



BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

# Questioni di Economia e Finanza

(Occasional Papers)

La misurazione del rischio di concentrazione geo-settoriale

di Vincenzo Tola

Ottobre 2010

Numero

72





BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

# Questioni di Economia e Finanza

(Occasional papers)

La misurazione del rischio di concentrazione geo-settoriale

di Vincenzo Tola

Numero 72 – Ottobre 2010

*La serie Questioni di economia e finanza ha la finalità di presentare studi e documentazione su aspetti rilevanti per i compiti istituzionali della Banca d'Italia e dell'Eurosistema. Le Questioni di economia e finanza si affiancano ai Temi di discussione volti a fornire contributi originali per la ricerca economica.*

*La serie comprende lavori realizzati all'interno della Banca, talvolta in collaborazione con l'Eurosistema o con altre Istituzioni. I lavori pubblicati riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, senza impegnare la responsabilità delle Istituzioni di appartenenza.*

*La serie è disponibile online sul sito [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it).*

# LA MISURAZIONE DEL RISCHIO DI CONCENTRAZIONE GEO-SETTORIALE

di Vincenzo Tola\*

## Sommario

L'oggetto di questo lavoro è l'applicazione al sistema bancario italiano del modello di misurazione del rischio di concentrazione geo-settoriale di Pykhtin. L'impostazione proposta generalizza il modello di portafoglio da cui discende la formula regolamentare, rimuovendo le ipotesi di esistenza di un unico fattore di rischio sistematico e di infinita granularità del portafoglio. La differenza tra la perdita inattesa derivante dal modello proposto e quella stimata attraverso la formula regolamentare è interpretabile come misura del rischio di concentrazione. L'approccio presentato, essendo coerente con il framework di Basilea 2, produce una misura di perdita inattesa congruente con il requisito patrimoniale IRB. L'impostazione teorica suggerita ha quindi il vantaggio di "parlare il linguaggio dei supervisori": consente di interpretare il divario esistente tra capitale regolamentare e capitale economico nonché di scomporre il rischio di concentrazione nelle sue due componenti (single-name e geo-settoriale). I risultati empirici mostrano la capacità del modello di produrre ordinamenti internamente coerenti e vicini all'intuizione economica: l'esposizione al rischio di concentrazione geo-settoriale è inversamente correlata alla dimensione degli intermediari.

**JEL Classification:** G21.

**Parole chiave:** Basilea 2, rischio di concentrazione, capitale economico, VaR.

## Indice

1. Introduzione.....	5
2. Capitale economico in un modello multifattoriale .....	9
2.1 Il modello multifattoriale.....	9
2.2 Approssimazione del VaR in un modello multifattoriale.....	10
2.3 Raccordo tra il modello multifattoriale e il modello unifattoriale.....	11
2.4 L'aggiustamento multifattoriale.....	13
3. Perimetro di applicazione e cluster geo-settoriali.....	15
4. Calibrazione del modello.....	19
5. Applicazione del modello al sistema bancario italiano .....	22
6. Conclusioni.....	25
Riferimenti bibliografici.....	26
Appendice.....	28

---

\* Banca d'Italia, Area Vigilanza Bancaria e Finanziaria, Servizio Supervisione Gruppi Bancari. Le opinioni espresse in questo lavoro sono attribuibili esclusivamente all'autore e non impegnano in alcun modo la responsabilità della Banca d'Italia. Ringrazio per gli utili commenti Luigi Federico Signorini, Stefano De Polis, Martina Bignami, Katia Mastrodomenico, Paolo Bisio e Luca Giaccherini. Resto ovviamente responsabile di qualsiasi errore o inesattezza.



# 1 Introduzione

Nell'accezione più ampia, il rischio di concentrazione si riferisce a gruppi di esposizioni di rischio tra loro interconnesse che, a causa di andamenti negativi in uno specifico mercato, settore o paese, potrebbero originare perdite di ammontare rilevante, tali da mettere a repentaglio la solvibilità dell'intermediario. Tali gruppi omogenei di esposizioni possono essere allocati sia all'interno di una particolare tipologia di rischio (intra-risk concentration) sia tra le diverse categorie di rischio (inter-risk concentration) [1].

In questo lavoro si intende affrontare il fenomeno della concentrazione nell'ambito del rischio di credito. In particolare, viene analizzata la problematica della misurazione della concentrazione geo-settoriale attraverso un approccio olistico: viene cioè prodotta una stima del rischio di concentrazione all'interno di ciascuna classe di attività prevista dalla normativa prudenziale IRB. Seguendo tale impostazione, non costituiscono oggetto di indagine le interrelazioni esistenti tra le diverse classi di attività. Il paradigma dell'analisi è, quindi, quello del "rischio di parametro"<sup>1</sup>.

