



**UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI ROMA
"TOR VERGATA"**

FACOLTA' DI ECONOMIA

DOTTORATO DI RICERCA IN BANCA E FINANZA

XXII CICLO

Le banche e il processo di valutazione del merito di credito degli Enti
Locali italiani: dal rating esterno ad un modello di analisi interno

Anna Valeria Venneri

A.A. 2009/2010

Docente Guida: Prof. Vittorio Boscia

Coordinatore: Prof. Alessandro Carretta

INDICE

SOMMARIO/ABSTRACT	IV
-------------------	----

Prima Parte

RESEARCH PLANNING

CAPITOLO PRIMO

OBIETTIVI, METODOLOGIA E STRUTTURA DELLA RICERCA

1.1. Introduzione	2
1.2. Obiettivi e <i>research questions</i>	4
1.3. Metodologia	5
1.4. Struttura della ricerca	6

Seconda Parte

LA MISURAZIONE QUANTITATIVA DEL MERITO DI CREDITO DEL SETTORE PUBBLICO: RASSEGNA DELLA LETTERATURA E AGENZIE DI RATING

CAPITOLO SECONDO

LA MISURAZIONE QUANTITATIVA DEI RATING:

REVIEW DELLA LETTERATURA

2.1. Introduzione	9
2.2. Misurazione dei <i>rating</i> in funzione di variabili quantitative: <i>review</i> della letteratura	10
2.2.1. <i>Municipal bond rating</i>	11
2.2.2. <i>Sovereign credit rating</i>	14
2.2.3. <i>Sub-sovereign credit rating</i>	19
2.2.4. <i>Confronto fra differenti metodologie quantitative di misurazione del country risk</i>	20
2.3. Conclusioni	22

CAPITOLO TERZO**I RISCHI SOVEREIGN E SUB-SOVEREIGN:****LA VALUTAZIONE DELLE AGENZIE DI RATING**

3.1. Introduzione	24
3.2. Valutazione dei <i>sovereign e sub-sovereign risks</i> da parte delle Agenzie di rating	25
3.2.1. <i>Definizione di sovereign e sub-sovereign risks</i>	25
3.2.2. <i>Valutazione del sovereign risk</i>	27
3.2.3. <i>Valutazione del sub-sovereign risk</i>	33
3.3. Conclusioni	36

Terza Parte**LA VALUTAZIONE DEL MERITO DI CREDITO DEGLI ENTI LOCALI ITALIANI: I RISULTATI DI UN'ANALISI EMPIRICA****CAPITOLO QUARTO****LE DETERMINANTI DEL SUB-SOVEREIGN CREDIT RATING****IN ITALIA: ALCUNE EVIDENZE EMPIRICHE**

4.1. Introduzione	39
4.2. Metodologia di valutazione delle determinanti del <i>sub-sovereign credit rating</i>	40
4.2.1. <i>Campione d'indagine</i>	44
4.2.2. <i>Variabili utilizzate</i>	51
4.2.3. <i>Fonti dei dati</i>	53
4.3. Risultati delle analisi empiriche su ciascuna Agenzia di rating	55
4.3.1. <i>Moody's</i>	56
a. Province	56
b. Comuni capoluogo	58
c. <i>EE.LL. pooled</i>	60
4.3.2. <i>S&P's</i>	62
a. Province	62
b. Comuni capoluogo	64
c. <i>EE.LL. pooled</i>	66

	<i>Indice</i>
4.3.3. <i>Fitch</i>	68
a. Province	68
b. Comuni capoluogo	70
c. EE.LL. <i>pooled</i>	72
4.4. Conclusioni	74

Quarta Parte

CONCLUSIONI E PROSPETTIVE FUTURE DELLA RICERCA

CAPITOLO QUINTO

CONCLUSIONI, LIMITI, IMPLICAZIONI E SVILUPPI FUTURI DELLA RICERCA

5.1. Introduzione	79
5.2. Conclusioni generali e principali limiti	81
5.3. Implicazioni teoriche ed operative	84
5.4. Sviluppi futuri della ricerca	85
 BIBLIOGRAFIA	 86
 APPENDICE	 96

Le banche e il processo di valutazione del merito di credito degli Enti Locali italiani: dal rating esterno ad un modello di analisi interno

di Anna Valeria Venneri

Sommario

In seguito al recepimento della nuova disciplina di vigilanza prudenziale, le banche possono optare per due metodi alternativi per il calcolo dei requisiti patrimoniali minimi a fronte del rischio di credito: il metodo standardizzato, che prevede il ricorso ai rating esterni forniti da Agenzie specializzate, ed il metodo dei rating interni, basato su modelli testati internamente dalle banche. Mentre da tempo sono state implementate metodologie interne per il calcolo del rating del segmento imprese (peraltro, ancora non del tutto affidabili), sono poche le banche che hanno sviluppato una valutazione interna delle amministrazioni statali e locali e non si trova, inoltre, adeguato supporto teorico da parte della letteratura scientifica.

Partendo da tale premessa, il presente lavoro di ricerca si propone di analizzare le metodologie di valutazione adottate dalle Agenzie di rating per individuare quali fattori economico-finanziari incidono in maggior misura sui sub-sovereign credit rating assegnati agli Enti Locali italiani, anche allo scopo di poter mutuare tali metodologie nei processi di valutazione del merito di credito delle banche. A tal fine, è stato applicato un modello probit ordinato multinomiale ad oltre 310 rating assegnati da Moody's, Standard & Poor's e Fitch Ratings ad un campione di Province e Comuni capoluogo italiani tra il 2004 e il 2008.

I risultati dell'analisi aggregata consentono di confermare in parte le attese teoriche, evidenziando altresì le divergenze di valutazione tra Agenzie riscontrate in letteratura. In particolare, solo l'indicatore macro-economico rappresentativo del PIL locale pro-capite appare statisticamente significativo e di segno atteso, mentre le variabili di natura strutturale e comportamentale degli Enti sono significative solo per due Agenzie, ma non sempre rispettano il segno atteso. Contrariamente alle attese teoriche e alle evidenze empiriche emergenti in letteratura, il livello di indebitamento locale pro-capite nonché l'indicatore del fabbisogno finanziario non risultano essere statisticamente significativi.

Alla luce di tali evidenze, lo studio contribuisce ad arricchire lo stato dell'arte sulla c.d. public finance con spunti di ricerca che offrono importanti implicazioni anche di carattere operativo.

JEL classification: C25, G21, G24, H79

Keywords: modello probit ordinato, banche, rating sub-sovrani, finanza pubblica

Banks and creditworthiness assessment of Italian local governments: from Agencies' rating to an internal rating model

by Anna Valeria Venneri

Abstract

Following the adoption of the new capital adequacy and requirements rules, banks currently have two options in order to calculate the minimum capital requirements for credit risk: the standardised approach, supported by external credit assessments, and the internal ratings-based (IRB) approach, relied on banks' own internal estimates. While banks have been implementing (not quite reliable yet) internal methodologies to estimate corporate ratings long ago, there are not many banks which currently assess state and local governments, and also literature investigates this theme not much .

So the research aims analyzing Agencies' methodologies to identify which are the economic and financial determinants of Italian local government ratings, so as to transfer Agencies' experience inside banks. Consequently, this analysis applies a multinomial ordered probit model to more than 310 Italian sub-sovereign ratings, as overall assigned by Moody's, Standard & Poor's and Fitch Ratings in the period 2004-2008.

The results of pooled analysis allow to partially confirm theoretical expectations, and highlight differences of valuation among Agencies as shown in literature. So, only the local GDP per capita is statistically significant and has the expected sign, while other structural and behavioural variables are significant just for two Agencies, but sometimes have the unexpected sign. Instead, contrary to theoretical expectations and empirical evidences from literature, both local debt per capita and borrowing needs are never statistically significant.

So this study contributes to improve the literature on public finance pointing out relevant managerial and operational implications too.

JEL classification: C25, G21, G24, H79

Keywords: ordered probit model, banks, sub-sovereign ratings, public finance

Prima Parte
RESEARCH PLANNING

CAPITOLO PRIMO

Obiettivi, metodologia e struttura della ricerca

1.1. Introduzione

L'attuale disciplina di vigilanza prudenziale, derivante dal recepimento in Italia delle Direttive 2006/48/CE e 2006/49/CE del 14 giugno 2006 relative, rispettivamente, all'accesso all'attività degli enti creditizi ed al suo esercizio (c.d. *Capital Requirements Directive* o CRD) ed all'adeguatezza patrimoniale delle imprese di investimento e degli enti creditizi (c.d. *Capital Adequacy Directive* o CAD), oltre che del documento del Comitato di Basilea per la Vigilanza Bancaria del giugno 2006 (c.d. Nuovo Accordo di Basilea sul Capitale o Basilea II), rende possibili due metodologie alternative di calcolo dei requisiti patrimoniali minimi a fronte del rischio di credito:

- il metodo *standardizzato*, che rappresenta un'evoluzione dei coefficienti derivanti dall'originario Accordo sul Capitale del 1988 e prevede un ampio ricorso ai rating forniti da Agenzie esterne di valutazione (c.dd. *External Credit Assessment Institutions* o ECAI);
- il metodo dei *rating interni* (c.d. *Internal Rating Based* o IRB), a sua volta distinto in *IRB di base* e *IRB avanzato* a seconda dei parametri di rischio che le banche devono stimare al proprio interno.

Oggetto della tesi di dottorato sono le metodologie di determinazione del merito creditizio della controparte Pubblica Amministrazione (d'ora in poi PA). In particolare, ai fini di Basilea II le istruzioni della Banca d'Italia approvate in data 27 dicembre 2006 definiscono i seguenti soggetti riconducibili alla PA:

- con riferimento all'approccio *standard*, "amministrazioni centrali" (ossia i governi centrali degli Stati sovrani), "enti territoriali" (con cui si intendono le regioni e gli altri enti territoriali) ed "enti del settore pubblico" (ovvero gli enti pubblici, diversi dallo Stato e dagli enti territoriali, che svolgono in via principale attività amministrativa o di erogazione di servizi senza scopo di lucro, gli altri organismi pubblici nazionali o locali privi di personalità giuridica; non rientrano fra gli enti del settore pubblico gli organismi con personalità giuridica pubblica che svolgono attività di produzione di beni e

servizi destinati alla vendita o alla commercializzazione, sia pure per obbligo di legge o a condizioni non remunerative);

- per quanto concerne l'approccio *IRB*, "amministrazioni centrali" (categoria che, oltre alle amministrazioni centrali così come definite nel metodo standardizzato, include anche gli enti territoriali e gli altri enti del settore pubblico equiparati ad amministrazioni centrali nel metodo standardizzato).

Nell'ambito della PA, la ricerca sarà limitata ad un campione di Enti Locali (d'ora innanzi EE.LL.) italiani, di cui si andranno ad indagare le condizioni di rischiosità e la loro evoluzione nel quinquennio 2004-2008, alla luce delle indicazioni fornite dalla letteratura e dai modelli statistici di determinazione del rating che siano coerenti con il calcolo dei requisiti di vigilanza prudenziale emergenti nel Nuovo Accordo sul Capitale. L'analisi empirica, nello specifico, atterrà l'identificazione dei fattori economico-finanziari che incidono in maggior misura sui rating esterni assegnati agli Enti Locali italiani tra il 2004 e il 2008, in vista di una loro futura implementazione nei modelli di valutazione interna delle banche.

È possibile evincere l'originalità della ricerca già dal soggetto (ovvero la controparte pubblica, in particolare gli EE.LL.) a cui, in prospettiva, saranno riferite le metodologie di determinazione del merito creditizio nei modelli *IRB* adottati dalle banche italiane. In tale ambito, infatti, l'attenzione degli operatori e degli studiosi si è maggiormente concentrata sull'analisi e sullo sviluppo di metodologie interne per il calcolo del rating del segmento imprese, mentre ancora poca attenzione è stata dedicata a quello degli Enti Locali, per i quali le valutazioni del rischio di credito si fondano prevalentemente sui rating assegnati dalle Agenzie specializzate.

L'ampiezza e la profondità dell'analisi delle Agenzie di rating, basata su fattori sia quantitativi che qualitativi, insieme all'impostazione prospettica delle metodologie impiegate, soggette a continue verifiche e periodici aggiornamenti, fanno sì che i rating esterni rappresentino un prezioso parametro per la valutazione del merito di credito.

D'altra parte, le recenti turbolenze dei mercati finanziari hanno messo sotto accusa le stesse Agenzie specializzate (la cui esistenza si giustifica essenzialmente per la soluzione dei problemi di agenzia e di informazione asimmetrica), evidenziandone la scarsa affidabilità ed i limiti ad esse associati, sia in termini di conflitto d'interesse ed incentivi sia nello svolgimento della loro attività, *ex post* anziché *ex ante*. Si rende, pertanto, necessaria una riforma del settore oltre che una appropriata verifica dei

giudizi di rating assegnati, per evitare che si verifichino in futuro errori di valutazione tali da provocare conseguenze negative simili a quelle recentemente patite (Resti, 2010).

In risposta alla crisi, entro la fine del 2012 anche il sistema internazionale di regole sui requisiti patrimoniali delle banche sarà modificato da una riforma (c.d. Basilea III) che sostituirà l'accordo di Basilea II. Le nuove regole proposte dal Comitato di Basilea lo scorso dicembre sono volte, da un lato, a rafforzare l'adeguatezza del capitale (attraverso una più stringente definizione del patrimonio utile ai fini di vigilanza e una migliore misurazione e copertura dei rischi di mercato, di credito e di controparte) e, dall'altro, a gestire in modo più adeguato la liquidità¹, con l'obiettivo principale di rendere più stabile il settore finanziario. Inoltre, sono state introdotte alcune misure (c.dd. *buffer* anticiclici) tese a limitare la prociclicità della regolamentazione finanziaria, oltre a un c.d. *leverage ratio*, cioè un rapporto massimo tra le esposizioni fuori bilancio ed il capitale (solo in parte già implicito nella determinazione dei requisiti patrimoniali) e nuove regole per gli operatori sistematicamente rilevanti².

1.2. Obiettivi e *research questions*

Obiettivo primario della tesi di dottorato è, come in precedenza accennato, analizzare il processo di valutazione del merito di credito degli Enti Locali italiani adottato dalle Agenzie di rating, che consenta in futuro di poter traslare l'esperienza delle stesse in un modello di analisi interno alle banche.

Ai fini della ricerca, attraverso il presente contributo si cercherà di dare una risposta ad alcuni interrogativi principali, a loro volta scomposti in sotto-obiettivi particolari, come di seguito esposto:

1. Alla luce della nuova disciplina prudenziale e della letteratura scientifica esistente, come viene misurato, in termini quantitativi, il merito di credito della controparte pubblica?

¹ La crisi finanziaria ha, infatti, mostrato con quanta rapidità, intensità e durata possa manifestarsi il rischio di liquidità e quali effetti esso possa determinare sulla stabilità degli intermediari e dell'intero sistema. È risultata, dunque, evidente l'esigenza di definire a livello internazionale un sistema di regole in materia di gestione della liquidità.

² Cfr. Comitato di Basilea (2009a, 2009b). Una indicazione dei principali obiettivi di Basilea III e dei suoi potenziali effetti sul sistema finanziario italiano è, inoltre, contenuta nel recente contributo di Carosio (2010).

- 1.a) In letteratura come sono spiegati, a livello quantitativo, i rating dei *municipal bond*?
- 1.b) Quali sono le determinanti quantitative dei rating sovrani e sub-sovrani evidenziate dall'analisi della letteratura?
- 1.c) Cosa emerge dal confronto fra le diverse modalità quantitative di misurazione del *country risk*?
2. Quali sono le analogie e le differenze riscontrabili nelle modalità di valutazione del rischio sovrano e del rischio sub-sovrano adottate dalle Agenzie di rating?
 - 2.a) Cosa si intende, in letteratura, per *country risk*, *sovereign risk* e *sub-sovereign risk*?
 - 2.b) Quali sono le metodologie di valutazione del rischio sovrano impiegate dalle Agenzie specializzate?
 - 2.c) Come è, invece, valutato il rischio sub-sovrano da parte delle Agenzie di rating?
3. Quali sono i principali indicatori economico-finanziari che incidono sul *sub-sovereign credit rating* assegnato dalle Agenzie specializzate agli EE.LL. italiani?
 - 3.a) Nell'ambito del rating sub-sovrano, quali sono le eventuali differenze di valutazione tra Province e Comuni capoluogo di Provincia italiani *rated* da una stessa Agenzia?
 - 3.b) Con riferimento agli EE.LL. in generale, quali sono le eventuali differenze riscontrabili tra Agenzie diverse in merito alle determinanti del *sub-sovereign credit rating* in Italia?

1.3. Metodologia

La metodologia adottata nel presente lavoro utilizza strumenti differenti a seconda della particolare tipologia di analisi a cui si riferisce, considerando ad ogni modo i diversi tipi di ricerca come stadi di un unico processo con *focus* specifici.

Gli strumenti impiegati ai fini di una preliminare ricerca "esplorativa", tipicamente teorica, che si focalizza sulla comprensione e sull'approfondimento del tema oggetto d'indagine sono:

- da un lato, la *review* della letteratura (sviluppata nel corso del *Capitolo Secondo*), ovvero la rassegna degli studi scientifici precedentemente condotti, essenzialmente a livello internazionale, sul medesimo argomento o su temi analoghi;
- dall'altro, l'analisi delle procedure di valutazione del merito di credito sovrano e sub-sovrano di cui si avvalgono le Agenzie di rating, presentata nel *Capitolo Terzo*.

Ai fini di una successiva ricerca "causale", tipicamente empirica, tesa a valutare nell'intervallo temporale di riferimento 2004-2008 le possibili relazioni di causa-effetto tra alcune variabili indipendenti di natura economico-finanziaria e una certa variabile dipendente, quale appunto il rating esterno, si impiega un modello probit ordinato multinomiale, come esposto nel *Quarto Capitolo*.

In entrambe le tipologie di ricerca, i dati raccolti sono di natura esterna, pubblicati su *database* bibliografici *full-text* (ad esempio, ABI/Inform Complete, Jstor, ecc.) o su *database* statistici e/o demografici governativi (tra cui l'ISTAT e il Ministero dell'Interno), estratti *on-line* da fonti aziendali (i siti istituzionali delle diverse Agenzie di rating e degli Enti Locali campionati) ovvero, in alcuni casi, direttamente richiesti agli EE.LL. per via telefonica e/o telematica e/o fax.

1.4. Struttura della ricerca

Il presente contributo è articolato in due parti principali, una teorica (*Capitoli Secondo e Terzo*) e l'altra empirica (*Capitolo Quarto*), oltre al *Capitolo Primo* relativo ad una presentazione d'insieme del piano di lavoro, in cui sono riassunti obiettivi, domande di ricerca e metodologia impiegata, ed al *Capitolo Quinto* attinente le conclusioni generali, le implicazioni teoriche ed operative, i principali limiti e gli sviluppi futuri della ricerca.

Le due parti, il cui contenuto è di seguito esplicitato, risultano funzionali, nel loro susseguirsi, agli obiettivi della tesi di dottorato innanzi richiamati.

Con riferimento alla parte teorica, il *Capitolo Secondo* è dedicato alla *review* della letteratura scientifico-accademica esistente sul tema, limitatamente alle differenti metodologie quantitative (statistiche ed econometriche) di rating utilizzate, in particolare, per la valutazione dei *municipal bond rating* e dei *sovereign* e *sub-sovereign credit rating*; in seguito, si analizzano i contributi della letteratura relativa

al confronto fra le differenti metodologie quantitative di misurazione del *country risk*. Nel *Capitolo Terzo* sono, invece, approfonditi gli elementi di valutazione del *sovereign risk* e del *sub-sovereign risk* adottati dalle Agenzie internazionali di rating, evidenziando le analogie e le differenze riscontrabili nelle metodologie impiegate.

Sulla base della letteratura scientifica esaminata e dell'esperienza delle Agenzie di rating si sviluppa la parte empirica del lavoro, il cui obiettivo è approfondire le determinanti quantitative dei rating assegnati agli Enti Locali italiani nel quinquennio 2004-2008 da Moody's, Standard & Poor's e Fitch Ratings, anche allo scopo di poter mutuare le metodologie impiegate dalle Agenzie nei processi di valutazione del merito di credito delle banche. Nel *Capitolo Quarto*, quindi, dopo aver presentato la metodologia utilizzata ai fini dell'analisi empirica, descrivendo nel dettaglio la composizione del campione di indagine, le variabili utilizzate e le fonti dei dati, si espongono i relativi risultati. Questi ultimi sono distinti per ognuna delle tre Agenzie di rating, dando luogo a tre sotto-campioni di analisi: a sua volta, ciascun sotto-campione è inizialmente disaggregato a seconda che il rating sia assegnato a una Provincia o un Comune capoluogo; successivamente, si considera nel complesso operando un *pooling* tra gli EE.LL. *rated* da una stessa Agenzia.

Seconda Parte

LA MISURAZIONE QUANTITATIVA DEL MERITO DI CREDITO DEL SETTORE PUBBLICO: RASSEGNA DELLA LETTERATURA E AGENZIE DI RATING

CAPITOLO SECONDO

La misurazione quantitativa dei rating: review della letteratura

2.1. Introduzione

Ai fini di un'accurata indagine sul merito di credito di una controparte, oltre all'analisi qualitativa anche quella quantitativa assume un'importanza di rilievo. Nonostante l'imperfezione e l'incompletezza dei modelli di analisi quantitativa, infatti, non può essere taciuta la loro utilità sotto un duplice punto di vista: da un lato, sono in grado di evidenziare gli indicatori statisticamente rilevanti nello spiegare il giudizio di rating attribuito ad una controparte; dall'altro, consentono di ottenere una prima indicazione sul merito di credito delle controparti *not rated*.

Di fatto, benché i modelli statistici non siano sufficienti nella valutazione del profilo di rischio complessivo di un prestatore, essi possono servire a rendere più attendibili i sistemi di rating bancari: *“molte banche utilizzano [...] modelli per tarare i loro sistemi di rating e per identificare probabili errori nelle assegnazioni ad una classe”* (Treacy & Carey, 1998, pag. 905).

Tra i principali filoni di ricerca che si sono sviluppati sul fenomeno dei rating, quello volto a studiarne la loro componente quantitativa ricopre quindi un ruolo centrale, soprattutto con riferimento al mercato statunitense. L'idea comune a tali lavori è quella di utilizzare i giudizi delle Agenzie specializzate come variabile dipendente e ricercare una relazione significativa con un determinato set di variabili esplicative (generalmente, indicatori di bilancio).

A seconda della tipologia di controparte analizzata, gli studi concernenti la misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative possono essere classificati in tre macro-aree: Paesi sovrani (ed altre Autorità locali), banche, società industriali.

La rassegna della letteratura di seguito esplicitata (schematizzata in Appendice nelle Tabelle da I a IV) riguarderà esclusivamente la prima categoria di controparte, oggetto specifico della ricerca. Gli studi riconducibili a tale ambito risultano essere, tuttavia, in misura largamente inferiore rispetto ai lavori riguardanti banche e, soprattutto, società non finanziarie.

Nel prosieguo si propone, dunque, una *review* della letteratura esistente sul tema, limitatamente alle differenti metodologie quantitative (statistiche ed econometriche) di rating utilizzate. Mentre la letteratura sul *country risk* negli anni 1960-1970 era prevalentemente basata su studi di tipo qualitativo o *judgemental* con l'obiettivo di analizzare il rischio politico, a partire dagli anni Ottanta l'orientamento è divenuto più quantitativo, con l'intento di prevedere situazioni di *default* o di crisi finanziarie dei diversi Paesi. Come sarà evidenziato nel corso del presente Capitolo, i modelli quantitativi maggiormente utilizzati a tal fine risultano essere l'analisi discriminante, la regressione lineare, le analisi logit e probit, le reti neurali.

L'analisi che segue, pertanto, si pone l'obiettivo principale di rispondere alla prima delle *research questions* indicate nella parte introduttiva del lavoro, vale a dire:

1. Alla luce della nuova disciplina prudenziale e della letteratura scientifica esistente, come viene misurato, in termini quantitativi, il merito di credito della controparte pubblica?

Tale obiettivo generale può essere ulteriormente scisso in sotto-obiettivi particolari, individuabili nei seguenti:

- 1.a) In letteratura come sono spiegati, a livello quantitativo, i rating dei *municipal bond*?
- 1.b) Quali sono le determinanti quantitative dei rating sovrani e sub-sovrani evidenziate dall'analisi della letteratura?
- 1.c) Cosa emerge dal confronto fra le diverse modalità quantitative di misurazione del *country risk*?

2.2. Misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative: review della letteratura

Per quanto sopra esplicitato, la rassegna dei contributi empirici di seguito esaminati è distinta in macro-filoni d'indagine, a seconda che la valutazione attenga i *municipal bond rating*, i *sovereign credit rating* oppure i *sub-sovereign credit rating*; sono altresì analizzati i contributi della letteratura relativa al confronto fra le differenti metodologie quantitative di misurazione del *country risk*. Al termine, dopo aver individuato i limiti della letteratura esaminata, vengono evidenziati gli elementi di originalità della tesi di dottorato in grado di apportare un contributo innovativo alla conoscenza scientifica esistente.

2.2.1. *Municipal bond rating*³

Gli studi empirici statunitensi indicano che esiste una relazione inversa tra il rating creditizio ed il rendimento di mercato dei *municipal bond*⁴, ma che entrambi sono sensibili a variazioni nella capacità fiscale dell'emittente (Rubinfeld, 1973; Liu & Thakor, 1984; Capeci, 1991).

In generale, i primi lavori in materia risalgono alla seconda metà degli anni Sessanta. Tra i principali, Horrigan (1966) e West (1970) utilizzano la tecnica della regressione lineare (nello specifico, il primo utilizza quella standard, mentre il secondo un modello log-lineare) per cercare di spiegare i rating obbligazionari in funzione di una serie di indicatori quantitativi, ottenendo un livello di efficacia modesto, pari a circa il 50-60%. Successivamente, Hastie (1972) applica il modello della regressione lineare ai *municipal bond* per determinare quali fattori influenzano il rendimento degli stessi; dai risultati ottenuti, si deduce che i rendimenti obbligazionari sono funzione del rischio di *default* del titolo e della commerciabilità dello stesso.

Nel tentativo di superare i limiti della tecnica lineare applicata a variabili qualitative ordinali quali i rating, Pogue & Soldofsky (1969) utilizzano un modello logit dicotomico, in cui le classi di rating sono considerate due per volta. Limitando l'analisi ai titoli *investment-grade* (il cui giudizio di rating è pari o superiore a BBB), i risultati ottenuti indicano che la probabilità di osservare un elevato rating è, da un lato, inversamente correlata al grado di indebitamento e all'instabilità dei ricavi e, dall'altro, positivamente correlata alla dimensione (misurata dall'attivo totale) e alla redditività.

In seguito, Pinches & Mingo (1973, 1975) applicano per la prima volta la tecnica statistica dell'analisi discriminante multipla ai rating di 180 titoli obbligazionari, ottenendo una percentuale di accuratezza delle previsioni discreta, pari al 60-70% circa⁵. Carleton & Lerner (1969), utilizzando una metodologia di analisi discriminante simile a quella di Pinches & Mingo (1973), studiano le variabili che influiscono sui rating dei *municipal bond*, riuscendo tuttavia a prevedere

³ Si veda la Tabella I posta in Appendice per una sintesi della relativa *review* della letteratura.

⁴ Come noto, la curva di rischio-rendimento indica che all'aumentare del rischio corrisponde un incremento del rendimento atteso. Poiché ad un miglioramento del *credit rating* e, quindi, della solvibilità dell'emittente corrisponde una riduzione del rischio, ciò comporta un'analoga diminuzione del rendimento atteso, consentendo di spiegare la succitata relazione inversa esistente tra rating e rendimento.

⁵ Ad analoghi risultati pervengono Altman & Katz (1976), utilizzando un'analisi discriminante quadratica, e Peavy & Edgar (1983, 1984).

correttamente solo il 54% delle classificazioni. Partendo dallo studio di Carleton & Lerner (1969), Michel (1977) utilizza l'approccio dell'analisi discriminante multipla per spiegare le caratteristiche di rischio dei *municipal bond*, dimostrando l'inefficienza dei tradizionali indicatori finanziari nella previsione dei rating. Al contrario, Copeland & Ingram (1982) pervengono a risultati più ottimistici, seppur adottando una classificazione meno accurata rispetto agli studi precedenti.

Rubinfeld (1973) sviluppa una regressione lineare per la duplicazione dei *municipal general obligation bond rating* pubblicati dalle Agenzie, giudicando il procedimento statistico dell'analisi discriminante multipla adottato da Carleton & Lerner (1969) difficoltoso e arbitrario. Successivamente, l'autore applica l'analisi discriminante multipla per verificare la bontà della regressione e della procedura di classificazione adottata, ottenendo un solo errore aggiuntivo di classificazione con la tecnica della regressione rispetto quella dell'analisi discriminante multipla, mentre non evidenzia alcun errore di mancata classificazione al contrario dei due errori ottenuti con l'analisi discriminante multipla. L'autore dimostra, inoltre, come le variazioni del rating pubblicato dalle Agenzie influiscano in maniera indiretta sui rendimenti dei *municipal general obligation bond*: in particolare, l'effetto sui rendimenti è indipendente dalla valutazione effettuata dal mercato sullo *status* finanziario dell'Ente Locale *rated*.

Liu & Thakor (1984), attraverso una regressione lineare a due stadi, dimostrano che quattro delle variabili economiche utilizzate nel loro modello (in particolare, il debito netto totale, il debito pro-capite, il tasso di disoccupazione ed il valore immobiliare medio) sono in grado di spiegare la maggior parte delle variazioni del rating dei *municipal bond*; di queste quattro variabili, le prime tre insieme al rating stesso, però in maniera indipendente, influiscono significativamente sui rendimenti dei *municipal bond*. Successivamente, Cranford & Stover (1988) criticano la metodologia utilizzata da Liu & Thakor (1984) sostenendo che, in modo più semplice, è possibile ottenere gli stessi risultati in termini di rating applicando direttamente una sola regressione lineare. Liu & Thakor (1988) replicano a tale critica evidenziando le inesattezze del modello, meno accurato e più confuso, presentato da Cranford & Stover (1988), posto che si potrebbero erroneamente considerare irrilevanti variabili al contrario significative.

Capeci (1991) analizza i diversi canali mediante cui variazioni nel rating influiscono sui rendimenti dei *municipal general obligation bond*; in particolare, seguendo la

metodologia adottata da Liu & Thakor (1984) ed impiegando oltre alla tecnica della regressione lineare anche un modello probit ordinato, l'autore dimostra come l'omissione di alcune variabili fiscali potrebbe condurre ad un impatto parziale del rating sui rendimenti dei *municipal bond* e sostiene che, benché i cambiamenti del rating possano spiegare la maggior parte delle variazioni dei rendimenti dei *municipal general obligation bond*, ciò va interpretato con cautela. Come dagli studi empirici in Rubinfeld (1973), inoltre, il *municipal bond rating* risulta essere correlato positivamente alla capacità fiscale dell'emittente e negativamente al suo livello di indebitamento.

Attraverso i modelli logit e probit ordinati si tiene conto, oltre che della natura qualitativa della variabile dipendente, anche del *ranking* implicito nei rating. Kaplan & Urwitz (1979) per primi confrontano un modello probit ordinato con uno lineare, applicandoli ad un campione di 327 rating ed ottenendo risultati pressoché equivalenti. Successivamente, Wescott (1984) utilizza un'analisi probit per stimare un modello di previsione dei *municipal general obligation bond rating*, la cui efficacia risulta tuttavia modesta e pari a circa il 60%. L'anno successivo Cluff & Farnham (1985) utilizzano un modello probit per esaminare i fattori che incidono sui rating dei 976 *municipal general obligation bond* assegnati da Moody's fino al luglio 1977; i due autori rilevano una relazione negativa tra densità di popolazione e rating, mentre una relazione positiva tra debito pro-capite e rating.

A medesimi risultati per Moody's pervengono anche Moon & Stotsky (1993) attraverso un'applicazione del modello di stima c.d. *smooth simulated maximum likelihood* (SSML) elaborato ed utilizzato da Borsch-Supan & Hajivassiliou (1993). Tuttavia, rispetto a Cluff & Farnham (1985), Moon & Stotsky (1993) evidenziano una differenza statisticamente significativa tra le determinanti dei *municipal rating* assegnati da Moody's e quelli assegnati da S&P's.

Negli ultimi anni sono state sviluppate le applicazioni delle reti neurali artificiali, vale a dire dei sistemi esperti che, nel tentativo di replicare il comportamento della mente umana, cercano di trovare una relazione automatica tra i rating (il fenomeno in questione) ed un insieme di variabili esplicative. Tra gli altri, Dutta & Shekhar (1988), Moody & Utans (1995) e Daniels *et al.* (1997) ritengono che tali modelli siano in grado di prevedere i rating obbligazionari con maggiore accuratezza rispetto alle tecniche tradizionali.

2.2.2. Sovereign credit rating⁶

Per quanto concerne più specificatamente le determinanti dei *sovereign credit rating*, Feder & Uy (1985) sono i primi ad utilizzare un modello logit multiplo per replicare i rating assegnati dalla rivista di settore⁷ “Institutional Investors” ad un campione di 55 Paesi in via di sviluppo (PVS) tra il 1979 e il 1983.

Successivamente, avvalendosi in maniera analoga di una regressione logistica, Cosset & Roy (1991) considerano i *country rating* assegnati nel 1987 non solo da “Institutional Investors” ma anche da “Euromoney” a 71 Paesi con diversi livelli di sviluppo economico, ottenendo quali determinanti fondamentali dei suddetti rating il reddito pro-capite, la propensione all’investimento e il rapporto di indebitamento del Paese.

In seguito, attraverso lo sviluppo di un modello logistico generalizzato, Oral *et al.* (1992) analizzano i rating di 70 Paesi e dimostrano come la maggior parte dei giudizi pubblicati da “Institutional Investors” possa essere spiegata attraverso alcuni semplici indicatori macro-economici quali, ad esempio, il PIL⁸ pro-capite, il tasso di crescita delle esportazioni, il livello di inflazione.

Mediante la tecnica della regressione lineare, Lee (1993) utilizza i dati di “Institutional Investors” focalizzandosi su un campione di 29 PVS e dimostra che sono le variabili economiche, più che quelle politiche, a provocare variazioni nei *country rating*.

Allo stesso modo Haque *et al.* (1996), utilizzando i giudizi assegnati da “Institutional Investors”, “Euromoney” e “The Economist Intelligence Unit” tra il 1980 e il 1993, analizzano la correlazione tra il *country rating* di oltre 60 PVS e alcuni fattori sociali, politici ed economici, servendosi di una regressione lineare. In conseguenza dei risultati ottenuti, gli autori ritengono che siano soprattutto le variabili macro-

⁶ I contributi della letteratura citata sono schematizzati nella Tabella II collocata in Appendice.

⁷ Oltre ai *country rating* assegnati dalle tre principali Agenzie internazionali (Fitch, Moody’s e S&P’s), vi sono anche quelli pubblicati dalle riviste di settore (tra le quali, “Euromoney”, “Institutional Investors” e “The Economist Intelligence Unit”) e dalle c.dd. *Export Credit Agencies* (ECA), società (spesso di diritto pubblico) specializzate nel fornire copertura assicurativa a fronte di operazioni di commercio internazionale. Tra queste ultime, EDC (Canada), Coface (Francia), Hermes (Germania), Sace (Italia), ECGD (UK), Exim Bank (USA).

⁸ Per Prodotto Interno Lordo (PIL), noto anche come *Gross Domestic Product* (GDP), si intende il valore totale dei beni e servizi finali prodotti da un Paese in un determinato periodo di tempo (solitamente l’anno) con i fattori produttivi impiegati all’interno del Paese stesso. Per prassi, tale indicatore economico è considerato la misura statistica più affidabile della ricchezza prodotta in un Paese e, dunque, del benessere di una nazione.

economiche a determinare le variazioni dei *country rating* nei Paesi in via di sviluppo.

Nello stesso anno, Cantor & Packer (1996) analizzano le determinanti dei giudizi di rating assegnati da Moody's e S&P's ad un campione di 49 Paesi e considerano il loro impatto sugli *spread* obbligazionari. Attraverso il modello di regressione lineare utilizzato dai due autori risulta possibile spiegare oltre il 90% delle variazioni del rating e buone variabili esplicative risultano essere: il reddito pro-capite, il livello di inflazione, la crescita del PIL, il debito estero, il grado di sviluppo economico. Al contrario, un significativo effetto negativo è rappresentato dai tassi di *default* storici di un Paese.

Seguendo la metodologia utilizzata da Cantor & Packer (1996), anche Ferri *et al.* (1999) ipotizzano che i rating siano funzione di variabili macro-economiche. Dal confronto fra i rating effettivamente assegnati da Moody's a 17 Paesi tra il 1989 e il 1998 e quelli previsti dal modello, gli autori evidenziano delle differenze che attribuiscono al giudizio soggettivo delle Agenzie di rating. In particolare, dimostrano come durante la crisi del 1997-1998 i Paesi asiatici siano stati eccessivamente *downgraded* rispetto al rating previsto dal modello, e ciò supporta la tesi della prociclicità dei *sovereign credit rating*.

Reisen & Von Maltzan (1999), attraverso un *event-study*, dimostrano come tra il 1989 e il 1997 gli annunci largamente anticipati sul mercato di variazioni in negativo (*downgrade*), a differenza di quelle in positivo (*upgrade*), dei rating sovrani dei Paesi emergenti assegnati dalle tre principali Agenzie (Moody's, S&P's e Fitch) hanno avuto impatti significativi sugli *spread* obbligazionari. Di conseguenza, i *sovereign rating* nei mercati emergenti sono potenzialmente in grado di moderare l'euforia tra gli investitori nei momenti che precedono le crisi; tuttavia, nel periodo investigato dai due autori le Agenzie di rating hanno fallito nello sfruttare questo potenziale.

Applicando sia una regressione lineare sia un modello probit ordinato ai *country rating* assegnati da Moody's e S&P's tra il 1989 e il 2001, Mora (2006) trae conclusioni un po' più caute rispetto a Ferri *et al.* (1999): analizzando l'ipotesi che le Agenzie di rating abbiano aggravato la crisi asiatica con eccessivi *downgrading* dei Paesi dell'Asia orientale, l'autore ritiene discutibile che i rating possano inasprire il ciclo economico di boom e/o crisi. Dalle analisi condotte risulta che prima della crisi i rating assegnati hanno superato quelli previsti, mentre durante il periodo di crisi hanno al massimo eguagliato quelli previsti e, nel periodo successivo alla crisi, non

sono aumentati quanto previsto. Pertanto, “*ratings are, if anything, sticky rather than procyclical*” (Mora, 2006, pag. 2041), dato che essi semplicemente reagiscono ai cambiamenti, sia del mercato (ad esempio, i tassi di *default* storici di un Paese) sia di natura macro-economica.

Mulder & Perrelli (2001) sostengono che nei Paesi emergenti le variazioni del *sovereign rating* sono causate da elementi differenti (in particolare, dal livello degli investimenti rispetto al PIL) rispetto a quelli tradizionalmente suggeriti dalla letteratura empirica a partire dal lavoro seminale di Cantor & Packer (1996). Criticando lo studio di Ferri *et al.* (1999), Mulder & Perrelli (2001) propongono un modello più accurato di stima che, attraverso l’impiego di due regressioni lineari, considera un campione omogeneo di 25 Paesi emergenti ed i relativi rating semestralmente assegnati da Moody’s e S&P’s tra il 1992 ed il 1999. I risultati ottenuti confermano che, in presenza di variazioni negative del livello degli investimenti rispetto al PIL, le Agenzie hanno reagito in maniera eccessiva con numerosi *downgrading* del *sovereign rating* assegnato (il c.d. *overshooting*) successivamente al periodo di crisi del 1997.

Attraverso un modello logit Oetzel *et al.* (2001) analizzano la *performance* di 11 indicatori del *country risk*, ampiamente utilizzati dalla letteratura, su un campione di 17 Paesi per un periodo di 19 anni, tra il 1980 e il 1998. Gli autori dimostrano che nessun indicatore esaminato è efficace nella previsione dei periodi di volatilità significativa del rischio.

Kaminsky & Schmukler (2002), attraverso una regressione logistica applicata alle variazioni dei rating assegnati da Moody’s, S&P’s e Fitch a 16 Paesi in via di sviluppo fra il 1990 e il 2000, ritengono che i giudizi di rating amplifichino il ciclo economico espansivo-recessivo, pur tuttavia evidenziando come il *downgrading* del rating si verifichi solo nel momento in cui il mercato è già in crisi.

