretical model predicts that an increase in the number of immigrants would raise the average housing price at the city level. To test this prediction we use the following linear specification:

$$\log P_{c,t} = \alpha + \beta \log M_{c,t-1} + \kappa_1 CITY_c + \kappa_2 YEAR_t + \mu_{c,t} \quad (19)$$

where the dependent variable P is the average housing price in city c in year t , and M is the number of immigrants, as measured at the end of the previous year by the Italian institute of statistics. We include city fixed effects to control for time invariant heterogeneity among cities and year dummies to take account of the overall housing business cycle. β estimates the effect of immigration on housing prices at the city level.

Testing Result 2 – According to the theoretical predictions, if immigrants increase (decrease) the level of satisfaction with local amenities, then an inflow of migrants should raise (lower) house prices in the district vis-à-vis the city average. To identify this phenomenon, we use the following model:

$$\log P_{d,c,t} = \alpha + \delta \log M_{d,c,t} + \kappa_3 \text{DISTRICT}_{d,c} + \kappa_4 (\text{CITY}_c \times \text{YEAR}_t) + \varepsilon_{d,c,t} \quad (20)$$

where d , c and t indicate district, city and year, respectively. The dependent variable P is the housing price in district d , and M is the number of immigrants. We include both district fixed effects and the interaction between city level and annual fixed effects. The first set of dummies aims at capturing the time-invariant characteristics of the districts, which are likely to affect both the price levels and the location of immigrants. The second set aims at partialling out the city-year specific trends.¹¹ The estimated coefficient for δ is the effect of immigration on the difference between district and city housing prices. According to our theoretical model, the sign of δ solely depends on the effect of immigrants on amenities: a positive sign would imply that natives' perceive an improvement in local amenities as a result of an inflow of migrants, while a negative sign would indicate the opposite.

Testing Result 3 – An inflow of immigrants into a district generates two effects on native mobility. First, an income effect which unambiguously pushes out natives from the area affected by the immigrant inflow. Second, an amenity effect: it opposes the income effect if immigrants improve local amenities, while it reinforces it if immigrants cause a deterioration in amenities. The net effect of immigration on native mobility within city boundaries is estimated by the following empirical model:

$$N_{d,c,t} = \alpha + \rho M_{d,c,t} + \kappa_5 \text{DISTRICT}_{d,c} + \kappa_6 (\text{CITY}_c \times \text{YEAR}_t) + \xi_{d,c,t} \quad (21)$$

where N is the number of native individuals in district d , of city c , at time t .¹² The estimated coefficient for ρ is the effect of immigration on the natives' residential choices. Specifically, a negative sign of ρ would indicate native-flight to other areas of the city (and viceversa).

Testing Result 4 – The theoretical model predicts heterogeneous effects depending on the elasticity of housing supply in the area affected by immigration. In particular, if immigration deteriorates local amenities, native-flight is greater if the district affected by the shock is characterized by a more rigid housing supply. The downward effect on local

¹¹ Note that we consider only legal immigrants. However, the presence of illegal immigrants would not bias our estimates if the number of undocumented individuals is proportional to the one of legal immigrants and the constant of proportionality depends on time-invariant district-level or time-varying city-level characteristics (which we control for) plus a stochastic term. This requirement is actually fulfilled as shown by Bianchi et al. (2011) in which they show that the number of applications for regularization (a proxy for undocumented immigrants) is proportional to the number of legal migrants in Italy, net of geographical constant factors.

¹² In model (21) both immigrants and natives are measured in *levels*. There are three reasons for this choice. First, the resulting estimate can be interpreted simply as the number of natives who move in response to the arrival of one additional migrant. Second, the native stock is much bigger than the migrant one (on average it is ten-times bigger). As a result a one per cent rise in immigrants is likely to affect native stocks only marginally in percentage terms. Third, this choice is coherent with the theoretical prediction that refers to absolute values of natives.

house prices due to native-flight would be offset by the greater responsiveness of housing prices to a demand shock. To test this mechanism, we slightly modify equations (20) and (21) by adding an interaction term between the number of migrants in the area and a dummy variable equal to one if the district has a rigid housing supply ($B_{d,c}$):

$$\log P_{d,c,t} = \alpha + \delta \log M_{d,c,t} + \theta \log M_{d,c,t} \times B_{d,c} + \kappa_7 \text{DISTRICT}_{d,c} + \kappa_8 (\text{CITY}_c \times \text{YEAR}_t) + a \quad (22)$$

$$N_{d,c,t} = \alpha + \rho M_{d,c,t} + \lambda M_{d,c,t} \times B_{d,c} + \kappa_9 \text{DISTRICT}_{d,c} + \kappa_{10} (\text{CITY}_c \times \text{YEAR}_t) + \xi_{d,c,t} \quad (23)$$

Since we have no information on the actual price elasticity of housing supply, we proxy it by distinguishing between “bounded districts” (i.e. districts that are completely surrounded by other municipal districts) and peripheral ones. Bounded districts are often the historic city centres that are usually constrained in the supply of new buildings by city regulations for the preservation of areas of historical interest. The theoretical model predicts $\theta=0$ and $\lambda < 0$.

4.2. Identifying causal effects

A simple OLS estimator is likely to yield inconsistent estimates of the effect of migrant inflows in equations (19)-(23) due to omitted variable bias and reverse causality issues. For instance, the construction of a new transportation facility in a district could lead to both a change in house prices and an inflow of immigrants, thus leading to inconsistent estimates (omitted variable bias); alternatively, immigrants may tend to settle in cheaper districts (reverse causality).

In order to overcome these problems, we use a Two-Stage-Least-Squares strategy exploiting a “shift-share” instrument. This methodology is based on the idea that immigrants tend to settle in places where immigrants from the same country already reside (Card, 2001). Therefore, on the basis of the distribution of immigrants in 1991 by country of origin, we predict the composition of immigrant population at district level. Specifically, for each district d , we compute a fictional number of migrants:

$$S_{d,c,t} = \sum_i \pi_{i,d,c,t_0} M_{i,t} \quad (24)$$

where π measures the fraction of immigrants from country i that were settled in the district d of the city c in 1991 over the total number of immigrants from country i in Italy in the same year;¹³ $M_{i,t}$ is the total number of immigrants from country i in Italy at time t . Summing across all countries of origin we obtain a measure of the predicted total number

¹³ In some cases these shares are computed in the middle of the 1990s instead of 1991 because of data availability.

of immigrants in district d in year t .¹⁴

The exclusion restriction of this instrument relies on two assumptions. First, the immigrant stock in 1991 – the first term in equation (24) – must not be correlated with the current *district trend* in house prices. This assumption is likely to be fulfilled. At the beginning of the 1990s, there were relatively few immigrants; therefore, it is unlikely that their presence could affect price dynamics more than ten years later. Moreover, geographic clustering of immigrants is highly differentiated by country of origin and the composition of immigrants by ethnicity has changed markedly in the last two decades for reasons that do not depend on local economic conditions.¹⁵ Therefore, our instrument may predict very divergent immigration patterns for districts having the same stock of foreigners in 1991 but a different composition in terms of nationality. Second, our instrument is not valid as long as the total flow of immigrants from country i to Italy – the second term in equation (24) – is affected by unobserved factors at the district level. This is not likely to be the case, because each district represents a tiny share of total immigrant population: indeed, over the period of analysis, the district with the largest number of immigrants (District 1 in Rome) accounted for less than 1 per cent of the total immigrant population in Italy.

5. Results

We start by testing **Result 1**. Table 3 presents the results of model (19).¹⁶ Using the OLS estimator (first column), we fail to identify a significant effect at any conventional level. However, IV estimates reveal a positive and significant effect of migration on average house prices at the city level. The first stage F-statistics of the excluded instrument is above 20, which allows us to reject the null hypothesis of a weak instrument (Stock and Yogo, 2005). The comparison between OLS and IV shows that there is an attenuation bias in the OLS estimates. This may be due to either reverse causality or omitted variables. For example, slower housing price trends in the city are likely to attract new migrants, thus generating attenuation of the city-level estimates. The presence of a large aging population, in turn, is likely to both create a downward pressure on prices and attract new migrants specialized in elderly care, thus attenuating the OLS results further. As regards the magnitude, according to IV estimates a 10 per cent increase in the stock of immigrants (roughly representing the annual average growth in the period of observation) would raise

¹⁴ To test Result 1, we use an analogous city-level instrument $S_{c,t} = \sum_i \pi_{i,c,t_0} M_{i,t}$.

¹⁵ With the exception of Morocco, the ranking of the first 5 countries is now different from that in 1991. The incidence of immigrants from Middle and Eastern Europe increased from around 10 per cent at the beginning of the 1990s to 50 per cent in 2010; during the same period, the fraction of immigrants from Africa decreased from 35 to 22 per cent. Generally speaking, in the past international migration flows were mainly South–North. Since the 1990s, the East–West migrations – from Asia and Central and Eastern Europe – have become predominant.

¹⁶ In all regressions, standard errors are heteroskedasticity-robust and are clustered at the local level (city or district depending on the empirical specification) to account for correlation within groups.

the average house price by 5 per cent. This result is fairly consistent with estimates in other countries such as the US or the UK.

However, as shown theoretically by **Result 2**, the average effect at the city level might be the outcome of opposing forces within the city boundaries, actually depending on the natives' perceptions of the effects of immigration on their quality of life. Table 5 shows the OLS and IV estimates of model (20) where the estimated coefficient of interest is approximately the difference between the local and city-average price growth rates. Both OLS and IV specifications reveal that prices tend to grow significantly more slowly than average in districts where immigrants settle. The first stage F-statistic clearly indicates the weak instrument problem is not an issue in this case either. The impact is also quantitatively significant: a 10 per cent increase in immigrant population decreases local prices by nearly 2 percentage points with respect to the city average. According to the theoretical model, this effect is entirely determined by the impact of immigration on the level of the natives' satisfaction with local amenities. This implies that the areas hit by immigration are likely to experience a deterioration of local amenities.

The house price dynamics can be explained by the fact that natives decide to move to other districts and are willing to pay higher rents to “escape” from foreigners, as stated in **Result 3**. We can provide direct evidence of this. Table 6 reports the results of model (21): while the OLS correlation between migrants and natives is not statistically significant, IV estimates show a negative and significant effect. Note that the first stage F-statistics is lower than before but it continues to be above the rule-of-thumb value of 10 traditionally used to test the relevance of the instrumental variable. OLS results are not surprising since we may expect that new real estate developments attract a growing share of the city's population – native and immigrant alike. Therefore, a simple correlation probably underestimates the causal impact of immigration. Indeed, according to IV estimates, 10 additional immigrants in a district above the city-year average induce 6 natives to relocate to other areas of the city.¹⁷

Finally, we test the theoretical **Result 4** by estimating the equations (22) and (23). Indeed, we might expect some heterogeneity in the local impact of immigration due to the differential housing supply elasticity of the urban areas. Given that housing supply is more rigid in central areas than in peripheries, the house prices should react more intensively to migration inflows in “bounded districts”. However, this effect should be offset by larger native outflows if there is free mobility of natives between districts. Indeed, Table 7 confirms that a 10 per cent increase in immigrant population decreases local prices by about 2 percentage points with respect to the city average. However, there are no statistically significant differences between bounded and unbounded districts. As far as demographic dynamics are concerned, native outflow is greater when immigrants settle in

¹⁷ It should be noted that migration does not generate a native relocation outside the city. IV estimates of the effect of migration on the total number of natives in the city (Table 4) are never statistically significant. This is also consistent with the evidence found by Mocetti and Porello (2010).

areas with a more rigid supply of housing (see Table 8). According to our estimates, for every additional 10 immigrants arriving, almost 7 natives in bounded districts and 4 natives in non-bounded districts move away from the area. Both these results are consistent with our theoretical predictions.

All in all, these results point to the fact that immigration causes natives to perceive a deterioration of local amenities and, as a consequence, it causes natives to move to other areas of the city and house price to grow slowly in the district hit by immigration. Some descriptive evidence drawn from the World Value Survey suggests that attitudes towards immigrants might play a role. In the last wave of the survey, the respondents were asked to indicate who they would not like to have as neighbours: 12 per cent of Italians mention people of different race as unwelcome neighbours against 4 per cent of Americans; the percentages are 11 and 2 per cent, respectively, in case of neighbours of a different religion (see Figure 4). These negative attitudes may be partly explained by the fact that, historically, Italy is not a country of immigration and that the inflows from abroad increased greatly over a very few years. However, we have no evidence to reject other competing explanations based on the deterioration of local amenities.

6. Robustness and extensions

6.1. Spatial effects

As explained above, our geographic unit of observation is the city district – a very detailed partition of the municipal area. A serious drawback of using a narrow partition of the space is that we could observe a high degree of spatial correlation among neighbouring observations. This can have two important effects in the identification of the impact of immigration on local prices. First, the location of immigrants can be characterized by spatial dependence. This occurs when the 1991 stock of immigrants in district d is correlated with the current number of migrants in adjacent districts. This, in turn, represents a possible violation of the exclusion restriction for the instrument, thus leading to inconsistent IV estimates. Second, the housing prices in district d might be affected by the presence of migrants in neighbouring districts thus violating the non-interference hypothesis (i.e. the treatment of any unit should not affect the potential outcomes of the other units).

We test for the presence of spatial effects (both in the first and second stage) including spatial lags of $M_{d,c,t}$ in model (20). In particular, we add the average of log immigrants in adjacent districts (i.e. those having a common boundary) to our baseline and we instrument this additional endogenous regressor with the spatial lag of the instrument described in (24).

Results are reported in Table 8. From the first stage regression we find that the effect

of the spatially lagged instruments on the number of immigrants is not significantly different from zero. Thus, the immigrant stock in 1991 in district d does not affect the current immigration stock in the nearby districts of the city. This is probably due to the fact that the immigrant enclaves were not large enough to influence the location of new arrivals also in spatially contiguous districts. Looking at the second stage, we find that the number of immigrants in district d does not have any significant effect on house prices in neighbouring districts. This may be due to the fact that either the number of immigrants in one district is not large enough to affect house prices in nearby districts or the size of the district is too large to capture these spatial spillovers.

However, and more importantly for our scope, the sign and magnitude of our key coefficient is substantially unchanged with respect to the baseline specification reported in Table 6. Even after controlling for spatial dependence, a 10 per cent increase in immigrant population is confirmed to reduce house prices in the same district by nearly 2 percentage points vis-à-vis the city average.

6.2. Immigration and house price distribution at the city level

The urban impact of immigration does not only concern larger urban areas. Indeed, immigrants are more geographically spread out over the territory than they were in the past and one might doubt whether the findings obtained for the 20 cities in our sample can be generalized to other Italian cities. Unfortunately, we do not have information on immigrant distribution across districts for all Italian municipalities. Nevertheless, we are still able to build indicators of price distribution at the municipal level and to correlate these indicators with immigration measured at the same level.¹⁸

Empirically, we run a regression with city price indicators and the log of immigrants, both measured at the municipal level:

$$PI_{c,t} = \alpha + \beta \log M_{c,t} + CITY_c + YEAR_t + \varepsilon_{c,t} \quad (25)$$

where $PI_{c,t}$ is a price indicator varying by municipalities (c) and year (t); we use different price indicators: the log of prices in the most expensive district, the log of the mean price, the log of prices in the cheapest district, the log of the ratio between the price in the cheapest district and the mean price. $M_{c,t}$ is the municipal stock of immigrants in year t . Finally, we include year dummies and fixed effects at the municipal level to control for common trend and time-invariant heterogeneity at the city level, respectively. To address endogeneity we exploit enclaves as before, that is, we use immigrants' settlements across municipalities in 1995 to predict current settlements.

Results are reported in Table 10. We get a positive effect of immigration on the mean

¹⁸ We consider only municipalities with at least 5,000 residents and two LRO microzones to examine the differential price dynamics within cities which are above a minimum size threshold.

price using both OLS and IV estimates. However, as in the previous section, OLS estimates suffer from a downward bias. The first stage F-statistics allow us to clearly reject the null hypothesis of a weak instrument. According to IV estimates, a 10 per cent increase in immigrants raises house prices on average by 3.4 per cent. This has a stronger effect on the price of the most expensive district and a weaker one on the cheapest district. Looking further for a differential impact across districts, we build a price indicator which broadly recalls the one proposed in Result 2. Namely, we consider the impact of immigration on the log of the ratio between house price in the cheapest district (more likely hit affected by immigration) and the city average. According to the IV estimates, a 10 per cent increase in immigrant stock leads to a reduction of 0.7 per cent in the ratio. In other words, immigrant population growth causes housing prices to appreciate more slowly in relative terms in poorer districts, thus leading to a widening of price differentials within the city. Insofar as districts that were initially poorer were more likely to be affected by immigrant inflows, these findings mirror those obtained with the analysis at the district level.

7. Conclusions

The aim of this paper is to examine the impact of immigration on the residential market within urban areas. Most of the previous studies have examined the impact of immigration on house prices at the city level. However, focusing the analysis on different areas within the city is important for two reasons. First, the average effect at the city level might hide substantial heterogeneous effects across urban areas. Second, the residential market at the intra-municipal level is an ideal laboratory to analyse the interplay between immigrants and natives within the city.

We first provide a theoretical guide to the empirical data showing that the effects of migration on prices at district level are solely driven by the changes in quality of life perceived by natives. These changes also influence the spatial distribution of natives within the city. Predictions of the model are tested using a novel dataset on housing prices and population variables at the district level for a sample of 20 large Italian cities. The empirical evidence shows that a 10 per cent increase in immigrant stocks at district level reduces housing prices by 2 percentage points vis-à-vis the city average. Moreover, the arrival of 10 migrants generates the outflow (to other areas of the city) of 6 natives. Native outflows are even greater in districts characterized by more rigid housing supply elasticity. These findings suggest that immigration generates a clear deterioration of local amenities as perceived by natives. From a more general point of view, our results document increasing urban inequality in the real estate market. Moreover, we also find evidence of a sizeable redistribution of natives within the city with growing spatial segregation of

migrants, thus prefiguring potential difficulties in the integration process.¹⁹

These results can be appreciated only when the territory is observed at a sufficiently disaggregated level. What remains to be identified, however, is the set of channels through which the arrival of immigrants causes a deterioration of perceived amenities. Some descriptive evidence highlights the fact that natives have a negative attitude towards immigrants. However other factors might be at work: disentangling the relative weight of each of them is left to future research.

¹⁹ According to Battu and Zenou (2010), residential segregation plays a crucial role for ethnic identity. Those who live in a high ethnic concentration area have a higher probability of rejecting the native culture.

References

- Battu, H and Y. Zenou (2010), Oppositional identities and employment for ethnic minorities: evidence from England, *Economic Journal*, 120: F52-F71.
- Bayer, P., R. McMillan and K.S. Rueben (2004), What drives racial segregation? New evidence using Census microdata, *Journal of Urban Economics*, 56: 514-535.
- Bianchi, M., P. Buonanno and P. Pinotti (2011), Do immigrants cause crime? *Journal of the European Economic Association*, forthcoming.
- Boeri, T., M. De Philippis, E. Patacchini and M. Pellizzari (2011), Moving to segregation: Evidence from 8 Italian cities, mimeo.
- Card, D. (2001), Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration, *Journal of Labor Economics*, 19: 22-64.
- Card, D., A. Mas and J. Rothstein (2008), Tipping and the dynamics of segregation, *Quarterly Journal of Economics*, 123: 177-218.
- Cutler, D.M., E.L. Glaeser and J.L. Vigdor (1999), The rise and decline of the American ghetto, *Journal of Political Economy*, 107: 455-506.
- De Blasio, G. and A. D'Ignazio (2010), The impact of immigration on productivity: evidence from the Italian real estate market, mimeo.
- Gonzales, L. and F. Ortega (2010), Immigration and housing booms: evidence from Spain, mimeo.
- Mayda, A.M. (2006), Who is against immigration? A cross-country investigation of individual attitudes toward immigrants, *Review of Economics and Statistics*, 88: 510-530.
- Mocetti S. and C. Porello (2010), How does immigration affect native internal mobility? New evidence from Italy, *Regional Science and Urban Economics*, 40: 427-439.
- Okkerse L. (2008), How to measure labor market effects of immigration: a review, *Journal of Economic Surveys*, 22: 1-30.
- Ottaviano G.I.P. and G. Peri (2006), The economic value of cultural diversity: Evidence from US cities, *Journal of Economic Geography*, 6: 9-44.
- Sá, F. (2011), Immigration and house prices in the UK, IZA discussion paper 5893.
- Saiz, A. (2003), Room in the kitchen for the melting pot: immigration and rental prices, *Review of Economics and Statistics*, 85: 502-521.
- Saiz, A. (2007), Immigration and housing rents in American cities, *Journal of Urban Economics*, 61: 345-371.
- Saiz, A. and S.M. Wachter (2011), Immigration and the neighborhood, *American Economic Journal: Economic Policy*, 3: 169-188.
- Stock, J.H. and M. Yogo (2005), Testing for weak instruments in linear IV regression, in D.W.K. Andrews and J.H. Stock (eds.), *Identification and inference for econometric models: Essays in honour of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press.

Tables

Table 1: summary statistics

	Mean	Standard deviation	25 th percentile	50 th percentile	75 th percentile
Number of immigrants per district	5,317	5,809,1	1,581	2,922	7,218
House price per squared meter	2,317	948,6	1,631	2,099	2,724
No. of Observations	1,128				

Based Authors' elaboration on data from municipal administrative archives and LRO.

Table 2: demographic statistics

City	Number of districts	Population per district in 2010	Immigrants/population in 2003			Immigrants/population in 2010		
			City average	In most immigrant-dense district	In least immigrant-dense district	City average	In most immigrant-dense district	In least immigrant-dense district
Bergamo	7	17,242	7.7	11.4	4.1	15.0	19.1	6.0
Bologna	9	42,231	5.7	7.6	3.7	12.7	17.1	10.4
Brescia	5	39,410	10.0	16.4	6.2	17.9	23.4	12.0
Florence	5	74,398	7.7	13.3	4.7	13.5	19.5	9.6
Genoa *	9	67,549	5.5	9.3	2.2	8.3	14.5	3.1
Milan	9	146,972	8.5	12.1	6.9	16.4	24.3	13.0
Modena	4	46,166	7.6	15.9	5.5	14.7	25.9	11.8
Naples *	10	99,375	1.7	4.3	0.3	3.0	6.3	0.7
Novara	5	21,005	5.2	9.0	3.1	12.5	21.4	6.5
Padua	8	26,768	6.6	9.4	4.4	14.4	22.7	9.7
Prato	5	37,571	7.4	14.1	5.4	15.1	28.3	10.2
Reggio-Emilia	8	21,236	8.3	18.9	4.2	17.0	30.9	10.9
Rome	19	151,243	7.1	18.6	3.4	11.9	32.1	6.5
Turin	10	90,857	7.3	12.8	3.5	14.2	21.2	8.3
Trento	8	14,537	4.9	8.5	2.0	11.2	20.1	3.9
Trieste	7	29,803	4.9	9.0	1.8	8.7	16.7	2.1
Udine	7	14,232	6.2	9.0	4.5	13.5	16.9	10.3
Venice	12	22,574	3.8	5.7	0.7	10.8	17.7	1.9
Verona	8	32,967	7.2	11.5	3.3	13.9	20.5	5.6
Vicenza	7	16,555	9.2	13.4	6.9	16.0	19.3	12.2
Mean	8	50,635	6.6	11.5	3.8	13.0	20.9	7.7

Based Authors' elaboration on data from municipal administrative archives.

* Figures on immigrants for Genoa refer to 2005 instead of 2003; for Naples they refer to 2008 instead of 2010.

Table 3: Impact of immigration on house price growth at the city level

<i>Dependent variable:</i> Log of house prices	OLS	IV
Log of immigrants	-0.117 (0.140)	0.496** (0.198)
City fixed effects	YES	YES
Year dummies	YES	YES
Number of observations:	146	146
<i>First stage:</i>		
Log of instrument	-	0.605*** (0.132)
F-statistics on the excluded instrument	-	20.9

City price is defined as the average of district prices. Heteroskedasticity-robust standard errors.

Table 4: Impact of immigration on native population growth at the city level

<i>Dependent variable:</i> Natives	OLS	IV
Immigrants	0.112 (0.346)	0.260 (0.275)
City fixed effects	YES	YES
Year dummies	YES	YES
Number of observations:	146	146
<i>First stage:</i>		
Instrument	-	0.274*** (0.019)
F-statistics on the excluded instrument	-	209.4

Heteroskedasticity-robust standard errors.

Table 5: Impact of immigration on house price growth at the district level

<i>Dependent variable:</i> Log of house prices	OLS	IV
Log of immigrants	-0.105*** (0.025)	-0.195*** (0.048)
District fixed effects	YES	YES
City × year fixed effects	YES	YES
Number of observations:	1,128	1,128
<i>First stage:</i>		
Log of instrument	-	0.756*** (0.151)
F-statistics on the excluded instrument	-	25.2

Heteroskedasticity-robust standard errors clustered at the city and year level.

Table 6: Impact of immigration on native population growth at the district level

<i>Dependent variable:</i> Natives	OLS	IV
Immigrants	0.230 (0.276)	-0.564*** (0.134)
District fixed effects	YES	YES
City × year fixed effects	YES	YES
Number of observations:	1,128	1,128
<i>First stage:</i>		
Instrument	-	0.808*** (0.231)
F-statistics on the excluded instrument	-	12.2

Heteroskedasticity-robust standard errors clustered at the city and year level.

Table 7: Impact of immigration on house price growth in districts with different supply elasticity

<i>Dependent variable:</i> Log of house prices	OLS	IV
Log of immigrants	-0.111*** (0.024)	-0.212*** (0.053)
Log of immigrants × bounded district	-0.028 (0.028)	-0.054 (0.041)
District fixed effects	YES	YES
City × year fixed effects	YES	YES
Number of observations:	1,128	1,128

First stage	<i>Dependent variable:</i>	
	Log of immigrants	Log of immigrants × bounded district
Log of instrument	- 0.644*** (0.150)	0.133* (0.063)
Log of instrument × bounded district	- -0.180*** (0.050)	0.601*** (0.052)
F-statistics on the excluded instrument	- 29.3	67.4

Heteroskedasticity-robust standard errors clustered at the city and year level.

Table 8: Impact of immigration on native population growth in districts with different supply elasticity

<i>Dependent variable:</i> Natives	OLS	IV
Immigrants	0.299 (0.362)	-0.410** (0.169)
Immigrants × bounded district	-0.511 (0.312)	-0.254** (0.113)
District fixed effects	YES	YES
City × year fixed effects	YES	YES
Number of observations:	1,128	1,128

First stage	<i>Dependent variable:</i>	
	Immigrants	Immigrants × bounded district
Instrument	- 1.042*** (0.193)	0.061 (0.170)
Instrument × bounded district	- -0.477** (0.143)	0.870** (0.270)
F-statistics on the excluded instrument	- 37.0	8.3

Heteroskedasticity-robust standard errors clustered at the city and year level.

Table 9: Impact of immigration on house price growth including spatial lags

<i>Dependent variable:</i> Log of housing prices		IV
Log of immigrants		-0.194*** (0.049)
Mean of the log of immigrants (spatially lagged)		0.000 (0.001)
District fixed effects		YES
City × year fixed effects		YES
Number of observations:		1,128

First stage	<i>Dependent variable:</i>	
	Log of immigrants	Log of immigrants (spatially lagged)
Log of instrument	0.752*** (0.150)	-0.410 (0.658)
Mean of the log of instrument (spatially lagged)	-0.003 (0.004)	0.649*** (0.080)
F-statistics on the excluded instrument	12.8	33.2

Heteroskedasticity-robust standard errors clustered at the city and year level.

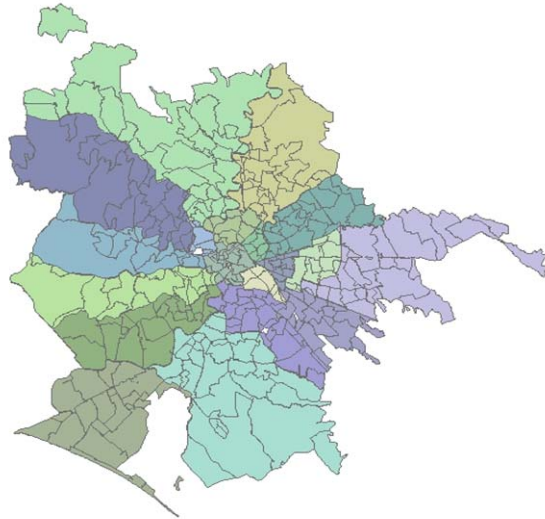
Table 10: Impact of immigration on city price distribution

<i>Dependent variable:</i> Log of housing prices	OLS				IV			
	mean	min	max	min/mean	mean	min	max	min/mean
Log of immigrants	0.050*** (0.013)	0.053*** (0.014)	0.048*** (0.013)	0.004 (0.006)	0.335*** (0.058)	0.269*** (0.063)	0.378*** (0.059)	-0.066** (0.026)
City fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
First stage:								
Log of instrument	-	-	-	-	0.330*** (0.029)	0.330*** (0.029)	0.330*** (0.029)	0.330*** (0.029)
F-statistics	-	-	-	-	133.9	133.9	133.9	133.9
Num. of observations:	16,511	16,511	16,511	16,511	16,511	16,511	16,511	16,511

"Mean" refers to the average price at the city level, "min" to house prices in the cheapest district, "max" to house prices in the most expensive district and "min/mean" to the ratio between house prices in the cheapest district and the city average. Data refer to all Italian cities with at least 5,000 inhabitants and partitioned in at least 2 LRO microzones. Heteroskedasticity-robust standard errors.

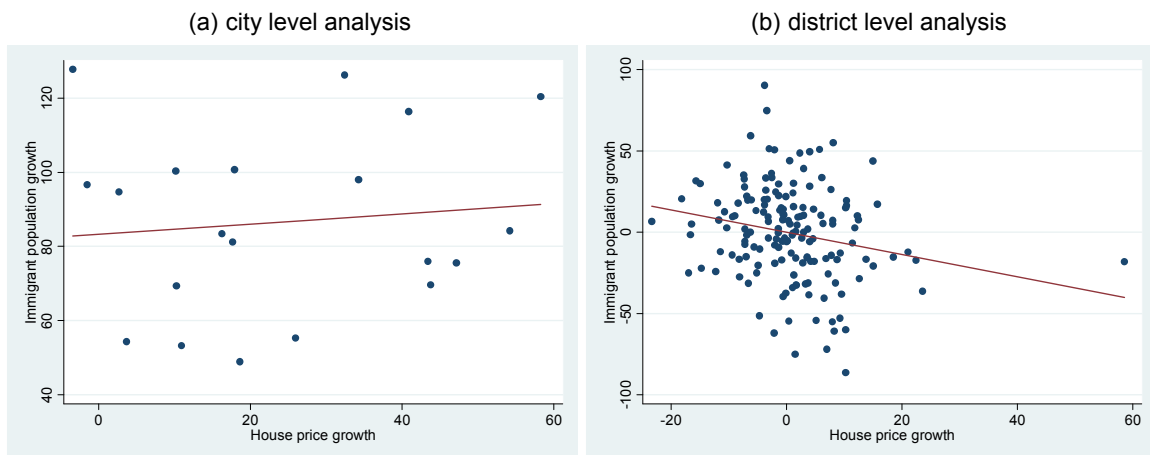
Figures

Figure 1: Matching between administrative districts and LRO's microzones: the map of Rome



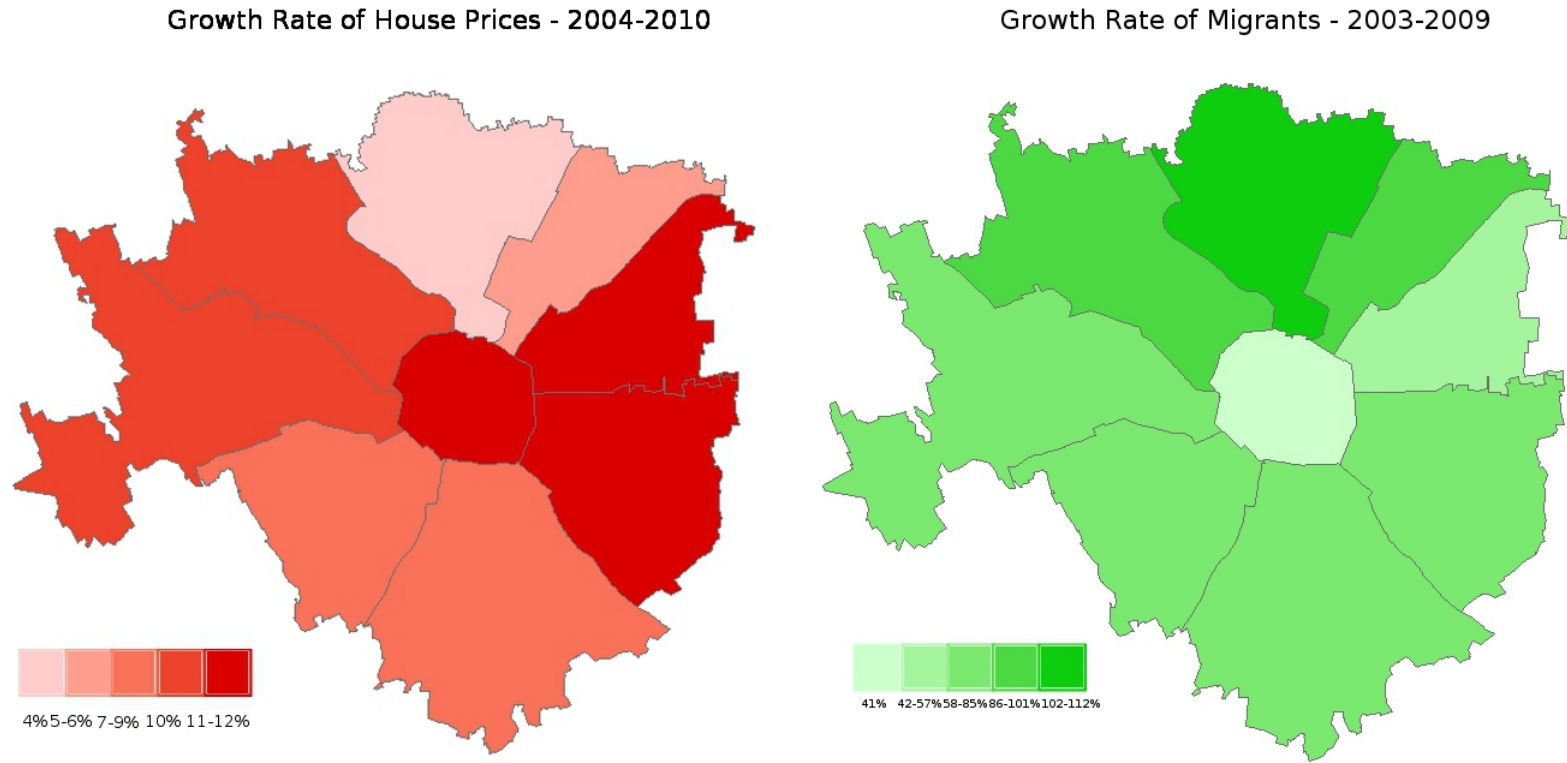
The sharpest partition represents LRO microzones. Colors represent administrative districts.

Figure 2: Immigrant population growth and house price growth in main Italian cities



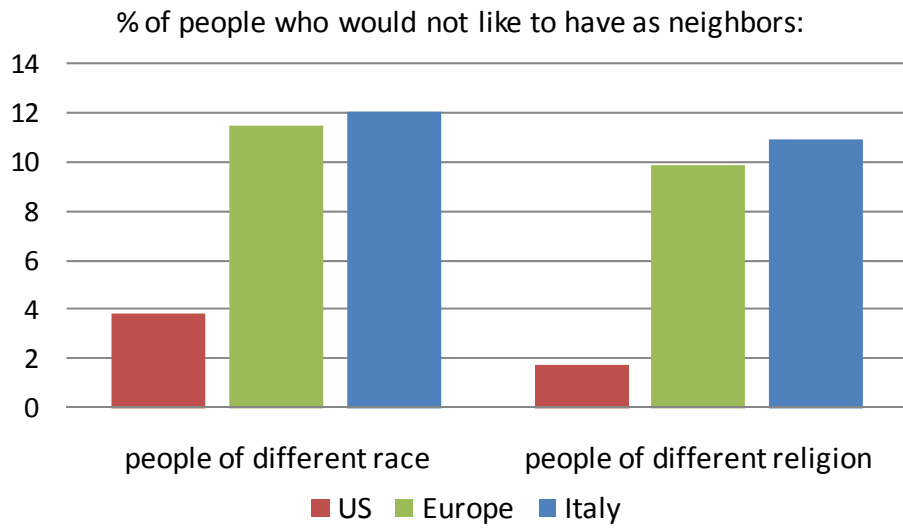
In panel (a) we plot the growth rate of immigrant population and of house prices at the city level; in panel (b) the growth rates are computed at the district level and as a deviation from the city average.

Figure 3: Growth rates of prices and migrant population in Milan



Based Authors' elaborations on data provided by the municipal statistical office.

Figure 4: Attitudes towards neighbours



Based Authors' elaborations on data drawn from the World Value Survey (wave 2005-2009). The figure for Europe is a weighted population average of the following countries: Bulgaria, Cyprus, Finland, France, Germany, Great Britain, Italy, Netherlands, Poland, Romania, Slovenia, Spain, and Sweden.

Appendix: Data description

The LRO divides each city into ‘microzones’. Each microzone is meant to reflect an homogenous area in terms of socioeconomic and geographic conditions. The microzones are defined so that: (a) the maximum price recorder in it is not larger than 1.5 times the minimum price of the area; (b) each microzone must belong to a single administrative microzone defined by the cadastre (“microzona catastral”).

Every semester, the LRO collects information from two different sources: bills of sales, and assessments of real estate agencies and specialized magazines. The LRO registers roughly 700,000 residential property transaction per year. If the number of transactions that took place in a microzone over a semester is sufficiently high, estimate of the prices are based on bills of sales only. Otherwise, real estate agencies and specialized magazines are used jointly with bills of sales to obtain the final estimate. Overall, 38.3% of the records from which the prices are estimated come from the bills of sales, 30.4% from real estate agencies, and the remaining 31.3% from specialized magazines and other information sources.

Although the LRO distinguishes several types of residential and non-residential dwellings (notably, villas, exclusive houses, normal houses, and economic houses), only for normal houses the data is available for all the microzones and all the years under study, while information for other types of houses can be considered less accurate. For each microzone, the LRO provides the minimum and maximum price recorded in each microzone every semester (outliers are excluded). We computed the ‘average’ price as the mean between the minimum and maximum price. Unfortunately, the LRO refused to provide any other information on the distribution of prices within the microzone: the procedure adopted is the one used by the Organization itself. We considered the end of the year price, instead of the average between the prices of the two semester because (i) prices in first semester are often missing, and (ii) in principle prices from each semester should be weighted according to the number of transactions that took place in that period. However, this information is considered confidential by the LRO and has not been provided.

The mean price at the district level is computed as the weighted average microzones prices within the district, with weights equal to the population share as measured in the 2001 Census. For microzones spanning more than one district, their weight has been computed assuming that their 2001 population is evenly distributed over the microzone.

Don't stand so close to me: the urban impact of Immigration

A. Accetturo, F. Manaresi, S. Mocetti, E. Olivieri

Discussant: Daniela Vuri^{*}

University of Rome

Tor Vergata

January 2, 2013

1 Short summary of the paper and relevance of the paper

This paper investigates the impact of immigration on the residential market within urban areas.

It innovates with respect to the existing literature in 2 main aspects:

1. it provides a spatial equilibrium model which is able to explain all the empirical findings;
2. the results are interpreted within the Italian context, characterized by recent immigration flows, strong natives' attitudes towards foreign-born people and high propensity of natives to buy their own home.

The main results can be summarized as follows:

- immigration raises average housing prices at the city level;
- it reduces the price growth in a district affected by an inflow of immigrants with respect to the rest of the city;
- this phenomenon is due to the natives' moves from immigrant-dense districts to other areas.

All these findings suggest that natives prefer to live in predominantly native areas.

Italy is a particularly interesting case to study because it represents a country of recent but expanding immigration. For instance the Italian population of migrants increased by a

^{*} Address: Department of Economics and Finance, University of Rome "Tor Vergata", Via Columbia 2 (RM), Italy. Tel.: +39 0672595916. E-mail: daniela.vuri@uniroma2.it

factor of 5 between 1990 and 2010. The coefficient of variation in the number of resident migrants across census tracts is twice as large as that of natives, 1.793 against 0.966 for natives (Census, 2001). However, immigrants do not choose their residence randomly, but they appear to be highly segregated in terms of their residential locations. Against the increasing flow of immigrants a growing hostile sentiment against them has developed in Italy (but also in many other countries of immigration) on the grounds that immigrants take natives' jobs and pull down wages. According to a recent survey by ISTAT (2011) almost 70% of the Italian population does not want an immigrant as their neighbour. Similar shares can be found in the EU and the US. Whether these worries are confirmed by facts is still an open debate since the literature has provided no clear-cut evidence on this. From this point of view, this paper represents an important contribution to the existing literature on immigration because it sheds some lights on the mechanism linking migration, housing price and natives' moves.

2 Data and estimation issues

Concerning the data issues, the authors consider only legal immigrants and claim that illegal immigrants would not bias the estimates if proportional to legal immigrants. This is a strong assumption that Accetturo et al (2012) may partially control by using the data by Boeri et al. (2012) who use information on 8 Italian cities, 5 of them overlapping with the data used by the authors (Bologna, Brescia, Florence, Milan, Verona). In particular, Boeri et al (2012) build their own dataset by developing a sampling procedure which consists of three main steps: in the first stage they sample neighborhoods in each of the 8 cities; in the second step, they select one block of buildings in each of the sampled neighborhoods where, finally, the individuals to be interviewed are chosen. This procedure ensures that both legal and illegal immigrants are interviewed because individuals are sampled on the basis of their place of residence and not on their legal status of immigrants. Using this dataset Accetturo et al. (2012) could provide some evidence on the validity of their assumption. Moreover, since Accetturo et al (2012) only focus on 20 cities, it would be interesting to assess if the phenomenon of immigration is over/underestimated in those cities. In particular they should compare the fraction of immigrants in the 20 selected cities to Italy in order to give some evidence on the external validity of their results.