Nell'ambito di un modello di portafoglio a fattori di rischio, il fenomeno della concentrazione è connesso al concetto di imperfetta diversificazione, sia a livello di rischio idiosincratice (concentrazione per singolo prenditore), sia con riferimento alle varie componenti di rischio sistematico presenti nell'economia (concentrazione geo-settoriale).

La presenza di concentrazione nei portafogli crediti degli intermediari è in contrasto con le ipotesi del modello asintotico ad un fattore di rischio adottato dalla disciplina prudenziale. Infatti, tale modello si fonda sulle seguenti ipotesi:

- il rischio di credito di una generica controparte origina da un elemento idiosincratice, specifico del singolo prenditore e quindi non correlato con quello delle altre controparti, e da un elemento sistematico, legato alla dinamica dell'economia nel suo complesso e comune a tutti i prenditori;
- tale elemento sistematico può essere rappresentato da un unico fattore di rischio;

---

<sup>1</sup>Tale tipologia di rischio deriva dalla possibilità di commettere errori nella quantificazione del fenomeno da misurare a causa di stime non appropriate dei parametri del modello.

- la sensibilità all'elemento sistematico è la medesima per tutti i settori dell'economia;
- il portafoglio crediti è suddiviso in un'innumerabile quantità di prestiti di importo contenuto elargiti a controparti diverse.

Da tali ipotesi forti discende la proprietà di invarianza del requisito patrimoniale rispetto alla morfologia del portafoglio, con riferimento sia alla composizione geo-settoriale, sia all'effettiva distribuzione degli impieghi tra le singole controparti.

Da un punto di vista teorico, il rischio di concentrazione geo-settoriale emerge quando un singolo fattore di rischio non è in grado di spiegare correttamente le dinamiche dei default presenti in un portafoglio. Esso si manifesta allorché il rischio di insolvenza non è perfettamente sincronizzato tra i diversi settori economici o tra le aree geografiche.

Nell'architettura di Basilea 2, il rischio di concentrazione geo-settoriale non è trattato in maniera precisa nell'ambito del primo pilastro. Il normatore, consapevole che il modello asintotico unifattoriale rappresenta una metodologia "semplificata" di quantificazione del rischio, demanda agli intermediari la misurazione del rischio di concentrazione nell'ambito del secondo pilastro, attraverso l'utilizzo di modelli costruiti su ipotesi maggiormente aderenti alle caratteristiche reali dei portafogli. In questa accezione, il rischio di concentrazione geo-settoriale si configura come un "rischio di modello". In effetti, il modello IRB, essendo stato calibrato in sede internazionale su portafogli ben diversificati tra le diverse sorgenti di rischio, incorpora già una configurazione elevata di diversificazione tra i fattori sistematici. I valori delle asset correlation sono interpretabili come medie di correlazioni tra controparti eterogenee, in termini di diversa sensibilità ai fattori sistematici di rischio. Dato che la calibrazione delle asset correlation del modello IRB riflette una particolare configurazione del rischio tra i diversi fattori, il calcolo dei requisiti attraverso la formula regolamentare può produrre per gli intermediari misure patrimoniali più o meno elevate rispetto a quelle che sarebbero appropriate in funzione: i) dell'effettivo grado di concentrazione dei portafogli; ii) delle strutture di correlazione presenti nell'economia nazionale.

Un'opportuna ricalibrazione delle asset correlation sull'economia nazionale consente, tuttavia, di ridurre l'errore di stima commesso dal modello di primo

pilastro. Seguendo tale impostazione si evita di ricorrere a modelli alternativi di calcolo del capitale economico, il cui utilizzo renderebbe difficile il raccordo tra le misure di capitale regolamentare ed economico.

Nel presente lavoro si suggerisce l'utilizzo di una metodologia di misurazione del rischio di concentrazione geo-settoriale, mutuata da Pykhtin [3], capace di produrre stime di capitale economico provenienti dal medesimo impianto teorico sottostante la formula regolamentare IRB.

L'impostazione metodologica proposta rappresenta una generalizzazione del modello IRB. Rimuovendo le ipotesi di infinita granularità e di esistenza di una sola fonte di rischio sistematico, si perviene ad una stima della perdita inattesa in uno schema multifattoriale a granularità finita.

