

FLUTTUAZIONI MACRO E DINAMICA DELLA CURVA DI BEVERIDGE

Carlo Di Giorgio¹

1. Introduzione

La curva di Beveridge, che generalmente identifica una relazione inversa tra disoccupazione e posti di lavoro vacanti, è ancora spesso utilizzata per analizzare lo stato del mercato del lavoro, e in particolare può fornire indicazioni, sia dal punto di vista dell'andamento ciclico, sia strutturale, sul processo di *matching* tra lavoratori disoccupati e posti di lavoro messi a disposizione dalle imprese.

I recenti provvedimenti legislativi in materia di mercato del lavoro¹, sono stati introdotti allo scopo di alleggerirlo da alcuni vincoli e restrizioni istituzionali, attraverso la regolamentazione del lavoro temporaneo con l'introduzione di alcune forme contrattuali di lavoro, l'aumento del numero di tipologie di contratti di lavoro temporanei, ecc. Provvedimenti che in generale hanno lo scopo di liberalizzare maggiormente il mercato del lavoro italiano, e ridurre i fenomeni di *mismatching*, ovvero di facilitare l'incontro tra domanda e offerta di lavoro. Probabilmente gli effetti di questi provvedimenti a livello macroeconomico si potranno meglio analizzare tra qualche tempo, ma alcuni primi segnali sul tasso di disoccupazione nazionale sono evidenti². Infatti, negli ultimi anni si è notata una diminuzione continua nel tempo del tasso di disoccupazione (si veda la Figura 1 sotto), anche se questo miglioramento è soprattutto attribuibile ad un'occupazione derivante da un numero crescente, sin dalla loro introduzione, di contratti di lavoro temporanei e atipici.

Allo scopo di studiare il comportamento dinamico della curva di Beveridge, si identifica un modello *SVECM-common trends* (*Structural Vector Error Correction Model*) che permette di scomporre le fluttuazioni dei tassi di disoccupazione e di posti vacanti derivanti da tre shock permanenti identificati nel modello econometrico di riferimento: uno shock di tecnologia,

JEL classification: C32, E24, J63

Parole chiave: curva di Beveridge, SVECM, trend comuni.

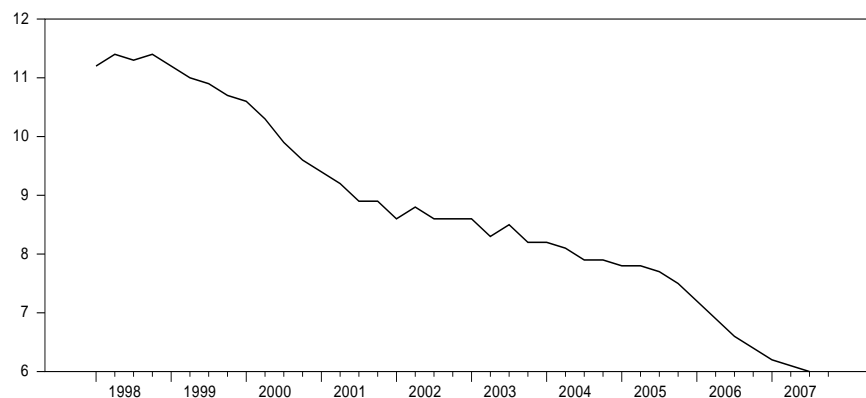
¹ Università degli studi di Roma "Tor Vergata" e CeMASM, Università Luiss. E-mail: carlo.digiorgio@uniroma2.it

¹ I dispositivi legislativi dell'allora Ministro Treu (1997) e la Legge N. 30/2003 (Legge Biagi).

² Diversa è l'analisi del problema occupazionale per macro regioni, per la quale sono note le forti differenziazioni tra le regioni del Sud e Nord Italia, ma che esula dagli scopi di questo articolo.

uno di offerta di lavoro, e uno shock riallocativo. L'obiettivo è di isolare le fluttuazioni di breve periodo da quelle strutturali nel modello di riferimento, allo scopo di valutare la dinamica della curva di Beveridge e i suoi aggiustamenti nel tempo.

Figura 1 – Tasso di disoccupazione 1998-2007.



Fonte: nostra elaborazione su dati Istat.

In una prima fase dell'analisi, viene presentato un semplice modello di riferimento del mercato del lavoro, per il quale se ne esplorano le proprietà di cointegrazione e si valuta la stabilità delle relazioni di equilibrio. Il lavoro si articola come segue. La sezione 2 contiene una breve descrizione dei dati utilizzati e delle sue proprietà statistiche³. Nella sezione 3 è introdotto un semplice modello del mercato del lavoro che sarà utilizzato per motivare le restrizioni di identificazione nella successiva analisi. La sezione 4 espone le proprietà di cointegrazione del modello e una breve rivisitazione dell'analisi econometria dei trend stocastici comuni. La sezione 5 descrive l'identificazione e la stima degli shock permanenti e transitori del modello. Nella sezione 6 vengono presentate alcune note riassuntive e le conclusioni finali.

³ Maggiori dettagli sui dati sono presenti in Appendice.

2. I dati

Per questa analisi si utilizza un campione di dati trimestrali relativi al mercato del lavoro italiano che copre il periodo 1992:4-2006:4, maggiori dettagli sono contenuti in Appendice. Il vettore delle variabili oggetto di studio è composto da: la forza lavoro, la produttività del lavoro, misurata come prodotto reale per lavoratore, entrambi in logaritmi naturali, il tasso di disoccupazione e il tasso di *vacancy*, $y_t = [l_t, y_t - e_t, l_t - e_t, v_t]'$ ⁴.

In un primo stadio dell'analisi sono definite le proprietà statistiche delle serie storiche, se le serie sono non stazionarie verrà valutata la presenza di cointegrazione. Test di radice unitaria ADF e KPSS effettuati sui livelli delle singole variabili suggeriscono che tutte le variabili possono essere considerate non stazionarie. Juselius (2006), suggerisce che verificare la stazionarietà di tali sistemi di variabili utilizzando l'approccio VAR cointegrato è preferibile ai test di radice unitaria condotti su singole equazioni: i risultati, riportati nella Tavola A1, confermano quanto ottenuto con i test su singole variabili⁵. Nella Figura 2 è riportata la curva di Beveridge per il campione intero, in cui i dati *vacancy* derivano dalla rilevazione ISFOL-CSA⁶.