Hu *et al.* (2002) estendono la metodologia di Cantor & Packer (1996) utilizzando un modello probit ordinato anziché i modelli lineari comunemente usati in letteratura. Obiettivo del loro studio è la costruzione delle matrici di transizione del *country rating* essendo problematica la stima di tali matrici attraverso i rating assegnati alle entità sovrane, in quanto solo pochi Paesi possiedono serie storiche dei giudizi di rating superiori ai 10 anni.

Secondo le analisi sviluppate da Reinhart (2002) per valutare la correlazione tra crisi e *default*, nei Paesi emergenti circa l’84% dei *default* è associato a crisi valutaria,

mentre nemmeno la metà delle crisi è collegabile al *default*; invece, tale correlazione non è affatto dimostrabile per i Paesi sviluppati. Attraverso un modello probit, l'autore dimostra poi che i *sovereign rating* falliscono sistematicamente nella previsione delle crisi, mentre riescono meglio in quelle dei *default*.

Attraverso l'applicazione di tre tecniche statistiche differenti (regressione lineare, modello logit, trasformazione esponenziale), Afonso (2003) analizza le possibili determinanti di natura economica dei *sovereign credit rating* assegnati da Moody's e S&P's nel giugno 2001 a 81 Paesi, di cui 29 sviluppati e 52 in via di sviluppo. Dalle analisi condotte, la trasformazione logistica risulta essere la tecnica più adatta allo scopo, con una percentuale media di errore assoluto pari al 25% contro il 30% ed il 45%, rispettivamente, dei modelli lineare ed esponenziale. L'autore dimostra quindi che sono sei le variabili più significative nella determinazione del *sovereign rating*, ovvero il PIL pro-capite, il debito estero in percentuale delle esportazioni, il livello di sviluppo economico, l'esperienza storica di *default*, il tasso di crescita reale ed il tasso di inflazione.

Successivamente a tale studio ed utilizzando tre approcci diversi (modelli logit e probit ordinati, modello probit ordinato ad effetti casuali), Afonso *et al.* (2006) analizzano le determinanti dei *sovereign rating* assegnati a 66 Paesi da Moody's e S&P's tra il 1996 e il 2005. Dal confronto fra le tre possibili procedure di stima dei *sovereign rating* consegue che il modello probit ordinato ad effetti casuali è il più adatto per *panel data*, poiché tiene conto di un errore aggiuntivo *cross-section* normalmente distribuito. Dalle analisi effettuate dagli autori, le determinanti più significative dei *sovereign rating* risultano essere le seguenti: PIL pro-capite, crescita reale del PIL, tasso di inflazione, tasso di disoccupazione, debito pubblico, saldo fiscale, efficacia governativa, debito estero, riserve estere, saldo dei conti correnti, esperienza storica di *default*, diverse *dummies* regionali ed una *dummy* per l'Unione Europea.

Bissoondoyal-Bheenick *et al.* (2006) confrontano un modello probit ordinato con la tecnica del ragionamento per casi (c.d. *case-based reasoning* o CBR) allo scopo di stimare le determinanti di natura quantitativa dei *sovereign rating*. Nonostante le differenze di approccio, le due tecniche alternative generano risultati pressoché simili, sia per quanto concerne l'identificazione delle variabili più significative, sia in relazione all'accuratezza previsionale. Gli autori utilizzano ai fini dell'analisi sei diverse categorie di *sovereign rating*, tutte con riferimento temporale al 31 dicembre

2001: si tratta, in particolare, dei rating in valuta estera e in valuta domestica assegnati da S&P's e Fitch a circa 94 e 78 Paesi, rispettivamente, oltre ai rating *bonds and notes* e *bank deposits* assegnati da Moody's a 94 Paesi. Tra le determinanti più significative dei *sovereign rating* entrambi gli approcci individuano, oltre a variabili macro-economiche più tradizionali (quali PIL e inflazione), una *proxy* relativa allo sviluppo tecnologico (riferita essenzialmente all'utilizzo del cellulare), chiaramente importante in un'economia moderna quale quella attuale.

Mellios & Paget-Blanc (2006) mettono, invece, a confronto il metodo della regressione lineare con un modello logit ordinato per esaminare le determinanti dei *sovereign credit rating* assegnati al 31 dicembre 2003 da Moody's, S&P's e Fitch a 86 Paesi. Dopo aver identificato le tredici variabili esplicative attraverso un'analisi fattoriale con il metodo delle componenti principali, i due autori valutano gli effetti di tali variabili sul rating sovrano mediante le due tecniche di analisi, identificandone sei quali determinanti dello stesso. I risultati confermano gli studi precedenti, ovvero che PIL pro-capite, crescita reale del PIL, tasso di inflazione, tasso di cambio ed esperienza storica di *default* sono le variabili che maggiormente impattano sui *sovereign rating*; inoltre, si ricava che anche l'indice di corruzione (rappresentativo del livello di sviluppo) e la qualità governativa di un Paese hanno una forte influenza sul rating assegnato. In conclusione, benché entrambi i metodi evidenziano un elevato potere previsionale, con il modello logit ordinato si ottengono risultati migliori rispetto alla regressione lineare.

Infine, sulla base dello studio di Erb *et al.* (1995) relativo al potere previsionale dei *country credit rating* nel distinguere i Paesi ad alto rischio di credito da quelli a basso rischio ed utilizzando una regressione logistica, Cruces (2006) analizza le proprietà statistiche dell'intera gamma di *sovereign credit rating* assegnati da "Institutional Investor" nell'arco di 25 anni, fra il 1979 e il 2004, ad un totale di 173 Paesi. Posto il rating in funzione dell'aspettativa attesa di rimborso, l'autore rileva che nei Paesi a rischio di *default* ricorre una maggiore volatilità del rating e che, soprattutto nei mercati emergenti, c'è una evidente correlazione periodica fra le revisioni del rating.

2.2.3. Sub-sovereign credit rating⁹

A partire dalla seconda metà degli anni Novanta, sono aumentati in maniera esponenziale i rating assegnati dalle Agenzie internazionali a *local and regional governments* (LRGs), soprattutto dell'Europa occidentale: come esposto in Liu & Tan (2009), si tratta di un incremento del 250% in 10 anni, tra il 1996 ed il 2005, con S&P's *leader* del mercato a partire dal 2000. Tuttavia, nonostante diversi autori (tra cui, come innanzi detto, Cantor & Packer, 1996; Ferri *et al.*, 1999; Mulder & Perrelli, 2001; Hu *et al.*, 2002; Afonso, 2003; Afonso *et al.*, 2006; Bissoondoyal-Bheenick *et al.*, 2006) abbiano esaminato le determinanti del *sovereign credit rating* partendo dalle valutazioni espresse dalle Agenzie internazionali, sono invece limitati gli studi dedicati all'analisi dei rating assegnati alle entità sub-sovrane.

In letteratura, infatti, sono finora presenti soltanto tre contributi empirici concernenti la valutazione dei principali fattori che determinano il *sub-sovereign credit rating*: l'analisi di Cheung (1996) e gli studi di Gaillard (2006, 2009), oltre alla *review* condotta da Liu & Tan (2009) in cui vengono comparate le metodologie di valutazione del merito creditizio dei governi sub-nazionali utilizzate dalle tre principali Agenzie di rating (Moody's, S&P's, Fitch).

Nello specifico, utilizzando i rating assegnati da S&P's fra il 1970 e il 1995, Cheung (1996) applica un modello probit ordinato a 9 Province del Canada allo scopo di stimare la relazione esistente fra *provincial credit rating* e alcune variabili macroeconomiche. Tra queste, risultano significative le seguenti variabili: rapporto del debito sul PIL, livello di occupazione, PIL provinciale, trasferimenti federali, ricavi provinciali.

Gaillard (2006, 2009), invece, esaminando oltre 100 rating assegnati da Moody's e S&P's tra il 1996 ed il 2005 a governi locali e regionali non statunitensi al fine di valutare le determinanti dei *sub-sovereign rating* e misurarne la dipendenza dal rating sovrano, dimostra che le variazioni dei rating sub-sovrani sono spesso il risultato di analoghe variazioni dei *sovereign rating*, e ciò vale specialmente nei Paesi emergenti: l'autore prova che il 41% dei cambiamenti nel *sub-sovereign rating* sono stati preceduti da variazioni nella stessa direzione del relativo *sovereign rating*, spesso nel medesimo giorno¹⁰. Inoltre, la relazione esistente tra governo centrale e

⁹ Un sunto dei contributi empirici esaminati è proposto nella Tabella III situata in Appendice.

¹⁰ Nel caso specifico dell'Italia, considerata dall'autore un'eccezione tra i Paesi industrializzati, tra *sovereign rating* e *sub-sovereign rating* si osservano le seguenti relazioni:

LRGs consente di spiegare perchè ai secondi è assegnato un rating inferiore (mediamente pari a 1,85 *notches* in meno) rispetto a quello del Paese sovrano. Infine, applicando un modello probit ordinato, Gaillard verifica che il *sub-sovereign rating* risulta essere spiegato per oltre l'80% da tre delle 19 variabili economico-finanziarie esaminate, ovvero: esperienza storica di *default* del Paese sovrano, PIL pro-capite, rapporto del debito diretto sulle entrate correnti.

2.2.4. Confronto fra differenti metodologie quantitative di misurazione del country risk¹¹

Saini & Bates (1984) forniscono una rassegna dei vari tentativi di quantificazione del rischio-Paese attraverso modelli statistici, ottenendo risultati abbastanza simili dal confronto fra modelli logit e tecniche di analisi discriminante¹². Al contrario, attraverso la comparazione di tecniche statistiche differenti applicate a 52 PVS tra il 1974 e il 1978, Schmidt (1984) dimostra come, riguardo la capacità di previsione della rinegoziazione del debito estero, i modelli logit diano risultati migliori rispetto all'analisi discriminante multipla ed alla *cluster analysis*.

Tuttavia, nell'eventualità che i dati non soddisfino le ipotesi dei modelli statistici tradizionali, i modelli logit e la tecnica dell'analisi discriminante possono condurre a risultati sub-ottimali, che possono essere superati attraverso i modelli non-parametrici e non-lineari, quali le reti neurali artificiali. Diversi studiosi si sono interessati al confronto fra reti neurali artificiali e modelli statistici nella previsione del *country risk*, ritenendo le prime migliori nella maggior parte dei casi. Tra gli altri,

-
- il 7 maggio 1998 la città di Bologna ha subito da S&P's un declassamento del rating (passato da AA+ ad AA), a seguito di quello subito il giorno precedente dallo Stato italiano (da AAA ad AA);
 - il 15 gennaio 2003 l'*outlook* espresso da S&P's sull'Italia, sulle città di Bologna e Milano, nonché sulle province di Firenze e Venezia, passa da "stabile" a "negativo";
 - il 7 luglio 2004 S&P's declassa ulteriormente l'Italia (da AA a AA-) e ciò si ripercuote in un analogo *downgrading*, nello stesso giorno, delle città di Bologna, Brescia, Milano e Sesto Fiorentino, delle province di Firenze e Venezia, delle regioni di Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Lombardia, Toscana e Valle d'Aosta, mentre solo il 3 settembre 2004 la regione Lazio passa da A+ ad A;
 - il giorno 8 agosto 2005 l'*outlook* espresso da S&P's sull'Italia, sulle città di Bologna, Brescia, Milano, Roma e Sesto Fiorentino, sulle province di Firenze, Torino, Udine e Venezia, oltre che sulle regioni di Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Liguria, Lombardia, Marche, Toscana, Umbria e Valle d'Aosta, passa da "stabile" a "negativo".

¹¹ Una rappresentazione sintetica della relativa letteratura è contenuta nella Tabella IV posta in Appendice.

¹² La maggior parte dei lavori recensiti dai due autori, tuttavia, non fa riferimento ai rating-Paese, ma cerca di isolare le caratteristiche degli Stati richiedenti una rinegoziazione del loro debito estero.

Cosset & Roy (1994) applicano le reti neurali artificiali e i modelli logit ad un campione di 76 Paesi fra il 1983 e il 1985, ottenendo previsioni del *country risk rating* più accurate attraverso la tecnica delle reti neurali artificiali rispetto quella della regressione logistica.

In seguito, Cooper (1999) pone a confronto le reti neurali artificiali con i modelli logit/probit e la tecnica dell'analisi discriminante su un campione di 70 Paesi, 22 dei quali hanno sollecitato una rinegoziazione del loro debito estero nel 1983. I risultati ottenuti mostrano un'accuratezza delle previsioni pari all'80% per l'analisi discriminante, all'85% per i modelli logit e probit, al 90% per le reti neurali artificiali. Pertanto, le reti neurali artificiali rappresentano un approccio complementare alle tecniche statistiche tradizionali per la previsione delle rinegoziazioni del debito estero.

Con particolare riferimento alla previsione delle crisi finanziarie, secondo lo studio di Manasse *et al.* (2003) è possibile identificare un insieme di squilibri macroeconomici (rappresentati, tra l'altro, da un alto livello di indebitamento estero ed a breve termine, da un disavanzo delle partite correnti, da un elevato livello di inflazione, da una bassa crescita dell'economia reale) e segnali d'instabilità politica (ad esempio, l'imminenza di elezioni presidenziali) che siano statisticamente associati ad una crisi futura, costituendone i "campanelli d'allarme" (si parla, pertanto, dei c.dd. *early warning systems* o EWS). Nello specifico, gli autori considerano 47 Paesi emergenti tra il 1970 ed il 2002, impiegando ai fini dell'analisi due diverse tecniche statistiche, un modello parametrico logit ed una tecnica non-parametrica EWS di classificazione e previsione (denominata *classification and regression tree analysis* o CART) utilizzata in medicina per classificare le persone appena colpite da attacchi cardiaci che giungono al pronto soccorso. Applicata alle crisi di debito, la metodologia della *tree analysis* suggerisce che non tutte le crisi sono uguali. Circa la metà degli episodi verificatisi a partire dagli anni Settanta riflette problemi di solvibilità (rapporto debito estero su PIL superiore al 49,7%) uniti ad una cattiva gestione monetaria (inflazione superiore al 10,5%); queste due condizioni da sole preludono ad una crisi di debito nel 66,8% dei casi. Circa un quinto delle crisi avviene, invece, in presenza di livelli di indebitamento relativamente contenuti (tra il 19% ed il 49,7% del PIL). I maggiori fattori di rischio sono, in questi casi, rappresentati dalla concentrazione del debito in scadenze a breve termine e da un regime di cambio relativamente fisso; tali ultime condizioni

segnalano una crisi nel 41,5% dei casi. Inoltre, gli autori evidenziano che il modello logit riesce a prevedere il 74% delle crisi verificatesi nell'anno successivo dando luogo a solo il 6% di falsi allarmi, mentre la *tree analysis* prevede sì l'89% delle crisi ma produce un numero maggiore di falsi allarmi, pari al 19%. Pertanto, solo una combinazione delle due tecniche consentirebbe di ottenere delle previsioni più accurate, con una classificazione corretta per l'81% delle crisi e solo il 6% di falsi allarmi.

Più di recente, sulla base del contributo di Manasse *et al.* (2003) ed utilizzando i dati relativi alle crisi del *sovereign debt* in 46 Paesi in via di sviluppo fra il 1980 ed il 2004, Fioramanti (2006) dimostra come un EWS basato su reti neurali artificiali possa, sotto certe condizioni, essere più performante rispetto ai tradizionali metodi parametrici (quali i modelli probit) e non-parametrici (come un semplice EWS). Nello specifico e rispetto ai risultati di Manasse *et al.* (2003), Fioramanti (2006) ottiene una corretta classificazione per l'85,23% delle crisi e per il 94,17% degli episodi di non-crisi.

Dallo studio condotto su 70 Paesi tra il 1989 e il 1999, anche Bennell *et al.* (2006) sostengono la maggiore accuratezza nelle previsioni del *sovereign rating* attraverso le reti neurali artificiali piuttosto che il modello *ordered probit*, che la letteratura precedente aveva individuato quale migliore approccio econometrico.

Yim & Mitchell (2005), infine, attraverso un confronto fra tecniche diverse, dimostrano come le c.dd. reti neurali ibride¹³, introdotte per la prima volta da Markham & Ragsdale (1995) ed utilizzate con successo da Lee *et al.* (1996) nella previsione dei dissesti finanziari, siano in grado di prevedere con maggiore accuratezza il *country rating* rispetto ai modelli statistici tradizionali (logit/probit, analisi discriminante, *cluster analysis*) così come alle reti neurali artificiali ordinarie, considerate in modo separato.

2.3. Conclusioni

Uno dei problemi maggiormente riscontrati nell'analisi della letteratura condotta riguarda la confusione generata dalla mancanza di una netta distinzione tra rating-paese e rating-sovrani. Difatti, sia in letteratura sia nella prassi, *country risk* e

¹³ In particolare, le "reti neurali ibride" sono il risultato dell'integrazione fra le reti neurali artificiali ordinarie e le altre tecniche statistiche tradizionali (regressione lineare, modelli logit/probit, analisi discriminante).

sovereign risk sono talvolta impropriamente utilizzati come sinonimi, mentre si tratta di due tipologie di rischio distinte ancorché correlate. Ne discende, altresì, una differente metodologia di valutazione: mentre nella valutazione del *country risk* ci si chiede quale è la probabilità che le Autorità di un Paese non siano in grado di controllare le condizioni politiche, sociali ed economiche del Paese stesso al punto da pregiudicare la capacità e/o volontà di un debitore (sovrano e non) di far fronte agli obblighi contratti verso un prestatore estero, nella valutazione del *sovereign risk* ci si chiede, invece, quale è la probabilità che un debitore sovrano possa non essere in grado di far fronte agli obblighi contratti verso un prestatore estero.

La letteratura in precedenza esaminata, seppur adottando indistintamente l'una o l'altra definizione, si riferisce solitamente al *country risk rating*. Superando tale limite, nel corso della tesi di dottorato l'analisi sarà concentrata unicamente sul *sovereign credit rating*, o meglio su ciò che El Daher (1999) identifica quale *sub-sovereign credit rating*, ovvero la valutazione del merito di credito degli enti sub-sovrani, apportando un contributo innovativo alla letteratura esistente.

D'altronde, quasi tutti gli studi empirici finora analizzati si sono concentrati esclusivamente sui Paesi sovrani, mentre dalla *review* della letteratura è emerso che sono limitati i contributi relativi alla valutazione dei principali fattori che determinano il rating sub-sovrano: l'analisi di Cheung (1996) sui rating assegnati da S&P's alle Province canadesi tra il 1970 ed il 1995, e quelle di Gaillard (2006, 2009) sui rating assegnati da Moody's e S&P's ai governi locali e regionali non statunitensi tra il 1996 ed il 2005, oltre alla *review* condotta da Liu & Tan (2009) in cui vengono comparate le metodologie di valutazione del merito creditizio dei governi sub-nazionali utilizzate dalle tre principali Agenzie di rating.

CAPITOLO TERZO

I rischi *sovereign* e *sub-sovereign*: la valutazione delle Agenzie di rating

3.1. Introduzione

Al fine di traslare in un modello di analisi interno alla banca l'esperienza delle Agenzie di rating, con riferimento alla valutazione del merito di credito degli Enti Locali, è necessario dapprima comprendere le metodologie dalle stesse impiegate.

L'approccio condiviso consiste nel derivare il giudizio finale da una matrice di fattori quantitativi e qualitativi che includono elementi politici, economici, finanziari, fiscali e istituzionali. Prescindendo dalle componenti qualitative, la conoscenza sia delle principali variabili quantitative utilizzate sia delle eventuali differenze di valutazione riscontrate tra Agenzie diverse, consente alla banca anzitutto di valutare in maniera migliore la posizione creditizia di un ente sub-nazionale e, per tale via, di proseguire con l'implementazione di un adeguato processo di valutazione interna.

Pertanto, alla luce di quanto sopra accennato, il presente Capitolo si propone essenzialmente l'obiettivo di rispondere al secondo interrogativo esplicitato nella presentazione introduttiva della ricerca, ovvero:

2. Quali sono le analogie e le differenze riscontrabili nelle modalità di valutazione del rischio sovrano e del rischio sub-sovrano adottate dalle Agenzie di rating?

Preliminarmente all'esame degli elementi di valutazione dei *sovereign* e *sub-sovereign risks* utilizzati dalle Agenzie specializzate, è però necessario definire con esattezza ciò che viene identificato con le due tipologie di rischio sopra indicate. Pertanto, sotto-obbiettivi specifici dell'obbiettivo generale innanzi esposto sono i seguenti:

- 2.a) Cosa si intende, in letteratura, per *country risk*, *sovereign risk* e *sub-sovereign risk*?
- 2.b) Quali sono le metodologie di valutazione del rischio sovrano impiegate dalle Agenzie specializzate?

- 2.c) Come è, invece, valutato il rischio sub-sovrano da parte delle Agenzie di rating?

3.2. Valutazione dei *sovereign* e *sub-sovereign risks* da parte delle Agenzie di rating

Come già anticipato, uno dei problemi maggiormente riscontrati dall'analisi della letteratura in precedenza condotta attiene la confusione generata dalla mancanza di una netta distinzione tra rating-paese e rating-sovrani e dei relativi rischi; pertanto, il Capitolo che segue è inizialmente dedicato alla puntualizzazione di tale aspetto. Successivamente, il lavoro prosegue con l'analisi delle metodologie ufficiali di valutazione del *sovereign risk* e del *sub-sovereign risk* impiegate dalle Agenzie di rating internazionali, identificandone analogie e differenze.

3.2.1. Definizione di *sovereign* e *sub-sovereign risks*

Sia in letteratura che nella prassi, *country risk* e *sovereign risk* sono talvolta impropriamente utilizzati come sinonimi, mentre si tratta di due tipologie di rischio differenti ancorché correlate. In generale, Bouchet, Clark & Gros Lambert (2003) riconducono il *country risk* a tre principali ambiti:

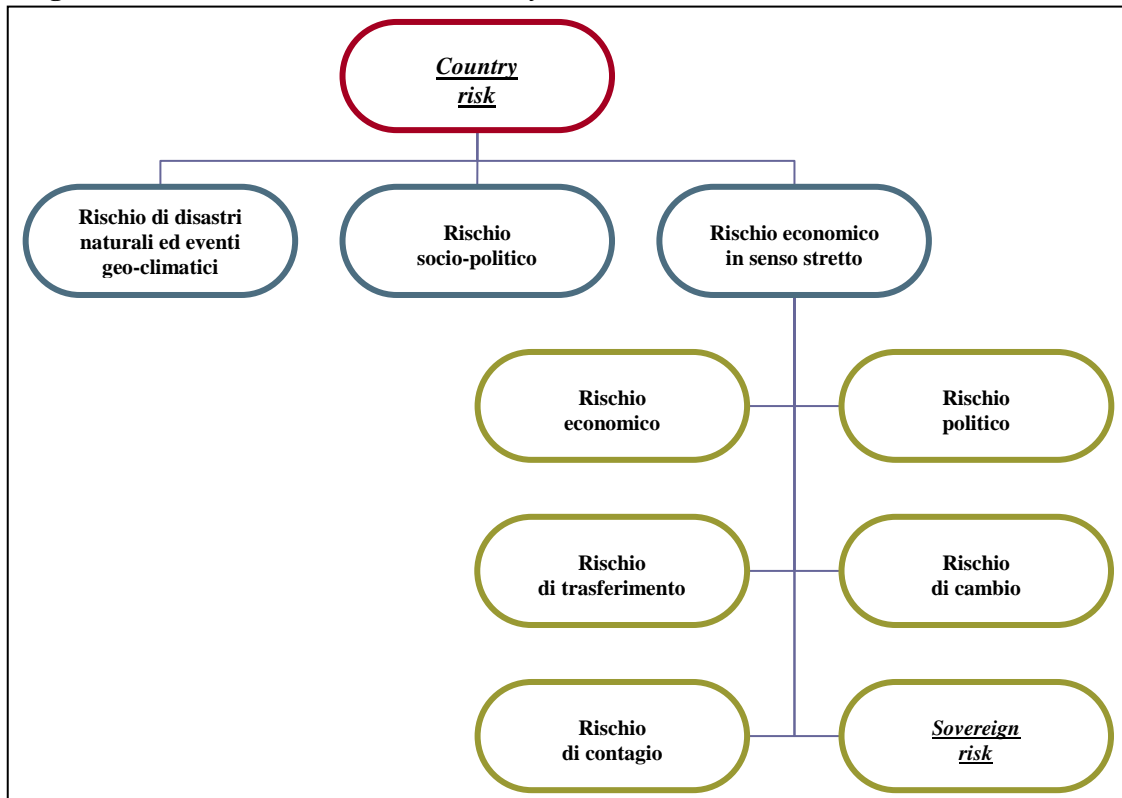
- il rischio di disastri naturali ed eventi geo-climatici;
- il rischio socio-politico;
- il rischio economico in senso stretto.

Quest'ultimo, denominato anche *country-specific economic risk*, può essere a sua volta ricondotto ad ulteriori elementi che, secondo la tassonomia proposta da Meldrum (2000), sono identificabili nei seguenti:

- rischio economico,
- rischio politico,
- rischio di trasferimento,
- rischio di cambio,
- rischio da posizione geografica e vicinanza (o rischio di contagio),
- *sovereign risk* o rischio-sovrano.

In Figura 3.1 è graficamente rappresentata la succitata distinzione tra *country risk* e *sovereign risk*.

Figura 3.1 – La classificazione del *country risk*.



Fonte: elaborazioni personali da Bouchet, Clark & Gros Lambert (2003); Meldrum (2000).

Il rischio Paese (*country risk*) è definibile come il rischio cui ci si espone, in un'attività commerciale o finanziaria oltre frontiera (*cross-border*), per effetto di eventi (di natura politica, sociale, economica) che si verificano in un Paese straniero e che dipendano in qualche modo dalle Autorità del Paese stesso, tali da pregiudicare la capacità e/o volontà di un debitore (sovrano e non) di far fronte agli obblighi contratti verso un prestatore estero. Diversamente, per rischio sovrano (*sovereign risk*) si intende il rischio cui ci si espone in un'attività commerciale o finanziaria avente come controparte esclusiva un debitore sovrano, vale a dire il governo centrale o altri enti, istituzioni ed imprese pubbliche di un Paese straniero.

Ne discende, altresì, una differente metodologia di valutazione: mentre per il *country risk* ci si chiede quale è la probabilità che le Autorità di un Paese non siano in grado di controllare le condizioni politiche, sociali ed economiche del Paese stesso al punto da pregiudicare la capacità e/o volontà di un debitore (sovrano e non) di far fronte agli obblighi contratti verso un prestatore estero, nella valutazione del *sovereign risk* ci si chiede, invece, quale è la probabilità che un debitore sovrano (Stato, ente statale, impresa pubblica) possa non essere in grado di far fronte agli obblighi contratti verso un prestatore estero e, in quest'ultimo caso, è importante non solo la disponibilità

effettiva di risorse per far fronte all'onere debitorio, ma anche la reputazione ed il c.d. *track record* dei pagamenti (ad esempio, la presenza di precedenti ristrutturazioni del debito) del debitore stesso.

Dopo aver effettuato tale indispensabile distinzione fra *country risk* e *sovereign risk*, si può ulteriormente scindere il rischio sovrano a seconda che attenga il governo centrale di un Paese sovrano (*sovereign risk* in senso stretto) ovvero un altro debitore sovrano (enti territoriali, istituzioni, imprese pubbliche), identificando in tale ultima circostanza ciò che El Daher (1999) individua quale *sub-sovereign risk*.

3.2.2. Valutazione del sovereign risk

Da quanto innanzi accennato, il *sovereign rating* misura la probabilità che il governo di un ente sovrano sia incapace o indisponibile a rimborsare in tutto o in parte e nei tempi previsti i propri debiti e le proprie obbligazioni finanziarie, generando in tal caso una situazione di c.d. *sovereign default*¹⁴.

Le tre principali Agenzie internazionali di rating (Moody's, S&P's, Fitch), come schematizzato in Tabella 3.1, elaborano i cosiddetti *Issuer Default Ratings* (IDR), ovvero delle misure generiche riguardanti l'affidabilità dell'emittente sovrano prescindendo, quindi, dalle caratteristiche del singolo titolo.

A sua volta, agli IDR pari o inferiori a B¹⁵, Fitch (2005c) associa i rispettivi *Recovery Ratings* (RR), che costituiscono una valutazione della quota parte del capitale investito che potrebbe essere recuperata in caso di *default* e, di conseguenza, della LGD (*loss given default*). La relativa scala di rating è composta da sei classi (variabili da RR1 a RR6), esplicitate in Tabella 3.2.

Fitch e Moody's forniscono anche il cosiddetto *country ceiling*, che misura la migliore capacità di credito assegnabile ad un emittente sottoposto alla giurisdizione di un determinato Stato sovrano¹⁶; a partire dal 2001, il *country ceiling* può superare il relativo *sovereign rating* assegnato di massimo 3 *notches*: Fitch (2007c) e Moody's

¹⁴ A tale proposito, si veda lo studio condotto da Moody's (2008c) sui *default* sovrani post-1960, oltre alla rassegna ad opera di Bhatia (2002) sulle metodologie di valutazione del rating sovrano utilizzate da Moody's, S&P's e Fitch.

¹⁵ Invece, per gli IDR superiori a B si assume un tasso di recupero nella media (Fitch, 2006d).

¹⁶ Nella determinazione del *country ceiling*, Fitch (2008d) utilizza un modello di rating che valuta il rapporto costi-benefici dovuti all'imposizione di controlli valutari e i movimenti di capitale (*exchange and capital controls*), verificando l'andamento di grandezze quali: il sistema giuridico e di *governance*, l'appartenenza o meno a istituzioni internazionali, il grado di commercio internazionale, il livello di integrazione finanziaria, il rischio di inflazione, il rischio di cambio specialmente in rapporto al grado di indebitamento estero. Analogamente si esprime Moody's (2001, 2005d, 2006b).

(2006a) attribuiscono, difatti, ai Paesi membri dell'area Euro un *country ceiling* unico (pari alla tripla A), indipendentemente dal rischio sovrano del singolo Stato.

Tabella 3.1 – Gli Issuer Default Ratings (IDR) delle Agenzie internazionali.

Fitch – S&P's	Moody's	Grado di solvibilità
Investment grade		
AAA	Aaa	Migliore qualità e rischio di credito minimo.
AA+	Aa1	<i>High rated bonds</i> Elevata qualità e ridotto rischio di credito. Ampi margini di protezione di capitale e interessi.
AA	Aa2	
AA-	Aa3	
A+	A1	Grado qualitativo medio-elevato e basso rischio di credito. Buoni fattori di sicurezza per capitale e interessi.
A	A2	
A-	A3	
BBB+	Baa1	Grado qualitativo medio e moderato rischio di credito. Margini di protezione adeguati nel presente; alcuni elementi di incertezza futura.
BBB	Baa2	
BBB-	Baa3	
Speculative grade		
BB+	Ba1	Obbligazioni con elementi speculativi, soggette a rischio di credito. Il loro futuro non può essere considerato assicurato.
BB	Ba2	
BB-	Ba3	
B+	B1	Obbligazioni speculative, soggette a rischio di credito elevato. Limitata sicurezza del pagamento di capitale e interessi.
B	B2	
B-	B3	
CCC+	Caa1	Obbligazioni di basso <i>standing</i> , maggiormente soggette a rischio di credito. Possibilità concreta di <i>default</i> .
CCC	Caa2	
CCC-	Caa3	
CC – C	Ca	Rischio di <i>default</i> molto probabile (CC) o imminente (C o Ca).
Default		
RD* – SD** D	C	<i>Restricted/Selected default</i> (RD e SD) o <i>default</i> parziale/selettivo, e <i>default</i> generale (D o C).

Legenda:
 * Classe di rating adottata solo da Fitch.
 ** Classe di rating adottata solo da S&P's.

Fonte: elaborazioni personali su dati Moody's, Fitch e S&P's.

Tabella 3.2 – I Recovery Ratings (RR) di Fitch.

IDR potenziali	RR	Grado di recupero	Percentuale di recupero
B/B-/CCC+	RR1	Eccezionali prospettive di recupero in caso di <i>default</i> .	91% - 100%
CCC+/CCC	RR2	Ottime prospettive di recupero in caso di <i>default</i> .	71% - 90%
CCC/CCC-	RR3	Buone prospettive di recupero in caso di <i>default</i> .	51% - 70%
CCC-/CC	RR4	Prospettive di recupero in caso di <i>default</i> nella media.	31% - 50%
CC/C	RR5	Prospettive di recupero in caso di <i>default</i> sotto la media.	11% - 30%
C	RR6	Scarse prospettive di recupero in caso di <i>default</i> .	0% - 10%

Fonte: elaborazioni personali da Fitch (2005c).

Anziché variare il loro giudizio all'insorgere di ogni nuova informazione, tutte e tre le Agenzie utilizzano lo scenario congiunturale (il c.d. *outlook*) di breve termine (declinandolo ognuna a suo modo) per segnalare una possibile *rating action* in senso positivo o negativo nel breve-medio periodo: l'*outlook* è, dunque, utilizzato per

segnalare la possibile direzione della rischiosità, in attesa che nuove informazioni confermino o meno l'ipotesi¹⁷. Generalmente, tale *rating action* si sostanzia nella modifica di un *rating notch*, equivalente al passaggio ad un livello superiore (*upgrading*) o inferiore (*downgrading*) nella scala degli IDR riportata in Tabella 3.1. Inoltre, come le altre misurazioni di rischio, anche quella del *sovereign risk* può essere vista *point-in-time* o *through-the-cycle*: in particolare, il primo approccio misura il rischio sulla base della situazione dell'emittente in un dato momento, mentre il secondo cerca di valutare la rischiosità in un'ottica di transizione tenendo conto delle possibili e probabili evoluzioni della situazione attuale¹⁸. S&P's (2006) e Fitch (2009d) dichiarano in maniera esplicita di seguire un'ottica *forward looking*, per cui il merito di credito di un debitore sovrano viene valutato considerando l'interazione tra situazione attuale e probabili evoluzioni secondo le previsioni degli analisti.

Tabella 3.3 – Un confronto fra tassi di default (%) sovereign e corporate.

rating	a un anno		a tre anni		a cinque anni	
	sovereign	corporate	sovereign	corporate	sovereign	corporate
S&P's default rates						
AAA	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10
AA	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,30
A	0,00	0,00	0,00	0,20	0,00	0,60
BBB	0,00	0,30	2,10	1,30	5,60	2,80
BB	1,10	1,10	5,60	6,00	8,80	10,70
B	3,00	5,40	8,80	17,10	17,60	24,20
Fitch's default rates						
AAA	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AA	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,07
A	0,00	0,04	0,00	0,34	0,00	0,71
BBB	0,00	0,28	3,13	1,79	6,94	3,65
BB	2,10	1,39	5,45	6,26	8,54	9,80
B	2,80	1,63	8,22	6,40	13,33	9,58

Fonte: elaborazioni personali da S&P's (2006), Fitch (2007a).

Cercando di misurare il rischio di eventi rari e complessi quali i *default*, il rating si basa anche su un processo di continuo apprendimento¹⁹. Come rappresentato in Tabella 3.3, la probabilità di *default* sovrano diminuisce a livelli migliori di rating: per S&P's (2006) rispetto ai rating *corporate* quelli sovrani evidenziano una stabilità

¹⁷ Per approfondimenti, si rimanda a Fitch (2005b).

¹⁸ A tale riguardo, si veda il contributo di Feng *et al.* (2008) su un modello probit per la stima delle matrici di transizione del *credit rating*.

¹⁹ Per esempio, dopo la crisi asiatica è aumentato molto, rispetto al recente passato, il peso assegnato al rischio valutario ed al rischio di crisi di liquidità.

lievemente superiore, benché il numero di *sovereign default* osservati sia comunque inferiore; per Fitch (2006a, 2007a) i tassi di *default* sovrani superano in media quelli *corporate*, malgrado ci si aspetti che nel tempo, all'aumentare delle osservazioni, i tassi di *default sovereign* e *corporate* convergano. Analogamente, per Moody's (2008c) i rating sovrani, soprattutto *investment grade*, si sono dimostrati nel tempo generalmente più stabili di quelli *corporate*, così come i tassi di *default* sovrano sono inferiori a quelli *corporate*²⁰.

Il fatto poi di avere a che fare con entità di Paesi differenti (che hanno storia e connotazione internazionale proprie), nonché di disporre di dati economico-statistici a bassa frequenza (spesso carenti o poco affidabili), fa sì che la procedura di definizione del *sovereign rating* si componga non solo di una parte quantitativa ma anche di una qualitativa, in cui tramite l'esperienza degli analisti viene considerato l'apporto di fattori non oggettivamente misurabili tra i quali il rischio politico. Le tre principali Agenzie di rating riconoscono la necessità ed il ruolo chiave di questa componente *judgemental*: nel caso specifico del rischio-sovrano, il ruolo centrale della "volontà" di ripagare il debito, al di là della effettiva capacità, rende tale fattore qualitativo molto importante nella definizione del merito di credito.

In relazione alla parte quantitativa del processo di rating, come in precedenza evidenziato, si possono utilizzare differenti approcci e modelli per la determinazione della probabilità di *default* (PD); tra i più diffusi, i modelli di *scoring* (basati sull'analisi discriminante) ed i modelli econometrici (probit e logit) di stima della PD. Nei modelli del primo tipo, utilizzati da Moody's e S&P's, ogni variabile riceve un punteggio (*score*) sulla base della sua prossimità o lontananza ad una soglia ritenuta critica per il rischio di cui ci si sta occupando. I modelli econometrici, al contrario, stimano direttamente la PD nonostante soffrano di alcuni problemi legati alla carenza di numerosità degli episodi di rating ed alla brevità delle serie storiche disponibili. I modelli di *scoring* presentano maggior flessibilità e, solitamente, la determinazione delle soglie critiche e dei punteggi avviene calibrando il modello in cicli continui di verifiche *ex post* (processo c.d. di *backtesting*)²¹. Nei modelli di

²⁰ Successivi studi sulle matrici di transizione e sui tassi di *default* e di recupero dei governi sovrani sono contenuti in S&P's (2009b) e Fitch (2009a, 2010b).

²¹ Come in precedenza accennato, recentemente sono stati proposti modelli che utilizzano le reti neurali artificiali oppure i c.dd. *binary choice tree*, come proposto da Manasse *et al.* (2003) per quanto riguarda un approccio più da *early warning indicator* che, a differenza del rating, non deve dare un'indicazione di rischio relativo, ma deve solamente mandare un segnale di possibile pericolo di crisi.

scoring, inoltre, è possibile far rientrare anche un intervento soggettivo, attraverso l'assegnazione di *scores* sulla validità del dato o della credibilità dell'istituzione che lo rilascia.

Il *sovereign rating* che ne deriva, pertanto, non è un indicatore statico, ma rappresenta l'evoluzione di una moltitudine di fattori, sia di tipo endogeno (quali la realtà economico-finanziaria e la struttura organizzativa, l'economia e l'assetto socio-demografico del territorio in cui l'ente opera) sia di tipo esogeno (il quadro economico ed istituzionale, nazionale e internazionale). Tra questi, i principali elementi alla base del giudizio espresso dalle Agenzie riguardano: l'organizzazione politica ed amministrativa, la situazione economico-demografica e reddituale, i risultati di bilancio e la struttura finanziaria (Bhatia, 2002; Liu & Tan, 2009).

Di conseguenza, nonostante differisca l'algoritmo utilizzato nel calcolo del *sovereign rating*, al contrario gli elementi analizzati dalle Agenzie sono gli stessi, di fatto sintetizzabili nei **fattori debitori, amministrativi, finanziari ed economici** (Cluff & Farnham, 1984), le cui specifiche variabili sono elencate in Tabella 3.4.

Dal momento che, come in precedenza accennato, nel mercato obbligazionario statunitense il *credit rating* risulta essere inversamente correlato alla curva di rendimento, allora le succitate variabili dovrebbero segnalare la solvibilità del debitore anche in assenza di un rating formale. Benché non avvalorato dalla letteratura, l'utilizzo empirico di tali variabili indica, pertanto, che i fattori di gestione del debito, amministrativi, finanziari ed economici rappresentano dei validi segnali di *default risk* e di solvibilità del debitore sovrano.

Infine, a seguito della crisi asiatica le Agenzie hanno provveduto all'aggiornamento delle metodologie di rating impiegate, passando da un approccio macro-economico ad uno più di bilancio, per tener conto in maggior misura delle componenti di rischio di liquidità e dei rischi valutari²².