Concerning the estimation issues, in eq. 20 the authors test Result 2 of the model according to which if immigrants increase (decrease) the level of satisfaction with local amenities, then an inflow of migrants should raise (lower) house prices in the district vis-à-vis the city average. They estimate the following equation:

$$\log P_{d,c,t} = \alpha + \delta \log M_{d,c,t} + (CITY_c \times YEAR_t) + DISTRICS_{d,c} + \varepsilon_{d,c,t} \quad (1)$$

where d , c and t indicate district, city and year, respectively. The dependent variable P is the housing price in district d , and M is the number of immigrants. δ captures the effect of immigration on the difference between local and average housing prices. It would be an interesting exercise to use the standard deviation of the price to determine if and how the immigration inflow influences the variance of the housing price.

In order to test the effect of an inflow of immigrants into a district into natives' mobility (Result 3 of the model), the authors estimate equation 21

$$N_{d,c,t} = \alpha + \rho M_{d,c,t} + (CITY_c \times YEAR_t) + DISTRICS_{d;c} + \varepsilon_{d,c,t} \quad (2)$$

where N is the number of native individuals in district d , of city c , at time t . ρ captures the effect of immigration on the natives' residential choices. Since the two events (inflow of immigrants and outflows of natives) are in general not simultaneously determined, I wonder if the results are sensitive to the use of the lagged value of M , i.e. $M_{d,c,t-1}$.

3 Possible interesting extentions

- The main interesting extension of the current paper consists in allowing for discontinuities in the relationship between residential segregation and natives' move. In particular, in the classic Schelling tipping model, native residents flee a neighborhood when the minority resident share exceeds a personal tolerance threshold. Accetturo et al. (2012) could try to identify the threshold in the share of immigrants in the district (segregation threshold) above which the natives prefer to move away.
- The dynamic of neighborhood tipping may also be influenced by the share of homeowners. The tipping process can depress house values in a neighborhood when the willingness of residents to pay for housing falls in response to an increasing

minority share. As a result, forward-looking homeowners may not only want to move out of a neighborhood because of an expected increase in minority population but also, and perhaps as important, to avoid an associated decrease in house values. The dimension of the homeownership could be definitely be investigated in the paper.

- It would be interesting to control for mobility costs (for example travel times to central urban areas using public transportation) to understand if the areas hit by immigrations are actually those experiencing a deterioration of local amenities. If the main results are confirmed, this would give more strength to Result 2, i.e. the link between immigrants and district house price in presence of deterioration of amenities in the area. At the same time, the presence of a good system of public transportation might attenuate the Result 4 stating that the housing prices should react more intensively to migration inflows in "bounded districts".
- If data allow (now or in the future with an additional survey) it would be interesting to see if the results depend on the composition of immigrants by ethnicity (Africans more acceptable than Chinese or viceversa?)

References

Boeri T., De Philippis M., Patacchini E., Pellizzari M., 2012. "Moving to Segregation: Evidence from 8 Italian cities", IZA dp. 6834.

Sezione 3

IL QUADRO INTERNAZIONALE

HOUSE PRICE CYCLES IN EMERGING ECONOMIES

Alessio Ciarlone*

* Banca d'Italia, Economic Research and International Relations.

1. Introduction ¹

Global housing markets have been attracting a lot of attention in recent years, especially since developments in many countries have had similar dynamics: the prolonged boom in house prices until the financial and real crisis of 2008 – along with the subsequent sharp and widespread corrections – have been, in fact, at the centre of policymakers' discussions.

While much of the debate has focused on the experience of advanced economies – above all, the United States and United Kingdom – the characteristics of housing markets in emerging market economies (EMEs), as well as the links with overall macroeconomic conditions, have not yet been systematically researched. As it will be discussed below, over the last decade housing markets in emerging countries have been rapidly catching up with those in the developed world, with average annual price increases (adjusted for inflation) of around 15-20 percent not uncommon; moreover, the run-up in house prices before the 2008 crisis coincided with an unprecedented expansion of private sector credit.

Notwithstanding some cross-country differences, most EMEs have experienced substantial house price swings in real terms since the mid '90s, a dynamics similar to those experienced in advanced economies.² **Chart 1**, for instance, depicts the simple average of real house prices for both the overall sample of 16 EMEs, which are the object of this study, and for two regional groupings, Asia and Central and Eastern Europe,³ comparing them with simultaneous developments in the US and UK housing markets.⁴ Real house prices in both emerging regions underwent a substantial run-up from the historical trough following the Asian financial crisis until the peak recorded in early 2008, reaching valuations far above the respective historical averages. To a large extent, these dynamics have been driven by the sustained increases in housing valuations recorded in some countries in Central and Eastern Europe: in Latvia, Lithuania, Poland and Russia, in fact, housing valuations increased by almost 100 percent in real terms from 2005, when an acceleration took place, to the peak in early 2008 (**Chart 2**).⁵ Asian economies showed more moderate gains in house prices during the same time span, with the more volatile markets of Singapore and Hong Kong recording the highest cumulative increases in real terms (42.4 and 26.6 percent, respectively) and Korea, Malaysia and Thailand experiencing the lowest (11, 2.7 and 0.6 percent, respectively).

¹ This research was finalised when I was visiting the Faculty of Economics of the University of Cambridge. I am greatly indebted to Francesco Bripi, Luisa Corrado, Antonio De Socio, Valeria Rolli, Vanessa Smith, Giorgio Trebeschi, Teng Teng Xu and two anonymous referees for useful comments on earlier versions of this paper; any errors and omissions remain my own responsibility. The usual disclaimers apply.

² Girouard *et al.* (2006) note, for instance, the increasing coincidence of real house price movements internationally.

³ The Asian aggregate comprises six countries: China, Hong Kong, Korea, Malaysia, Singapore and Thailand. The Central and Eastern Europe aggregate comprises the remaining ten: Bulgaria, the Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Poland, Russia, Slovakia and Slovenia.

⁴ The chart reports two indices widely used to monitor developments in the US and the UK housing markets, i.e. the Case-Shiller and the Halifax index respectively.

⁵ The choice of 2005 as a base year is essentially a matter of convenience, as house price series are available for all 16 countries in the sample.

Real house prices rapidly changed course after the onset of the financial and real crisis that followed the collapse of Lehman Brothers on September 2008, falling sharply in almost all the emerging economies in the sample. The largest declines were recorded in those countries which had previously experienced the fastest and largest run-ups: real valuations, in fact, have come down substantially in Latvia, Estonia and Lithuania reaching, during the latest trough, a level 60, 58 and 51 percent lower than the previous peak, respectively. Adjustments in housing valuations were milder in Asian economies – with the exception of Hong Kong and Singapore – with Thailand, Malaysia and Korea experiencing real house price declines in the order of 4-8 percent.

Finally, while property prices in most Central and Eastern European economies were still decreasing or had stabilised at much lower levels in the last available quarters, since 2009 property valuations have been making a swift recovery in Asian countries: for instance, by June 2011, in Hong Kong and Singapore real valuations reached levels well above their previous 2008 peaks.

As regards housing market developments in China, after an initial phase of relatively stable dynamics (up to the end of 2004 annual price increases were, in fact, in the range of 4-6 percent), housing valuations underwent a relatively strong acceleration (up to 11-12 percent per annum) until mid-2008, when the eruption of the financial crisis took its toll. Driven by the fiscal stimulus package and massive credit expansion introduced by the government in response to this adverse global event, house prices soon regained a (more) sustained upward trend until mid-2010 when, against the background of increasing risks of overheating in the housing markets, the government started to change its course and introduced a number of policies geared at cooling down house price dynamics.⁶ After more than fifteen months, these policies are having some impact, with sales down across the country and price increases down to more healthy levels (at around 4 per cent in the first half of 2011, from almost 15 in may 2010).⁷

These dynamics, characterised by rapid upward and downward swings, may raise the doubt that some of the observed real appreciation, and subsequent depreciation, may not be taken account of by changes in the underlying domestic economic fundamentals. While strong income and credit growth – to name just two of the various potential determinants of house prices – may account for a substantial part of the real appreciation observed up to early 2008, it is likely that other drivers can be traced back to global factors, such as low interest rates, excessive liquidity and risk-taking that prevailed up to mid-2007 (Terrones and Otrok, 2004; IMF, 2009). By the same token, the abrupt worsening in both real and financial sectors that the recent crisis undoubtedly brought about in several emerging economies may be due to the reversal of international financial conditions and investors' expectations.

A better understanding of the process that determines house prices may allow an informed assessment of the potential overvaluation in the market, which can become a source of economic and financial

⁶ Examples include: closing down access to mortgage finance for those with more than two apartments, higher down-payment requirements, and restrictions in many cities on who can buy apartments (basically only registered residents). Developers' financing channels have also been somewhat squeezed.

⁷ These considerations should be taken with a pinch of salt, due to the inherent deficiencies of house price statistics in China that make them difficult to compare with the rest of the emerging economies.

instability when it assumes the connotation of a bubble. A sudden collapse in property markets may, in fact, have negative spill-over effects on a country's financial stability and overall macroeconomic conditions (Hilbers *et al.*, 2008): the build-up of property price overvaluations, for instance, has been documented as one dramatic factor behind the onset of the Asian financial crisis in the late '90s (Collins and Senhadji, 2002). In many advanced economies, and also in China, a softening of housing construction may have a significant negative impact on employment and economic activity. As regards the effects on consumption, though this is still under debate from a theoretical point of view, a growing body of empirical literature has suggested the existence of a potentially large impact of changes in house prices through wealth-effects.⁸ Ciarlone (2011), for instance, estimates the impact that changes in real and financial wealth – proxied by house and stock market prices – are supposed to have on private consumption for the same panel of 16 emerging economies of this paper, and finds a larger elasticity of housing prices than of financial assets.

In the following analysis, I will address the question of whether the observed dynamics of real house prices in emerging economies is the result of a genuine change in the underlying macroeconomic determinants or, rather, whether house prices have been diverging from their fundamental-based levels due to the effects of other forces, among which overly optimistic (pessimistic) expectations about future developments in the housing market are supposed to play a major role. I will link 'equilibrium' house prices to plausible supply and demand fundamentals – such as real wages, real interest rates, real banking credit, demographics and institutional factors – and estimate a long-run 'equilibrium' relationship. Moreover, I will break down the possible degree of overvaluation (undervaluation) of actual prices with respect to long-run 'equilibrium' valuations into two components: the first one could be interpreted as a result of the interplay between (changes in) fundamentals and the inherent frictions that exist in the market for housing, which render impossible any immediate adjustment to a positive (negative) shock; the residual part, i.e. the share of overvaluation (undervaluation) not accounted for by the model, could instead be more likely driven by the effects of overly optimistic (or pessimistic) expectations on the side of individual agents about future developments in the housing market. Once this breakdown is finalised, it will be possible to draw conclusions about the current balance of risks for EMEs stemming from housing markets developments.

The paper is structured as follows: Section 2 introduces an overall framework for both the potential determinants of house prices and the different approaches used in the extant literature to assess the actual conditions of the housing market; Section 3 outlines the main feature of the empirical strategy implemented to measure whether actual house prices are overvalued (undervalued) with respect to the 'equilibrium' ones and to quantify the contribution stemming from each of the two components; Section 4

⁸ In many countries, in fact, property is households' largest asset, and price developments in housing markets can have a substantial direct impact on consumption. There might also be an indirect impact working through the credit channel: although changes in housing prices may be considered a mere redistribution of wealth, and hence would not be expected to have much impact on net wealth in aggregate, they can nevertheless affect individual consumption by relaxing collateral constraints (Buiter, 2008).

describes the data used in the analysis and offers some preliminary tests, while Section 5 reports the main results of the analysis clearly showing that emerging economies did not suffer from large disconnections between actual and long-run ‘equilibrium’ house prices. Section 6 concludes.

2. The big picture

A first step in order to gauge movements in housing valuations more effectively is to hollow out their potential determinants. A large body of empirical research has shown that house prices – and house price changes – are closely related to a set of macroeconomic variables and market specific conditions which are expected to influence both the demand- and the supply-side of the market (Chen, 2001; Hilbers *et al.*, 2001; Hofmann, 2003; Tsatsaronis and Zhu, 2004; Gerlach and Peng, 2005; Egert and Mihaljek, 2007; Glindro *et al.*, 2008, 2011; Hilbers *et al.*, 2008; Klyuev, 2008).

Key demand-side factors include real disposable income and real interest rates, where the latter can play a dual role, such as determining financing costs (i.e. mortgage rates) and serving as an indicator of the opportunity cost (i.e. the risk-free interest rate) of owning a house. Other important demand-side factors are demographics, such as population growth, developments in the number and size of households, migratory flows. Strong links between property prices and bank lending practices have also been documented.⁹ Finally, changes in overall job market conditions (proxied, for instance, by the unemployment rate) may also play a role in influencing housing demand and prices.

As in other markets, the responsiveness of supply to changes in demand conditions is of dramatic relevance for the dynamics of housing prices: key supply factors include the availability and price of buildable land, as well as overall construction costs. In general, housing supply responds only gradually to changes in demand conditions due to delays in obtaining permits, as well as design and construction lags: these factors work in both directions, and may introduce a certain degree of built-in overshooting (undershooting) in house prices (Glindro *et al.*, 2008; 2011).

Moreover, the functioning and depth of housing finance also affect housing market developments. A large share of housing transactions, in fact, is funded via bank credit, and conditions in the financial sector determine the availability and costs of funding real estate mortgages. The economic literature points to a large number of characteristics of the housing finance systems that are relevant for housing price developments (Tsatsaronis and Zhu, 2004; Zhu, 2006; Hilbers *et al.*, 2008; Warnock and Warnock, 2008).¹⁰

⁹ Egert and Mihaljek (2007), for instance, recognize that the run-up in house prices in many Central and Eastern European economies coincided with an unprecedented expansion of private sector credit in the region, with loans for house purchases playing a key role in the expansion.

¹⁰ Some of the relevant features are: the structure of the supply side; the flexibility of the products with regards to maturity, interest rate flexibility, repayment schemes; the presence and size of subprime mortgage markets; transaction costs; the existence of a secondary market for mortgages; the degree of financial liberalization; collateral and bankruptcies legislation and practices; information systems.

Finally, it is well documented that house prices tend to co-move with other asset prices, primarily stock market valuations (Sutton, 2002; Borio and McGuire, 2004), since they represent one of the viable investment destinations for private wealth.

An overall view of the conditions in housing markets – in order to assess whether there is a risk of overvaluation (undervaluation) or to make predictions about the direction of future price movements – needs to combine, as effectively as possible, all these sources of information. Making an assessment based only on one or a few variables – for instance, comparing the price-to-rent or the price-to-income ratios against their respective long-term averages, as often suggested –¹¹ may overlook other important factors, such as supply elasticity, demographics and so on. This approach, moreover, is less suitable for judging current conditions in EME housing markets simply because the ‘long-term averages’ – with which the afore-mentioned ratios are compared – fail to take into account the deep structural changes of the last decade or so.

To overcome these problems, two approaches have been suggested in the extant empirical literature.

The first one implies reverting to an asset pricing approach, and comparing the observed price-to-rent ratios with time-varying discount factors that are determined by the so-called ‘user cost’ approach, i.e. by combining, in a comprehensive index, the costs and offsetting benefits of owning a house (Hendershott and Slemrod, 1983; Poterba, 1984; Finicelli, 2007). According to the ‘user cost’ approach, the expected cost of owning a house should equal the cost of renting it in the long-run: rational households, in fact, would adjust their consumption of housing services until the marginal value of those services equals their marginal costs.¹² The inverse of the user cost turns out to be equal to the price-to-rent ratio consistent with equilibrium: by comparing the latter theoretical ratio with the actual one, it is therefore possible to assess whether, and to what extent, house prices are misaligned.

The second approach implies comparing observed house prices with long-run ‘equilibrium’ valuations determined by both demand- and supply-side conditions. Typically, though not exhaustively, the specification of these models implies a long-run (co-integrating) relationship between house prices and these economic fundamentals, embedded in an error-correction mechanism which can be estimated in both a single equation or a panel setting. The interpretation of the co-integrating relationship would provide an estimate of ‘equilibrium’ or long-term house prices, against which current prices can be evaluated (Kalra *et al.*, 2000; Capozza *et al.*, 2002; OECD, 2004; Egert and Mihaljek, 2007; Hilbers *et al.*, 2008).

Due to severe data limitations and heterogeneity in what constitutes appropriate measurement of the user cost across emerging economies, the first approach could not be adopted in the present cross-country analysis. I have therefore adopted the second methodology and estimated, for each of the 16 EMEs in the

¹¹ Typically, a house price overvaluation or a bubble is identified if the current ratio is well above the historical average level.

¹² The user cost will, therefore, be computed by taking into account the foregone interest of investing in a risk-free asset; the property tax rate; deductions in both property taxes and mortgage interest payments; the maintenance cost; the expected capital gains; the risk premium of owning versus renting.

sample long-run equilibrium relationships linking together house prices with supply and demand determinants. By comparing equilibrium house prices with the actual ones, I was able first to draw conclusions about the degree of overvaluation (undervaluation), defined as a situation when actual prices are substantially higher (lower) than their long-run ‘equilibrium’ values. Second, by replicating the approach developed by Glindro *et al.* (2008, 2011), I was able to breakdown the observed degree of house price overvaluation (undervaluation) into two main components: on the one hand, inherent imperfections in housing markets, such as lags in supply adjustment as well as credit market frictions, can introduce a degree of built-in overshooting (undershooting) in actual house prices, which can therefore temporarily deviate – sometimes quite substantially – from the ‘equilibrium’ value in the short-run; on the other hand, overly optimistic (pessimistic) expectations of future house price movements or housing market developments may push asset valuations further beyond the values coherent with serial correlation and mean reversion.

From a policy perspective, this decomposition has important implications: it would be paramount, therefore, for policymakers to implement market-specific diagnoses, and to find the right policy instruments that can ideally distinguish between the two underlying components driving house price short-run dynamics. To mitigate price overvaluation driven by inherent frictions and imperfections in the housing market, a policymaker should probably focus on measures aimed at reducing the magnitude and frequency of house price cycles, such as a loosening of land supply policy and boosting the number of apartments, improving information disclosure and transparency, and so on. By contrast, to contain the effect of unwarranted high expectations of capital gains or overconfidence of investors in the housing market, the policymaker should instead implement prudential measures, in particular reductions in loan-to-value limits and anti-property market speculation measures, such as special stamp duty taxes on transactions. The experience of Hong Kong authorities in recent years is, from this point of view, exemplary (Craig and Hua, 2011).

3. The empirical strategy

The methodology used to characterize house price dynamics and to analyze the two components of house price overvaluation (undervaluation) for the sample of 16 EMEs is a three-step approach, which merges together different pieces of empirical literature. Capozza *et al.* (2002) were the first to investigate both the long- and the short-run determinants of house price movements in US metropolitan areas by computing the serial correlation and mean reversion coefficients inherent in the dynamics of house price cycles. Egert and Mihaljek (2007) checked for the existence of a long-run equilibrium relationship linking house prices to a set of demand and supply factors for a sample of 8 transition economies and 19 OECD countries. Finally, Glindro *et al.* (2008, 2011) applied the approach developed by Capozza *et al.* to a sample of 9 Asian economies (both advanced and emerging) and developed it further by breaking up their measure of overvaluation (undervaluation) into what they called a ‘cyclical’ and a ‘bubble’ component.

The first stage assumes that in each period and for each country there is an ‘equilibrium’ housing valuation determined by a set of explanatory fundamentals:

$$(1) P_{it}^* = f(X_{it})$$

where X_{it} is a vector of both macroeconomic and institutional determinants in country i at time t . Assuming that the housing market is in equilibrium in the long-run, with demand equal to supply, equation (1) represents an estimable reduced-form with P_{it}^* being the predicted price from the regression. Potential determinants of house prices (the X_{it} 's) could be extrapolated from four main families. The first comprises the demand-side of the housing market, i.e. real households' income, real interest rates, real credit and developments in the job market (proxied by the unemployment rate). Higher income would be positively related to house prices, since it would tend to encourage greater demand for new housing, as well as housing improvements; higher real interest rates, on the contrary, would be expected to depress both demand and prices of residential properties, since they would imply higher financing costs for households; a larger availability of credit, in turn, would increase households' financing capacity, and would therefore be expected to be positively related to housing valuations; finally, favourable developments in the job market, with lower levels of unemployment and/or an increasing share of the population which is employed, are expected to exert a positive effect on housing demand and, therefore, on prices. The second family of the X_{it} 's encompasses supply-side factors, mainly real construction costs and the availability of land for new residential constructions (i.e. building permits). The burden of higher real construction costs would be very likely passed by developers onto purchasers, therefore implying a positive relationship with equilibrium house prices. The effect of an increase in the availability of land and building permits is less easily discernable *ex ante*: on the one hand, by easing supply conditions, it should tend to bring down house prices in the long-run; on the other hand, this effect can be mitigated by the existence of structural constraints, such as building and zoning regulations, long planning and construction phases and so on (Hilbers *et al.*, 2008). Moreover, higher availability of land may well be incorporated by developers into an expectation of a booming housing market and, ultimately, higher house prices. The third group of variables aims to capture the role played by housing finance systems. Unfortunately, it is difficult to identify effective indicators for capturing the latter's degree of development, depth, efficiency and flexibility, since reliable and timely information is not available on a systematic basis for all the countries in the sample. I will rely, therefore, on an indirect measure of “institutional development”, based on the first principal component of five different indices which are regularly published by the Heritage Foundation for a large number of EMEs tracking the extent of business freedom, investment freedom, financial freedom, freedom from corruption and property rights. This synthetic measure is expected to exert a positive effect on house prices, since an improvement in the overall business environment would tend to reduce the searching and transaction costs, increase demand for housing, and facilitate a larger number of credit transactions, thus

exerting a positive effect on house prices.¹³ The fourth block of potential determinants includes prices of other types of assets, typically equity prices: the direction of the link between stock market valuations and house prices is not clear *ex-ante* from a theoretical point of view, since the substitution and wealth effects work in opposite directions.¹⁴

The second step of the empirical strategy requires modelling the fluctuations of actual prices around their long-run ‘equilibrium’ values. Equilibrium, in fact, is rarely observed in the short-run, due to the existence of inherent frictions and imperfections that prevent an immediate adjustment to new information. Following Abraham and Hendershott (1996), Capozza *et al.* (2002) and Glindro *et al.* (2008, 2011), house price changes in the short-run are supposed to be governed by reversion to long-run ‘equilibrium’ values and serial correlation according to:

$$(2) \Delta P_{it} = \alpha \Delta P_{i,t-1} + \beta(P_{i,t-1}^* - P_{i,t-1}) + \gamma \Delta P_{it}^*$$

where P_{it} is the log of real house prices at time t for country i and Δ is the difference operator. This is the simplest functional form that captures the necessary dynamics of housing valuations. Considering, in fact, that housing is a slow-clearing durable asset, it is reasonable to expect that current price changes are governed by previous changes in the own price level (where $\alpha > 0$ is the serial correlation term), by the deviation from the equilibrium value (where $0 < \beta < 1$ is the rate of adjustment to long-run ‘equilibrium’ values) and by immediate partial adjustment to changes in fundamentals (which implies that $0 < \gamma < 1$).

Other things being equal, the greater the actual price change in the previous period $\Delta P_{i,t-1}$ or the equilibrium-actual price difference at the beginning of the period $(P_{i,t-1}^* - P_{i,t-1})$ or the change in the equilibrium price level ΔP_{it}^* , the larger the actual price change during the period. For α positive, the first term acts to perpetuate growth, generating house price overvaluation (undervaluation): following Abraham and Endershott (1996), this expression will be therefore termed ‘overvaluation- (undervaluation-) builder’. For β positive, the second term captures the tendency of the overvaluation (undervaluation) to eventually burst when the actual price level $P_{i,t-1}$ exceeds the equilibrium level $P_{i,t-1}^*$: for this reason, this expression will be labelled ‘overvaluation- (undervaluation-) buster’. Lastly, for γ positive the latter term measures the speed of the contemporaneous adjustment of actual prices to current shocks to long-run ‘equilibrium’ values.

Equation (2) can be rewritten as:

¹³ A higher score in the institutional factor would be associated with greater business freedom, better regulatory conditions, lower corruption, a higher degree of legal protection, a greater range of intermediation functions, a better environment for domestic and foreign investment. Therefore, a higher score would tend to reduce the searching and transaction costs, facilitate credit transactions and allow investors to respond more quickly to changes in the housing market.

¹⁴ The substitution effect would predict a negative relationship between the prices of the two assets, since a higher return in one market should depress demand in the other; the wealth effect, on the contrary, would predict a positive relationship, since higher returns in one market will increase the total wealth of investors and their capability of investing in other assets.

$$(3) P_{i,t} - (1+\alpha-\beta)P_{i,t-1} + \alpha P_{i,t-2} = \gamma P_{i,t}^* + (\beta-\gamma)P_{i,t-1}^*$$

the dynamic behaviour of which can be studied by applying the “z-transform” $b^n=P_n$ and then analyzing the resulting “characteristic equation” of the difference equation in (3), which is given by

$$(4) b^2 - (1+\alpha-\beta)b + \alpha = 0$$

Skipping, for the sake of brevity, all the technical details – the interested reader is referred to the above mentioned papers for a clear exposition of the different possible results and the ensuing dynamic properties – it turns out that the necessary and sufficient condition for house price cycles to be stable is that $\alpha < 1$ (i.e. non explosive paths) and $\beta > 0$ (i.e. a certain degree of mean reversion to long-run ‘equilibrium’ values). Once this condition is satisfied, there are two possible types of house price movements: if $(1+\alpha-\beta)^2 - 4\alpha \geq 0$, house prices converge monotonically to the equilibrium level; if $(1+\alpha-\beta)^2 - 4\alpha < 0$, the transitory path in response to changes in the ‘equilibrium’ housing valuations exhibit damped fluctuations around this new equilibrium level.¹⁵

The third and final step of the empirical strategy requires employing the results of the first two stages to investigate the degree of house price overvaluation (undervaluation) – defined as a situation in which actual house prices P_{it} are significantly higher (lower) than the relative long-run ‘equilibrium’ value P_{it}^* – and breaking down this deviation into two parts. The first component would describe the short-run interaction between (changes in) fundamentals and market imperfections – the existence of inherent frictions, lags and imperfections in the housing market can, in fact, introduce a certain degree of built-in overshooting (undershooting) of actual prices with respect to equilibrium ones – while the second component (the residual) would be more likely driven by the possible influence of overly optimistic (pessimistic) expectations about future developments in the housing market.

I will assume that the first component could be estimated through the short-run dynamics defined in equation (2). More precisely, for actual house price deviations from (predicted) long-run ‘equilibrium’ values

$$(5) P_{i,t}^* - P_{i,t}$$

the first component, driven by the interaction between (changes in) fundamentals and intrinsic housing market frictions, will be computed as

$$(6) P_{i,t}^* - E_{t-1}(P_{i,t})$$

where the expectation is conditional on information available at time $t-1$. In turn, this formula could be easily re-written as

¹⁵ If $\alpha \geq 1$ or $\beta \leq 0$ then the house price is unstable: house prices may either diverge or exhibit amplified fluctuations away from the equilibrium level.

$$(7) P_{i,t}^* - [P_{i,t-1} + E_{t-1}(\Delta P_{i,t})]$$

where $E_{t-1}(\Delta P_{i,t})$ would be proxied by the predicted value of short-term dynamics defined in equation (2).

The share of overvaluation (undervaluation) not related to short-run dynamics – i.e. the residual component given by the difference between expressions (5) and (7) – would be interpreted as the result of other forces that could push actual prices far from the equilibrium ones linked, for instance, to the existence of overly optimistic (pessimistic) expectations on the part of individual agents regarding future developments in the housing market.

There are, of course, certain limits in this interpretation of the residual. For one, it is defined too loosely. Since it essentially refers to the share of overvaluation (undervaluation) not accounted for by the chosen macro-financial variables, it is contingent on the accuracy of the model used to estimate house price short-run dynamics. The most serious form of misspecification is given by the omitted variable problem: if the list of fundamentals explaining equilibrium house prices is not complete, in fact, the residual would mistakenly include a fundamental-related component, therefore puzzling the decomposition analysis. An important example is given by both transaction and search costs – brokerage fees, the level of VAT, stamp and registration duties, inheritance taxes and so on – which are typically quite substantial in the housing markets. The higher the transaction and search costs, the slower the response of house prices to shocks to both demand and supply fundamentals, therefore leading to deviations from equilibrium in the short-run and to ample house price cycles. Unfortunately, the difficulty of coming up with complete and inclusive information about transaction and search costs for the available emerging economies might indeed represent a problem in the present context. Certain aspects of the methodology are specifically designed to minimize the relevance of this concern like, for instance, the recourse to the first principal component of the five different indices published by the Heritage Foundation: a higher score of the institutional factor, in fact, would tend to reduce the searching and transaction cost, facilitate credit transactions and allow investors to respond more quickly to changes in the housing market. Nevertheless, I acknowledge that these refinements are by no means perfect.

Having said that, the following formulas sum-up the main features of the three-step decomposition approach:

a) House price overvaluation (undervaluation) = $(P_{i,t}^* - P_{i,t})$

b) Component driven by short-run dynamics = $P_{i,t}^* - [P_{i,t-1} + E_{t-1}(\Delta P_{i,t})]$

c) Component driven by overly optimistic (pessimistic) expectations = overvaluation (undervaluation) – component driven by short-run dynamics = $(P_{i,t}^* - P_{i,t}) - [P_{i,t}^* - [P_{i,t-1} + E_{t-1}(\Delta P_{i,t})]] = E_{t-1}(\Delta P_{i,t}) - (P_{i,t} - P_{i,t-1})$

4. Data description and preliminary tests

Time series for house prices (in local currency) were difficult to collect. Eventually, I put together quarterly data for 16 emerging economies – 6 from Asia (China, Hong Kong, Korea, Malaysia, Singapore, and Thailand) and 10 from Central and Eastern Europe (Bulgaria, Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Poland, Russia, Slovakia, Slovenia) – hovering, whenever data are available, the period from March 1995 to June 2011 (**Annex I** contains detailed information on the sources of data on house prices). Residential property prices, unfortunately, have many limitations: while some series are derived using a hedonic pricing method, others are based on floor area prices collected by national authorities; while some countries publish house prices in national currency per-square metre (or per apartment or per dwelling), others calculate an index number scaled to some base year; while some countries publish statistics for the whole national territory, others produce data only for the capital city or for the largest cities in the country. Often, data from national sources refer to different types of residential property: new vs. existing housing; apartments in different types of buildings; single vs. multiple family houses. Finally, available time series are relatively short,¹⁶ which may adversely affect the robustness of estimation results.¹⁷

For some of the variables used as potential determinants of equilibrium house prices, it is worth giving a few more details. As regards households' income, it is measured by real wages: in those instances where data on wages were unavailable, or available for too short a time span, I substituted it with national disposable income (GNDI) or gross domestic product (GDP), both expressed in real, per capita terms on a seasonally-adjusted basis. As regards real interest rates, I selected those applied on housing loans: when unavailable, I used real interest rates on loans to households or on loans to the private sector. Real interest rates are defined in an ex-post sense, i.e. as nominal rates less the annual realised inflation rate. As regards real credit, I tended to favour – when available – the stock of housing loans scaled to GDP.¹⁸ As regards stock prices, I relied on indices expressed in local currency (to avoid adverse effects from changes in the exchange rate).¹⁹ Finally, all the variables are expressed in logs with the exception of real interest rates.

In order to identify the existence a long-run equilibrium relationship between house prices and the set of potential determinants, I need first to ascertain whether the series are non-stationary by implementing a battery of first-generation panel unit root tests. It is widely acknowledged in the literature that panel unit

¹⁶ Of the 16 countries in the sample, only for Hong Kong, Korea, Singapore and Thailand I was able to find data spanning the whole period 1995-2009; for the majority of the other countries, statistics were not compiled until the late nineties; for Latvia, Poland, Slovakia and Slovenia time series of property prices are available from 2003 only.

¹⁷ Notwithstanding these limitations, a big effort has been made to ensure all the series are as comparable as possible. When quarterly frequencies were not available, annual data have been linearly interpolated using a quadratic matching average procedure. Property prices in national currency have been transformed into number indices, all rescaled to the same base year (2005). Finally, nominal property prices have been deflated by the country's CPI in order to express them in real terms.

¹⁸ Again, whenever these series were not available, I selected the total stock of loans to households or the total stock of loans to the private sector.

¹⁹ Quarterly averages from daily quotes were rescaled to the same base year of house prices (2005) and corrected for inflation.

root tests have higher power than unit root tests based on individual time series. These tests can be broadly classified into two categories: those that assume the persistence parameters to be common across cross-sections, like the ones suggested by Breitung (2000), Hadri (2000) and Levin, Lin and Chu (2002), and those that allow the persistence parameter to vary across the panel countries, like the one developed by Im, Pesaran and Shin (2003). The Hadri test considers the null of no unit root against the alternative hypothesis of a unit root, while the remaining tests take the null of a unit root against the alternative hypothesis of no unit root. All other technical details are skipped for the sake of brevity, and the interested reader is referred to the references above for additional explanations and a much more rigorous treatment. The outcome of this battery of panel unit root tests – run by assuming a constant in the test regression – is presented in **Table 1**: it suggests no rejection of the presence of a unit root for almost all the series of interest, with the notable exceptions of real stock prices and unemployment rates.²⁰

The results obtained for real stock market indices may seem, at first sight, quite odd especially from the point of view of the efficient market hypothesis, which is in fact associated with the idea of a random walk. Two aspects are, in my opinion, responsible for this outcome. On the one hand, running these tests requires a strongly balanced panel, where the time dimension is therefore constrained by that of the country with the shortest available series. On the other hand, the financial crisis that erupted in September 2008 brought about a sharp drop in stock valuations for all the emerging economies in the sample, ranging from -40 to -86 percent in real terms from peak to trough. Such a huge price fall, if studied within a panel characterized by a relatively small T dimension, may well end up being interpreted as a sort of mean-reverting process by the unit root tests at hand. In order to shed more light on this aspect, I restricted the sample to those emerging economies with the longest available series (from 1994Q1 onwards),²¹ and re-run all the previous tests: with the only exception of the Im-Pesaran-Shin test, all the others seem now to point more clearly to the random walk behaviour implied by the efficient market hypothesis.²²

As regards the results for the unemployment rates, from a theoretical point of view it is not clear whether these series should be considered as stationary or not.²³ Instead of assuming by the outset that the series of interest are in fact $I(1)$, I opted for a more rigorous procedure: first of all, I extended the sample of countries by considering the largest number (31) of emerging economies for which a time series for the unemployment rate is readily available; moreover, I extended the length of each time series up to the first quarter of 1990; finally, I re-run all the previous tests for a second time. With the only exception of the

²⁰ First differenced data turned out to be $I(0)$; results are not reported here but are available upon request.

²¹ The following four countries have been excluded because of their relatively shorter series: Bulgaria, Estonia, Latvia and Lithuania.

²² Results are not reported here but are available upon request

²³ It is possible to distinguish, in fact, two competing hypotheses on unemployment behaviour: the first one, the so-called ‘natural’ rate of unemployment or NAIRU, characterises unemployment dynamics as a mean-reverting process, therefore supporting the level stationarity of the series; the second one, also known as the ‘hysteresis’ hypothesis, states that cyclical fluctuations have permanent effects on the level of unemployment, therefore being compatible with the presence of unit roots.

Levin-Lin-Chu test, all the others seem now to point more clearly to the ‘hysteresis’ behaviour of the unemployment rate.²⁴

5. Estimation results

Once reassured by the results of panel unit root tests, I now turn to the issue of estimating a long-run equilibrium relationship for housing valuations. A preliminary set of regressions, hosted in **Table 2**, relies on panel data techniques with country fixed effects to estimate equation (1) over the whole sample of countries to capture the common picture, if any, of the fundamental variables that influence house price dynamics, with the baseline specification linking real house prices to real wages and real mortgage rates only (Reg. (1)). To this initial model I then add, one by one, all the other variables discussed in the previous paragraph relative to the demand- and supply-side of the housing market, institutional characteristics of housing finance systems and other asset prices (Reg. (3)-(7)). Since households’ income and housing credit are strongly correlated, multicollinearity may arise in empirical estimates: to tackle this problem, I estimate separately an equation excluding households’ real wages and including only housing loans (Reg. (2)). Finally, in the very last two specifications (Reg. (8) and (9)) all the variables are included, controlling for real wages and housing loans respectively.

It is paramount to remember that the long-run relationship given by equation (1) represents a reduced-form equation, derived by solving a system composed of a supply and a demand schedule; thus, both prices (the dependent variable) and quantities (regressors) end up being endogenous. This can represent a severe problem, causing inconsistency of the standard OLS estimates. For this reason, I resorted to more robust econometric techniques, more precisely panel instrumental variable (IV) methods, and estimated equation (1) by two-stage least squares instrumenting all right-hand side regressors with their own lags. The estimated coefficients of the different specifications for the long-run relationship, along with their *p*-values, are reported in the top panel of **Table 2**.

Overall, results for this preliminary set of regressions are largely consistent with theoretical predictions. The coefficients of real wages are highly significant and have the expected, positive sign in all the different specifications. Higher real interest rates have a negative effect on house prices, increasing the financing costs for households and dampening the demand for houses, although the magnitude is relatively modest. A larger availability of credit has a strong positive impact on housing demand and, therefore, on house prices. As regards other demand-side factors, coefficient estimates for unemployment are also significant and have the expected negative sign. Turning to supply-side variables, results suggest that higher construction costs are passed onto higher house prices; moreover, the coefficient of the land supply index (i.e. building permits) is positive, apparently to indicate that a larger availability of land is incorporated by developers in expectations of booming housing markets and higher house prices. Interestingly, the institutional factor has a positive and significant effect on house valuations, supporting the view that more

²⁴ Again, the results are not reported here but are available upon request.

sophisticated housing markets and housing finance systems may enhance the dynamics of the latter. Finally, house prices turn out to be negatively related to equity prices, once all other variables are controlled for: this suggests that the substitution effect from equity holdings dominates the wealth effect.

The bottom panel of **Table 2** shows Kao's (1999) statistics for testing the null hypothesis of *no* co-integration in a panel setting. Once reassured by the results of panel unit root tests – pointing to non-stationarity of the series of interest – it is, in fact, necessary to test for the existence of a co-integrating relationship among the same variables. I opted for panel co-integration tests since they are considered to be a more powerful procedure than applying individual time-series co-integration tests.²⁵ As for standard time series, there are different ways of testing the null hypothesis of *no* co-integration in a panel setting: typically, tests are grouped in two large families, the residual-based and the likelihood-based ones.²⁶ The results displayed in the bottom panel of **Table 2** for the test statistics of the Kao's residual-based family – the *DF*, the *DF** and the *ADF* – clearly suggest rejection of the null of *no* co-integration.²⁷

These results have been subjected to two different kinds of robustness checks.

First of all, one may doubt that real wages represent the most correct proxy for households' disposable income, and that other variables might do a better job in explaining the long-run determinants of housing prices. Real and financial wealth derived from the flow of funds accounts would undoubtedly provide a more precise measurement of households' total wealth. Unfortunately, this kind of information is not widely available for the sample of emerging economies in question: the best I can do is to substitute real wages with the GNDI series from the IFS which, nevertheless, still represent only a distant proxy for actual households' wealth, since they are calculated by aggregating all the sectors of the economy. **Table 2.A** contains this new set of estimates, showing that the main results still hold even with the change of variable.

Second, one may wonder whether the estimated relationships between real house prices and the chosen set of macro-financial fundamentals hold when each of the two different country groupings, Emerging Europe and Asia, is accounted for separately. **Table 2.B** and **Table 2.C** host the same set of nine

²⁵ While the latter tests are known to have low power especially for a short *T* dimension, panel co-integration tests have the notable feature of being implementable with much shorter time spans, improving upon the small sample limitations of conventional non-stationary methods (Pedroni, 2000).

²⁶ Residual-based families are constructed on the basis of the Engle and Granger's (1987) test in time-series framework, and use residuals of the panel static regression to construct the test statistics and to tabulate the relative distributions; the likelihood-based families represent extensions to a panel setting of the methods pioneered by Johansen (1991, 1996) for vector autoregressive models.

²⁷ Within the residual-based family, Kao (1999) studied Dickey-Fuller (*DF*) and augmented Dickey-Fuller (*ADF*) tests for the null of *no* co-integration, deriving the limiting distributions of the test statistics when applied to spurious regressions in a panel setting. After appropriate normalisations, these test statistics converge, by sequential limit theory, to random variables with normal distributions. Kao's approach involves first estimating the presumed long-run relationship by pooled OLS, obtaining the residuals, and finally implementing a (normalised) pooled Dickey-Fuller (or Augmented Dickey-Fuller) regression on these residuals. These tests statistics, moreover, may contain nuisance parameters to account for possible weak exogeneity in the regressors and serial correlation in the residuals: more precisely, it is the *DF** test statistics that contain this parametric modification.

regressions estimated for the first and second country grouping, respectively: overall, the results are still again largely consistent with theoretical predictions.²⁸

The panel results provide a first overall picture of the determinants of housing valuations for the country sample in question. Housing, nevertheless, is still a local market, the developments of which are determined by specific factors that may vary across countries. To reflect this important aspect, I allow long-run ‘equilibrium’ equations to be determined by country-specific regressions (stage 1), and use these country-specific predicted long-run ‘equilibrium’ values in the subsequent analysis of short-term dynamics (stage 2) and in the final breakdown of the eventual degree of overvaluation (undervaluation) into the two components (stage 3).

Starting with the first stage, and mimicking the procedure followed in the panel setting, I produced a set of estimates by resorting again to instrumental variable (IV-2SLS) methods, where equation (1) is estimated on a country-by-country basis by two-stage least squares, instrumenting all the right-hand regressors with their own lags.²⁹ Moreover, in order to confirm the robustness of these results, I also produced a second set of estimates by means of the fully-modified OLS (FM-OLS) methodology proposed by Phillips and Hansen (1990).³⁰

Displayed in the upper parts of **Table 3** and **Table 4**, respectively, the estimation outcomes confirm that the influence of fundamentals on house prices tends to be country-specific; nevertheless, the coefficient signs and statistical significance encountered in the panel setting are confirmed in general. Moreover, the regressors that turned out to be significant in country-by-country equations have good explanatory power, with an adjusted R-squared that hovers around 0.90 for both the econometric procedures. Finally, the test

²⁸ The only notable exception might be given by the insignificant real interest rates for Asian economies. The problem here is that, for most of them, I was unable to find information on actual mortgage rates paid by households on the debt incurred to buy a house, and I had to resort to the IFS prime rate series. As a matter of fact, prime rates might be not a good proxy for those applied to house mortgages, therefore explaining the evident absence of significance.