Pertanto, la differenza tra la perdita inattesa derivante dal modello proposto e quella stimata secondo la formula regolamentare esprime proprio la misura del rischio di concentrazione. In tale quadro teorico è inoltre possibile scomporre il rischio di concentrazione nelle sue due componenti: il rischio di concentrazione sui singoli nomi e il rischio di concentrazione geo-settoriale.

L'approccio proposto, essendo coerente con il framework di Basilea 2, produce una misura di perdita inattesa (capitale economico) coerente con il requisito patrimoniale IRB. In altre parole, il capitale regolamentare e il capitale economico sono espressi nella medesima "unità di conto" e quindi possono essere legittimamente confrontati.

L'impostazione teorica proposta ha quindi il vantaggio di parlare il "linguaggio dei supervisori", consentendo di ben interpretare il divario esistente tra il capitale regolamentare e quello economico.

È inoltre importante sottolineare che il modello di portafoglio proposto si presta ad essere utilizzato anche per la conduzione di esercizi di stress-test, sia a livello micro sia a livello macroprudenziale, attraverso l'utilizzo di stime di asset correlation e di factor loading quantificati in periodi di downturn.

Il taglio del documento è di tipo applicativo. Per gli approfondimenti di natura teorica e metodologica si rimanda ai riferimenti bibliografici.

Al fine di rendere più snella la metodologia di misurazione si è sostituita l'analisi a livello di esposizione verso le singole controparti (così come proposto da Pykhtin) con un'analisi basata sull'esposizione verso i singoli fattori geo-settoriali. Tale aggiustamento metodologico è stato suggerito da Duellmann [4],[5].

Il modello è stato calibrato sui tassi di decadimento degli impieghi registrati nella realtà italiana. Le analisi sono state condotte sui dati di centrale dei rischi.

Al fine di individuare i cluster geo-settoriali, sono state utilizzate tecniche di clustering gerarchico.

In questo lavoro il rischio di concentrazione è trattato come un “rischio di parametro”; pertanto, esso andrebbe stimato per ciascuna classe regolamentare IRB. Tuttavia, per semplicità, le analisi sono state condotte unicamente sul portafoglio corporate degli intermediari<sup>2</sup>.

I portafogli crediti sono stati ricostruiti sulla base delle segnalazioni di matrice dei conti rassegnate dagli intermediari con riferimento alla data contabile del 31 dicembre 2008.

Sono state condotte analisi micro (sul singolo portafoglio) e macro (sull'intero sistema), sia a livello individuale sia a livello consolidato. In sintesi, a livello individuale, il capitale economico medio del sistema Italia relativo al rischio di concentrazione geo-settoriale si attesta al 2,12% del valore totale del portafoglio<sup>3</sup>; l'incidenza media del rischio di concentrazione geo-settoriale sul capitale economico è pari al 24,91%<sup>4</sup>.

A livello consolidato, il capitale economico medio si riduce significativamente attestandosi allo 0,78%<sup>5</sup>; l'incidenza media del rischio di concentrazione geo-settoriale sul capitale economico si attesta al 9,10%<sup>6</sup>.

Il presente lavoro è volto a stimolare un dibattito sulla tematica della misurazione del rischio di concentrazione del credito. Le analisi condotte sono da considerarsi un esercizio finalizzato ad apprezzare la capacità del modello di Pykhtin di produrre adeguate stime del rischio e ordinamenti internamente coerenti. Gli affinamenti metodologici relativi alla costruzione dei cluster geo-settoriali e alla calibrazione del modello alla realtà italiana costituiranno oggetto di lavori futuri.

---

<sup>2</sup>Sono state prese in considerazione le esposizioni nei confronti di “imprese non finanziarie” e di “famiglie produttrici”, indipendentemente dall'ammontare dell'esposizione (cfr. paragrafo 3).

<sup>3</sup>Al netto dei benefici di diversificazione, il capitale economico medio a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale è pari al 2,26%.

<sup>4</sup>Al netto dei benefici di diversificazione, l'incidenza media del rischio di concentrazione geo-settoriale sul capitale economico è pari al 26,68%.

<sup>5</sup>Al netto dei benefici di diversificazione, il capitale economico medio a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale è pari all' 1,19%.

<sup>6</sup>Al netto dei benefici di diversificazione, l'incidenza media del rischio di concentrazione geo-settoriale sul capitale economico è pari al 14,29%.