²² Per approfondimenti sugli aggiornamenti metodologici, si rimanda a Fitch (2009d, 2007b), Moody's (2008c, 2006e), S&P's (2007c, 2006). Inoltre, si veda il recente documento di consultazione ad opera del Comitato di Basilea (2009a) relativo alla gestione del rischio di liquidità.

Tabella 3.4 – Le variabili utilizzate da Moody's e S&P's per determinare il *sovereign credit rating*.

Fattore	Variabili	Moody's	S&P's
Debitorio	Livello di indebitamento	X	X
	Struttura del debito	X	X
	Storia del debito	X	X
	Limiti all'indebitamento e margini inutilizzati		X
	Programmi di miglioramento del capitale	X	X
	Debito parzialmente coperto (<i>overlapping</i>)	X	
	Natura delle garanzie promesse		X
Finanziario	<i>Trend</i> delle entrate	X	X
	<i>Trend</i> delle spese	X	X
	Struttura delle entrate (struttura ed aliquote fiscali)	X	X
	Equilibrio entrate / spese		X
	Spese autorizzate (<i>mandated</i>)	X	
	Capacità fiscale (in % tasse raccolte); Aliquota e raccolta fiscale	X	X
	Servizio del debito / Entrate totali	X	
	Valore immobiliare (livello e <i>trend</i>)	X	
	Crescita del <i>budget</i> pro-capite e base fiscale	X	
	Debito a breve termine (e suo utilizzo)	X	X
	Requisiti per fondi pensione		X
Amministrativo	Forma di governo	X	X
	Livello di professionalità	X	X
	Fattori intergovernativi	X	
	Disponibilità dei documenti	X	
	Limiti costituzionali (base ed aliquote fiscali, ecc.)		X
	Responsabilità condivise con altri governi		X
	Valutazione (livello e <i>trend</i>)		X
	Possibilità di azioni legali		X
Economico	Vantaggi geografici e localizzativi	X	
	Caratteristiche dimensionali e sfruttamento territoriale (<i>land-use</i>)	X	
	Dimensione, composizione e variazioni della popolazione	X	X
	Livello e tasso di crescita del reddito	X	X
	Mix occupazionale e crescita della forza lavoro	X	X
	Tipologia di trasporti pubblici	X	
	Variazioni industriali	X	
	Previsioni di futura <i>performance</i> economica	X	
	Disoccupazione		X
	Principali dipendenti e contribuenti		X
	Mix di attività di costruzione	X	X
	Attività di vendita al dettaglio (<i>retail</i>)		X
	Depositi bancari		X
	Età e composizione dello <i>stock</i> di alloggi (<i>housing</i>)	X	X

Fonte: elaborazioni personali da Cluff & Farnham (1984).

3.2.3. Valutazione del sub-sovereign risk

Per la valutazione del merito creditizio di un debitore *sub-sovereign*, le Agenzie di rating si approcciano in maniera analoga a quanto visto in precedenza con riferimento al *sovereign risk*, definendo una serie di indicatori ed elencando i relativi criteri di valutazione. Anche in questo caso, infatti, l'analisi del rischio in relazione agli enti pubblici territoriali costituisce un'attività interdisciplinare, in cui le abilità analitiche quantitative degli analisti sono associate all'attenzione verso i fattori storici, istituzionali, politici e culturali. In particolare, il *framework* metodologico del *sub-sovereign rating*, costruito sulla falsariga di quello stabilito per il *sovereign rating*, identifica cinque macro-aree di indagine costituite dai seguenti fattori:

- **contesto operativo**, ossia le circostanze nazionali che possono influire sul rischio di una crisi economica, politica o dei mercati finanziari (quindi, fattori di *sovereign risk*) e **quadro istituzionale**²³, che determina i poteri e le competenze degli Enti Locali;
- **sostegno intergovernativo**, ovvero valutazione sia della probabilità di intervento straordinario²⁴ del governo centrale o di un ente terzo sovraordinato per prevenire il *default* dell'Ente Locale, sia dell'ammontare e della natura dei trasferimenti intergovernativi, e **gestione amministrativa** (fattori di *governance* e qualità del *management*);
- **struttura economico-demografica e prospettive di crescita**, la cui analisi riguarda elementi quali: popolazione, PIL locale pro-capite, livelli di occupazione e disoccupazione, tassi di crescita delle esportazioni e degli investimenti rispetto al PIL;

²³ Fitch Ratings, ad esempio, attribuisce una considerevole importanza al c.d. *institutional framework* all'interno del quale opera l'ente sub-sovrano: “quando confrontiamo le performance dei governi locali nei diversi Paesi, l'esame del contesto istituzionale è essenziale per determinare in che modo l'ente è influenzato dalle politiche del governo centrale e dall'ambiente legale nazionale” (Fitch, 2005a). In merito al caso italiano, poi, si esprime come di seguito riportato: “in Italia [...] lo Stato mantiene un ruolo essenziale, come una sorta di “supervisore di ultima istanza del rispetto della disciplina fiscale”, diverso dal ruolo svolto nelle procedure di dissesto degli Enti Locali (comuni e province) o in quelle più soft previste per le regioni che si trovano in deficit strutturale” (Fitch, 2008b).

²⁴ L'azione intrapresa da un ente sovraordinato per prevenire il *default* di un Ente Locale sulle proprie obbligazioni finanziarie può assumere forme diverse, ad esempio la concessione esplicita di garanzie, l'apporto diretto di liquidità, la facilitazione delle trattative con i finanziatori per agevolare l'accesso al credito. La probabilità di intervento straordinario viene espressa da Moody's (2008a) come segue: bassa (0% - 30%), moderata (31% - 50%), alta (51% - 70%), molto alta (71% - 95%), massima (96% - 100%). Si veda, inoltre, Moody's (2006c, 2008e).

- **performance finanziaria e flessibilità fiscale**, ovvero esistenza di limiti legali, politici, concorrenziali o di altra natura alla flessibilità fiscale;
- **posizione finanziaria**, nel senso di gestione del debito e della liquidità, profilo di indebitamento, passività fuori bilancio.

Gli approcci utilizzati dalle tre principali Agenzie di rating nella valutazione dei *local and regional governments* (LRGs) sono pressoché identici, sia riguardo al processo di assegnazione del rating sia con riferimento ai criteri adottati (Liu & Tan, 2009). Ciò che differenzia un'Agenzia dall'altra è rappresentato, invece, dagli elementi di seguito indicati:

- il peso relativo assegnato a ciascuna delle variabili determinanti il rating;
- l'importanza attribuita alle variabili qualitative;
- le variazioni dei pesi assegnati alle diverse variabili nel tempo.

A titolo di esempio, nella Tabella V situata in Appendice sono esposti i sei principali fattori di analisi utilizzati da Moody's, quattro dei quali (contesto operativo, fondamentali economici, situazione e *performance* finanziaria, profilo di indebitamento) rappresentano parametri oggettivamente misurabili, mentre i due restanti (quadro istituzionale, *governance* e *management*) presentano un maggior grado di soggettività. Inoltre, con particolare riferimento alle misurazioni quantitative utilizzate per determinare il *sub-sovereign rating*, nella Tabella VI posta in Appendice sono dettagliatamente illustrati i 35 indicatori statistici considerati da Moody's, classificati in tre categorie principali: struttura e *performance* economiche, profilo di indebitamento, *performance* finanziaria.

Anche i fattori sovrani influenzano fortemente il *sub-sovereign rating*; difatti, tutte e tre le Agenzie analizzano il merito di credito dei governi sub-nazionali all'interno del c.d. *sovereign framework*: S&P's (2009a) e Fitch (2008c) dichiarano esplicitamente che il rating del governo sovrano è uno dei fattori che determinano il *sub-sovereign rating* e, analogamente, Moody's applica sin dal 2005 la c.d. "analisi di *default congiunto*" agli enti sub-sovrani²⁵.

²⁵ Così in Moody's (2008a): "La dipendenza di *default* rispecchia la probabilità che i profili creditizi di due debitori presentino una correlazione imperfetta che può condizionare il rischio di credito nell'analisi di *default congiunto* (Joint Default Analysis, JDA). [...] La capacità di intervento straordinario del governo nazionale per impedire l'inadempienza di un determinato ente è funzione della solvibilità di entrambi i soggetti. Pertanto, il beneficio derivante dal supporto straordinario sarà

Inoltre, benché a partire dal 2001 sia stata abbandonata la previsione del limite massimo stabilito dall'equivalenza tra *country ceiling* e *sovereign rating*, in realtà essa permane *de facto* poiché, finora, solo a pochi governi locali e regionali (LRGs) è stato assegnato un rating superiore a quello del relativo Paese sovrano²⁶, pur nel rispetto di determinati criteri, ovvero: forza e stabilità istituzionale, indipendenza dai trasferimenti statali, flessibilità finanziaria dei governi sub-sovrani (Fitch, 2009c).

In uno studio recente di Moody's (2008d) si evidenzia come, pur sulla base della limitata esperienza dei *non-U.S. sub-sovereign default*, conseguenti, essenzialmente, ai *sovereign default* di Russia (nel 1998) e Argentina (nel 2001), i tassi di *default* sub-sovrani siano mediamente inferiori a quelli sovrani e *corporate*. Oltretutto, poste le dovute cautele dovute alla bassa numerosità delle osservazioni, i *sub-sovereign rating* non statunitensi assegnati da Moody's tra il 1983 e il 2007 si sono concentrati nella categoria degli *investment grade*: le variazioni di tali rating, in media, sono state inferiori rispetto a quelli *corporate*, ma più frequenti rispetto ai *sovereign rating*. Invece, i rating sub-sovrani della classe *speculative grade* sono stati meno stabili sia dei *corporate* sia dei *sovereign rating*²⁷.

Infine, va osservato come l'attuale crisi finanziaria globale stia mettendo a dura prova la stabilità creditizia dei governi sub-nazionali. Ad esempio, nel dicembre 2009 Fitch ha intrapreso delle *rating action* negative per alcuni enti sub-sovrani europei, di portata comunque inferiore rispetto ad altri settori, precisando che si ritiene altamente probabile un aumento dei *downgrading* nel corso del 2010 e del 2011, anche in conseguenza del peggioramento nei rating dei relativi Paesi sovrani²⁸.

La crisi finanziaria in atto ha poi ulteriormente consolidato l'importanza attribuita alla gestione della liquidità e del debito degli enti sub-sovrani nell'ambito dei criteri

inversamente proporzionale al grado di dipendenza/correlazione del rischio di default dei due soggetti debitori. [...] La dipendenza di default può essere: bassa (0% - 30%), moderata (31% - 50%), elevata (51% - 70%), molto elevata (71% - 100%)". Si vedano anche Moody's (2005a, 2005c, 2006d, 2008g).

²⁶ Relativamente al caso italiano, al 30 settembre 2008 solo la regione Lombardia (Aa1) e le province autonome di Trento e Bolzano (entrambe Aaa) hanno ricevuto da Moody's un rating superiore a quello assegnato all'Italia (Aa2), mentre Fitch assegna alla regione autonoma del Friuli Venezia Giulia (AA), alle province autonome di Trento e Bolzano (entrambe AAA) ed ai comuni di Bolzano (AAA), Rovereto (AA) e Trento (AA+) un rating migliore di quello italiano (AA-). S&P's, invece, non attribuisce a LRGs italiani un rating superiore a quello assegnato all'Italia (A+).

²⁷ Recenti studi su matrici di transizione e tassi di *default* dei governi sub-sovrani sono presenti anche in Fitch (2009b, 2010a) e S&P's (2009c, 2009d).

²⁸ Al riguardo, si rimanda anche ai rapporti precedenti pubblicati da Fitch (2006b, 2008a, 2008e, 2008f).

utilizzati dalle Agenzie specializzate²⁹. Fitch ha, infatti, modificato la macro-categoria denominata “*debt and indirect risk*” in “*debt, liquidity and indirect risk*” e, nell’aggiornamento della metodologia pubblicato a luglio 2008, ha incluso due nuovi indicatori rispetto alle precedenti *guidelines* di ottobre 2006: l’indebitamento in rapporto alle entrate correnti e il rischio diretto (costituito dal debito diretto più “*other Fitch classified debt*”) in rapporto alle entrate correnti. Anche Moody’s ha aggiornato la metodologia dei *sub-sovereign rating* introducendo nuove ponderazioni per i fattori di debito che tenessero conto, ad esempio, delle *public-private partnerships* o delle operazioni di *securitization*. S&P’s, dal canto suo, ha inserito nell’aggiornamento metodologico la valutazione degli strumenti derivati: finalità perseguite (*hedging, trading* o riduzione dei costi), tipologia di rischio che si intende mitigare, procedure di controllo, ecc.

3.3. Conclusioni

Uno dei metodi per comprendere la relazione tra rating sovrani e sub-sovrani è confrontare i criteri utilizzati dalle Agenzie nei due casi. Come evidenziato nel corso del presente Capitolo, entrambi i rating sono assegnati utilizzando un stesso *framework* metodologico che racchiude fattori politici, economici, finanziari, fiscali e istituzionali. Ciò non sorprende poiché molte delle funzioni e degli obiettivi di entrambi i governi (sovrani e sub-sovrani) sono simili nella sostanza, tesi a fornire un’ampia gamma di servizi pubblici in modo sufficiente ed entro certi limiti fiscali. *Sovereign rating* e *sub-sovereign rating* rappresentano, dunque, un’opinione indipendente sulla capacità di un emittente (sovrano o sub-sovrano, rispettivamente) di onorare per intero e puntualmente le proprie obbligazioni finanziarie, nel mentre che persegue tali obiettivi.

Le differenze tra un’Agenzia e l’altra sono, invece, riscontrabili nel peso relativo assegnato a ciascuna delle variabili che incidono sul rating, nell’importanza attribuita

²⁹ La crisi finanziaria ha, infatti, mostrato con quanta rapidità, intensità e durata possa manifestarsi il rischio di liquidità e quali effetti esso possa determinare sulla stabilità degli intermediari e dell’intero sistema. È risultata, pertanto, evidente l’esigenza di definire a livello internazionale un sistema di regole in materia di gestione della liquidità. Nel merito, si veda il recente documento di consultazione del Comitato di Basilea (2009a). Per maggiori approfondimenti, invece, sulle modifiche alla metodologia impiegata dalle Agenzie di rating, si rinvia a Fitch (2008c, 2006e), Moody’s (2009b, 2008b, 2007, 2005b), S&P’s (2009a, 2007a, 2007b). Si vedano, inoltre, S&P’s (2008) con riferimento ai criteri di valutazione della liquidità per gli Enti Locali, e Moody’s (2008f, 2009a) relativamente agli effetti economico-finanziari della crisi, rispettivamente, sui *local and regional governments* non statunitensi e sulle province canadesi.

alle variabili qualitative e nelle variazioni dei pesi assegnati alle diverse variabili nel tempo.

Con riferimento al primo aspetto distintivo si consideri che, rispetto al rating sub-sovrano, i fattori politici ed economici rivestono un ruolo più ragguardevole nel *sovereign rating*. Ad esempio, nel processo di rating sovrano elaborato da S&P's cinque delle dieci categorie di variabili esaminate sono di natura politico-economica; al contrario, nel modello di S&P's relativo al rating sub-sovrano solo una variabile è di tipo economico, quella attinente le condizioni economiche locali, mentre i fattori di natura politica sono inclusi all'interno della categoria denominata "*system structure and management*".

Per entrambi i rating poi, sia *sovereign* che *sub-sovereign*, la valutazione qualitativa rappresenta un elemento indispensabile, soprattutto con riferimento al contesto istituzionale, politico e sociale, utile altresì per misurare la "disponibilità" del governo, più che la sua capacità, di adempiere alle obbligazioni contratte. A tale proposito, va osservato come la componente qualitativa del processo di rating sia persino più importante a livello sovrano che non a livello sub-nazionale.

Da ultimo, è evidente come le metodologie di rating non siano statiche, ma varino in risposta ai cambiamenti nella struttura degli enti valutati. La principale trasformazione degli ultimi dieci anni nel processo di assegnazione del *sub-sovereign rating* ha riguardato lo spostamento verso un approccio di bilancio attento in maggior misura alle sopravvenienze passive. Ad esempio, il crescente impiego degli strumenti di debito indiretto (tra cui, le forme di partenariato pubblico-privato, i finanziamenti fuori bilancio del deficit fiscale, la cartolarizzazione) da parte dei governi sub-nazionali ne ha aumentato la relativa importanza lungo la matrice dei rischi elaborata dalle Agenzie di rating.

Analogamente, la metodologia del *sovereign rating* ha subito negli stessi anni, a partire dalla crisi asiatica, una trasformazione simile, passando da un approccio macro-economico ad uno più di bilancio, benché i rischi sottostanti e le passività correlate siano differenti in quanto ancorate ai settori bancari, finanziari e *corporate* attraverso i tassi di cambio, i conti esteri e le politiche monetarie.

Terza Parte

**LA VALUTAZIONE DEL MERITO DI CREDITO DEGLI
ENTI LOCALI ITALIANI: I RISULTATI DI
UN'ANALISI EMPIRICA**

CAPITOLO QUARTO

Le determinanti del *sub-sovereign credit rating* in Italia: alcune evidenze empiriche

4.1. Introduzione

A partire dalla seconda metà degli anni Novanta, sono aumentati in maniera esponenziale i rating assegnati dalle Agenzie internazionali ai *local and regional governments* (LRGs), soprattutto dell'Europa occidentale. Tuttavia, nonostante diversi autori (tra questi, Cantor & Packer, 1996; Mulder & Perrelli, 2001; Hu *et al.*, 2002; Afonso, 2003; Bissoondoyal-Bheenick *et al.*, 2006; Mellios & Paget-Blanc, 2006) abbiano esaminato le determinanti del *sovereign rating* partendo dalle valutazioni espresse dalle Agenzie internazionali, sono invece limitati i contributi empirici dedicati all'analisi dei rating assegnati alle entità sub-sovrane: ci si riferisce, in particolare, agli studi di Cheung (1996) sui rating assegnati da S&P's alle Province canadesi tra il 1970 ed il 1995, e Gaillard (2006, 2009) sui rating assegnati da Moody's e S&P's a LRGs non statunitensi tra il 1996 ed il 2005.

Obiettivo principale del presente Capitolo è, dunque, integrare la scarsa letteratura scientifica esistente in merito alle determinanti del *sub-sovereign credit rating* con un'analisi empirica riferita al caso italiano, anche allo scopo di poter mutuare le metodologie impiegate dalle Agenzie specializzate all'interno dei processi di valutazione del merito di credito delle banche.

A tal fine, si impiega un modello probit ordinato multinomiale per stimare la relazione esistente fra gli oltre 310 rating sub-sovrani complessivamente assegnati in Italia da Moody's, S&P's e Fitch dal 2004 al 2008 ed otto indicatori economico-finanziari, opportunamente selezionati tra quelli tradizionalmente utilizzati dalle Agenzie. Pertanto, l'originalità della ricerca consiste essenzialmente nell'impiego dei rating assegnati da tutte e tre le Agenzie internazionali ai *local governments* italiani, evidenziando, oltre alle determinanti del *sub-sovereign rating* per ciascuna Agenzia, anche le differenze nei criteri di valutazione emergenti tra Agenzie diverse.

Come conseguenza di quanto in precedenza esposto nella parte teorica, sulla base dei contributi della letteratura esaminati, soprattutto in relazione al tema della

misurazione dei rating sub-nazionali in funzione di variabili quantitative, nonché degli elementi di valutazione del rischio sub-sovrano adottati dalle Agenzie di rating, l'analisi che segue è quindi dedicata a fornire una risposta all'ultima domanda di ricerca esplicitata nella sezione introduttiva all'intero lavoro, ossia:

3. Quali sono i principali indicatori economico-finanziari che incidono sul *sub-sovereign credit rating* assegnato dalle Agenzie specializzate agli EE.LL. italiani?

L'obiettivo generale innanzi indicato può essere ulteriormente scisso nei seguenti sotto-obiettivi particolari:

- 3.a) Nell'ambito del rating sub-sovrano, quali sono le eventuali differenze di valutazione tra Province e Comuni capoluogo di Provincia italiani *rated* da una stessa Agenzia?
- 3.b) Con riferimento agli EE.LL. in generale, quali sono le eventuali differenze riscontrabili tra Agenzie diverse in merito alle determinanti del *sub-sovereign credit rating* in Italia?

Nel corso del presente Capitolo, pertanto, dopo aver illustrato la metodologia impiegata descrivendo nel dettaglio la composizione del campione di indagine, le variabili utilizzate e le fonti dei dati, si espongono i relativi risultati. Questi ultimi sono distinti per ognuna delle tre Agenzie di rating, dando luogo a tre sotto-campioni di analisi: a sua volta, ciascun sotto-campione è inizialmente disaggregato a seconda che il rating sia assegnato a una Provincia o un Comune capoluogo; successivamente, è considerato un *pooling* tra gli EE.LL. *rated* da una stessa Agenzia. In conclusione, vengono riassunti i principali risultati emergenti dalle analisi empiriche condotte, tenendo altresì conto dei limiti della ricerca.

4.2. Metodologia di valutazione delle determinanti del *sub-sovereign credit rating*

Seguendo gli studi di Cheung (1996) e Gaillard (2006, 2009) in precedenza esaminati, ai fini dell'analisi empirica atta a determinare i principali indicatori economico-finanziari che incidono sui *sub-sovereign credit rating* si è deciso di impiegare, con l'ausilio della versione 10.0 del *software Stata*[®], un modello econometrico *probit ordinato multinomiale*, le cui variabili dipendenti sono

rappresentate dai *long-term issuer rating* assegnati agli EE.LL. italiani da Moody's, S&P's e Fitch.

La scelta di tale modello deriva dal fatto che esso risulta essere il più appropriato in caso di variabili dipendenti qualitative ordinali, quali i *credit rating*, che possono essere classificate all'interno di più di due categorie. Si consideri, ad esempio, il caso di una variabile dipendente qualitativa non ordinata e dicotomica, ossia una variabile che può assumere solo due valori (sì/no, 0/1, ecc.). Si supponga che tale variabile binaria sia modellata come funzione lineare di un set di variabili esplicative e di un termine di errore, tale per cui i valori attesi dal modello ricadano essenzialmente all'interno del *range* (0-1), benché ci sia l'eventualità che siano esterni a tale intervallo. Esistono delle funzioni probabilistiche che forzano le stime ad assumere valori compresi tra 0 e 1, tra cui la funzione di ripartizione normale standard e la funzione logistica: della prima funzione si serve il modello di regressione non lineare probit, mentre quello logit utilizza la seconda.

Nel caso in cui la variabile dipendente qualitativa possa essere classificata in più di due categorie (variabile c.d. politomica), come nel caso in esame rappresentato dal rating, la stima può essere effettuata attraverso modelli probit o logit multinomiali che rappresentano generalizzazioni dei modelli probit o logit binari.

Si tenga conto, inoltre, del fatto che il *credit rating* non è solo una variabile qualitativa politomica, ma anche una variabile ordinale. Una variabile dipendente politomica ordinale solitamente è codificata come 0, 1, 2, 3, ecc.; l'impiego di modelli logit o probit multinomiali per la stima di tali variabili non è efficiente, così come è inappropriata la regressione dei minimi quadrati (*Ordinary Least Squares* o OLS); al contrario, si preferisce utilizzare il modello econometrico probit ordinato multinomiale, il quale tiene conto dell'esistenza di un *ranking* (da 0 ad 1, da 2 a 3, ecc.) e, allo stesso tempo, assume che la differenza esistente tra due *ranking* adiacenti, pur se ignota, non ha valore per gli scopi dell'analisi³⁰.

Ai fini della presente ricerca, analogamente a Cantor & Packer (1996), Cheung (1996), Ferri *et al.* (1999), Afonso (2003), Afonso *et al.* (2006), Bissoondoyal-Bheenick *et al.* (2006) e Gaillard (2006, 2009), le classi di rating delle diverse Agenzie sono preliminarmente trasformate in indicatori numerici (su una scala da 1 a 21) attraverso una relazione lineare (Tabella 4.1). Successivamente, sono testate una

³⁰ Per maggiori dettagli sui modelli econometrici, si vedano Stock & Watson (2007), Verbeek (2006) e Greene (2003).

serie di variabili esplicative economico-finanziarie, comunemente utilizzate dalle Agenzie di rating e ricavabili dalle pubblicazioni ufficiali delle stesse.

Tabella 4.1 – Una trasformazione lineare dei rating.

	Fitch's – S&P's rating	Moody's rating	Indicatore numerico
<i>Investment grade</i>	AAA	Aaa	21
	AA+	Aa1	20
	AA	Aa2	19
	AA–	Aa3	18
	A+	A1	17
	A	A2	16
	A–	A3	15
	BBB+	Baa1	14
	BBB	Baa2	13
	BBB–	Baa3	12
<i>Speculative grade</i>	BB+	Ba1	11
	BB	Ba2	10
	BB–	Ba3	9
	B+	B1	8
	B	B2	7
	B–	B3	6
	CCC+	Caa1	5
	CCC	Caa2	4
	CCC–	Caa3	3
	CC, C	Ca	2
RD*, SD**, D	C	1	

Legenda:
 * Classe di rating adottata solo da Fitch.
 ** Classe di rating adottata solo da S&P's.

Fonte: elaborazioni personali.

Esprimendo la probabilità di un *rating score* assegnato ad un ente sub-sovrano come funzione di differenti variabili esplicative, il modello probit è costruito attorno ad un'unica variabile latente. Si assume, pertanto, che la misura continua non osservabile rappresentata dal merito creditizio (Y) sia funzione lineare di un set di variabili esplicative o regressori (X), con vettore parametrico β e un termine di disturbo casuale ε . In formule:

$$Y_{jt}^* = x_{jt}\beta + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

in cui Y_{jt}^* è la variabile latente non osservata (il merito creditizio di ciascun ente sub-sovrano j al tempo t) che dipende da diversi fattori esplicativi (x_{jt}). Essendo Y_{jt}^* non osservabile, ciò che è invece possibile osservare sono i *credit rating* (y_{jt}) assegnati ad ogni ente sub-sovrano al 31 dicembre di ciascun esercizio t , variabili come accennato su una scala da 1 a 21 ($i = 1, \dots, 21$).

I dati osservabili appartengono, dunque, alla tipologia dei c.dd. *panel data*, ovvero *pooling* di dati sezionali (o *cross-section*) e serie storiche (o *time-series*); le osservazioni campionarie sono, pertanto, bi-dimensionali in quanto variano sia per individuo (in questo caso, l'Ente Locale) sia nel periodo temporale di rilevazione.

La letteratura è concorde nel sostenere che la combinazione, nello stesso ambito, dell'informazione *cross-section* e *time-series* insieme ad una crescente attenzione alla specificazione dinamica permettono di formulare e stimare migliori modelli interpretativi degli eventi economici, conducendo di conseguenza a stime più affidabili (Baltagi & Griffin, 1984)³¹.

Il risultato osservato, pertanto, è il seguente:

$$\begin{aligned}
 y_{jt} &= 21 \quad \text{se} \quad Y_{jt}^* \leq \mu_1 \\
 y_{jt} &= 20 \quad \text{se} \quad \mu_1 \leq Y_{jt}^* \leq \mu_2 \\
 &\dots \\
 y_{jt} &= 1 \quad \text{se} \quad \mu_{20} \leq Y_{jt}^* \leq \mu_{21}
 \end{aligned} \tag{2}$$

in cui i parametri-soglia ignoti μ_i (anche detti *cut-off points*) possono essere stimati congiuntamente ai coefficienti β del modello attraverso il metodo della massima verosimiglianza o *maximum likelihood* (ML).

Si assuma, inoltre, che i termini stocastici (ε_{jt}) dell'equazione (1) siano *i.i.d.*³², ossia indipendenti e normalmente distribuiti tra le osservazioni, con media e varianza normalizzate rispettivamente pari a 0 e 1.

Indicando con Φ la funzione di ripartizione normale standard, si ottengono le probabilità implicite dei possibili risultati di seguito indicate:

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(y_{jt} = 21 / X) &= \Phi(\mu_1 - X\beta) \\
 \text{Prob}(y_{jt} = 20 / X) &= \Phi(\mu_2 - X\beta) - \Phi(\mu_1 - X\beta) \\
 &\dots \\
 \text{Prob}(y_{jt} = 1 / X) &= 1 - \Phi(\mu_{20} - X\beta)
 \end{aligned} \tag{3}$$

Tale approccio esprime, quindi, la probabilità che a ciascun ente sub-sovrano j sarà assegnato un certo *credit rating* (variabile da 1 a 21) al tempo t .

³¹ Per ulteriori approfondimenti sui dati *panel*, si vedano anche Wooldridge (2002), Arellano (2003) e Baltagi (2005).

³² In statistica e nella teoria probabilistica una sequenza di variabili casuali è definita *independent and identically-distributed* (i.i.d.) quando ciascuna variabile *random* ha la stessa distribuzione di probabilità delle altre e sono tutte tra loro indipendenti. Pertanto, assumendo che gli errori casuali siano *i.i.d.* con distribuzione normale, si ottiene il modello probit multinomiale ordinato.

Il valore atteso del rating per l'ente sub-sovrano j al tempo t è pari a:

$$E(y) = \sum_{i=1}^{21} y_i \cdot Prob(y_i) = 21 - \sum_{i=1}^{20} \Phi(\mu_i - X\beta) \quad (4)$$

mentre l'effetto marginale delle variabili esplicative (X) sulla variabile dipendente si calcola con la derivata parziale, ovvero:

$$\frac{\partial E(y)}{\partial X} = -\sum_{i=1}^{20} \phi(\mu_i - X\beta) \cdot \beta \quad (5)$$

in cui ϕ è la funzione densità normale standard.

Come in precedenza accennato, i parametri ignoti da stimare attraverso il metodo della massima verosimiglianza sono i *cut-off points* (μ_i)³³ ed i coefficienti β .

La funzione di probabilità congiunta³⁴ che ne deriva può essere espressa come segue:

$$F(y|X) = \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^{I-1} \ln[\Phi_{ij}(\mu_i - X\beta)] + \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^J \sum_{i=I}^I \ln[1 - \Phi_{ij}(\mu_{I-1} - X\beta)] \quad (6)$$

in cui:

$$I = 21;$$

$$J = \text{numero dell'ente sub-sovrano rated};$$

$$T = 2004, \dots, 2008.$$

Di conseguenza, una volta modellata la funzione di probabilità, attraverso lo stimatore ML per il modello probit che massimizza la funzione di log-verosimiglianza possono essere stimati μ_i e β .

4.2.1. Campione d'indagine

Ai fini dell'analisi empirica condotta, la scelta del campione è ricaduta su tutte le Province e i Comuni capoluogo di Provincia italiani a cui è stato assegnato un rating nell'intervallo temporale di riferimento (2004-2008) da almeno un'Agenzia tra Moody's, S&P's e Fitch. Per prima cosa, quindi, sono stati raccolti tutti i *long-term issuer rating* assegnati agli EE.LL. italiani dalle tre Agenzie specializzate al 31 dicembre 2004, 2005, 2006, 2007 e 2008, per un totale di 319 osservazioni su 31 Province e 35 Comuni capoluogo di Provincia *rated*, come rispettivamente schematizzato nelle Tabelle 4.2 e 4.3.

³³ Nel modello *ordered probit* presente in *Stata*[®] non è esplicitamente incluso un termine di intercetta (o costante) β_0 perché esso è assorbito nei *cut-off points*, che sono difatti pari a μ_i meno l'intercetta (in formule: $\delta_i = \mu_i - \beta_0$).

³⁴ Per convenzione, si considera il logaritmo della verosimiglianza.

Tabella 4.2 – Le Province italiane rated al 31 dicembre 2004-2008 (136 osservazioni complessive).

n.	Provincia	Moody's					S&P's					Fitch				
		'04	'05	'06	'07	'08	'04	'05	'06	'07	'08	'04	'05	'06	'07	'08
1	Ancona						X	X	X	X	X					
2	Arezzo	X	X	X	X	X										
3	Avellino						X									
4	Bologna	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X					
5	Brescia													X	X	X
6	Chieti											X	X	X	X	
7	Como												X	X	X	X
8	Firenze					X										X
9	Foggia		X	X	X	X										
10	Genova	X	X	X	X	X										
11	Grosseto												X	X	X	X
12	Lecce												X	X	X	X
13	Milano	X	X	X	X	X								X	X	X
14	Napoli	X	X	X	X	X										
15	Palermo	X	X	X												
16	Perugia														X	X
17	Pescara														X	X
18	Prato						X	X	X	X	X					
19	Ravenna											X	X			
20	Rieti	X			X	X										
21	Rimini	X	X	X	X											
22	Roma						X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
23	Savona												X	X	X	X
24	Torino	X	X	X	X	X										
25	Trapani														X	X
26	Treviso	X	X	X	X							X	X	X	X	X
27	Udine											X	X	X	X	X
28	Varese											X	X	X	X	X
29	Venezia											X	X	X	X	X
30	Vicenza						X	X								
31	Viterbo												X	X	X	X
TOTALE rated		10	10	10	10	9	6	5	4	4	4	7	12	13	16	16

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella 4.3 – I Comuni italiani capoluogo di Provincia *rated* al 31 dicembre 2004-2008 (183 osservazioni complessive).

n.	Comune capoluogo di Provincia	Moody's					S&P's					Fitch				
		'04	'05	'06	'07	'08	'04	'05	'06	'07	'08	'04	'05	'06	'07	'08
1	Alessandria						X	X	X	X						
2	Bari		X	X	X	X										
3	Bologna	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X					
4	Bolzano												X	X	X	X
5	Brescia						X	X				X	X	X	X	X
6	Cagliari												X	X	X	X
7	Catania	X	X													
8	Como															X
9	Firenze	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X					
10	Foggia													X	X	X
11	Genova						X	X	X	X	X					
12	Gorizia												X	X	X	
13	L'Aquila	X	X	X	X	X										
14	La Spezia	X	X													
15	Lecce		X	X	X										X	X
16	Lecco													X	X	X
17	Lucca						X	X	X	X	X					
18	Milano	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		X	X	X	X
19	Napoli	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
20	Palermo	X	X													
21	Pescara															X
22	Pisa											X	X	X	X	X
23	Pistoia											X	X	X	X	X
24	Prato						X	X	X	X	X					
25	Rimini	X	X	X												
26	Roma						X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
27	Siena				X	X						X	X	X	X	X
28	Taranto													X	X	X
29	Torino						X	X	X	X	X				X	X
30	Trento						X						X	X	X	X
31	Trieste											X	X	X	X	X
32	Udine						X									
33	Venezia	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X					
34	Verona											X	X	X	X	X
35	Viterbo													X	X	X
TOTALE <i>rated</i>		10	12	9	9	8	14	12	11	11	10	8	13	17	19	20

Fonte: elaborazioni personali.

In seguito, ciascun rating è stato trasformato in indicatore numerico attraverso la relazione lineare precedentemente espressa in Tabella 4.1. I rating, congiuntamente alla trasformazione numerica degli stessi, sono riportati nelle Tabelle VII e VIII collocate in Appendice, attinenti le Province italiane ed i Comuni capoluogo di Provincia, rispettivamente. Si noti come, per ciascuno degli Enti Locali *rated*, l'indicatore numerico (variabile per $i = 1, \dots, 21$) derivante dalla trasformazione del relativo rating corrisponda alla y_{jt} del modello probit in precedenza descritto in cui, a sua volta:

$t = 2004, 2005, 2006, 2007, 2008;$

$j = 1, \dots, 31$ per le Province;

$j = 1, \dots, 35$ per i Comuni capoluogo di Provincia.

I campioni di indagine considerati ai fini dell'analisi sono tre, uno per ciascuna delle Agenzie di rating, a loro volta disaggregati ognuno in due sotto-campioni a seconda che si tratti di Provincia o Comune capoluogo.

Nel dettaglio, come schematizzato in Tabella 4.4:

- a. del primo campione fanno parte i 97 *Italian sub-sovereign rating* assegnati da Moody's a 49 Province e 48 Comuni capoluogo di Provincia;
- b. il secondo campione include gli 81 *Italian sub-sovereign rating* assegnati da S&P's a 23 Province e 58 Comuni capoluogo di Provincia;
- c. il terzo campione raccoglie i 141 *Italian sub-sovereign rating* assegnati da Fitch a 64 Province e 77 Comuni capoluogo di Provincia.

In merito alla distribuzione del rating agli EE.LL. italiani rileva notare come, mentre le 20 regioni italiane godono tutte di una valutazione del merito creditizio (solo per il Trentino Alto Adige, anziché alla regione, il rating è assegnato alle due Province Autonome di Trento e Bolzano), sul totale delle Province³⁵ e dei Comuni capoluogo di Provincia³⁶, solo intorno al 20-25% degli EE.LL. italiani risulta assegnato almeno

³⁵ A partire dal giugno 2009 le Province italiane sono 110, perché divengono operative quelle di Barletta-Andria-Trani (in Puglia), Fermo (nelle Marche) e Monza-Brianza (in Lombardia). Tuttavia, essendo il presente lavoro incentrato sul periodo temporale di riferimento 2004-2008, le Province italiane considerate sono 101 sulle 103 operative nel biennio 2004-2005 e 105 sulle 107 operative nel triennio 2006-2008 poiché, da un lato, non vengono incluse ai fini dell'analisi le due Province Autonome di Trento e Bolzano della regione del Trentino Alto Adige e, dall'altro, sono escluse nel biennio 2004-2005 le quattro nuove Province sarde (Carbonia-Iglesias, Medio Campidano, Ogliastra, Olbia-Tempio) istituite nel 2001 ma divenute pienamente operative solo a partire dal maggio 2005.

³⁶ Si tratta nel complesso di 108 e 112 Comuni italiani capoluogo di Provincia, rispettivamente nel biennio 2004-2005 e nel triennio 2006-2008, in quanto, delle 107 Province italiane operative sino al 2008, cinque (la marchigiana Pesaro-Urbino e le sarde Carbonia-Iglesias, Medio Campidano, Ogliastra, Olbia-Tempio) hanno due città capoluogo; tuttavia, a partire dal giugno 2009, come in

un rating da parte delle Agenzie specializzate nell'intervallo temporale 2004-2008, con una tendenza generale pressoché al rialzo nel tempo.

Tabella 4.4 – Descrizione dei tre campioni di indagine (319 osservazioni complessive).

		2004	2005	2006	2007	2008	Numerosità	Tot.
Moody's	Province	Arezzo, Bologna, Genova, Milano, Napoli, Palermo, Rieti, Rimini, Torino, Treviso.	Arezzo, Bologna, Foggia, Genova, Milano, Napoli, Palermo, Rimini, Torino, Treviso.	Arezzo, Bologna, Foggia, Genova, Milano, Napoli, Palermo, Rimini, Torino, Treviso.	Arezzo, Bologna, Foggia, Genova, Milano, Napoli, Rieti, Rimini, Torino, Treviso.	Arezzo, Bologna, Firenze, Foggia, Genova, Milano, Napoli, Rieti, Torino.	49	97
	Comuni	Bologna, Catania, Firenze, L'Aquila, La Spezia, Milano, Napoli, Palermo, Rimini, Venezia.	Bari, Bologna, Catania, Firenze, L'Aquila, La Spezia, Lecce, Milano, Napoli, Palermo, Rimini, Venezia.	Bari, Bologna, Firenze, L'Aquila, Lecce, Milano, Napoli, Rimini, Venezia.	Bari, Bologna, Firenze, L'Aquila, Lecce, Milano, Napoli, Siena, Venezia.	Bari, Bologna, Firenze, L'Aquila, Milano, Napoli, Siena, Venezia.	48	
S&P's	Province	Ancona, Avellino, Bologna, Prato, Roma, Vicenza.	Ancona, Bologna, Prato, Roma, Vicenza.	Ancona, Bologna, Prato, Roma.	Ancona, Bologna, Prato, Roma.	Ancona, Bologna, Prato, Roma.	23	81
	Comuni	Alessandria, Bologna, Brescia, Firenze, Genova, Lucca, Milano, Napoli, Prato, Roma, Torino, Trento, Udine, Venezia.	Alessandria, Bologna, Brescia, Firenze, Genova, Lucca, Milano, Napoli, Prato, Roma, Torino, Venezia.	Alessandria, Bologna, Firenze, Genova, Lucca, Milano, Napoli, Prato, Roma, Torino, Venezia.	Alessandria, Bologna, Firenze, Genova, Lucca, Milano, Napoli, Prato, Roma, Torino, Venezia.	Bologna, Firenze, Genova, Lucca, Milano, Napoli, Prato, Roma, Torino, Venezia.	58	
Fitch	Province	Chieti, Ravenna, Roma, Treviso, Udine, Varese, Venezia.	Chieti, Como, Grosseto, Lecce, Ravenna, Roma, Savona, Treviso, Udine, Varese, Venezia, Viterbo.	Brescia, Chieti, Como, Grosseto, Lecce, Milano, Roma, Savona, Treviso, Udine, Varese, Venezia, Viterbo.	Brescia, Chieti, Como, Grosseto, Lecce, Milano, Perugia, Pescara, Roma, Savona, Trapani, Treviso, Udine, Varese, Venezia, Viterbo.	Brescia, Como, Firenze, Grosseto, Lecce, Milano, Perugia, Pescara, Roma, Savona, Trapani, Treviso, Udine, Varese, Venezia, Viterbo.	64	141
	Comuni	Brescia, Napoli, Pisa, Pistoia, Roma, Siena, Trieste, Verona.	Bolzano, Brescia, Cagliari, Gorizia, Milano, Napoli, Pisa, Pistoia, Roma, Siena, Trento, Trieste, Verona.	Bolzano, Brescia, Cagliari, Foggia, Gorizia, Lecco, Milano, Napoli, Pisa, Pistoia, Roma, Siena, Taranto, Trento, Trieste, Verona, Viterbo.	Bolzano, Brescia, Cagliari, Foggia, Gorizia, Lecce, Lecco, Milano, Napoli, Pisa, Pistoia, Roma, Siena, Taranto, Torino, Trento, Trieste, Verona, Viterbo.	Bolzano, Brescia, Cagliari, Como, Foggia, Lecce, Lecco, Milano, Napoli, Pescara, Pisa, Pistoia, Roma, Siena, Taranto, Torino, Trento, Trieste, Verona, Viterbo.	77	

Fonte: elaborazioni personali.