²⁹ For reasons of parsimony – available time series for house prices are, in fact, relatively short – only the first lag has been included in the displayed regressions; I have also tested specifications with longer lags, obtaining similar results (available from the author upon request).

³⁰ This econometric procedure resolves most of the problems that might arise in a simple OLS framework: as a matter of fact, though OLS estimators are still consistent, the presence of simultaneity, unit roots and serial correlation determines an asymptotically second-order bias, i.e. the estimators’ limit distributions may be misallocated or shifted away from the true parameters. The classic assumptions are violated in our case for the following reasons: a) there might be an endogeneity problem, i.e. the regressors may be simultaneously determined; b) because all the listed variables have unit roots, the asymptotic distribution of their estimators is no longer Gaussian; c) the residuals in the equation might be serially correlated. By means of a semi-parametric correction – i.e. a transformation involving the long-run variance and covariance matrix of the residuals – the FM-OLS methodology specifically deals with the presence of endogeneity in the regressors, as well as the potential serial correlation in the residuals; moreover, it is asymptotically efficient and does not require the use of instruments. Finally, it gives asymptotically unbiased estimators as well as t-statistics which are asymptotically normal, meaning that the usual tests can be carried out in order to evaluate the significance of the explanatory variables.

outcomes reported in the middle sections of **Table 3** and **Table 4** suggest that the null hypothesis of *no* co-integration can be easily rejected.³¹

Turning now to the second stage, I will use the estimated long-run relationship for house prices $P_{i,t}^*$ as ‘equilibrium’ values around which to model actual price short-run dynamics based on equation (2), where the α coefficient would represent the degree of serial correlation, β the extent of mean reversion, and γ the contemporaneous adjustment of actual prices to current shocks to long-run ‘equilibrium’ values. If house prices adjusted instantaneously to local economic shocks and real estate markets were perfectly efficient, γ would be equal to 1 and α equal to 0; theory has, instead, no prediction for β (in perfect markets actual prices would never deviate from their long-run ‘equilibrium’ values). Of course, the actual values of α , β and γ will be far from those predicted only on efficiency grounds, and will be extremely useful in analysing the kind of cycle that actual house prices depict around the respective long-run ‘equilibrium’ level.

The results from this second stage are displayed in the bottom parts of **Table 3** and **Table 4**; since the terms in equation (2) are all stationary, estimates have been obtained by means of standard OLS procedure. Coefficient outcomes are quite dispersed across the 16 emerging economies, suggesting different short-run dynamics. Looking at the average value across the sample for the γ coefficient, the contemporaneous house price adjustment hovers at around 45% of the shock to (predicted) ‘equilibrium’ valuations (irrespective of the adopted econometric procedure). In addition, house prices appear to exhibit a certain degree of serial correlation, with an average α coefficient of 0.35. Finally, actual house prices converge slowly to their long-run ‘equilibrium’ values, covering only 33-34 percent of the gap every year. Across the sample countries, the conditions for stable house price cycles, i.e. $\alpha < 1$ (i.e. non explosive paths) and $\beta > 0$ (i.e. a certain degree of mean reversion to long-run ‘equilibrium’ values), is always satisfied; moreover, according to the different values assumed by the three coefficients along with the ensuing two types of stable cycles, in five countries (Estonia, Hungary, Korea, Lithuania, Malaysia and Thailand) house price dynamics seem to follow a straight convergence to the ‘equilibrium’ value, while for all the others a path of damped fluctuations is observed.

The third and last step of the empirical approach tracks down the degree of overvaluation (undervaluation) exhibited by actual house prices over the sample period, and breaks it down into two components: the first one linked to short-run interactions between (changes in) fundamentals and frictions in the housing market, and the second, residual, one to agents’ expectations about future developments in housing markets. This analysis is based on the estimated coefficients describing short-run dynamics – i.e. the degree of serial correlation α , the rate of adjustment to departures from equilibrium β and the degree of contemporaneous response to changes in long-run ‘equilibrium’ values γ – obtained by means of the IV-

³¹ The Engle and Granger (1987) two-step procedure was used to test for co-integration between the significant regressors. This amounts to testing for a unit root in the residuals of a first stage regression using the ADF test. The critical values associated with the test should be taken from MacKinnon (1996) and depend on the number of explanatory variables. A constant was included in the test, and the lag structure was chosen by the Schwarz Information Criterion.

2SLS procedure, hosted in the bottom part of **Table 3**. Once these estimates are computed, in fact, it is possible to derive the three measures discussed in paragraph 3:

a) House price overvaluation (undervaluation) = $(P_{i,t}^* - P_{i,t})$

b) Component driven by short-run dynamics = $P_{i,t}^* - [P_{i,t-1} + E_{t-1}(\Delta P_{i,t})]$

c) Component driven by overly optimistic (pessimistic) expectations = $E_{t-1}(\Delta P_{i,t}) - (P_{i,t} - P_{i,t-1})$

Annex II shows the respective charts plotting the deviation of actual house prices from (predicted) long-run ‘equilibrium’ ones for each country in the sample and for all the quarters for which the estimation was feasible (the blue line) along with the two subcomponents, the first one driven by the short-run dynamics between (changes in) fundamentals and inherent frictions in the housing market (purple bars) and the residual one more likely steered by overly optimistic (pessimistic) expectations (green bars).

By looking at the charts, several conclusions can be drawn. First of all, from a historical perspective the degree of overvaluation (undervaluation) of housing prices has tended to remain in a relatively small interval (± 6 percent) in the majority of the sample countries. Exceptions are, however, represented by a few rather volatile housing markets in Asia in the years surrounding the crises of the late ’90s (Hong Kong and Singapore) and by the relatively larger deviations occurred in some emerging European countries (Bulgaria, Latvia, Lithuania, Poland and Russia) in the years preceding the last period of financial turmoil in 2008-2009. Latvia stands out as the only instance for which, according to the estimation results, the degree of overvaluation reached levels as high as 40 percent in 2007.

Second, when assessing the degree of overvaluation (undervaluation), the first of the two subcomponents (purple bars) plays the lion’s share, implying that disconnections between actual prices and long-run ‘equilibrium’ levels are largely accounted for by the interactions between (changes in) fundamentals and inherent frictions in the housing market, rather than by the possible disruptive effects stemming from overly optimistic (pessimistic) expectations about future developments in housing markets.

For instance, the fall of house prices well below equilibrium levels recorded in some Asian economies (Hong Kong, Korea and Singapore) as a result of the crises of the late ’90s is mainly attributable to a collapse in fundamentals throughout the region. More recently, the sharp worsening of real and financial conditions through the end of 2008 and the beginning of 2009 has indeed played a dominant role in pushing down actual housing valuations, sometimes to clearly undervalued level, in most emerging economies.

However, looking at the boom period up to 2007 characterised by widespread situations of house price overvaluation with respect to long-run ‘equilibrium’ values, genuine changes in fundamentals turn out not to be the main determinant: in some Central and Eastern European economies (for instance, Estonia, Lithuania, Slovakia and Slovenia) as well as in Thailand the residual contribution more likely stemming from overly optimistic expectations clearly predominates.

Finally, my model allows assessing the current degree of overvaluation (undervaluation) on the basis of the most recent available data (up to the second quarter of 2011). The empirical procedure suggests that actual house prices are close to long-run ‘equilibrium’ values in most of the sample economies. There are, however some exceptions: a clear situation of overvaluation is found in Hong Kong (almost 22% the quarterly average through June 2011), while the property markets in Bulgaria (-27%), Latvia (-21%) and Russia (-18%) appear to be clearly undervalued.³²

Overall, these results are coherent with the extant, rather scant (and mostly centred on Asian economies), empirical literature on the dynamics of house prices in emerging economies. Glindro *et al.* (2011) conclude too that the run-up in house prices experienced by a sample of nine emerging and advanced Asian economies up to 2006 mainly reflects adjustment to improved fundamentals rather than speculative housing bubbles. The majority of single-country cases focused on China, with the majority of works seemingly pointing to the same conclusion about the existence of a very different story between the (average) national and city-level house prices. For instance, Hu *et al.* (2006) break down the national house prices into two components – the first linked to a set of economic fundamentals and the second to the capital gains (losses) due to expected house price changes – showing that, over the period 1990Q1-2005Q1, these valuations were mainly driven by market fundamentals and that speculative forces, though existing in the market, contributed little to the variation of property prices. Yu *et al.* (2006), on the other hand, studied the dynamics of house prices in the top five major cities from 1995 to 2004, concluding that signs of severe overvaluation started to be relevant for the majority of them by the end of the sample period. More recently Ahuja *et al.* (2010), by means of the user-cost approach, found out that, over the period 2000Q1-2009Q4, the levels of residential house prices for the country as a whole did not seem significantly higher than would be justified by underlying fundamentals, while signs of overvaluation were present in some cities’ mass-market and luxury segments. A similar difference between national and city-level house prices is reported for Korea in Chung and Kim (2004), with the degree of overvaluation of the former being much smaller than that of the latter. By examining property market developments in Hong Kong SAR over the period 1980-98, Kalra *et al.* (2000) concluded that residential prices in this country may be subject to ample and persistent cycles: at the peak of the upswing in the first quarter of 1997, real property prices were 10-15% higher than trend. Lastly, the evidence reported by Joshi (2006) for India suggests that, in the fiscal years 2001-2005, the housing market remained fairly well equilibrated if seen in terms of the proximity of the actual housing prices and the estimated long-run equilibrium housing prices.

6. Conclusions

In this work I have developed an empirical procedure aimed at identifying the degree of overvaluation (undervaluation) of actual prices with respect to long-run ‘equilibrium’ values, and subsequently breaking

³² Overall, this juxtaposition is coherent with the findings of the IMF (2010) which – analysing the most recent developments in housing markets worldwide – defined Hong Kong SAR as a “rebound economy”, while Bulgaria and Latvia, are defined as “bust economies”.

down this divergence into a term related to short-run interactions between (changes in) fundamentals and inherent frictions in the housing market, and a component accounted for by residual forces, which I have interpreted as more likely linked to overly optimistic (pessimistic) expectations about future developments of the housing market.

The results of my analysis show that, for the sample of 16 EMEs at hand, housing markets have rarely displayed dramatic signs of overvaluation (undervaluation): Latvia represents the only instance in which, according to estimation results, the degree of overvaluation reached levels of around 40% in 2007.

Moreover, even in those cases in which actual house prices look disconnected from fundamental-based 'equilibrium' levels, the component linked to the interactions between (changes in) fundamentals and frictions in the housing market predominates in shaping house prices short-term dynamics. This seems to be the case for both the period after the eruption of the Asian crisis in the late '90s and the more recent episode of global financial turmoil of late-2008, during which house prices undershot below 'equilibrium' levels as the result of the collapse in fundamentals. For the boom period up to mid-2007, characterised by low global interest rates, high levels of global liquidity and extraordinarily low levels of risk aversion, episodes of overvaluation were, on the other hand, only partly justified by improvement in fundamentals, while they may have been fuelled by overly optimistic expectations on the part of economic agents.

At the most recent available date (second quarter of 2011), actual house prices seem to have adjusted towards long-run 'equilibrium' levels in most of the sample economies: the most significant exceptions are, however, represented by cases of clear undervaluation in some Central and Eastern European economies.

References

- Abraham, J., Hendershott, P.H., 1996. Bubbles in metropolitan housing markets. *Journal of Housing Research*, 7, pp. 191-207.
- Ahuja, A., Cheung, L., Han, G., Porter, N., Zhang, W., 2010. Are housing prices rising too fast in China? IMF Working Paper, 10/274.
- Borio, C., McGuire, P., 2004. Twin peaks in equity and housing prices?. *BIS Quarterly Review*, March, pp. 79-93.
- Breitung, J., 2000. The local power of some unit root tests for panel data, in Baltagi B. (eds.), *Non-stationary panels, panel co-integration, and dynamic panels (Advances in econometrics, vol. 15)*, JAI Press, Amsterdam, pp. 161-178.
- Buiter, W.H., 2008. Lessons from the North Atlantic financial crisis. Paper prepared for the Columbia Business School and Federal Reserve Bank of New York conference, "The Role of Money Markets", New York, May 29–30.
- Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C., Mayer, C.J., 2002. Determinants of real house price dynamics. NBER Working Paper 9262.
- Chen, N.K., 2001. Bank net worth, asset prices and economic activity. *Journal of Monetary Economics* 48, pp. 415-36.
- Ciarlone, A., 2011. Housing wealth effect in emerging economies. *Emerging Markets Review* 12, pp. 399-417.
- Collins, C., Senhadji, A., 2002. Lending booms, real estate bubbles and the Asian crisis. IMF Working Paper 02/20.
- Craig, R.S., Hua, C., 2011. Determinants of property prices in Hong Kong SAR: implications for policy. IMF Working Paper 11/277.
- Egert, B., Mihaljek, D., 2007. Determinants of house prices in Central and Eastern Europe. BIS Working Paper 236.
- Engle, R., Granger, G., 1987. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, pp. 251-76.
- Finicelli, A., 2007. House price developments and fundamentals in the United States. Bank of Italy, Occasional Paper 7, May.
- Gerlach, S., Peng, W., 2005. Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking and Finance* 29, pp. 461-81.
- Girouard, N., Kennedy, M., van den Noord, P., André, C., 2006. Recent house price developments: the role of fundamentals. OECD Economics Department Working Paper 475.
- Glindro, E.T., Subhanij, T., Szeto, J., Zhu, H., 2008. Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. BIS Working Papers 263.
- Glindro, E.T., Subhanij, T., Szeto, J., Zhu, H., 2011. Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. *International Journal of Central Banking* 7, pp. 163-204.
- Hadri, K., 2000. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometric Journal* 3, pp. 148-61.

- Hendershott, P., Slemrod, J., 1983. Taxes and the user cost of capital for owner-occupied housing. *AREUEA Journal* 10, pp. 375-93.
- Hilbers, P., Lei, Q., Zacho, L., 2001. Real estate booms and banking busts: an international perspective. IMF Working Paper 01/129.
- Hilbers, P., Hoffmaister, A.W., Banerjee, A., Shi, H., 2008. House price developments in Europe: a comparison". IMF Working Paper 08/211.
- Hu, J., Liangjun, S., Sainan, J., Wanjun, J., 2006. The rise in house prices in China: bubbles or fundamentals? *Economics Bulletin*, Vol. 3, No. 7 pp. 1–8.
- Klyuev, V., 2008. What goes up must come down? House price dynamics in the United States. IMF Working Paper, 08/187.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115, pp. 53-74.
- IMF, 2009, *Regional Economic Outlook: Asia and Pacific*, May.
- IMF, 2010, *World Economic Outlook*, October.
- Johansen, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of co-integrated vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59, pp. 1551-80.
- Johansen, S., 1996. *Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
- Joshi, H., 2006. Identifying asset price bubbles in the housing market in India - preliminary evidence. Reserve Bank of India Occasional Paper 27, No. 1 and 2.
- Kalra, S., Mihaljek, D., Duenwald, C., 2000. Property prices and speculative bubbles: evidence from Hong Kong SAR. IMF Working Paper, 00/2.
- Kao, C., 1999. Spurious regression and residual-based tests for co-integration in panel data. *Journal of Econometrics* 90, 1-44.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, pp. 1-24.
- Mackinnon, J.G., 1996. Numerical distribution functions for unit root and co-integration tests. *Journal of Applied Econometrics* 11, pp. 601-618.
- OECD, 2004, *Economic Outlook* 78, December.
- Pedroni, P., 2000. Fully-modified OLS for heterogeneous co-integrated panels. B. Baltagi (ed.) *Advances in Econometrics Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Co-integration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: JAI Press, pp. 93-130.
- Phillips, P.C.B., Hansen, B.E., 1990. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies* 57, 99-125.
- Poterba, J., 1984. Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset market approach. *Quarterly Journal of Economics* 99, pp. 729-752.
- Sutton, G., 2002. Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, September, pp. 46-55.
- Terrones, M., Otrok, C., 2004. The global house price boom. *World Economic Outlook*, September, pp. 71-89.

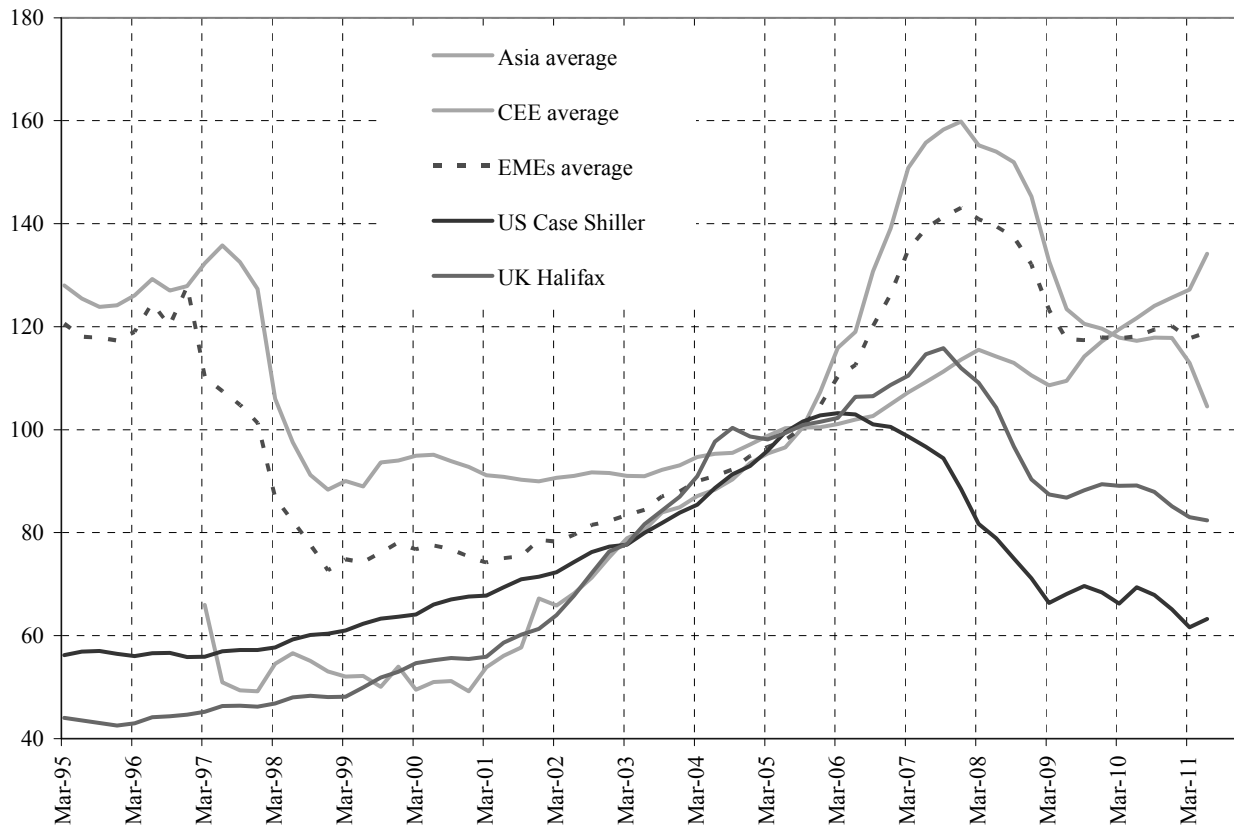
Tsatsaronis, K., Zhu, H., 2004. What drives housing price dynamics: cross-country evidence. BIS Quarterly Review, March, pp. 65-78.

Yu, X.F., Shi, M.W., Zhang, C.H., 2006. Real estate bubble in major Chinese cities – an empirical study. Paper presented at the CRIOCM 2006 International Symposium on “Advancement of Construction Management and Real Estate”.

Warnock, V.C., Warnock, F.E. 2008. Markets and housing finance. Journal of Housing Economics, 17, pp. 239-251.

Zhu, H., 2006. The structure of housing finance markets and house prices in Asia. BIS Quarterly Review, December, pp. 55-69.

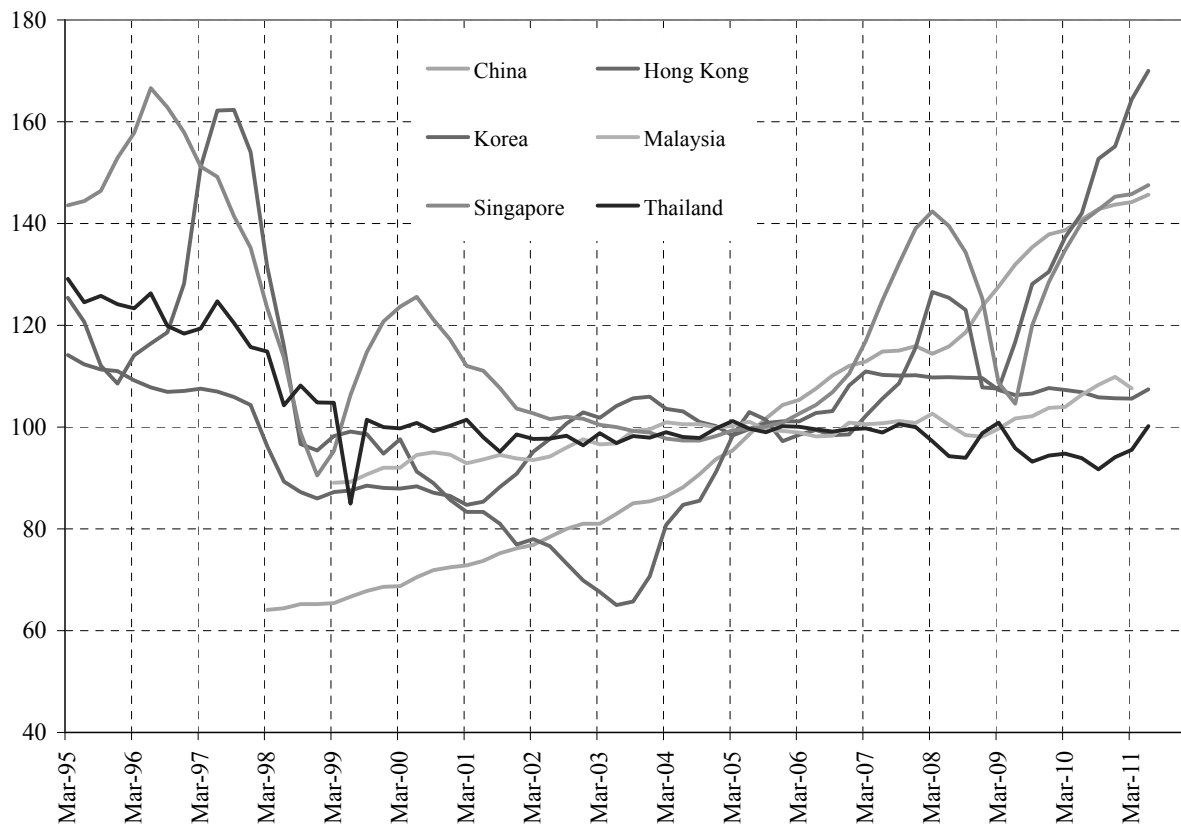
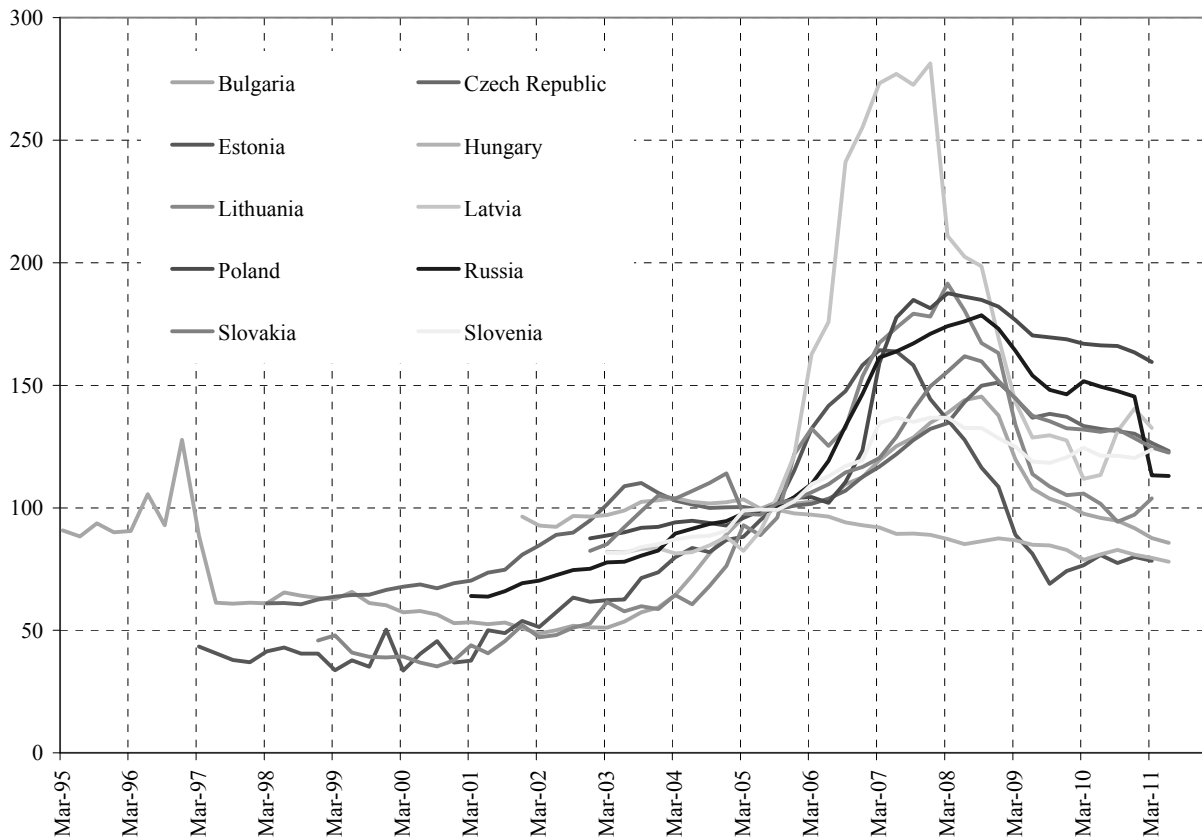
Chart 1. Real house prices in selected advanced and emerging economies
(quarterly data; indices, 2005 = 100)



Source: author's calculations on data from national central banks and statistical offices, BIS data bank, Thomson Reuters Datastream, Bloomberg.

Chart 2. Real house price developments in selected emerging economies

(quarterly data; indices, 2005 = 100)



Source: author's calculations on data from national central banks and statistical offices, BIS data bank, Thomson Reuters Datastream, Bloomberg.

Table 1. Panel unit root tests

Variable	Breitung	Levin-Lin-Chu	Im-Pesaran-Shin	ADF Fisher γ^2	ADF Choi Z-statistic	Hadri
real house prices	1.24 (0.89)	-1.84 (0.03)	0.49 (0.69)	27.96 (0.57)	0.43 (0.67)	10.29 (0.00)
real wages	2.89 (1.00)	-0.25 (0.40)	1.79 (0.96)	26.22 (0.66)	1.74 (0.96)	16.86 (0.00)
real mortgage rates	-0.90 (0.18)	4.80 (1.00)	-1.00 (0.16)	34.23 (0.27)	-0.65 (0.26)	7.07 (0.00)
housing loans (scaled to GDP)	6.37 (1.00)	4.60 (1.00)	6.04 (1.00)	17.65 (0.96)	5.64 (1.00)	13.54 (0.00)
unemployment rate	0.80 (0.79)	-2.79 (0.00)	-3.35 (0.00)	61.70 (0.00)	-3.32 (0.00)	6.03 (0.00)
real construction costs	0.00 (0.50)	-1.48 (0.07)	-1.36 (0.09)	33.33 (0.15)	-1.24 (0.11)	5.75 (0.00)
building permits	7.03 (1.00)	-1.53 (0.06)	-2.21 (0.01)	53.61 (0.01)	-1.69 (0.05)	8.83 (0.00)
institutional factor	1.20 (0.88)	-1.32 (0.09)	0.88 (0.81)	28.70 (0.53)	1.02 (0.85)	13.51 (0.00)
real stock market prices	-0.20 (0.42)	-2.05 (0.02)	-2.22 (0.01)	40.75 (0.09)	-2.24 (0.01)	7.68 (0.00)

Note: all p-values (in parenthesis) are reported such that H_0 is rejected if $p\text{-value} < 0.05$; models include an intercept.

Table 2. House price fundamentals: panel IV–2SLS method (dependent variable: log of real house prices)

Variable	Reg. (1)	Reg. (2)	Reg. (3)	Reg. (4)	Reg. (5)	Reg. (6)	Reg. (7)	Reg. (8)	Reg. (9)
constant	1.73 (0.00)	3.76 (0.00)	1.71 (0.00)	-2.97 (0.00)	1.74 (0.00)	1.52 (0.00)	1.62 (0.00)	-2.68 (0.02)	-1.34 (0.31)
real wages	0.66 (0.00)		0.80 (0.00)	0.80 (0.00)	0.38 (0.00)	0.71 (0.00)	0.53 (0.00)	0.47 (0.00)	
real mortgage rates	-0.04 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.04 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.02)
housing loans (scaled to GDP)		0.25 (0.00)							0.14 (0.00)
unemployment rate			-0.39 (0.00)					-0.12 (0.02)	-0.11 (0.01)
real construction costs				0.88 (0.00)				1.00 (0.00)	1.06 (0.00)
building permits					0.27 (0.00)			0.28 (0.00)	0.28 (0.00)
institutional factor						0.07 (0.00)		0.06 (0.00)	0.04 (0.00)
real stock market prices							0.15 (0.00)	-0.11 (0.04)	-0.11 (0.02)
Adjusted R ²	0.65	0.74	0.78	0.72	0.72	0.75	0.68	0.81	0.82
Kao's panel cointegration tests									
DF ρ	2.15 (0.02)	2.06 (0.02)	1.93 (0.03)	1.97 (0.02)	0.00 (0.50)	1.73 (0.04)	2.15 (0.02)	-0.25 (0.40)	-0.54 (0.29)
DF ρ^*	0.70 (0.24)	0.48 (0.32)	0.96 (0.17)	0.67 (0.25)	-2.12 (0.02)	0.13 (0.45)	0.82 (0.21)	-1.65 (0.05)	-1.69 (0.05)
DF t	-0.26 (0.40)	-0.43 (0.33)	-0.18 (0.43)	0.10 (0.46)	-2.83 (0.00)	-0.47 (0.32)	-0.33 (0.37)	-1.99 (0.02)	-2.39 (0.01)
DF t^*	-1.42 (0.08)	-1.61 (0.05)	-1.04 (0.15)	-0.99 (0.16)	-3.60 (0.00)	-1.59 (0.06)	-1.42 (0.08)	-2.65 (0.00)	-2.92 (0.00)
ADF	-2.67 (0.00)	-3.75 (0.00)	-3.37 (0.00)	-3.45 (0.00)	-3.69 (0.00)	-3.05 (0.00)	-3.69 (0.00)	-4.88 (0.00)	-4.73 (0.00)

Note: all p-values (in parenthesis) are reported such that H_0 is rejected if $p\text{-value} < 0.05$.

Table 2.A House price fundamentals: real wages vs. gross national disposable income
(dependent variable: log of real house prices)

Variable	Reg. (1)	Reg. (2)	Reg. (3)	Reg. (4)	Reg. (5)	Reg. (6)	Reg. (7)	Reg. (8)	Reg. (9)
constant	1.34 (0.00)	3.76 (0.00)	2.01 (0.00)	-2.61 (0.00)	1.46 (0.00)	0.98 (0.00)	1.46 (0.00)	-2.71 (0.03)	-1.34 (0.31)
gross national disp. income	0.74 (0.00)		0.71 (0.00)	0.94 (0.00)	0.45 (0.00)	0.82 (0.00)	0.60 (0.00)	0.59 (0.00)	
real mortgage rates	-0.03 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.13)	-0.01 (0.02)
housing loans (scaled to GDP)		0.25 (0.00)							0.14 (0.00)
unemployment rate			-0.32 (0.00)					-0.08 (0.00)	-0.11 (0.01)
real construction costs				0.65 (0.85)				0.86 (0.00)	1.06 (0.00)
building permits					0.26 (0.00)			0.26 (0.00)	0.28 (0.00)
institutional factor						0.07 (0.00)		0.06 (0.00)	0.04 (0.00)
real stock market prices							0.12 (0.00)	-0.08 (0.06)	-0.11 (0.02)
Adjusted R ²	0.68	0.73	0.76	0.74	0.73	0.79	0.68	0.80	0.81
Kao's panel cointegration tests									
DF _p	2.39 (0.01)	2.06 (0.02)	2.31 (0.01)	2.30 (0.01)	0.34 (0.37)	1.88 (0.03)	2.34 (0.01)	-0.26 (0.40)	-0.54 (0.29)
DF _p *	1.19 (0.12)	0.48 (0.32)	1.42 (0.08)	1.39 (0.08)	-1.40 (0.08)	0.59 (0.28)	1.20 (0.12)	-1.41 (0.08)	-1.69 (0.05)
DF _t	0.31 (0.38)	-0.43 (0.33)	0.55 (0.29)	0.77 (0.22)	-2.29 (0.01)	-0.13 (0.45)	0.19 (0.43)	-1.15 (0.13)	-2.39 (0.01)
DF _t *	-0.83 (0.20)	-1.61 (0.05)	-0.38 (0.35)	-0.19 (0.43)	-3.07 (0.00)	-1.17 (0.12)	-0.90 (0.19)	-1.77 (0.04)	-2.92 (0.00)
ADF	-2.38 (0.01)	-3.91 (0.00)	-2.61 (0.00)	-2.63 (0.00)	-3.50 (0.00)	-2.87 (0.00)	-2.63 (0.00)	-4.01 (0.00)	-5.05 (0.00)

Note: all p-values (in parenthesis) are reported such that H₀ is rejected if p-value < 0.05.

Table 2.B House price fundamentals in Emerging Europe (dependent variable: log of real house prices)

Variable	Reg. (1)	Reg. (2)	Reg. (3)	Reg. (4)	Reg. (5)	Reg. (6)	Reg. (7)	Reg. (8)	Reg. (9)
constant	-1.50 (0.00)	3.63 (0.00)	0.11 (0.70)	-1.37 (0.01)	-1.44 (0.00)	-1.23 (0.00)	-1.42 (0.00)	-0.58 (0.03)	0.63 (0.01)
real wages	1.34 (0.00)		1.15 (0.00)	1.34 (0.00)	1.06 (0.00)	1.28 (0.00)	1.21 (0.00)	0.66 (0.00)	
real mortgage rates	-0.03 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.02 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.03 (0.00)	-0.01 (0.13)	0.00 (0.25)
housing loans (scaled to GDP)		0.31 (0.00)							0.10 (0.00)
unemployment rate			-0.36 (0.00)					-0.23 (0.00)	-0.24 (0.00)
real construction costs				-0.02 (0.85)				0.35 (0.00)	0.68 (0.00)
building permits					0.27 (0.00)			0.26 (0.00)	0.28 (0.00)
institutional factor						0.04 (0.00)		0.05 (0.00)	0.06 (0.00)
real stock market prices							0.12 (0.00)	-0.03 (0.22)	-0.05 (0.01)
Adjusted R ²	0.85	0.83	0.89	0.84	0.90	0.86	0.86	0.93	0.92
Kao's panel cointegration tests									
DF _p	0.72 (0.24)	1.41 (0.08)	0.62 (0.27)	0.66 (0.25)	0.56 (0.29)	0.91 (0.18)	1.45 (0.07)	0.18 (0.43)	0.24 (0.40)
DF _p *	-0.73 (0.23)	0.05 (0.48)	-0.24 (0.40)	-0.82 (0.21)	-0.44 (0.33)	-0.39 (0.35)	0.00 (0.50)	-0.68 (0.25)	-0.39 (0.35)
DF _t	-1.40 (0.08)	-0.24 (0.40)	-1.52 (0.06)	-1.44 (0.08)	-1.65 (0.05)	-0.71 (0.24)	-0.53 (0.30)	-1.46 (0.07)	-1.53 (0.06)
DF _t *	-2.14 (0.02)	-1.20 (0.10)	-2.03 (0.02)	-2.17 (0.01)	-2.21 (0.01)	-1.50 (0.07)	-1.49 (0.07)	-1.93 (0.03)	-1.90 (0.03)
ADF	-2.99 (0.00)	-3.30 (0.00)	-4.71 (0.00)	-3.22 (0.00)	-4.79 (0.00)	-2.82 (0.00)	-2.54 (0.01)	-5.28 (0.00)	-5.02 (0.00)

Note: all p-values (in parenthesis) are reported such that H₀ is rejected if p-value<0.05.

Table 2.C House price fundamentals in Asia (dependent variable: log of real house prices)

Variable	Reg. (1)	Reg. (2)	Reg. (3)	Reg. (4)	Reg. (5)	Reg. (6)	Reg. (7)	Reg. (8)	Reg. (9)
constant	3.23 (0.00)	4.87 (0.00)	2.77 (0.00)	2.12 (0.00)	2.81 (0.00)	2.72 (0.00)	3.08 (0.00)	1.35 (0.00)	3.58 (0.00)
real wages	0.33 (0.00)		0.49 (0.00)	0.10 (0.09)	0.26 (0.00)	0.44 (0.00)	0.24 (0.00)	0.55 (0.00)	
real mortgage rates	-0.02 (0.00)	-0.02 (0.00)	0.00 (0.13)	-0.02 (0.00)	-0.01 (0.10)	-0.02 (0.00)	-0.02 (0.00)	0.00 (0.42)	0.00 (0.16)
housing loans (scaled to GDP)		-0.03 (0.19)							0.15 (0.00)
unemployment rate			-0.22 (0.00)					-0.07 (0.00)	-0.12 (0.00)
real construction costs				0.46 (0.00)				0.15 (0.00)	0.14 (0.00)
building permits					0.14 (0.00)			0.05 (0.00)	0.05 (0.00)
institutional factor						0.02 (0.00)		0.04 (0.00)	0.02 (0.00)
real stock market prices							0.12 (0.00)	-0.02 (0.12)	-0.01 (0.48)
Adjusted R ²	0.39	0.24	0.46	0.24	0.63	0.42	0.42	0.80	0.80
Kao's panel cointegration tests									
DFp	0.45 (0.33)	0.80 (0.21)	0.42 (0.34)	-2.00 (0.02)	-0.39 (0.35)	0.09 (0.46)	0.39 (0.35)	-16.66 (0.00)	-17.97 (0.00)
DFp*	-0.61 (0.27)	-0.16 (0.44)	-0.30 (0.38)	-3.20 (0.00)	-1.26 (0.10)	-1.33 (0.09)	-0.51 (0.30)	-5.73 (0.00)	-6.14 (0.00)
DFt	-0.22 (0.41)	0.52 (0.30)	-0.05 (0.48)	-0.21 (0.42)	-2.29 (0.01)	-0.45 (0.33)	-0.18 (0.43)	-2.85 (0.00)	-3.03 (0.00)
DFt*	-0.85 (0.20)	-0.21 (0.42)	-0.54 (0.30)	-0.65 (0.26)	-2.61 (0.00)	-1.14 (0.13)	-0.74 (0.23)	-0.71 (0.24)	-0.82 (0.21)
ADF	-2.00 (0.02)	-3.30 (0.00)	-1.62 (0.05)	-0.93 (0.18)	-2.31 (0.01)	-2.41 (0.01)	-2.10 (0.02)	-0.40 (0.34)	-1.87 (0.03)

Note: all p-values (in parenthesis) are reported such that H₀ is rejected if p-value<0.05.

Table 3. House price fundamentals: country-specific IV-2SLS method (*dependent variable: log of real house prices*)

Variable	Bulgaria	China	Czech Rep.	Estonia	Hong Kong	Hungary	Korea	Latvia
constant	4.02 (0.00)	2.12 (0.00)	4.86 (0.00)	3.37 (0.00)	3.44 (0.00)	3.94 (0.00)	2.96 (0.00)	2.82 (0.00)
real wages		0.70 (0.00)					0.12 (0.01)	
real mortgage rates	-0.03 (0.00)				-0.01 (0.06)			-0.05 (0.00)
housing loans (scaled to GDP)	0.23 (0.00)		0.18 (0.00)	0.23 (0.00)		0.25 (0.00)		0.69 (0.00)
unemployment rate		-0.33 (0.00)	-0.28 (0.00)	-0.30 (0.00)	-0.38 (0.00)	-0.53 (0.01)	-0.22 (0.00)	
real construction costs					0.39 (0.01)		0.30 (0.00)	
building permits				0.27 (0.00)		0.21 (0.03)		
institutional factor								
real stock market prices		-0.06 (0.00)						
Adjusted R ²	0.97	0.99	0.96	0.97	0.78	0.94	0.78	0.63
N. of observations	46	54	54	57	66	52	66	33
ADF statistic (*)	-26.90 (0.01)	-49.60 (0.00)	-30.89 (0.01)	-45.47 (0.02)	-34.68 (0.01)	-23.85 (0.00)	-71.34 (0.00)	-20.55 (0.03)
α	0.74 (0.00)	0.56 (0.00)	0.54 (0.00)	-0.08 (0.52)	0.46 (0.01)	0.29 (0.02)	0.41 (0.00)	0.43 (0.00)
β	0.34 (0.00)	0.19 (0.00)	0.20 (0.00)	0.80 (0.00)	0.14 (0.06)	0.20 (0.00)	0.13 (0.01)	0.15 (0.14)
γ	0.20 (0.05)	0.40 (0.00)	0.20 (0.14)	1.00 (0.00)	0.34 (0.11)	0.54 (0.00)	0.38 (0.01)	0.38 (0.03)
type of cycle?	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Convergence	Damped fluctuations	Convergence	Convergence	Damped fluctuations

Note: α , β and γ represent, respectively, the persistence, the mean reversion and the contemporaneous adjustment parameters; all p-values (in parenthesis) are reported such that H_0 is rejected if p-value < 0.05; unit root tests do not include an intercept nor a time trend; (*) MacKinnon (1996) p -values.