Il documento si articola idealmente in tre sezioni. Nella prima, di natura metodologica, viene presentato l'impianto teorico proposto (paragrafo 2). Nella seconda, di natura applicativa, sono descritte la procedura di segmentazione geo-settoriale degli impieghi (paragrafo 3) e la metodologia di stima delle asset correlation e di calibrazione del modello (paragrafo 4). Nell'ultima sezione sono illustrati e commentati i risultati delle analisi condotte sul sistema bancario italiano (paragrafo 5).

## 2 Capitale economico in un modello multifattoriale

Si illustra l'impostazione teorica suggerita ripercorrendo il lavoro di Pykhtin [3].

### 2.1 Il modello multifattoriale

Si consideri un'economia a  $N$  fattori sistematici tra loro correlati e un generico portafoglio crediti composto da  $M$  controparti. L'impresa  $i$  è descritta dalla quota di credito ad essa erogata rispetto al totale del portafoglio  $w_i$ , dalla probabilità di default non condizionata  $p_i$  e dalla LGD  $\mu_i$ . Si ipotizzi che il rendimento standardizzato dell'attivo dell' $i$ -esima impresa segua una distribuzione normale standard. La soglia minima di rendimento che garantisce la sopravvivenza dell'impresa è data da  $N^{-1}(p_i)$ .

Si supponga, inoltre, che i rendimenti degli attivi dipendano linearmente dagli  $N$  fattori di rischio sistematico e che questi ultimi si distribuiscano secondo una distribuzione normale standard.

La dinamica del rendimento dell'attivo dell'impresa sarà quindi indotta da una combinazione specifica dei fattori sistematici e da uno shock  $\xi_i$  idiosincratico, anch'esso caratterizzato da una distribuzione normale standard

$$X_i = r_i Y_i + \sqrt{1 - r_i^2} \xi_i \quad (1)$$

dove  $r_i$  rappresenta la sensibilità dell'impresa  $i$  al fattore sistematico (factor loading).

Per semplicità, si preferisce lavorare con fattori indipendenti. Si scompongono gli  $N$  fattori sistematici in  $N$  fattori indipendenti  $Z_k$  distribuiti secondo distribuzioni normali standard

$$Y_i = \sum_{k=1}^N \alpha_{ik} Z_k \quad (2)$$

Per assicurare che  $Y_i$  abbia varianza unitaria il vettore  $\alpha_i$  deve avere norma unitaria  $\sum_{k=1}^N \alpha_{ik}^2 = 1$ .

L'asset correlation  $\rho_{ij}$  tra due imprese  $i$  e  $j$  è data da

$$\rho_{ij} = r_i r_j \sum_{k=1}^N \alpha_{ik} \alpha_{jk} \quad (3)$$

La distribuzione delle perdite  $L$  sarà allora esprimibile attraverso la seguente espressione:

$$L = \sum_{i=1}^M w_i \mu_i 1_{\{X_i \leq N^{-1}(p_i)\}} \quad (4)$$

dove  $1$  è una funzione indicatrice che assume valore  $1$  se la condizione è soddisfatta.

Il metodo di stima del VaR più semplice in uno schema multifattoriale è offerto dalla simulazione Monte Carlo. Tuttavia, tale tecnica è time consuming. Per risolvere più agevolmente il problema di stima si rende quindi necessario ricorrere a metodologie di approssimazione dei percentili della distribuzione di perdita basate su espressioni in forma chiusa.

## 2.2 Approssimazione del VaR in un modello multifattoriale

Si approssima la “vera” distribuzione delle perdite  $L$  indotta dal modello multifattoriale attraverso una variabile  $L^*$  costruita in modo tale che il valore del  $q$ -esimo percentile, quantificabile per mezzo di una formula chiusa, approssimi il  $q$ -esimo percentile della distribuzione “vera” delle perdite  $L$ . Si pensi la “vera” distribuzione  $L$  come la  $L^*$  più una variabile  $U$  che esprime l'errore di approssimazione ( $U = L - L^*$ ). Tale schema è riproducibile utilizzando una perturbazione  $\epsilon$ :  $L_\epsilon = L^* + \epsilon U$ . Si dimostra che per elevati livelli di confidenza  $q$ ,  $t_q(L_\epsilon)$  può essere calcolato attraverso l'espansione in serie di Taylor centrata in  $t_q(L^*)$ . L'espansione in serie arrestata al secondo ordine, ponendo  $\Delta\epsilon = 1$ , è data da