A causa dell'assenza di dati ufficiali sul numero dei posti vacanti, non ci sono molti studi empirici sulla dinamica e le relazioni della curva di Beveridge in Italia⁷. Dalla Figura 2, è possibile notare uno spostamento della curva verso l'origine degli assi a partire dalla fine degli anni novanta, indicando un qualche segnale di migliorata efficienza per il mercato del lavoro italiano nell'ultimo decennio. Questo processo può essere descritto definendo la funzione di *job matching*⁸ con

$$h_t = \alpha \cdot m(u_t, v_t), \quad \frac{\partial m}{\partial u} > 0, \quad \frac{\partial m}{\partial v} > 0 \quad (1)$$

⁴ Il tasso di disoccupazione può essere definito come $u_t \approx l_t - e_t$, dove l_t e e_t sono i logaritmi naturali della forza lavoro e occupazione, rispettivamente.

⁵ A differenza degli usuali test univariati di radice unitaria, che sottopongono a verifica l'ipotesi nulla di non stazionarietà, questa procedura multivariata sottopone l'ipotesi nulla di stazionarietà, dato lo spazio di cointegrazione.

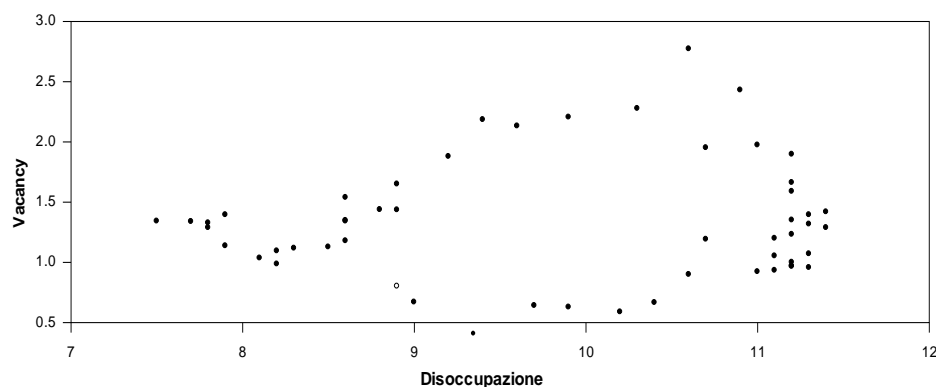
⁶ In Italia non ci sono dati ufficiali sul numero dei posti vacanti. Il campione della *survey* sui dati *vacancy* disponibile è dal 1980 al 2006, si sono utilizzati soltanto i dati dal 1992 al 2006 a causa della mancanza di dati statistici ufficiali disponibili, da parte dell'ISTAT, sulle altre variabili del mercato del lavoro prima di questa data.

⁷ Si veda, tra gli altri, Bragato (1990), De Stefanis and Fonseca (2006), Mocavini and Paliotta (2000).

⁸ Pissarides (2000).

dove il tasso di *job matching*, h , o di assunzioni, è espresso come funzione del tasso di disoccupazione, u , e il tasso di posti vacanti, v , mentre α è un parametro che descrive l'efficienza del processo di *matching*.

Figura 2 – Curva di Beveridge.



Fonte: nostra elaborazione su dati Istat e Isfol-Csa.

Generalmente è assunto che la funzione di *matching* è caratterizzata da rendimenti costanti di scala, ed è crescente in entrambi gli argomenti, il quale implicitamente implica - in una situazione di *steady state*, con il mercato del lavoro in equilibrio di flussi, quando il flusso di uscita dallo stato di disoccupato, il tasso di *job matching*, h , è uguale al flusso di entrata nello stato di disoccupato, un tasso esogeno costante di separazione dal lavoro, s - una curva di Beveridge negativamente inclinata e convessa verso l'origine nello spazio $u-v$. Spostamenti della curva nel tempo verso l'esterno o verso l'interno, mostrano livelli più bassi o più alti di efficienza del processo *job matching* (α), rispettivamente. Efficienza, che è influenzata dall'intensità del processo di ricerca del posto di lavoro, sia da parte delle imprese che dei lavoratori, da cambiamenti demografici, barriere occupazionali, mobilità geografica, ecc.

3. Un modello del mercato del lavoro

Il modello teorico utilizzato in questo articolo consiste di una funzione di produzione, una relazione di offerta di lavoro, una relazione di curva di

Beveridge è un'equazione che rappresenta lo stato di *tightness* del mercato del lavoro:

$$y_t = \beta e_t + \theta_t \quad (2)$$

dove y_t è il prodotto, e_t è l'occupazione, e il parametro β misura i rendimenti di scala, θ_t è un trend stocastico di tecnologia che si evolve in accordo a

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_{y,t}$$

Con lo shock puro di tecnologia $\varepsilon_{y,t}$.

$$l_t = \delta y_t + \psi_t \quad (3)$$

In accordo all'equazione (3) la forza lavoro è influenzata dal prodotto, poiché movimenti positivi di domanda aggregata conducono a diminuzioni nella disoccupazione, di conseguenza ad aumenti nella forza lavoro⁹. ψ_t , rappresenta trend stocastico di offerta di lavoro che segue il processo

$$\psi_t = \psi_{t-1} + \varepsilon_{s,t}$$

Dove $\varepsilon_{s,t}$ è uno shock puro di offerta di lavoro.

$$u_t = -\eta v_t + \omega_t \quad (4)$$

L'equazione (4) è una relazione di curva di Beveridge, dove ω_t è una variabile esogena di attività aggregata che si evolve in accordo a

$$\omega_t = \omega_{t-1} + \varepsilon_{c,t}$$

Con lo shock di attività $\varepsilon_{c,t}$. Come è stato osservato da Petrongolo e Pissarides (2001) per il mercato del lavoro statunitense, una forte correlazione negativa tra disoccupazione e posti vacanti, supporta un'interpretazione di fluttuazioni dell'occupazione dovute a variazioni di domanda aggregata. Se shock su ω_t conducono a variazioni della disoccupazione e dei *vacancies* nella stessa direzione, siamo in presenza di uno shock di riallocazione aggregata che può portare a contemporanei incrementi della disoccupazione e dei posti vacanti.