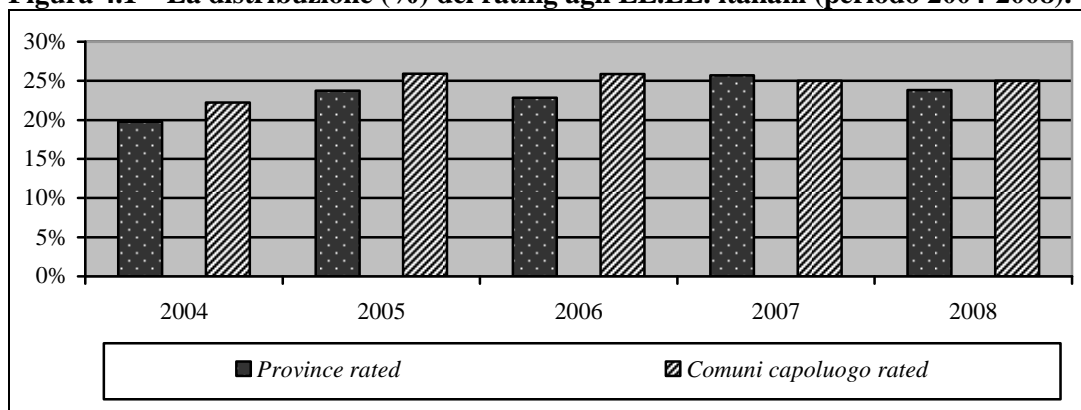
In particolare, come graficamente rappresentato in Figura 4.1:

- al 31 dicembre 2004 le Agenzie esprimono un giudizio di rating solo a 20 Province su 101 (19,80%) e 24 Comuni capoluogo di Provincia su 108 (22,22%);
- al 31 dicembre 2005 è assegnato un rating a 24 Province su 101 (23,76%) e 28 Comuni capoluogo di Provincia su 108 (25,93%);

precedenza accennato, i Comuni capoluogo di Provincia divengono 117 perché, oltre all'inserimento di Fermo (capoluogo dell'omonima Provincia) e Monza (capoluogo della Provincia di Monza-Brianza), la Provincia pugliese di Barletta-Andria-Trani è stata istituita con la previsione di tre città capoluogo.

- al 31 dicembre 2006 risultano *rated* 24 Province su 105 (22,86%) e 29 Comuni capoluogo di Provincia su 112 (25,89%);
- al 31 dicembre 2007 le Agenzie assegnano un rating a 27 Province su 105 (25,71%) e 28 Comuni capoluogo di Provincia su 112 (25,00%);
- al 31 dicembre 2008 viene assegnato un rating a 25 Province su 105 (23,81%) e 28 Comuni capoluogo di Provincia su 112 (25,00%).

Figura 4.1 – La distribuzione (%) del rating agli EE.LL. italiani (periodo 2004-2008).



Fonte: elaborazioni personali.

Inoltre, si evidenzia come spesso ci siano delle considerevoli differenze di valutazione (denominate in letteratura *split ratings*) su uno stesso Ente Locale da parte di Agenzie diverse, a dimostrazione delle divergenze nei pesi relativi assegnati a ciascuna delle variabili che determinano il rating (Liu & Tan, 2009; Al-Sakka & Ap Gwilym, 2010).

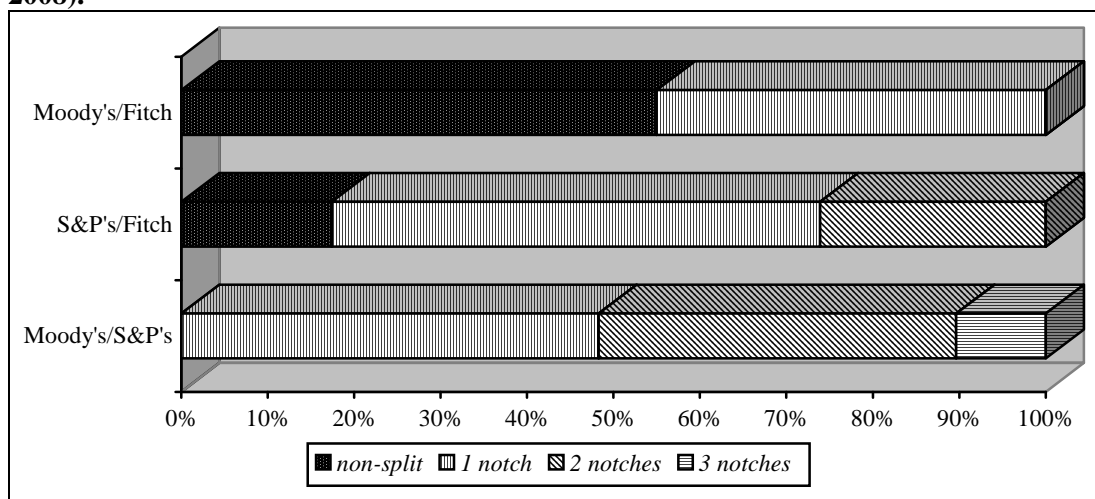
Nello specifico, come riportato in Tabella 4.5 e graficamente rappresentato in Figura 4.2, le minori disuguaglianze si riscontrano tra Moody's e Fitch (con il 55% di rating identici e il resto difforme di solo 1 *notch*), mentre tra Moody's e S&P's le valutazioni sono sempre divergenti, con differenze anche di 3 *notches* (per il 10,3%). Invece, tra S&P's e Fitch le divergenze di valutazione sono al limite pari a solo 1 *notch* (per il 56,5%).

Tabella 4.5 – *Split ratings* tra Agenzie per gli stessi EE.LL. *rated* (periodo 2004-2008).

<i>Split ratings</i>	Moody's/S&P's		S&P's/Fitch		Moody's/Fitch	
	<i>Numerosità</i>	<i>% sul totale</i>	<i>Numerosità</i>	<i>% sul totale</i>	<i>Numerosità</i>	<i>% sul totale</i>
<i>Non-split</i>	0	0,0%	4	17,4%	11	55,0%
<i>1 notch</i>	14	48,3%	13	56,5%	9	45,0%
<i>2 notches</i>	12	41,4%	6	26,1%	0	0,0%
<i>3 notches</i>	3	10,3%	0	0,0%	0	0,0%
Totale	29	100,0%	23	100,0%	20	100,0%

Fonte: elaborazioni personali.

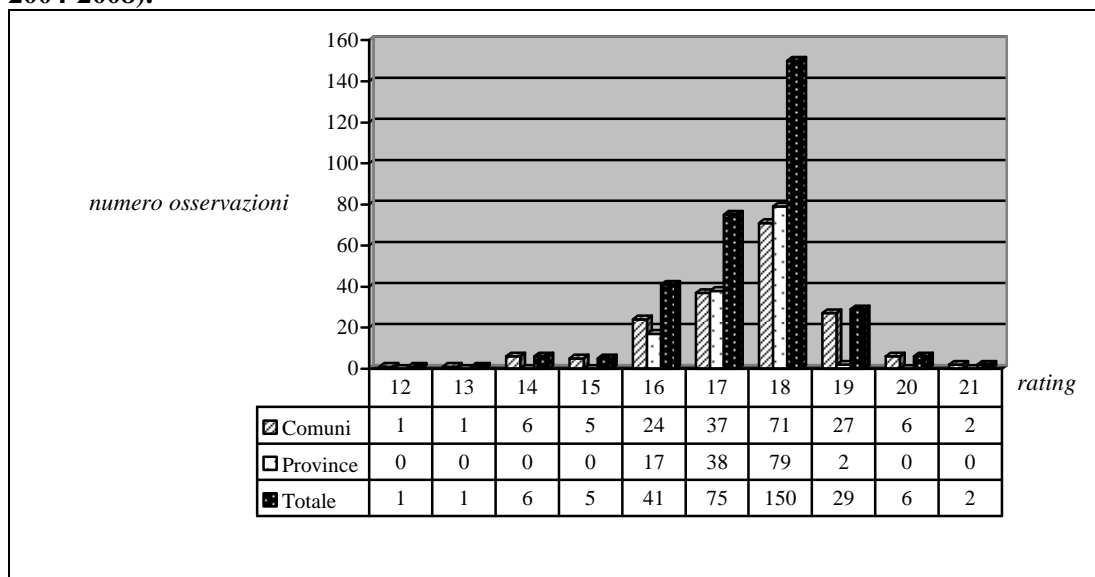
Figura 4.2 – Rappresentazione (%) degli *split ratings* agli EE.LL. italiani (periodo 2004-2008).



Fonte: elaborazioni personali.

Infine, per quanto attiene la distribuzione dei rating tra le varie classi, si osserva come nell'intervallo temporale di riferimento (2004-2008) il 47% dei rating complessivamente assegnati agli EE.LL. italiani da Moody's, S&P's e Fitch sia pari a Aa3/AA- (espresso dal valore numerico 18, come da Tabella 4.1).

Figura 4.3 – La distribuzione dei rating c.dd. *investment grade* (sulle ascisse i relativi indicatori numerici) assegnati da Moody's, S&P's e Fitch agli EE.LL. italiani (periodo 2004-2008).



Fonte: elaborazioni personali.

Limitando l'attenzione ai soli rating c.dd. *investment grade* (quelli dalla tripla A alla tripla B)³⁷, che rappresentano il 99,1% dell'intero campione di 319 osservazioni, la

³⁷ Nel quinquennio 2004-2008 considerato ai fini dell'analisi, infatti, solo il Comune di Taranto riceve una valutazione rientrante tra gli *speculative grades* (sotto la tripla B); in particolare, Fitch assegna a

relativa distribuzione nel periodo 2004-2008 è rappresentata in Figura 4.3, ove si distingue altresì tra rating assegnato a Comuni capoluogo e Province. Si noti che, a causa delle enunciate differenze tra Agenzie, sull'asse delle ascisse anziché indicare il rating è esplicitato il valore dell'indicatore numerico (variabile tra 12 e 21) derivante dalla trasformazione lineare riportata in Tabella 4.1.

4.2.2. Variabili utilizzate

Una volta individuato il campione d'indagine, tra i principali indicatori economico-finanziari di cui si servono le Agenzie per determinare il rating degli EE.LL., sono state opportunamente selezionate (anche sulla base dei risultati di ricerche precedenti riportati nella *review* della letteratura condotta) le variabili chiave (schematizzate in Tabella 4.6) su cui si è andato a costruire il modello probit, vale a dire:

- **PILL**: PIL locale pro-capite (€), il quale offre un'indicazione di massima sulla quantità di risorse mediamente a disposizione di ciascun individuo in un dato territorio;
- **AFIN**: indice di autonomia finanziaria (%), dato dal rapporto tra entrate proprie discrezionali (costituite dalle entrate tributarie ed extra-tributarie) ed entrate correnti, rappresentate nello schema di bilancio dell'Ente Locale (art. 165 TUEL)³⁸ le prime dai Titoli I e III delle entrate e le seconde dalla somma dei Titoli I, II e III delle entrate;
- **AIMP**: indice di autonomia impositiva o incidenza tributaria (%), dato dal rapporto tra entrate tributarie (Titolo I delle entrate) ed entrate correnti (somma dei Titoli I, II e III delle entrate);
- **MCOR**: saldo della gestione corrente (%), misurato dal margine corrente in percentuale delle entrate correnti, dove per margine corrente si intende la differenza tra entrate correnti e spese correnti (queste ultime come somma dei Titoli I e III delle spese);
- **SDEB**: incidenza della spesa per rimborso prestiti (%), ossia il servizio del debito (Titolo III delle spese) sulle entrate correnti;

tale Ente Locale una C nel 2006, una D nel 2007 e una RD nel 2008. Per tale circostanza, come sarà esplicitato nel prosieguo, il Comune di Taranto è considerato un *outlier* e, di conseguenza, viene escluso dalle analisi empiriche condotte.

³⁸ Cfr. Decreto legislativo n. 267 del 18 agosto 2000, *Testo unico delle leggi sull'ordinamento degli enti locali* (TUEL), in Gazzetta Ufficiale 28 settembre 2000, n. 227.

- **SINT**: rigidità della spesa per l'indebitamento (%), data dal rapporto fra la spesa per interessi (intervento 6 del Titolo I delle spese) e le entrate correnti;
- **INDL**: livello di indebitamento locale pro-capite (€), dato dal rapporto fra debito residui mutui in ammortamento e popolazione (numero di abitanti residenti);
- **SALD**: saldo netto (%) da finanziare (avanzo o fabbisogno finanziario) in percentuale delle entrate totali, in cui il numeratore misura le entrate totali (sia correnti sia in conto capitale) meno le spese totali, al lordo delle quote capitale di debito da rimborsare;
- **MEZ**: Mezzogiorno d'Italia. In aggiunta alle suddette otto variabili esplicative di natura economico-finanziaria, è stata inserita una variabile *dummy* indicativa dell'area geografica di appartenenza degli enti sub-sovrani campionati. Tale variabile assume valore 0 per le Province e i Comuni capoluogo del Centro-Nord Italia (considerato come gruppo di riferimento o *base group*, essendo il più numeroso), 1 per quelli del Mezzogiorno. Per tale suddivisione geografica (oltre che economica e sociale) è stata adottata la classificazione statistica ufficiale NUTS³⁹ (adottata da EUROSTAT⁴⁰ e ISTAT⁴¹), secondo cui appartengono al Mezzogiorno le regioni dell'Italia meridionale (Abruzzo, Basilicata, Calabria, Campania, Molise, Puglia) insieme a quelle dell'Italia insulare (Sardegna e Sicilia). Per le Province ed i Comuni capoluogo, la percentuale di EE.LL. *rated* del Mezzogiorno d'Italia si attesta, rispettivamente, intorno al 25,8% e 28,6%; in particolare, solo 8 Province italiane sul totale delle 31 con rating e solo 10 Comuni capoluogo di Provincia sui 35 complessivamente *rated* appartengono alle regioni del Sud Italia o alle due Isole maggiori.

Per maggiore chiarezza e completezza espositiva, inoltre, in Tabella 4.7 è riportato lo schema di bilancio riclassificato dell'Ente Locale, sulla cui base si costruiscono gli indicatori di bilancio.

³⁹ La nomenclatura delle unità territoriali statistiche, in acronimo NUTS (dal francese *Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques*), ideata dall'EUROSTAT nel 1988, identifica la ripartizione del territorio dell'Unione Europea a fini statistici.

⁴⁰ L'Ufficio Statistico delle Comunità Europee (EUROSTAT) si occupa della raccolta ed elaborazione dei dati dell'Unione Europea a fini statistici nell'ambito della Commissione Europea.

⁴¹ L'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) è un ente di ricerca pubblico; presente in Italia dal 1926, rappresenta il maggiore produttore di statistiche ufficiali nazionali.

Tabella 4.6 – Descrizione del set di variabili esplicative.

Variabile	Descrizione	Simbolo	Unità di misura	Segno atteso
PIL locale pro-capite	PIL locale / popolazione	PILL	€ *	+
Autonomia finanziaria	entrate proprie / entrate correnti	AFIN	%	+
Autonomia impositiva	entrate tributarie / entrate correnti	AIMP	%	+
Saldo gestione corrente	marginie corrente / entrate correnti	MCOR	%	+
Spesa per rimborso prestiti	servizio del debito / entrate correnti	SDEB	%	-
Spesa per indebitamento	spesa per interessi / entrate correnti	SINT	%	-
Indebitamento locale pro-capite	debito residui mutui / popolazione	INDL	€ *	-
Avanzo/Fabbisogno finanziario	saldo netto da finanziare / entrate totali	SALD	%	-
Mezzogiorno d'Italia	0 = Centro-Nord; 1 = Mezzogiorno	MEZ	dummy	-

Legenda:
* Trasformazione logaritmica.

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella 4.7 – Lo schema di bilancio riclassificato dell'Ente Locale.

ENTRATE		SPESE	
Titolo I	Entrate TRIBUTARIE	Titolo I	Spese CORRENTI
Titolo II	Entrate derivanti da CONTRIBUTI e da TRASFERIMENTI CORRENTI		
Titolo III	Entrate EXTRATRIBUTARIE	Titolo III	Spese per RIMBORSO DI PRESTITI
Totale Entrate CORRENTI		Totale Spese CORRENTI	
Titolo IV	Entrate derivanti da ALIENAZIONI, da TRASFERIMENTI DI CAPITALI e da RISCOSSIONI DI CREDITI	Titolo II	Spese IN CONTO CAPITALE
Titolo V	Entrate derivanti da ACCENSIONI DI PRESTITI		
Totale Entrate IN CONTO CAPITALE		Totale Spese IN CONTO CAPITALE	

Fonte: elaborazioni personali.

Come indicato in Tabella 4.6, inoltre, ci si attende che il rating assegnato dalle Agenzie dipenda positivamente dagli indicatori PILL, AFIN, AIMP, MCOR e negativamente dalle variabili SDEB, SINT, INDL, SALD e MEZ.

Infine, per le variabili PILL e INDL è stata operata, precedentemente all'analisi, una trasformazione logaritmica (mediante logaritmo naturale) al fine di depurarle dell'unità di misura; di conseguenza, nella trattazione che segue saranno utilizzate le variabili trasformate, rispettivamente indicate con PILL_log e INDL_log.

4.2.3. Fonti dei dati

Dopo aver individuato il campione di indagine ed aver selezionato le variabili esplicative del modello probit ordinato, il passo successivo ha riguardato la raccolta analitica in un *database* costruito *ad hoc* dei dati finanziari, oltre che demografici,

pubblicati nel rendiconto gestionale per gli esercizi dal 2004 al 2008 (con particolare riferimento al conto consuntivo del bilancio di gestione) delle 31 Province e dei 35 Comuni capoluogo di Provincia *rated*.

I dati utilizzati ai fini dell'analisi sono di natura esterna pubblicati da fonti governative (quali il Ministero dell'Interno, l'ISTAT e Unioncamere⁴²), oltre che dati societari pubblicati da fonti aziendali (i siti internet degli EE.LL. campionati).

Per l'intervallo temporale 2004-2007 si è proceduto con la raccolta di dati ufficiali, ossia certificati e disponibili *on line* sul sito del Ministero dell'Interno, nell'ambito della sezione dedicata alla "Finanza Locale", che hanno permesso la costruzione di *report* contenenti, per ciascuno degli EE.LL. campionati, il valore delle variabili chiave selezionate, come riportato nelle Tabelle IX e X in Appendice relative, rispettivamente, alle Province italiane ed ai Comuni capoluogo di Provincia.

Per quanto attiene l'anno 2008, invece, poiché al momento dell'analisi sul sito del Ministero dell'Interno non erano stati ancora resi noti i bilanci consuntivi degli EE.LL. relativi all'esercizio 2008, tali dati sono stati reperiti, ove possibile, direttamente sui siti istituzionali delle 31 Province e dei 35 Comuni capoluogo di Provincia *rated* e, qualora mancanti e/o insufficienti, sono stati richiesti esplicitamente agli Uffici competenti dei rispettivi EE.LL. per via telefonica e/o telematica e/o fax. In questi casi, il tasso di risposta è stato relativamente (e inaspettatamente) elevato, nell'ordine del 100% per le Province e del 96,4% per i Comuni capoluogo di Provincia⁴³.

Un problema di rilievo ha riguardato l'indicatore del PIL pro-capite per i Comuni capoluogo di Provincia, fondamentale per l'analisi ma difficilmente individuabile. A fronte di ciò, si è estrapolato il dato mancante dal PIL pro-capite dell'ente sovraordinato (Provincia), utilizzandolo come *proxy*.

Di conseguenza, i dati relativi al prodotto interno lordo (PIL) totale a prezzi correnti⁴⁴ (espresso in milioni di euro) delle Province italiane *rated* negli anni 2004-2008 sono stati estratti da Unioncamere e poi rapportati alla popolazione residente al 31 dicembre di un determinato anno per ciascuna Provincia al fine di calcolarne il valore

⁴² Fondata nel 1901, Unioncamere è un ente pubblico che ha il compito di rappresentare e curare gli interessi generali delle Camere di Commercio italiane nei confronti di tutti gli interlocutori istituzionali a livello locale, regionale, nazionale e sovranazionale.

⁴³ In particolare, non è stato possibile contattare il solo Comune di L'Aquila, anche alla luce dei recenti drammatici accadimenti.

⁴⁴ Il PIL a prezzi correnti si differenzia dal PIL a prezzi costanti in quanto il primo è comprensivo degli aumenti di valore dovuti all'aumento dei prezzi (inflazione).

pro-capite (PILL). La popolazione residente al 31 dicembre di ciascun anno in ognuna delle Province italiane *rated*, invece, è stata ricavata dal *database* demografico dell'ISTAT, denominato "Demo-Geodemo"⁴⁵.

Infine, come in seguito accuratamente esposto, per una parziale e/o totale assenza dei dati ovvero per la presenza di evidenti anomalie e/o *outliers*, dal campione complessivo di 319 osservazioni ne sono state eliminate 8, tutte riferite a Comuni capoluogo di Provincia, per un totale di 311 osservazioni effettivamente considerate ai fini dell'analisi empirica.

4.3. Risultati delle analisi empiriche su ciascuna Agenzia di rating

Dopo aver proceduto al completamento della raccolta dei dati finanziari degli EE.LL. campionati ed all'individuazione del valore da assegnare alla variabile PILL per i Comuni italiani capoluogo di Provincia, si è proceduto con l'implementazione del modello *probit ordinato multinomiale* con l'impiego della versione 10.0 del *software Stata*[®].

Si rammenta anzitutto che, anziché esplicitare μ_i , di seguito i parametri-soglia sono indicati con δ_i poiché, come in precedenza accennato, *Stata*[®] assorbe l'intercetta nei *cut-off points*, ovvero:

$$\delta_i = \mu_i - \beta_0 \quad (7)$$

Inoltre, nel prosieguo si farà riferimento al c.d. *pseudo-R²* che nel modello *probit* equivale al coefficiente di determinazione (R^2) della regressione lineare; esso varia tra 0 e 1 e misura la bontà di adattamento (c.d. *goodness of fit*) del modello, vale a dire l'ammontare di varianza della variabile dipendente (in questo caso, il rating) che è spiegata dalle variabili indipendenti complessivamente considerate.

Esistono diverse versioni di *pseudo-R²*; la più utilizzata è quella di McFadden (1974), anche denominata *likelihood ratio index* (LRI)⁴⁶, che *Stata*[®] esprime di *default*. In formule:

$$LRI = 1 - \frac{\ln L}{\ln L_0} \quad (8)$$

⁴⁵ Il sito ufficiale dell'ISTAT per la diffusione di statistiche demografiche è liberamente accessibile al *link* seguente: <http://demo.istat.it>.

⁴⁶ Per ulteriori approfondimenti, si rimanda a Greene (2003), pagg. 683 e ss.; Wooldridge (2006), pagg. 589 e ss.

in cui $\ln L$ è la funzione di log-verosimiglianza del modello, mentre $\ln L_0$ è la stessa funzione calcolata con solo un termine di intercetta (o costante). Poiché le funzioni di log-verosimiglianza sono sempre negative, si ha che:

$$|\ln L| \leq |\ln L_0| \quad (9)$$

Se il modello stimato non ha potere esplicativo, il rapporto tra le due funzioni di log-verosimiglianza ($\ln L / \ln L_0$) è pari a 1 e, quindi, $LRI = 0$. Invece, se $\ln L = 0$, allora $LRI = 1$.

Nei paragrafi che seguono sono riportati i risultati dell'analisi condotta sui tre campioni d'indagine in precedenza descritti, ciascuno dei quali è a sua volta distinto in 3 sotto-campioni: da un lato, per cogliere le peculiarità nelle valutazioni adottate dalle singole Agenzie sulla base della tipologia di Ente Locale, si è optato per una scomposizione dell'analisi a seconda che si tratti di Provincia o Comune capoluogo *rated*; dall'altro, allo scopo di aumentare la numerosità delle osservazioni per ciascun campione in maniera da giungere a risultati statisticamente robusti e generalizzabili, è stata operata un'aggregazione (*pooling*) degli EE.LL. *rated* da una stessa Agenzia, anche alla luce delle metodologie applicate dalle stesse e riferite, in generale, a *local and regional governments* (LRGs) senza alcuna distinzione.

In quest'ultimo caso, è stata eliminata la variabile MEZ indicativa dell'area geografica di appartenenza ed è stata, invece, inserita una ulteriore variabile *dummy* (denominata PROV) che assume valore 1 per le Province e 0 per i Comuni capoluogo (questi ultimi, più numerosi, rappresentano, dunque, il gruppo di riferimento o *base group*).

4.3.1. Moody's

a. Province

La stima del modello *ordered probit* è realizzata sull'intero campione delle 49 Province italiane *rated* da Moody's tra il 2004 e il 2008, le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.8. Come si osserva dalla lettura dell'ultima riga, in media il 75,5% delle Province a cui Moody's assegna un rating appartengono al Centro-Nord Italia. Il valore numerico della variabile dipendente (RATING), mediamente pari a 18, varia tra un minimo di 16 (assegnato alla sola Provincia di Foggia) ad un massimo di 18.

Tabella 4.8 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	17,71429	0,612372	16	18
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,11263	0,309316	9,573386	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,576983	0,142866	0,194533	0,849446
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,498616	0,115580	0,152927	0,713385
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	0,045492	0,107541	-0,403922	0,266534
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,072926	0,088943	0,004836	0,458929
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,034846	0,019396	0,001594	0,085425
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	4,885840	0,878956	1,391682	5,540826
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,035278	0,046726	-0,226606	0,022163
Mezzogiorno (<i>dummy</i>)	MEZ	0,244898	0,434483	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.9 è rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata sulle 49 osservazioni, da cui si ricava che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo che nei casi evidenziati in grassetto. Ad ogni modo, escludendo una ad una le variabili fortemente correlate e statisticamente non significative, è stato appurato che non esiste un problema di multicollinearità che potrebbe condurre a distorsioni nelle stime.

Tabella 4.9 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	MEZ
RATING	1,0000									
PILL_log	0,6460	1,0000								
AFIN	0,4228	0,5842	1,0000							
AIMP	0,3253	0,4449	0,8546	1,0000						
MCOR	-0,1142	-0,3109	-0,0803	-0,1124	1,0000					
SDEB	0,1709	0,2628	0,2715	-0,0056	-0,6473	1,0000				
SINT	-0,3816	0,1608	0,3112	0,3917	-0,1262	0,0270	1,0000			
INDL_log	-0,0885	0,4652	0,1621	0,0939	-0,2651	0,1716	0,5971	1,0000		
SALD	0,0122	0,1619	0,1282	0,1495	0,1479	0,0727	0,2904	0,3637	1,0000	
MEZ	-0,5929	-0,8731	-0,3034	-0,1856	0,2958	-0,2504	-0,0725	-0,5456	-0,3221	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

Dalla regressione probit ordinata applicata al campione precedentemente descritto si ottengono i risultati rappresentati in Tabella 4.10. Il modello di regressione complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* estremamente basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. Nello specifico, il 100% (*pseudo-R²*)⁴⁷ del rating assegnato da Moody's alle Province italiane è spiegato dalle variabili indipendenti congiuntamente considerate, che difatti hanno un potere esplicativo

⁴⁷ Ad ogni modo, la letteratura è concorde nel ritenere praticamente impossibile un "perfect fitting" del modello; di conseguenza, la perfetta bontà rivelata in questo caso dallo *pseudo-R²* esprime verosimilmente qualche problema di stima, dovuto probabilmente alla bassa numerosità del campione.

statisticamente significativo sulla variabile dipendente (RATING), tutte con un *p-value* inferiore a 0,001. Tuttavia, dalle analisi risulta che le variabili SDEB, INDL_log e MEZ non rispettano il segno atteso sulla base degli studi precedentemente condotti in letteratura.

Tabella 4.10 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	99,40255	0,684457	145,23	0,000	***	98,06104	100,7441
AFIN	83,60577	3,627248	23,05	0,000	***	76,49649	90,71504
AIMP	70,64426	4,371948	16,16	0,000	***	62,07540	79,21313
MCOR	95,57114	1,717239	55,65	0,000	***	92,20542	98,93687
SDEB	171,6083	3,232387	53,09	0,000	***	165,2729	177,9437
SINT	-1125,346	6,316211	-178,17	0,000	***	-1137,725	-1112,966
INDL_log	4,143932	0,125467	33,03	0,000	***	3,898022	4,389842
SALD	-89,48628	2,668741	-33,53	0,000	***	-94,71692	-84,25564
MEZ	7,280318	0,390505	18,64	0,000	***	6,514942	8,045694
δ_1	1031,564	7,047633			***	1017,751	1045,377
δ_2	1060,594	7,190566			***	1046,501	1074,687
Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 49;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = 0;							
v. Pseudo- $R^2 = 1,0000$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 43960,781$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

b. Comuni capoluogo

A causa di dati incompleti e/o mancanti, la stima del modello probit ordinato per i Comuni capoluogo di Provincia italiani *rated* da Moody's nel periodo 2004-2008 è effettuata su un sotto-campione costituito da 45 osservazioni (rispetto alle 48 complessive)⁴⁸, le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.11. Concentrandosi sulla *dummy* (MEZ), anche rispetto alle altre Agenzie, si evidenzia una non così netta preponderanza dei rating assegnati da Moody's ai Comuni capoluogo del Centro-Nord Italia (60,0%) rispetto al Mezzogiorno. Per ciò che attiene la variabile dipendente (RATING), pari in media a 18, il suo valore numerico varia tra un minimo di 15 (assegnato solo a Lecce nel biennio 2006-2007) ad un massimo di 19.

⁴⁸ Nello specifico, è stato escluso dal campione il Comune di L'Aquila nel biennio 2005-2006 per incompletezza dei dati relativi alla variabile INDL e lo stesso Comune nel 2008 per la mancata disponibilità del relativo rendiconto.

Tabella 4.11 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	17,97778	1,1963750	15	19
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,09125	0,3463997	9,587314	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,719668	0,1554829	0,321501	0,932252
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,489468	0,1492577	0,239388	0,711831
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,133763	0,3090294	-1,178246	0,276844
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,218324	0,3025265	0,018388	1,128834
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,044909	0,0185691	0,011942	0,097091
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	6,997706	0,7759608	2,961592	7,995420
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,000803	0,0301227	-0,053486	0,102784
Mezzogiorno (<i>dummy</i>)	MEZ	0,400000	0,4954337	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.12 è rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 45 osservazioni, da cui si evince che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo che in alcuni casi evidenziati in grassetto. Tuttavia, come accertato da ulteriori analisi condotte successivamente all'esclusione delle variabili in esame, ciò non provoca un problema di multicollinearità e, quindi, stime distorte.

Tabella 4.12 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	MEZ
RATING	1,0000									
PILL_log	0,8023	1,0000								
AFIN	0,3740	0,6123	1,0000							
AIMP	-0,0255	0,1312	0,6898	1,0000						
MCOR	0,2870	0,1662	0,0907	-0,0159	1,0000					
SDEB	-0,3411	-0,2099	-0,0990	-0,1349	-0,8748	1,0000				
SINT	-0,1208	0,1204	0,0688	-0,0770	-0,5466	0,4042	1,0000			
INDL_log	0,1297	0,3048	0,0946	-0,2393	-0,2325	0,2529	0,4941	1,0000		
SALD	-0,1361	-0,2159	0,0761	0,0772	-0,0186	0,0650	-0,1193	-0,1580	1,0000	
MEZ	-0,7515	-0,9368	-0,6276	-0,1567	-0,1575	0,2169	-0,0670	-0,3351	0,1852	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

Dall'applicazione del modello probit ordinato si ottengono i risultati rappresentati in Tabella 4.13. Il modello di regressione complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* molto basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. In particolare, come espresso dal valore dello *pseudo-R²*, il 45,92% del rating assegnato da Moody's ai Comuni italiani capoluogo di Provincia è spiegato dalle variabili esplicative congiuntamente considerate. Tuttavia, del set di variabili indipendenti solo cinque mostrano coefficienti statisticamente significativi: MCOR e SDEB al 99,9%, SINT al 99%, PILL_log e AIMP al 95%. Inoltre, tra le variabili

statisticamente significative, soltanto PILL_log, SINT e SDEB confermano altresì il segno atteso.

Tabella 4.13 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	6,898964	3,495720	1,97	0,048	*	0,047478	13,75045
AFIN	3,175226	3,329407	0,95	0,340		-3,350292	9,700743
AIMP	-5,509336	2,721170	-2,02	0,043	*	-10,84273	-0,175940
MCOR	-3,756717	1,104637	-3,40	0,001	***	-5,921765	-1,591670
SDEB	-3,726697	0,990875	-3,76	0,000	***	-5,668777	-1,784618
SINT	-38,37749	14,17527	-2,71	0,007	**	-66,16052	-10,59447
INDL_log	-0,019137	0,342782	-0,06	0,955		-0,690978	0,652704
SALD	1,286253	6,212217	0,21	0,836		-10,88947	13,46198
MEZ	1,476694	1,611984	-0,92	0,360		-4,636124	1,682737
δ_1	63,67912	35,18859				-5,289245	132,6475
δ_2	64,92825	35,25225				-4,164885	134,0214
δ_3	66,44946	35,42640				-2,985011	135,8839
δ_4	68,12380	35,69700				-1,841049	138,0886
Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 45;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -32,868444;							
v. Pseudo- $R^2 = 0,4592$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 75,052395$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

c. EE.LL. pooled

Includendo nel sotto-campione aggregato le 49 Province ed i 45 Comuni capoluogo di Provincia (su un totale di 48)⁴⁹ rated da Moody's nel quinquennio 2004-2008, si conduce l'analisi *ordered probit* su 94 osservazioni complessive, le cui statistiche descrittive sono espone in Tabella 4.14. Concentrandosi sulla *dummy* (PROV), si nota che il 52,1% dei rating assegnati da Moody's è rivolto alle Province italiane. Per ciò che attiene la variabile dipendente (RATING), pari in media a 18, il suo valore numerico varia tra un minimo di 15 (assegnato al Comune di Lecce nel biennio 2006-2007) ad un valore massimo di 19.

⁴⁹ Come espresso in nota 48, per incompletezza e/o assenza dei dati è stato escluso il Comune di L'Aquila per gli anni 2005, 2006 e 2008.

Tabella 4.14 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	17,84043	0,942465	15	19
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,10240	0,325987	9,573386	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,645289	0,164643	0,194533	0,932252
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,494237	0,132121	0,152927	0,713385
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,040321	0,243426	-1,178246	0,276844
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,142531	0,229600	0,004836	1,128834
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,039664	0,019566	0,001594	0,097091
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	5,896840	1,344826	1,391682	7,995420
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,018774	0,043081	-0,226606	0,102784
Provincia (<i>dummy</i>)	PROV	0,521277	0,502226	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.15 si riporta la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 94 osservazioni, da cui è evidente che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo che in alcuni casi evidenziati in grassetto che, tuttavia, non provocano problemi di multicollinearità e, conseguentemente, stime distorte.

Tabella 4.15 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	PROV
RATING	1,0000									
PILL_log	0,7130	1,0000								
AFIN	0,3962	0,5246	1,0000							
AIMP	0,0733	0,2662	0,6679	1,0000						
MCOR	0,1500	0,0510	-0,1254	-0,0204	1,0000					
SDEB	-0,2031	-0,0997	0,1273	-0,1070	-0,8671	1,0000				
SINT	-0,1595	0,1270	0,2798	0,1273	-0,4356	0,3266	1,0000			
INDL_log	0,1363	0,2113	0,4151	-0,0735	-0,4118	0,3642	0,5314	1,0000		
SALD	0,0037	-0,0031	0,2610	0,0881	-0,1199	0,1719	0,2275	0,4199	1,0000	
PROV	-0,1404	0,0329	-0,4352	0,0348	0,3698	-0,3180	-0,2583	-0,7887	-0,4019	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

Dall'applicazione del modello probit ordinato si ottengono i risultati esposti in Tabella 4.16. Il modello di regressione complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* molto basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. In particolare, come indicato dal valore dello *pseudo-R²*, il 44,37% del rating assegnato da Moody's agli EE.LL. italiani è spiegato dalle variabili esplicative congiuntamente considerate. Soltanto sei delle variabili esplicative considerate mostrano coefficienti statisticamente significativi: PILL_log al 99,9%, AIMP e SDEB al 99%, mentre AFIN, MCOR e SINT al 95%. Tuttavia, tra le variabili statisticamente significative, AIMP e MCOR non confermano il segno atteso.

Tabella 4.16 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	4,683457	0,779970	6,00	0,000	***	3,154743	6,212171
AFIN	5,094815	2,012829	2,53	0,011	*	1,149743	9,039887
AIMP	-6,701631	2,076395	-3,23	0,001	**	-10,77129	-2,631971
MCOR	-2,569256	1,104605	-2,33	0,020	*	-4,734242	-0,404270
SDEB	-3,496323	1,132157	-3,09	0,002	**	-5,715310	-1,277335
SINT	-19,42233	9,187620	-2,11	0,035	*	-37,42973	-1,414922
INDL_log	-0,343109	0,342125	-1,00	0,316		-1,013662	0,327443
SALD	0,258329	3,320491	0,08	0,938		-6,249715	6,766372
PROV	-1,125495	0,826266	-1,36	0,173		-2,744946	0,493956
δ_1	39,17295	6,325469			***	26,77526	51,57064
δ_2	40,73536	6,316445			***	28,35535	53,11536
δ_3	42,21158	6,427547			***	29,61381	54,80934
δ_4	45,20669	6,616444			***	32,23870	58,17469
Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 94;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -65,343169;							
v. Pseudo- $R^2 = 0,4437$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 88,981215$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

4.3.2. S&P's

a. Province

Nel caso delle Province italiane con rating assegnato da S&P's tra il 2004 e il 2008, la stima del modello *ordered probit* è realizzata sull'intero campione costituito da 23 osservazioni, le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.17. Ciò che preme evidenziare è come, dall'analisi della variabile *dummy* (MEZ), in media il 95,7% delle Province *rated* da S&P's appartengano al Centro-Nord Italia mentre solo il 4,3% al Mezzogiorno. Il valore numerico della variabile dipendente (RATING), mediamente pari a 17, varia tra un minimo di 16 ed un massimo di 18 (quest'ultimo assegnato, però, solo a Prato nel 2004 e nel 2005).

Tabella 4.17 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	16,91304	0,5146087	16	18
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,29008	0,1598342	9,729645	10,50124
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,624523	0,1279194	0,330788	0,818849
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,562003	0,1214632	0,302726	0,748712
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,010788	0,1476055	-0,457899	0,186699
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,100921	0,1271753	0,019222	0,583494
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,037001	0,0204473	0,012156	0,082610
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	4,993933	0,4377140	4,309176	5,692243
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,073872	0,1077568	-0,457177	0,024854
Mezzogiorno (<i>dummy</i>)	MEZ	0,043478	0,2085144	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.18 è rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 23 osservazioni, da cui si ricava che le variabili esplicative sono a volte fortemente correlate fra loro, come evidenziato in grassetto. Anche in questo caso è stato verificato che, comunque, non esiste alcun problema di multicollinearità.