Table 3 (cont.) House price fundamentals: country-specific IV-2SLS method (*dependent variable: log of real house prices*)

Variable	Lithuania	Malaysia	Poland	Russia	Singapore	Slovakia	Slovenia	Thailand
constant	4.79 (0.00)	3.92 (0.00)	4.12 (0.28)	0.41 (0.20)	-0.59 (0.12)	6.16 (0.00)	1.92 (0.00)	4.05 (0.00)
real wages			0.49 (0.02)	0.77 (0.00)				
real mortgage rates	-0.01 (0.07)				-0.02 (0.00)			
housing loans (scaled to GDP)	0.29 (0.00)	0.13 (0.00)					0.50 (0.00)	0.09 (0.00)
unemployment rate	-0.39 (0.00)		-0.62 (0.00)			-0.63 (0.00)	-0.09 (0.09)	
real construction costs								
building permits					0.66 (0.00)	0.27 (0.00)	0.33 (0.00)	0.09 (0.00)
institutional factor					0.04 (0.00)			
real stock market prices		0.06 (0.01)		0.16 (0.02)	0.50 (0.00)	-0.23 (0.00)		
Adjusted R ²	0.97	0.84	0.96	0.88	0.84	0.83	0.96	0.84
N. of observations	50	49	34	46	66	35	33	66
ADF statistic (*)	-23.91 (0.08)	-15.07 (0.26)	-48.37 (0.00)	-22.75 (0.04)	-33.51 (0.03)	-26.39 (0.03)	-33.42 (0.00)	-47.15 (0.00)
α	0.03 (0.82)	0.17 (0.26)	0.60 (0.00)	0.41 (0.00)	0.47 (0.00)	0.34 (0.09)	0.23 (0.13)	-0.10 (0.25)
β	0.44 (0.00)	0.31 (0.00)	0.42 (0.00)	0.13 (0.02)	0.30 (0.00)	0.27 (0.09)	0.57 (0.00)	0.65 (0.00)
γ	0.72 (0.00)	0.58 (0.01)	0.57 (0.02)	0.34 (0.00)	0.33 (0.00)	0.34 (0.05)	0.58 (0.01)	0.59 (0.10)
type of cycle?	Convergence	Convergence	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Convergence

Note: α , β and γ represent, respectively, the persistence, the mean reversion and the contemporaneous adjustment parameters; all p-values (in parenthesis) are reported such that H_0 is rejected if $p\text{-value} < 0.05$; unit root tests do not include an intercept nor a time trend; (*) MacKinnon (1996) p -values.

Table 4. House price fundamentals: country-specific FM-OLS method (*dependent variable: log of real house prices*)

Variable	Bulgaria	China	Czech Rep.	Estonia	Hong Kong	Hungary	Korea	Latvia
constant	4.05 (0.00)	2.11 (0.00)	4.62 (0.00)	3.52 (0.00)	2.77 (0.00)	4.03 (0.00)	2.86 (0.00)	3.02 (0.00)
real wages		0.68 (0.00)					0.20 (0.01)	
real mortgage rates	-0.03 (0.00)				-0.01 (0.01)			-0.05 (0.04)
housing loans (scaled to GDP)	0.22 (0.00)		0.20 (0.00)	0.24 (0.00)		0.28 (0.00)		0.64 (0.03)
unemployment rate		-0.32 (0.00)	-0.19 (0.04)	-0.33 (0.00)	-0.33 (0.00)	-0.56 (0.00)	-0.19 (0.00)	
real construction costs					0.51 (0.00)		0.24 (0.01)	
building permits				0.24 (0.00)		0.19 (0.02)		
institutional factor								
real stock market prices		-0.04 (0.00)						
Adjusted R ²	0.96	0.99	0.95	0.97	0.77	0.93	0.73	0.61
N. of observations	46	54	54	57	66	52	66	33
ADF statistic (*)	-26.90 (0.01)	-49.60 (0.00)	-30.89 (0.01)	-45.47 (0.02)	-34.68 (0.01)	-23.85 (0.00)	-71.34 (0.00)	-20.55 (0.03)
α	0.74 (0.00)	0.55 (0.00)	0.61 (0.00)	-0.05 (0.67)	0.49 (0.01)	0.32 (0.02)	0.38 (0.00)	0.43 (0.00)
β	0.31 (0.00)	0.19 (0.00)	0.15 (0.00)	0.82 (0.00)	0.14 (0.08)	0.16 (0.01)	0.12 (0.02)	0.14 (0.12)
γ	0.17 (0.09)	0.48 (0.00)	0.21 (0.19)	1.09 (0.00)	0.30 (0.15)	0.58 (0.00)	0.41 (0.01)	0.35 (0.06)
type of cycle?	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Convergence	Damped fluctuations	Convergence	Convergence	Damped fluctuations

Note: α , β and γ represent, respectively, the persistence, the mean reversion and the contemporaneous adjustment parameters; all p-values (in parenthesis) are reported such that H_0 is rejected if p-value < 0.05; unit root tests do not include an intercept nor a time trend; (*) MacKinnon (1996) p-values.

Table 4 (cont). House price fundamentals: country-specific FM-OLS method (*dependent variable: log of real house prices*)

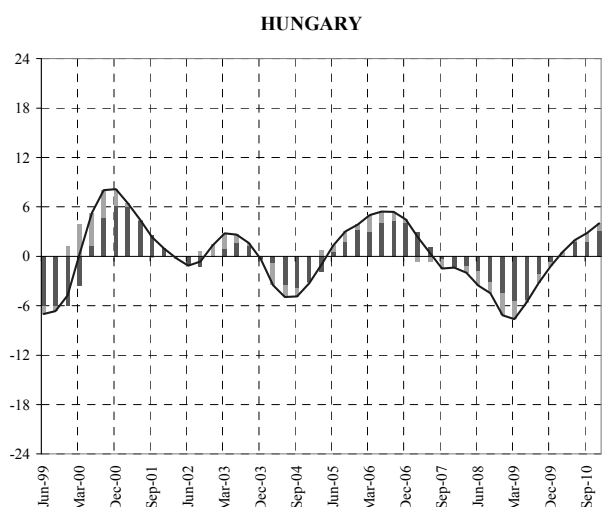
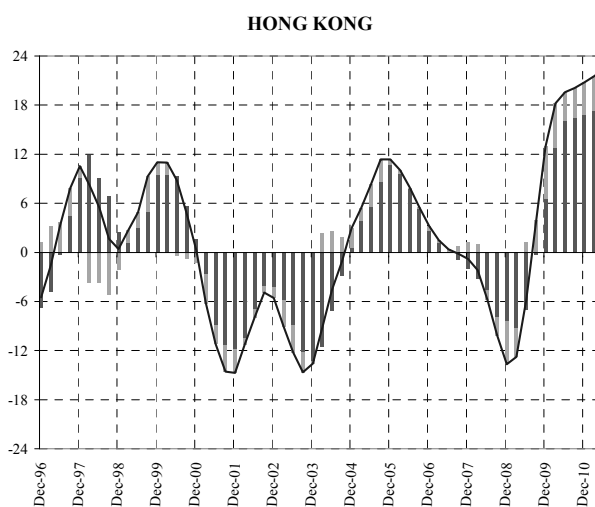
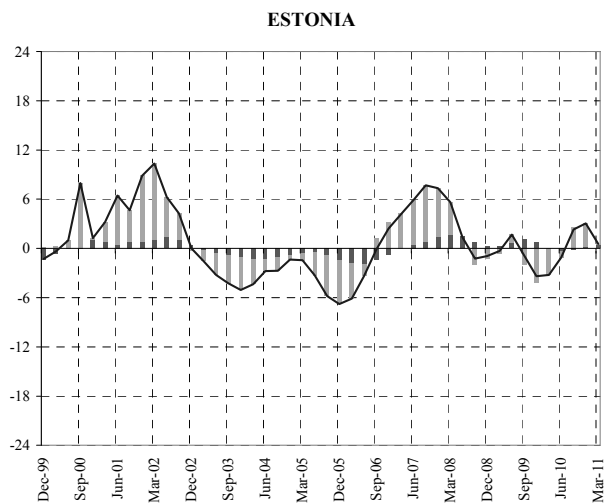
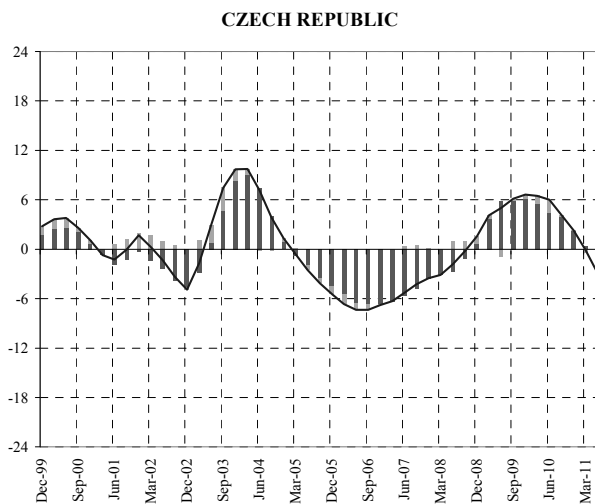
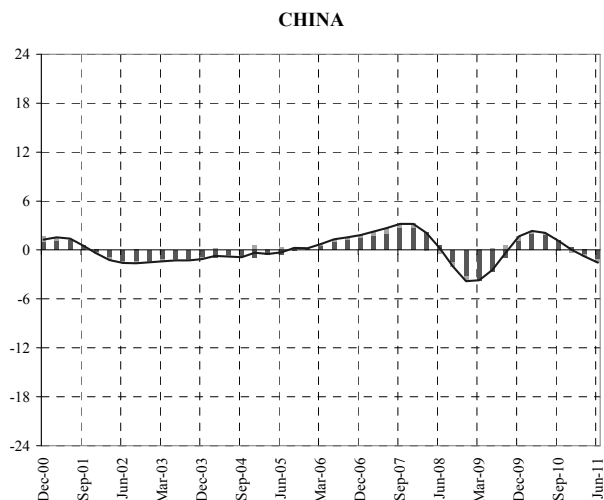
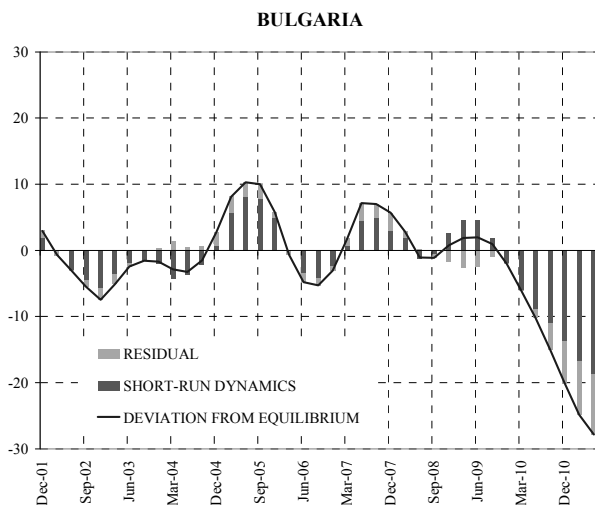
Variable	Lithuania	Malaysia	Poland	Russia	Singapore	Slovakia	Slovenia	Thailand
constant	4.78 (0.00)	3.91 (0.00)	4.52 (0.00)	0.44 (0.20)	-1.57 (0.00)	6.19 (0.00)	2.17 (0.00)	4.03 (0.00)
real wages			0.42 (0.10)	0.79 (0.00)				
real mortgage rates	-0.02 (0.06)				-0.03 (0.00)			
housing loans (scaled to GDP)	0.28 (0.00)	0.12 (0.00)					0.48 (0.00)	0.09 (0.00)
unemployment rate	-0.37 (0.00)		-0.64 (0.00)			-0.62 (0.00)	-0.11 (0.00)	
real construction costs								
building permits					0.80 (0.00)	0.22 (0.01)	0.30 (0.00)	0.09 (0.00)
institutional factor					0.08 (0.00)			
real stock market prices		0.07 (0.06)		0.13 (0.08)	0.57 (0.00)	-0.19 (0.01)		
Adjusted R ²	0.97	0.80	0.96	0.85	0.84	0.80	0.96	0.84
N. of observations	50	49	34	46	66	35	33	66
ADF statistic (*)	-23.91 (0.08)	-15.07 (0.26)	-48.37 (0.00)	-22.75 (0.04)	-33.51 (0.03)	-26.39 (0.03)	-33.42 (0.00)	-47.15 (0.00)
α	0.02 (0.83)	0.17 (0.25)	0.60 (0.00)	0.41 (0.00)	0.44 (0.00)	0.33 (0.08)	0.23 (0.17)	-0.10 (0.24)
β	0.43 (0.00)	0.29 (0.00)	0.41 (0.01)	0.12 (0.03)	0.28 (0.00)	0.30 (0.07)	0.54 (0.01)	0.64 (0.00)
γ	0.72 (0.00)	0.60 (0.01)	0.55 (0.02)	0.42 (0.00)	0.43 (0.00)	0.35 (0.08)	0.51 (0.06)	0.63 (0.09)
type of cycle?	Convergence	Convergence	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Damped fluctuations	Convergence

Note: α , β and γ represent, respectively, the persistence, the mean reversion and the contemporaneous adjustment parameters; all p-values (in parenthesis) are reported such that H_0 is rejected if p-value < 0.05; unit root tests do not include an intercept nor a time trend; (*) MacKinnon (1996) p -values.

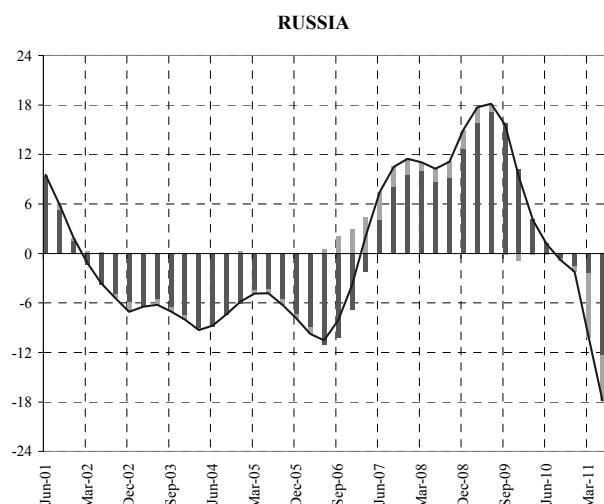
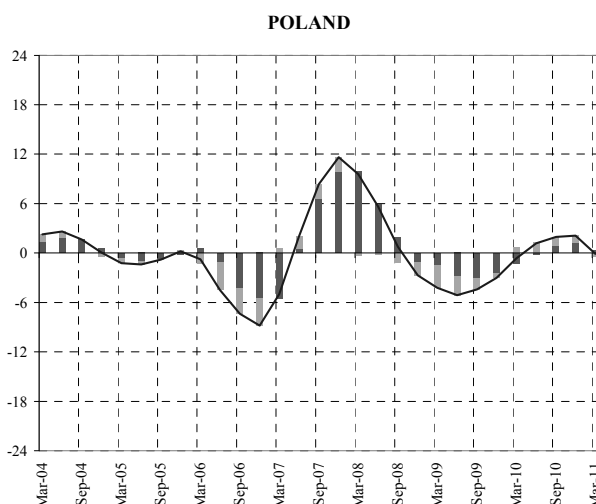
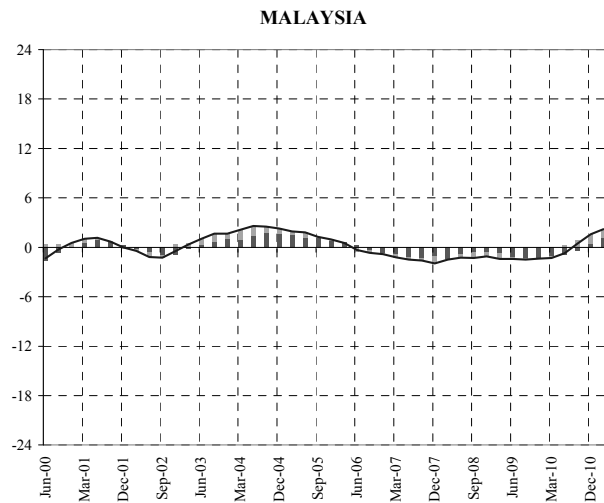
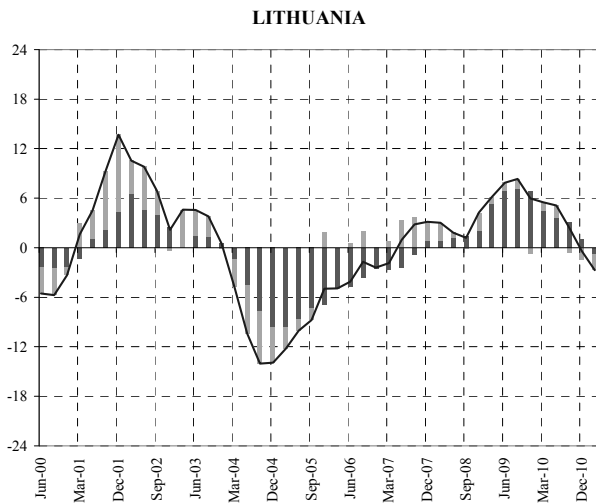
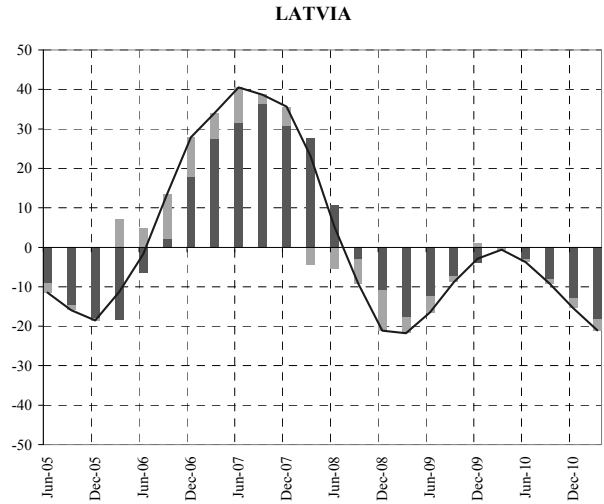
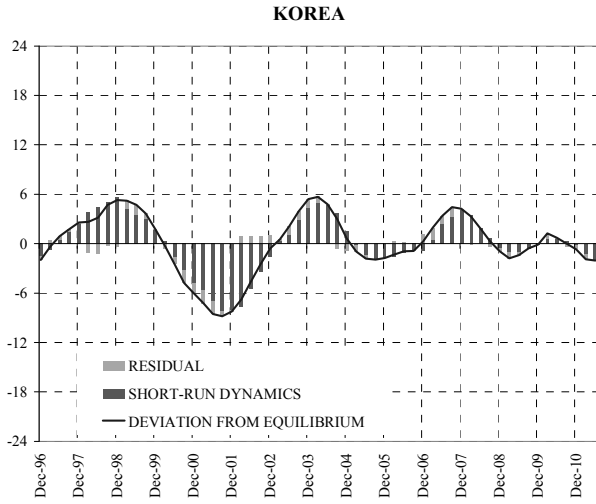
Annex I. Sources of house price data

COUNTRY	SERIES DEFINITION	SOURCES	REMARKS	AVAILABILITY
ASIA PACIFIC				
China	Property prices, residential and commercial, index PY=100, NSA.	BIS Macro Series (code: VSIC:CN:01) National Bureau of Statistics, monthly data www.stats.gov.cn/english/statisticaldata/index.htm#	Quarterly data obtained as average of three months in each quarter; sales price indices of buildings in 70 medium-large sized cities.	1998 Q1 - 2011 Q2
Hong Kong	Residential property prices, all dwellings (Hong Kong), index 1999=100, NSA.	BIS Macro Series (code: VSJA:HK:05) Hong Kong Monetary Authority, Census and Statistics Department, Hong Kong Monthly Digest of Statistics.	Quarterly data obtained as average of three months in each quarter; private domestic units are defined as independent dwellings with separate cooking facilities and bathroom (and/or lavatory).	1995 Q1 - 2011 Q2
Korea	Residential property prices, all dwellings, index dec 2007=100, NSA.	Datastream	Quarterly data obtained as average of three months in each quarter.	1995 Q1 - 2011 Q2
Malaysia	Residential property prices, all dwellings (Malaysia), index 2000=100, NSA.	BIS Macro Series (code VSJA:MY:00) Bank Negara Malaysia, monthly statistical bulletin, house price indicators www.bnm.gov.my/index.php?ch=109&pg=294&mth=1&yr=2010	Quarterly data.	1999 Q1 - 2011 Q1
Singapore	Residential property prices, all dwellings, index 1998Q4=100, NSA.	Datastream	Quarterly data.	1995 Q1 - 2011 Q2
Thailand	Residential property prices, index 1991=100, NSA.	Bank of Thailand http://www.bot.or.th/English/Statistics/EconomicAndFinancial/EconomicIndices/Pages/StatPropertyIndicators.aspx	Quarterly data, town house including land.	1995 Q1 - 2011 Q2
CENTRAL AND EASTERN EUROPE				
Bulgaria	Residential property prices, existing flats (big cities), Bulgarian lev per square metre, NSA.	BIS Macro Series (code: VSKA:BG:24) Naciona Statistical Institute: www.nsi.bg/Cpi_e/CPI_e.htm	Quarterly data, end of period, statistical survey based on real contracts for existing flats in regional centres.	1995 Q1 - 2011 Q2
Czech Republic	Residential property prices, all dwellings, index 2005=100, NSA.	BIS Macro Series (code VSJA:CZ:00) Czech Statistical Office www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/p/7009-08	Quarterly data, average of period, index of residential property prices from data compiled from tax returns.	1998 Q1 - 2011 Q2
Estonia	Residential property prices, existing flats (Tallin), Estonian kroon per square metre, NSA.	BIS Macro Series (code VSKA:EE:44) Statistical Office of Estonia http://pub.stat.ee/pxweb.2001/1_Databas/Economy/26Real_estate/11Transactions_in_real_estate/11Transactions_in_real_estate.asp	Quarterly data; for 1997-2001, purchase-sale contracts of movable assets; since 2002, purchase-sale contracts of real estate, dwellings of satisfactory conditions, prices of 2-rooms and kitchen in Tallin.	1997 Q1 - 2011 Q1
Hungary	Residential property prices, existing dwellings (Budapest), index 2001 Q4=100, NSA.	BIS Macro Series (code VSKA:HU:45)	Quarterly data, weighted average (by number of transactions) prices of purchase-sale contracts registered at the regional Land Registry Offices.	2001 Q4 - 2011 Q2
Latvia	Residential property prices, existing flats, Latvian lat per square metre, NSA.	BIS Macro Series (code VSKA:LV:04) Central Statistical Bureau www.csb.gov.lv/csp/content/?lng=en&cat=355	Quarterly data, whole country, average price per square metre of the total residential apartments (flats) sold.	2003 Q1 - 2011 Q1
Lithuania	Residential property prices, existing dwellings (Lithuania), index 1998 Q4=100, NSA.	BIS Macro Series (code VSJA:LT:00)	Quarterly data, all residential property (houses and flats) transacted in the whole country and registered at the State Enterprise Centre of Registers.	1998 Q4 - 2011 Q1
Poland	Residential property prices, Polish zloti per square metre, new dwellings (Poland), NSA.	Central Statistical Office www.stat.gov.pl/gus/5840_4671_ENG_H_TML.htm	Quarterly data, price of a square meter of usable floor space of a residential building.	2002 Q4 - 2011 Q1
Russia	Residential property prices, Russian ruble per square metre, existing dwellings (Moscow), NSA.	Bloomberg	Quarterly data.	2001 Q1 - 2011 Q2
Slovakia	Residential property prices, existing dwellings (Slovakia), index 2002=100, NSA.	BIS Macro Series (code VSKA:SK:00) National Bank of Slovakia www.nbs.sk/en/statistics/selected-macroeconomics-indicators	Quarterly data, existing apartments and houses in whole country.	2002 Q4 - 2011 Q2
Slovenia	Residential property prices, existing dwellings (Slovenia), index 2005=100, NSA.	Statistical Office of the Republic of Slovenia housing price index www.stat.si/eng/tema_ekonomsko_cene.asp	Quarterly data, observation units are second-hand dwellings and family houses; actually their selling (transaction) prices.	2003 Q1 - 2011 Q1

Annex II. Real house price deviations from long-run 'equilibrium' levels
(4-quarters moving average; in percent)

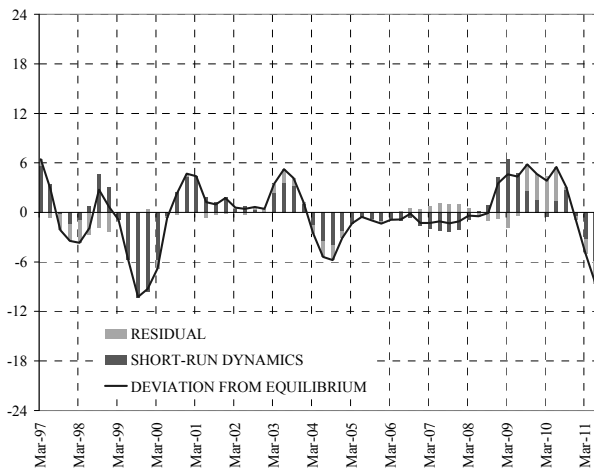


Notes: the blue lines represent the four-terms moving average of quarterly deviations of actual house prices from their long-run 'equilibrium' ones, with a positive (negative) value indicating an overvaluation (undervaluation); the purple bars represent the short-run dynamics driven by the interactions between (changes in) fundamentals and inherent frictions in the market; the green bars represent the residual component driven by overly optimistic (pessimistic) expectations. Results are based on country-specific regressions on the determinants of house price fundamentals and on the short-term dynamics contained in Table 3.

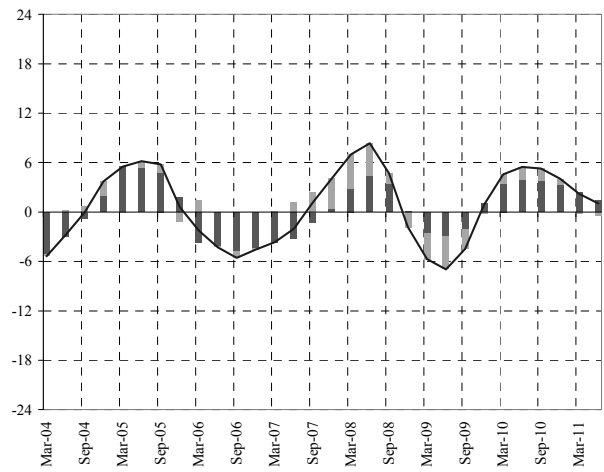


Notes: the blue lines represent the four-terms moving average of quarterly deviations of actual house prices from their long-run 'equilibrium' ones, with a positive (negative) value indicating an overvaluation (undervaluation); the purple bars represent the short-run dynamics driven by the interactions between (changes in) fundamentals and inherent frictions in the market; the green bars represent the residual component driven by overly optimistic (pessimistic) expectations. Results are based on country-specific regressions on the determinants of house price fundamentals and on the short-term dynamics contained in Table 3.

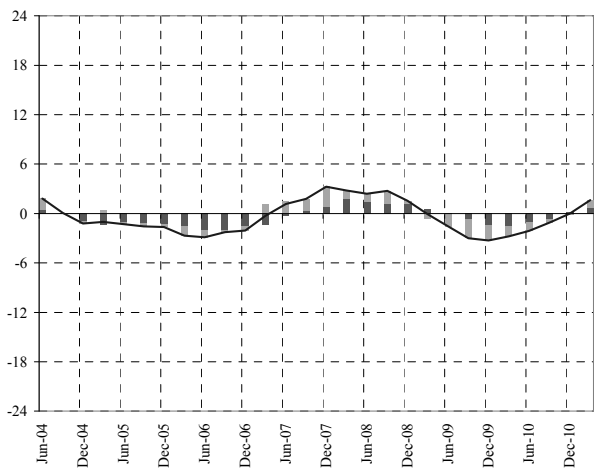
SINGAPORE



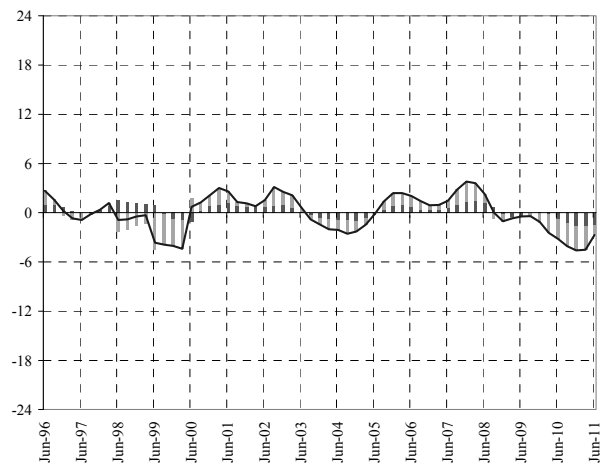
SLOVAKIA



SLOVENIA



THAILAND



Notes: the blue lines represent the four-terms moving average of quarterly deviations of actual house prices from their long-run 'equilibrium' ones, with a positive (negative) value indicating an overvaluation (undervaluation); the purple bars represent the short-run dynamics driven by the interactions between (changes in) fundamentals and inherent frictions in the market; the green bars represent the residual component driven by overly optimistic (pessimistic) expectations. Results are based on country-specific regressions on the determinants of house price fundamentals and on the short-term dynamics contained in Table 3.

House price cycles in emerging economies

Discussion by

Zeno Rotondi, UniCredit

The paper of Ciarlone (2012) examines the characteristics of house price dynamics for a sample of 16 emerging economies from Asia and Central and Eastern Europe. The sample considered comprises quarterly data for 16 emerging economies – 6 from Asia (China, Hong Kong, Korea, Malaysia, Singapore, and Thailand) and 10 from Central and Eastern Europe (Bulgaria, Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Poland, Russia, Slovakia, Slovenia) – covering, whenever data are available, the period from 1995Q1 to 2011Q2 (4 out of 6 for the Asian emerging economies, where for China and Malaysia the sample period starts respectively from 1998Q1 and 1999Q1). The main contribution of the paper to the literature is the finding that house prices in the sample of emerging economies are not overly disconnected from fundamentals, but rather reflect a slow adjustment to shocks to fundamentals.

The methodology used to characterize house price dynamics and to analyze the ‘cyclical’ and ‘bubble’ components of house price overvaluation (undervaluation) is based on a three-step approach developed by Capozza *et al.* (2002) and Glindro *et al.* (2011).

The first stage assumes that in each period and for each country there exists an ‘equilibrium’ housing valuation determined by a set of macroeconomic and institutional fundamentals. The author’s specification of house price equation is based on four blocks of explanatory fundamentals:

- Demand-side factors: real households’ income (real wages, gross national disposable income), real mortgage rates, housing loans scaled to GDP, unemployment rate
- Supply-side factors: real construction costs, building permits
- Indicators capturing the degree of development, depth, efficiency and flexibility of the housing finance system: institutional development (first principal component of several indices of Heritage Foundation: extent of business freedom, investment freedom, financial freedom, freedom from corruption and property rights)
- Prices of other types of assets in order to capture substitution and wealth effects: real stock market prices

The second stage of the empirical strategy requires modelling the dynamics of actual price around their long-run ‘equilibrium’ values, with the cointegrating relationship embedded in an error-correction mechanism.

The third stage of the empirical strategy requires decomposing house prices overvaluation into ‘cyclical’ and ‘bubble’ components. The first component describes the short-run interaction between fundamentals and market imperfections while the second component is residual and defined as the bubble component that is more likely to be driven by overly optimistic (pessimistic) expectations in the housing market.

Summing-up, we have the following formulas describing the main features of the three-step decomposition approach:

i) House price overvaluation (undervaluation) = $(P^*_{i,t} - P_{i,t})$

ii) Cyclical component = $P^*_{i,t} - [P_{i,t-1} + E_{t-1}(\Delta P_{i,t})]$

iii) Bubble component = overvaluation (undervaluation) – cyclical component
 $= (P^*_{i,t} - P_{i,t}) - [P^*_{i,t} - [P_{i,t-1} + E_{t-1}(\Delta P_{i,t})]] = E_{t-1}(\Delta P_{i,t}) - (P_{i,t} - P_{i,t-1})$

My main concerns with regard the analysis developed in the paper are misspecification issues and presence of structural breaks due to regime shifts.

Firstly, the analysis on deviations from long-run ‘equilibrium’ levels may be biased if the list of fundamentals explaining equilibrium house prices is not complete. So let’s us examine if there exists a potential problem of omitted variables. In particular, we can find the following omitted variables:

- Omitted demand-side factors: population growth, developments in the number and size of households, working-age population and migratory flows
- Omitted supply-side factors: land market problems, supply gaps, informal and social (subsidized) housing, rental and leasehold
- Omitted transaction and search costs: brokerage fees, the level of VAT, stamp and registration duties, inheritance taxes, property taxes

How relevant are these omitted variables? Building permits and construction costs can be considered as proxies for all the above omitted supply-side variables. However, unemployment is not a good proxy for demographics. Moreover, as acknowledged also by the author, neither institutional development is a good proxy for the omitted transaction and search costs. Nevertheless, as explained by the author, it is difficult to identify effective indicators for this latter variables since reliable and timely information is not available on a systematic basis for all the countries in the sample. But this argument does not apply to demographics. Thus I suggest to include demographic variables in order to reduce misspecification issues.

The second concern refers to the following question: banking crises may affect the short-run adjustment process towards the long-run relationship?

Reinhart and Rogoff (2009) have found that the aftermath of severe financial crises shows deep and lasting effects on asset prices, output, and employment. In particular, unemployment rises and housing price declines extend out for five and six years, respectively. They examine financial crises in 66 countries over 200 years, comparing emerging markets and developed countries, and look at the bust phase in housing price cycles that accompany systemic banking crises. The most severe real housing price declines in emerging economies were experienced by the Philippines (1997), Colombia (1998), and Hong Kong (1997): their crashes were over 50 percent, measured from peak to trough. Notably, according to their findings, the duration of housing price decline is quite long-lived, averaging roughly six years. Even excluding the extraordinary experience of Japan (with its 17 consecutive years of price declines!) the average remains over five years.

These findings raise issues of structural breaks due to regime shifts for some emerging economies in the sample used by Ciarlone (2012). In particular, many Asian economies have experienced a regime shift in housing markets and housing finance systems, which may imply that the fundamental relation may have been subject to structural changes and that the estimated relation may not be accurate to assess the valuation of housing prices in the aftermath of the given severe financial crises. This may lead to find less obvious evidences of bubbling growth, which is in fact a finding of the paper by Ciarlone (2012). On the other hand, using a shorter sample period makes the final relations more sensitive to the choice of its beginning and to the influence of outliers. Nevertheless checking for parameter instability may help understand whether financial crises affecting at the same time both housing markets and banking systems have led to relevant discontinuities in the dynamics.

References

- Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C., Mayer, C.J., 2002. Determinants of real house price dynamics. NBER Working Paper, no. 9262.
- Ciarlone, A., 2012. House price cycles in emerging economies. Bank of Italy Working Paper, no. 863.
- Glindro, E.T., Subhanij, T., Szeto, J., Zhu, H., 2011. Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. *International Journal of Central Banking*, 7, pp. 163-204.
- Reinhart, C.M., Rogoff K.S., 2009. The aftermath of financial crises. *American Economic Review, Papers & Proceedings*, 99, pp. 466–472.

**THE EFFECTS OF FINANCIAL AND REAL WEALTH ON CONSUMPTION:
NEW EVIDENCE FROM OECD COUNTRIES**

Riccardo De Bonis* and Andrea Silvestrini*

* Banca d'Italia, Economic Research and International Relations.

1 Introduction¹

The wealth effect has traditionally received considerable attention in the macroeconomic literature. The wide fluctuations in financial wealth and house prices in most industrialised countries over the last decade sparked new interest on this topic. In the US, the performance of the stock market was exceptional between 1995 and 2000, the years of the Internet bubble. The increase in household financial wealth contributed to the drop of the saving rate and to the support of consumer spending. The burst of the stock market bubble started at the beginning of 2000 and led to a decline in share prices until the first months of 2003. Then household consumption was mainly sustained by the increase in the value of houses, which began in the late Nineties but intensified after 2000.

On the contrary, in 2007 the financial turbulence interconnected with the start of falling house prices. The decline in house prices was bigger than the drop in 1932, at the worst point of the Great Depression. House prices downturns took place in other industrialised countries that had experienced a rapid rise in previous years. With regard to financial wealth, the crisis implied that in many countries the stock market capitalization was at the beginning of 2009 similar to the 1995 levels, when the great phase of surging prices began.

The goal of this paper is to provide new evidence on the link between financial wealth, real wealth and household consumption in a sample of OECD countries between 1997 and 2008. The novelty of the analysis is to rely on quarterly harmonized statistics on household financial assets, which have been gathered from the European flow of funds. Thus, we get a more accurate measure of household wealth compared to previous contributions in the literature. For sensitivity analysis, we also employ national stock market indices. We implement a recent econometric approach that allows for more flexible assumptions in the non-stationary panel framework under consideration. Our results show that both net financial wealth - defined as the difference between financial assets and liabilities - and real wealth have a positive effect on consumption. Overall, the influence of

¹We would like to thank an anonymous referee for helpful comments that helped improving the paper over an earlier version. For offering insights into this work, special thanks go to Piero Catte, Marco Magnani, Giovanni Mastrobuoni, Andrea Mercatanti, Franco Peracchi and Enrico Saltari. This paper also benefited from comments made by participants at the “57th International Statistical Institute Conference”, Durban, South Africa (16-22 August 2009), at the “50th Riunione Scientifica Annuale della Società Italiana degli Economisti”, Rome, (22-24 October 2009) and at the workshop “Le tendenze del mercato immobiliare: l’Italia e il confronto internazionale”, Rome, Bank of Italy (20 November 2012). The paper is the responsibility of its authors and the opinions expressed here do not necessarily reflect those of the Bank of Italy or the Eurosystem. A previous version of this paper was published in: *Applied Financial Economics*, 2012, 22, pp. 409–425.

net financial assets is stronger than that of real assets.

After this introduction, this paper is divided into six sections. Section 2 reviews the literature. Section 3 describes the data properties. Section 4 studies the integration and cointegration features of the variables involved. Section 5 presents the econometric specification and estimation strategy. Section 6 reports and discusses the empirical results. Lastly, Section 7 gives a summary and draws conclusions.

2 The literature on wealth effects and consumption

The empirical literature on the wealth effects is extensive and dates back to the early Sixties. It is difficult to summarise this literature because it refers to different periods, it employs different estimation techniques and uses different sources for real and financial wealth. In this Section we survey the most recent and important contributions, focusing on papers that used aggregate time series data.²

Most of the papers looked at the US experience. Poterba (2000) found that the marginal propensity to consume out of the stock market is between 0.01 and 0.05. Using the American flow of funds, Morris and Palumbo (2001) estimated a consumption response in the range of 3 to 6 cents-to-the dollar, according to different model specifications. Lettau and Ludvigson (2004) distinguished between cycle and trend changes in asset values. Consistent with previous studies, they found that in the US the marginal impact on consumption of a dollar increased in wealth is about 5 cents.

While in the past literature it was uncommon to distinguish between real and financial wealth, recently this subject received a careful attention. Carrol, Otsuka and Slacalek (2011) estimated that in the US the housing wealth effect is around 9 cents against 4 cents of the stock market wealth effect. Also according to Case, Quigley, and Shiller (2005) the housing wealth effect is larger than the stock market effect.

Focusing on other national cases, Blake (2004) studied the impact on consumption and retirement behaviour of various components of wealth in the UK. He found that wealth has a direct net positive effect on consumption, with a marginal propensity of about 0.01. Tang (2006) claimed that in Australia a permanent dollar increase in housing wealth leads to a six percent rise in consumption, three times the effect of financial wealth. Bassanetti and Zollino (2010) reached a different result analysing the Italian case: the size of the marginal propensity to consume out of

²See Paiella (2007) and ECB (2009) for surveys which include the household-level evidence on wealth effects. See Guiso, Paiella and Visco (2005) for an analysis of the wealth effects using micro data on Italian households.

housing wealth is about 1.5-2 cents, against values of 4-6 cents for the propensity to consume out of each euro increase in financial wealth. Similarly, studying Germany, Hamburg, Hoffmann and Keller (2008) assessed that a one-euro increase in asset wealth causes an increase in consumption by 4-5 cents.

Turning to papers that analysed panel of countries, Dreger and Reimers (2006) found a total wealth elasticity of consumption in a range of 3-5 percent for a group of EU countries. Byrne and Davis (2003) analysed the effect of disaggregated financial wealth on consumption functions for G7 countries, while Salotti (2010) focused on the link between wealth and household savings. Very recently, a set of papers tried to measure the effect of both financial and real assets on consumption. Dreger and Reimers (2009) found a consumption elasticity with respect to house prices of 2.5 percent and a consumption elasticity with respect to financial assets of 3 percent. For a panel of 16 major industrial countries, Slacalek (2009) estimated a long-run marginal propensity to consume out of total wealth averaged across countries of around 5 cents. There is some evidence that the housing wealth effect is smaller than the financial wealth effect, but the opposite seems to be true in the US and the UK, thus supporting the results of Carrol, Otsuka and Slacalek. The main explanation of these differences among countries is that in the UK and the US financial innovation is more sophisticated, letting people more easily to take cash out of their homes. For example, mortgage equity withdrawal is more common in the US and the UK than in the euro area. Also Catte *et al.* (2004) underlined the importance of the structural characteristics of housing and mortgage markets. Studying ten OECD countries, these authors claimed that the marginal propensity to consume out of housing wealth is on average stronger than that out of financial wealth in Australia, Canada, the Netherlands, the UK and the US. These countries have large and efficient mortgage markets, with a specific reference to the opportunities for housing equity withdrawal.

Labhard, Sterne and Young (2005, LSY thereafter) criticised the literature on the cross-country differences of the marginal propensity to consume out of wealth. According to LSY, these differences are misleading because they are not rooted in explainable structural differences among countries and are, on the contrary, attributable to data deficiencies. Using dynamic panel techniques, LSY found that the hypothesis of the long-run marginal propensity to consume out of financial wealth being the same across countries could not be rejected and estimated for this variable a value a little greater than 6 percent.