⁹ Blanchard e Diamond (1989).

$$v_t - u_t = \gamma(y_t - e_t) + \varepsilon_{m,t} \quad (5)$$

Nell'equazione (5), il rapporto $v-u$ (*labour market tightness*), come misura dell'andamento ciclico del mercato del lavoro, è influenzato dalla produttività del lavoro: per un dato tasso di separazione, un incremento nella produttività del lavoro aumenta il rapporto $v-u$, poiché vi è una diminuzione della disoccupazione e un innalzamento del tasso di posti vacanti. Dove $\varepsilon_{m,t}$ è uno shock puro di *market tightness*. Il modello teorico predice che il parametro γ assuma un valore positivo, tale che un shock positivo di produttività, almeno nel breve periodo, porta ad un aumento del rapporto $v-u$, così che disoccupazione e *vacancy* si muovono in direzioni opposte. Se il parametro γ assume un valore negativo, tale che comporti una diminuzione del rapporto, presumibilmente siamo in presenza di un mercato del lavoro in cui sono predominanti tecnologie *labour saving*. Tutte le variabili sono espresse in logaritmi naturali, e i valori iniziali degli shock stocastici $(\theta_0, \psi_0, \omega_0)$, per semplicità sono assunti uguali a zero.

E' conveniente riscrivere e risolvere il modello nelle equazioni (2)-(5) in termini delle variabili oggetto di studio, si ottiene così il sistema

$$\begin{pmatrix} 1-\delta & -\delta & \delta & 0 \\ 1-\beta & 1 & \beta-1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \eta \\ 0 & -\gamma & -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} l_t \\ y_t - e_t \\ l_t - e_t \\ v_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_t \\ \theta_t \\ \omega_t \\ \varepsilon_{m,t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

Dalla soluzione del sistema (6) si ottiene

$$\begin{bmatrix} l_t \\ y_t - e_t \\ l_t - e_t \\ v_t \end{bmatrix} = \Gamma \begin{bmatrix} \eta(1-\beta\gamma+\gamma)+1 & \delta(1+\eta+\eta\gamma) & -\beta\delta & \beta\eta\delta \\ (\beta-1)(1+\eta) & (1-\delta)(1+\eta) & 1-\beta & \eta(\beta-1) \\ \eta\gamma(1-\beta) & \eta\gamma(\delta-1) & 1-\beta\delta & \eta(\beta\delta-1) \\ \gamma(\beta-1) & \gamma(1-\delta) & 1+\gamma(1-\beta)-\beta\delta & 1-\beta\delta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \theta_t \\ \omega_t \\ \varepsilon_{m,t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

dove Γ è dato da

$$\Gamma = \frac{1}{\eta(1-\beta\gamma+\gamma)-\beta\delta(1+\eta)+1}$$

Dall'equazione (7) si può vedere che le quattro variabili sono guidate da quattro componenti non osservabili: i tre trend comuni dell'offerta di lavoro

(ψ_t), tecnologia (θ_t), attività aggregata (riallocazione) (ω_t), e una componente stazionaria dovuta a shock di *market tightness* ($\varepsilon_{m,t}$). Il modello suggerisce che shock stocastici in uno o tutti i trend identificati possono causare fenomeni di isteresi nella disoccupazione. Attraverso l'identificazione del modello di trend stocastici comuni, si tenterà di spiegare che ci sono alcuni shock che hanno effetti permanenti sulla disoccupazione e posti vacanti, e altri che hanno solo effetti temporanei, cercando di esaminare le fonti di tali shock in maggior dettaglio.

4. Proprietà di cointegrazione del modello *VECM*

L'approccio di analisi di cointegrazione di Johansen è stato applicato al seguente modello lineare *VECM* con quattro variabili e tre ritardi¹⁰

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta y_{t-i} \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N_n(0, \Omega) \quad (8)$$

Dove y_t è un vettore ($n \times 1$) di variabili endogene, D_t è un vettore generale di termini deterministici e ε_t è un termine di errore assunto essere i.i.d. multivariato Normalmente distribuito con varianza costante. La scelta di lunghezza del ritardo, analisi di malaspecificazione, e determinazione del rango di cointegrazione, sono state condotte utilizzando gli strumenti standard suggeriti da Juselius (2006). I risultati dei test di cointegrazione sono descritti nella Tavola A2, nella quale vengono riportate le statistiche del test della traccia, le correzioni Bartlett del test di rango¹¹, i valori critici tabulati e i p-value.

Utilizzando una procedura sequenziale, quando il fattore di correzione di Bartlett del test statistico del rango è considerato, l'ipotesi nulla di non-cointegrazione può essere rigettata in favore dell'alternativa di esistenza di un vettore di cointegrazione tra le quattro variabili, ovvero $r = 1$ ¹².

Con quattro variabili e una relazione di cointegrazione, Stock e Watson (1988) dimostrano che c'è una semplice dualità tra i concetti di

¹⁰ Johansen (1996), Juselius (2006).

¹¹ Johansen (2002), suggerisce di applicare questo fattore di correzione che migliora le proprietà finite del campione, e corregge per la sotto-reiezione del test statistico della traccia in piccoli campioni.

¹² Seguendo Hansen e Johansen (1999), quando è effettuata un'analisi ricorsiva del test della traccia, l'ipotesi di una relazione di cointegrazione è confermata (Figura A1).

cointegrazione e trend comuni, nel senso che quando sia ha un vettore di variabili di dimensione n , con vettori di cointegrazione di dimensione r , vi sono $k = n - r$ trend stocastici comuni che guidano il sistema di variabili, nel nostro caso $k = 3$. Restrizioni di sovra identificazione sono state applicate al vettore di cointegrazione e accettate dal test LR¹³. La controparte empirica della relazione (5) del modello teorico, prende la forma della relazione vincolata di cointegrazione identificata come

$$v_t - u_t = -0.481(y_t - e_t) + 0.424l_t \quad (9)$$

Come si può notare, si è identificata una relazione stazionaria del rapporto $v-u$, e questa fa registrare, diversamente da quanto previsto dal modello teorico, un'elasticità negativa rispetto alla produttività, indicando che la tecnologia, almeno nel periodo oggetto di studio, potrebbe essersi manifestata nella forma *labour saving*, mentre la forza lavoro evidenzia un ruolo positivo al fine dell'incremento del rapporto $v-u$, tale da compensare quasi l'apporto negativo della produttività del lavoro.