Tabella 4.18 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	MEZ
RATING	1,0000									
PILL_log	0,3153	1,0000								
AFIN	-0,0165	0,6429	1,0000							
AIMP	-0,0547	0,5403	0,9666	1,0000						
MCOR	0,0516	-0,3418	-0,0913	0,0024	1,0000					
SDEB	-0,1114	0,2914	0,3336	0,2853	-0,8317	1,0000				
SINT	-0,1409	0,4768	0,6573	0,6793	-0,3846	0,5367	1,0000			
INDL_log	-0,2590	0,5792	0,5157	0,5378	-0,2607	0,3708	0,7916	1,0000		
SALD	-0,1694	-0,1532	0,2823	0,3899	0,2720	0,1425	0,1565	0,1645	1,0000	
MEZ	-0,3868	-0,7644	-0,4599	-0,4251	0,1568	-0,1400	-0,1716	-0,2906	0,1906	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

I risultati ottenuti dalla regressione *ordered probit* applicata al campione in precedenza descritto sono rappresentati in Tabella 4.19. Il modello di regressione complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* estremamente basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. Nello specifico, si ricava che il 61,06% (*pseudo-R²*) del rating assegnato da S&P's alle Province italiane è spiegato dalle variabili indipendenti congiuntamente considerate, che difatti hanno un potere esplicativo statisticamente significativo al 99,9% sulla variabile dipendente (RATING), tutte con un *p-value* inferiore a 0,001. Tuttavia, dall'esame dei risultati ottenuti, si deduce che le variabili AFIN, SDEB, SINT e SALD non confermano il segno atteso.

Tabella 4.19 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	31,06504	0,001672	18577,48	0,000	***	31,06176	31,06831
AFIN	-52,42612	0,027392	-1913,89	0,000	***	-52,47981	-52,37244
AIMP	30,91088	0,030152	1025,18	0,000	***	30,85179	30,96998
MCOR	13,08586	0,028509	458,99	0,000	***	13,02998	13,14174
SDEB	8,849676	0,061451	144,01	0,000	***	8,729234	8,970117
SINT	100,4156	0,399922	251,09	0,000	***	99,63175	101,1994
INDL_log	-9,314839	0,003536	-2633,96	0,000	***	-9,321770	-9,307908
SALD	2,942530	0,115039	25,58	0,000	***	2,717058	3,168003
MEZ	-6,191195	0,012825	-482,73	0,000	***	-6,216333	-6,166058
δ_1	259,6974	0,015347			***	259,6673	259,7275
δ_2	265,4574	0,017266			***	265,4236	265,4913
<i>Legenda: * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001.</i>							
<i>Note:</i>							
<i>i. Variabile dipendente = RATING;</i>							
<i>ii. Numero osservazioni = 23;</i>							
<i>iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;</i>							
<i>iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -6,6268618;</i>							
<i>v. Pseudo-R² = 0,6106;</i>							
<i>vi. Wald $\chi^2(9) = 9,233e+13$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.</i>							

Fonte: elaborazioni personali.

b. Comuni capoluogo

All'interno del campione composto dai 58 rating assegnati da S&P's ai Comuni capoluogo di Provincia italiani nel quinquennio 2004-2008, vi sono per l'esercizio 2008 valori anomali (ci si riferisce, in particolare, al Comune di Roma⁵⁰) che ne impongono l'eliminazione al fine di non inficiare l'analisi. Di conseguenza, la stima del modello probit ordinato è effettuata su un sotto-campione costituito da 57 osservazioni, le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.20. Andando ad osservare la variabile *dummy* (MEZ), in media S&P's assegna un rating ai Comuni capoluogo di Provincia per il 91,2% del Centro-Nord Italia. Il valore

⁵⁰ Ai sensi dell'art. 78 (rubricato "Disposizioni urgenti per Roma capitale") della Legge n. 133/2008 in conversione del Decreto Legge n. 112/2008, il Comune di Roma è stato commissariato alla data del 28 aprile 2008 e, pertanto, come indicato al comma 3 dello stesso articolo, "la gestione commissariale del comune assume, con bilancio separato rispetto a quello della gestione ordinaria, tutte le entrate di competenza e tutte le obbligazioni assunte alla data del 28 aprile 2008". Di conseguenza, il rendiconto della gestione ordinaria del Comune di Roma per l'esercizio 2008 fa riferimento al solo periodo 29/04/2008 – 31/12/2008, come riportato nella stessa delibera di approvazione adottata dal consiglio comunale con atto n. 78/2009, e per tale peculiarità si tratta, dunque, di "una gestione [anomala] che non può essere confrontabile, in termini di risultati, con i precedenti esercizi finanziari, sia per l'arco temporale che comprende e sia per gli effetti, in termini finanziari, della più volte citata separazione dei bilanci".

numerico della variabile dipendente (RATING), mediamente pari a 17, varia tra un minimo di 12 (assegnato ad Alessandria nel 2007) ed un massimo di 18.

Tabella 4.20 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	16,63158	1,396828	12	18
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,23756	0,218819	9,649442	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,731624	0,126272	0,351714	0,942383
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,471369	0,126821	0,129577	0,676668
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,091397	0,225752	-0,898375	0,154603
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,170394	0,228205	0,018388	0,957616
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,053479	0,025045	0,007869	0,116917
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	7,230859	0,573930	5,590859	8,137153
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,009863	0,019635	-0,053486	0,041915
Mezzogiorno (<i>dummy</i>)	MEZ	0,087719	0,285401	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.21 è rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 57 osservazioni, da cui si ottiene che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo che nei casi evidenziati in grassetto. In maniera analoga a quanto compiuto in precedenza, si è opportunamente provveduto a verificare che ciò non conduce, comunque, a distorsioni di stima.

Tabella 4.21 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	MEZ
RATING	1,0000									
PILL_log	0,6469	1,0000								
AFIN	0,3600	0,5101	1,0000							
AIMP	0,2339	0,2928	0,7868	1,0000						
MCOR	0,2063	-0,0950	-0,2324	-0,3116	1,0000					
SDEB	-0,3087	-0,0738	0,1860	0,1381	-0,8323	1,0000				
SINT	-0,0412	0,1795	0,0028	0,0574	-0,2070	0,0517	1,0000			
INDL_log	-0,0813	0,1343	-0,0751	0,0093	-0,1757	0,1176	0,8492	1,0000		
SALD	-0,2103	-0,2986	-0,0340	0,1187	0,0594	-0,0351	-0,1691	-0,1128	1,0000	
MEZ	-0,5894	-0,8024	-0,4243	-0,3428	0,0766	0,1388	-0,1483	-0,0041	0,2739	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

I risultati che si ottengono dall'applicazione del modello probit ordinato al campione innanzi descritto sono esposti in Tabella 4.22. Il modello di regressione *ordered probit* complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* estremamente basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. La bontà del modello (espressa dal valore dello *pseudo-R²*) è tuttavia alquanto limitata, pari a solo il 18,69%, rappresentativo della percentuale del rating assegnato da S&P's ai Comuni italiani capoluogo di Provincia che risulta essere spiegata dalle variabili congiuntamente

considerate. Del set di variabili indipendenti, inoltre, solo quella relativa al *PILL_log* ha un potere esplicativo statisticamente significativo sulla variabile dipendente (*RATING*) con un livello di confidenza del 95% e rispetta altresì il segno atteso.

Tabella 4.22 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	3,885912	1,508853	2,58	0,010	*	0,928615	6,843210
AFIN	0,567060	2,656418	0,21	0,831		-4,639423	5,773544
AIMP	1,342539	2,343153	0,57	0,567		-3,249957	5,935035
MCOR	0,701507	1,190779	0,59	0,556		-1,632376	3,035391
SDEB	-0,725615	0,831364	-0,87	0,383		-2,355059	0,903829
SINT	-6,091930	13,54910	-0,45	0,653		-32,64769	20,46383
INDL_log	-0,200443	0,629615	-0,32	0,750		-1,434466	1,033580
SALD	-8,946066	7,411792	-1,21	0,227		-23,47291	5,580781
MEZ	0,291481	0,866829	0,34	0,737		-1,407473	1,990436
δ_1	35,86138	13,45212			**	9,495703	62,22706
δ_2	36,15065	13,49136			**	9,708077	62,59322
δ_3	37,18447	13,46699			**	10,78966	63,57928
δ_4	37,37906	13,48657			**	10,94586	63,81226
δ_5	38,52306	13,61341			**	11,84127	65,20485
δ_6	39,84374	13,64118			**	13,10751	66,57997
<i>Legenda: * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001.</i>							
<i>Note:</i>							
<i>i. Variabile dipendente = RATING;</i>							
<i>ii. Numero osservazioni = 57;</i>							
<i>iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;</i>							
<i>iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -68,029725;</i>							
<i>v. Pseudo-R² = 0,1869;</i>							
<i>vi. Wald $\chi^2(9) = 63,399495$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.</i>							

Fonte: elaborazioni personali.

c. EE.LL. pooled

Nel sotto-campione degli EE.LL. italiani *rated* da S&P's tra il 2004 e il 2008 sono incluse le 23 Province ed i 57 Comuni capoluogo di Provincia italiani (sui 58 complessivamente assegnati)⁵¹, per un totale di 80 osservazioni, le cui statistiche descrittive sono sintetizzate in Tabella 4.23. Dall'osservazione della *dummy* (*PROV*), si evidenzia per S&P's una netta preponderanza di assegnazione del rating a Comuni capoluogo (in media, per il 71,3%) anziché Province. Il valore numerico della variabile dipendente (*RATING*), mediamente pari a 17, varia tra un minimo di 12 (assegnato al solo Comune di Alessandria nel 2007) ed un valore massimo di 18.

⁵¹ Come esplicitato in nota 50, dall'analisi è stato escluso il Comune di Roma per anomalie gestionali dovute al commissariamento del 2008.

Tabella 4.23 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	16,71250	1,213779	12	18
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,25266	0,204029	9,649442	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,700832	0,135051	0,330788	0,942383
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,497426	0,131201	0,129577	0,748712
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,068222	0,208666	-0,898375	0,186699
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,150421	0,205963	0,018388	0,957616
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,048742	0,024847	0,007869	0,116916
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	6,587743	1,151013	4,309176	8,137153
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,028265	0,066006	-0,457177	0,041915
Provincia (<i>dummy</i>)	PROV	0,287500	0,455452	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.24 è riprodotta la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 80 osservazioni, da cui si ricava che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo nei casi evidenziati in grassetto. Analogamente a quanto esposto in precedenza, è stato ad ogni modo verificato che tale situazione non provoca distorsioni nelle stime.

Tabella 4.24 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	PROV
RATING	1,0000									
PILL_log	0,6075	1,0000								
AFIN	0,2346	0,4531	1,0000							
AIMP	0,2117	0,3612	0,6265	1,0000						
MCOR	0,2049	-0,1103	-0,2472	-0,1752	1,0000					
SDEB	-0,3034	-0,0409	0,2464	0,1020	-0,8354	1,0000				
SINT	-0,0795	0,1877	0,2536	0,0887	-0,2755	0,1633	1,0000			
INDL_log	-0,1382	-0,0048	0,3466	-0,2226	-0,2425	0,2063	0,6389	1,0000		
SALD	-0,1303	-0,1739	0,2744	0,0494	0,0233	0,0997	0,1560	0,4075	1,0000	
PROV	0,1056	0,1172	-0,3612	0,3146	0,1759	-0,1536	-0,3020	-0,8851	-0,4417	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

Dall'applicazione del modello probit ordinato al campione in precedenza descritto si ottengono i risultati esposti in Tabella 4.25. Il modello probit ordinato complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* estremamente basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. Tuttavia, la bontà del modello (espressa dallo *pseudo-R²*) è limitata a solo il 17,80%, che rappresenta la percentuale del rating assegnato da S&P's agli EE.LL. italiani spiegata dalle variabili esplicative congiuntamente considerate. Inoltre, anche in questo caso solo la variabile relativa al PILL_log ha un potere esplicativo statisticamente significativo sulla variabile

dipendente (RATING) con un livello di confidenza del 99,9% e rispetta altresì il segno atteso.

Tabella 4.25 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	4,319743	1,018752	4,24	0,000	***	2,323026	6,316460
AFIN	-0,532948	2,512554	-0,21	0,832		-5,457463	4,391567
AIMP	0,895514	1,939823	0,46	0,644		-2,906469	4,697497
MCOR	0,814031	1,111652	0,73	0,464		-1,364766	2,992829
SDEB	-0,371226	0,876155	-0,42	0,672		-2,088458	1,346007
SINT	-1,275941	11,39656	-0,11	0,911		-23,61278	21,06090
INDL_log	-0,584147	0,538907	-1,08	0,278		-1,640386	0,472092
SALD	-0,843389	1,292027	-0,65	0,514		-3,375716	1,688936
PROV	-1,718401	1,252515	-1,37	0,170		-4,173286	0,736484
δ_1	36,59970	7,914103			***	21,08835	52,11106
δ_2	36,87088	7,918977			***	21,34997	52,39179
δ_3	37,81411	8,065448			***	22,00612	53,62209
δ_4	37,98696	8,106070			***	22,09936	53,87457
δ_5	39,24340	8,247335			***	23,07892	55,40788
δ_6	40,88341	8,279820			***	24,65526	57,11155
Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 80;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -87,947547;							
v. Pseudo- $R^2 = 0,1780$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 64,602847$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

4.3.3. Fitch

a. Province

Per le Province italiane *rated* da Fitch negli anni dal 2004 al 2008, la stima del modello probit ordinato è effettuata sull'intero campione costituito da 64 osservazioni, le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.26 ove dall'ultima riga si evince che, in media, solo il 18,8% delle Province a cui Fitch assegna un rating appartengono al Mezzogiorno d'Italia. Per quanto attiene la variabile dipendente (RATING), mediamente pari a 18, il suo valore numerico varia tra un minimo di 16 ad un massimo di 19 (assegnato solo alle Province di Como e Grosseto nel 2005).

Tabella 4.26 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	17,51563	0,7764835	16	19
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,16571	0,2189381	9,587314	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,574699	0,1402222	0,240698	0,849446
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,480975	0,1416465	0,190291	0,748712
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,000241	0,1518745	-0,556838	0,414043
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,108347	0,1305573	0,023877	0,630609
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,050047	0,0215282	0,012246	0,099713
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	5,306869	0,3577937	4,624278	5,988489
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,033203	0,0674557	-0,292380	0,184637
Mezzogiorno (<i>dummy</i>)	MEZ	0,187500	0,3933979	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.27 è poi rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 64 osservazioni, da cui si ricava che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo che in alcuni casi evidenziati in grassetto. Ciò nonostante, è stato accertato che non esiste un problema di multicollinearità che potrebbe inficiare le stime.

Tabella 4.27 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	MEZ
RATING	1,0000									
PILL_log	0,4199	1,0000								
AFIN	0,0189	0,3800	1,0000							
AIMP	-0,0550	0,2876	0,8953	1,0000						
MCOR	-0,0084	-0,1720	-0,1537	-0,2287	1,0000					
SDEB	-0,0376	0,1345	0,2552	0,2144	-0,8219	1,0000				
SINT	-0,5487	-0,0131	0,4958	0,5783	-0,1842	0,1100	1,0000			
INDL_log	-0,4258	0,0804	0,2135	0,1247	-0,2464	0,2249	0,7080	1,0000		
SALD	-0,4258	-0,2781	-0,0145	0,0454	0,2052	0,0873	-0,0365	-0,1478	1,0000	
MEZ	-0,7372	-0,7334	-0,0891	-0,0445	0,2097	-0,1154	0,4582	0,2556	0,1615	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

I risultati della regressione probit ordinata applicata al campione precedentemente descritto sono esposti in Tabella 4.28. Il modello complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* molto basso (inferiore a 0,001) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. In particolare, il 40,03% (come indicato dallo *pseudo-R²*) del rating assegnato da Fitch alle Province italiane è spiegato dalle variabili esplicative congiuntamente considerate, delle quali soltanto PILL_log, AFIN e MEZ risultano statisticamente significative, con un livello di confidenza rispettivamente del 95%, 90% e 99,9%. Tuttavia, si osserva come il coefficiente della variabile PILL_log non rispetti il segno atteso.

Tabella 4.28 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	-2,144363	1,084662	-1,98	0,048	**	-4,270261	-0,018466
AFIN	6,517199	3,329673	1,96	0,050	*	-0,008839	13,04324
AIMP	-5,135443	4,258792	-1,21	0,228		-13,48252	3,211636
MCOR	-0,880575	2,626059	-0,34	0,737		-6,027556	4,266406
SDEB	-1,823151	2,937902	-0,62	0,535		-7,581334	3,935032
SINT	-8,744452	23,19898	-0,38	0,706		-54,21363	36,72472
INDL_log	-1,104147	1,047790	-1,05	0,292		-3,157777	0,949483
SALD	-0,438189	2,719755	-0,16	0,872		-5,768812	4,892433
MEZ	-3,641549	0,906518	-4,02	0,000	***	-5,418292	-1,864806
δ_1	-29,71900	12,02230			**	-53,28228	-6,155716
δ_2	-27,89909	11,89698			**	-51,21674	-4,581440
δ_3	-24,97498	11,85999			**	-48,22014	-1,729827
Legenda: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 64;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -39,675198;							
v. Pseudo- $R^2 = 0,4003$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 98,657924$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

b. Comuni capoluogo

Nonostante si disponga di tutti i dati di bilancio, a causa di anomalie⁵² che avrebbero potuto compromettere il buon esito dell'analisi, la stima del modello probit ordinato per i Comuni capoluogo di Provincia *rated* da Fitch nel periodo 2004-2008 è effettuata su un campione costituito da 73 osservazioni (sulle 77 complessive), le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.29. Dalla lettura della *dummy* (MEZ) si nota come, in media, il 79,5% dei Comuni capoluogo a cui Fitch assegna un rating appartengono al Centro-Nord Italia. Per quanto concerne, invece, la variabile dipendente (RATING), pari mediamente a 18, il suo valore numerico varia tra un minimo di 14 (assegnato a Foggia nel 2008) ed un massimo di 21 (assegnato a Bolzano nel 2007 e nel 2008), ovviamente senza tener conto del Comune di Taranto a cui Fitch assegna C nel 2006, D nel 2007 e RD nel 2008.

⁵² Tali *outliers* riguardano, nello specifico, i Comuni di Roma per l'anno 2008 (in quanto commissariata, come in precedenza riportato) e Taranto per il triennio dal 2006 al 2008 (vista la peculiarità del rating assegnato).

Tabella 4.29 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	17,93151	1,261929	14	21
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,17399	0,250028	9,590156	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,671318	0,173287	0,313628	0,942383
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,402974	0,155556	0,111185	0,721327
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,041269	0,217218	-0,990799	0,354499
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,146510	0,203241	0,004419	1,054364
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,043612	0,024943	0,001682	0,116917
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	7,034502	0,716309	4,517197	8,137153
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,014145	0,037082	-0,165858	0,077508
Mezzogiorno (<i>dummy</i>)	MEZ	0,205479	0,406848	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.30 è rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 73 osservazioni, da cui si evince che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo che nei casi evidenziati in grassetto. Tuttavia, è stato verificato da successive analisi che ciò non conduce a stime distorte derivanti da un problema di multicollinearità.

Tabella 4.30 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	MEZ
RATING	1,0000									
PILL_log	0,7061	1,0000								
AFIN	-0,2855	0,1065	1,0000							
AIMP	-0,4408	-0,2208	0,6888	1,0000						
MCOR	0,0310	-0,0490	-0,2548	-0,3848	1,0000					
SDEB	-0,0842	-0,0043	0,3031	0,2542	-0,8005	1,0000				
SINT	-0,1618	0,1688	0,2287	0,2699	-0,2917	0,0849	1,0000			
INDL_log	-0,0305	0,1146	0,0446	0,1375	-0,3941	0,2472	0,7903	1,0000		
SALD	0,0069	-0,0492	0,0817	-0,0457	-0,0369	0,1101	-0,0346	-0,0537	1,0000	
MEZ	-0,6215	-0,7806	-0,1888	0,1317	0,1042	-0,0108	-0,1276	-0,1412	0,0594	1,0000

Fonte: elaborazioni personali.

I risultati che si ottengono dall'applicazione del modello probit ordinato al campione innanzi descritto sono esposti in Tabella 4.31. Il modello di regressione *ordered probit* complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* estremamente basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. In particolare, come evidenziato dallo *pseudo-R²*, il 43,43% del rating assegnato da Fitch ai Comuni italiani capoluogo di Provincia è spiegato dalle variabili esplicative congiuntamente considerate. Del set di variabili indipendenti selezionate, quattro risultano avere un potere esplicativo statisticamente significativo sulla variabile dipendente (RATING); in particolare, PILL_log, AFIN e SINT hanno un *p-value* inferiore a 0,001 e quindi

rifiuto l'ipotesi nulla con un livello di confidenza del 99,9%; invece, la variabile MCOR è significativa al 95%. Tuttavia, il coefficiente delle variabili AFIN e MCOR non conferma il segno atteso.

Tabella 4.31 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	6,814311	1,444018	4,72	0,000	***	3,984087	9,644535
AFIN	-4,805774	1,372094	-3,50	0,000	***	-7,495030	-2,116518
AIMP	1,033980	1,382985	0,75	0,455		-1,676621	3,744581
MCOR	-1,725827	0,808379	-2,13	0,033	*	-3,310221	-0,141434
SDEB	-1,194549	0,755639	-1,58	0,114		-2,675576	0,286477
SINT	-43,40722	11,18413	-3,88	0,000	***	-65,32772	-21,48673
INDL_log	0,469245	0,387525	1,21	0,226		-0,290291	1,228781
SALD	4,373836	3,031741	1,44	0,149		-1,568267	10,31594
MEZ	-0,517376	0,680569	-0,76	0,447		-1,851269	0,816515
δ_1	62,65040	15,13558			***	32,98521	92,31558
δ_2	63,30595	15,22513			***	33,46524	93,14666
δ_3	65,03569	15,49297			***	34,67003	95,40136
δ_4	65,99291	15,71191			***	35,19813	96,78768
δ_5	69,56676	16,02686			***	38,15470	100,9788
δ_6	70,32921	16,06199			***	38,84829	101,8101
δ_7	71,60209	16,11565			***	40,01600	103,1882
Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 73;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -56,993571;							
v. Pseudo- $R^2 = 0,4343$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 68,325046$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

c. EE.LL. pooled

Malgrado la completa disponibilità dei dati di bilancio relativi agli EE.LL. rated da Fitch nell'intervallo di riferimento 2004-2008, per la stima del modello *ordered probit* nel sotto-campione *pooled* sono stati esclusi alcuni *outliers* per non inficiare l'analisi⁵³. Di conseguenza, le osservazioni complessivamente considerate sono 137, rappresentate da tutte le 64 Province con rating e da 73 Comuni capoluogo sui 77 *rated*, le cui statistiche descrittive sono schematizzate in Tabella 4.32. Osservando la *dummy* (PROV), si evidenzia come, in media, il 46,7% dei rating assegnati da Fitch agli EE.LL. italiani è riferito a Province. Per quanto attiene, invece, la variabile

⁵³ In particolare, come indicato in nota 52, le osservazioni eliminate riguardano i Comuni di Roma per il 2008 e Taranto per il triennio 2006-2008.

dipendente (RATING), pari mediamente a 18, il suo valore numerico varia tra un minimo di 14 (assegnato al Comune di Foggia nel 2008) ed un massimo di 21 (assegnato al Comune di Bolzano nel 2007 e nel 2008), ovviamente senza tener conto del basso rating assegnato al Comune di Taranto e, per tale ragione, eliminato dalle analisi.

Tabella 4.32 – Le statistiche descrittive del campione.

Variabile	Simbolo	Media	Deviazione Standard	Min	Max
Rating (variabile dipendente)	RATING	17,73723	1,079693	14	21
PIL locale pro-capite (log)	PILL_log	10,17012	0,235197	9,587314	10,59441
Autonomia finanziaria (%)	AFIN	0,626182	0,165367	0,240698	0,942383
Autonomia impositiva (%)	AIMP	0,439413	0,153722	0,111185	0,748712
Saldo gestione corrente (%)	MCOR	-0,022103	0,189964	-0,990799	0,414043
Spesa per rimborso prestiti (%)	SDEB	0,128682	0,173578	0,004419	1,054364
Spesa per indebitamento (%)	SINT	0,046618	0,023547	0,001682	0,116917
Indebitamento locale pro-capite (log)	INDL_log	6,227432	1,038924	4,517197	8,137153
Avanzo/Fabbisogno finanziario (%)	SALD	-0,023048	0,054101	-0,292380	0,184637
Provincia (<i>dummy</i>)	PROV	0,467153	0,500751	0	1

Fonte: elaborazioni personali.

In Tabella 4.33 è rappresentata la matrice di correlazione delle variabili di *input* ed *output*, calcolata su 137 osservazioni, da cui è possibile notare che le variabili esplicative non sono in genere fortemente correlate fra loro, salvo nei casi evidenziati in grassetto. Tuttavia, attraverso successive analisi, si dimostra che ciò non conduce a distorsioni di stima derivanti da un problema di multicollinearità.

Tabella 4.33 – La matrice di correlazione delle variabili.

	RATING	PILL_log	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL_log	SALD	PROV
RATING	1,000									
PILL_log	0,5981	1,000								
AFIN	-0,1234	0,2069	1,000							
AIMP	-0,3419	-0,0160	0,6364	1,000						
MCOR	-0,0012	-0,0927	-0,2415	-0,2863	1,000					
SDEB	-0,0492	0,0427	0,3045	0,2003	-0,8082	1,000				
SINT	-0,2996	0,0930	0,2724	0,4136	-0,2346	0,0757	1,000			
INDL_log	0,0988	0,0711	0,2895	-0,1425	-0,2860	0,2243	0,2949	1,000		
SALD	-0,0010	-0,1654	0,0756	-0,0374	0,0604	0,1041	-0,0567	0,1041	1,000	
PROV	-0,1929	-0,0176	-0,2926	0,2541	0,1082	-0,1101	0,1368	-0,8327	-0,1764	1,000

Fonte: elaborazioni personali.

Dall'applicazione del modello *ordered probit* al campione in precedenza descritto si ottengono i risultati presentati in Tabella 4.34. Il modello complessivamente considerato è statisticamente significativo poiché, testando l'ipotesi nulla ($R^2 = 0$) con il test Wald chi-quadro, risulta un *p-value* molto basso ($< 0,001$) e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla. In particolare, come indicato dal valore dello *pseudo-R²*, il

31,35% del rating assegnato da Fitch agli EE.LL. italiani è spiegato dalle variabili esplicative congiuntamente considerate. Quattro variabili su nove risultano essere statisticamente significative: PILL_log e SINT con un livello di confidenza del 99,9%, mentre MCOR e SDEB sono significative al 99%. Tuttavia, il coefficiente della sola variabile MCOR non conferma il segno atteso.

Tabella 4.34 – I risultati del modello probit ordinato.

RATING	Coeff. ($\hat{\beta}$)	Robust Standard Error	z	p-value		Intervallo di confidenza al 95%	
PILL_log	4,692375	0,696331	6,74	0,000	***	3,327590	6,057159
AFIN	-1,186450	1,060574	-1,12	0,263		-3,265136	0,892237
AIMP	-0,867562	1,011401	-0,86	0,391		-2,849871	1,114746
MCOR	-2,042752	0,753227	-2,71	0,007	**	-3,519050	-0,566454
SDEB	-2,233262	0,712123	-3,14	0,002	**	-3,628998	-0,837527
SINT	-30,80286	6,842252	-4,5	0,000	***	-44,21343	-17,39229
INDL_log	0,246894	0,260465	0,95	0,343		-0,263609	0,757397
SALD	3,196272	1,960533	1,63	0,103		-0,646301	7,038845
PROV	-0,051036	0,559263	-0,09	0,927		-1,147171	1,045098
δ_1	42,35294	7,228876			***	28,18461	56,52128
δ_2	42,87670	7,267975			***	28,63173	57,12167
δ_3	44,41800	7,381387			***	29,95075	58,88525
δ_4	45,52004	7,394692			***	31,02671	60,01337
δ_5	48,22945	7,526351			***	33,47807	62,98082
δ_6	48,82624	7,517662			***	34,09189	63,56059
δ_7	49,78707	7,552935			***	34,98359	64,59055
Legenda: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.							
Note:							
i. Variabile dipendente = RATING;							
ii. Numero osservazioni = 137;							
iii. Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità;							
iv. Funzione di Log-verosimiglianza stimata = -122,37369;							
v. Pseudo- $R^2 = 0,3135$;							
vi. Wald $\chi^2(9) = 113,70426$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$.							

Fonte: elaborazioni personali.

4.4. Conclusioni

Dalle analisi condotte, i cui risultati sono stati in precedenza esposti, appare evidente che, sia tra le diverse Agenzie di rating sia tra Comuni e Province all'interno di una stessa Agenzia, i fattori economico-finanziari che determinano il *sub-sovereign credit rating* per gli EE.LL. italiani non sono esattamente equivalenti, a dimostrazione degli elementi distintivi evidenziati in letteratura (Liu & Tan, 2009; Al-Sakka & Ap Gwilym, 2010), vale a dire:

- il peso relativo assegnato a ciascuna delle variabili determinanti il rating;

- l'importanza attribuita alle variabili qualitative;
- le variazioni dei pesi assegnati alle diverse variabili nel tempo.

Tuttavia, poste le dovute cautele nella generalizzazione dei risultati ottenuti a causa della bassa numerosità delle osservazioni campionarie, è possibile delineare fin da ora i fattori che, in accordo con le attese teoriche, incidono in maggior misura sul rating sub-sovrano assegnato.

In particolare, per quanto attiene le analisi disaggregate (distinte per Province e Comuni capoluogo *rated* da una stessa Agenzia in maniera da coglierne le peculiarità di valutazione) ci si riferisce all'indicatore del PIL locale pro-capite (PILL_log), il quale risulta essere statisticamente significativo in tutte e sei le regressioni *ordered probit* sviluppate e in precedenza descritte, benché in una (specificatamente, quella relativa alle Province con rating assegnato da Fitch) si evidenzia la non corrispondenza con il segno atteso.

Ad un livello successivo si collocano l'indicatore della spesa per indebitamento (SINT), l'indice di autonomia finanziaria (AFIN) e il saldo della gestione corrente (MCOR), tutti statisticamente significativi in quattro casi su sei; tuttavia, per le Province *rated* da S&P's il coefficiente della variabile SINT non risulta conforme al segno atteso, così come quello di AFIN nello stesso caso oltre che per i Comuni con rating assegnato da Fitch; inoltre, in quest'ultima analisi anche MCOR non rispetta il segno atteso, così come per i Comuni *rated* da Moody's.

A loro volta, l'indice di autonomia impositiva, l'indicatore della spesa per rimborso prestiti e la variabile *dummy* (AIMP, SDEB e MEZ, rispettivamente) mostrano coefficienti statisticamente significativi in tre delle analisi *probit* svolte. Tuttavia, con riferimento ai segni dei relativi coefficienti, AIMP e MEZ non sono conformi alle attese, rispettivamente, per i Comuni e le Province con rating assegnati da Moody's; SDEB non rispetta il segno atteso sia per le Province *rated* da Moody's sia per quelle *rated* da S&P's.

Infine, le variabili rappresentative del livello di indebitamento locale pro-capite e del saldo netto da finanziare (INDL_log e SALD, rispettivamente) sono entrambe statisticamente significative in due casi su sei, ma in uno di questi non risultano corrispondenti alle attese per quanto riguarda il segno; nello specifico, INDL_log è di segno contrario a quello atteso nel caso delle Province *rated* da Moody's, mentre SALD per quelle *rated* da S&P's.

Con riferimento alle singole Agenzie, inoltre, rileva notare come per le Province i cui rating sono assegnati da Moody's e S&P's si ottengano le maggiori evidenze empiriche: infatti, risultano significative dal punto di vista statistico tutte le variabili (*dummy* inclusa) selezionate, benché non venga sempre rispettato il segno atteso. Tuttavia, si rammenta che i risultati ottenuti vanno colti con estrema cautela, stante la limitatezza del numero di osservazioni costituenti i campioni di indagine che non consente di poter pervenire a conclusioni generalizzabili.

Con riferimento, invece, alle tre analisi condotte sui sotto-campioni *pooled* (composti dagli EE.LL. *rated* da una stessa Agenzia, senza operare alcuna distinzione tra Provincia e Comune capoluogo, proprio allo scopo di aumentare la numerosità campionaria) e in analogia con quanto ottenuto dalle analisi disaggregate, si ricava che l'indicatore *PILL_log* appare statisticamente significativo e di segno atteso per tutte e tre le Agenzie. Pertanto, come teoricamente supposto e suffragato dalle analisi empiriche condotte in letteratura, il rating assegnato agli Enti Locali dipende positivamente dal PIL locale pro-capite.

Le variabili riferite al saldo della gestione corrente (*MCOR*), alla spesa per rimborso prestiti (*SDEB*) ed a quella per indebitamento (*SINT*) risultano, a loro volta, significative dal punto di vista statistico nei sotto-campioni *pooled* di Moody's e Fitch; per entrambe le Agenzie, però, *MCOR* assume segno contrario a quello atteso. Di conseguenza, coerentemente con le attese teoriche e le evidenze empiriche di ricerche precedenti, il rating assegnato dipende negativamente dagli indicatori di spesa per rimborso prestiti e per indebitamento degli EE.LL., mentre dalle analisi condotte non risulta confermata la dipendenza positiva del rating dal saldo della gestione corrente.

Inoltre, per Moody's anche gli indici di autonomia finanziaria e impositiva (*AFIN* e *AIMP*, rispettivamente) si rivelano statisticamente significativi, nonostante il secondo indicatore non sia corrispondente alle attese teoriche per quanto riguarda il segno. Si può, dunque, concludere che il rating dipende altresì positivamente dall'indicatore di autonomia finanziaria, come teoricamente atteso ed empiricamente dimostrato in letteratura.

Infine, contrariamente alle attese teoriche e alle evidenze empiriche riscontrate in letteratura, il livello di indebitamento locale pro-capite nonché il rapporto tra saldo netto da finanziare ed entrate totali (*INDL_log* e *SALD*, rispettivamente) non risultano essere mai significativi dal punto di vista statistico.

Le evidenze empiriche confermano, dunque, in parte le attese teoriche, evidenziando altresì le divergenze di valutazione (c.dd. *split ratings*) tra le diverse Agenzie riscontrate in letteratura che, insieme ai differenti pesi assegnati agli indicatori quantitativi considerati nell'analisi empirica condotta, consentono di porre evidenti dubbi circa l'effettiva bontà e accuratezza dei giudizi assegnati dalle Agenzie, per tale via opinabili e passibili di ulteriori approfondimenti. In ogni caso, poi, bisogna tener conto del fatto che anche il processo di assegnazione del rating agli Enti Locali si compone di una essenziale valutazione qualitativa, nel presente lavoro trascurata.

Quarta Parte
CONCLUSIONI E PROSPETTIVE FUTURE
DELLA RICERCA

CAPITOLO QUINTO

Conclusioni, limiti, implicazioni e sviluppi futuri della ricerca

5.1. Introduzione

In generale, per “rating” si intende una opinione indipendente sulla capacità di un emittente di onorare per intero e puntualmente le proprie obbligazioni finanziarie. Il Nuovo Accordo di Basilea sui requisiti patrimoniali, noto come Basilea II, ha reso ancora più importante disporre di un rating per le controparti di operazioni finanziarie, inclusi gli Enti Locali.

Secondo il metodo standardizzato, infatti, le banche possono utilizzare i rating assegnati da Agenzie internazionali riconosciute (come Moody’s, S&P’s e Fitch) per determinare i coefficienti minimi patrimoniali a fronte del rischio di credito. Rating migliori permettono all’istituto finanziatore di applicare minori coefficienti patrimoniali, a beneficio di un minore costo del finanziamento per l’Ente Locale.

I rating esterni possono, inoltre, essere utilizzati come parametro di riferimento per i modelli di valutazione della solvibilità dei debitori (c.dd. “*credit scoring*”) sviluppati internamente dalle banche di maggiori dimensioni che operano secondo il metodo c.d. *internal rating based* (IRB).

L’ampiezza e la profondità dell’analisi delle Agenzie specializzate, basata su fattori sia quantitativi che qualitativi, insieme all’impostazione prospettica delle metodologie impiegate, soggette a continue verifiche e periodici aggiornamenti, fanno sì che i rating esterni rappresentino un prezioso parametro per la valutazione del merito di credito delle controparti.

D’altra parte, le recenti turbolenze dei mercati finanziari hanno messo sotto accusa le stesse Agenzie di rating (la cui esistenza si giustifica essenzialmente per la soluzione dei problemi di agenzia e di informazione asimmetrica), evidenziandone la scarsa affidabilità ed i limiti ad esse associati, sia in termini di conflitto d’interesse ed incentivi sia nello svolgimento della loro attività, *ex post* anziché *ex ante*. Si rende, pertanto, necessaria una riforma del settore oltre che una appropriata verifica dei giudizi di rating assegnati, per evitare che si verifichino in futuro errori di

valutazione tali da provocare conseguenze negative simili a quelle recentemente patite (Resti, 2010).

In risposta alla crisi, poi, entro la fine del 2012 dovrebbero entrare in vigore le nuove regole proposte dal Comitato di Basilea sui requisiti patrimoniali delle banche (riforma nota come Basilea III) volte, da un lato, a rafforzare l'adeguatezza del capitale e, dall'altro, a gestire in modo più adeguato la liquidità, con la finalità principale di rendere il settore finanziario più stabile.

Il tema di ricerca sviluppato ha tratto spunto da alcuni dati di partenza, quali: la tradizionale problematicità della valutazione dei bisogni finanziari degli Enti Locali; l'assenza in Italia di sistemi di rating interni standard e automatizzati riferiti a tale tipologia di controparte nella prassi bancaria; una valutazione di fatto basata su quella svolta dalle Agenzie di rating (ove presente, in forma *solicited* o *unsolicited*⁵⁴ ovvero, rispettivamente, su richiesta o meno dello stesso Ente) per gli EE.LL. di maggiori dimensioni; la riscontrata inefficienza dei rating esterni forniti dalle Agenzie specializzate nel valutare le controparti, sia pubbliche che private; le stesse disposizioni della Banca d'Italia e del Comitato di Basilea, secondo cui le banche devono comunque procedere a verificare al proprio interno le valutazioni assegnate dalle Agenzie esterne.

Visto l'aumento dell'operatività delle banche in questo settore nonché dei rischi associati, ma soprattutto l'assenza di rating ufficiali assegnati dalle Agenzie per la maggior parte degli EE.LL. italiani, appare difatti necessario per le banche sviluppare internamente metodologie e tecniche di valutazione del merito di credito di tali operatori.

Obiettivo generale del lavoro di tesi è stato, dunque, analizzare il processo di valutazione del merito di credito degli Enti Locali italiani adottato dalle Agenzie di rating, in maniera da poter traslare in futuro l'esperienza delle stesse in un modello di analisi interno alle banche. La ricerca si è mossa lungo tre direttrici principali, finalizzate a fornire una risposta alle *research questions* richiamate nella parte introduttiva del lavoro e sviluppate nel corso dei precedenti Capitoli, le cui conclusioni generali con i principali limiti sono di seguito riepilogate. Al termine, si evidenziano alcune implicazioni teorico-operative e gli sviluppi futuri della ricerca.

⁵⁴ Per un approfondimento delle Agenzie stesse sul dibattito relativo all'impiego dei rating *unsolicited*, si rinvia al contributo di Fitch (2006c). Si vedano, altresì, le recenti proposte del Comitato di Basilea (2009b).

5.2. Conclusioni generali e principali limiti

Ai fini di un'accurata indagine sul merito di credito di una controparte, oltre all'analisi qualitativa anche quella quantitativa, pur con tutte le imperfezioni dei relativi modelli, assume una certa importanza essenzialmente sotto due aspetti: da un lato, i modelli quantitativi sono in grado di evidenziare gli indicatori statisticamente rilevanti nello spiegare il giudizio di rating attribuito ad una controparte; dall'altro, consentono di ottenere una prima indicazione sul merito di credito delle controparti *not rated*.