In summary, three issues are common to most of the contributions. First, a consensus emerged on the need to distinguish between real and financial assets when estimating the wealth effect on consumption: in the past literature aggregate household wealth was often used as determinant of consumption; in other cases the authors only employed financial assets. Second, previ-

ous empirical studies found that housing wealth became more important than financial assets in influencing consumption, but this effect is often different if we distinguish between Anglo-Saxon countries, where financial innovation and mortgage equity withdrawal were impetuous, and other European nations, where more traditional banking arrangements prevailed. Third, in the euro area financial assets often do not influence household consumption because financial deepening is smaller than in the United States or the United Kingdom and bank deposits remain important in household portfolio. These issues will be at the core of the empirical analysis presented in the following sections.

3 Descriptive data analysis

Our analysis is based on data assembled for a period ranging from 1997Q4 to 2008Q1, for eleven OECD countries: Austria, Belgium, Finland, France, Germany, Italy, Netherlands, Portugal, Spain, the United Kingdom and the United States. For these countries we have collected quarterly data on household consumption expenditure, income, financial wealth, household debt, real wealth and stock market indices. Below we provide a brief description of the data set.

Quarterly data on household private consumption are taken from the OECD's Quarterly National Accounts database. Quarterly data on personal disposable income are the same employed by Dreger and Reimers (2009).³

Aggregate financial wealth is obtained from the quarterly flow of funds data, which are constructed within a unified statistical framework (similarly, Case, Quigley, and Shiller, 2011, gather an estimate of financial wealth for the US from the Federal Reserve flow of funds). Specifically, financial assets include the four main instruments of household financial saving: deposits, securities other than shares, quoted shares and mutual funds units, and insurance technical reserves. We do not include unquoted shares in our measure of household financial wealth since the estimate of this item is not completely harmonized across countries. Net financial wealth is defined as the difference between total financial assets and financial liabilities (debt). To ensure robustness of our estimates, we also employ country-specific equity indices, which are a proxy for the stock market performance and hence for the valuation of household financial wealth. Stock market indices for Europe and the US are provided by Morgan Stanley Capital International (MSCI Indices) and cover a large part of the market capitalization. All these data are available, at quarterly frequency, through Datastream.

Household real wealth (or household real assets) refers to dwellings; because of data limitations, for most of the countries the other components of real wealth are not available. While some

³These data are taken from the World Market Monitor provided by Global Insight.

countries provide the quarterly value of household dwellings, in most of the cases only annual data are available: hence, when necessary, quarterly series are obtained by temporal disaggregation. The source of the real wealth data is mainly the OECD's Households Assets database. Yet, for a number of countries, household real wealth estimates are made available from the National Central Banks.⁴ We stress that the measurement of household real wealth is not harmonized. Therefore, the estimates of the marginal propensity to consume out of real wealth should be interpreted with some caution.

Private consumption, financial and real wealth data (expressed as a ratio to quarterly household disposable income) are depicted in Figure 1, which shows the evolution of the three time series separately, for each country in the panel. For some countries there appears to be a clear positive relation between wealth (real and financial) and consumption: this is the case, for instance, of Belgium, Italy, United States and United Kingdom.

[SEE FIGURE 1]

Furthermore, some useful information concerning the wealth to income ratios can be inferred from the plots. Let us focus, for instance, on Italy: the real wealth to income ratio roughly ranges from 12 to 22, whether the net financial wealth to income ratio is comprised between 8 and 12. Three important remarks are at order. First, as already explained, the stock of net financial wealth is defined as the sum of all financial assets minus liabilities, excluding unquoted shares. Second, by real wealth we mean the value of the stock of dwellings. Third, net financial wealth and real wealth are annual stock values recorded each quarter. Yet, consumption and income are flow variables, available quarterly in our database. This means that, to be meaningful and fully comparable with other empirical studies on the wealth effects, the previous values must be divided by four. As a consequence, in Italy, the real wealth to income ratio ranges from 3 to 5.5, whether the net financial wealth to income ratio from 2 to 3.

[SEE FIGURE 2]

Figure 2 plots the evolution of the stock market indices. In all graphs (except Austria), the high points of the dot-com bubble can be easily recognized in early 2000. At the same time, it can be observed a dramatic drop of the stock market indices at the end of 2000. Another drop is evident at the end of the sample (i.e., last quarter of 2007 and first quarter of 2008), clearly dating the acute period of the recent financial crisis. As a consequence, there might

⁴We are grateful to Michael Andreasch (Austrian Nationalbank), Matti Okko (Bank of Finland), Francesco Zollino (Bank of Italy), and Pedro Abad Fernandez-Canaveral (Bank of Spain) for providing us with estimates of real wealth data. For Portugal, we refer to Cardoso, Farinha and Lameira (2008).

have been structure changes in the marginal propensity to consume in the long-run relationship between consumption and wealth: in other words, it is very likely that the marginal propensity to consume changed between an higher wealth regime up to March 2000, reflecting the high point of the dot-com bubble, and a lower wealth regime in the following years. This conjecture can also be tested statistically in the framework of panel cointegration, as we shall show in Section 4.

4 Testing for unit roots and cointegration

To identify long-run equilibrium relationships between consumption and wealth, cointegration tests may only be performed on panels that are known to be non-stationary. In this Section we implement panel unit root tests to check whether the variables under study contain zero frequency unit roots in their data generating process. It is widely acknowledged in the literature that panel unit root tests have higher power than unit root tests based on individual time series. We shall carry out a complete battery of unit root tests, with different model specifications. Such a check is important because it is well known that unit root analysis is sensitive to the choice of the model specification.

[SEE TABLE 1]

Table 1 reports the outcomes of several panel unit root tests for our variables of interest (consumption-income ratio, net financial wealth-income ratio, real wealth-income ratio, and the logarithm of stock market index): namely, the tests proposed by Levin, Lin and Chu (2002); Im, Pesaran and Shin (2003); Maddala and Wu (1999); Hadri and Larsson (2005). Levin, Lin and Chu (2002), Im, Pesaran and Shin (2003) and Maddala and Wu (1999) are commonly used unit root tests which basically combine, in different ways, individual unit root tests applied on each time series in the panel. These are all tests for the null of a unit root in the panel. Hadri and Larsson (2005) is instead a KPSS-type test. Therefore, the null hypothesis is that all time series in the panel are stationary against the alternative of a unit root. All the technical details are skipped and the interested reader is referred to the references above for additional explanations and a rigorous treatment.

The LLC, IPS, MW test results imply not rejection of the presence of a unit root for the series in the panel, assuming a constant and a time trend in the test regression. This holds true for consumption over income, net financial wealth over income, real wealth over income and the stock market index, at 5% significance level. HL test strongly rejects the null hypothesis of stationarity for the four variables, as well. Results are clear-cut and point to non-stationarity,

which has to be taken into account at the modelling stage. These findings enable us to proceed with cointegration analysis.

To identify stable long-run equilibrium relationships among consumption-income ratio and wealth-income ratios or consumption-income ratio and the stock market index, we turn to the issue of panel cointegration. When the time dimension is relatively large with respect to traditional empirical studies based on panel data, a panel cointegration approach is useful since it allows for a more flexible modelling of heterogeneity within the panel (comparing to simple fixed or random-effects models). Moreover, panel cointegration can improve upon small samples limitations of conventional non-stationary methods (Pedroni, 2000).

Like in standard time series, in the panel setting there are different ways to test the null hypothesis of no cointegration. One possibility is to use residual based tests as suggested by Kao (1999), that extends the original Engle-Granger framework to account for panel data. In a nutshell, this approach requires first to estimate by pooled OLS to obtain the residuals, then to implement a pooled Dickey-Fuller regression. This test is based on the idea of deciding whether or not the error process of the estimated regression equation is stationary. If homogeneity and strict exogeneity assumptions hold, this residual based panel test for the null of no cointegration has the same asymptotic distribution as standard panel unit root tests.

[SEE TABLE 2]

Table 2 displays results of the residual panel cointegration test of Kao (1999). Two types of cointegration tests in panel data are presented: the Dickey-Fuller (DF) and the augmented Dickey-Fuller (ADF); in both cases the null hypothesis is no cointegration. The top part of the table refers to cointegration between consumption and financial and real wealth. The test statistics derived by Kao, on the basis of asymptotic results, imply in all cases rejection of the null of no cointegration. The bottom part of the table refers to cointegration between consumption and the stock market index (log). Similarly, test results point to strong rejection of the null hypothesis of no cointegration.

There is another issue concerning cointegration, especially in panels with a relatively large time dimension: if a structural break occurs in the cointegrating relation, this may lead to deceptive inference due a misspecified long-run relationship and misleading results in the cointegration tests. We know that in our sample, ranging from 1997Q4 to 2008Q1, there have been several financial distresses, namely, the 1997 Asian crisis, the stock market crash of 2000-2003 and the 2007 subprime crisis. In order to examine this conjecture, we use the panel cointegration test with structural changes developed by Westerlund (2006), who extends the panel LM cointegration test proposed by McCoskey and Kao (1998) to the case of multiple structural breaks in both

the level and trend of a cointegrated panel regression. Using sequential limit arguments, this author shows that the test has a limiting Gaussian distribution which is free of nuisance parameters under the null hypothesis of cointegration. This limiting distribution is invariant with respect to the number and locations of break-dates and it is not necessary to compute different critical values for all possible patterns of break points. These latter are determined endogenously from the data. Additional details can be found in Westerlund (2006).⁵ To identify the break-dates, we do not consider observations too close to the beginning or end of the sample (setting to 15 the trimming parameter and, consequently, not considering as possible break-date candidates all the observations lying in the 0–15 and 85–100 percent interior of the sample period). The maximum number of estimated break points is 3.

[SEE TABLE 3]

Table 3 reports the estimated break-points together with the fully modified OLS (FMOLS) based test statistics. For all countries, a cointegrated regression with at least one shift in the level is estimated. The top part of Table 3 refers to cointegration between consumption and financial and real wealth, while the bottom part to cointegration between consumption and the stock market index. The test provides evidence that there is a cointegrating relationship between consumption and real and financial wealth; when applied to consumption and the stock market index, the test brings up the same conclusion. In general, there is a preponderance of breaks estimated between 2000 and 2003, when the stock market crash occurred. This is largely expected and is consistent with the evolution of the series (see Figures 1 and 2). Some break-dates are also identified in 2005, maybe reflecting the upward trend of the stock market that has emerged after 2003. At least one break-date is estimated for every country (except Austria, Netherlands and UK).

In summary, empirical evidence suggests that the variables in the panel are non-stationary. Furthermore, conventional tests and multiple breaks tests point to the existence of cointegration (with some regime shifts). These findings are relevant for a proper econometric specification and estimation strategy, as we shall describe in the following section.

⁵We are grateful to Joakim Westerlund for providing us with the GAUSS code to implement the panel LM test for the null of cointegration with multiple breaks.

5 The econometric methodology

Most macroeconomic theories of wealth effects are formulated according to a reduced-form consumption equation of the type

$$c_{i,t} = \alpha y_{i,t} + \beta^{FW} f w_{i,t} + \beta^{RW} r w_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

where $c_{i,t}$ represents private consumption, $f w_{i,t}$ financial wealth, $r w_{i,t}$ real wealth, $y_{i,t}$ disposable income, all expressed in levels. Equation (1) has been often suggested in the empirical literature and can be derived in the framework of the Permanent Income Hypothesis (PIH) developed by Friedman (1957), by making proper assumptions about the expected evolution of consumption. Equation (1) is also compatible with a steady-state form of the Life Cycle Hypothesis (LCH) expounded by Modigliani (1975).

A ratio specification has been often suggested as a possible transformation⁶ of (1), meaning

$$\frac{c_{i,t}}{y_{i,t}} = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}^{FW} \frac{f w_{i,t}}{y_{i,t}} + \tilde{\beta}^{RW} \frac{r w_{i,t}}{y_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}.$$

Or, with a different notation

$$C_{i,t} = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}^{FW} FW_{i,t} + \tilde{\beta}^{RW} RW_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

where $C_{i,t}$, $FW_{i,t}$ and $RW_{i,t}$ are all expressed as a ratio to income. Note that, in (2), $\tilde{\alpha}$, $\tilde{\beta}^{FW}$, $\tilde{\beta}^{RW}$ may be interpreted as marginal propensities to consume out of income, financial wealth and real wealth, respectively. In this paper we shall focus mainly on specification (2), which has been tested in recent empirical research.

An important issue is to choose the dynamic structure of the relationship between consumption and wealth. For empirical purposes, influential literature estimates autoregressive distributed lag (ARDL) models of consumption on income, introducing lag mechanisms to model the response of consumption to changes in income. Assume, for instance, that

$$c_{i,t} = \alpha y_{i,t} + \beta w_{i,t},$$

where $w_{i,t}$ is end of period private total wealth in levels and α , β are coefficients to be estimated. Assuming that dividends, interest and capital gains are compounded in income, the law of motion of the stock of wealth can be expressed as

$$w_{i,t} = w_{i,t-1} + y_{i,t-1} - c_{i,t-1}.$$

⁶Other transformations are possible. For instance, a log-linear specification was often suggested, if the interest centers on estimating elasticities of consumption with respect to wealth and income.

Simply re-arranging the last two equations, we get

$$c_{i,t} = \alpha y_{i,t} + (\beta - \alpha)y_{i,t-1} + (1 - \beta)c_{i,t-1},$$

which is an ARDL model of consumption on income.

In the paper, the specification in (2) will be given an ARDL structure. The model in (2), indeed, can be easily generalized introducing deterministic terms, an autoregressive lag polynomial for the dependent variable and complicated distributed lag schemes for the explanatory variables

$$C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j} C_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_{i,j} \mathbf{W}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

where $\beta_{i,j} = (\tilde{\beta}_{i,j}^{FW}, \tilde{\beta}_{i,j}^{RW})'$ and $\mathbf{W}_{i,t} = (FW_{i,t}, RW_{i,t})'$, by definition. If the variables in (3) are integrated of order one, as recognized by Pesaran and Shin (1997), the traditional ARDL approach is no longer applicable (especially when working with large T, large N panels). Since, in Section 4, variables have been found to be difference stationary and cointegrated, this issue is particularly relevant for the case under study. Therefore, the stationary ARDL model in (3) has to be somehow re-parameterized to take care of the possible long-run relations among the variables.

To this aim, Pesaran, Shin and Smith (1999) show that (3) can be conveniently re-expressed as

$$\Delta C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi_i \left(C_{i,t-1} - \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{W}_{i,t} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,j}^* \Delta C_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_{i,j}^{*'} \Delta \mathbf{W}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

where $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j})$, $\boldsymbol{\theta}_i = \sum_{j=0}^q \beta_{i,j} / (1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j})$, $\lambda_{i,j}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{i,m}$, $j = 1, \dots, p-1$ and $\beta_{i,j}^{*'} = -\sum_{m=j+1}^q \beta_{i,m}$, $j = 1, \dots, q-1$. Equation (4) represents the error correction re-parameterization of an ARDL model in the framework of dynamic single-equation regressions. Note that $\lambda_{i,j}^*$ and $\beta_{i,j}^{*'}$ ($i = 1, 2, \dots, N$) are the parameters associated with the short-run differenced terms, ϕ_i are the coefficients that account for the speed of adjustment towards the long-run equilibrium, while $\boldsymbol{\theta}'_i$ are the elements of the cointegrating vector.

In order to estimate the marginal propensity to consume from financial and real wealth, we apply the pooled mean group estimator suggested by Pesaran, Shin and Smith (1999). The estimator has been proposed in the large T, large N panels framework, whenever non-stationarity becomes an issue that can not be neglected. Broadly speaking, the pooled mean group estimator can be viewed as an intermediate procedure between pooling and averaging group estimates. Specifically, the estimator allows the intercepts, short-run coefficients and variances to differ across countries, while the long-run parameters are constrained to be identical across groups.

This latter assumption is termed by Pesaran, Shin and Smith (1999) “long-run homogeneity” and requires to impose in (4)

$$\boldsymbol{\theta}_i = \boldsymbol{\theta} \quad (\forall i). \quad (5)$$

In Section 6 we shall present standard estimates of the marginal propensity to consume based on the pooled mean group estimator, relying on equation (4) with the ratio specification as in (2).

6 Results

We begin with some preliminary evidence based on static pooled estimation: in Table 4 we report the static fixed-effects estimates based on the ratio specification in (2). The top part of the table presents estimates of the marginal propensity to consume out of real and net financial wealth gathered from the flow of funds.

[SEE TABLE 4]

The point estimate of the marginal propensity to consume from net financial wealth, i.e., FW, is 0.0071, while the marginal propensity to consume from real wealth, i.e., RW, is 0.0008. These estimates are calculated on the basis of quarterly data, hence they have to be multiplied by four to get annualised values. This means 2.84 cents and 0.32 cents per euro of additional financial and real wealth, respectively. We include a time trend, which is statistically significant at 5 percent level.

In Section 2, we have surveyed papers that examined the effects of financial and real wealth on consumption: most of the times, financial wealth was approximated using stock market price data. Hence, as a sensitivity test, we also use this definition of financial wealth. The bottom part of Table 4 refers to marginal propensity to consume estimation when the stock market index (in log) is employed: the point estimate of the marginal propensity to consume is 0.0089 (3.56 cents per euro, in annualised terms). In general, the estimates are statistically significant working with conventional standard errors, although they are not significant if robust standard errors are used.

Yet, traditional static panel techniques do not allow to distinguish between the short-run and long-run dynamics. Furthermore, they are based on strong homogeneity assumptions among countries. For instance, fixed-effects models impose a single slope coefficient in the pooled estimation. The assumptions underlying static panel techniques appear to be too stringent in the case under study. Specifically, when the time dimension increases, potential country heterogeneity may be modelled in a richer way than using simple fixed (or random) effects models. This is done in the sequel by applying the pooled mean group estimator.

Hereafter, we consider the pooled mean group estimator, within an autoregressive distributed lag framework. The ARDL model in (3), re-parameterized introducing an error correction mechanism as in (4), is the starting point to perform pooled mean group estimation. For each country, the lag order of the ARDL model is chosen by applying the Schwarz Bayesian information criterion. Overall, the most commonly chosen representation is an ARDL(1,0,1), which in our framework reads as

$$C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \lambda_{i,1} C_{i,t-1} + \tilde{\beta}_{i,0}^{FW} FW_{i,t} + \tilde{\beta}_{i,0}^{RW} RW_{i,t} + \tilde{\beta}_{i,1}^{RW} RW_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

that is, consumption over income is lagged once, real wealth over income is lagged once and only contemporaneous terms of net financial wealth over income are included.

Once the lag orders of the ARDL models have been selected for each country, the pooled mean group (PMG) estimator is used to obtain estimates of the marginal propensity to consume out of financial and real wealth.⁷ Estimation of the long-run coefficients and of the group-specific error-correction coefficients is conducted by concentrated maximum likelihood, assuming Gaussianity of the innovations of the model in (4) with $\theta_i = \theta$ ($\forall i$).

A number of different model specifications are used. The first estimates we present are relative to equation (4), using as a single regressor the net financial wealth measure gathered from the flow of funds. Table 5 reports the PMG estimation results. Formally, the homogeneity assumption in (5) holds: the variances and the short-run parameters are unrestricted, while the long-run coefficients are constrained to be identical across countries. We observe that the propensity to consume from net financial wealth has a statistically significant and positive coefficient, as expected: with quarterly data, the point estimate is 0.010, meaning 4 cents per euro of additional net financial wealth, on annual basis. The speed of adjustment coefficients are all negative and significant (except Portugal), supporting the evidence of cointegration among variables.

[SEE TABLE 5]

As a sensitivity test, we estimate the same model employing the log of the stock market index as a proxy for financial wealth. Results are given in Table 6. As it can be seen, the propensity to consume from financial wealth is positive and significant, 0.010 (although with a larger standard error, 0.03, than in Table 5). Hence, our results hold no matter whether we use the flow of funds definition of net financial wealth or the stock market index approximation. The speed of adjustment coefficients are all negative; they are statistically significant except in the case of

⁷Estimation is carried out by using a properly modified version of the GAUSS program provided by Professor M.H. Pesaran at the webpage <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/>.

Finland and Portugal. The adjusted R-squared statistics are, for the majority of the countries, lower than in Table 5.

[SEE TABLE 6]

As a further check, in Table 7 we propose a specification in which we use total wealth as a single regressor, which is defined as the sum of net financial wealth and real wealth. The long-run coefficient in the PMG estimation is found to be significant and equal to 0.009, hence 3.6 cents per euro of additional total wealth on an annual basis. The unconstrained speed of adjustment parameters, i.e., ϕ_i ($i = 1, 2, \dots, N$), are all significantly negative (except Portugal, which is positive but not statistically significant at conventional levels of confidence).

[SEE TABLE 7]

To further examine the relationship between household wealth and consumption, we come back to the distinction between the effect of financial and real wealth. Table 8 presents the results of PMG estimation, when both the long-run coefficients (propensity to consume from financial and real wealth) are constrained to be identical across countries. The variances and the short-run parameters are unconstrained, as usual. Both the marginal propensities are significant and positive, as expected. With quarterly data, the marginal propensity to consume out of real wealth is equal to 0.001, and the marginal propensity to consume out of net financial wealth is 0.009. On an annual basis, this corresponds to 0.4 cents per euro and 3.6 cents per euro, respectively. Thus, the marginal propensity to consume out of net financial wealth is found to be considerably larger the marginal propensity to consume out of real wealth. Concerning the speed of adjustment parameters, they are negative and significant in all countries except Portugal, France and Germany (although being positive, in these countries the estimates are not significantly different from zero).

[SEE TABLE 8]

Finally, in Table 9 we report single-country level estimation results. Also in this case, financial wealth measures are taken from the flow of funds. Yet, while up to now we have imposed a restriction that all the long-run coefficients are identical for all countries, in Table 9 we relax this assumption, using a completely unrestricted ARDL specification to examine the relationship between consumption and wealth. In this way, we can assess whether heterogeneity is present across individual countries.

[SEE TABLE 9]

Many studies have documented that the empirical results for UK and US are different from those obtained for other countries, indicating an heterogeneity of financial systems. Estimating single-country level ARDL equations, results in Table 9 point to similar conclusions: the empirical evidence of wealth effects on consumption is significant for the US and the UK, while it is weaker for other countries. Thus, we find a split between countries where mortgage equity withdrawal exists (typically the US and the UK) and other systems where this financial innovation is scarce or absent (euro area countries). In the majority of the countries the marginal propensity to consume coefficients take the correct sign, although quite often the significance of the parameter estimates is not achieved.⁸ Therefore, group-specific OLS estimates using the ARDL approach may not provide us with precise estimates of the long-run marginal propensities to consume out of net financial and real wealth, yielding insignificant coefficients and counterintuitive signs.

7 Discussion and closing remarks

In this paper we have examined the effect of household financial wealth and real wealth on consumption, working with a panel of eleven OECD countries and quarterly data running from 1997 to 2008. According to panel unit root test results, all the series investigated are difference stationary and cointegrated. Therefore, we have adopted an estimation approach to make inference about the long-run relationships among consumption, financial and real wealth. Our findings can be summarized as follows.

First, in general, dynamic panel data regressions show that financial assets and real wealth positively influence household consumption. The estimate of the propensity to consume from financial wealth is larger than the propensity to consume from real wealth. We test the robustness of our estimates in a variety of ways. Two measures of household financial wealth are introduced: the first stems from flow of funds data, while the second is linked to share price indices. Furthermore, a number of estimation techniques are used: fixed-effects, pooled mean group estimation and single-country level ARDL estimation. Fixed-effects estimation allows intercept heterogeneity across countries, while assuming a single slope coefficient in the pooled estimation. Pooled mean group is an estimation procedure that constrains the long-run coefficients to be the identical across countries, while the short-run coefficients and error variances are left unrestricted.

⁸This is the case of Italy, for instance, for which the effects of real and financial wealth on consumption are not statistically significant. By contrast, as discussed in Section 2, Bassanetti and Zollino (2010) found significant wealth effects, laying in the range of 1.5-2 and 4-6 cents, respectively. This discrepancy may be due to the different time span considered, sample size, model specification and exogenous variables taken into account.

The approach based on single-country level ARDL allows long-run and short-run coefficients to differ across countries.

Overall, constraining the marginal propensity coefficients to be identical across countries (PMG estimation), we get estimates of the marginal propensity to consume out of net financial wealth in the range of 3.6-4 cents per euro, while the marginal propensity to consume out of real wealth is close to 0.5 cents per euro of additional wealth. In most of the cases the speed of adjustment coefficients are negative and significantly different from zero; furthermore, the point estimates are in general high, supporting the evidence of cointegration among variables. Estimation results are statistically significant and theoretically consistent. Clearly enough, restricting the marginal propensities to consume, the total number of unknown parameters is reduced; and this provides more degrees of freedom and hence more efficiency in estimation.

Second, looking at individual countries results (single-country level ARDL approach), the unrestricted coefficients of financial and real assets are most of the times positive, although not statistically significant for all countries. The empirical evidence supports the idea of a distinction between Anglo-Saxon financial systems and more traditional bank-oriented financial structures. Yet, it should be noted that the relatively small time series dimension of the data might have affected the estimation results, as it is somehow reflected by large standard errors and wide confidence intervals around the parameter estimates. This is an important caveat to our empirical findings on the heterogeneity across countries.

There is a great deal of future research stemming from this paper. We plan to extend our study to other factors often selected as co-determinants of aggregate consumption, such as demographic structure, distributional measures, interest rates, unemployment.

References

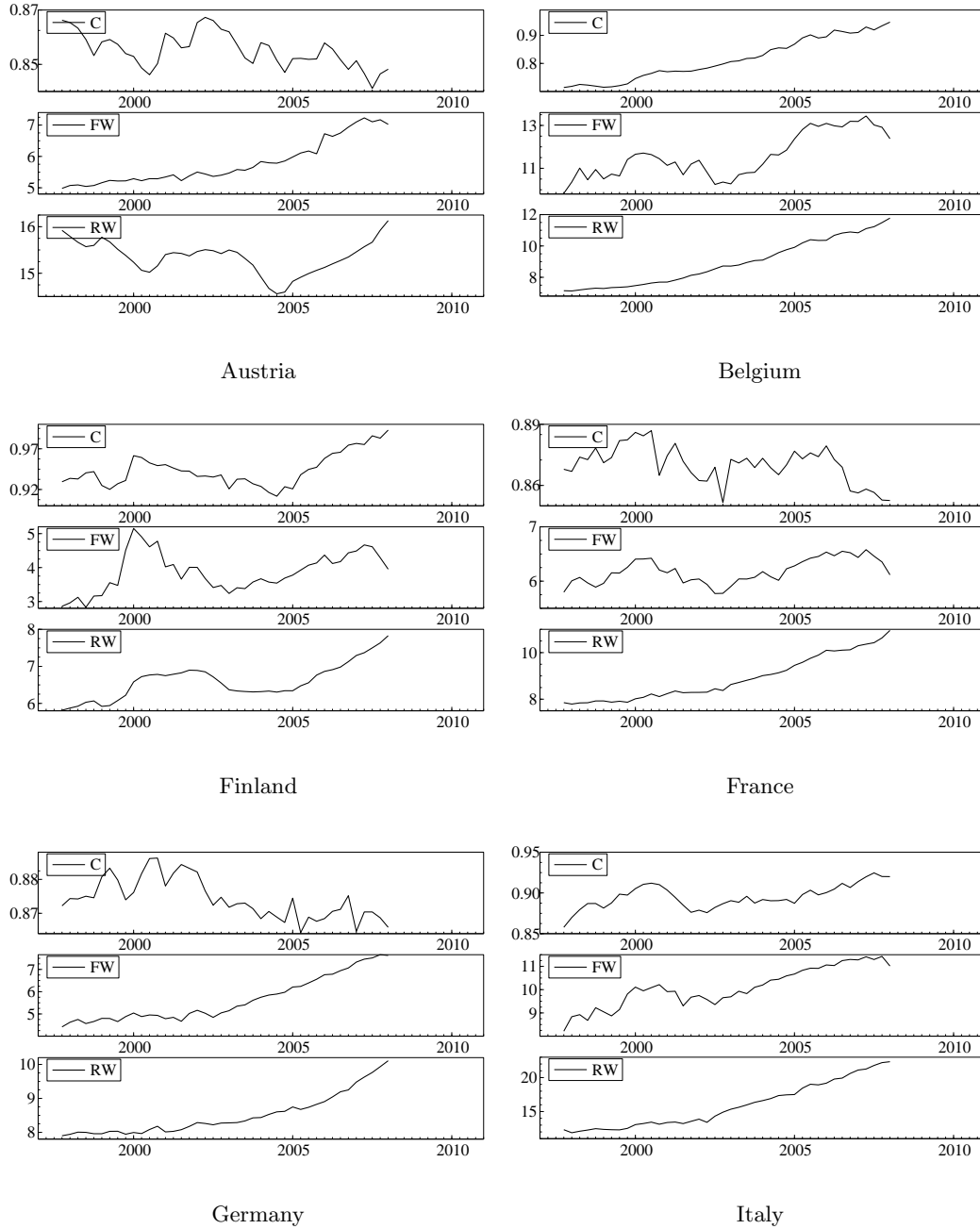
- [1] Bassanetti A. and F. Zollino (2010). The effects of housing and financial wealth on personal consumption: Aggregate evidence for Italian households. In O. de Bandt et al. (eds.), *Housing Markets in Europe: A Macroeconomic Perspective*. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.
- [2] Blake, D. (2004). The impact of wealth on consumption and retirement behaviour in the UK. *Applied Financial Economics*, 14, 555–76.
- [3] Byrne J.P. and E.P. Davis (2003). Disaggregate wealth and aggregate consumption: An investigation of empirical relationships for the G7. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 197–220.

- [4] Cardoso F., Farinha L. and R. Lameira (2008). Household wealth in Portugal: revised series. Banco de Portugal, Occasional Paper Series, n. 1, September.
- [5] Carrol C.D., Otsuka M. and J. Slacalek (2011). How large are housing and financial wealth effects? A new approach. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 43, 55–79.
- [6] Case K., Quigley J. and R. Shiller (2005). Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. *Advances in Macroeconomics*, Berkeley Electronic Press, 5: Iss. 1, Article 1. Available at: <http://www.bepress.com/bejm/advances/vol5/iss1/art1>
- [7] Case K., Quigley J. and R. Shiller (2011). Wealth effects revisited 1978-2009. Working Paper 16848, NBER Working Paper Series.
- [8] Catte P., Girouard N., Price R. and C. André (2004). Housing markets, wealth and the business cycle. OECD Economics Department Working Papers, n. 394.
- [9] Dreger C. and H.E. Reimers (2006). Consumption and disposable income in the EU countries: The role of wealth effects. *Empirica*, 33, 245–254.
- [10] Dreger C. and H.E. Reimers (2009). The role of asset markets for private consumption. Evidence from panel econometric models. DIW Discussion Paper n. 872.
- [11] European Central Bank (2009). Housing Wealth and Private Consumption in the Euro Area. Monthly Bulletin, January, 59–71.
- [12] Friedman M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press.
- [13] Guiso L., Paiella M., and I. Visco (2005). Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from Italian households' behavior. Banca d'Italia, *Temi di Discussione*, No. 555.
- [14] Hadri K. and R. Larsson (2005). Testing for stationarity in heterogeneous panel data where the time dimension is finite. *Econometrics Journal*, 8, 55–69.
- [15] Hamburg B., Hoffman M. and J. Keller (2008). Consumption, wealth and business cycles in Germany. *Empirical Economics*, 34, 451–476.
- [16] Im K.S., Pesaran M.H. and Y. Shin (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- [17] Kao C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1–44.

- [18] Labhard V., Sterne G. and C. Young (2005). Wealth and consumption: An assessment of the international evidence. Bank of England, Working Paper n. 275, October.
- [19] Lettau M. and S. Ludvigson (2004). Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption. *American Economic Review*, 94, 276–299.
- [20] Levin A., Lin C.F. and C. Chu (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- [21] Maddala G.S. and S. Wu (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–652.
- [22] McCoskey S and C. Kao (1998). A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17, 57–84.
- [23] Modigliani F. (1975). The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later. In M. Parkin and A. R. Nobay (eds.), *Contemporary Issues in Economics*. Manchester: Manchester University Press, 2–35.
- [24] Morris A.D. and M.G. Palumbo (2001). A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects. Finance and Economics Discussion Series 2001–09, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- [25] Paiella M. (2007). Does wealth affect consumption? Evidence for Italy. *Journal of Macroeconomics*, 29, 189–205.
- [26] Pedroni P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panles. *Advances in Econometrics 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: JAI Press.
- [27] Pesaran M.H. and Y. Shin (1997). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 371–413.
- [28] Pesaran M.H., Shin Y. and R.P. Smith (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621–634.
- [29] Poterba J.M. (2000). Stock market wealth and consumption. *Journal of Economic Perspectives*, 14, 99–118.
- [30] Salotti S. (2010). Global imbalances and household savings: The role of wealth. *The Social Science Journal*, 47, 21–44.

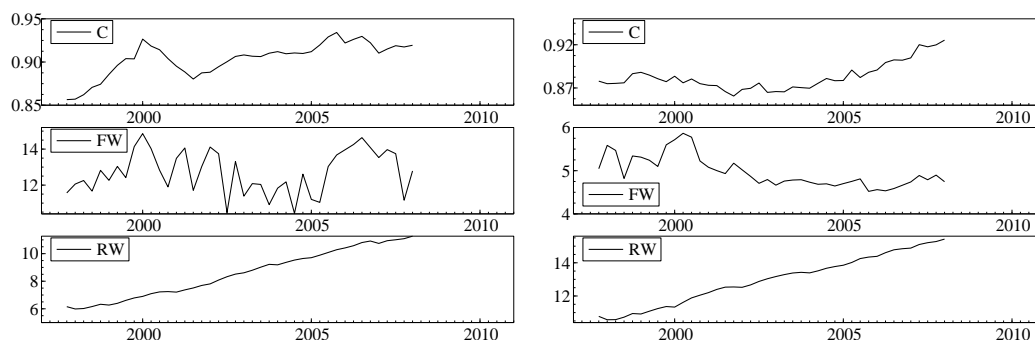
- [31] Slacalek J. (2009). What drives personal consumption? The role of housing and financial wealth. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 9 (1) (Topics), Article 37.
- [32] Tang K.K. (2006). The wealth effect of housing on aggregate consumption. *Applied Economics Letters*, 13, 189–193.
- [33] Westerlund J. (2006). Testing for panel cointegration with multiple structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 101–132.

Figure 1: Consumption, financial and real wealth



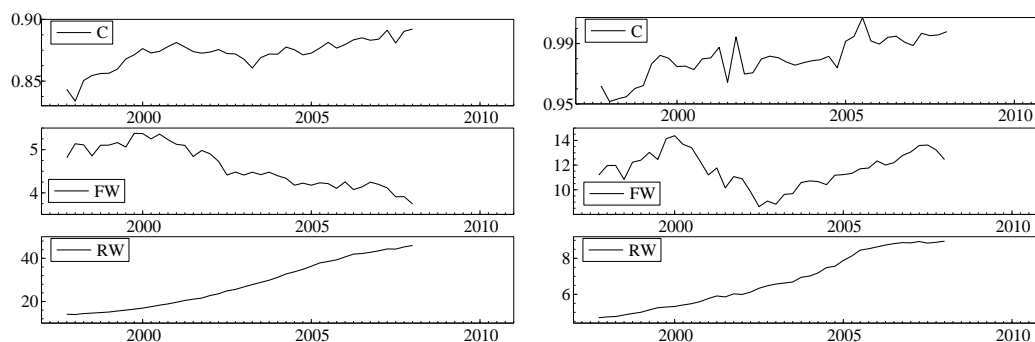
Quarterly household consumption expenditure (C), household net financial wealth (FW), household real wealth (RW). Note: all the variables have been expressed as a ratio to quarterly household disposable income. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Figure 1: (continued) Consumption, financial and real wealth



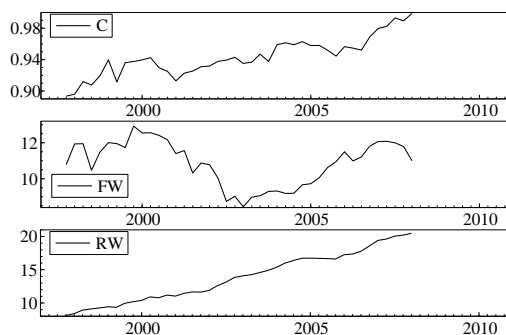
Netherlands

Portugal



Spain

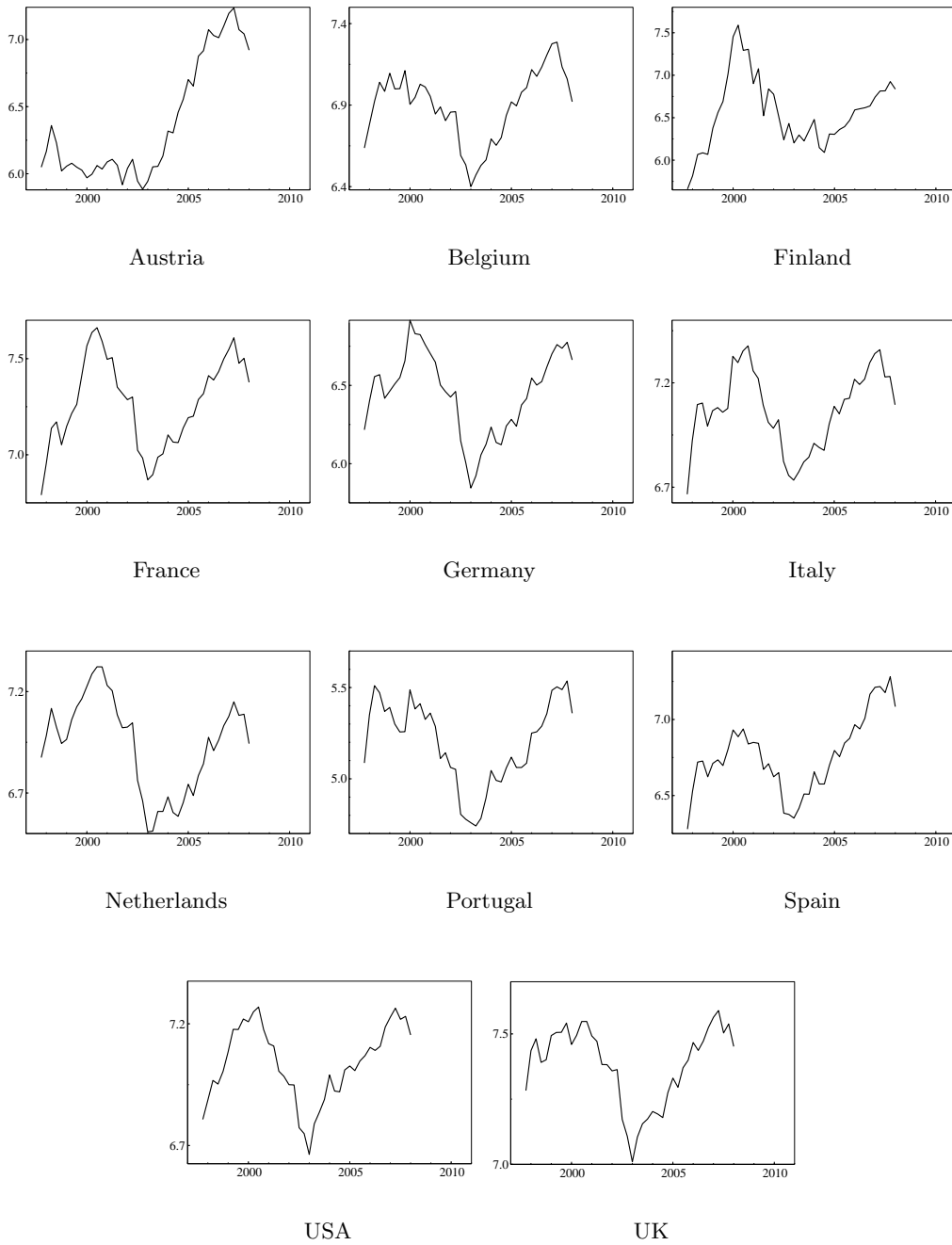
USA



UK

Quarterly household consumption expenditure (C), household net financial wealth (FW), household real wealth (RW). Note: all the variables have been expressed as a ratio to quarterly household disposable income. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Figure 2: Stock market indices



Quarterly MSCI stock market indices (log scale). The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 1: Panel Unit Root Tests

Unit Root Test	Test Statistics	p-value
Consumption over income		
Levin-Lin-Chu (LLC)	2.2397	0.9874
Im-Pesaran-Shin (IPS)	1.5739	0.9422
Maddala-Wu (MW)	15.1064	0.8576
Hadri-Larsson (HL)	12.4628	0.0000
Net financial wealth over income		
Levin-Lin-Chu (LLC)	2.0063	0.9776
Im-Pesaran-Shin (IPS)	2.1695	0.9850
Maddala-Wu (MW)	14.3651	0.8880
Hadri-Larsson (HL)	10.7929	0.0000
Real wealth (dwellings) over income		
Levin-Lin-Chu (LLC)	5.5897	1.0000
Im-Pesaran-Shin (IPS)	8.8461	1.0000
Maddala-Wu (MW)	1.7091	1.0000
Hadri-Larsson (HL)	18.8950	0.0000
Stock market index (logs)		
Levin-Lin-Chu (LLC)	-0.1426	0.4433
Im-Pesaran-Shin (IPS)	-0.3209	0.3742
Maddala-Wu (MW)	18.1725	0.6957
Hadri-Larsson (HL)	2.5479	0.0054

Tests LLC, IPS are left-sided, while MW and HL are right-sided tests. All p-values are reported such that: H_0 is rejected if p-value < 0.05 . The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 2: Panel Cointegration Test Results and Cointegration Estimates

The Panel Cointegration Test(Homogeneous): Kao (1999)

DF_ρ Test	-38.7577	Prob: 0.0000
DF_t Test	-18.4880	Prob: 0.0000
DF_ρ^* Test	-12.6275	Prob: 0.0000
DF_t^* Test	-13.1376	Prob: 0.0000

The ADF Panel Cointegration Test(Homogeneous): Kao (1999)

lags	ADF test statistic	prob:
1	-6.3498	0.0000

Group-mean Panel Dynamic OLS estimates

	coefficient	test statistic	p-value
FW	0.0108	6.4475	0.0000
RW	0.0108	14.0023	0.0000

The Panel Cointegration Test(Homogeneous): Kao (1999)

DF_ρ Test	-40.1462	Prob: 0.0000
DF_t Test	-18.7690	Prob: 0.0000
DF_ρ^* Test	-8.0492	Prob: 0.0000
DF_t^* Test	-10.3928	Prob: 0.0000

The ADF Panel Cointegration Test(Homogeneous): Kao (1999)

lags	ADF test statistic	prob:
1	-3.4730	0.0003

Group-mean Panel Dynamic OLS estimates

	coefficient	test statistic	p-value
ST.MKT. (logs)	0.0239	3.2825	0.0010

Outcome of the Kao (1999) test. FW is the coefficient of net financial wealth, RW is the coefficient of real wealth. ST.MKT. is the coefficient of the stock market index.