Prima di procedere alla fase successiva, nella quale si analizzeranno gli effetti degli shock permanenti e transitori sulla disoccupazione e posti vacanti, è utile fornire una breve rivisitazione della metodologia econometria dell'analisi dei trend stocastici comuni. La metodologia econometrica per l'identificazione degli shock che colpiscono modelli *VECM* come quello oggetto di studio, si collega all'analisi di trend comuni sviluppata da King *et al* (1991), Warne (1993) e Juselius (2006). L'approccio utilizza le proprietà di cointegrazione dei dati per identificare il modello usando restrizioni sia di breve che di lungo periodo. L'analisi permette di distinguere tra shock strutturali con effetti permanenti sui livelli delle variabili, e shock transitori che manifestano i loro maggiori effetti nel breve periodo. Gli shock permanenti sono la fonte dei trend stocastici comuni, almeno per alcune delle serie in esame. Come è stato evidenziato, il numero di questi shock è pari a $k=n-r$, il numero delle innovazioni transitorie è uguale al numero di relazioni di cointegrazione. Da un modello di trend comuni, è noto che shock temporanei ai trend stocastici hanno effetti permanenti, mentre le fluttuazioni di breve periodo sono guidate sia da shock di trend sia da shock puramente transitori. In questo senso, le componenti cicliche e strutturali della disoccupazione o *vacancy* sono correlate ma anche distinguibili. Il VAR cointegrato della (8) può essere invertito, in tal modo il vettore di variabili in differenze prime y_t , ha la seguente rappresentazione stazionaria di Wold

¹³ Il test LR è $\chi^2(2) = 2.188$, p-value [0.335]. L'analisi ricorsiva, non riportata ma disponibile su richiesta, effettuata allo scopo di verificare la stabilità del vettore di cointegrazione, manifesta una sostanziale stabilità della relazione, seppure con una qualche indicazione di instabilità negli anni 1999-2000.

$$\Delta y_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (10)$$

dove $C(L) = I_n + C_1 L + C_2 L^2 \dots$, con $\sum_{j=0}^{\infty} j |C_j| < \infty$

Da questa rappresentazione, per sostituzioni ricorsive, può essere ricavata l'espressione nei livelli delle variabili

$$y_t = y_0 + C(1)\xi_t + C^*(L)\varepsilon_t \quad (11)$$

dove $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^* L^j$ con $C_j^* = -\sum_{i=j+1}^{\infty} C_i$.

ξ_t è un vettore ($n \times 1$) di variabili *random walks* con *drift*, che segue il processo $\xi_t = \rho + \xi_{t-1} + \varepsilon_t$. $C(1)$ è assunto che abbia rango $k < n$, quindi y_t è un vettore di variabili cointegrate, ovvero, esiste una matrice $\beta_{(nr)}$ tale che $\beta' C(1) = 0$. Allo scopo di ottenere un'interpretazione economicamente significativa della dinamica delle variabili analizzate, dalle rappresentazioni in forma ridotta (10) e (11), è possibile trasformare il vettore di residui in forma ridotta ε_t , in un vettore di shock strutturali, alcuni dei quali (k) con effetti permanenti, i rimanenti (r) con effetti transitori sui livelli di y_t . Si

scomponga il vettore n -dimensionale dei residui strutturali in $v_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix}$, dove

φ_t e ψ_t sono sotto vettori di elementi k e r , rispettivamente. Definendo $\Gamma = \begin{bmatrix} \Gamma'_k & \Gamma'_r \end{bmatrix}$, possiamo esprimere la relazione tra i residui in forma ridotta ε_t e gli shock strutturali v_t , come

$$v_t = \Gamma \varepsilon_t, \text{ e } E[v_t v_t'] = I_n$$

quindi, la forma strutturale per le variabili in differenze prime di y_t è

$$\Delta y_t = \delta + R(L)v_t = \delta + C(L)\Gamma^{-1}v_t \quad (12)$$

ora abbiamo le variazioni in y_t espresse come funzioni dei disturbi strutturali che colpiscono il sistema economico in ogni periodo, dove

$R(L)=C(L)\Gamma^{-1}$ sono le funzioni di risposta all'impulso di Δy_t alle innovazioni individuali, pertanto i residui della forma ridotta sono combinazioni lineari degli shock strutturali, $\varepsilon_t = \Gamma^{-1} v_t$

Dalla (12), è possibile ricavare la rappresentazione in forma strutturale per le variabili endogene in livelli data da

$$y_t = y_0 + R(1) \sum_{j=0}^{t-1} v_{t-j} + \Phi(L)v_t = y_0 + A\tau_t + \Phi(L)v_t \quad (13)$$

Dove $\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t$ è un vettore k -dimensionale di *random walk* con innovazioni φ_t . Allo scopo di identificare i primi k shock strutturali come gli shock ai common trend, e gli altri r shock come transitori, è necessario stimare le matrici Γ_k e Γ_r , di dimensioni $(k \times n)$ e $(r \times n)$ rispettivamente. Seguendo Warne (1993), la matrice Γ_k può essere stimata come $\Gamma_k = (A'A)^{-1} A' C(1)$. Per stimare la matrice $A_{(nk)}$, sono necessarie ulteriori $k(k-1)/2$ restrizioni per identificare esattamente A , oltre a quelle derivanti dall'analisi di cointegrazione, che devono essere ricavate dalla teoria economica. Si deve ora scegliere Γ_r , tale che le innovazioni strutturali siano indipendenti. Una possibile soluzione prende la forma $\Gamma_r = Q^{-1} \omega' \Sigma^{-1}$, dove Q è scelta allo scopo di ottenere $E[\psi_t \psi_t'] = I_r$, e quindi $\psi_t = Q^{-1} \omega' \Sigma^{-1} \varepsilon_t$. Definiamo inoltre

$$R(0) = \Gamma^{-1} = \begin{bmatrix} \Gamma_k^+ & \Gamma_r^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma \Gamma_k' & \Sigma \Gamma_r' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma C(1)' A (A'A)^{-1} & \alpha \gamma (Q^{-1})' \end{bmatrix}$$

Dove $R(0)$ è la matrice di impatto di breve periodo. Se si vogliono identificare le innovazioni transitorie, basandosi sulle risposte contemporanee di y_t ad uno shock di una deviazione standard in ψ_t , si dovrebbero imporre $r(r-1)/2$ restrizioni sulla matrice Γ_r^+ , cioè le ultime r colonne di $R(0)$, per identificare esattamente le innovazioni transitorie.