Tra i principali filoni di ricerca che si sono sviluppati sul fenomeno dei rating, quello volto a studiarne la loro componente quantitativa ricopre quindi un ruolo centrale, soprattutto con riferimento al mercato statunitense. L'idea comune a tali lavori è quella di utilizzare i giudizi delle Agenzie specializzate come variabile dipendente e ricercare una relazione significativa con un determinato set di variabili esplicative (generalmente, indicatori di bilancio).

A seconda della tipologia di controparte analizzata, gli studi concernenti la misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative possono essere classificati in tre macro-aree: Paesi sovrani (ed altre Autorità locali), banche, società industriali. La *review* della letteratura esplicitata nel *Capitolo Secondo* ha riguardato esclusivamente la prima categoria di controparte, oggetto specifico della ricerca, ed è stata suddivisa in macro-filoni d'indagine attinenti i *municipal bond rating*, i *sovereign credit rating* oppure i *sub-sovereign credit rating*; sono stati poi analizzati i contributi relativi al confronto fra le differenti metodologie quantitative di misurazione del *country risk*.

Uno dei problemi maggiormente riscontrati nell'analisi condotta ha riguardato la confusione generata dalla mancanza di una netta distinzione tra rating-paese e rating-sovrani. Difatti, sia in letteratura sia nella prassi, *country risk* e *sovereign risk* sono talvolta impropriamente utilizzati come sinonimi, mentre si tratta di due tipologie di rischio distinte ancorché correlate. La letteratura esaminata, seppur adottando indistintamente l'una o l'altra definizione, si riferisce solitamente al *country rating*.

Superando tale limite, nel corso della trattazione l'analisi è stata concentrata unicamente sul *sovereign credit rating*, o meglio su ciò che El Daher (1999) ha identificato con *sub-sovereign credit rating*, ovvero la valutazione del merito di credito degli enti sub-sovrani, apportando un contributo innovativo alla letteratura

esistente posto che sono limitati gli studi relativi alla valutazione delle determinanti del rating sub-sovrano. Ci si riferisce, in particolare, alle analisi di Cheung (1996) sui rating assegnati da S&P's alle Province canadesi nel periodo 1970-1995 e di Gaillard (2006, 2009) sui rating assegnati da Moody's e S&P's ai *local and regional governments* (LRGs) non statunitensi nell'intervallo temporale 1996-2005, oltre alla *review* condotta da Liu & Tan (2009) in cui vengono comparate le metodologie del *sub-sovereign credit rating* utilizzate da Moody's, S&P's e Fitch.

Al fine di traslare in un modello di analisi interno alla banca l'esperienza delle Agenzie di rating, con riferimento alla valutazione del merito di credito degli Enti Locali, è stato ritenuto necessario dapprima comprendere le metodologie dalle stesse impiegate. A tal fine, nel corso del *Capitolo Terzo*, dopo aver definito con esattezza i rischi sovrano e sub-sovrano, sono state esaminate le metodologie ufficiali di valutazione del *sovereign risk* e del *sub-sovereign risk* impiegate dalle Agenzie internazionali, identificandone analogie e differenze.

L'approccio condiviso consiste nel derivare il giudizio finale da una matrice di fattori quantitativi e qualitativi che includono elementi politici, economici, finanziari, fiscali e istituzionali. Prescindendo dalle componenti qualitative, la conoscenza sia delle principali variabili quantitative utilizzate sia delle eventuali differenze di valutazione riscontrate tra Agenzie diverse, consente alla banca anzitutto di valutare in maniera migliore la posizione creditizia di un ente sub-nazionale e, quindi, di proseguire con l'implementazione di un adeguato processo di valutazione interna.

Le differenze emerse tra un'Agenzia e l'altra sono, dunque, rappresentate dal peso relativo assegnato a ciascuna delle variabili che incidono sul rating, dall'importanza attribuita alle variabili qualitative e dalle variazioni dei pesi assegnati alle diverse variabili nel tempo.

Sulla base dei contributi empirici esaminati, soprattutto in relazione al tema della misurazione dei rating sub-nazionali in funzione di variabili quantitative, nonché degli elementi di valutazione del rischio sub-sovrano adottati dalle Agenzie specializzate, il *Capitolo Quarto* è stato dedicato ad un'analisi empirica atta ad identificare le determinanti del *sub-sovereign credit rating* in Italia, al fine di poter mutuare le metodologie adottate dalle Agenzie nei processi di valutazione del merito di credito delle banche. È stato, pertanto, impiegato un modello probit ordinato multinomiale per stimare la relazione tra gli oltre 310 rating sub-sovrani italiani complessivamente assegnati da Moody's, S&P's e Fitch tra il 2004 e il 2008 ed otto

indicatori di natura economico-finanziaria, opportunamente selezionati tra quelli tradizionalmente utilizzati dalle Agenzie.

Oltre ad integrare la scarsa letteratura esistente al riguardo, l'originalità della ricerca si evince essenzialmente dall'impiego dei rating assegnati da tutte e tre le Agenzie internazionali agli Enti Locali italiani, mettendo così in evidenza, da un lato, le determinanti del *sub-sovereign rating* per ciascuna Agenzia e, dall'altro, le differenze nei criteri di valutazione tra Agenzie diverse.

I risultati dell'analisi empirica sono stati distinti in tre sotto-campioni relativi a ciascuna delle Agenzie di rating: a sua volta, ciascun sotto-campione è stato inizialmente disaggregato a seconda che il rating fosse assegnato a una Provincia o un Comune capoluogo, al fine di cogliere le peculiarità nelle valutazioni adottate dalle singole Agenzie sulla base della tipologia di Ente Locale; successivamente, allo scopo di aumentare la numerosità delle osservazioni per ciascun campione in maniera da giungere a risultati statisticamente robusti e generalizzabili, è stata operata un'aggregazione (*pooling*) degli EE.LL. *rated* da una stessa Agenzia, anche alla luce delle metodologie applicate dalle stesse e riferite in generale a *local and regional governments* (LRGs), senza alcuna distinzione.

Dalle analisi condotte è risultato evidente che, sia tra le diverse Agenzie di rating sia tra Comuni e Province all'interno di una stessa Agenzia, i fattori economico-finanziari che determinano il *sub-sovereign credit rating* per gli Enti Locali italiani non sono esattamente equivalenti, a dimostrazione degli elementi distintivi evidenziati in letteratura (Liu & Tan, 2009; Al-Sakka & Ap Gwilym, 2010), vale a dire il peso relativo assegnato a ciascuna delle variabili determinanti il rating, l'importanza attribuita alle variabili qualitative e le variazioni dei pesi assegnati alle diverse variabili nel tempo. Nello specifico, le minori disuguaglianze (c.dd. *split ratings*) tra Agenzie sono state riscontrate tra Moody's e Fitch (con il 55% di rating identici e il resto difforme di solo 1 *notch*), mentre tra Moody's e S&P's le valutazioni sono apparse sempre divergenti, con differenze anche di 3 *notches* (per il 10,3%). Invece, tra S&P's e Fitch le divergenze di valutazione sono risultate al limite pari a solo 1 *notch* (per il 56,5%).

Ad ogni modo, poste le dovute cautele nella generalizzazione dei risultati ottenuti a causa della bassa numerosità delle osservazioni campionarie, è possibile delineare fin da ora i fattori che, in accordo con le attese teoriche, sembrano incidere in maggior misura sul rating sub-sovrano assegnato, limitando la trattazione che segue alle

analisi condotte sui sotto-campioni *pooled*, ovvero composti dagli EE.LL. *rated* da una stessa Agenzia, senza operare alcuna distinzione tra Provincia e Comune capoluogo, proprio allo scopo di aumentare la numerosità campionaria.

Riguardo alle determinanti del *sub-sovereign credit rating* in Italia, dalle analisi condotte a livello aggregato emerge che solo l'indicatore macro-economico rappresentativo del PIL locale pro-capite risulta essere statisticamente significativo (al 99,9%) e di segno atteso per tutte e tre le Agenzie, mentre altre variabili di natura strutturale e comportamentale (ovvero, saldo della gestione corrente, spesa per rimborso prestiti, spesa per indebitamento, indici di autonomia finanziaria e impositiva) appaiono significative solo per Moody's e/o Fitch, ma a volte non rispettano il segno atteso. Invece, contrariamente alle attese teoriche e alle evidenze empiriche emergenti in letteratura, il livello di indebitamento locale pro-capite nonché il rapporto tra saldo netto da finanziare ed entrate totali non risultano essere mai significativi dal punto di vista statistico.

In definitiva, tenuto altresì conto dei limiti del lavoro in precedenza sottolineati, le evidenze empiriche rilevate attraverso l'analisi condotta nel *Capitolo Quarto* confermano in parte le attese teoriche, evidenziando altresì le divergenze di valutazione tra le diverse Agenzie riscontrate in letteratura che, insieme ai differenti pesi assegnati agli indicatori quantitativi considerati, consentono di porre evidenti dubbi circa l'effettiva bontà e accuratezza dei giudizi assegnati dalle Agenzie, per tale via opinabili e passibili di ulteriori approfondimenti. In ogni caso, poi, è necessario considerare che anche il processo di assegnazione del rating agli Enti Locali si compone di una essenziale valutazione qualitativa, nel presente lavoro trascurata.

5.3. Implicazioni teoriche ed operative

Alla luce delle evidenze empiriche innanzi enunciate, lo studio condotto contribuisce ad arricchire lo stato dell'arte sulla c.d. *public finance*, con spunti di ricerca che offrono implicazioni anche di carattere operativo per l'attività delle banche operanti in tale mercato. Mentre da tempo diverse banche italiane hanno implementato metodologie interne per il calcolo del rating per quanto riguarda il segmento imprese, ancora poca attenzione è stata dedicata alla valutazione interna delle amministrazioni pubbliche. Di fatto, per gli Enti di maggiori dimensioni la valutazione è basata sul

giudizio espresso dalle Agenzie di rating, ma la stessa Banca d'Italia dispone che le banche debbano comunque procedere a verificare al proprio interno le valutazioni assegnate dalle Agenzie esterne, come recentemente ribadito anche in Basilea III.

Visto l'aumento dell'operatività delle banche in questo settore nonché dei rischi associati, ma soprattutto l'assenza di rating ufficiali assegnati dalle Agenzie per la maggior parte degli EE.LL. italiani, è quindi necessario sviluppare metodologie e tecniche di valutazione del merito di credito di tali operatori.

Interessanti prospettive future della ricerca condotta attengono, pertanto, la predisposizione e lo sviluppo di un algoritmo matematico che consenta di pervenire ad un modello teorico di determinazione del rating interno per la controparte pubblica, fino a giungere ad un vero e proprio *software* di valutazione interna del merito di credito degli Enti Locali (anche *unrated*) che possa essere efficientemente ed efficacemente utilizzato dalle banche, sia *ex-ante* al fine di un'analisi pre-affidamento dell'Ente, ma anche quale controllo post-affidamento che permetta di ottenere positive ricadute socio-economiche desumibili in una maggiore adeguatezza delle valutazioni sul merito creditizio degli EE.LL. affidati, tramutandosi in una conseguente riduzione, rispetto al passato, delle perdite su crediti eventualmente sopportate a causa di valutazioni rivelatesi *ex-post* inadeguate.

5.4. Sviluppi futuri della ricerca

Nel presente paragrafo si evidenziano le possibili evoluzioni della ricerca condotta.

In primo luogo, al fine di aumentare la numerosità delle osservazioni campionarie per giungere a risultati statisticamente robusti e generalizzabili, si ritiene opportuno raccogliere in futuro i dati (rendiconti di bilancio e rating esterni assegnati) necessari ad un *upgrading* temporale dell'analisi empirica innanzi presentata.

Un ulteriore passo in avanti consiste nel verificare eventuali difformità nei risultati ottenuti attraverso uno studio realizzato in modo pressoché analogo seppur con una differenza importante: associando nel modello probit ordinato a ciascun *sub-sovereign rating* assegnato nell'anno t gli indicatori economico-finanziari ricavabili dal bilancio riferito all'anno $t-1$.

Infine, allo scopo di conoscere le grandezze degli effetti di ciascuna delle variabili esplicative statisticamente significative sulla variabile dipendente espressa dal rating, appare altresì utile calcolare il corrispondente effetto marginale.

Bibliografia

- Afonso A. (2003, Spring). "Understanding the determinants of sovereign debt ratings: Evidence for the two leading agencies", in *Journal of Economics and Finance*, 27/1: 56-74.
- Afonso A., Gomes P., Rother P. (2006, December). "Ordered response models for sovereign debt ratings", in *ISEG-UTL Economics Working Paper* n. 34/2006/DE/UECE.
- Al-Sakka R., Ap Gwylim O. (2010, June). "Split sovereign ratings and rating migrations in emerging economies", in *Emerging Markets Review*, 11/2: 79-97.
- Altman E. I., Katz S. (1976). "Statistical bond rating classification using financial and accounting data", in Schiff M., Sorter G. H. (Eds.), *Proceedings of the conference on topical research in accounting*, New York: New York University Press, pp. 205-239.
- Arellano M. (2003). *Panel Data Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Baltagi B. H., Griffin J. M. (1984, October). "Short and long run effects in pooled models", in *International Economic Review*, 25/3: 631-645.
- Baltagi B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data. Third edition*, Chichester (UK): John Wiley & Sons.
- Banca d'Italia (2006). *Nuove disposizioni di vigilanza prudenziale per le banche – Circolare n. 263 del 27 dicembre 2006*, www.bancaditalia.it.
- Basel Committee on Banking Supervision (2006, June). *International convergence of capital measurement and capital standards, a revised framework. Comprehensive version*, Bank of International Settlements, www.bis.org.
- Basel Committee on Banking Supervision (2009a, December). *International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring*, Consultative Document, Bank of International Settlements, www.bis.org.
- Basel Committee on Banking Supervision (2009b, December). *Strengthening the resilience of the banking sector*, Consultative Document, Bank of International Settlements, www.bis.org.
- Bennell J. A., Crabbe D., Thomas S., Ap Gwylim O. (2006, April). "Modelling sovereign credit ratings: neural networks versus ordered probit", in *Expert Systems with Applications*, 30/3: 415-425.

- Bhatia A. V. (2002, October). "Sovereign credit ratings methodology: an evaluation", in *International Monetary Fund (IMF) Working Papers*, n. 02/170.
- Bissoondoyal-Bheenick E., Brooks R., Yip A. Y. N. (2006). "Determinants of sovereign ratings: a comparison of case-based reasoning and ordered probit approaches", in *Global Finance Journal*, 17: 136-154.
- Borsch-Supan A., Hajivassiliou V. (1993, August). "Smooth unbiased multivariate probability simulators for maximum likelihood estimation of limited dependent variable models", in *Journal of Econometrics*, 58/3: 347-368.
- Bouchet M. H., Clark E., Gros Lambert B. (2003). *Country risk assessment. A guide to global investment strategy*, New York: John Wiley & Sons.
- Cantor R., Packer F. (1996, October). "Determinants and impact of sovereign credit ratings", in *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 2/2: 37-53.
- Capeci J. (1991, December). "Credit risk, credit ratings, and municipal bond yields: a panel study", in *National Tax Journal*, 44/4: 41-56.
- Carleton W. T., Lerner E. M. (1969, November). "Statistical credit scoring of municipal bonds", in *Journal of Money, Credit and Banking*, 1/4: 750-764.
- Carosio G. (2010). "Indagine conoscitiva sulle problematiche relative all'applicazione dell'Accordo di Basilea 2", Audizione del Vice Direttore Generale della Banca d'Italia dinanzi alla Commissione Finanze della Camera dei Deputati, 11 marzo 2010, www.bancaditalia.it.
- Cheung S. (1996, April). "Provincial credit ratings in Canada: an ordered probit analysis", in *Bank of Canada Working Paper*, n. 96/6.
- Cluff G. S., Farnham P. G. (1984). "Standard & Poor's vs. Moody's: which city characteristics influence municipal bond ratings?", in *Quarterly Review of Economics and Business*, 24/3: 72-94.
- Cluff G. S., Farnham P. G. (1985, December). "A problem of discrete choice: Moody's municipal bond ratings", in *Journal of Economics and Business*, 37/4: 277-302.
- Commissione delle Comunità Europee (2006). *Direttiva 2006/48/CE del Parlamento europeo e del Consiglio del 14 giugno 2006 relativa all'accesso all'attività degli enti creditizi e al suo esercizio (CRD)*.

- Commissione delle Comunità Europee (2006). *Direttiva 2006/49/CE del Parlamento europeo e del Consiglio del 14 giugno 2006 relativa all'adeguatezza patrimoniale delle imprese di investimento e degli enti creditizi* (CAD).
- Cooper J. C. B. (1999, December). "Artificial neural networks versus multivariate statistics: an application from economics", in *Journal of Applied Statistics*, 26/8: 909-921.
- Copeland R. M., Ingram R. W. (1982, Autumn). "The association between municipal accounting information and bond rating changes", in *Journal of Accounting Research*, 20/2: 275-289.
- Cosset J. C., Roy J. (1991, First Quarter). "The determinants of country risk ratings", in *Journal of International Business Studies*, 22/1: 135-142.
- Cosset J. C., Roy J. (1994). "Predicting country risk ratings using artificial neural networks", in Whinston A., Johnson J. D. (Eds.), *Advances in artificial intelligence in economics, finance, and management*, Greenwich (UK): JAI Press, pp. 141-157.
- Cranford B. K., Stover R. D. (1988, November). "Interest yields, credit ratings, and economic characteristics of State bonds. A comment", in *Journal of Money, Credit and Banking*, 20/4: 691-695.
- Cruces J. J. (2006, March). "Statistical properties of country credit ratings", in *Emerging Markets Review*, 7/1: 27-51.
- Daniels H., Kamp B., Verkooijen W. (1997, November). "Applications of neural networks to house pricing and bond rating", in *Tilburg University, Center for Economic Research, Discussion Papers*, n. 96.
- Decreto legislativo n. 267 del 18 agosto 2000, *Testo unico delle leggi sull'ordinamento degli enti locali* (TUEL), in *Gazzetta Ufficiale* 28 settembre 2000, n. 227.
- Dutta S., Shekhar S. (1988, July), "Bond rating: a non-conservative application of neural networks", in *Proceedings of the IEEE international conference on Neural Networks*, 2: 443-450.
- El Daher S. (1999, July). "Credit ratings – An introduction (and the case of sub-sovereign ratings)", in *World Bank Infrastructure Notes*, n. 21106.
- Erb C. B., Harvey C. R., Viskanta T. E. (1995, Winter). "Country risk and global equity selection", in *Journal of Portfolio Management*, 21/2: 74-83.

- Feder G., Uy L. V. (1985, Spring). “The determinants of international creditworthiness and their policy implications”, in *Journal of Policy Modeling*, 7/1: 133-157.
- Feng D., Gouriéroux C., Jasiak J. (2008, January). “The ordered qualitative model for credit rating transitions”, in *Journal of Empirical Finance*, 15/1: 111-130.
- Ferri G., Liu L. G., Stiglitz J. E. (1999). “The procyclical role of rating agencies: evidence from the East Asian crisis”, in *Economic Notes*, 28/3: 335-355.
- Fioramanti M. (2006, October). “Predicting sovereign debt crises using artificial neural networks: a comparative approach”, in *ISAE Working Papers*, n. 72.
- Fitch Ratings (2005a, June). *Municipalities in Europe: the impact of the institutional framework on performance*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2005b, November). *Sovereign rating outlook and watch study*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2005c, December). *Sovereign issuer default and recovery ratings*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2006a, February). *Sovereign rating transition and default study*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2006b, April). *European local and regional governments: credit quality strong but challenges ahead*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2006c, August). *Unsolicited ratings and Basel II*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2006d, September). *Issuer default and recovery ratings: frequently asked questions*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2006e, October). *International rating methodology for local and regional governments*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2007a, February). *Sovereign rating transition and default study (1995-2006)*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2007b, October). *Sovereign rating methodology*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2007c, November). *Euro area country ceiling update*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2008a, January). *European local and regional governments outlook 2008*, Special Report, www.fitchratings.com.

- Fitch Ratings (2008b, February). *Institutional framework of Italian subnationals*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2008c, July). *International rating methodology for local and regional governments*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2008d, September). *Country ceilings*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2008e, October). *Sovereign implications of the financial crisis*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2008f, December). *European local and regional governments outlook 2009*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2009a, March). *Sovereign 2008 transition and default study*, Credit Market Research, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2009b, May). *Default, transition, and recovery: 2008 default and transition study for international local and regional governments*, Credit Market Research, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2009c, June). *Rating subnationals above the sovereign in the Euro Area*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2009d, October). *Sovereign rating methodology*, Criteria Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2009e, December). *European local and regional governments outlook 2010*, Special Report, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2010a, March). *International public finance 2009 transition and default study*, Credit Market Research, www.fitchratings.com.
- Fitch Ratings (2010b, March). *Sovereign 2009 transition and default study*, Credit Market Research, www.fitchratings.com.
- Gaillard N. (2006, April). "Determinants of Moody's and S&P's subsovereign credit ratings", in *Chaire Finances Internationales Working Papers*.
- Gaillard N. (2009, September). "The determinants of Moody's sub-sovereign ratings", in *International Research Journal of Finance and Economics*, 31: 194-209.
- Greene W. H. (2003). *Econometric analysis. Fifth edition*, New Jersey: Prentice Hall.
- Haque N. U., Kumar M. S., Mark N., Mathieson D. J. (1996, January). "The economic content of indicators of developing country creditworthiness", in *International Monetary Fund (IMF) Working Papers*, n. 96/9.

- Hastie L. K. (1972, June). "Determinants of municipal bond yields", in *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7/3: 1729-1748.
- Horrigan J. O. (1966). "The determination of long-term credit standing with financial ratios", in *Journal of Accounting Research, Empirical Research in Accounting: Selected Studies*, 4/1: 44-62.
- Hu Y. T., Kiesel R., Perraudin W. (2002, July). "The estimation of transition matrices for sovereign credit ratings", in *Journal of Banking and Finance*, 26/7: 1383-1406.
- Kaminsky G., Schmukler S. L. (2002). "Emerging market instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns?", in *World Bank Economic Review*, 16/2: 171-195.
- Kaplan R. S., Urwitz G. (1979, April). "Statistical models of bond ratings: a methodological inquiry", in *Journal of Business*, 52/2: 231-261.
- Lee K. C., Han I., Kwon Y. (1996, September). "Hybrid neural network models for bankruptcy predictions", in *Decision Support Systems*, 18/1: 63-72.
- Lee S. H. (1993, April). "Are the credit ratings assigned by bankers based on the willingness of LDC borrowers to repay?", in *Journal of Development Economics*, 40/2: 349-359.
- Liu L., Tan K. S. (2009, August). "Subnational credit rating: a comparative review", in *World Bank Policy Research Working Paper*, n. 5013.
- Liu P., Thakor A. V. (1984, August). "Interest yields, credit ratings, and economic characteristics of State bonds: an empirical analysis. A note", in *Journal of Money, Credit and Banking*, 16/3: 344-351.
- Liu P., Thakor A. V. (1988, November). "Interest yields, credit ratings, and economic characteristics of State bonds. A reply", in *Journal of Money, Credit and Banking*, 20/4: 696-697.
- Manasse P., Roubini N., Schimmelpfennig A. (2003, November). "Predicting sovereign debt crises", in *International Monetary Fund (IMF) Working Papers*, n. 03/221.
- Markham I., Ragsdale C. (1995, March). "Combining neural networks and statistical predictions to solve the classification problem in discriminant analysis", in *Decision Sciences*, 26/2: 229-242.
- McFadden D. (1974). "The measurement of urban travel demand", in *Journal of Public Economics*, 3/4: 303-328.

- Meldrum D. H. (2000, July). "Country risk and foreign direct investment", in *Business Economics*, 34: 30-37.
- Mellios C., Paget-Blanc E. (2006). "Which factors determine sovereign credit ratings?", in *European Journal of Finance*, 12/4: 361-377.
- Michel A. J. (1977, November). "Municipal bond ratings: a discriminant analysis approach", in *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12/4: 587-598.
- Moody J., Utans J. (1995). "Architecture selection strategies for neural networks: application to corporate bond rating prediction", in Refenes A. N. (Ed.), *Neural networks in the capital markets*, New York: John Wiley & Sons.
- Moody's (2001, June). *Revised country ceiling policy*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2005a, May). *L'applicazione dell'analisi di inadempienza correlata a emittenti legati alla pubblica amministrazione*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2005b, June). *Introduzione allo "Statistical Handbook" di Moody's: regioni ed enti locali non statunitensi*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2005c, July). *I rating di società emittenti europee legate allo Stato di appartenenza*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2005d, November). *Revised policy with respect to country ceilings*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2006a, May). *Revised foreign-currency ceilings to better reflect reduced risk of a payments moratorium in wake of government default*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2006b, August). *The local currency deposit ceiling*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2006c, September). *Italia: regioni ed enti locali*, Moody's Rating e Analysis, www.moodys.com.
- Moody's (2006d, November). *Applicazione dell'analisi di default congiunto a regioni ed enti locali*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2006e, December). *Sources and uses of statistical data in Moody's sovereign credit analysis*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2007, May). *Regioni ed enti locali non statunitensi*, Rating Methodology, www.moodys.com.

- Moody's (2008a, May). *Italia: regioni ed enti locali*, Moody's Rating e Analysis, www.moodys.com.
- Moody's (2008b, May). *Regioni ed enti locali non statunitensi. Aggiornamento metodologico*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2008c, August). *Sovereign defaults and interference: perspectives on government risks*, Sovereign Analytics, www.moodys.com.
- Moody's (2008d, September). *Rating migration and default rates of non-U.S. sub-sovereign debt issuers (1983-2007)*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2008e, October). *Gli enti locali italiani ed i rating Moody's*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2008f, December). *Regional and local governments: global crisis has widely diverging impact*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2008g, December). *The application of joint default analysis to regional and local governments*, Rating Methodology, www.moodys.com.
- Moody's (2009a, February). *Canadian provinces face challenging conditions*, Special Comment, www.moodys.com.
- Moody's (2009b, December). *Non-U.S. regional and local governments*, Statistical Handbook, www.moodys.com.
- Moon C.-G., Stotsky J. G. (1993, January-March). "Testing the differences between the determinants of Moody's and Standard & Poor's ratings: an application of smooth simulated maximum likelihood estimation", in *Journal of Applied Econometrics*, 8/1: 51-69.
- Mora N. (2006, July). "Sovereign credit ratings: guilty beyond reasonable doubt?", in *Journal of Banking and Finance*, 30/7: 2041-2062.
- Mulder C., Perrelli R. (2001, November). "Foreign currency credit ratings for emerging markets economies", in *International Monetary Fund (IMF) Working Papers*, n. 01/191.
- Oetzel J. M., Bettis R. A., Zenner M. (2001). "Country risk measures: how risky are they?", in *Journal of World Business*, 36/2: 128-145.
- Oral M., Kettani O., Cosset J. C., Daouas M. (1992, December). "An estimation model for country risk rating", in *International Journal of Forecasting*, 8/4: 583-593.
- Peavy J., Edgar M. (1983, June). "A multiple discriminant analysis of BHC commercial paper ratings", in *Journal of Banking and Finance*, 7/2: 161-173.

- Peavy J., Edgar M. (1984, September). "An expanded commercial paper rating scale: classification of industrial issuers", in *Journal of Business, Finance and Accounting*, 11/3: 397-407.
- Pinches G. E., Mingo K. A. (1973, March). "A multivariate analysis of industrial bond ratings", in *Journal of Finance*, 28/1: 1-18.
- Pinches G. E., Mingo K. A. (1975, March). "The role of subordination and industrial bond ratings", in *Journal of Finance*, 30/1: 201-206.
- Pogue T. F., Soldofsky R. M. (1969, June). "What's in a bond rating", in *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4/2: 201-228.
- Reinhart C. M. (2002). "Default, currency crises, and sovereign credit ratings", in *World Bank Economic Review*, 16/2: 151-170.
- Reisen H., Von Maltzan J. (1999, March). "Boom and bust and sovereign ratings", in *OECD Development Centre, Working Paper n. 148*.
- Resti A. (2010). *Who rates the raters: the future of rating agencies after the financial meltdown*, Milano: Bocconi Carefin.
- Rubinfeld D. (1973, March). "Credit ratings and the market for general obligation municipal bonds", in *National Tax Journal (pre-1986)*, 26/1: 17-27.
- Saini K. G., Bates P. S. (1984, June). "A survey of the quantitative approaches to country risk analysis", in *Journal of Banking and Finance*, 8/2: 341-356.
- Schmidt R. (1984, June). "Early warning of debt rescheduling", in *Journal of Banking and Finance*, 8/2: 357-370.
- Standard & Poor's (2006, October). *Sovereign credit ratings: a primer*, Criteria, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2007a, March). *Rating international local and regional governments: a primer*, Ratings Direct, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2007b, May). *Western European local and regional government credit survey*, Ratings Services, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2007c, June). *Sovereign ratings in Europe*, Ratings Services, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2008, March). *Rating Liquidity Assessments For Municipal Issuers*, Ratings Direct, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2009a, January). *Rating international local and regional governments*, Ratings Direct, www.standardandpoors.com.

- Standard & Poor's (2009b, February). *Default, transition, and recovery: sovereign defaults and rating transition data (2008 update)*, Ratings Direct, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2009c, March). *U.S. municipal rating transitions and defaults (1986-2009)*, Ratings Direct, www.standardandpoors.com.
- Standard & Poor's (2009d, May). *Default, transition, and recovery: 2008 default and transition study for international local and regional governments*, Ratings Direct, www.standardandpoors.com.
- Stock J. H., Watson M. W. (2007). *Introduction to Econometrics. Second edition*, Boston: Pearson- Addison Wesley.
- Treacy W. F., Carey M. S. (1998, November). "Credit risk rating at large U.S. banks", in *Federal Reserve Bulletin*, 84: 897-921.
- Wescott S. H. (1984, Spring). "Accounting numbers and socioeconomic variables as predictors of municipal general obligation bond ratings", in *Journal of Accounting Research*, 22/1: 412-423.
- West R. R. (1970, Spring). "An alternative approach to predicting corporate bond ratings", in *Journal of Accounting Research*, 8/1: 118-125.
- Wooldridge J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge: MIT Press.
- Wooldridge J. M. (2006). *Introductory econometrics. A modern approach. Third edition*, Mason: Thomson South-Western.
- Yim J., Mitchell H. (2005, January). "Comparison of country risk models: hybrid neural networks, logit models, discriminant analysis and cluster techniques", in *Expert Systems with Applications*, 28/1: 137-148.
- Veneri A. V. (2009, February). "Agenzie di rating e local and regional governments (LRGs): le determinanti del sub-sovereign credit rating in Italia", in *Credifact Discussion Paper Series*, n. 1/2009, Supplemento a *Fact&News*, 11/1: 1-48.
- Veneri A. V. (2010, April). "Le determinanti del sub-sovereign credit rating in Italia nel giudizio delle Agenzie specializzate: i risultati di un'analisi empirica", in *Credifact Discussion Paper Series*, n. 2/2010, Supplemento a *Fact&News*, 12/2: 1-52.
- Verbeek M. (2006). *Econometria*, Bologna: Zanichelli.

Appendice

Tabella I – La misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative: *review* della letteratura sui *municipal bond rating*.

Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Carleton & Lerner (1969)	Analisi discriminante.	Due campioni casuali di <i>municipal bond</i> americani (uno di 491 titoli, l'altro 200) scelti fra quelli <i>rated</i> da Moody's nel 1967.	Sviluppare un sistema statistico di <i>scoring</i> in grado di replicare i rating assegnati da Moody's.	Il sistema sviluppato non è soddisfacente: solo il 54% delle previsioni risulta corretto.
Rubinfeld (1973)	Regressione lineare.	Le 128 città nel New England ed i relativi <i>municipal bond rating</i> assegnati da Moody's nel 1970.	Valutare i fattori che determinano i rating e testare il loro impatto sul rendimento dei <i>bond</i> .	I rating pubblicati dalle agenzie influenzano in maniera indiretta i rendimenti dei <i>municipal bond</i> : l'effetto è indipendente dalla valutazione del mercato sullo <i>status</i> finanziario del comune <i>rated</i> .
Michel (1977)	Analisi discriminante.	I rating assegnati da Moody's tra il 1962 e il 1971 ai <i>municipal bond</i> di 50 città americane.	Verificare se gli indicatori finanziari utilizzati nella valutazione del rischio possono essere adottati per stimare i rating.	Le tradizionali misure di valutazione dei <i>municipal bond</i> risultano essere inefficaci nella previsione dei rating.
Copeland & Ingram (1982)	Analisi discriminante.	I 168 <i>municipal bond rating</i> assegnati da Moody's, di cui 112 hanno subito variazioni nel 1976.	Esaminare l'affidabilità degli indicatori socio-economici nel prevedere le variazioni del rating.	Tali indicatori non risultano attendibili nella previsione delle modifiche del rating assegnato.
Liu & Thakor (1984)	Regressione lineare.	I rendimenti dei <i>municipal bond</i> di 28 Stati dalla Blue List di S&P's al febbraio 1977.	Valutare l'impatto del rating sul rendimento dei <i>municipal bond</i> .	Quattro variabili economiche sono in grado di spiegare la maggior parte delle variazioni del rating ed influiscono, insieme al rating stesso ma in maniera indipendente, sui rendimenti dei <i>municipal bond</i> .
Wescott (1984)	Modello probit.	I 751 <i>municipal bond rating</i> assegnati da Moody's tra il 1975 e il 1977.	Appurare l'efficacia dell'utilizzo congiunto di variabili socio-economiche e indicatori finanziari nella previsione dei rating.	Il livello di accuratezza del modello è modesto, pari a circa il 60%.
Cluff & Farnham (1985)	Modello probit.	I 976 <i>municipal bond rating</i> assegnati da Moody's a luglio del 1977.	Esaminare i fattori che incidono sui <i>municipal bond rating</i> di Moody's.	Esiste una relazione negativa tra densità di popolazione e rating, mentre una relazione positiva tra debito pro-capite e rating

(continua)

(segue)

Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Cranford & Stover (1988)	Regressione lineare.	I rendimenti dei <i>municipal bond</i> di 28 Stati ricavati dalla Blue List di S&P's nel febbraio 1977.	Valutare l'impatto del rating sul rendimento dei <i>municipal bond</i> .	Le variazioni dei rating influenzano in maniera indiretta i rendimenti dei <i>municipal bond</i> .
Capeci (1991)	Regressione lineare, modello probit ordinato.	I rating assegnati a 136 <i>municipal bond</i> di 31 Stati da Moody's nel 1982 e nel 1987.	Esaminare la reazione del mercato alle variazioni, dirette e indirette, dei <i>municipal bond rating</i> .	Il <i>municipal bond rating</i> è positivamente correlato alla capacità fiscale dell'emittente e negativamente al suo livello di indebitamento.
Moon & Stotsky (1993)	Stima SSML (smooth simulated maximum likelihood).	Le 892 <i>municipalities</i> indebitate nel 1981, sia quelle senza rating sia quelle <i>rated</i> da Moody's e S&P's.	Esaminare le determinanti dei <i>municipal bond rating</i> di Moody's e S&P's.	Vi sono differenze statisticamente significative tra le due Agenzie (Moody's e S&P's) con riferimento ai fattori che incidono maggiormente sui <i>municipal bond rating</i> assegnati.

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella II – La misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative: review della letteratura sui *sovereign credit rating*.

Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Feder & Uy (1985)	Modello logit.	I rating assegnati a 55 PVS tra il 1979 e il 1983 da Institutional Investors.	Sviluppare una misura empirica di solvibilità dei Paesi sovrani.	Identificano per primi le determinanti del <i>country risk rating</i> .
Cosset & Roy (1991)	Modello logit.	I rating assegnati a 71 Paesi nel 1987 da Institutional Investor ed Euromoney.	Replicare i <i>country rating</i> assegnati sulla base di variabili politiche ed economiche.	Confermano l'influenza di alcune variabili economiche identificate in letteratura sul <i>country risk rating</i> .
Oral <i>et al.</i> (1992)	Modello logit.	I rating assegnati a 70 Paesi da Institutional Investors.	Sviluppare una tecnica che colleghi rating e variabili economico-politiche.	Attraverso tale nuova procedura matematica si ottengono risultati migliori rispetto ai modelli statistici tradizionali.
Lee (1993)	Regressione lineare.	I rating assegnati a 29 PVS da Institutional Investors.	Verificare se i rating possono essere spiegati attraverso una serie di variabili politiche ed economiche.	Le variabili economiche, più che quelle politiche, riescono a spiegare in maniera significativa le variazioni dei <i>credit rating</i> .
Cantor & Packer (1996)	Regressione lineare.	I rating assegnati a 49 Paesi da Moody's e S&P's nel 1995.	Verificare i fattori che incidono sui <i>sovereign credit rating</i> e il loro impatto sui <i>bond spread</i> .	Le due Agenzie di rating adottano gli stessi criteri, assegnando tuttavia pesi differenti alle diverse variabili macro-economiche. Inoltre, i rating influenzano il mercato obbligazionario.
Haque <i>et al.</i> (1996)	Regressione lineare.	I rating assegnati ad oltre 60 PVS da The Economist Intelligence Unit, Euromoney ed Institutional Investors dal 1980 al 1993.	Fornire un'analisi empirica dei fattori sociali, politici ed economici che determinano i rating dei Paesi in via di sviluppo.	Sono soprattutto le variabili macro-economiche a determinare le variazioni dei <i>country rating</i> nei Paesi in via di sviluppo.
Ferri <i>et al.</i> (1999)	Regressione lineare.	I rating assegnati da Moody's a 17 Paesi tra il 1989 e il 1998.	Dimostrare che le Agenzie di rating, per limitare i danni, hanno peggiorato la situazione asiatica.	A sostegno della natura prociclica dei <i>sovereign credit rating</i> , si dimostra come la crisi asiatica sia stata aggravata dalle Agenzie di rating con i loro eccessivi <i>downgrading</i> .
Reisen & Von Maltzan (1999)	<i>Event-study</i> .	I 152 annunci (97 dei quali relativi a Paesi emergenti) di variazioni nel rating assegnato da Moody's, S&P's e Fitch tra il 1989 e il 1997.	Verificare se le Agenzie di rating possono intensificare o moderare i cicli economici di boom e crisi nei mercati emergenti.	Nonostante i <i>sovereign rating</i> siano potenzialmente in grado di moderare l'euforia tra gli investitori nei mercati emergenti, tuttavia le Agenzie di rating hanno fallito negli ultimi dieci anni nello sfruttare questo potenziale.
Mulder & Perrelli (2001)	Regressione lineare.	I rating semestralmente assegnati da Moody's e S&P's a 25 Paesi nel periodo 1992-1999.	Verificare quali sono le variabili macro-economiche che incidono sui <i>sovereign rating</i> .	Le variazioni del rating sono causate, in particolare, dal livello degli investimenti rispetto al PIL. Benché ciò appaia giustificabile durante la crisi asiatica del 1997, successivamente le Agenzie hanno reagito in maniera eccessiva con numerosi <i>downgrading</i> .