Table 3: Panel Cointegration Test Results with Multiple Structural Breaks

Regressors: FW & RW	
Country	Location of the estimated breaks
Austria	
Belgium	2000Q1; 2002Q3; 2005Q1;
Finland	2002Q4;
France	2005Q3;
Germany	2000Q1;
Italy	2000Q1; 2002Q3;
Netherlands	
Portugal	2000Q2; 2002Q4; 2005Q2;
Spain	2000Q1; 2002Q3;
USA	2001Q4;
UK	
Panel LM statistic	1.969

Regressor: ST.MKT. (logs)	
Country	Location of the estimated breaks
Austria	
Belgium	2000Q1; 2002Q3; 2005Q1;
Finland	2005Q3;
France	2000Q3; 2005Q3;
Germany	2003Q4;
Italy	2002Q2;
Netherlands	2002Q2;
Portugal	2002Q2; 2005Q3;
Spain	2000Q1;
USA	2000Q3; 2004Q4;
UK	2002Q2;
Panel LM statistic	1.277

The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 4: Preliminary evidence based on static fixed effects

Static Fixed Effects Estimates					
	Coef.	St. Er.	t-ratio	Robust St. Er.	t-ratio
FW	0.0071	0.0015	4.8128	0.0062	1.1473
RW	0.0008	0.0004	2.1869	0.0008	1.0218
trend	0.0008	0.0001	6.5560	0.0005	1.6901
Summary statistics and regression diagnostics					
	LL	SIGMA	AIC	SC	
	1075.89	0.023	1061.89	1033.11	
Summary statistics and regression diagnostics					
	Coef.	St. Er.	t-ratio	Robust St. Er.	t-ratio
ST.MKT. (logs)	0.0089	0.0042	2.1084	0.0109	0.8170
trend	0.0011	0.0001	11.3331	0.0005	2.0523
Summary statistics and regression diagnostics					
	LL	SIGMA	AIC	SC	
	1066.17	0.023	1053.17	1026.44	

LL stands for log-likelihood of the model, RBARSQ for Adjusted R-squared, SIGMA for S.E. of regression, AIC for Akaike information criterion, while SC for Schwarz criterion. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 5: Pooled Mean Group (PMG) estimates: FW constrained

Country	Parameter Estimates		Diagnostic Statistics		
	ϕ	FW	SIGMA	RBARSQ	LL
Austria	-0.273 (0.098)	0.010 (0.002)	0.004	0.08	165.80
Belgium	-0.546 (0.116)	0.010 (0.002)	0.007	0.30	143.62
Finland	-0.156 (0.088)	0.010 (0.002)	0.009	0.01	133.55
France	-0.538 (0.169)	0.010 (0.002)	0.006	0.26	147.81
Germany	-0.258 (0.097)	0.010 (0.002)	0.004	0.16	168.61
Italy	-0.227 (0.093)	0.010 (0.002)	0.006	0.06	152.84
Netherlands	-0.164 (0.072)	0.010 (0.002)	0.007	0.09	145.18
Portugal	-0.011 (0.079)	0.010 (0.002)	0.006	0.06	153.77
Spain	-0.490 (0.101)	0.010 (0.002)	0.004	0.37	167.48
US	-0.605 (0.178)	0.010 (0.002)	0.007	0.37	141.87
UK	-0.240 (0.110)	0.010 (0.002)	0.009	0.15	132.30

Estimation is conducted by pooled maximum likelihood, i.e., by concentrating the pooled maximum likelihood, under the assumption that the innovations are normally distributed (the Newton-Raphson optimization algorithm is employed). Figures in brackets are the standard errors of the coefficients. LL stands for log-likelihood of the model, RBARSQ for Adjusted R-squared, SIGMA for S.E. of regression. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 6: Pooled Mean Group (PMG) estimates: Stock market index constrained

Country	Parameter Estimates		Diagnostic Statistics		
	ϕ	ST.MKT. (logs)	SIGMA	RBARSQ	LL
Austria	-0.219 (0.098)	0.010 (0.003)	0.004	0.04	168.87
Belgium	-0.280 (0.103)	0.010 (0.003)	0.008	0.11	142.10
Finland	-0.122 (0.087)	0.010 (0.003)	0.009	0.01	136.54
France	-0.459 (0.141)	0.010 (0.003)	0.007	0.15	148.49
Germany	-0.470 (0.118)	0.010 (0.003)	0.004	0.24	174.79
Italy	-0.217 (0.084)	0.010 (0.003)	0.006	0.08	155.25
Netherlands	-0.167 (0.083)	0.010 (0.003)	0.007	0.06	148.00
Portugal	-0.088 (0.082)	0.010 (0.003)	0.006	0.04	156.75
Spain	-0.340 (0.097)	0.010 (0.003)	0.005	0.17	163.46
US	-0.797 (0.150)	0.010 (0.003)	0.008	0.36	144.25
UK	-0.444 (0.132)	0.010 (0.003)	0.009	0.15	135.51

Estimation is conducted by pooled maximum likelihood, i.e., by concentrating the pooled maximum likelihood, under the assumption that the innovations are normally distributed (the Newton-Raphson optimization algorithm is employed). Figures in brackets are the standard errors of the coefficients. LL stands for log-likelihood of the model, RBARSQ for Adjusted R-squared, SIGMA for S.E. of regression. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 7: Pooled Mean Group (PMG) estimates: Total wealth=FW+RW constrained

Country	Parameter estimates		Diagnostic Statistics		
	ϕ	RW+FW	SIGMA	RBARSQ	LL
Austria	-0.225 (0.086)	0.009 (0.001)	0.004	0.07	165.40
Belgium	-0.640 (0.123)	0.009 (0.001)	0.007	0.36	145.28
Finland	-0.205 (0.100)	0.009 (0.001)	0.009	0.03	134.04
France	-0.472 (0.151)	0.009 (0.001)	0.006	0.26	147.64
Germany	-0.199 (0.085)	0.009 (0.001)	0.004	0.12	167.88
Italy	-0.348 (0.082)	0.009 (0.001)	0.005	0.26	157.46
Netherlands	-0.197 (0.075)	0.009 (0.001)	0.007	0.12	145.84
Portugal	0.004 (0.076)	0.009 (0.001)	0.006	0.06	153.76
Spain	-0.153 (0.039)	0.009 (0.001)	0.004	0.31	165.49
US	-0.626 (0.176)	0.009 (0.001)	0.007	0.38	142.25
UK	-0.387 (0.116)	0.009 (0.001)	0.009	0.27	135.25

Estimation is conducted by pooled maximum likelihood, i.e., by concentrating the pooled maximum likelihood, under the assumption that the innovations are normally distributed (the Newton-Raphson optimization algorithm is employed). Figures in brackets are the standard errors of the coefficients. LL stands for log-likelihood of the model, RBARSQ for Adjusted R-squared, SIGMA for S.E. of regression. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 8: Pooled Mean Group (PMG) estimates: FW and RW constrained (separately)

Country	Parameter estimates			Diagnostic Statistics		
	ϕ	FW	RW	SIGMA	RBARSQ	LL
Austria	-0.029 (0.066)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.004	0.07	166.66
Belgium	-0.002 (0.019)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.007	0.41	148.18
Finland	-0.097 (0.060)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.007	0.49	147.81
France	0.020 (0.107)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.005	0.52	157.39
Germany	0.009 (0.059)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.004	0.12	168.94
Italy	-0.168 (0.094)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.006	0.08	154.45
Netherlands	-0.160 (0.060)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.007	0.11	146.89
Portugal	0.091 (0.063)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.006	-0.04	153.07
Spain	-0.401 (0.084)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.004	0.34	167.64
US	-0.184 (0.082)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.006	0.55	150.08
UK	-0.092 (0.056)	0.009 (0.003)	0.001 (0.0002)	0.008	0.39	140.01

Estimation is conducted by pooled maximum likelihood, i.e., by concentrating the pooled maximum likelihood, under the assumption that the innovations are normally distributed (the Newton-Raphson optimization algorithm is employed). Figures in brackets are the standard errors of the coefficients. LL stands for log-likelihood of the model, RBARSQ for Adjusted R-squared, SIGMA for S.E. of regression. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

Table 9: Group-specific ARDL estimates (OLS): RW and FW unconstrained

Country	Parameter estimates			Diagnostic Statistics		
	ϕ	FW	RW	SIGMA	RBARSQ	LL
Austria	-0.393 (0.137)	-0.007 (0.003)	0.003 (0.005)	0.004	0.27	171.59
Belgium	-0.250 (0.112)	0.008 (0.007)	0.047 (0.006)	0.006	0.49	151.22
Finland	-0.281 (0.106)	-0.001 (0.010)	0.036 (0.010)	0.006	0.55	150.47
France	-0.453 (0.147)	0.034 (0.009)	-0.016 (0.004)	0.004	0.69	166.04
Germany	-0.399 (0.160)	-0.004 (0.006)	-0.008 (0.013)	0.003	0.32	174.26
Italy	-0.147 (0.106)	-0.007 (0.027)	0.003 (0.006)	0.006	0.11	155.14
Netherlands	-0.286 (0.094)	0.003 (0.003)	0.005 (0.002)	0.006	0.20	149.06
Portugal	0.007 (0.088)	0.038 (0.554)	-0.193 (2.543)	0.006	0.05	154.77
Spain	-0.464 (0.090)	0.028 (0.008)	0.002 (0.000)	0.004	0.43	170.36
US	-0.433 (0.152)	0.015 (0.008)	0.023 (0.006)	0.006	0.63	153.91
UK	-0.391 (0.155)	0.005 (0.003)	0.006 (0.001)	0.007	0.47	142.90

Group-specific estimates of the long-run coefficients based on ARDL specifications. Estimation is conducted by ordinary least squares. Figures in brackets are the standard errors of the coefficients. LL stands for log-likelihood of the model, RBARSQ for Adjusted R-squared, SIGMA for S.E. of regression. The sample goes from 1997Q4 until 2008Q1.

**The effects of financial and real wealth on consumption:
new evidence from OECD countries. A comment**

Enrico Saltari

Riccardo De Bonis and Andrea Silvestrini have written an interesting and thorough paper on an important and broad question widely discussed in the past that has received considerable new attention in recent years. Indeed, the wide fluctuations in financial and real wealth experienced in the major economies since the beginning of this century has led economists to investigate, with new econometric methodologies and more accurate measures of the components of wealth, how much these changes affected household spending. The paper by De Bonis and Silvestrini addresses just this issue: it presents an empirical investigation about the effects of real and financial wealth changes on household consumption. The analysis makes reference to eleven OECD countries for the period 1997-2008 and uses quarterly data for consumption, disposable income and wealth. In particular, it employs harmonized quarterly data for net financial wealth gathered from the flow of funds. The same accuracy is not achieved for real wealth due to the availability of the data: real wealth refers to dwellings and the quarterly data are obtained by temporal disaggregation.

A simple plot of these data, expressed as a ratio to disposable income, reveals some interesting dynamics. For instance, real wealth, i.e. the value of the houses, increases steadily in all countries and almost doubled over the sample period in Italy, Spain, US and UK. Financial wealth is instead more volatile due to the Asian financial crisis at the end of the nineties, the burst of the dot-com bubble in 2000 and the current financial crisis. The same evolution can be seen by looking at the stock market indices of single countries, which is used later in the analysis to check the robustness of the estimates. The question of how much these fluctuations of wealth affected the marginal propensity to consume out of real and financial wealth is at the core of the paper. After testing that consumption, income and wealth are cointegrated, this question is essentially addressed through (an error correction re-parameterization of) an ARDL model.

In fact, two different econometric techniques are employed. The first is a traditional panel technique based on a fixed effects (FE) model. Being static, this kind of model does not allow us to distinguish between short and long run dynamics and, furthermore, imposes a single marginal propensity to consume for all the countries in the panel. It is at this point that the ARDL model with an error correction mechanism is introduced. A number of different specifications of this model are estimated depending on whether the long run propensity to consume is constrained to be identical across countries and on the type of the regressor used (financial, real, total wealth). When long run marginal propensity to consume is constrained to be the same, a pooled mean group (PMG) estimate is obtained. When this restriction is relaxed, thus using a completely unrestricted ARDL model, the estimates of marginal propensity to consume can differ across countries.

Thus, basically the paper presents two different types of estimates of the marginal propensity to consume. In one (FE or PMG) the marginal propensity to consume is forced to be the same for all countries; in the unrestricted ARDL model, it can change. The paper's results are mixed and their values and significance seem to depend on the presence of the restriction on the long run marginal propensity to consume. When static panel techniques are used (FE estimates) or the assumption of long run homogeneity is made (PMG estimates), the marginal propensity to consume from financial wealth is about 4% and is generally an order of magnitude higher than that from real wealth ($\approx 0.4\%$). If we allow for heterogeneity among countries, the estimated parameters are almost never statistically significant even if they often have the expected sign (an important exception is Italy where the sign of the marginal propensity to consume out of financial wealth is negative).

Interestingly, as in many other previous empirical studies, the marginal propensity to consume in the US and the UK is higher from real than from financial wealth, a difference which is likely due to financial innovations that made it easier to extract cash from housing (as in the case of mortgage withdrawal).

My comments and suggestions will focus on three related issues. The first has to do with the structural breaks. The paper well documents a number of structural changes concerning the stock market which in turn affected, though with different intensity, the households'

financial wealth. Even if the paper endogenously identifies the number of structural breaks using a test developed by Westerlund (2006), it is not clear how and how much these regime shifts influenced the long run estimates of the marginal propensity to consume out of wealth. This consideration acquires still more relevance if one takes into account the shortness of the period under observation.

The ups and downs of financial wealth take me directly to the second point. This concerns the wealth effect “asymmetry”. Traditionally, the wealth effect is presented assuming an increase in wealth value: agents then increase their consumption since they can sell their (real or financial) assets, or simply because price increases make them feel wealthier. Only recently, economic literature took a step forward by beginning to investigate the consumption response when the shock to assets price is negative. This new line of empirical research testing asymmetric behavior has been applied mostly to the US experience, as in the recent contribution of Case, Quigley, and Shiller (2011). Perhaps surprisingly, the US evidence suggests that consumers react more to price declines than to price increases, i.e. the wealth effect is asymmetric. The proposed explanation of this asymmetry is based on versions of behavioral theories, such as the prospect theory or loss aversion, according to which individuals are more reactive to wealth losses than to wealth gains. Moreover, this reaction is much stronger for changes in housing wealth than in financial wealth.

Things are different for European households. While they experienced falls in financial wealth, it is the first time they see their housing wealth declining. As described in the *Financial Stability Report* (4, 2012): “The housing market in the euro area remains weak. House prices are falling everywhere but Germany. [...]The real-estate market is slack in Italy too.[...] House prices, which had been virtually flat for three years, have been declining moderately since the end of last year” (pp.18-19). This can be viewed as evidence that housing prices are characterized by downward stickiness, that is, the home owners’ reservation prices are above that which is necessary to clear the market. For comparison, notice that in the US the decline in housing wealth in nominal terms for the period 2005-2009 was thirty percent, as estimated by Case, Quigley, and Shiller (2011). Nevertheless, it would be interesting to extend the sample period to include the economic turmoil of the

recent years in order to analyze the reaction of European households to the perceived decline in home values.

My final remark is just a reflection on the splitting of total wealth into its two forms in order to estimate their individual effects on the propensity to consume. We saw above that in the paper the effect of financial wealth in European countries is an order of magnitude larger than that from real wealth. By contrast, estimates of single-country equations show that in the US and in the UK the effect of real wealth is larger than that from financial wealth. There are many ways to explain this difference but the preferred explanation relies on financial innovation present in those countries, especially in the US. My last point is: Does the relevance of wealth effect, in one form or another, have much more to do with the concrete possibility of cashing wealth changes rather than with their simple perception?

OPTIMAL MONETARY POLICY RULES AND HOUSE PRICES: THE ROLE OF FINANCIAL FRICTIONS

Alessandro Notarpietro* and Stefano Siviero*

* Banca d'Italia, Economic Research and International Relations.

We thank our discussant Francesco Nucci and participants at the Bank of Italy Workshop on The Real Estate Sector for useful suggestions. All errors are ours. Usual disclaimers hold. E-mail: alessandro.notarpietro@bancaditalia.it; stefano.siviero@bancaditalia.it. Address: Economic Outlook and Monetary Policy Department, Banca d'Italia. Via Nazionale 91, 00184 Rome, Italy.

1 Introduction

For a number of years, consensus has been unanimous that no major useful role can be played by asset prices in monetary policy-making (see, e.g., Bernanke and Gertler (2001) and Mishkin (2007)). Asset prices' fate as a possible ingredient of monetary policy has long seemed set and sealed. The events of the last few years - with repeated crises accompanied by and often stemming from violent swings in asset prices - have stimulated the economic profession to reconsider whether asset prices should not play some role of sort in monetary policy-making after all. Asset booms and busts have been a systematic feature of the world economy for a number of decades now. However, never before the financial crisis that started in 2007 had their contribution to an economic downturn been so sharp, sizeable and extended as it was between 2008 and 2009. Those dramatic events have left many wondering whether there might not be good reasons why central banks should actually respond to asset prices.

In this paper we investigate whether the effectiveness of monetary policy may be enhanced by the inclusion of house prices among the objectives and/or the instruments of the central bank, exploring a variety of avenues. To this end, we develop a New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model of the euro area which includes a housing market and credit frictions on the household side. The model structure features a collateral constraint on a fraction of household, along the lines of Kiyotaki and Moore (1997), Iacoviello (2005), and both nominal and real rigidities, to replicate the observed dynamics of macroeconomic variables. We restrict our attention to a class of simple monetary policy rules.¹ More precisely, we analyze the behavior of the model economy in response to various types of exogenous shocks (which may or may not originate in the housing sector) and compute the optimal monetary policy rule according to different objective functions. Our aim is to characterize the response of monetary policy to house price fluctuations in a simple rule, depending on some fundamental properties of the economy such as the degree of nominal rigidities and the importance of financial frictions.

We first consider a central bank concerned with business cycle stabilization, i.e. the minimization of a weighted average of consumer price inflation and output fluctuations. Our results

¹Recent contributions that introduce a housing sector in DSGE models for monetary policy analysis include among others Aspachs-Bracons and Rabanal (2011), Darracq Pariès and Notarpietro (2008), Forlati and Lambertini (2011), Jeske and Liu (2012), Iacoviello and Neri (2010), Monacelli (2009) and Rubio (2011).

indicate, consistent with previous contributions in the literature, that adding the dynamics of house prices to a standard Taylor-type rule does not sensibly move the optimal frontier, if at all.

We then consider the case in which a measure of house prices is included among the arguments of the monetary policymaker's objective function and ask the following question: does the policy rule so obtained deliver any sensible improvement in consumers' welfare, compared with the case in which no attention is paid to house prices at all? We find that including an indicator of house price developments as part of the monetary policy targets may result in welfare improvements, which can be sizeable; unfortunately, they are not systematic. Thus, not only do our results confirm the usual finding that reacting to house prices does per se not enhance the stabilization effectiveness of monetary policy. They also show that, in terms of (implicit) proximity to consumer welfare, rules in which house prices play a role can be outperformed by a standard rule which does not feature house prices at all.

Next, we analyze the case in which the monetary policymaker pursues the maximization of aggregate consumer welfare, which is measured using a second order approximation to the households' utility function. We find that in this case the optimized rule does feature a systematic reaction to house price variations. Under a fairly standard calibration, such reaction has a negative sign, prescribing that the central bank should lower the nominal interest rate in response to shocks that generate a surge in house prices. We perform a sensitivity analysis to assess the robustness of such finding. In particular, we allow for variations in nominal rigidities (house prices and nominal wages) and in the intensity of financial frictions (measured by the share of borrowers and the loan-to-value ratio). Our main conclusions are the following: the presence of financial frictions per se does not alter the traditional prescription that the central bank should focus on relative price movements insofar as there is a substantial degree of nominal rigidity in each sector. In our case, allowing for a relatively small degree of house price stickiness (corresponding to an average duration of a house price of less than two quarters) is sufficient to obtain a systematic positive response to house prices in the optimal simple rule. Moreover, the average level of the loan-to-value ratio matters. The optimal response to house prices is monotonically increasing in the loan-to-value ratio and becomes positive as soon as the latter reaches 90%.

Motivated by the results of our sensitivity analysis, we then move to study the properties of optimal monetary policy rules in an economy characterized by a higher degree of financial

frictions compared to our baseline calibration. We show that, if the economy features both (i) a large share of constrained agents and (ii) a high average loan-to-value ratio, it becomes optimal for the central bank to systematically counteract house price movements. In such an environment, the central bank assigns a positive weight to the housing sector in the implicit overall consumer price index that it targets.

Finally, and related to the previous result, we show that uncertainty about the actual degree of financial frictions in the economy suggests some caution in the construction of optimal monetary policy rules. By resorting to a fault-tolerance analysis of the optimized rules in two model economies characterized by different degrees of financial imperfections, we document that sticking to a rule that features a positive systematic response to house price movements entails lower welfare costs, in case of mis-measurement of financial frictions, than sticking to a rule that features a negative response.

Our work relates to a number of previous contributions in the literature. Iacoviello (2005) uses a very similar model to study the case of a central bank that minimizes the weighted sum of the unconditional variances of inflation and output, under technology, housing preference and inflation shocks. He estimates a monetary policy rule for the U.S. over the period 1974 Q1 - 2003 Q2 and computes the optimal weight to be assigned to housing inflation in such rule, letting the responses to inflation and output fixed at their estimated values. He finds that no stabilization gains arise from a positive systematic response to house price changes. In our first set of experiments we optimize over all the parameters in the rule, and obtain similar results. Several contributions (see Aoki, Proudman, and Vlieghe (2004), Benigno (2004), Mankiw and Reis (2003) and Woodford (2003)) have established that, in the presence of multiple sources of nominal rigidities, the optimal rule should target the sectoral inflation indices using different weights, which are increasing functions of the degree of price stickiness in each sector and of the share of each good in the final consumption basket. In the presence of durable goods, Erceg and Levin (2006) have shown that a larger share than the one in consumption expenditure should be attributed to durable goods inflation in the optimal policy rule. More closely related to our study are the works by Mendicino and Pescatori (2005) and Rubio (2011), that analyze optimal monetary rules in the presence of housing and borrowing constraints. Both studies conclude that the aggressiveness of a central bank towards non-durable price inflation is reduced with respect

to a standard New Keynesian model, because of the presence of collateral constraints. Intuitively, a higher inflation rate relaxes the borrowing constraint and enhances borrowers' welfare, all else being equal. Monacelli (2006) also reaches similar conclusions, performing a more general, fully-fledged Ramsey monetary policy exercise, which does not allow for an explicit characterization of the optimal policy rule as is done in our paper. However, none of these works provides a systematic and comprehensive comparison of alternative combinations of rules and objectives as we do here, nor they consider the role of financial frictions extensively.

In a recent study, Jeske and Liu (2012), using a two-sector DSGE model calibrated on U.S. data show that, although rental prices are sticky and should therefore be stabilized under the optimal monetary policy rule, asymmetries in factor intensities across sectors imply that the optimal response to rental inflation is actually smaller than what theory would predict in the case of symmetric sectors. Their model does not include credit constraints or any other type of financial frictions. In a recent contribution, Lambertini, Mendicino, and Punzi (2011) document the welfare gains obtained by letting the central bank react to fluctuations in housing and credit markets that are driven by expectations of future developments. While the sources of macroeconomic fluctuations are very different, both their paper and ours consider a micro-founded welfare function as the objective of the monetary policymaker. A difference between their approach and ours is that we compute the optimal rule as the one that minimizes the loss function (or the welfare cost) by choosing all the coefficients in the rule, not only the response to house prices.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 describes the model. Section 3 illustrates the calibration of the structural parameters. Section 4 outlines in detail the optimal monetary policy experiments based on the assumption that the monetary policymaker is concerned with business cycle stabilization. Section 5 considers the case in which the central bank directly pursues social welfare minimization and illustrates the dynamic properties of the model in response to different types of shocks, under different rules. Section 6 performs a sensitivity analysis. Section 7 analyzes the role of financial frictions in the setting of monetary policy rules with particular reference to the response to house prices, by resorting to a fault-tolerance analysis. Section 8 concludes.

2 The model

We specify a closed-economy model where two final goods are produced: non-durable consumption and housing. We follow closely the framework illustrated in Darracq Pariès and Notarpietro (2008). The model economy includes two groups of agents, labeled *savers* and *borrowers*: the latter - who are relatively more impatient and have size $\omega \in (0,1)$ - face a collateral constraint, which links the amount of borrowing supplied by lenders to the value of a house (the existing collateral). Since in equilibrium all impatient agents behave as net borrowers and all patient agents as savers, we use the terms impatient/borrower and patient/saver interchangeably in the following.

2.1 Impatient households

Each impatient agent, denoted with a superscript b , maximizes the following stream of discounted utility:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^B)^t \left\{ \frac{1}{1-\sigma_X} (X_t^b)^{1-\sigma_X} - \frac{\bar{L}_{C,b}}{1+\sigma_{L_{C,b}}} (N_{C,t}^b)^{1+\sigma_{L_{C,b}}} - \frac{\bar{L}_{D,b}}{1+\sigma_{L_{D,b}}} (N_{D,t}^b)^{1+\sigma_{L_{D,b}}} \right\} \quad (1)$$

where X_t^b is an index of consumption services derived from non-durable consumption (C^b) and the stock of residential goods (D^b), as follows:

$$X_t^b \equiv \left[(1 - \varepsilon_t^D \omega_D)^{\frac{1}{\eta_D}} (C_t^b - h_b C_{t-1}^b)^{\frac{\eta_D-1}{\eta_D}} + \varepsilon_t^D \omega_D^{\frac{1}{\eta_D}} (D_t^b)^{\frac{\eta_D-1}{\eta_D}} \right]^{\frac{\eta_D}{\eta_D-1}} \quad (2)$$

The utility function features habit formation in non-durable consumption, captured by the term h_b . We introduce a housing preference shock, ε_t^D , which affects the marginal rate of substitution between non-durable and residential consumption.² Households receive negative utility from providing labor supply in each sector ($N_{C,t}^b$ and $N_{D,t}^b$, respectively). The specification of labor supply assumes that hours worked in the two sectors are perfect substitutes for households. The terms $\bar{L}_{C,b}$ and $\bar{L}_{D,b}$ are level-shift parameters used to normalize the impatient agent's labor supply in steady state.

²The shock is assumed to follow a stationary AR(1) process.

All the impatient agents have limited access to the credit market and face a collateral constraint which, in real terms, reads:

$$b_t^b \leq \varepsilon_t^{LTV} (1 - \chi) E_t \left\{ T_{D,t+1} D_t^b \frac{\pi_{t+1}}{R_t} \right\} \quad (3)$$

where $b_t^b \equiv \frac{B_t^b}{P_t}$ denotes real private debt, $\pi_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}}{P_t}$ is the gross inflation rate, R_t is the short-term nominal interest rate, $T_{D,t} \equiv \frac{P_{D,t}}{P_t}$ is the relative price of residential goods in terms of non-residential goods and $\chi \in (0, 1)$ is the down-payment rate, so that $(1 - \chi)$ approximates the loan-to-value ratio. The term ε_t^{LTV} denotes an exogenous shock to the loan-to-value ratio, which follows a stationary AR(1) process. The impatient household thus maximizes (1) subject to the collateral constraint (3) and the following sequence of real budget constraints:

$$C_t^b + T_{D,t}(D_t^b - (1 - \delta)D_{t-1}^b) + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} b_{t-1}^b = b_t^b + \frac{A_t^b + TT_t^b}{P_t} + \frac{W_{C,t}^b N_{c,t}^b + W_{D,t}^b N_{D,t}^b}{P_t} \quad (4)$$

where δ is the depreciation rate of the housing good, $W_{C,t}^b$ and $W_{D,t}^b$ denote the borrower's nominal wages in the two sectors, TT_t^b are government transfers and A_t^b is the stream of income derived from state-contingent securities, which allow the borrowers to hedge against wage income risk.³ Further details about labor supply and wage setting are provided in Appendix B.

2.2 Patient households

Patient agents, indexed with a superscript s , receive instantaneous utility from the same type of function specified for the impatient agents:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^S)^t \left\{ \frac{1}{1 - \sigma_X} (X_t^s)^{1 - \sigma_X} - \frac{\bar{L}_{C,s}}{1 + \sigma_{L_C,s}} (N_{C,t}^s)^{1 + \sigma_{L_C,s}} - \frac{\bar{L}_{D,s}}{1 + \sigma_{L_D,s}} (N_{D,t}^s)^{1 + \sigma_{L_D,s}} \right\} \quad (5)$$

³We assume that the borrowers can trade such securities within their group, although they face financial frictions when borrowing from savers. Under separable preferences, trading such assets ensures that all borrowers have identical consumption plans in equilibrium.

with $\beta^S > \beta^B$ and

$$X_t^s \equiv \left[(1 - \varepsilon_t^D \omega_D)^{\frac{1}{\eta_D}} (C_t^s - h_S C_{t-1}^s)^{\frac{\eta_D-1}{\eta_D}} + \varepsilon_t^D \omega_D^{\frac{1}{\eta_D}} (D_t^s)^{\frac{\eta_D-1}{\eta_D}} \right]^{\frac{\eta_D}{\eta_D-1}} \quad (6)$$

where ε_t^D is the same housing preference shock introduced above.⁴ The saver's real budget constraint reads:

$$\begin{aligned} C_t^s + T_{D,t} (D_t^s - (1 - \delta) D_{t-1}^s) + I_t^s + b_t^s &= \frac{R_{t-1}}{\pi_t} b_{t-1}^s + \frac{W_{C,t}^s N_{C,t}^s + W_{D,t}^s N_{D,t}^s}{P_t} \\ &+ \sum_{j=C,D} \left[R_t^{k,j} u_t^j K_t^j - \Phi(u_t^j) K_t^j \right] + \frac{A_t^s + \Pi_t^s + TT_t^s}{P_t} \end{aligned} \quad (7)$$

where K_t^j denotes the capital stock and u_t^j is the degree of capacity utilization. TT_t^s are government transfers to the savers group and Π_t^s are distributed profits (more below). As for the borrowers, we maintain the assumption that state-contingent assets are traded among the savers, in order to hedge against wage income. The corresponding stream of income is denoted A_t^s . As a result, all savers have identical consumption plans in equilibrium.

Capital is sector-specific. Patient agents own the full stock of capital and rent it out to intermediate goods-firms at the sector-specific rental rate $R_t^{k,j}$ ($j = C, D$). Investment consists of the non-residential good only. The expression $R_t^{k,j} u_t^j K_t^j$ represents the sector-specific nominal return on the real capital stock, while $\Phi(u_t^j) K_t^j$ is the cost associated with variations in the degree of capital utilization.⁵ The savers choose investment and capacity utilization in each sector to maximize their intertemporal utility, subject to the intertemporal budget constraint and the capital accumulation equation:

$$K_t^j = (1 - \delta_K) K_{t-1}^j + \varepsilon_t^I \left[1 - S \left(\frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} \right) \right] I_t^j \quad (8)$$

⁴We assume a common housing preference shock across agents, as a shortcut to capture a generalized increase in housing demand.

⁵Following Smets and Wouters (2007), we assume that the income obtained from renting out capital services depends on the level of capital augmented for its utilization rate. Moreover, the cost of capacity utilization is zero when capacity is fully used ($\Phi(1) = 0$). We assume the following functional form for the adjustment costs on capacity utilization: $\Phi(X) = \frac{\overline{R^k}}{\varphi} (\exp[\varphi(X-1)] - 1)$.

where $\delta_K \in [0, 1]$ is the depreciation rate of capital, S is a non-negative adjustment cost function formulated in terms of the gross rate of change in investment, I_t^j/I_{t-1}^j , and ε_t^I is an efficiency shock to the technology of capital accumulation, common to both sectors.⁶

2.3 The non-residential goods sector

Final producers of the non-residential good operate in perfect competition and aggregate a continuum of differentiated intermediate goods. The elementary differentiated goods are imperfect substitutes with an elasticity of substitution denoted $\frac{\mu_C}{\mu_C-1}$. Final goods are produced with the following technology $Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(h)^{\frac{1}{\mu_C}} dh \right]^{\mu_C}$. The corresponding demand-based price index is $P_t = \left[\int_0^1 p_t(h)^{\frac{1}{1-\mu_C}} dh \right]^{1-\mu_C}$. As a result, individual demand for each good is defined as:

$$Y_t(h) = \left(\frac{p_t(h)}{P_t} \right)^{-\frac{\mu_C}{\mu_C-1}} Y_t$$

Intermediate-goods producers, indexed with $h \in [0, 1]$, are monopolistic competitors and produce differentiated products using a Cobb-Douglas function:

$$Z_t(h) = \varepsilon_t^A (u_t^C K_{t-1}^C(h))^{\alpha_C} L_t^C(h)^{1-\alpha_C} - \Omega_C \quad \forall h \in [0, 1]$$

where ε_t^A is an exogenous technology process (following a stationary AR(1) process) and Ω_C is a fixed cost. Firms set prices on a staggered basis *à la* Calvo (1983): at any time t , a firm h faces a constant probability $1 - \theta_C$ of being able to re-optimize its nominal price. The average duration between price changes is therefore $\frac{1}{1-\theta_C}$. We introduce price indexation by assuming that, if a firm cannot re-optimize its price, the price evolves according to the following simple rule:

$$p_t(h) = \pi_{t-1}^{\gamma_C} \bar{\pi}^{1-\gamma_C} p_{t-1}(h)$$

with γ_C denoting the degree of price indexation to past inflation and $\bar{\pi}$ being the long-run (steady state) inflation rate. Under the specified assumptions, in a symmetric equilibrium (with

⁶The functional form adopted is $S(x) = \phi/2 (x - 1)^2$.

$p_t(h) = p_t \forall h$) the aggregate price index evolves as follows:

$$P_t^{\frac{1}{1-\mu_C}} = \theta_C (P_{t-1})^{\frac{1}{1-\mu_C}} + (1 - \theta_C) \tilde{p}_t^{\frac{1}{1-\mu_C}}$$

where \tilde{p}_t is the price chosen by firm h to maximize its intertemporal profit.

2.4 The residential goods sector

Final producers of residential goods operate in perfect competition and aggregate a continuum of differentiated intermediate products. The elementary differentiated goods are imperfect substitutes with elasticity of substitution denoted $\frac{\mu_D}{\mu_D-1}$. Final goods are produced with the following technology $Z_{D,t} = \left[\int_0^1 Z_{D,t}(h)^{\frac{1}{\mu_D}} dh \right]^{\mu_D}$; we denote $p_{D,t}(h)$ the corresponding price. The aggregate residential price index is defined as $P_{D,t} = \left[\int_0^1 p_{D,t}(h)^{\frac{1}{1-\mu_D}} dh \right]^{1-\mu_D}$. Demand is allocated across the differentiated goods as follows: $Z_{D,t}(h) = \left(\frac{p_{D,t}(h)}{P_{D,t}} \right)^{-\frac{\mu_D}{\mu_D-1}} Z_{D,t}$.

Residential goods are produced using capital, labor and land. We assume that in each period of time the savers are endowed with a given amount of land, which they sell to the firms in a fixed quantity. The supply of land is exogenously fixed and each residential goods intermediate firm takes the price of land as given in its decision problem. Producers make use of a Cobb-Douglas technology as follows:

$$Z_{D,t}(h) = \varepsilon_t^{A^D} (u_t^D K_{t-1}^D(h))^{\alpha_D} L_t^D(h)^{1-\alpha_D-\alpha_L} L_t(h)^{\alpha_L} - \Omega_D \quad \forall h \in [0, 1]$$

where $\varepsilon_t^{A^D}$ is an exogenous sector-specific technology process, $L_t(h)$ denotes the endowment of land used by producer h at time t and Ω_D is a fixed cost.

We allow for the presence of nominal price rigidity also in the residential sector. Firms are monopolistic competitors and set prices on a staggered basis à la Calvo (1983), with a constant probability $1 - \theta_D$ of being able to re-optimize their nominal price in every period. Indexation to past and steady-state inflation is also allowed, so that, if a firm cannot re-optimize its price,

the price evolves according to the following simple rule:

$$p_{D,t}(h) = \pi_{D,t-1}^{\gamma_D} \overline{\pi_D}^{1-\gamma_D} p_{D,t-1}(h)$$

with γ_D denoting the degree of price indexation to past sectoral inflation ($\pi_{D,t-1}$) and $\overline{\pi_D}$ being the long-run (steady state) inflation rate.

2.5 Government and monetary policy rule

The government finances the exogenous public spending G_t with agent-specific lump-sum transfers, denoted TT_t^B and TT_t^S , respectively.

Monetary policy is specified in terms of an interest rate rule:

$$\frac{R_t}{\overline{R}} = \left(\frac{R_{t-1}}{\overline{R}} \right)^\rho \left(\left(\frac{\pi_t}{\overline{\pi}} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{\overline{Y_{t-1}}} \right)^{\phi_{\Delta y}} \right)^{1-\rho} \quad (9)$$

where an upperbar denotes the steady state value of a given variable.

2.6 Market clearing conditions

Non-residential goods demand can be expressed as follows:

$$Y_t = \omega C_t^b + (1 - \omega) C_t^s + I_t^C + I_t^D + G_t + \Phi(u_t^C) K_{t-1}^C + \Phi(u_t^D) K_{t-1}^D \quad (10)$$

while aggregate non-residential production satisfies:

$$Z_t = \varepsilon_t^A (u_t^C K_{t-1}^C)^{\alpha_C} (L_t^C)^{1-\alpha_C} - \Omega_C \quad (11)$$

so that the market clearing conditions in the non-residential goods market implies:

$$Z_t = \Delta_t Y_t \quad (12)$$

where $\Delta_t = \int_0^1 \left(\frac{p_t(h)}{\overline{P}_t} \right)^{-\frac{\mu_C}{\mu_C-1}} dh$ is a measure of price dispersion among products.

Similarly, equating demand and supply in the residential good sector yields:

$$Z_{D,t} = \Delta_{D,t} [\omega (D_t^b - (1 - \delta)D_{t-1}^s) + (1 - \omega) (D_t^s - (1 - \delta)D_{t-1}^s)] \quad (13)$$

where $\Delta_{D,t} = \int_0^1 \left(\frac{p_{D,t}(h)}{P_{D,t}} \right)^{-\frac{\mu_D}{\mu_D - 1}} dh$ denotes price dispersion among non-residential intermediate goods.

3 Calibration

The model is calibrated to replicate key features of the euro area economy. We rely on existing estimates where available. Table 1 summarizes the calibration of model parameters. The savers' discount rate is set to 0.99, implying a steady-state interest rate of 4%; the borrowers' discount rate is 0.96, following Iacoviello (2005). We assume log utility for both type of agents, with labor supply elasticity σ_L equal to 2. The share of impatient agents, ω , is equal to 0.2, according to the estimates of Darracq Pariès and Notarpietro (2008) for the euro area. Regarding final consumption, habit persistence is set to 0.82 for the savers and 0.28 for the borrowers; the share of housing services in the utility function, ω_D , is chosen to pin down the steady-state ratio of residential investment to GDP. The intratemporal elasticity of substitution between durable and non-durable goods is equal to one, thus implying a Cobb-Douglas specification for the consumption bundle X_t . The depreciation rate of housing, δ is set to 0.01, corresponding to an annual rate of 4%. We set the down-payment ratio, χ , to 0.2, which implies a loan-to-value ratio of 80%, in line with the average for euro area countries.⁷ About investment, the depreciation rate for physical capital is set to 0.03; the investment adjustment cost ϕ and the capital utilization cost ψ are set to 0.1 and 3, respectively, in the non-residential sector and to 0.005 and 10, respectively, in the residential goods sector. These values are chosen to match aggregate investment volatility (see Table 3, more below). About production, the relative share of capital is set to 0.3 in both sectors; the corresponding share of labor is 0.7 in the consumption sector and 0.55 in the residential sector, where the share of land, α_L , is set to 0.15. Elasticities of substitution across varieties in both the goods and the labor markets are set to 4.33, in order to

⁷See Calza, Monacelli, and Stracca (2013).

obtain a gross markup of 1.3. About nominal rigidities, we set the Calvo parameter $\theta_C = 0.92$, in line with the estimates of Smets and Wouters (2003, 2005), Christoffel, Coenen, and Warne (2008) and Adolfson et al. (2007). The indexation parameter is set to 0.5. We assume perfectly flexible prices in the residential sector, in line with Iacoviello and Neri (2010), Aspachs-Bracons and Rabanal (2011) and Forlati and Lambertini (2011). Nominal wages are also assumed to be rigid: we set the Calvo parameter θ_w to 0.92 in both sectors. Such value is higher than the estimates reported in Christoffel et al. (2008). However, as observed in Iacoviello and Neri (2010), nominal wage rigidity is crucial for replicating the comovement of real variables after technology and housing demand shocks. Therefore, given the relatively parsimonious stochastic structure of our model, we calibrate nominal wage stickiness to help the model replicate the observed standard deviations, as reported in Table 3.

Concerning the monetary policy rule (9), in our baseline specification we set $\rho = 0.85$, $\phi_\pi = 1.25$ and $\phi_{\Delta y} = 0.015$.

About the exogenous shocks, we set the persistence of technology shocks to 0.9. For housing demand and loan-to-value ratio shocks, we set $\rho = 0.95$, in line with the estimated values reported in Iacoviello and Neri (2010) for the US and Darracq-Pariès and Notarpietro (2008) for the US and the euro area. A high degree of persistence in the exogenous processes for housing preference and financial shocks is needed to help the model replicate the observed volatility of housing prices and household debt. The choice of the standard deviation of the shocks is driven by the same motivation.