5. Identificazione degli shock permanenti e transitori

Allo scopo di identificare gli shock permanenti e transitori del nostro modello *VECM*, si utilizzano le proprietà di cointegrazione trovate nella prima fase dell'analisi. Sappiamo che il sistema è guidato da tre trend stocastici comuni. Il modello di trend comuni da stimare è dato da

$$y_t = y_0 + A\tau_t + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i v_{t-i} \quad \text{con} \quad \tau_t = \begin{pmatrix} \psi_t \\ \theta_t \\ \omega_t \end{pmatrix}; \quad v_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{c,t} \\ \varepsilon_{m,t} \end{pmatrix}$$

Dove la matrice $A_{(4,3)}$ rappresenta la matrice di impatto dei moltiplicatori di lungo periodo derivanti dai tre shock permanenti, Φ_i sono le matrici $(n \times n)$ che danno una descrizione della dinamica di breve periodo. Nella Tabella 1 sono riportati i singoli valori dei moltiplicatori derivanti dalla stima della matrice A , e relativi agli shock di offerta di lavoro, di riallocazione aggregata e di tecnologia.

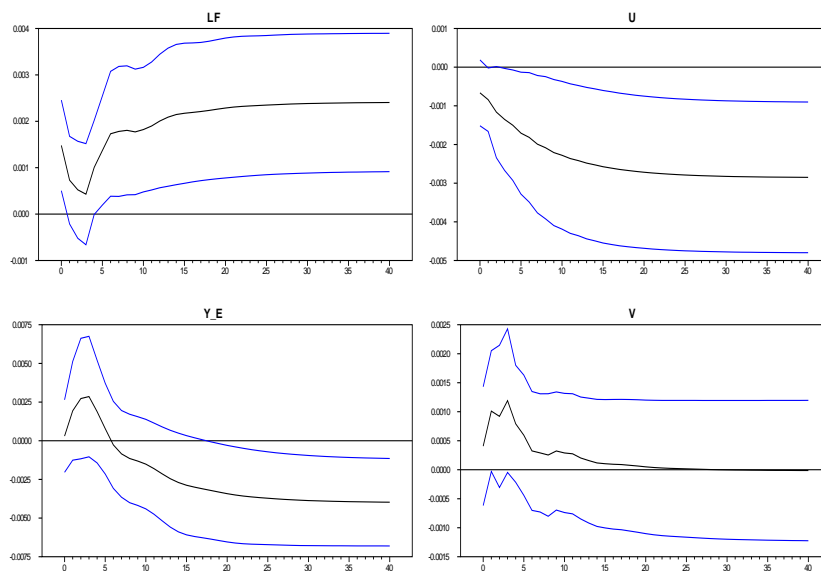
Tabella 1 – Coefficienti stimati dei trend comuni

Variable	ψ	ω	θ
lf_t	0.237 (0.073)	0.000 (-)	0.000 (-)
$y - e_t$	-0.377 (0.212)	-0.082 (0.149)	0.374 (0.106)
$l_t - e_t$	-0.280 (0.142)	0.109 (0.051)	0.180 (0.051)
v_t	-0.015 (0.062)	0.148 (0.041)	0.000 (-)

Nota: gli standard error sono riportati in parentesi. Valori in termini percentuali.

ω_t è un trend stocastico di riallocazione aggregata che influenza la disoccupazione e i *job vacancies* nella stessa direzione, e attraverso i suoi effetti (ad esempio effetti di reddito) causa espansioni o contrazioni della domanda aggregata. La dinamica di lungo periodo delle variabili derivante da shock unitari ai tre disturbi, insieme agli intervalli di confidenza al 95 per cento, è riportata nelle Figure 3, 4 e 5.

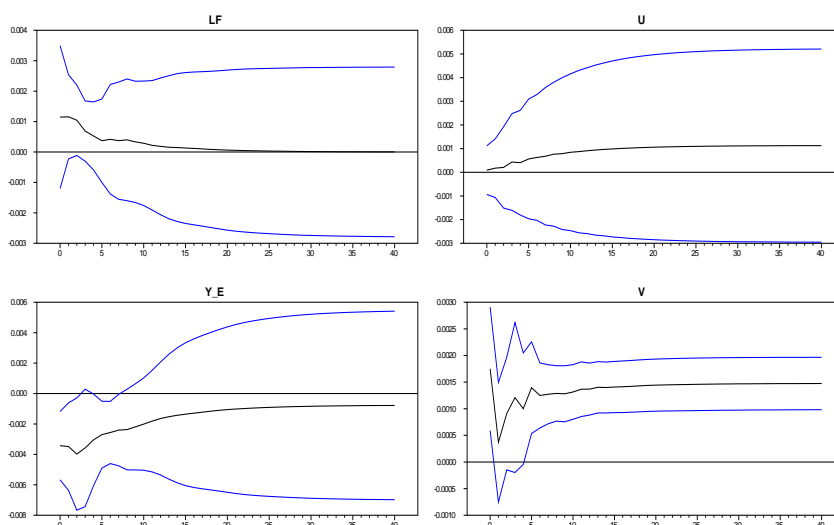
Figura 3 - IRF delle variabili da uno shock unitario all'innovazione offerta di lavoro.



Dal primo trend comune, lo shock offerta di lavoro, un impulso unitario alla sua innovazione produce effetti negativi permanenti su disoccupazione e *vacancy* (il coefficiente non è statisticamente significativo), sebbene gli effetti di breve periodo (entro due anni) su quest'ultimo sono positivi. Un incremento esogeno nell'offerta di lavoro può migliorare la creazione di posti di lavoro, poiché l'offerta di lavoro aggiuntiva contribuisce a rendere meno costosa l'apertura di un posto vacante per un nuovo lavoro. La reazione negativa dei *vacancies* (con la dovuta cautela per la scarsa significatività statistica), può ricondursi all'ipotesi che un numero più ampio di individui che cercano lavoro riduce il numero di posti vacanti. Shock di offerta di lavoro possono derivare, oltre che da cambiamenti della popolazione in età lavorativa, anche da politiche che inducono variazioni nel tasso di partecipazione al lavoro. Le recenti innovazioni istituzionali introdotte nella legislazione del mercato del lavoro italiano, possono avere contribuito ad indurre variazioni nel tasso di partecipazione lavorativo, e seguendo Blanchard e Diamond, un incremento nell'offerta di lavoro può condurre ad un aumento occupazionale, poiché alcuni lavori possono essere

creati a causa dell'entrata di nuovi lavoratori, o soppressi per quei lavoratori che lasciano la forza lavoro¹⁴.