(continua)

(segue)				
Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Oetzel <i>et al.</i> (2001)	Modello logit.	I rating assegnati fra il 1980 e il 1998 a 17 Paesi da Euromoney, Institutional Investors, International Country Risk Guide e Political Risk Services.	Verificare fino a che punto i <i>country risk rating</i> riescono a prevedere i periodi di intensa instabilità, attraverso 11 indicatori selezionati.	I risultati evidenziano come le misure di <i>country risk</i> comunemente utilizzate siano poco efficaci nel prevedere una crisi significativa.
Hu <i>et al.</i> (2002)	Modello probit ordinato.	I 487 <i>sovereign rating</i> assegnati da S&P's dal 1981 al 1998.	Stimare le matrici di transizione dei <i>sovereign credit rating</i> .	È possibile derivare le matrici di transizione dei Paesi sovrani dai tassi di <i>default</i> storici oltre che dai rating assegnati.
Kaminsky & Schmukler (2002)	Modello logit.	Le 244 variazioni del rating assegnato da Moody's, S&P's e Fitch a 16 PVS dal 1990 al 2000.	Esaminare gli effetti delle variazioni dei <i>sovereign rating</i> sui mercati finanziari dei PVS.	Le variazioni dei <i>sovereign rating</i> incidono sui mercati azionari e obbligazionari e, qualora negative, si propagano agli altri PVS. Inoltre, le stesse Agenzie contribuiscono all'instabilità finanziaria delle economie emergenti.
Reinhart (2002)	Modello probit.	I <i>sovereign rating</i> assegnati dal 1970 al 1999 da Institutional Investor (a 62 Paesi), Moody's (a 48), S&P's (a 46).	Analizzare la correlazione tra crisi valutaria e <i>default</i> ed esaminare la capacità previsionale dei <i>sovereign rating</i> .	La correlazione tra crisi e <i>default</i> è forte nei Paesi emergenti, mentre non è dimostrabile in quelli sviluppati. Inoltre, i <i>sovereign rating</i> falliscono sistematicamente nella previsione delle crisi, mentre riescono meglio in quelle dei <i>default</i> .
Afonso (2003)	Regressione lineare, modello logit, trasformazione esponenziale.	I <i>sovereign rating</i> assegnati a 81 Paesi da Moody's e S&P's nel giugno 2001.	Analizzare le determinanti di natura economica dei <i>sovereign rating</i> .	Sono sei le variabili più significative nella determinazione del <i>sovereign rating</i> : PIL pro-capite, debito estero in percentuale delle esportazioni, livello di sviluppo economico, esperienza storica di <i>default</i> , tasso di crescita reale, tasso di inflazione.
Afonso <i>et al.</i> (2006)	Modelli logit e probit ordinati, modello probit ordinato ad effetti casuali.	I <i>sovereign rating</i> assegnati a 66 Paesi da Moody's e S&P's tra il 1996 e il 2005.	Analizzare e stimare le determinanti dei <i>sovereign rating</i> .	Le determinanti più significative dei <i>sovereign rating</i> risultano essere: PIL pro-capite, crescita reale del PIL, tasso di inflazione, tasso di disoccupazione, debito pubblico, saldo fiscale, efficacia governativa, debito estero, riserve estere, saldo dei conti correnti, esperienza storica di <i>default</i> , diverse <i>dummies</i> regionali e una <i>dummy</i> per l'Unione Europea.
Bissoondoyal-Bheenick <i>et al.</i> (2006)	Modello probit ordinato, ragionamento per casi.	Le sei categorie di <i>sovereign rating</i> assegnati al 31/12/2001 da S&P's e Moody's a 94 Paesi, da Fitch a 78.	Analizzare e stimare le determinanti di natura quantitativa dei <i>sovereign rating</i> .	I due modelli generano risultati abbastanza simili; tra le variabili più significative la <i>proxy</i> relativa allo sviluppo tecnologico, oltre a variabili macro-economiche più tradizionali, quali PIL e inflazione.
(continua)				

(segue)

Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Cruces (2006)	Modello logit.	I <i>sovereign credit rating</i> assegnati da Institutional Investors fra il 1979 e il 2004.	Analizzare le proprietà statistiche dei <i>country credit rating</i> .	Nei Paesi a rischio di <i>default</i> ricorre una maggiore volatilità del rating e, soprattutto nei mercati emergenti, c'è una evidente correlazione periodica fra le variazioni del rating.
Mellios & Paget-Blanc (2006)	Regressione lineare, modello logit ordinato.	I rating assegnati a 86 Paesi al 31 dicembre 2003 da Moody's, S&P's, Fitch.	Esaminare le determinanti dei <i>sovereign rating</i> .	Dopo aver identificato le variabili esplicative attraverso un'analisi fattoriale con il metodo delle componenti principali, se ne valutano gli effetti sul rating mediante una regressione lineare e un modello logit ordinato. Si ricavano in tal modo le determinanti del <i>sovereign rating</i> , con risultati migliori ottenuti dal secondo metodo di analisi.
Mora (2006)	Regressione lineare, modello probit ordinato.	I <i>country rating</i> assegnati da Moody's e S&P's tra il 1989 e il 2001.	Verificare se realmente le Agenzie di rating hanno contribuito ad aggravare la crisi asiatica.	I rating semplicemente reagiscono ai cambiamenti, sia del mercato sia di natura macro-economica.

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella III – La misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative: *review* della letteratura sui *sub-sovereign credit rating*.

Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Cheung (1996)	Modello probit ordinato.	I rating assegnati da S&P's a 9 province del Canada fra il 1970 e il 1995.	Stimare la relazione esistente fra <i>provincial credit rating</i> e alcune variabili economiche.	Risultano significative le seguenti variabili: il rapporto debito su PIL, il grado di occupazione, il PIL provinciale, i trasferimenti federali, i ricavi provinciali.
Gaillard (2006)	Modello probit ordinato.	I rating assegnati fra il 1996 ed il 2005 a 105 (per Moody's) e 56 (per S&P's) governi regionali e locali (LRGs) non statunitensi.	Valutare le determinanti del <i>sub-sovereign rating</i> e misurare la sua dipendenza dal <i>sovereign rating</i> .	Il 41% dei cambiamenti nel <i>sub-sovereign rating</i> è stato preceduto da analoghe variazioni del relativo <i>sovereign rating</i> . Inoltre, il <i>sub-sovereign rating</i> è spiegato per oltre l'80% da tre variabili economico-finanziarie: <i>sovereign default</i> storici, PIL pro-capite, rapporto debito diretto/entrate correnti.
Gaillard (2009)	Modello probit ordinato.	I rating assegnati da Moody's fra il 1996 ed il 2005 a 105 governi regionali e locali (LRGs) non statunitensi.	Valutare le determinanti del <i>sub-sovereign rating</i> e misurare la sua dipendenza dal <i>sovereign rating</i> .	Il 41% dei cambiamenti nel <i>sub-sovereign rating</i> è stato preceduto da analoghe variazioni del relativo <i>sovereign rating</i> . Inoltre, il <i>sub-sovereign rating</i> è spiegato per oltre l'80% da tre variabili economico-finanziarie: <i>sovereign default</i> storici, PIL pro-capite, rapporto debito diretto/entrate correnti.

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella IV – La misurazione dei rating in funzione di variabili quantitative: *review* della letteratura sul confronto fra differenti metodologie quantitative di misurazione del *country risk*.

Autore/i	Tecnica utilizzata	Campione e periodo di indagine	Obiettivo	Risultati
Saini & Bates (1984)	Modelli logit/probit, analisi discriminante.	<i>Review</i> della letteratura sul tema.	Analizzare diversi studi relativi alla quantificazione del rischio-Paese attraverso modelli statistici.	Dal confronto fra modelli logit e tecniche di analisi discriminante si ottengono risultati piuttosto simili.
Schmidt (1984)	Modello logit, analisi discriminante, <i>cluster analysis</i> .	52 Paesi in via di sviluppo tra il 1974 e il 1978.	Confrontare differenti tecniche statistiche sulla capacità previsionale di rinegoziazione del debito estero.	I modelli di regressione logistica danno risultati migliori rispetto alle tecniche di analisi discriminante multipla e di <i>cluster analysis</i> .
Cosset & Roy (1994)	Modello logit, reti neurali.	76 Paesi fra il 1983 e il 1985.	Sviluppare una rete neurale artificiale per la stima dei rating.	Le previsioni del <i>country risk rating</i> risultano più accurate attraverso la tecnica delle reti neurali artificiali rispetto quella della regressione logistica.
Cooper (1999)	Modelli logit/probit, analisi discriminante, reti neurali.	70 Paesi, 22 dei quali hanno rinegoziato il debito nel 1983.	Confrontare procedure diverse per l'identificazione dei Paesi che chiedono una rinegoziazione del debito estero.	Le reti neurali artificiali rappresentano un approccio complementare alle tecniche statistiche tradizionali per la previsione delle rinegoziazioni del debito estero.
Manasse <i>et al.</i> (2003)	Modello logit, <i>tree analysis</i> .	47 Paesi emergenti tra il 1970 ed il 2002.	Sviluppare un <i>early warning system</i> (EWS) in grado di identificare le variabili associate a future crisi.	Il modello logit riesce a prevedere il 74% delle crisi con pochi falsi allarmi (previsioni di crisi non confermate), mentre la <i>tree analysis</i> prevede l'89% delle crisi ma con maggiori falsi allarmi.
Yim & Mitchell (2005)	Modelli logit/probit, analisi discriminante, <i>cluster analysis</i> e reti neurali ordinarie e ibride.	72 Paesi nel 2003.	Verificare la capacità delle reti neurali artificiali "ibride" di stimare il <i>country rating</i> rispetto alle tecniche statistiche tradizionali e alle reti neurali ordinarie.	Dal confronto fra tecniche differenti, le reti neurali ibride consentono di ottenere previsioni più accurate del <i>country risk rating</i> rispetto a quelle ottenibili da ciascuna tecnica considerata separatamente.
Bennell <i>et al.</i> (2006)	Modello probit, reti neurali.	70 Paesi tra il 1989 e il 1999.	Verificare se le reti neurali artificiali possono condurre a stime più accurate dei <i>sovereign rating</i> .	Le reti neurali artificiali sono migliori nelle previsioni dei rating sovrani rispetto al modello <i>ordered probit</i> , considerato dalla letteratura il più adatto tra gli approcci econometrici.
Fioramanti (2006)	Modello probit, reti neurali.	46 Paesi emergenti tra il 1980 ed il 2004.	Confrontare la <i>performance</i> di modelli probit e reti neurali come EWS per la previsione delle crisi.	Una rete neurale artificiale ben sviluppata può essere più performante rispetto ai tradizionali modelli parametrici (probit) e non-parametrici (EWS) nella previsione delle crisi.

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella V – I parametri chiave (qualitativi e quantitativi) impiegati da Moody’s per la determinazione del *sub-sovereign rating*.

AREA	IMPORTANZA	INDICATORI
Parametri qualitativi		
Quadro istituzionale	Vengono considerati sia i rapporti tra i diversi livelli di governo, sia le competenze ed i poteri attribuiti agli Enti Locali. Viene analizzata l'adeguatezza degli strumenti di bilancio a disposizione degli Enti Locali, il grado di flessibilità e discrezionalità loro consentito, il grado di ingerenza dell'amministrazione di livello superiore.	1. Prevedibilità, stabilità e capacità di reazione sono elementi alla base della valutazione della solidità istituzionale del sistema in risposta al mutare delle condizioni. Si considera la capacità di realizzare cambiamenti di sistema (poteri/ responsabilità) e il relativo grado di adattamento degli Enti Locali.
		2. Flessibilità di bilancio , valutata in base al grado discrezionalità esercitabile sulle entrate proprie , sulla spesa e sull' adeguatezza delle fonti di entrata a copertura delle competenze attribuite senza ricorso all'indebitamento .
Governance e management	L'analisi sul merito creditizio di un Ente Locale comprende un esame della sua struttura di governo, delle procedure di bilancio, del grado di trasparenza nella rendicontazione finanziaria e del sistema normativo preposto alla disciplina dell'attività politico-amministrativa.	3. Gestione di bilancio , ovvero la cautela nella formulazione di stime d'entrata e di spesa, nonché la capacità di conseguire o superare gli obiettivi di bilancio.
		4. Gestione del debito e degli investimenti , nella misura in cui limitino l'esposizione a rischi.
		5. Trasparenza di bilancio , ossia la puntualità, la completezza e l'affidabilità dei bilanci presentati.
		6. Capacità istituzionale di attuazione del programma di bilancio in modo puntuale e di gestione delle politiche pubbliche nel corso della legislatura, evitando situazioni di stallo ed esercizi arbitrari di potere.
Parametri quantitativi		
Contesto operativo	Si considera il grado di sviluppo istituzionale ed economico del Paese in cui opera l'Ente. Il contesto operativo si riferisce alle circostanze nazionali che possono incidere sul rischio di una crisi economica, politica o finanziaria.	7. PIL pro-capite nazionale (a parità di potere d'acquisto, in dollari USA).
		8. Volatilità del PIL (%), misurata come deviazione standard della crescita annua del PIL nominale in valuta domestica negli ultimi venti anni.
		9. Indice di Efficacia del Governo (misura la capacità di un governo di formulare e attuare politiche ed è elaborato dalla Banca Mondiale).
Fondamentali economici	La capacità di un'amministrazione locale di onorare il proprio debito dipende, tra i vari fattori, dall'adeguatezza e dall'affidabilità delle entrate future, che sono legate, almeno in parte, alla solidità dell'economia locale.	10. PIL pro-capite locale (a parità del potere di acquisto, espresso in dollari USA).
Situazione e performance finanziaria	Per mantenere l'equilibrio finanziario, un Ente Locale deve generare entrate sufficienti alla copertura delle spese correnti, delle spese in conto capitale e del servizio del debito (quota capitale ed interessi). La solidità della <i>performance</i> di bilancio di un Ente Locale è conseguenza delle decisioni prese dai <i>policy makers</i> in merito ad entrate e spese, oltre che dell'ambiente economico in cui opera.	11. Saldo corrente lordo (entrate correnti meno spese correnti al lordo degli interessi passivi) / entrate correnti (%), misura la capacità di contenimento delle spese correnti al di sotto delle relative entrate e di generazione degli avanzi necessari a copertura degli investimenti e del rimborso del debito.
		12. Saldo netto da finanziare (cassa) / entrate totali (%), rappresenta il flusso di cassa assorbito (o generato) per le attività correnti e in conto capitale, prima del rimborso del debito, e fornisce la misura dell'impatto della <i>performance</i> finanziaria sul fabbisogno complessivo. In alternativa, tale indicatore è calcolato per competenza.
		13. Avanzo netto di amministrazione (calcolato come somma del dato di cassa a fine anno e il saldo della gestione dei residui) / spese totali (%).
		14. Spesa per interessi / entrate correnti (%), poiché gli incrementi della spesa per interessi si traducono in corrispondenti riduzioni della spesa programmata o nella necessità di ricorrere a maggiori entrate, la relativa quota di entrate correnti assorbita dal pagamento degli interessi costituisce un aspetto di analisi essenziale.
Profilo di indebitamento	Comprende l'entità dell'esposizione debitoria complessiva, il relativo onere, la sua struttura e composizione, i <i>trend</i> passati e la prevedibile evoluzione. L'analisi prende in considerazione anche le disposizioni e i limiti dettati dal contesto normativo all'assunzione di nuovo debito e alle modalità di rimborso.	15. Indebitamento netto / entrate correnti (%), poiché rapportando l'indebitamento alle risorse correnti regolarmente disponibili si misura indirettamente la capacità di rimborso dell'onere relativo.
		16. Variatione quadriennale (%) del rapporto indebitamento netto / entrate correnti (se positivo, questo indicatore segnala che l'indebitamento sta crescendo in misura superiore alla capacità di rimborso).
		17. Debito diretto a breve termine / Debito diretto totale (%), permette di valutare i rischi di rifinanziamento e di tasso d'interesse su un orizzonte temporale pari a un anno.

Fonte: elaborazioni personali da Moody's (2008b).

Tabella VI – Gli indicatori quantitativi considerati da Moody’s per la determinazione del *sub-sovereign rating*.

INDICATORE	DEFINIZIONE e/o MOTIVAZIONE
Struttura e performance economiche	
1. Popolazione (in migliaia di unità)	L'evoluzione demografica (crescita della popolazione, distribuzione per età, concentrazione geografica) influisce sulla struttura delle entrate e delle spese degli enti pubblici territoriali.
2. PIL nominale (in milioni di dollari USA)	Il PIL rappresenta il parametro di riferimento utilizzato a livello internazionale per misurare la dimensione di una data economia mediante la quantificazione del valore, ai prezzi correnti, dei beni e servizi finali prodotti nell'arco di un anno.
3. PIL pro-capite (ai tassi di cambio correnti, in dollari USA)	Il PIL pro-capite offre un'indicazione di massima sulla quantità di risorse mediamente in possesso per ciascun individuo in un dato territorio.
4. PIL pro-capite in percentuale della media nazionale	Serve a stimare la <i>performance</i> economica in termini relativi e valutare la probabile incidenza dei piani di redistribuzione delle risorse sulla <i>performance</i> di bilancio degli enti territoriali.
5. PIL pro-capite (a parità di potere d'acquisto, in dollari USA)	Questo indice è calcolato moltiplicando il PIL pro-capite nazionale a parità di potere d'acquisto, espresso in dollari USA, per il PIL pro-capite in percentuale della media nazionale.
6. PIL in termini reali (variazione percentuale)	La crescita economica, misurata per mezzo della variazione percentuale annuale del PIL e adeguata all'inflazione, rappresenta una variabile fondamentale della <i>performance</i> economica.
7. Tasso di disoccupazione (%)	Tale indice è un indicatore del margine di sottoimpiego sia del potenziale produttivo che del capitale umano, nonché un segnale della pressione politica potenziale sui governi per adottare misure di stimolo dell'economia.
8. Tasso di disoccupazione nazionale (%)	Fornisce informazioni aggiuntive sulla situazione generale del mercato del lavoro nei paesi ad economia industriale avanzata.
Profilo di indebitamento	
9. Indebitamento totale (in milioni di dollari USA)	L'indicatore quantifica l'esposizione debitoria teorica massima a cui un ente locale potrebbe essere soggetto, incluso il debito di soggetti terzi ad esso collegati (debito indiretto), per effetto di garanzie esplicite, assetto proprietario o altri fattori.
10. Indebitamento netto (in milioni di dollari USA)	Rappresenta quella percentuale dell'indebitamento lordo il cui rimborso ricade direttamente sul bilancio dell'ente.
11. Indebitamento netto pro-capite (in dollari USA)	L'indice di indebitamento netto in rapporto alla popolazione offre una misurazione confrontabile su scala internazionale del livello di indebitamento degli enti pubblici territoriali, sebbene non consideri le differenze di gettito fiscale.
12. Indebitamento netto / PIL (%)	L'indebitamento netto espresso in percentuale al PIL indica l'esposizione debitoria, in termini relativi, di un dato ente pubblico territoriale in rapporto alla produzione economica locale.
13. Indebitamento netto / Entrate correnti (%)	In considerazione delle differenze tra i regimi fiscali vigenti, l'indebitamento netto espresso come una percentuale delle entrate correnti fornisce un indicatore alternativo e più preciso per analizzare l'esposizione debitoria.
14. Indebitamento netto / Entrate totali (%)	Rispetto al precedente, in questo caso al denominatore sono state aggiunte le entrate in conto capitale, per quegli enti locali che possono disporre liberamente; in tal modo, si fornisce un quadro completo del flusso di entrate che sono potenzialmente disponibili per il servizio del debito.
15. Debito diretto in valuta estera (post swap) / Debito diretto totale (%)	Questo rapporto misura l'entità del debito in valuta estera, dopo eventuali <i>swap</i> di valuta (per attenuare i rischi di cambio), espresso come una percentuale del debito diretto totale, escludendo il debito indiretto.
16. Debito diretto a breve termine / Debito diretto totale (%)	L'indebitamento diretto a breve termine comprende tutti gli strumenti di debito con scadenza inferiore a un anno, includendo anche la quota capitale in scadenza del debito a lungo termine. Gli enti locali con debito a breve termine prossimo alla scadenza sono esposti sia al rischio di accesso al mercato, sia al rischio di tasso d'interesse.
17. Debito diretto a breve termine e a tasso variabile a lungo termine / Debito diretto totale (%)	Rispetto al precedente, qui al numeratore è stato aggiunto il debito a lungo termine a tasso variabile per poter cogliere l'intero rischio di tasso di interesse in un arco di tempo che spazia dal breve al lungo termine. I valori così ricavati sono di ausilio per la valutazione delle ripercussioni che le variazioni dei tassi di interesse potrebbero generare sul servizio del debito e sui costi di rifinanziamento.
18. Durata media ponderata del debito diretto (in anni)	Oltre al rischio di tasso d'interesse, si esamina anche l'esposizione alle oscillazioni dei tassi d'interesse e al rischio di accesso al mercato, soprattutto in rapporto ai Paesi emergenti. Tale analisi si basa sul monitoraggio dell'arco di tempo necessario prima che l'indebitamento medio a carico dell'ente giunga a scadenza o sia riscattato.

(continua)

<i>(segue)</i>	
INDICATORE	DEFINIZIONE e/o MOTIVAZIONE
Performance finanziaria	
19. Entrate proprie discrezionali / Entrate correnti (%)	Nelle entrate discrezionali proprie rientrano tutte le entrate (comprese le entrate di natura tributaria ed extratributaria) sulle quali l'ente stesso possa esercitare un controllo almeno parziale. La presenza di ingenti entrate discrezionali proprie indica che l'ente locale in questione è dotato di flessibilità finanziaria per far fronte ad eventuali pressioni di bilancio.
20. Trasferimenti / Entrate correnti (%)	Nei trasferimenti rientrano tutte le entrate provenienti da enti di livello superiore, a prescindere dal fatto che si tratti di entrate a sostegno del bilancio dell'ente o di parziale finanziamento di specifiche categorie di spesa.
21. Entrate a destinazione vincolata / Entrate correnti (%)	Il numeratore si riferisce a tutti i flussi di entrata, provenienti prevalentemente da altri enti territoriali, destinati a scopi particolari, diversi dal servizio del debito, che in ultima analisi limitano la capacità degli enti locali di rimborsare il debito.
22. Spesa per interessi / Entrate correnti (%)	Poiché l'aumento degli esborsi per interessi richiede una corrispondente diminuzione delle spese programmate oppure una crescita dei flussi di entrate, si valuta quale incidenza possa avere l'andamento del servizio del debito sulla prestazione dei servizi pubblici di competenza locale e sulla solidità del bilancio nel suo complesso.
23. Servizio del debito / Entrate totali (%)	Aggiungendo al numeratore precedente le quote di capitale da rimborsare, ed inserendo al denominatore le entrate totali (che comprendono sia le entrate in conto capitale, sia i trasferimenti dalle imprese controllate e/o collegate), si ottiene il presente indicatore, che coglie l'incidenza complessiva dei pagamenti necessari al servizio del debito sulle entrate dell'ente in questione, offrendo informazioni utili per individuare eventuali pressioni di bilancio causate da un'esposizione debitoria eccessiva.
24. Saldo netto da finanziare (competenza) / Entrate totali (%)	Per gli enti che utilizzano il principio contabile della competenza (quelli in Paesi ad economia industriale avanzata), si calcola il saldo netto da finanziare di competenza, o avanzo (fabbisogno) finanziario di competenza, che misura le entrate totali (sia correnti sia in conto capitale) meno le spese totali, al lordo delle quote capitale di debito da rimborsare.
25. Saldo netto da finanziare (cassa) / Entrate totali (%)	Al numeratore si intende la liquidità generata da (o necessaria per) le attività correnti e in conto capitale, al lordo delle quote capitale di debito da rimborsare. Si rileva una maggiore diffusione dei sistemi di contabilità per cassa nei Paesi in via di sviluppo.
26. Fabbisogno finanziario lordo / Entrate totali (%)	Il fabbisogno finanziario lordo, che rispecchia l'avanzo (fabbisogno) finanziario per cassa al netto delle quote capitale di debito da rimborsare, offre una misurazione generale per valutare il fabbisogno annuo di liquidità. Se le eccedenze di cassa generate dalle attività sono sufficienti a rimborsare integralmente le quote capitale dovute, l'indice è pari a zero.
27. Spese totali pro-capite (in dollari USA)	Tale indice offre una misurazione confrontabile della dimensione economica, in termini relativi, degli enti locali.
28. Spese totali / PIL (%)	Misura in via indiretta l'incidenza approssimativa sulla produzione economica locale delle spese iscritte nel bilancio dell'ente in questione. Il suo andamento di lungo periodo evidenzia la natura espansiva o restrittiva delle politiche di bilancio poste in essere.
29. Saldo corrente primario / Entrate correnti (%)	Il saldo corrente primario misura le entrate correnti totali meno le spese correnti totali, al netto della spesa per interessi e della quota di capitale per il rimborso del debito. Con questo rapporto si misura la capacità degli enti locali di generare un saldo attivo dalla gestione corrente, che risulta poi disponibile per far fronte al servizio del debito.
30. Saldo corrente lordo / Entrate correnti (%)	Rispetto al precedente, al numeratore è stata aggiunta la spesa per interessi. Un saldo corrente lordo che sia ampiamente positivo segnala la capacità dell'ente locale di contenere le spese correnti ben al di sotto delle entrate correnti, coprire la spesa per interessi e autofinanziare la propria spesa per investimenti generando risorse di parte corrente che, unitamente alle entrate in conto capitale, limitano il ricorso all'indebitamento. Al contrario, quando il margine corrente lordo è contenuto è evidente la presenza di vincoli strutturali che limitano la capacità dell'ente locale in questione di far fronte al fabbisogno di investimenti senza dover ricorrere all'assunzione di nuovi prestiti.
31. Saldo corrente netto / Entrate correnti (%)	Rispetto al precedente, al numeratore è stata aggiunta la spesa per il rimborso della quota capitale di ammortamento del debito. Per gli enti locali che non procedono periodicamente al rifinanziamento del debito giunto in scadenza, i saldi correnti netti che risultano positivi segnalano una forte capacità di autofinanziamento.
32. Indice di autofinanziamento	Tale indice viene calcolato riportando al numeratore la somma del saldo corrente lordo e delle entrate in conto capitale, mentre al denominatore si inserisce la spesa in conto capitale. Se l'indice di autofinanziamento presenta un valore inferiore a uno, ne consegue la necessità di far ricorso all'indebitamento per far fronte ai fabbisogni di bilancio.
33. Spesa per investimenti / Spese totali (%)	Questo rapporto offre un'indicazione sull'evoluzione della spesa in conto capitale.
34. Differenza tra il tasso medio di crescita (CAGR) sugli ultimi cinque anni delle entrate totali e delle spese totali (%)	La capacità degli enti di mantenere nel lungo periodo la crescita delle spese in linea con le entrate è fondamentale per evitare squilibri di bilancio di natura strutturale. L'indicatore è calcolato sottraendo il tasso composto di crescita annua (<i>compound annual growth rate</i> o CAGR) delle spese a 5 anni dal tasso composto di crescita annua delle entrate a 5 anni. Se è positivo la crescita delle entrate ha ecceduto le spese, preservando l'equilibrio di bilancio. Al contrario, si è avuta un'erosione dell'equilibrio di bilancio.
35. Avanzo netto di amministrazione / Spese totali (%)	Per avanzo netto di amministrazione si intende la somma degli attivi correnti (disponibilità liquide, attività quasi liquide, titoli negoziabili a breve termine, attivi finanziari di pronto realizzo, crediti commerciali) meno le passività correnti (debiti a breve termine, debiti commerciali). Questo rapporto consente una visione puntuale della posizione di liquidità degli enti locali, fornendo altresì indicazioni sull'eventuale necessità di ricorrere al mercato nel breve periodo.

Fonte: elaborazioni personali da Moody's (2008b).

Tabella VII – Issuer rating e relativa trasformazione numerica delle Province italiane rated al 31 dicembre 2004-2008.

n.	Provincia	Moody's												
		Rating					Indicatore numerico							
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008			
1	Ancona													
2	Arezzo	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	18	18	18	18	18	18	18	18
3	Avellino													
4	Bologna	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	18	18	18	18	18	18	18	18
5	Brescia													
6	Chieti													
7	Como													
8	Firenze	-	-	-	-	Aa3	-	-	-	-	-	-	-	18
9	Foggia	-	A2	A2	A2	A2	-	16	16	16	16	16	16	16
10	Genova	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	18	18	18	18	18	18	18	18
11	Grosseto													
12	Lecce													
13	Milano	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	18	18	18	18	18	18	18	18
14	Napoli	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	18	18	18	18	18	18	18	18
15	Palermo	A1	A1	A1	-	-	17	17	17	17	-	-	-	-
16	Perugia													
17	Pescara													
18	Prato													
19	Ravenna													
20	Rieti	A1	-	-	A1	A1	17	-	-	-	17	17	17	17
21	Rimini	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	-	18	18	18	18	18	18	18	-
22	Roma													
23	Savona													
24	Torino	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	18	18	18	18	18	18	18	18
25	Trapani													
26	Treviso	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	-	18	18	18	18	18	18	18	-
27	Udine													

(continua)

<i>(segue)</i>											
n.	Provincia	Moody's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
28	Varese										
29	Venezia										
30	Vicenza										
31	Viterbo										
n.	Provincia	S&P's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
1	Ancona	A	A	A+	A+	A+	16	16	17	17	17
2	Arezzo										
3	Avellino	A	-	-	-	-	16	-	-	-	-
4	Bologna	A+	A+	A+	A+	A+	17	17	17	17	17
5	Brescia										
6	Chieti										
7	Como										
8	Firenze										
9	Foggia										
10	Genova										
11	Grosseto										
12	Lecce										
13	Milano										
14	Napoli										
15	Palermo										
16	Perugia										
17	Pescara										
18	Prato	AA-	AA-	A+	A+	A+	18	18	17	17	17
19	Ravenna										
20	Rieti										

(continua)

<i>(segue)</i>											
n.	Provincia	S&P's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
21	Rimini										
22	Roma	A+	A+	A+	A+	A+	17	17	17	17	
23	Savona										
24	Torino										
25	Trapani										
26	Treviso										
27	Udine										
28	Varese										
29	Venezia										
30	Vicenza	A+	A	-	-	-	17	16	-	-	
31	Viterbo										
n.	Provincia	Fitch									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
1	Ancona										
2	Arezzo										
3	Avellino										
4	Bologna										
5	Brescia	-	-	A+	A+	A	-	-	17	17	
6	Chieti	A	A	A	A	-	16	16	16	16	
7	Como	-	AA	AA-	AA-	AA-	-	19	18	18	
8	Firenze	-	-	-	-	AA-	-	-	-	18	
9	Foggia										
10	Genova										
11	Grosseto	-	AA	AA-	AA-	AA-	-	19	18	18	
12	Lecce	-	A+	A+	A+	A+	-	17	17	17	
13	Milano	-	-	AA-	AA-	AA-	-	-	18	18	

(continua)

<i>(segue)</i>											
n.	Provincia	Fitch									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
14	Napoli										
15	Palermo										
16	Perugia	-	-	-	A+	A+	-	-	-	17	17
17	Pescara	-	-	-	A	A	-	-	-	16	16
18	Prato										
19	Ravenna	A+	A+	-	-	-	17	17	-	-	-
20	Rieti										
21	Rimini										
22	Roma	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
23	Savona	-	AA-	AA-	AA-	AA-	-	18	18	18	18
24	Torino										
25	Trapani	-	-	-	A	A	-	-	-	16	16
26	Treviso	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
27	Udine	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
28	Varese	A+	A+	A+	A+	A+	17	17	17	17	17
29	Venezia	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
30	Vicenza										
31	Viterbo	-	AA-	AA-	AA-	AA-	-	18	18	18	18

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella VIII – Issuer rating e relativa trasformazione numerica dei Comuni capoluogo di Provincia rated al 31 dicembre 2004-2008.

n.	Comune Capoluogo di Provincia	Moody's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
1	Alessandria										
2	Bari	-	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	-	18	18	18	18
3	Bologna	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	19	19	19	19	19
4	Bolzano										
5	Brescia										
6	Cagliari										
7	Catania	A2	A2	-	-	-	16	16	-	-	-
8	Como										
9	Firenze	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	19	19	19	19	19
10	Foggia										
11	Genova										
12	Gorizia										
13	L'Aquila	A1	A1	A1	A1	A1	17	17	17	17	17
14	La Spezia	A1	A1	-	-	-	17	17	-	-	-
15	Lecce	-	A2	A3	A3	-	-	16	15	15	-
16	Lecco										
17	Lucca										
18	Milano	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	Aa3	19	19	19	19	18
19	Napoli	A1	A1	A1	A1	A2	17	17	17	17	16
20	Palermo	Aa3	Aa3	-	-	-	18	18	-	-	-
21	Pescara										
22	Pisa										
23	Pistoia										
24	Prato										
25	Rimini	Aa3	Aa3	Aa3	-	-	18	18	18	-	-
26	Roma										
27	Siena	-	-	-	Aa2	Aa2	-	-	-	19	19

(continua)

<i>(segue)</i>											
n.	Comune Capoluogo di Provincia	Moody's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
28	Taranto										
29	Torino										
30	Trento										
31	Trieste										
32	Udine										
33	Venezia	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	Aa2	19	19	19	19	
34	Verona										
35	Viterbo										
n.	Comune Capoluogo di Provincia	S&P's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
1	Alessandria	A	A-	BBB	BBB-	-	16	15	13	12	-
2	Bari										
3	Bologna	AA-	AA-	A+	A+	A+	18	18	17	17	17
4	Bolzano										
5	Brescia	AA-	AA-	-	-	-	18	18	-	-	-
6	Cagliari										
7	Catania										
8	Como										
9	Firenze	AA-	AA-	A+	A+	A+	18	18	17	17	17
10	Foggia										
11	Genova	A	A	A	A	A	16	16	16	16	16
12	Gorizia										
13	L'Aquila										
14	La Spezia										
15	Lecce										
16	Lecco										

(continua)

<i>(segue)</i>											
n.	Comune Capoluogo di Provincia	S&P's									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
17	Lucca	A	A	A	A	A+	16	16	16	16	17
18	Milano	AA-	AA-	A+	A+	A+	18	18	17	17	17
19	Napoli	BBB+	BBB+	BBB+	BBB+	BBB+	14	14	14	14	14
20	Palermo										
21	Pescara										
22	Pisa										
23	Pistoia										
24	Prato	A+	A+	A+	A+	A+	17	17	17	17	17
25	Rimini										
26	Roma	AA-	AA-	A+	A+	A	18	18	17	17	16
27	Siena										
28	Taranto										
29	Torino	AA-	AA-	A+	A	A	18	18	17	16	16
30	Trento	AA-	-	-	-	-	18	-	-	-	-
31	Trieste										
32	Udine	AA-	-	-	-	-	18	-	-	-	-
33	Venezia	AA-	AA-	A+	A+	A+	18	18	17	17	17
34	Verona										
35	Viterbo										
n.	Comune Capoluogo di Provincia	Fitch									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
1	Alessandria										
2	Bari										
3	Bologna										
4	Bolzano	-	AA+	AA+	AAA	AAA	-	20	20	21	21
5	Brescia	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18

(continua)

(segue)

n.	Comune Capoluogo di Provincia	Fitch									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
6	Cagliari	-	AA	AA-	AA-	AA-	-	19	18	18	18
7	Catania										
8	Como	-	-	-	-	AA-	-	-	-	-	18
9	Firenze										
10	Foggia	-	-	A-	A-	BBB+	-	-	15	15	14
11	Genova										
12	Gorizia	-	AA	AA	AA	-	-	19	19	19	-
13	L'Aquila										
14	La Spezia										
15	Lecce	-	-	-	A	A	-	-	-	16	16
16	Lecco	-	-	AA-	AA-	AA-	-	-	18	18	18
17	Lucca										
18	Milano	-	AA	AA-	AA-	AA-	-	19	18	18	18
19	Napoli	A	A	A	A	A	16	16	16	16	16
20	Palermo										
21	Pescara	-	-	-	-	A+	-	-	-	-	17
22	Pisa	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
23	Pistoia	AA-	AA-	AA-	A+	A+	18	18	18	17	17
24	Prato										
25	Rimini										
26	Roma	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
27	Siena	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
28	Taranto	-	-	C	D	RD	-	-	2	1	1
29	Torino	-	-	-	A+	A+	-	-	-	17	17
30	Trento	-	AA+	AA+	AA+	AA+	-	20	20	20	20
31	Trieste	AA-	AA-	AA-	AA-	AA	18	18	18	18	19
32	Udine										

(continua)

<i>(segue)</i>											
n.	Comune Capoluogo di Provincia	Fitch									
		Rating					Indicatore numerico				
		2004	2005	2006	2007	2008	2004	2005	2006	2007	2008
33	Venezia										
34	Verona	AA-	AA-	AA-	AA-	AA-	18	18	18	18	18
35	Viterbo	-	-	AA-	AA-	AA-	-	-	18	18	18

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella IX – I report contenenti i valori delle variabili chiave per le Province rated al 31 dicembre 2004-2008.