Table 2 reports the model steady-state ratios, which broadly replicate the figures for the euro area. Table 3 reports the model unconditional standard deviations, compared to the data.⁸ We match the volatility of GDP, consumption and investment almost perfectly. For residential investment, the model-implied volatility is slightly above that observed in the data. Household debt volatility is the most difficult empirical feature to match, given the upward trend observed in the recent years. Still, the model-implied volatility falls short of the observed one by a relatively small amount. Nominal interest rate volatility is almost perfectly matched. The same holds true for consumption and housing inflation.

⁸We use linearly detrended data for the euro area over the period 1980 Q2 - 2010 Q1.

4 Business cycle stabilization

In our normative analysis we look for the optimal monetary policy in the class of simple interest rate rules. We assume that the central bank aims at minimizing some objective function (to be defined below) by adopting an instrument rule that is *simple* and *operational*, according to the definition of Schmitt-Grohe and Uribe (2007). Namely, we restrict our attention to policy rules that (i) respond to variables that can be easily observed and (ii) deliver equilibrium determinacy. The general specification of such rules takes the form of equation (9). In the following, we analyze the scope for including also house prices in the interest-rate rule and/or in the central bank's objective function.

In this section we consider a central bank that responds to house price movements in a modified version of (9), to minimize a standard quadratic loss function with two arguments: the unconditional variances of consumer price inflation, π_t , and output, y_t ⁹. We then extend the loss function to include house price growth. Clearly, as the two loss functions feature different arguments, a direct comparison of the respective minimized values is not allowed. Therefore, we assess the relative performance of the alternative policy regimes by evaluating the *welfare loss* attained under each optimized rule. The welfare loss is computed using a second-order approximation of the utility functions of the two agents in the economy. Such measure is invariant across rules and objective functions and is therefore suitable for the comparison of policy rules under alternative objectives. We provide details about welfare loss computations in Appendix A.

4.1 Standard loss function

We first consider a standard loss function, defined as a weighted average of the unconditional variances of consumer inflation and output, and an instrument rule that includes house prices among its arguments.¹⁰ Formally, the central bank minimizes the following intertemporal loss

⁹See Taylor and Williams (2010) for a complete treatment of optimal simple rules in monetary policy analysis.

¹⁰As mentioned in the Introduction, Iacoviello (2005) performs the same experiment with a similar model and a slightly different rule. In his analysis, however, the central bank only optimizes over the response to house prices, while all the other parameters are kept constant at their estimated values, obtained using U.S. quarterly data over the sample 1974Q1 - 2003Q2.

function:

$$\mathcal{L}_t \equiv E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i [\pi_{t+i}^2 + \lambda Y_{t+i}^2 + \mu (\Delta R_{t+i})^2] \right\} \quad (14)$$

by choosing the coefficients $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ and γ_4 in the rule:

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{\gamma_1} \left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{Y_{t-1}/\bar{Y}} \right)^{\gamma_2} \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{\gamma_3} \left(\frac{\pi_{D,t}}{\bar{\pi}_D} \right)^{\gamma_4} \quad (15)$$

subject to the equations of the model economy.¹¹ It is well known (see Svensson (1999)) that as the intertemporal discount factor δ approaches one, the loss function \mathcal{L}_t converges to its unconditional mean, denoted $E[\mathcal{L}_t]$. Hence, the central bank simply minimizes the following loss function:

$$\mathcal{L} \equiv E[\mathcal{L}_t] = \sigma_{\pi}^2 + \lambda \sigma_{\Delta y}^2 + \mu \sigma_{\Delta r}^2 \quad (16)$$

where σ^2 denotes the unconditional variance of a variable and the weights λ and μ are arbitrarily assigned by the policymaker.

Figure 1 shows the optimal policy frontiers for two alternative policy regimes: in the first one we set $\gamma_4 = 0$, thus imposing no response to house prices; in the second one we optimize over all the parameters in rule (15). Each frontier draws the optimal combinations of GDP and inflation variance, as the relative weight attached to output fluctuations, λ , varies in the range $[0,1]$.¹² Clearly, the optimal frontier does not change in the two scenarios. Moreover, the optimal response to house price inflation is close to zero (see Table 4, more below). These results confirm the evidence in Iacoviello (2005): if a central bank is interested only in minimizing a linear combination of the variances of consumer price inflation and output, house prices do not provide any useful additional information.

4.2 Augmented loss function

We consider now the case of a central bank that has a preference over stabilizing house prices fluctuations, in addition to variations in consumer price and output. The period loss function

¹¹The term $\Delta R_{t+i} \equiv R_{t+i} - R_{t+i-1}$ is included to penalize rules that imply wide variations in the nominal interest rate. See Rudebusch (2006) for an analysis of interest rate variability in the central bank's loss function.

¹²In the figure we report the case corresponding to $\mu=0.001$. Results are robust to larger values for μ .

modifies as follows:

$$\mathcal{L} = \sigma_{\pi}^2 + \lambda\sigma_y^2 + \nu\sigma_{\pi_D}^2 + \mu\sigma_{\Delta r}^2 \quad (17)$$

When searching for the optimal coefficients in the rule (15), we do not impose the restriction $\gamma_4 = 0$ anymore: since the loss function now features housing inflation, it is natural to include the same variable in the information set of the monetary policymaker. We let ν move in the range $[0.001, 1]$. As already mentioned, a direct comparison of the minimum values of functions (17) and (16) is not possible, since the two objectives feature different arguments. Therefore, we assess the relative performance of the alternative policy regimes by evaluating the social welfare loss attained under each optimized rule, computed as a second-order approximation to the individual utility functions. Such approach has been largely used in the literature since the seminal work of Rotemberg and Woodford (1997) to rank the performance of alternative monetary policy rules.¹³ More precisely, we compute the fraction of consumption streams that is to be added to each agent's consumption under each monetary policy rule, in order to achieve the corresponding individual welfare level. Appendix A provides additional computational details. Table 4 reports the minimum values for aggregate and individual welfare cost and the corresponding optimized coefficients. As a benchmark, in the first two rows we report the two cases analyzed above, with a standard loss function and the two alternative rules considered (Taylor rule without and with a response house prices, respectively), with the corresponding welfare losses. We focus on the case $\lambda = 0.5$, $\mu = 0.001$. As ν increases, the welfare cost attached to the policy rule that minimizes (17) initially declines, reaching a minimum for the aggregate (as well as individual) welfare cost around $\nu = 0.8$. Note that even with a relatively small weight for ν in the monetary policymaker's preference function (17), the resulting monetary policy rule implies a sensible reduction in the associated welfare cost with respect to the case of $\nu = 0$; the reduction becomes very sizeable for ν larger than 0.5. Hence, even without explicitly pursuing a consumer welfare maximization policy, a monetary policymaker can do much better, in terms of consumer welfare, if the standard loss function is simply augmented with a term that (sufficiently) penalizes house price volatility.

The results reported in Table 4 refer to the case $\lambda = 0.5$. Similar conclusions can be drawn

¹³See Galí (2008) and Woodford (2003) for a discussion.

for a variety of values of λ , but not for all. Figure 1 reports the welfare loss associated with minimizing the standard loss function (equation (16); color surface) and the welfare loss attainable when the policymaker's loss function also includes house prices (equation (17); transparent surface). In the latter case, the relative weight on house prices, ν , varies in the $[0, 1]$ interval. As a benchmark, the figure also reports the minimum welfare loss that can be achieved if the policymaker's objective function is given by the welfare of the average consumer (blue surface, see next section). Except for very small values of ν , the transparent surface lies *below* the colored one. However, this is not the case when ν is smaller than 0.2. Actually, the lowest welfare cost is reached when $\nu = 0.01$ and the policymaker's loss function is given by eq. (16) (i.e., house prices play no role at all). Hence, welfare considerations, even though not explicitly driving the monetary policymaker's actions, would implicitly suggest that the best the central bank can do is to assign no role to house prices.

Summing up, in line with previous results in the literature, there appears to be no room for house prices in monetary policymaking if the objective of the central bank is assumed to be the minimization of a standard loss function (or a slight variation of it). Moreover, we have documented that if one looks at the implied (and unintended, given the setup of the exercise) consequences for welfare, a policy that takes house prices into account can be outperformed by one that does not.

5 Welfare-maximizing monetary policy rules

In this section we consider the problem of a central bank that optimally chooses the coefficients in (15) to minimize the social welfare cost function. As already mentioned, such metric is micro-founded, since it is derived from agents' preferences and model parameters. Moreover, using it as the central bank's objective function has the advantage of eliminating the choice of free parameters, such as λ and ν in (17).

Table 5 reports the results. The minimum welfare cost is attained when the rule is allowed to respond to house prices (first row). A higher welfare cost is obtained when the monetary policymaker does not target house price fluctuations, i.e. under the assumption that $\gamma_4 = 0$ in the rule (15). Also, responding to house prices makes both savers and borrowers better off, as

reflected in a lower individual welfare cost (second and third columns, respectively). Notably, the optimal response to house price fluctuations is *negative* (last column), which implies that the central bank must *lower* the nominal interest rate in response to shocks that generate a surge in house prices. The finding that the optimal response to a movement in house prices is negative should not be regarded as completely unusual. Faia and Monacelli (2007) compute optimal interest rate rules in a model with credit market imperfections and heterogeneous households, where firms face agency costs that generate a countercyclical premium on external finance. In such framework, the optimal (in the sense of welfare-maximizing) response to asset prices is negative, as long as the response to the inflation rate is sufficiently mild; responding to asset prices becomes irrelevant, from a welfare perspective, when the anti-inflationary stance is particularly strong. In their model, the rationale for reducing interest rates in response to a surge in asset prices is related to alleviating the inefficiency in capital accumulation implied by credit market imperfections. In our setup, the presence of a perpetually binding borrowing constraints for the impatient household generates an inefficient response of consumption to, say, a housing demand shock. By lowering the interest rate in response to a surge in house prices, the monetary authority makes the borrowers better off, partially alleviating the inefficiency related to the borrowing limit. At the same time, the increase in inflation is detrimental to the savers. The optimal rule strikes a balance between these two opposite tendencies.

In the remainder of this Section we analyze the dynamic behavior of the economy in response to, alternatively, housing demand, financial and productivity shocks, when the optimal monetary policy rule is implemented. Figures 3 to 6 report the responses of the main macroeconomic variables under two alternative monetary policy rules: (i) the welfare-maximizing rule (solid blue line) and (ii) a standard Taylor-type rule with no response to house prices (dashed red line), with parameter values reported in Table 1.

5.1 Housing demand shock

An increase in housing demand drives up real house prices immediately (see Figure 3), as housing supply is kept from adjusting instantaneously by the fixed supply of land. A positive valuation effect is produced on the existing collateral, which allows the borrowers to increase non-durable

consumption and debt. On the other hand, the savers increase lending and reduce consumption, due to the complementarity between non-durable consumption and housing in the utility function. Overall, the impact response of aggregate consumption is slightly positive (not reported). The dynamics of investment crucially depends on the response of the monetary policy rate. Under a standard Taylor rule that ignores house price fluctuations, the nominal interest rate is almost unchanged, largely reflecting inflation dynamics. Investment starts increasing only 6 quarters after the shock. Under the welfare-maximizing rule, the impact response of the policy rate to CPI inflation is much stronger (around 10 basis points in annualized terms). As the optimal response to house prices is negative, the latter increase more (almost 1 percent, as opposed to 0.8 under a Taylor rule), determining a larger collateral effect and a stronger consumption increase. Investment also increases, driven by the higher return on capital. The overall GDP response is larger and more persistent.

5.2 Financial shock

The dynamic effects of a shock to the loan-to-value ratio are qualitatively similar to those observed after a housing demand shock (Figure 4). The main difference is in the response of savers' consumption, which now increases instead of following, reflecting the much smaller increase of real house prices after the shock. Again, the overall response of GDP is amplified under the welfare-maximizing monetary policy rule.

5.3 Technology shock

Figure 5 reports the responses to a technology shock in the non-residential sector. The negative impact on the inflation rate implies, under a simple Taylor rule, an increase in the real interest rate, which determines a fall in borrowers' consumption and an increase in investment. Under the welfare-maximizing rule the nominal interest rate falls by around 30 basis points (as opposed to less than 10), while inflation almost replicates the path observed with a Taylor rule. As a result, borrowers' consumption falls by a smaller amount. The same holds true for savers' consumption and investment, and GDP. Things are different when the shock hits the residential goods sector (Figure 6). As house prices are flexible in our benchmark parametrization, under a simple Taylor

rule the nominal interest rate does not respond, mirroring the behavior of CPI inflation. The overall response of real variables is muted. To the opposite, under the welfare-maximizing rule the nominal interest rate has to increase in response to the fall in house prices. As a result, borrowers' consumption falls substantially, but its negative impact on GDP is compensated by the large positive response of investment, fueled by the increase in the real interest rate.

6 Sensitivity analysis

In this section we perform a sensitivity analysis on some crucial parameters. First, we analyze the characteristics of welfare-maximizing rules under different assumptions about the degree of nominal rigidity in the economy: we consider in particular the degree of price stickiness in the residential goods sector and the degree of wage stickiness in both sectors. Second, we vary the degree of financial frictions in the economy by moving the share of borrowers and the loan-to-value ratio, one at a time. Finally, considering the stochastic structure of the model, we allow for different degrees of persistence of the housing demand shock.

6.1 Nominal rigidities in the residential sector

As mentioned in the Introduction, a number of contributions¹⁴ have established that, in the presence of multiple sources of nominal rigidities, the optimal interest rate rule should target the sectoral inflation indices using different weights, which are increasing functions of the degree of price stickiness in each sector and of the share of each good in the final consumption basket. However, in our baseline specification housing is both a flexible-price good and a durable good. Erceg and Levin (2006) have shown that, in the presence of durable and non-durable goods, a larger share than the one in consumption expenditure should be attributed to durable goods inflation in the optimal monetary policy rule. Table 7 reports the optimal rules and the corresponding welfare costs for different degrees of house price stickiness. As θ_D increases, the optimal response to house prices becomes larger (smaller in absolute value) and turns positive for $\theta_D > 0.3$, i.e. for an average duration of a house price of about one and a half quarters. Hence, the presence of financial frictions does not seem to change the traditional prescription

¹⁴See Aoki, Proudman, and Vlieghe (2004), Benigno (2004), Mankiw and Reis (2003) and Woodford (2003).

that the central bank should focus on relative price movements insofar as there is a substantial degree of nominal rigidity in each sector.¹⁵

6.2 Nominal wage rigidities

As suggested by Iacoviello and Neri (2010) and Aspachs-Bracons and Rabanal (2011), the role of nominal frictions in the labor market is crucial in explaining the co-movement between residential and non-residential goods after a housing preference shock. Table 8 reports the results obtained when we let the degree of nominal wage rigidity in both sectors vary. With perfectly flexible wages, the optimal response to house prices is zero. The welfare cost suffered by the savers is lower than in the baseline case, while it is larger for the borrowers. The second and third row of Table 8 report two alternative calibrations in which we set the degree of nominal wage stickiness and wage indexation in the two sectors to one half and three quarters of their baseline levels, respectively. Two results stand out: first, the optimal response to house prices moves from negative to slightly positive (virtually zero) as wage flexibility increases; second, the corresponding response to CPI inflation increases and becomes predominant in the limit-case of flexible wages. As wages adjust more frequently, the higher volatility of nominal wages generates larger volatility in price inflation, forcing the monetary authority to react more strongly to variations in the CPI, while at the same time ignoring the dynamics of house prices. In other words, as wage flexibility increases, the distortion generated by financial market imperfections is dominated by the inefficiency stemming from nominal price rigidity.

6.3 Varying the share of borrowers

We consider a benchmark case of a model economy with two sectors (residential and non-residential goods) but no financial frictions. To do so, we set the share of borrowers to zero. Table 9 reports the results. In the first row we set $\theta_D = 0$: the resulting optimal response to house prices is zero. Comparing this result to the one reported in Table 5 (first row), we observe the following: the optimal response to house prices is larger (smaller in absolute value); the response to price inflation is smaller; the individual welfare cost incurred by the savers (which

¹⁵Qualitatively similar results are obtained with a non-zero degree of indexation in the residential goods sector.

coincide with the whole household sector in this setup) is now smaller than the one achieved in the economy with financial frictions. Intuitively, the presence of the borrowers in the objective function requires a more accommodative response of the interest rate in the face of external shocks. We then depart from the baseline case of flexible house prices and consider alternative assumptions on the degree of house price stickiness (rows 2-10). Without borrowers, when the degree of nominal price rigidity in the residential sector increases, the optimal response to house prices soon becomes positive, even for values of θ_D lower than 0.3. Overall, the results are qualitatively similar with and without financial frictions: the optimal response to house prices is an increasing function of the degree of house price stickiness.

We then consider the effects of increasing the share of borrowers, under both flexible and sticky house prices. Under flexible house prices, a non-zero share of borrowers calls for a negative (but small in absolute value) response to house prices. The optimal response to CPI inflation and output is fairly stable with respect to changes in the share of borrowers (Table 10). The response to house prices is close to zero without borrowers; the optimal coefficient then smoothly declines to reach a minimum value of -0.1 in correspondence of a fraction of constrained agents in the economy between 0.2 and 0.3 and returns to zero when $\omega = 0.8$. In the intermediate case $\theta_D = 0.4$, corresponding to an average duration of house prices of about one and a half quarters, we observe a qualitatively similar pattern (the optimal response to house prices is increasing in ω), although the optimal values of γ_4 are now larger.

6.4 Varying the loan-to-value ratio

Table 12 reports the results obtained when the loan-to-value (LTV) ratio is allowed to move from 99% to 60 %. For a very high degree of leverage (LTV ratio higher than 92%) the optimal response to house prices becomes positive. Its value declines as the ratio decreases, and becomes negative for a loan-to-value ratio of 80%. As the ratio goes below 80% (corresponding to our baseline calibration) the response to house prices remains fairly stable at an average value close to -0.15.

6.5 Persistence of housing demand shocks

Table 13 reports the results of the optimization exercise for different degrees of persistence of the housing demand shock, which is the main driver of short-run movements in house price in our model. It is quite natural to conjecture that the persistence of this shock may have an impact on the dynamics of house prices and real variables in general: a highly persistent shock implies in fact a higher predictability of future house prices.¹⁶ In a recent contribution, Xiao (2013) uses the model of Iacoviello (2005) and shows that responding to house prices, in addition to output and inflation, helps stabilizing the economy (namely, it expands the determinacy region of the model) only if both private agents and the central bank do not possess current data on inflation and output and must forecast them, but do observe current housing prices. Hence, we explore the effects of changing the persistence of the housing demand shock, which, according to the stochastic structure of the model, should directly influence the forecastability of future house prices. However, as reported in the last column of Table 13, the optimal response to house prices is virtually unaffected by the persistence of the housing demand shock. Moreover, both individual and aggregate welfare costs are largely stable as ρ_D varies.

7 The role of financial frictions

In order to identify the main drivers of our results, we analyze the case of an economy characterized by a higher degree of financial frictions compared to our baseline calibration. We assume that (i) the share of constrained borrowers amounts to 30% of the population (as opposed to 20%) and (ii) the average loan-to-value (LTV) ratio is 90%, instead of 80%. We expect such economy to be more prone to displaying larger fluctuations in both prices and quantities, for two reasons. First, a higher LTV ratio provides the borrowers with more resources for any given quantity of collateral pledged, all else being equal. Hence, fluctuations in house prices, the real interest rate, or both, would result in larger fluctuations in the amount of debt compared to our baseline case, according to the standard financial accelerator mechanism (see Kiyotaki and Moore (1997)). Second, the presence of a larger share of borrowers further magnifies such amplification, via a mechanical effect on aggregate variables.

¹⁶We assume a stationary AR(1) process for the evolution of the housing preference shock ε_t^D .

Table 6 reports the results. The response to house prices is now *positive*: consistent with our expectations, in the presence of a more leveraged household sector the central bank has an incentive to counteract movements in house prices, which are more likely to generate wide oscillations in real variables in response to exogenous shocks of any type. Although we do not derive an analytical expression for the (utility-based) welfare criterion, such function will include a number of terms featuring, among others, non-durable consumption and housing services. As the degree of financial frictions increases, such variables will display larger fluctuations in response to, say, a housing demand shock, and therefore a central bank interested in minimizing the welfare cost will find it optimal to counteract the excess fluctuations by moving the interest rate adequately.¹⁷

It is instructive to compare the optimal weight attached to house prices in the rule obtained in this case to the weight of housing services in the individual utility functions (see equations (5) and (1)). In order to do so, we compute the optimal weight attached to housing inflation in an implicit overall consumer price index. Let us first define an overall price index π_t^O as follows:

$$\pi_t^O = \pi_t^\alpha \pi_{D,t}^{(1-\alpha)} \quad (18)$$

where $\alpha \in [0, 1]$. Plugging (18) into (15) gives:

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left(\frac{\pi_t^O}{\bar{\pi}^O} \right)^{\gamma_1} \left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{Y_{t-1}/\bar{Y}} \right)^{\gamma_2} \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{\gamma_3}$$

where we have dropped the last term on the right-hand side: since house prices now enter the overall price index π_t^O , it is no longer necessary to target the two sectoral indices separately. Rewriting the last equation in log-deviations from steady-state levels (denoted with a " $\hat{\cdot}$ ") and substituting the definition of π_t^O yields:

$$\hat{r}_t = \gamma_1 (\alpha \hat{\pi}_t + (1 - \alpha) \hat{\pi}_{D,t}) + \gamma_2 (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) + \gamma_3 \hat{r}_{t-1}$$

Finally, substituting the optimized coefficients reported in Table 6, simple algebra gives the

¹⁷The example is merely illustrative: the argument would apply to all the shocks considered here. Notice that the welfare loss function features *unconditional* variances of model variables, just as the ad-hoc loss functions considered in the previous section.

following:

$$\hat{r}_t = 1.77 (0.98\hat{\pi}_t + 0.02\hat{\pi}_{D,t}) + 1.08 (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) + 0.03\hat{r}_{t-1}$$

As the last equation clearly shows, in an economy characterized by a large degree of financial frictions the optimal monetary policy rule prescribes an aggressive response to variations in the overall price index, where the housing sector receives a weight equal to 2%. Such weight is much lower than the share of housing services in consumption ($\omega_D = 0.1$) and is broadly comparable to the share of the residential sector in GDP (3%, see Table 2). Such result contrasts with the conclusion of Erceg and Levin (2006). In a recent work, Jeske and Liu (2012) perform a similar exercise, computing optimal monetary policy rules in a model of the U.S. economy with a residential and a non-residential sector, sticky rents and asymmetric labor intensity across sectors, but without financial frictions. They show that the optimal rule assigns a weight to rental price inflation that is much smaller than the housing expenditure share in the consumption basket (0.1 vs. 0.3, with roughly the same ratio between the two as in our experiment above). They attribute their result to the different degrees of factor intensity in the two sectors. In our case, the existence of a sufficiently large degree of financial frictions turns out to be sufficient to modify the traditional optimal monetary policy prescriptions in multi-sector models with multiple sources of nominal rigidities, i.e. that the central bank should assign weights to sectoral inflation indices that reflect both relative price stickiness and the expenditure shares of each sectoral good in final consumption.¹⁸

Having established the case for a systematic response to house price fluctuations as a consequence of financial frictions, we now analyze the robustness of our result, by means of a fault-tolerance analysis.

7.1 A fault-tolerance analysis

Fault-tolerance analysis of optimized interest-rate rules, as proposed by Levin and Williams (2003), provides useful insights onto the reasons that underlie our earlier findings. Fault-tolerance analysis is a concept borrowed from engineering and involves, in the present context, appraising the increase in the welfare loss function that results when a single parameter of an optimized

¹⁸See Aoki (2001), Benigno (2004) and Woodford (2003).

interest-rate rule is varied, holding the other parameters constant at their optimized values. A highly fault-tolerant model is one for which the parameters of the rule may vary over a relatively broad range of values without resulting in a large deterioration of its performance (in welfare terms). By contrast, an intolerant model would be a model whose performance deteriorates dramatically as soon as one deviates even modestly from some optimized parameter value (i.e., the welfare loss function exhibits strong curvature with respect to suboptimal variations in some parameter). We are interested in comparing the performance of our baseline economy, calibrated to replicate the main features of the euro area business cycle, to the one of an economy characterized by a larger degree of financial frictions, illustrated in the previous subsection. We aim at assessing, in particular, how much the welfare loss function increases as each parameter in the optimized monetary policy rule moves away from its optimal value. By measuring such variations we will be able to assess the scope for allowing the policymaker to deviate from optimal policy rules, with particular attention to the response to house price fluctuations. Figure 7 plots the fault tolerance of the two model economies to variations in the policy rules: each curve shows the change in the aggregate welfare loss function under the optimized rule (see Table 5, first row, and Table 6 for the corresponding values) as each single parameter is varied, with its minimum attained at the optimized value itself.

We perform the following thought experiment. Suppose that the central bank does not know with certainty the degree of financial frictions in the economy. Let us assume, for instance, that the policymaker acts as if the correct description of the euro area economy was the one implied by our baseline calibration, and implements the corresponding optimized monetary policy rule. What would be the cost of implementing such policy, if the *true* degree of financial imperfections was instead the one of our alternative calibration, namely $\omega = 0.3$ and $\chi = 0.1$? To answer this question, we compare the (minimum) value of the welfare loss implied by the optimal rule under the baseline calibration to the value of the welfare loss corresponding to the optimal rule with a high degree of financial frictions attained in correspondence of the same parameter value. In the case of the response to non-durable inflation, GDP growth and the lagged interest rate, the behavior of the welfare loss is qualitatively similar. In all cases, the additional loss generated by mistakenly enacting the "baseline" optimized rule amounts to about 0.07. When we focus on the response to house prices, instead, the value of such extra-loss almost doubles: in particular,

as soon as the coefficient becomes negative, the welfare loss function corresponding to the "high financial frictions" economy increases very rapidly. To the opposite, graphical inspection of Figure 7 suggests that, if the central bank were to apply the optimized coefficient corresponding to the alternative calibration ($\omega_4 = 0.03$) also in the baseline case, the corresponding additional loss would be much smaller (0.02). Such effects suggests some caution in adopting the optimized rule in our baseline economy, if the central bank is not fully sure about the values of ω and χ .

All in all, fault-tolerance analysis suggests that a systematic, positive response to house price fluctuations may not be pointless also in our benchmark model, if the monetary policymaker has a sufficient degree of uncertainty about the true amount of financial frictions that characterize the economy. A more detailed characterization of financial market imperfections, that possibly affect other elements of the economy than the household sector, would help the analysis of optimal monetary policy rules.

8 Conclusions

We develop a model of the euro area that includes house prices and a financial accelerator mechanism related to household borrowing, to analyze the scope for including house prices in the set of variables that the monetary policymaker targets and/or reacts to. Our main findings can be summarized as follows.

If the central bank's main objective is business cycle stabilization, i.e. the minimization of inflation and output fluctuations, then systematically responding to house prices does not entail any welfare improvement. This remains the case, to a large extent, even if the objective function includes the stabilization of house prices.

When the objective of monetary policy is instead the maximization of aggregate (and individual) welfare, the optimized rule does feature a systematic reaction to house price variations. Under a fairly standard calibration of the model parameters, such reaction has a negative sign, prescribing that the central bank should lower the nominal interest rate in response to shocks that generate a surge in house prices. Sensitivity analysis shows that allowing for a relatively small degree of house price stickiness (corresponding to an average duration of a house price of two quarters) is sufficient to obtain a systematic positive response to house prices in the optimal

simple rule. Moreover, the average level of the loan-to-value ratio matters. The optimal response to house prices is monotonically increasing in the loan-to-value ratio and becomes positive as soon as the latter reaches 90%.

Hence, the degree of financial frictions in the economy turns out to be of crucial importance in determining the sign and size of the response to house prices. If the economy is characterized by both (i) a large share of constrained agents (30%) and (ii) a high average loan-to-value ratio (90%), then it is optimal to systematically counteract house price movements. We have shown that in such an environment the central bank should assign a positive weight to the housing sector in an overall consumer price index. However, and different from previous results in the literature, such weight is lower than the corresponding share of housing services in the final consumption bundle.

Finally, and related to the previous result, uncertainty about the actual degree of financial frictions suggests some caution in the construction of optimal monetary policy rules. By resorting to a fault-tolerance analysis of the optimized rules in two model economies characterized by different degrees of financial imperfections, we have shown that the welfare cost entailed by a sub-optimal *positive* response to house price variations when the economy features less imperfections than the central bank estimates is substantially smaller than that implied by a *negative* response when financial frictions are larger than estimated.

Our results suggest that modeling financial imperfections, possibly also on the firms' side, seems of crucial relevance for the evaluation of monetary policy rules. We leave the investigation of the links between the two areas to future research.

References

- AOKI, K. (2001): “Optimal monetary policy responses to relative price changes,” *Journal of Monetary Economics*, 48, 55–80.
- AOKI, K., J. PROUDMAN, AND G. Vlieghe (2004): “House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach,” *Journal of Financial Intermediation*, 13, 414–435.
- ASPACHS-BRACONS, O., AND P. RABANAL (2011): “The Effects of Housing Prices and Monetary Policy in a Currency Union,” *International Journal of Central Banking*, 7(1), 225–274.
- BENIGNO, P. (2004): “Optimal monetary policy in a currency area,” *Journal of International Economics*, 63(2), 293–320.
- BERNANKE, B., AND M. GERTLER (2001): “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?,” *American Economic Review*, 91(2), 253–257.
- CALVO, G. (1983): “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
- CALZA, A., T. MONACELLI, AND L. STRACCA (2013): “Housing Finance and Monetary Policy,” *Journal of the European Economic Association*, 11(s1), 101–122.
- CHRISTOFFEL, K., G. COENEN, AND A. WARNE (2008): “The new area-wide model of the euro area - a micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis,” Working Paper Series 944, European Central Bank.
- DARRACQ PARIÈS, M., AND A. NOTARPIETRO (2008): “Monetary policy and housing prices in an estimated DSGE model for the US and the euro area,” Working Paper 972, ECB.
- ERCEG, C., AND A. LEVIN (2006): “Optimal monetary policy with durable consumption goods,” *Journal of Monetary Economics*, 53(7), 1341–1359.
- FAIA, E., AND T. MONACELLI (2007): “Optimal interest rate rules, asset prices, and credit frictions,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(10), 3228–3254.
- FORLATI, C., AND L. LAMBERTINI (2011): “Risky Mortgages in a DSGE Model,” *International Journal of Central Banking*, 7(1), 285–335.

- GALÍ, J. (2008): *Monetary Policy, Inflation, and The Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Model*. Princeton University Press.
- IACOVIELLO, M. (2005): “House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 95(3), 739–764.
- IACOVIELLO, M., AND S. NERI (2010): “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 125–64.
- JESKE, K., AND Z. LIU (2012): “Should the central bank be concerned about housing prices?,” *Macroeconomic Dynamics*, forthcoming.
- KIYOTAKI, N., AND J. MOORE (1997): “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105, 211–248.
- LAMBERTINI, L., C. MENDICINO, AND M. T. PUNZI (2011): “Leaning Against Boom-Bust Cycles in Credit and Housing Prices,” Discussion paper.
- LEVIN, A. T., AND J. C. WILLIAMS (2003): “Robust monetary policy with competing reference models,” *Journal of Monetary Economics*, 50(5), 945–975.
- MANKIW, N. G., AND R. REIS (2003): “What Measure of Inflation Should a Central Bank Target?,” *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1058–1086.
- MENDICINO, C., AND A. PESCATORI (2005): “Credit Frictions, Housing Prices and Optimal Monetary Policy Rules,” Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2005 67, Money Macro and Finance Research Group.
- MISHKIN, F. S. (2007): “Housing and the Monetary Transmission Mechanism,” Working Paper 13518, NBER.
- MONACELLI, T. (2006): “New Keynesian Models, Durable Goods and Collateral Constraints,” CEPR Discussion Papers 5916, C.E.P.R. Discussion Papers.
- MONACELLI, T. (2009): “New Keynesian Models, Durable Goods and Borrowing Constraints,” *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 242–254.

- ROTEMBERG, J., AND M. WOODFORD (1997): “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy,” in *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12*, NBER Chapters, pp. 297–361. National Bureau of Economic Research, Inc.
- RUBIO, M. (2011): “Fixed- and Variable-Rate Mortgages, Business Cycles, and Monetary Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4), 657–688.
- RUDEBUSCH, G. D. (2006): “Monetary Policy Inertia: Fact or Fiction?,” *International Journal of Central Banking*, 2(4).
- SCHMITT-GROHE, S., AND M. URIBE (2006): “Comparing Two Variants of Calvo-Type Wage Stickiness,” Working Paper 12740, NBER.
- SCHMITT-GROHE, S., AND M. URIBE (2007): “Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules,” *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1702–1725.
- SMETS, F., AND R. WOUTERS (2003): “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area,” *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- (2005): “Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a Bayesian DSGE approach,” *Journal of Applied Econometrics*, 20(1).
- (2007): “Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach,” *American Economic Review*, 97(3).
- SVENSSON, L. E. O. (1999): “Inflation targeting as a monetary policy rule,” *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 607–654.
- TAYLOR, J. B., AND J. C. WILLIAMS (2010): “Simple and Robust Rules for Monetary Policy,” in *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. M. Friedman, and M. Woodford, vol. 3 of *Handbook of Monetary Economics*, chap. 15, pp. 829–859. Elsevier.
- WOODFORD, M. (2003): *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
- XIAO, W. (2013): “Learning About Monetary Policy Rules When The Housing Market Matters,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(1), 500–515.

Appendix A. Welfare loss computations

Individual welfare measures are defined as follows:

$$\mathcal{W}_t^b \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t \left\{ \frac{1}{1-\sigma_X} (X_t^b)^{1-\sigma_X} - \Delta_{C,b,t}^w \frac{\bar{L}_{C,b}}{1+\sigma_{L_{C,b}}} (N_{C,t}^b)^{1+\sigma_{L_{C,b}}} - \Delta_{D,b,t}^w \frac{\bar{L}_{D,b}}{1+\sigma_{L_{D,b}}} (N_{D,t}^b)^{1+\sigma_{L_{D,b}}} \right\}$$

and

$$\mathcal{W}_t^s \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^s)^t \left\{ \frac{1}{1-\sigma_X} (X_t^s)^{1-\sigma_X} - \Delta_{C,s,t}^w \frac{\bar{L}_{C,s}}{1+\sigma_{L_{C,s}}} (N_{C,t}^s)^{1+\sigma_{L_{C,s}}} - \Delta_{D,s,t}^w \frac{\bar{L}_{D,s}}{1+\sigma_{L_{D,s}}} (N_{D,t}^s)^{1+\sigma_{L_{D,s}}} \right\}$$

for the impatient and patient agent, respectively, where $\Delta_{j,i,t}^w$ denotes wage dispersion in sector j , related to agent i . In order to evaluate the utility losses experienced by each agent under a given policy, we compute the fraction of consumption streams from an alternative policy regime (labeled ψ) that is to be added (or subtracted) to each agent's consumption in order to achieve the reference welfare level, corresponding to the steady state welfare. Formally, we solve the following equations:

$$\bar{\mathcal{W}}^b = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t \left\{ \frac{1}{1-\sigma_X} (X_t^{b,a}(1+\psi^b))^{1-\sigma_X} - \text{Delta}_{C,b,t}^w \frac{\bar{L}_{C,b}}{1+\sigma_{L_{C,b}}} (N_{C,t}^{b,a})^{1+\sigma_{L_{C,b}}} - \text{Delta}_{D,b,t}^w \frac{\bar{L}_{D,b}}{1+\sigma_{L_{D,b}}} (N_{D,t}^{b,a})^{1+\sigma_{L_{D,b}}} \right\}$$

and

$$\bar{\mathcal{W}}^s = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^s)^t \left\{ \frac{1}{1-\sigma_X} (X_t^{s,a}(1+\psi^s))^{1-\sigma_X} - \text{Delta}_{C,b,t}^w \frac{\bar{L}_{C,s}}{1+\sigma_{L_{C,s}}} (N_{C,t}^{s,a})^{1+\sigma_{L_{C,s}}} - \text{Delta}_{D,b,t}^w \frac{\bar{L}_{D,s}}{1+\sigma_{L_{D,s}}} (N_{D,t}^{s,a})^{1+\sigma_{L_{D,s}}} \right\}$$

where $\bar{\mathcal{W}}^b$ and $\bar{\mathcal{W}}^s$ denote the steady-state welfare level of the impatient and patient agent, respectively. Under our functional assumptions for the utility functions of the individuals, we have:

$$\psi^b = \left(\frac{\bar{\mathcal{W}}^b + \mathcal{W}_{t,L}^{b,a}}{\mathcal{W}_t^{b,a} + \mathcal{W}_{t,L}^{b,a}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_X}} - 1$$

and

$$\psi^s = \left(\frac{\bar{\mathcal{W}}^s + \mathcal{W}_{t,L}^{s,a}}{\mathcal{W}_t^{s,a} + \mathcal{W}_{t,L}^{s,a}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_X}} - 1$$

Finally, we compute an aggregate welfare cost as a weighted sum of individual welfare costs, as

follows:

$$\psi \equiv \omega\psi^b + (1 - \omega)\psi^s$$

Appendix B. Labor supply and wage setting

The labor market structure is modeled following Schmitt-Grohe and Uribe (2006). Households of each type provide homogeneous labor services, which are transformed by monopolistically competitive unions into differentiated labor inputs. As a result, all household of the same type supply the same amount of hours worked in each sector, in equilibrium.

In each sector j ($j = C, D$), we assume the existence of perfectly competitive labor packers, who buy the individual agents' labor supplies N_{jt}^i ($i = B, S$) and aggregate them using a Cobb-Douglas function, to produce the aggregate labor indicators $L_{C,t}$ and $L_{D,t}$ that enter the firms' production function (more later). We specify the details of the labor packers profit-maximization problem below.

We also assume that in each sector j ($j = C, D$) there exist monopolistically competitive labor unions indexed by i ($i = B, S$), representing the patient and impatient households, respectively. Unions differentiate the homogeneous labor provided by households, creating a continuum of measure one of labor services (indexed by $z \in [0, 1]$) which are sold to the above-mentioned labor packers in each sector. Each union thus faces the following labor demand (originating from sector-specific labor packers):

$$L_{j,i,t}(z) = \left(\frac{W_{j,i,t}(z)}{W_{j,i,t}} \right)^{-\frac{\mu_w}{\mu_w - 1}} L_{j,i,t}$$

where $z \in [0, 1]$, $\mu_w = \frac{\theta_w}{\theta_w - 1}$ and $\theta_w > 1$ is the elasticity of substitution between differentiated labor services, which we assume to be constant across types and sectors. $L_{j,i,t}$ measures demand for labor type i by firms in sector j ,

$$L_{j,i,t} = \left[\int_0^1 L_{j,i,t}(z)^{\frac{1}{\mu_w}} dz \right]^{\mu_w}$$

while $W_{j,i,t}$ denotes the nominal wage set by union i in market j at time t ¹⁹:

$$W_{j,i,t} = \left[\int_0^1 W_{j,i,t}(z)^{\frac{1}{1-\mu_w}} dz \right]^{1-\mu_w}$$

Clearly, our structure gives rise to four different wages in equilibrium, each corresponding to a specific worker type (patient, impatient) in a specific sector (C, D). Every period, each union faces a constant probability $1 - \alpha_{wji}$ of being able to adjust its nominal wage. If the union is not allowed to re-optimize, wages are indexed to past and steady-state inflation according to the following rule:

$$W_{j,i,t}(z) = [\pi_{t-1}]^{\xi_w^{j,i}} [\bar{\pi}]^{1-\xi_w^{j,i}} W_{j,i,t-1}(z)$$

where $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ and $\xi_w^{j,i}$ denotes the degree of indexation in each sector, for each type. Taking into account that unions might not be able to choose their nominal wage optimally in the future, the optimal nominal wage $\widetilde{W}_{j,i,t}(z)$ is chosen to maximize intertemporal utility under the budget constraint and the labor demand function. The first-order condition for the wage setting program of agent i in sector j can be written recursively as follows:

$$\frac{\widetilde{W}_{j,i,t}}{P_t} = \left(\mu_w \frac{\mathcal{H}_{1,t}^{wji}}{\mathcal{H}_{2,t}^{wji}} \right)^{\frac{\mu_w-1}{\mu_w}}$$

The resulting aggregate wage dynamics for each type in each sector is:

$$\begin{aligned} (W_{j,i,t})^{\frac{1}{1-\mu_w}} &= (1 - \alpha_{wji}) \left(\mu_w \frac{\mathcal{H}_{1,t}^{wji}}{\mathcal{H}_{2,t}^{wji}} \right)^{-\frac{1}{\mu_w-1}} \\ &+ \alpha_{wji} (W_{j,i,t-1})^{\frac{1}{1-\mu_w}} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}^{\xi_w^{j,i}} \bar{\pi}^{1-\xi_w^{j,i}}} \right)^{\frac{-1}{1-\mu_w}} \end{aligned} \quad (19)$$

¹⁹The following definitions also hold:

$$N_{j,t}^B \equiv \int_0^1 L_{j,B,t}(z) dz$$

and

$$N_{j,t}^S \equiv \int_0^1 L_{j,S,t}(z) dz$$

where

$$\mathcal{H}_{1,t}^{wji} = \bar{L}_{j,i} (N_{j,t}^i)^{1+\sigma_{L_{j,i}}} (W_{j,i,t})^{\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} + \alpha_{wji} \beta_i E_t \left[\left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi_t^{\xi_{wji}} [\bar{\pi}]^{1-\xi_{wji}}} \right)^{\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} \mathcal{H}_{1,t+1}^{wji} \right] \quad (20)$$

and

$$\mathcal{H}_{2,t}^{wji} = \Lambda_{it} N_{j,t}^i (W_{j,i,t})^{\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} + \alpha_{wji} \beta_i E_t \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi_t^{\xi_{wji}} [\bar{\pi}]^{1-\xi_{wji}}} \right)^{\frac{1}{\mu_w-1}} \mathcal{H}_{2,t+1}^{wji} \quad (21)$$

with $\beta_i = \beta$ if $i = S$ and $\beta_i = \gamma$ if $i = B$. Also, $W_{j,i,t}$ denotes the real wage of type i in sector j and Λ_{it} is the marginal utility of consumption of type i .