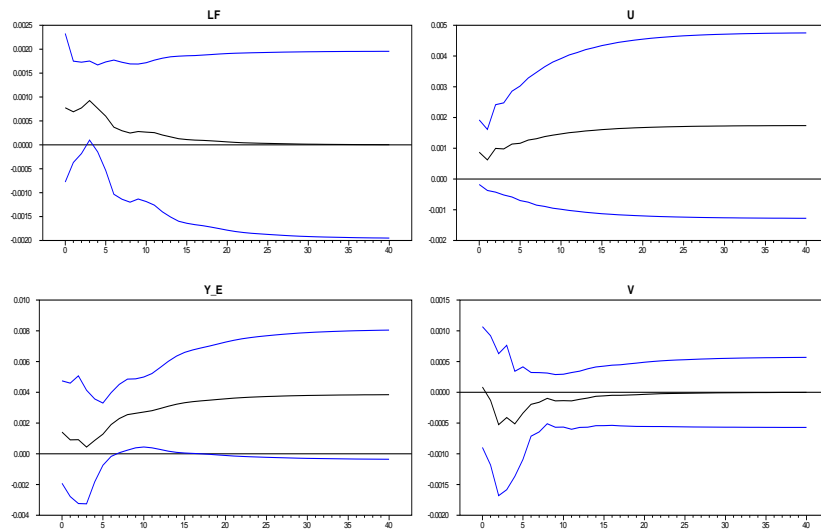
Figura 4 - IRF delle variabili da uno shock unitario all'innovazione riallocazione aggregata



Gli shock riallocazione aggregata hanno effetti positivi moderati di lungo periodo sulla disoccupazione e sui *job vacancies* (Tabella 1, seconda colonna e Figura 4). A causa di cambiamenti istituzionali, di gusti o tecnologia, le imprese che sono colpite da shock idiosincratici positivi espandono la loro produzione, mentre altre aziende che sono colpite da shock avversi sono portate a ridurre la loro presenza sul mercato, quindi, a livello aggregato tutti questi shock idiosincratici portano ad una riallocazione di produzione tra le imprese, e a livello macro, questi shock prendono la forma di shock di riallocazione. Uno shock positivo di riallocazione può condurre ad incrementi nella disoccupazione se la distruzione di lavoro prevale sulla creazione di lavoro. Se gli shock sono completamente correlati e quindi colpiscono tutte le imprese nella stessa direzione, a livello macro si avrà uno shock di domanda aggregata negativo o positivo. Il processo riallocativo richiede tempo e risorse per assumere nuovi lavoratori, quindi è un processo costoso che implica un incremento nel tasso di disoccupazione.

¹⁴ Blanchard e Diamond (1989), p. 41.

Figura 5 - IRF delle variabili da uno shock unitario all'innovazione di tecnologia.

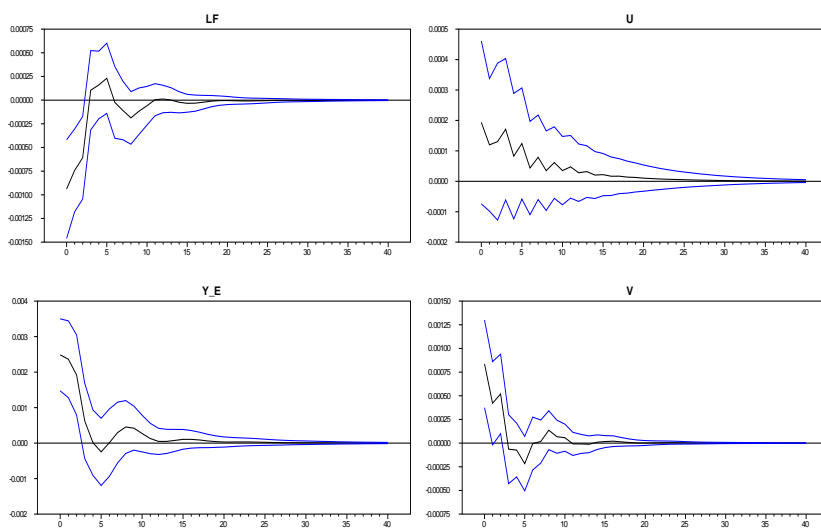


L'impatto di lungo periodo di uno shock tecnologico sulla disoccupazione è positivo, cioè conduce ad una diminuzione di creazione di lavoro e un aumento di distruzione di lavoro. Questi risultati suggeriscono che sono coerenti con la diffusione di tecnologie risparmiatrici di lavoro. In particolare, se si osserva il periodo di tempo oggetto di studio, in cui i responsabili delle politiche economiche hanno attuato severe politiche fiscali e monetarie, allo scopo di rientrare nelle linee guida dei parametri previsti dal Trattato di Maastricht, necessari per l'adozione della moneta unica Europea. In un contesto produttivo globalizzato, sempre più aperto al commercio internazionale e alle nuove tecnologie, e che con l'adozione dell'Euro, ha lasciato le imprese italiane, quanto meno quelle che producono beni commerciabili internazionalmente, senza la possibilità di poter ricorrere, come è avvenuto nei decenni passati, a politiche protezionistiche attuate attraverso svalutazioni del cambio, può avere indotto le imprese a generare shock tecnologici *labour saving*. Il fenomeno può essere rafforzato, se lo si osserva dal lato dei salari. L'introduzione di nuove tecnologie, oltre all'aumento del fenomeno immigratorio, può avere indotto dinamiche di riduzione dei salari dei lavoratori *unskilled*, e spinto verso l'alto i salari dei

lavoratori maggiormente *skilled* o con alte capacità professionali, inducendo in tal modo ad una maggiore diffusione di innovazioni tecnologiche risparmiatrici di lavoro.

La risposta di impulso del *job vacancy* è negativa nel breve periodo e raggiunge lo *steady state* approssimativamente entro due anni.