Moody's										
2004										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Arezzo	18	24171,15734	0,545137876	0,486707596	0,103216917	0,038976196	0,041311666	222,1177297	0,0048741	0
Bologna	18	32224,42805	0,621860793	0,553149451	-0,080305768	0,068594143	0,02283541	134,7537851	-0,092156179	0
Genova	18	24117,7931	0,608626794	0,547016149	0,0993849	0,043470735	0,024135098	91,95387447	-0,024631505	0
Milano	18	36869,00535	0,814658142	0,653467717	0,104583084	0,057918655	0,033570028	161,2217627	-0,010195793	0
Napoli	18	15513,12134	0,534055046	0,38515143	0,266534016	0,01338934	0,008693819	22,06084937	-0,001632292	1
Palermo	17	14718,89783	0,542887398	0,518622545	0,028158563	0,021038336	0,020714467	67,41551998	-0,05739886	1
Rieti	17	21010,79606	0,368841962	0,324441343	0,046189404	0,028846535	0,031053148	157,5856039	-0,020274789	0
Rimini	18	26922,21905	0,51168846	0,476512319	0,091436253	0,042480221	0,020506083	156,5889089	0,004143536	0
Torino	18	26908,74833	0,501878869	0,442676859	0,02382816	0,038935099	0,033450021	173,7062852	-0,007914826	0
Treviso	18	27781,56458	0,846920938	0,361542702	0,115559129	0,380753341	0,012245856	217,4295888	-0,032390361	0
2005										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Arezzo	18	24448,01008	0,533455557	0,457542715	0,087974694	0,041620765	0,045005777	241,0452809	0,000358336	0
Bologna	18	33039,027	0,691633339	0,63230035	-0,030975051	0,088338334	0,031099177	142,2133251	-0,049712747	0
Foggia	16	14377,01035	0,503674153	0,482055733	0,060531053	0,047254907	0,078595479	205,1040228	-0,009820014	1
Genova	18	24774,44773	0,563623117	0,513992955	0,08263625	0,02479767	0,012682652	97,19520058	-0,008782917	0
Milano	18	36969,11036	0,818037601	0,676417124	0,020017389	0,068141066	0,047179517	170,8117832	-0,036929557	0
Napoli	18	15690,84799	0,46179844	0,427873731	0,144582887	0,014143772	0,010594056	188,1141557	-0,075754559	1
Palermo	17	15166,91413	0,5345195	0,510617642	-0,014384172	0,019735205	0,02243322	74,14123292	-0,139775129	1
Rimini	18	28045,47387	0,591186717	0,540177166	0,028894677	0,066909057	0,024714493	162,3059101	-0,019022876	0
Torino	18	27003,84141	0,539628355	0,476769826	-0,403921992	0,45892971	0,035219228	184,9090262	-0,005335238	0
Treviso	18	27643,51426	0,672400239	0,598029255	0,092597672	0,045442962	0,051227883	252,8050319	-0,050978411	0
2006										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Arezzo	18	25162,62452	0,523757138	0,441670226	-0,081420623	0,208550706	0,04176894	239,4945246	3,12906E-05	0
Bologna	18	34374,16857	0,656101787	0,591350009	-0,014333715	0,069431433	0,030151777	164,4716618	-0,03373721	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2006										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Foggia	16	14620,14303	0,542980511	0,513440914	0,074612634	0,056266733	0,085425487	209,877998	-0,024273201	1
Genova	18	24702,70932	0,574036763	0,519194392	0,066721216	0,047458459	0,017432561	104,0322527	-0,012297795	0
Milano	18	37838,48539	0,84944622	0,661529259	0,114665929	0,066054849	0,051790438	192,7085161	-0,007491534	0
Napoli	18	15825,77977	0,512277892	0,466213273	0,168458589	0,015641101	0,006673005	17,01160176	-0,05508799	1
Palermo	17	15482,07464	0,54347171	0,515270726	-0,045506731	0,022383952	0,029546239	87,5614571	-0,080751255	1
Rimini	18	28124,51124	0,591558066	0,549854782	0,033112578	0,064728484	0,027693513	156,1006086	-0,025453541	0
Torino	18	28047,84157	0,532368469	0,490299398	0,015147879	0,025733862	0,035733586	209,5060325	-0,008403228	0
Treviso	18	28448,29312	0,781366043	0,694479467	0,091301869	0,054403972	0,062017798	242,6132501	0,022163225	0
2007										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Arezzo	18	25691,88663	0,554199303	0,462353202	0,081200125	0,045914662	0,047875569	249,9133517	-0,029324959	0
Bologna	18	34856,99352	0,818848819	0,713384605	0,006501959	0,117149908	0,043511441	170,0097785	-0,006511213	0
Foggia	16	14968,58406	0,514457756	0,485064564	0,063881759	0,052811505	0,07348319	208,2837414	0,004036722	1
Genova	18	24995,88544	0,595295369	0,536146339	0,064176185	0,054405824	0,021114779	102,8866738	-0,007332117	0
Milano	18	39486,56204	0,769884156	0,616015216	0,097317342	0,058432673	0,053565332	194,2886005	-0,007581313	0
Napoli	18	16040,28611	0,498599728	0,461530342	0,035934864	0,110351823	0,008832393	5,671974735	-0,060529779	1
Rieti	17	23338,64691	0,37950744	0,330287318	0,055538389	0,032530768	0,030209443	154,3968144	0,003575628	0
Rimini	18	28777,23886	0,63230201	0,598057401	0,034410543	0,079356764	0,041826994	175,1969175	-0,008800027	0
Torino	18	28835,75221	0,558298879	0,508866538	0,019253908	0,039161645	0,048087211	227,770496	-0,004958211	0
Treviso	18	29639,15933	0,755708822	0,687241145	0,039073338	0,117951963	0,069984838	224,7243313	-0,02665514	0
2008										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Arezzo	18	27078,98	0,544767717	0,452873026	0,069892698	0,044341022	0,04568153	254,8883971	-0,060718603	0
Bologna	18	36360,72	0,650314795	0,472529694	-0,267742014	0,320567101	0,037414755	174,8287801	-0,091960796	0
Firenze	18	32595,33	0,527531742	0,396131277	-0,092938437	0,049313493	0,032635689	174,9526629	-0,226606094	0
Foggia	16	16144,4	0,308115988	0,281015279	0,22025957	0,03271512	0,042225896	208,0783954	-0,064525343	1
Genova	18	28606,64	0,425181484	0,378004671	0,136310958	0,031987186	0,01292082	106,7850916	-0,005303372	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2008										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Milano	18	39911,17	0,795142774	0,621522328	0,063779192	0,055666354	0,061951406	200,8896522	-0,027134682	0
Napoli	18	16633,83	0,52302046	0,48912492	0,206289003	0,004835595	0,001594431	4,021608945	-0,171657126	1
Rieti	17	19695,67	0,194533082	0,152926852	0,089428694	0,071572533	0,012013306	135,1193651	-0,026875551	0
Torino	18	29223,35	0,312584823	0,28074292	0,017266158	0,013941716	0,027042703	240,2519696	-0,05112708	0
S&P's										
2004										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Ancona	16	26600,54063	0,661679985	0,61752733	0,064313814	0,049464155	0,035607295	141,0304494	-0,032102064	0
Avellino	16	16808,58432	0,354649696	0,325161468	0,095416241	0,019222249	0,020907593	82,30584037	0,020328463	1
Bologna	17	32224,42805	0,621860793	0,553149451	-0,080305768	0,068594143	0,02283541	134,7537851	-0,092156179	0
Prato	18	26172,42539	0,53504081	0,483401378	0,105280971	0,021269975	0,012156202	74,65263772	-0,019335554	0
Roma	17	31524,22223	0,733580372	0,685568499	-0,457899739	0,583494099	0,082610338	231,4764364	-0,039945556	0
Vicenza	17	28793,22151	0,659427093	0,623969607	0,186699349	0,058791167	0,027243861	134,3903774	-0,027809182	0
2005										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Ancona	16	26584,66007	0,59969064	0,561980829	-0,190187411	0,253193898	0,035910581	152,0002428	-0,002820047	0
Bologna	17	33039,027	0,691633339	0,63230035	-0,030975051	0,088338334	0,031099177	142,2133251	-0,049712747	0
Prato	18	26785,66877	0,570760994	0,519578839	0,118127055	0,027418868	0,015710109	89,25542264	-0,070666027	0
Roma	17	32468,1514	0,78312274	0,724129853	0,010514707	0,110608556	0,070669427	255,2524508	-0,05450823	0
Vicenza	16	28890,03026	0,762711807	0,697532287	0,146103933	0,089053236	0,042068908	296,5579463	-0,016549915	0
2006										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Ancona	17	27914,75378	0,54316809	0,506343819	-0,002312065	0,049405999	0,030388609	171,4528641	-0,02921394	0
Bologna	17	34374,16857	0,656101787	0,591350009	-0,014333715	0,069431433	0,030151777	164,4716618	-0,03373721	0
Prato	17	27154,0787	0,587502105	0,529934591	0,075427386	0,037512282	0,017268193	77,98841835	-0,106461416	0
Roma	17	33380,55026	0,814592441	0,748712474	0,041760065	0,077517044	0,078828832	249,465036	-0,037871033	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2007										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Ancona	17	29134,14841	0,534903708	0,501093673	0,005335595	0,050370976	0,036046054	171,2201016	0,024853873	0
Bologna	17	34856,99352	0,818848819	0,713384605	0,006501959	0,117149908	0,043511441	170,0097785	-0,006511213	0
Prato	17	27888,18006	0,631324005	0,554991596	0,141085195	0,043315548	0,022069552	75,45653761	-0,038036485	0
Roma	17	33661,91125	0,757020648	0,695663204	0,023969402	0,073299989	0,071574105	233,9529413	-0,060736596	0
2008										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Ancona	17	28119,75	0,330787748	0,302725548	0,015278332	0,031970233	0,022561919	168,6412814	-0,184552856	0
Bologna	17	36360,72	0,650314795	0,472529694	-0,267742014	0,320567101	0,037414755	174,8287801	-0,091960796	0
Prato	17	28064,88	0,538144894	0,427240659	-0,171071211	0,034243679	0,018981804	74,37922051	-0,457177378	0
Roma	17	33937,87	0,527159675	0,457809519	-0,069108777	0,046943409	0,04540787	233,0230646	-0,292380122	0
Fitch										
2004										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Chieti	16	20400,73049	0,667164774	0,557766213	0,080138515	0,090349515	0,080954643	338,8544331	0,005393495	1
Ravenna	17	27974,06443	0,48871048	0,441660739	0,003311647	0,047371226	0,050526971	277,5126462	-0,020023118	0
Roma	18	31524,22223	0,733580372	0,685568499	-0,457899739	0,583494099	0,082610338	231,4764364	-0,039945556	0
Treviso	18	27781,56458	0,846920938	0,361542702	0,115559129	0,380753341	0,012245856	217,4295888	-0,032390361	0
Udine	18	26491,13146	0,357207429	0,248253834	0,043310702	0,052665982	0,038301194	196,3387758	-0,005397438	0
Varese	17	26566,4532	0,739956956	0,687478749	0,040967258	0,066097415	0,047845649	154,284162	0,004479083	0
Venezia	18	28489,49957	0,615565815	0,563503274	0,113835728	0,053025864	0,042448414	139,0307157	-0,005863251	0
2005										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Chieti	16	21487,60979	0,576172325	0,49245469	0,022336228	0,107477801	0,081702034	351,1528596	-0,033061675	1
Como	19	24806,35218	0,649533186	0,579694115	-0,250027877	0,264577397	0,036138478	145,7989379	-0,043573513	0
Grosseto	19	22573,73772	0,43944393	0,307187263	0,085905422	0,024884547	0,029927841	232,5292866	-0,016204129	0
Lecce	17	14578,64879	0,583963559	0,520382052	-0,049288712	0,096087568	0,063169979	201,7481627	-0,01857639	1
Ravenna	17	28420,11234	0,475975468	0,433498349	-0,533113496	0,586469088	0,051361222	299,7008649	-0,003806564	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2005										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Roma	18	32468,1514	0,78312274	0,724129853	0,010514707	0,110608556	0,070669427	255,2524508	-0,05450823	0
Savona	18	26145,51523	0,52796848	0,460333121	-0,231534672	0,282781866	0,022024012	106,8429408	-0,030442807	0
Treviso	18	27643,51426	0,672400239	0,598029255	0,092597672	0,045442962	0,051227883	252,8050319	-0,050978411	0
Udine	18	27599,68519	0,352598393	0,250291375	-0,074270214	0,1503479	0,036024006	220,0475028	-0,016416287	0
Varese	17	26326,46641	0,658115181	0,603503807	0,012045125	0,066732407	0,044660589	166,5243295	-0,043381725	0
Venezia	18	28243,05718	0,638110183	0,51722826	0,080645932	0,070632572	0,041067374	137,4265135	-0,021920627	0
Viterbo	18	20903,58504	0,523424345	0,479130785	-0,000416656	0,049381145	0,049148115	183,6925615	-0,0248846	0
2006										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Brescia	17	29869,31814	0,674397233	0,577798225	-0,556838168	0,630609054	0,062235889	379,5568252	-0,00929896	0
Chieti	16	22744,68954	0,660380716	0,541813014	0,062605891	0,103341057	0,090807283	374,1400559	0,000905679	1
Como	18	25451,5721	0,601225129	0,506346798	0,091705697	0,07219443	0,04181866	133,1882569	-0,003409145	0
Grosseto	18	24074,54781	0,404995788	0,29106585	0,110021844	0,023876657	0,028148658	230,079669	0,029813265	0
Lecce	17	15144,83097	0,651745103	0,551673484	0,001562629	0,063750762	0,075325268	209,0736354	-0,06455066	1
Milano	18	37838,48539	0,84944622	0,661529259	0,114665929	0,066054849	0,051790438	192,7085161	-0,007491534	0
Roma	18	33380,55026	0,814592441	0,748712474	0,041760065	0,077517044	0,078828832	249,465036	-0,037871033	0
Savona	18	26832,68719	0,534038317	0,449486024	0,061218727	0,039140869	0,018295009	109,9729219	-0,033886772	0
Treviso	18	28448,29312	0,781366043	0,694479467	0,091301869	0,054403972	0,062017798	242,6132501	0,022163225	0
Udine	18	28527,18339	0,358869409	0,248314075	0,011799941	0,056488258	0,036515691	232,5122636	-0,015072449	0
Varese	17	27115,76397	0,735391166	0,670757623	-0,254818126	0,365199077	0,046443524	208,8370893	0,006402513	0
Venezia	18	28646,94843	0,607344073	0,549667076	0,052738569	0,060521769	0,038583683	136,7339204	-0,001931765	0
Viterbo	18	21882,52079	0,537156703	0,493353477	-0,078950639	0,141595465	0,04868158	172,2647213	-0,024775849	0
2007										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Brescia	17	31326,74403	0,685291945	0,575745819	0,020537228	0,070124184	0,099712843	392,047942	-0,009398189	0
Chieti	16	23535,36993	0,54849304	0,486752952	-0,032345954	0,096912183	0,096546926	328,5593023	-0,035205026	1
Como	18	26426,65358	0,519873949	0,448559237	-0,042385155	0,060433932	0,034576298	139,9654969	-0,02607931	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2007										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Grosseto	18	22864,82646	0,459670129	0,282794531	0,036211147	0,060707317	0,029190203	196,4529728	-0,024603925	0
Lecce	17	15560,56852	0,563336659	0,495641565	0,016018003	0,060829857	0,068977401	221,6711019	-0,008724708	1
Milano	18	39486,56204	0,769884156	0,616015216	0,097317342	0,058432673	0,053565332	194,2886005	-0,007581313	0
Perugia	17	24762,63566	0,55727269	0,485641527	-0,115675541	0,189304988	0,041446262	199,3124806	0,007019056	0
Pescara	16	22050,8256	0,659724772	0,549045429	0,068418234	0,098003706	0,095746716	378,945719	-0,014818965	1
Roma	18	33661,91125	0,757020648	0,695663204	0,023969402	0,073299989	0,071574105	233,9529413	-0,060736596	0
Savona	18	26891,3164	0,555610084	0,476030857	0,089824374	0,043365372	0,019026579	105,3321652	-0,000918792	0
Trapani	16	18693,78798	0,51364413	0,487311349	0,005941075	0,057287418	0,05272847	109,3856875	-0,100518146	1
Treviso	18	29639,15933	0,755708822	0,687241145	0,039073338	0,117951963	0,069984838	224,7243313	-0,02665514	0
Udine	18	29110,2325	0,361814557	0,233409436	0,094723493	0,055674705	0,038463321	233,5350882	0,008423119	0
Varese	17	28156,65186	0,58665781	0,527049591	0,039587131	0,073715072	0,050823309	229,8637211	0,023261487	0
Venezia	18	29823,23607	0,631650508	0,569014594	0,068673821	0,064504473	0,043254472	135,605946	0,017884454	0
Viterbo	18	21540,78619	0,560545465	0,516321922	0,012256188	0,0635866	0,043106284	165,4438184	-0,010948211	0
2008										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Brescia	16	32723,31	0,616325953	0,475605433	-0,134521023	0,051822946	0,083358893	398,8114211	-0,233048722	0
Como	18	27598,16	0,625516144	0,554785701	0,018078605	0,071971226	0,051985509	146,2204884	-0,019715674	0
Firenze	18	32595,33	0,527531742	0,396131277	-0,092938437	0,049313493	0,032635689	174,9526629	-0,226606094	0
Grosseto	18	26218,47	0,378266897	0,190290943	0,115803709	0,029283417	0,017402096	196,0605854	-0,230876727	0
Lecce	17	15681,17	0,465046332	0,333400613	0,073686332	0,042183552	0,045405343	223,3014374	-0,035435285	1
Milano	18	39911,17	0,795142774	0,621522328	0,063779192	0,055666354	0,061951406	200,8896522	-0,027134682	0
Perugia	17	25020,05	0,538890155	0,456434946	-0,000414944	0,030163423	0,042472819	133,271557	-0,020374569	0
Pescara	16	21560,22	0,456235207	0,374520333	0,123162528	0,084346615	0,071782893	339,2505843	-0,008525191	1
Roma	18	33937,87	0,527159675	0,457809519	-0,069108777	0,046943409	0,04540787	233,0230646	-0,292380122	0
Savona	18	27262,43	0,378811514	0,308008953	0,052928499	0,034273698	0,013269922	106,5869562	-0,030267724	0
Trapani	16	15853,7	0,240697837	0,224850396	0,414043204	0,026055653	0,021906626	101,9291186	0,184637128	1
Treviso	18	30273,97	0,569183081	0,471362263	-0,053513194	0,089701171	0,059943673	201,1130375	-0,06291951	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2008										
PROVINCIA	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Udine	18	28349,83	0,403955486	0,203968902	0,00992447	0,044661689	0,02954153	240,6785631	-0,015385784	0
Varese	17	29258,2	0,492615034	0,437210752	-0,025951798	0,068300819	0,053885224	276,4442345	-0,126608396	0
Venezia	18	29637,16	0,405909981	0,347290098	0,182706583	0,054707307	0,02843388	138,6936207	-0,099990356	0
Viterbo	18	21526,54	0,332346062	0,300355973	0,03135002	0,026825879	0,0233338	162,9604176	-0,020237972	0

Legenda:
 * Si riporta l'indicatore numerico espressione del rating assegnato.

Fonte: elaborazioni personali.

Tabella X – I report contenenti i valori delle variabili chiave per i Comuni capoluogo di Provincia rated al 31 dicembre 2004-2008.

Moody's										
2004										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bologna	19	32224,42805	0,89913577	0,668144849	-0,015375293	0,049097346	0,027541885	814,8689003	-0,005955927	0
Catania	16	15404,85296	0,423058402	0,287138061	-1,178245744	1,128834335	0,082784675	2096,467363	-0,045492739	1
Firenze	19	31321,81358	0,852624016	0,46110462	-0,20148108	0,366173534	0,052428721	1144,73136	0,005867732	0
L' Aquila	17	17708,21001	0,874044246	0,688765886	-0,451252654	0,517315536	0,061894266	980,9249303	0,015600613	1
La Spezia	17	23361,06868	0,820193442	0,62986346	-0,118190996	0,12202168	0,038862122	869,5562962	-0,01038924	0
Milano	19	36869,00535	0,909182483	0,595104607	-0,059671206	0,11246341	0,061083507	2635,162883	-0,009505159	0
Napoli	17	15513,12134	0,530792572	0,360782052	-0,16486732	0,232382653	0,04251259	1116,474059	0,020394387	1
Palermo	18	14718,89783	0,363460441	0,295982636	0,02449882	0,0359369	0,014855953	448,5483602	0,020600566	1
Rimini	18	26922,21905	0,794966859	0,580425366	-0,267341742	0,352897247	0,035619148	1074,083638	-0,012175967	0
Venezia	19	28489,49957	0,759983852	0,615143525	0,001938728	0,04713428	0,039652118	1230,882939	0,007809801	0
2005										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bari	18	16754,12409	0,715178395	0,632743507	-0,003722961	0,085261764	0,036626354	657,6691279	-0,04947815	1
Bologna	19	33039,027	0,902690589	0,648486901	-0,026747901	0,052063863	0,027174069	843,1076087	-0,009797315	0
Catania	16	16122,72914	0,439893334	0,328176609	-1,084651269	1,12284299	0,097090714	1839,673375	0,000231095	1
Firenze	19	31769,12947	0,816565673	0,464026086	-0,732740199	0,80917323	0,057321352	1210,296813	-0,002826725	0
L' Aquila	17	18448,97264	0,877673924	0,744862044	-0,025003645	0,068302701	0,038318213	N.D.	0,004521519	1
La Spezia	17	24042,01198	0,843322628	0,64642533	0,031072103	0,046265383	0,034069188	885,9954705	-0,002313826	0
Lecce	16	14578,64879	0,740346018	0,636553936	-0,728324632	0,701498349	0,037947759	969,5646301	0,102784367	1
Milano	19	36969,11036	0,91487715	0,634153554	-0,898375202	0,957615656	0,049253471	2776,855044	-0,005764361	0
Napoli	17	15690,84799	0,524760347	0,358323104	-0,104318109	0,139652017	0,054026893	1328,668796	0,010625285	1
Palermo	18	15166,91413	0,321501025	0,244315024	-0,065819755	0,049403753	0,018158428	559,5342476	-0,03665474	1
Rimini	18	28045,47387	0,832564278	0,484573546	-0,061056652	0,244419507	0,028494057	1074,154287	0,000170098	0
Venezia	19	28243,05718	0,745435904	0,593604333	-0,053196047	0,061130217	0,039582941	1218,3776	-0,02330956	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2006										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bari	18	17155,73641	0,744677711	0,63490482	0,007493052	0,085546649	0,035308708	619,9900967	0,008988869	1
Bologna	19	34374,16857	0,911129103	0,668280271	-0,011836892	0,056129577	0,029564012	875,4344684	-0,005724333	0
Firenze	19	32889,90598	0,80823553	0,466025535	-0,087927364	0,139421648	0,060781724	1250,415178	-0,004669937	0
L' Aquila	17	18889,98035	0,891890785	0,74177903	0,033909894	0,070926333	0,035678089	N.D.	0,041077061	1
Lecce	15	15144,83097	0,77315983	0,711830926	0,031399991	0,049460022	0,044114664	1121,251558	0,032416799	1
Milano	19	37838,48539	0,932252326	0,618912574	-0,071054634	0,097883669	0,077856709	2784,206922	-0,010556504	0
Napoli	17	15825,77977	0,539413236	0,355241625	-0,035301868	0,100097743	0,046734292	1398,276783	0,007533577	1
Rimini	18	28124,51124	0,832916615	0,597812193	-0,10135654	0,145988518	0,044800747	1081,991652	-0,029244682	0
Venezia	19	28646,94843	0,767951158	0,610455871	-0,024930152	0,052242917	0,043803671	1211,466836	0,001105794	0
2007										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bari	18	17629,87639	0,635825586	0,528221662	0,020233059	0,079971714	0,02962176	584,5280657	-0,016445712	1
Bologna	19	34856,99352	0,783223109	0,512915968	-0,023216507	0,058690114	0,028549958	848,3079064	-0,00538418	0
Firenze	19	33835,86799	0,717950611	0,350102848	-0,009838929	0,068323735	0,061219289	1263,196797	-0,005386762	0
L' Aquila	17	19400,40892	0,771911225	0,642928235	0,020008937	0,059480817	0,035642679	19,32871796	0,028125087	1
Lecce	15	15560,56852	0,730869705	0,659665718	-0,156795875	0,053211674	0,067198399	1421,140436	-0,040510627	1
Milano	19	39486,56204	0,73319057	0,409723437	-0,081852645	0,071401086	0,088596268	2884,711592	-0,010954859	0
Napoli	17	16040,28611	0,530172083	0,296131627	-0,026048942	0,057122263	0,041170584	1484,338676	0,002264615	1
Siena	19	26404,94797	0,856647442	0,353129782	-0,029513621	0,165307124	0,063286765	2400,495202	0,077507952	0
Venezia	19	29823,23607	0,704272865	0,499135087	0,006196722	0,033470633	0,044633536	1206,016026	0,04191519	0
2008										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bari	18	19129,7	0,491115527	0,347303815	0,276844338	0,033397665	0,011941735	532,5145797	0,050319673	1
Bologna	19	36360,72	0,687481861	0,419937897	-0,005949007	0,059287796	0,026916811	818,7173889	-0,002142103	0
Firenze	19	32595,33	0,701127516	0,239388051	0,041274161	0,046534845	0,049160788	1313,272866	-0,045230954	0
L' Aquila	17	20636,42	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	1
Milano	18	39911,17	0,58652811	0,296435625	0,071377058	0,055946027	0,049137483	2967,337542	-0,02852537	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2008										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Napoli	16	16633,83	0,676698238	0,29159598	0,149834126	0,8290345	0,02360688	1573,792971	-0,004178603	1
Siena	19	28879,17	0,81711263	0,243896319	0,069863127	0,174650142	0,040982287	2514,843749	0,005689095	0
Venezia	19	29637,16	0,626632694	0,418262318	0,109613887	0,018388029	0,039292905	1233,153982	-0,053485841	0
S&P's										
2004										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Alessandria	16	26914,47776	0,834200668	0,628303603	-0,025210572	0,042468363	0,03276599	1258,576238	0,007430951	0
Bologna	18	32224,42805	0,89913577	0,668144849	-0,015375293	0,049097346	0,027541885	814,8689003	-0,005955927	0
Brescia	18	30146,25267	0,942382739	0,4628542	0,139890313	0,021618909	0,008830863	267,9657486	-0,027990653	0
Firenze	18	31321,81358	0,852624016	0,46110462	-0,20148108	0,366173534	0,052428721	1144,73136	0,005867732	0
Genova	16	24117,7931	0,719763298	0,544041902	0,012864337	0,066703078	0,073519622	2339,246835	0,003929159	0
Lucca	16	23912,6969	0,724769161	0,480972137	0,015087137	0,08294765	0,043339658	923,2930708	-0,006486139	0
Milano	18	36869,00535	0,909182483	0,595104607	-0,059671206	0,11246341	0,061083507	2635,162883	-0,009505159	0
Napoli	14	15513,12134	0,530792572	0,360782052	-0,16486732	0,232382653	0,04251259	1116,474059	0,020394387	1
Prato	17	26172,42539	0,814264847	0,676667958	-0,52280163	0,534254914	0,041091498	854,7599156	-0,037621316	0
Roma	18	31524,22223	0,735653869	0,529379321	-0,094145146	0,166910727	0,095597956	2633,96064	-0,047466413	0
Torino	18	26908,74833	0,769838042	0,523760909	-0,125145817	0,146565627	0,076865313	2563,240451	-0,013726282	0
Trento	18	26561,96613	0,351713688	0,129577507	-0,002915817	0,043718122	0,015654994	810,7660817	-0,019982745	0
Udine	18	26491,13146	0,535073965	0,263092422	-0,016555877	0,063992374	0,04706352	1226,659575	-0,015333911	0
Venezia	18	28489,49957	0,759983852	0,615143525	0,001938728	0,04713428	0,039652118	1230,882939	0,007809801	0
2005										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Alessandria	15	26337,97893	0,817884604	0,573716108	-0,220280277	0,263299207	0,047749455	1466,34674	-0,00598664	0
Bologna	18	33039,027	0,902690589	0,648486901	-0,026747901	0,052063863	0,027174069	843,1076087	-0,009797315	0
Brescia	18	28866,08082	0,931431013	0,442239502	0,127904055	0,019719368	0,007869482	332,4808678	-0,017928979	0
Firenze	18	31769,12947	0,816565673	0,464026086	-0,732740199	0,80917323	0,057321352	1210,296813	-0,002826725	0
Genova	16	24774,44773	0,73230065	0,554759554	0,005412416	0,069640785	0,071544437	2322,670167	-0,001508259	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2005										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Lucca	16	24382,31504	0,773510818	0,522516138	0,088826502	0,064860452	0,028451217	883,4709761	0,010551743	0
Milano	18	36969,11036	0,91487715	0,634153554	-0,898375202	0,957615656	0,049253471	2776,855044	-0,005764361	0
Napoli	14	15690,84799	0,524760347	0,358323104	-0,104318109	0,139652017	0,054026893	1328,668796	0,010625285	1
Prato	17	26785,66877	0,75585981	0,608106894	-0,089993223	0,126497181	0,040651624	775,0149328	-0,033842825	0
Roma	18	32468,1514	0,808876283	0,56252168	-0,150780429	0,161183518	0,102832685	2721,27232	-0,050624822	0
Torino	18	27003,84141	0,780608133	0,526814424	-0,077983115	0,073522502	0,079045313	3216,795164	-0,017384404	0
Venezia	18	28243,05718	0,745435904	0,593604333	-0,053196047	0,061130217	0,039582941	1218,3776	-0,02330956	0
2006										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Alessandria	13	26857,09384	0,814036801	0,550922409	-0,738518721	0,74130568	0,066571037	1584,994571	0,004925965	0
Bologna	17	34374,16857	0,911129103	0,668280271	-0,011836892	0,056129577	0,029564012	875,4344684	-0,005724333	0
Firenze	17	32889,90598	0,80823553	0,466025535	-0,087927364	0,139421648	0,060781724	1250,415178	-0,004669937	0
Genova	16	24702,70932	0,709938639	0,499589269	0,01932049	0,08319515	0,075410623	2257,153263	0,014803075	0
Lucca	16	24937,70296	0,798533321	0,498034284	-0,024429588	0,072894023	0,036914968	819,159158	-0,011251989	0
Milano	17	37838,48539	0,932252326	0,618912574	-0,071054634	0,097883669	0,077856709	2784,206922	-0,010556504	0
Napoli	14	15825,77977	0,539413236	0,355241625	-0,035301868	0,100097743	0,046734292	1398,276783	0,007533577	1
Prato	17	27154,0787	0,775006905	0,617254605	-0,471332624	0,534447492	0,040953423	756,1259399	-0,007265811	0
Roma	17	33380,55026	0,877325372	0,51183234	-0,033887909	0,180091398	0,097165074	2426,144085	-0,013851569	0
Torino	17	28047,84157	0,775603172	0,547045309	-0,120564949	0,099818797	0,097538548	3316,530062	-0,002524902	0
Venezia	17	28646,94843	0,767951158	0,610455871	-0,024930152	0,052242917	0,043803671	1211,466836	0,001105794	0
2007										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Alessandria	12	27673,0331	0,684088906	0,454802826	-0,750772217	0,7498808	0,073077881	1557,870033	-0,040174512	0
Bologna	17	34856,99352	0,783223109	0,512915968	-0,023216507	0,058690114	0,028549958	848,3079064	-0,00538418	0
Firenze	17	33835,86799	0,717950611	0,350102848	-0,009838929	0,068323735	0,061219289	1263,196797	-0,005386762	0
Genova	16	24995,88544	0,592940191	0,385625786	0,009967111	0,077996125	0,080471294	2262,460134	0,009588417	0
Lucca	16	25023,38151	0,625831279	0,350966735	-0,06313002	0,074095541	0,042403435	745,1337411	-0,011162835	0
<i>(continua)</i>										

<i>(segue)</i>										
2007										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Milano	17	39486,56204	0,73319057	0,409723437	-0,081852645	0,071401086	0,088596268	2884,711592	-0,010954859	0
Napoli	14	16040,28611	0,530172083	0,296131627	-0,026048942	0,057122263	0,041170584	1484,338676	0,002264615	1
Prato	17	27888,18006	0,7012413	0,486925165	0,067789776	0,064685279	0,039656852	733,4071917	0,023806805	0
Roma	17	33661,91125	0,660102411	0,390432506	-0,006987604	0,058868152	0,094908583	2556,227974	-0,007481497	0
Torino	17	28835,75221	0,692685338	0,435397329	-0,08038395	0,081878289	0,116916935	3402,546247	-0,024970222	0
Venezia	17	29823,23607	0,704272865	0,499135087	0,006196722	0,033470633	0,044633536	1206,016026	0,04191519	0
2008										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bologna	17	36360,72	0,687481861	0,419937897	-0,005949007	0,059287796	0,026916811	818,7173889	-0,002142103	0
Firenze	17	32595,33	0,701127516	0,239388051	0,041274161	0,046534845	0,049160788	1313,272866	-0,045230954	0
Genova	16	28606,64	0,532207603	0,310920005	-0,009790684	0,096022325	0,080014726	2207,012316	-0,027226769	0
Lucca	17	25828,58	0,566569172	0,262511203	0,15460285	0,039096463	0,02254321	748,8573347	-0,035109414	0
Milano	17	39911,17	0,58652811	0,296435625	0,071377058	0,055946027	0,049137483	2967,337542	-0,02852537	0
Napoli	14	16633,83	0,676698238	0,29159598	0,149834126	0,8290345	0,02360688	1573,792971	-0,004178603	1
Prato	17	28064,88	0,603719757	0,373487553	0,11457206	0,044798739	0,033805915	758,869556	0,019079959	0
Roma	16	33937,87	0,704534172	0,175382941	0,484795445	0,000242016	0,008114864	377,333906	0,026498543	0
Torino	16	29223,35	0,702287507	0,311543531	-0,085752419	0,194647649	0,075491228	3419,168415	-0,04350266	0
Venezia	17	29637,16	0,626632694	0,418262318	0,109613887	0,018388029	0,039292905	1233,153982	-0,053485841	0
Fitch										
2004										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Brescia	18	30146,25267	0,942382739	0,4628542	0,139890313	0,021618909	0,008830863	267,9657486	-0,027990653	0
Napoli	16	15513,12134	0,530792572	0,360782052	-0,16486732	0,232382653	0,04251259	1116,474059	0,020394387	1
Pisa	18	25695,15414	0,876851183	0,62306957	-0,042300119	0,141630827	0,052101514	1397,771807	-0,00211064	0
Pistoia	18	28118,68192	0,725569042	0,486264228	-0,044254166	0,100565146	0,052448073	1205,524633	0,000827579	0
Roma	18	31524,22223	0,735653869	0,529379321	-0,094145146	0,166910727	0,095597956	2633,96064	-0,047466413	0
Siena	18	25396,31637	0,865148275	0,347430247	-0,153037796	0,205380909	0,0511079	2081,072503	-0,004124101	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2004										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Trieste	18	26403,8414	0,575309188	0,33862033	0,005272658	0,066131371	0,027600923	1058,000751	-0,005861377	0
Verona	18	28868,41961	0,846932398	0,583983494	-0,019332664	0,092987061	0,056400518	1740,460983	0,004915989	0
2005										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bolzano	20	33491,55703	0,37165162	0,146936976	0,030350104	0,057856401	0,060563126	1715,495961	-0,051748124	0
Brescia	18	28866,08082	0,931431013	0,442239502	0,127904055	0,019719368	0,007869482	332,4808678	-0,017928979	0
Cagliari	19	19188,5808	0,629478517	0,4689801	-0,14005867	0,216059531	0,016770567	603,6724744	0,009075967	1
Gorizia	19	26806,40457	0,447952859	0,253479574	0,035143371	0,110976651	0,020002145	958,5535724	-0,025087039	0
Milano	19	36969,11036	0,91487715	0,634153554	-0,898375202	0,957615656	0,049253471	2776,855044	-0,005764361	0
Napoli	16	15690,84799	0,524760347	0,358323104	-0,104318109	0,139652017	0,054026893	1328,668796	0,010625285	1
Pisa	18	26285,1401	0,876128132	0,628918154	-0,184049368	0,254636259	0,0464348	1195,317821	-0,022881555	0
Pistoia	18	23433,22786	0,736026594	0,510119214	-0,083993682	0,108396965	0,055595187	1315,693392	0,004611826	0
Roma	18	32468,1514	0,808876283	0,56252168	-0,150780429	0,161183518	0,102832685	2721,27232	-0,050624822	0
Siena	18	25376,73573	0,916334313	0,358012733	-0,398192174	0,421349791	0,052860115	2254,793026	0,006610293	0
Trento	20	26951,03069	0,35816282	0,128362052	-0,005489143	0,04393688	0,016517038	924,4987842	-0,021747392	0
Trieste	18	27670,45407	0,568389799	0,333402612	-0,312438952	0,361774305	0,025911561	1060,302647	-0,00993545	0
Verona	18	30153,36967	0,840173972	0,566113567	-0,137067384	0,180121437	0,06023662	1670,974744	-0,002371016	0
2006										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bolzano	20	34259,02193	0,39155457	0,155295235	0,046640679	0,061987463	0,058946338	1771,543924	-0,055273765	0
Brescia	18	29869,31814	0,921861207	0,417115186	0,209858091	0,020526579	0,01013927	320,5454013	0,030035539	0
Cagliari	18	27824,3085	0,570558578	0,436706459	0,0199058	0,014112685	0,022047107	390,8955643	0,033988048	1
Foggia	15	14620,14303	0,609137445	0,518731481	-0,008656419	0,079798099	0,046572608	936,8979151	0,00114973	1
Gorizia	19	27653,09896	0,458443117	0,257078939	-0,001312198	0,08793444	0,017627698	576,382161	-0,026610685	0
Lecco	18	26527,29143	0,787387581	0,631939202	-0,78730032	0,816257203	0,028329306	907,0196358	-0,009852568	0
Milano	18	37838,48539	0,932252326	0,618912574	-0,071054634	0,097883669	0,077856709	2784,206922	-0,010556504	0
Napoli	16	15825,77977	0,539413236	0,355241625	-0,035301868	0,100097743	0,046734292	1398,276783	0,007533577	1

(continua)

<i>(segue)</i>										
2006										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Pisa	18	27002,30851	0,899261712	0,682311618	-0,14863205	0,262881049	0,040230247	1000,812311	0,006837874	0
Pistoia	18	23983,55056	0,742090387	0,512405276	-0,039639358	0,098779691	0,05423768	1421,770072	-0,015335511	0
Roma	18	33380,55026	0,877325372	0,51183234	-0,033887909	0,180091398	0,097165074	2426,144085	-0,013851569	0
Siena	18	25927,44695	0,939367759	0,382072323	-0,112132754	0,18079467	0,064889995	2408,098868	-0,012985673	0
Taranto	2	18257,68587	0,397634218	0,329669538	-0,129153849	0,033251644	0,058730648	1758,136096	0,007740853	1
Trento	20	27159,73414	0,31362765	0,119471338	0,061817167	0,040546851	0,017806088	979,5795268	0,045669696	0
Trieste	18	28337,4665	0,577973911	0,340049046	-0,00723028	0,060270037	0,024927418	1074,411368	-0,014254813	0
Verona	18	30779,93661	0,850739994	0,568288755	-0,990798596	1,054364334	0,057491409	1734,991362	-0,002599819	0
Viterbo	18	21882,52079	0,868666126	0,721327563	0,035020883	0,035005403	0,031429769	739,0606765	0,004791256	0
2007										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bolzano	21	34333,58304	0,392549235	0,149617319	0,038469047	0,063391065	0,0562628	1656,424043	0,000829172	0
Brescia	18	31326,74403	0,859408004	0,202378236	0,229447008	0,13676907	0,008256502	100,8586942	-0,018651968	0
Cagliari	18	29048,83857	0,64186523	0,445041062	0,057863668	0,010674465	0,021368987	377,9723781	0,016835943	1
Foggia	15	14968,58406	0,550539445	0,481673366	-0,078396599	0,146089348	0,045216802	913,4761446	0,000199808	1
Gorizia	19	28523,67293	0,424454137	0,215781288	0,008306371	0,087907815	0,015218693	539,934997	-0,021969017	0
Lecce	16	15560,56852	0,730869705	0,659665718	-0,156795875	0,053211674	0,067198399	1421,140436	-0,040510627	1
Lecco	18	27275,00551	0,63646361	0,46753534	-0,021867895	0,06425864	0,036776522	974,0635816	0,010339559	0
Milano	18	39486,56204	0,73319057	0,409723437	-0,081852645	0,071401086	0,088596268	2884,711592	-0,010954859	0
Napoli	16	16040,28611	0,530172083	0,296131627	-0,026048942	0,057122263	0,041170584	1484,338676	0,002264615	1
Pisa	18	28045,09342	0,751955247	0,508803718	-0,025128183	0,136642235	0,036425792	883,9241908	-0,00787572	0
Pistoia	17	24156,7072	0,60670111	0,387068779	-0,059583823	0,105449724	0,063084786	1404,253506	-0,012362042	0
Roma	18	33661,91125	0,660102411	0,390432506	-0,006987604	0,058868152	0,094908583	2556,227974	-0,007481497	0
Siena	18	26404,94797	0,856647442	0,353129782	-0,029513621	0,165307124	0,063286765	2400,495202	0,077507952	0
Taranto	1	19279,9243	0,626395109	0,598525595	0,031755855	0,138498094	0,020876912	1410,11174	0,053555321	1
Torino	17	28835,75221	0,692685338	0,435397329	-0,08038395	0,081878289	0,116916935	3402,546247	-0,024970222	0
Trento	20	27545,93782	0,384462836	0,155143784	-0,12638894	0,045626105	0,027554804	1007,258814	-0,09291295	0
Trieste	18	28545,32636	0,59450949	0,378346235	0,023465135	0,057607896	0,026346482	1050,615496	0,010766283	0

(continua)

<i>(segue)</i>										
2007										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Verona	18	32503,66382	0,673697581	0,411675991	-0,009646396	0,078564243	0,056889483	1690,195234	-0,001912409	0
Viterbo	18	21540,78619	0,748789841	0,588442873	0,012900431	0,033681606	0,035976459	730,8627975	0,020780209	0
2008										
COMUNE	RATING*	PILL	AFIN	AIMP	MCOR	SDEB	SINT	INDL	SALD	MEZ
Bolzano	21	33921,91	0,339455498	0,117110335	0,260206951	0,043118981	0,033312423	1532,246988	0,048463926	0
Brescia	18	32723,31	0,774956022	0,151242738	0,354498605	0,00441965	0,001682474	91,57854913	-0,002564585	0
Cagliari	18	21029,09	0,479603009	0,357495614	0,300506898	0,005254671	0,010729603	385,3757008	-0,00119191	1
Como	18	27598,16	0,651336329	0,345535746	0,173783668	0,053668854	0,018864397	717,2692861	-0,042553786	0
Foggia	14	16144,4	0,589541438	0,481503235	-0,017792183	0,148918027	0,035633752	840,3104305	-0,035168713	1
Lecce	16	15681,17	0,771714197	0,695646024	0,185415225	0,032844347	0,035389961	1457,900029	-0,125249357	1
Lecco	18	30250,35	0,635546022	0,458031063	-0,045512158	0,040113082	0,035998682	912,0378878	-0,165858423	0
Milano	18	39911,17	0,58652811	0,296435625	0,071377058	0,055946027	0,049137483	2967,337542	-0,02852537	0
Napoli	16	16633,83	0,676698238	0,29159598	0,149834126	0,8290345	0,02360688	1573,792971	-0,004178603	1
Pescara	17	21560,22	0,736304636	0,437038682	0,06288842	0,067986204	0,051978118	1393,801154	-0,043388235	1
Pisa	18	29311,47	0,709150963	0,426720284	0,132724347	0,069788807	0,022388731	842,1303688	0,006999711	0
Pistoia	17	25401,32	0,603686384	0,318851747	0,007810142	0,078196906	0,048655194	1394,979277	-0,026924401	0
Roma	18	33937,87	0,704534172	0,175382941	0,484795445	0,000242016	0,008114864	377,333906	0,026498543	0
Siena	18	28879,17	0,81711263	0,243896319	0,069863127	0,174650142	0,040982287	2514,843749	0,005689095	0
Taranto	1	18512,22	0,594773421	0,558828931	0,147553524	0,047045951	0,013243826	1490,483956	0,054003372	1
Torino	17	29223,35	0,702287507	0,311543531	-0,085752419	0,194647649	0,075491228	3419,168415	-0,04350266	0
Trento	20	30562,31	0,317250437	0,111184859	0,032213347	0,032481976	0,019052057	1048,253663	-0,024472469	0
Trieste	19	31497,74	0,591179232	0,344986697	0,048229012	0,056975512	0,021974497	1059,461362	-0,128517847	0
Verona	18	31289,63	0,595250049	0,263557554	-0,005706374	0,077352191	0,080476741	1687,533873	0,005021971	0
Viterbo	18	21526,54	0,65702012	0,476046228	0,081747998	0,023176718	0,02499663	671,4832469	-0,056714549	0

Legenda:
* Si riporta l'indicatore numerico espressione del rating assegnato.
N.D. = Non Disponibile.

Fonte: elaborazioni personali.