We can now define the labor packers' Cobb-Douglas production function as follows:

$$L_j \equiv \omega^\omega (1-\omega)^{(1-\omega)} \left(\frac{N_{j,t}^S}{\Delta_{j,S,t}^w} \right)^{(1-\omega)} \left(\frac{N_{j,t}^B}{\Delta_{j,B,t}^w} \right)^\omega$$

where

$$\frac{N_{j,t}^B}{\Delta_{j,B,t}^w} W_{j,B,t} = \frac{N_{j,t}^S}{\Delta_{j,S,t}^w} W_{j,S,t}$$

and the term $\Delta_{j,i,t}^w$ denotes wage dispersion in sector j , related to agent i . Such term is a state variable that evolves as follows:

$$\begin{aligned} \Delta_{j,i,t}^w &= (1 - \alpha_{wji}) (W_{j,i,t})^{\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} \left(\mu_w \frac{\mathcal{H}_{1,t}^{wji}}{\mathcal{H}_{2,t}^{wji}} \right)^{-\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} \\ &+ \alpha_{wji} \Delta_{j,i,t-1}^w \left(\frac{W_{j,i,t}}{W_{j,i,t-1}} \right)^{\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}^{\xi_{wji}} [\bar{\pi}]^{1-\xi_{wji}}} \right)^{\frac{\mu_w}{\mu_w-1}} \end{aligned}$$

Notice that wage dispersion is inefficient, as all job varieties are ex-ante identical (see SGU2006). The solution to the labor packers' cost-minimization problem also determines the following wage indices:

$$W_{j,t} = \frac{(W_{j,S,t})^{1-\omega} (W_{j,B,t})^\omega}{\omega^\omega (1-\omega)^{1-\omega}}$$

If wages were perfectly flexible, in every period t we would have:

$$\mu_w \bar{L}_{j,i} (N_{j,t}^i)^{\sigma_{L_{j,i}}} = \Lambda_{i,t} W_{j,i,t}$$

with $j = C, D$ and $i = P, I$. The real wage would be equal to a markup μ_w over the marginal rate of substitution between consumption and labor.

Table 1. Calibrated parameters

Parameter	Description	Value
<i>Preferences</i>		
β^B	Discount factor (patient)	0.99
β^S	Discount factor (impatient)	0.96
σ_X	Intertemporal elasticity of substitution	1.00
σ_{LC}	Labor supply elasticity (non-housing)	2.00
σ_{LD}	Labor supply elasticity (housing)	2.00
ω	Share of impatient agents	0.20
<i>Final consumption</i>		
h_s	Habit persistence (patient)	0.82
h_b	Habit persistence (impatient)	0.28
ω_D	Share of housing services in consumption	0.10
η_D	Nondurable consumption–housing substitution	1.00
δ	Housing depreciation rate	0.01
χ	Downpayment ratio	0.20
<i>Investment</i>		
δ_K	Capital depreciation rate	0.03
ϕ	Investment adjustment cost (non-residential)	0.10
ψ	Capital utilization adjustment cost (non-residential)	3
ϕ_D	Investment adjustment cost (residential)	0.005
ψ_D	Capital utilization adjustment cost (residential)	10
<i>Firms</i>		
α_C	Share of capital (non-residential)	0.30
α_D	Share of capital (residential)	0.30
α_L	Share of land (residential)	0.15
μ_C	Intermediate non-residential goods substitution	4.33
μ_D	Intermediate residential goods substitution	4.33
μ_w	Labor varieties substitution (residential)	4.33
μ_w	Labor varieties substitution (non-residential)	4.33
<i>Nominal rigidities</i>		
θ_C	Calvo non-residential (goods)	0.92
γ_C	Indexation non-residential (goods)	0.50
θ_D	Calvo residential (goods)	0.00
γ_D	Indexation residential (goods)	0.00
θ_{wC}	Calvo non-residential (labor)	0.92
γ_{wC}	Indexation non-residential (labor)	0.23
θ_{wD}	Calvo residential (labor)	0.93
γ_{wD}	Indexation residential (labor)	0.44

Table 1. Calibrated parameters (continued)

Parameter	Description	Value
<i>Monetary policy rule</i>		
Interest-rate persistence	ρ	0.85
Response to inflation	ϕ_π	1.25
Response to GDP growth	$\phi_{\Delta y}$	0.015
<i>Exogenous shocks: persistence</i>		
Technology (non-residential)	ρ^A	0.90
Technology (residential)	ρ^{AD}	0.90
Housing demand	ρ^D	0.95
Financial (loan-to-value)	ρ^{LTV}	0.95
<i>Exogenous shocks: standard deviation</i>		
Technology (non-residential)	σ^A	1.50
Technology (residential)	σ^{AD}	1.10
Housing demand	σ^D	2.85
Financial (loan-to-value)	σ^{LTV}	0.01

Table 2. Steady state ratios

Variable	Description	Value
R	Nominal interest rate (annualized)	4.00
C/Y	Consumption-to-output ratio	0.58
$T_D Z_D/Y$	Residential investment-to-output ratio	0.03
I/Y	Investment-to-output ratio	0.21
$B/(4Y)$	Private debt-to-annual-output ratio	0.50
$P_H G/Y$	Public expenditure-to-output ratio	0.18

Table 3. Comparison of standard deviations

	Model	Data
GDP	2.54	2.21
Consumption	2.35	2.20
Investment	6.23	6.18
Residential investment	6.51	5.70
Household debt	8.07	5.84
Nominal interest rate	0.32	0.39
CPI inflation	0.32	0.46
House price inflation	0.99	1.03

Table 4. Loss function minimization: results ($\lambda = 0.5, \mu = 0.001$)

	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Taylor	0.565	0.636	0.262	0.42	4.45	0.63	0.00
Taylor + house prices	0.569	0.640	0.267	0.38	4.01	0.63	0.01
HP ($\nu = 0.001$)	0.571	0.642	0.273	0.41	4.51	0.56	0.04
HP ($\nu = 0.2$)	0.531	0.577	0.336	0.18	1.01	0.28	0.18
HP ($\nu = 0.4$)	0.434	0.466	0.296	0.32	1.42	0.00	0.32
HP ($\nu = 0.6$)	0.390	0.416	0.278	0.45	1.66	0.00	0.45
HP ($\nu = 0.8$)	0.375	0.399	0.274	0.76	1.66	0.00	0.76
HP ($\nu = 1$)	0.383	0.407	0.278	6.39	17.29	0.00	6.39

Table 5. Welfare cost minimization: results

	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Taylor + house prices	0.086	0.117	-0.041	2.36	1.84	0.08	-0.12
Taylor	0.091	0.118	-0.022	1.64	0.87	0.00	0.00

Table 6. Welfare cost minimization: the role of financial frictions

	ω	$LTVratio$	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Taylor + house prices	0.3	0.9	0.104	0.127	0.049	1.77	1.15	0.00	0.03

Table 7. Welfare cost minimization: nominal price rigidity in the residential sector

θ_D	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
0.1	0.092	0.123	-0.040	1.35	0.82	0.42	-0.06
0.2	0.097	0.128	-0.032	1.96	1.35	0.05	-0.04
0.3	0.105	0.135	-0.020	1.73	1.22	0.03	0.00
0.4	0.116	0.144	0.000	1.44	1.09	0.03	0.04
0.5	0.131	0.156	0.026	1.35	1.20	0.00	0.08
0.6	0.152	0.174	0.059	1.22	1.25	0.00	0.13
0.7	0.181	0.206	0.074	7.31	9.19	0.00	0.08
0.8	0.239	0.260	0.152	2.62	3.50	0.00	0.39
0.9	0.383	0.399	0.313	2.04	4.78	0.00	1.94

Table 8. Welfare cost minimization: nominal wage rigidity

	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Wage flexibility	-0.030	-0.019	-0.076	5.14	0.00	0.68	0.01
Intermediate wage rigidity	-0.008	0.007	-0.073	3.51	0.45	0.81	-0.01
High wage rigidity	0.019	0.039	-0.065	2.37	0.70	0.53	-0.02
Benchmark calibration	0.086	0.117	-0.041	2.36	1.84	0.08	-0.12

Table 9. Welfare cost minimization: a benchmark model without borrowing

θ_D	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
0	0.092	0.092	-	1.71	1.42	0.00	0.00
0.1	0.094	0.094	-	1.67	1.45	0.00	0.02
0.2	0.097	0.097	-	1.65	1.52	0.00	0.04
0.3	0.100	0.100	-	1.63	1.57	0.00	0.06
0.4	0.106	0.106	-	2.02	2.19	0.00	0.07
0.5	0.114	0.114	-	2.72	3.20	0.00	0.10
0.6	0.126	0.126	-	7.45	9.50	0.32	0.13
0.7	0.141	0.141	-	2.63	3.17	0.00	0.24
0.8	0.174	0.174	-	2.82	3.34	0.00	0.45
0.9	0.269	0.269	-	3.75	4.27	0.00	1.74

Table 10. Welfare cost minimization: varying the share of borrowers

ω	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
0	0.092	0.092	-	1.69	1.42	0.00	0.01
0.1	0.092	0.105	-0.032	1.87	1.40	0.22	-0.08
0.2	0.087	0.118	-0.040	1.82	1.36	0.26	-0.10
0.3	0.082	0.136	-0.044	1.83	1.35	0.27	-0.10
0.4	0.081	0.162	-0.042	1.70	1.15	0.25	-0.08
0.5	0.081	0.201	-0.039	1.78	1.27	0.22	-0.07
0.6	0.085	0.259	-0.032	1.83	1.27	0.14	-0.05
0.7	0.094	0.353	-0.018	1.90	1.26	0.06	-0.01
0.8	0.111	0.523	0.008	1.94	1.28	0.11	0.00

Table 11. Welfare cost minimization: varying the share of borrowers ($\theta_D = 0.4$)

ω	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
0	0.106	0.106	0.039	1.96	2.12	0.00	0.07
0.1	0.114	0.124	0.018	1.97	1.92	0.00	0.04
0.2	0.116	0.146	-0.007	1.74	1.39	0.00	0.02
0.3	0.111	0.178	-0.044	1.83	1.49	0.00	-0.04
0.4	0.103	0.225	-0.081	0.07	1.55	0.00	-0.10
0.5	0.095	0.274	-0.085	1.64	1.67	0.00	-0.13
0.6	0.092	0.324	-0.062	1.55	1.49	0.00	-0.10
0.7	0.096	0.416	-0.040	0.06	1.48	0.00	-0.10
0.8	0.111	0.609	-0.014	1.80	0.00	0.00	-0.12

Table 12. Welfare cost minimization: varying the loan-to-value ratio

$LTVratio$	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
0.99	0.157	0.161	0.142	9.06	0.87	0.00	0.40
0.98	0.135	0.126	0.174	3.51	3.71	0.00	0.07
0.96	0.122	0.114	0.155	1.84	1.50	0.00	0.07
0.94	0.111	0.111	0.110	1.96	1.60	0.00	0.04
0.92	0.103	0.109	0.077	1.61	1.08	0.03	0.03
0.9	0.098	0.110	0.046	1.81	1.25	0.01	0.00
0.8	0.087	0.117	-0.040	1.74	1.31	0.29	-0.10
0.7	0.089	0.125	-0.064	1.90	1.11	0.18	-0.11
0.6	0.092	0.128	-0.062	2.82	2.43	0.16	-0.19

Table 13. Welfare cost minimization: persistence of housing demand shock

ρ_D	\mathcal{W}^{tot}	\mathcal{W}^s	\mathcal{W}^b	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
0.1	0.205	0.248	0.026	1.61	1.76	0.66	-0.16
0.2	0.205	0.247	0.026	1.71	1.88	0.64	-0.17
0.3	0.204	0.246	0.026	1.80	1.95	0.60	-0.17
0.4	0.202	0.245	0.023	1.48	1.63	0.68	-0.15
0.5	0.200	0.242	0.021	1.61	0.17	0.64	-0.16
0.6	0.197	0.239	0.019	1.69	1.79	0.61	-0.16
0.7	0.191	0.232	0.014	1.65	1.77	0.63	-0.16
0.8	0.179	0.220	0.006	1.66	1.77	0.62	-0.16
0.9	0.146	0.184	-0.014	1.58	1.40	0.49	-0.12

Figure 1: Optimal policy frontiers (loss function minimization)

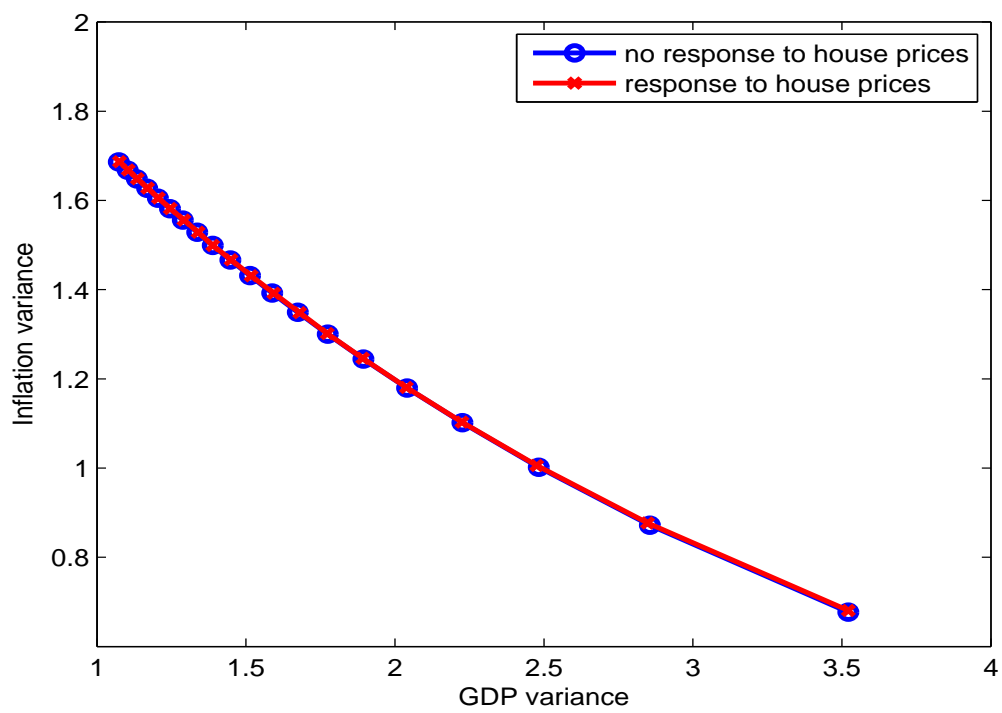


Figure 2: Welfare cost under alternative policy objectives

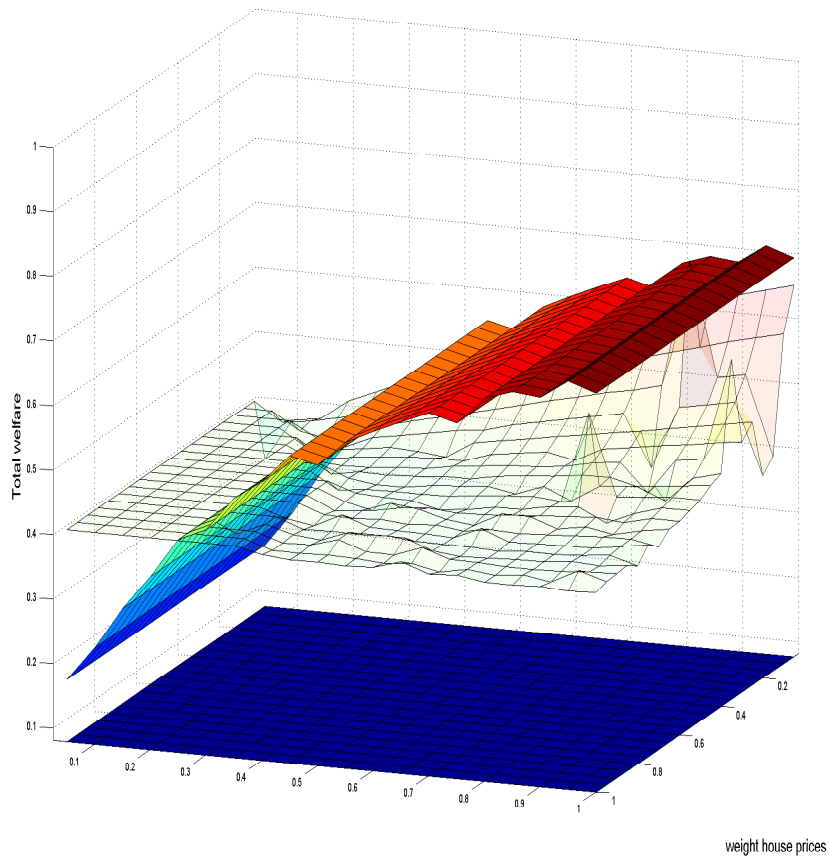


Figure 3: Impulse responses to a positive housing demand shock: optimal rule (solid blue line) and standard Taylor rule (dashed red line)

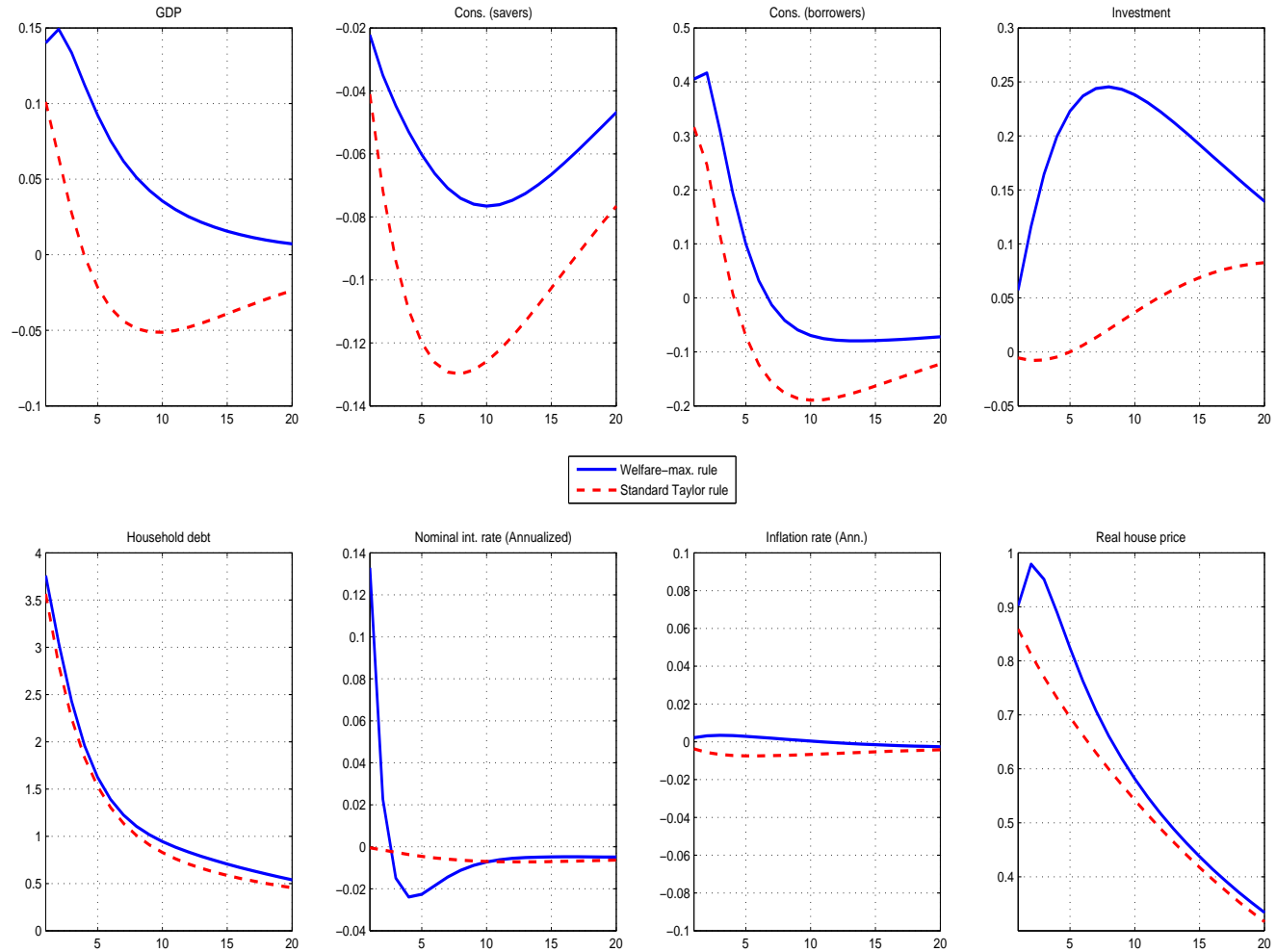


Figure 4: Impulse responses to a positive financial shock: optimal rule (solid blue line) and standard Taylor rule (dashed red line)

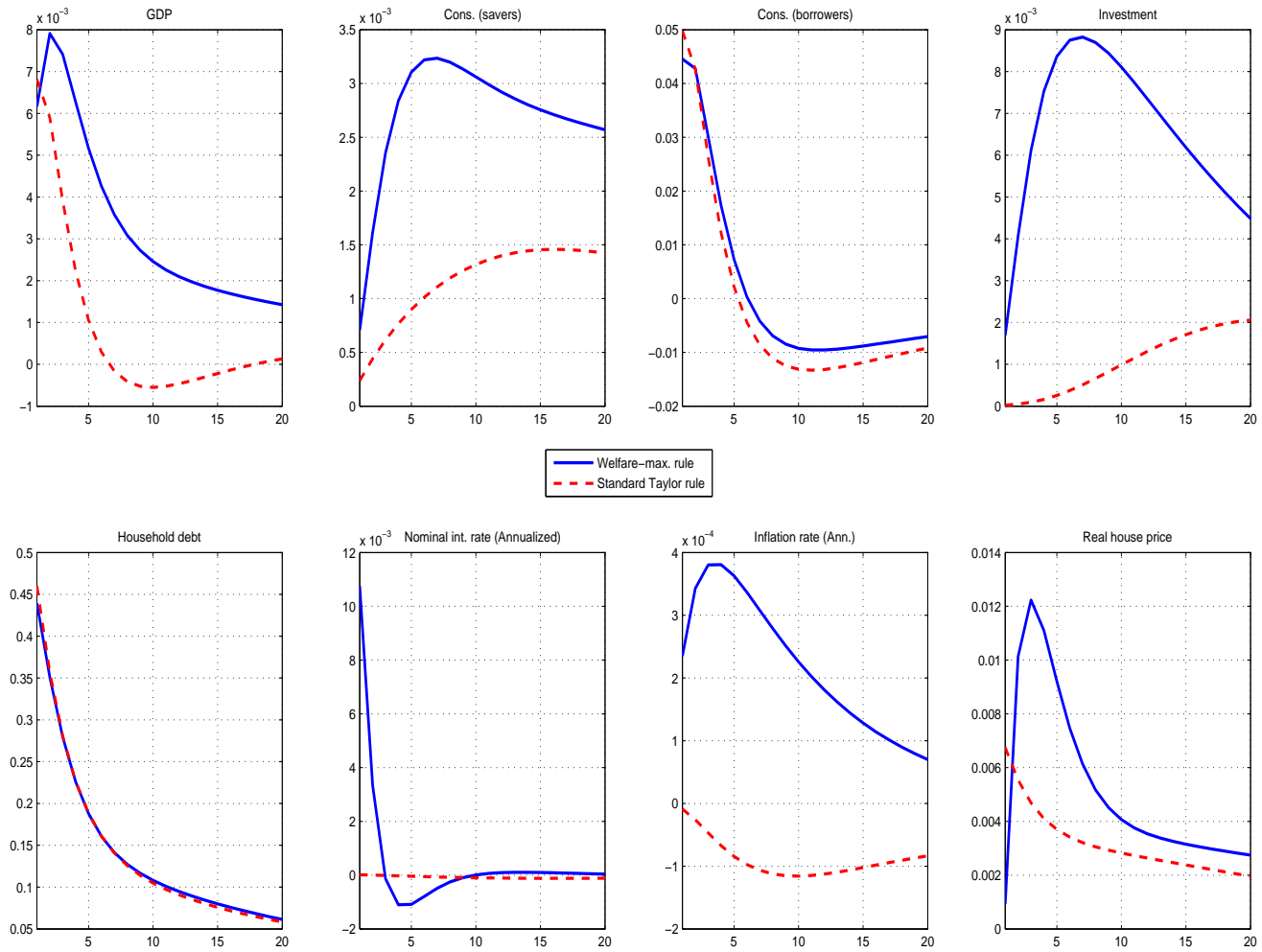


Figure 5: Impulse responses to a positive technology shock in the non-residential sector: optimal rule (solid blue line) and standard Taylor rule (dashed red line)

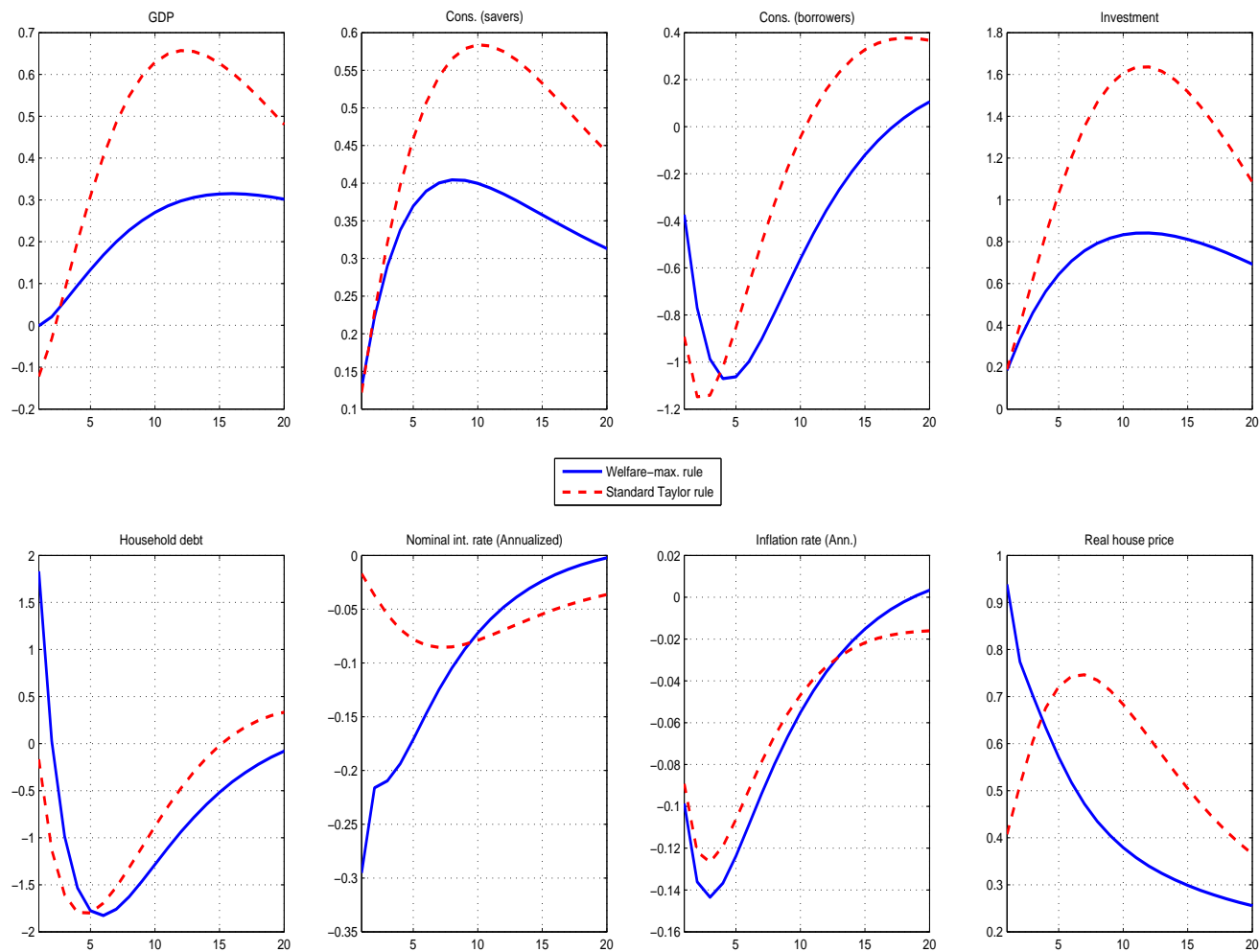


Figure 6: Impulse responses to a positive technology shock in the residential sector: optimal rule (solid blue line) and standard Taylor rule (dashed red line)

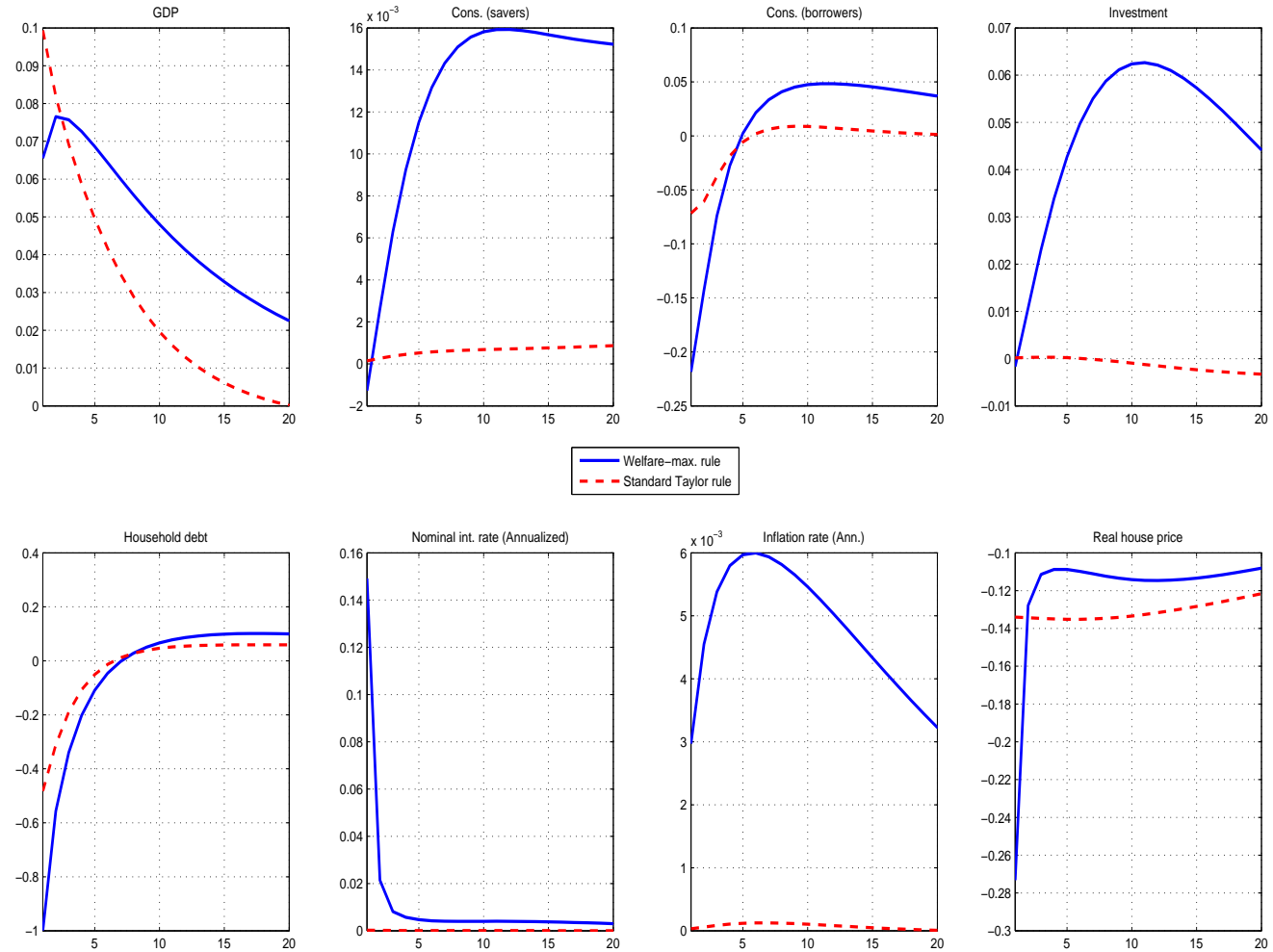
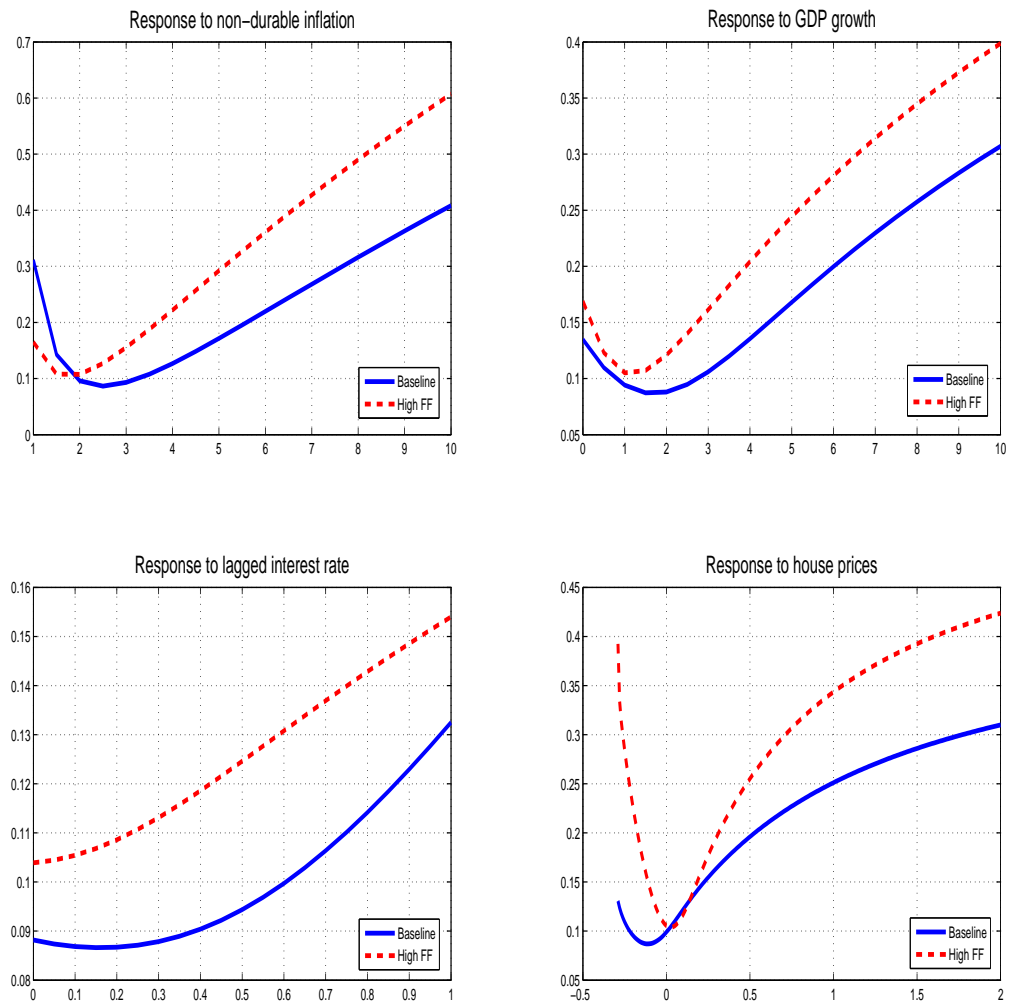


Figure 7: Fault tolerance: social welfare loss under optimal monetary policy rule, baseline calibration (solid blue line) and high degree of financial frictions (dashed red line)



Comments to:
**"Optimal Monetary Policy Rules and House Prices:
the Role of Financial Frictions"**
(by Alessandro Notarpietro and Stefano Siviero)

Francesco Nucci
(Università di Roma "La Sapienza")

The paper by Notarpietro and Siviero (N&S henceforth) investigates the role of house prices in the conduct of monetary policy analyzing whether the central bank should be concerned about house price inflation. It addresses the question of whether the effectiveness of monetary policy increases if house price inflation is explicitly included among the objectives of the central bank and/or in its instrument rule. The paper is entirely theoretical and the predictions are derived within a theoretical framework where financial frictions are allowed for and their role is emphasized.

The issue addressed by N&S is part of a more general research area dealing with the extent to which asset prices should be relevant for monetary policy. The other research line that their paper intersects with is that on financial factors and frictions as important elements of business cycle and therefore of monetary policy.

To investigate the issue of whether the central bank should be concerned about house price inflation, the authors build a line of argument that relies on different steps.

First, the paper analyzes whether adding house price in the reaction function of the central bank (i.e. in the Taylor rule) leads to improvements in pursuing the traditional stabilization objectives in terms of price and output fluctuations. Second, it investigates whether including house price inflation as an additional variable to target in the central bank's objective function leads to overall welfare gains. Third, it analyzes the welfare implications of a central bank that systematically reacts to house prices in a set-up where the monetary authority seeks to maximize the microeconomic-founded consumer welfare function.

The role of house price for monetary policy-making is analyzed in a Dynamic New-Keynesian model with credit market imperfections. In particular, borrowers face an exogenous credit constraint and debts are secured by the collateral value of their house (Kiyotaki and Moore, 1997). Thus, the individual borrows against the value of her housing wealth and there is a loan-to-value ratio below one (see Iacoviello, 2010). To allow for credit transactions, two types of agents are considered: a) Patient households and b) Impatient households, with the former discounting the future more heavily than the latter. Housing services provide utility to both types of agents and there is a residential goods sector with real estate firms producing differentiated housing services. Houses are the asset used as collateral in the credit market.

The main results of the paper can be summarized as follows. 1) The inclusion of house price in the Taylor rule - whose parameters are set by minimizing a traditional loss function with inflation and output - does not lead to any change. Indeed, the optimal

response of the policy rate to housing price inflation is close to zero and the value of the minimized loss remains unaltered. 2) On the other hand, the inclusion of house price both in the Taylor rule and as argument of an augmented loss function does lead to improvements: the welfare costs of the policy rule tend to decline. This result, however, is not systematic as it depends on the values of the parameters of the central bank's intertemporal loss function. These parameters are the weights attached to inflation, output, interest rate change and housing price inflation. 3) Finally, when the central bank seeks to directly minimize the social welfare cost function, the minimum is attained when the bank does respond to house price. However, the optimal response is *negative*: *i.e.* the policy rate should be adjusted *downward* after a rise of house price inflation. This result also is not systematic. Indeed, N&S shows that if the extent of financial frictions increases, then the optimal response turns *positive*, in line with what one naturally expects.

On the other hand, however, they also report that the optimal rule assigns a weight on house price that is very small in general (0.02) and much smaller than the calibrated value of the housing expenditure share in consumption (0.1). The paper therefore argues that - under high financial frictions - the optimal rule features a positive response of the policy interest rate to house price but the policy response should in fact be close to zero because the optimal weight attached to house price is very small (0.02).

I believe that this prediction of a low optimal weight for the housing component of inflation deserves more attention.

Indeed, in the standard two-sector model the literature on optimal monetary policy has established that the optimal weight of each sector's inflation in the policy rule is an increasing function of the sector's degree of price stickiness (see Woodford, 2003 and Benigno, 2004). In principle, the model does allow for the presence of price rigidity in both sectors (non-durable consumption and housing). In fact, however, in the model's calibration the degree of price stickiness in the residential goods sector, *i.e.* the Calvo parameter, θ_D , is set equal to *zero*. By contrast, the extent of price stickiness in the non-residential sector is assumed to be particularly high ($\theta_C = 0.92$). Hence, naturally the question arises as to what extent these assumptions on both the absolute and relative degree of price flexibility in the residential sector may drive the above result of a close-to-zero optimal response of the policy rate to housing price inflation. Arguably, the other findings also may be affected by these assumptions and a discussion of this is therefore in order (see Jeske and Liu, 2013).

Another element that I would like to discuss deals with financial frictions. Svensson (2004) emphasizes that, under normal conditions, asset prices should not be considered as target of monetary policy (see Mendicino and Pescatori, 2005). The opposite is arguably true under non-standard circumstances. Indeed, N&S show that there seems to be some role for house prices in monetary policy making only when the severity of financial frictions is high. Arguably, they therefore seem to reach a conclusion similar to Svensson's, in that large credit market imperfections reflect non-standard conditions. However, I would address the issue of departing from normal / baseline conditions

along other dimensions also, that perhaps resemble more closely the actual developments before and during the global financial crisis.

For example, I would analyze if the conclusions on the effectiveness of allowing for house price in monetary policy may change with: a) a higher variance of the housing preference shock, ε_{τ}^H , and/or b) a higher variance of the loan-to-value shock, ε_{τ}^{LTV} .

My final comment deals with what we learn by reading the paper. The paper builds its arguments and reaches its conclusions on the issue at stake in several steps. In each step, the results obtained point either to zero gains from including house prices in monetary policy making or to elements that cast doubts on the possibility of achieving such gains. My sense is that there is a skeptical view on the part of the authors on the inclusion of house prices in monetary policy making. However, this view or, eventually, an alternative one should be made more explicit in the paper. In other words, the authors should take a stand, based on their overall findings, on what the central bank should do in practice with house prices.

Somewhat similarly, in some cases the authors should articulate in more detail the elements that induce a skeptical view on the role of house prices and take a stand on how compelling they are. For example, when the loss function is minimized using also house price as part of the targets, welfare improvements arise but are defined as non-systematic. This conclusion arises through a sensitivity analysis in which all possible pairs of values for the parameters on output (λ) and house price (ν) in the loss function are considered. Given this, I wonder whether, to be defined as systematic, the welfare improvements should really be observed across *all* possible values of pairs of these parameters. In other words, one wonders whether the literature has established some ranges of values for these parameters to be more reasonable than others. If this is the case, and this should be clarified in the paper, then the result on a lack of systematic welfare improvements can be better qualified.

References

Benigno, P., (2004), "Optimal Monetary Policy in a Currency Area", *Journal of International Economics*, 63, 293-320.

Iacoviello, M. (2005): "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, 95(3), 739–764.

Jeske, K., and Z. Liu (2013): "Should the central bank be concerned about housing prices?," *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 17, 01, pp 29-53.

Kiyotaki, N., and J. Moore (1997): "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105, 211–248.

Mendicino, C., and A. Pescatori (2005): "Credit Frictions, Housing Prices and Optimal Monetary Policy Rules," Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2005 67, Money Macro and Finance Research Group.

Svensson, L. (2004), "Asset Prices and ECB Monetary Policy", mimeo, Princeton University.

Woodford, M., (2003), "Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy", Princeton University Press.