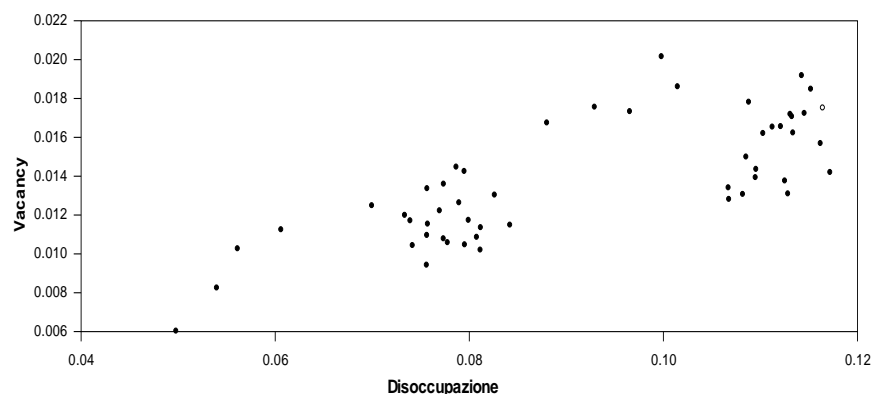
Figura 6 - IRF delle variabili da uno shock unitario all'innovazione transitoria



La Figura 6 mostra le risposte di impulso dello shock transitorio. Osservando il grafico si può notare che un incremento della disoccupazione è associato con un incremento dei *job vacancies*, i quali hanno un valore più elevato subito dopo lo shock (desumibile anche dalla matrice di impatto di breve periodo $R(0)$), ma che decrescono più velocemente rispetto al tasso di disoccupazione, inducendo in tal modo ad una diminuzione del rapporto $v-u$. Il grafico mostra anche il lento processo di aggiustamento della disoccupazione, il quale induce ad avere effetti abbastanza lunghi dello shock transitorio (circa due anni), prima che raggiunga lo stato stazionario,

probabilmente dovuto a rigidità istituzionali del mercato del lavoro e al suo grado piuttosto elevato di inerzia.

Figura 7 – Curva di Beveridge di lungo periodo.



Dal modello econometrico di trend comuni è possibile ricavare la curva di Beveridge nelle sue componenti di breve e lungo periodo. La Figura 7 mostra che la componente di lungo periodo riflette movimenti verso l'origine dalla fine degli anni novanta. Con ogni probabilità questi movimenti sono dovuti a shock di offerta di lavoro e di attività aggregata, indotti da shock riallocativi del mercato del lavoro. Le tavole A3 e A4 in Appendice, riportano la decomposizione degli errori di previsione della varianza (*FEVD*) relativa al tasso di disoccupazione e dei posti vacanti. Vale la pena di notare che la varianza dell'errore della disoccupazione, è spiegata nel lungo periodo, approssimativamente per il 90 per cento, da due shock permanenti, dell'offerta di lavoro e di tecnologia. Confermando, in tal modo, da un lato, che le cause strutturali della disoccupazione risiedono maggiormente in fenomeni dal lato dell'offerta (maggiori liberalizzazioni, riduzione di rigidità del mercato del lavoro, politiche di riqualificazione dei lavoratori, ecc.), dall'altro, il modello suggerisce che vi possono essere delle fonti di isteresi nella disoccupazione causati da shock tecnologici e di domanda aggregata: shock temporanei che colpiscono la disoccupazione, possono provocare fenomeni di persistenza nel tasso di disoccupazione e spostamenti di quello di equilibrio che avrebbe la tendenza a "seguire" (*path dependence*) il tasso di disoccupazione effettivo.

6. Conclusioni

In questo articolo viene presentato un modello econometrico *SVECM* per il mercato del lavoro italiano, al fine di studiare la dinamica e la scomposizione della curva di Beveridge, derivante da shock di trend stocastici di offerta di lavoro, di tecnologia e di riallocazione aggregata. La curva, sebbene non manifesti un marcato *trade-off* tra disoccupazione e *job vacancies*, evidenzia spostamenti verso l'origine in uno spazio *u-v*, dovuti a miglioramenti di efficienza del processo di *job matching*, grazie anche a shock di offerta di lavoro, manifestatisi attraverso incrementi dei tassi di partecipazione al lavoro, indotti dall'introduzione di provvedimenti legislativi tesi a diminuire rigidità nel mercato del lavoro. Shock di tecnologia e di riallocazione aggregata, attraverso effetti di attività aggregata che questi ultimi possono causare, tendono a colpire la disoccupazione positivamente, manifestando, i primi, una tendenza alla diffusione di innovazioni tecnologiche *labour saving*, mentre gli shock riallocativi evidenziano che tali processi, in particolare a livello aggregato, sono lunghi e costosi in termini occupazionali, vista anche la posizione istituzionale ed economica del mercato del lavoro italiano ancora in transizione verso le posizioni più liberalizzate dei mercati del lavoro degli altri paesi europei. Un'analisi più dettagliata degli effetti degli shock permanenti e transitori nel breve e nel lungo periodo sulla disoccupazione, evidenzia che la varianza di quest'ultima, nel lungo periodo è spiegata maggiormente da shock di offerta di lavoro e di tecnologia, confermando l'importanza dal lato dell'offerta delle cause della disoccupazione strutturale, anche se il modello suggerisce che vi possano essere dei fenomeni di isteresi nella disoccupazione, dovuti oltre che da shock di offerta, anche da shock di attività aggregata che causano persistenza nel tasso di disoccupazione e di *vacancy*.

BIBLIOGRAFIA

- Blanchard, O.J. – Diamond, P. (1989), “The Beveridge Curve”, *Brooking Papers on Economic Activity*, n.1, pp. 1-76.
- Bragato, S. (1990), “La curva di Beveridge e le componenti della disoccupazione in Italia (1980-88)”, *Economia & Lavoro*, 24(4): pp. 111-122.
- De Stefanis, S. - Fonseca, R. (2006), “Labour Market Reforms and the Beveridge Curve. Some Macro Evidence for Italy”, CESF W.P. 168/2006, University of Salerno.
- Dennis J.G. - Hansen, H. - Johansen, S. - Juselius K. (2006), *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series, Version 2*, Estima, Evanston, Illinois, USA.
- Doornik, J.A. (1998), “Approximations to the Asymptotic Distributions of Cointegration Tests”, *Journal of Economic Surveys*, 12: pp. 573-93.
- Doornik, J.A. (2003), “Asymptotic Tables for Cointegration Tests Based on the Gamma-distribution Approximation”, Nuffield College, University of Oxford.
- Hansen, H. – Johansen, S. (1999), “Some tests for parameter constancy in the cointegrated VAR”, *The Econometrics Journal*, 2(2): pp. 306-33.
- Jacobson, T. - Vredin, A. - Warne, A. (1997), “Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment”, *European Economic Review*, 41: pp. 1781-1816.
- Johansen, S. (1996), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector-autoregressive Models*, 2nd ed., Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Johansen, S. (2000), “A Bartlett Correction Factor for Tests on Cointegrating Relations”, *Econometric Theory*, 16: pp. 740-778.
- Johansen, S. (2002), “A small sample correction of the test for cointegration rank in the vector autoregressive model”, *Econometrica*, 70: pp. 1929-1961.
- Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- King, R. G. - Plosser C. I. - Stock, J. H. - Watson, M. W. (1991), “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, *American Economic Review*, 81: pp. 819-40.
- Layard, R. - Nickell, S. - Jackman, R. (2005), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, 2nd ed., Oxford University Press.
- Mocavini, A. - Paliotta, A. (2000), *Job Vacancies in Italia. Il quadro teorico, le indagini, le evidenze empiriche*, ISFOL, Monografie sul Mercato del Lavoro e le Politiche per l’impiego, n. 6/2000.
- Mortensen, D.T. – Pissarides, C.A. (1994), “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”. *Review of Economic Studies*, 61(3): pp. 397-415.
- Nickell, S. – Nunziata, L. - Ochel, W. - Quintini, G. (2002), “The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from 1960s to the 1990s”. CEP, LSE, London.

- Petrongolo, B. – Pissarides, C.A. (2001), “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function”. *Journal of Economic Literature*, 39(2), pp. 390-431.
- Pissarides, C.A. (2000), *Equilibrium Unemployment*, 2nd ed., MIT Press, Cambridge, MA.
- Stock, J. H. - Watson, M. W. (1988), “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, 83: pp. 1097-1107.
- Wall, H.J. – Zoega, G. (2002), “The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions”, WP 2001-007B, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Warne, A. (1993), “A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference”, Seminar Paper n. 555, IIES, Stockholm University.

APPENDICE

Le fonti per i dati statistici utilizzati sono: ISTAT, (Rilevazione trimestrale delle forze di lavoro) per le variabili forza lavoro, occupazione, tasso di disoccupazione, (Contabilità Nazionale Trimestrale) per il PIL, e ISFOL-CSA (Istituto per lo sviluppo della formazione professionale dei lavoratori, Roma, e Centro Statistica Aziendale di Firenze) per di dati sulla rilevazione dei posti vacanti pubblicati attraverso annunci sui principali quotidiani¹⁵. Il tasso di *vacancy* è ottenuto dividendo il dato sui posti vacanti per la forza lavoro. I tassi di disoccupazione e *vacancy* sono stati trasformati in $ur_t = \log(1 + UR_t/100)$ and $vr_t = \log(1 + VR_t/100)$.

Tutte le variabili sono destagionalizzate.

Table A1 – Test di stazionarietà.

LR-test, Chi-Square(5-r), P-values in brackets.						
r	DGF	5% C.V.	LF	LY_E	UR_IT	VR_IT
1	4	7.815	28.819 [0.000]	12.535 [0.006]	29.036 [0.000]	20.325 [0.005]
2	3	5.991	7.781 [0.020]	0.275 [0.872]	7.983 [0.018]	8.060 [0.018]
3	2	3.841	2.944 [0.086]	0.223 [0.637]	3.528 [0.060]	3.250 [0.071]

¹⁵ A tal scopo, si ringraziano Michele Cuppone, Anna Mocavini e Achille Paliotta per aver gentilmente fornito i dati sui posti vacanti della *survey* ISFOL-CSA.

Figura A1 – Test ricorsivo della traccia.

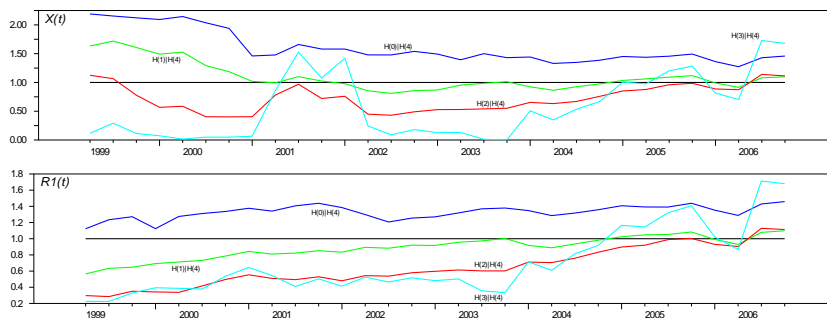


Table A2 – Test rango di cointegrazione.

$H_0: \text{Rank} = r$	$p-r$	$\hat{\lambda}_i$	i	λ_{TRACE}	$\lambda_{TRACE_{BC}}^*$	95% Crit. values	P-value	P-value*
$r = 0$	4	0.495	1	69.58	51.58	47.71	0.000	0.020
$r \leq 1$	3	0.251	2	32.73	24.01	29.80	0.022	0.206
$r \leq 2$	2	0.180	3	17.16	12.30	15.41	0.026	0.144
$r \leq 3$	1	0.113	4	6.452	5.188	3.841	0.011	0.023

I valori critici sono derivati in Doornik (1998) e tabulati in Doornik (2003, Tavola 3), e Dennis *et al.* (2006, Tavola C.3). $\lambda_{TRACE_{BC}}^*$, i fattori di correzione di Bartlett della statistica del test di rango sono derivati in Johansen (2002).

Tavola A3 – FEVD della disoccupazione

Trimestre	ψ	ω	θ	ε_m
1	0.333	0.004	0.631	0.032
4	0.536	0.031	0.420	0.013
8	0.590	0.054	0.351	0.005
16	0.620	0.076	0.303	0.001
24	0.629	0.084	0.286	0.001
32	0.633	0.088	0.279	0.001
∞	0.640	0.096	0.264	0.000

Tavola A4 – FEVD dei Vacancies

Trimestre	ψ	ω	θ	ε_m
1	0.044	0.788	0.003	0.165
4	0.320	0.534	0.044	0.102
8	0.248	0.641	0.050	0.061
16	0.150	0.785	0.030	0.035
24	0.102	0.854	0.020	0.024
32	0.077	0.891	0.015	0.017
∞	0.004	0.996	0.000	0.000