$$t_q(L) \approx t_q(L^*) + \left. \frac{dt_q(L_\epsilon)}{d\epsilon} \right|_{\epsilon=0} + \frac{1}{2} \left. \frac{d^2 t_q(L_\epsilon)}{d\epsilon^2} \right|_{\epsilon=0} \quad (5)$$

con

$$\left. \frac{dt_q(L_\epsilon)}{d\epsilon} \right|_{\epsilon=0} = E[U|L^* = t_q(L^*)] \quad (6)$$

e

$$\left. \frac{1}{2} \frac{d^2 t_q(L_\epsilon)}{d\epsilon^2} \right|_{\epsilon=0} = - \left. \frac{1}{f_{L^*}(l)} \frac{d}{dl} \left( f_{L^*}(l) \text{var}[U|L^* = l] \right) \right|_{l=t_q(L^*)} \quad (7)$$

dove  $f_{L^*}(\cdot)$  è la funzione di densità di  $L^*$ . Il problema sarà quindi quello di individuare una specificazione di  $L^*$  tale che  $L^* = E[L|Y^*]$ .

### 2.3 Raccordo tra il modello multifattoriale e il modello unifattoriale

Al fine di interpretare le ragioni del divario tra il requisito di primo pilastro IRB e il capitale economico a fronte del rischio di credito è necessario studiare la relazione che esiste tra il modello unifattoriale e il modello multifattoriale. In altre parole è necessario analizzare il legame tra la “vera” distribuzione delle perdite  $L$  e quella approssimata  $L^*$ .

Un modo per far ciò è “comprimere” in un unico fattore sistematico  $Y^*$ , attraverso combinazioni lineari, gli  $N$  fattori indipendenti  $Z_k$

$$Y^* = \sum_{k=1}^N b_k Z_k \quad (8)$$

con  $\sum_{k=1}^N b_k^2 = 1$ .

La correlazione tra il fattore unico  $Y^*$  e il fattore  $Y_i$  è data da

$$\rho_i^* = \sum_{k=1}^N \alpha_{ik} b_k \quad (9)$$

Quindi,

$$Y_i = \rho_i^* Y^* + \sqrt{1 - \rho_i^{*2}} \eta_i \quad (10)$$

dove  $\eta_i$  è una variabile aleatoria normale standard indipendente da  $Y^*$  che esprime rischi semi-specifici, cioè correlati per controparti appartenenti al medesimo settore. In altre parole, per riprodurre il fattore sistematico  $Y_i$  è necessario combinare il fattore sistematico unico  $Y^*$  con un fattore  $\eta_i$  che riflette la parte di rischio semi-specifico, ovvero geo-settoriale. Sostituendo la 10 nella 1 si ha:

$$X_i = r_i \rho_i^* Y^* + r_i \sqrt{1 - \rho_i^{*2}} \eta_i + \sqrt{1 - r_i^2} \zeta_i \quad (11)$$

Quindi,

$$X_i = r_i \rho_i^* Y^* + \sqrt{1 - (r_i \rho_i^*)^2} \zeta_i \quad (12)$$

dove

$$\zeta_i = \frac{r_i \sqrt{1 - \rho_i^{*2}} \eta_i + \sqrt{1 - r_i^2} \zeta_i}{\sqrt{1 - (r_i \rho_i^*)^2}} \quad (13)$$

La funzione di perdita può quindi scriversi come:

$$L = \sum_{i=1}^M w_i \mu_i 1_{\{r_i \rho_i^* Y^* + \sqrt{1 - (r_i \rho_i^*)^2} \zeta_i < N^{-1}(p_i)\}} \quad (14)$$

Ne consegue che il valore atteso condizionato a  $Y^*$  è dato da

$$E[L|Y^*] = \sum_{i=1}^M w_i \mu_i N \left[ \frac{N^{-1}(p_i) - (r_i \rho_i^*) Y^*}{\sqrt{1 - (r_i \rho_i^*)^2}} \right] \quad (15)$$

La funzione di perdita derivante da un modello unifattoriale a granularità infinita sarà pari a

$$L^* = \sum_{i=1}^M w_i \mu_i N \left[ \frac{N^{-1}(p_i) - a_i Y^*}{\sqrt{1 - a_i^2}} \right] \quad (16)$$

Anche se la 15 e la 16 sono simili, il loro significato è diverso. Infatti, nel caso di un modello asintotico e unifattoriale, la distribuzione delle perdite è caratterizzata dal solo fattore sistematico (condizione limite), poiché il rischio idiosincratico è completamente eliminato.

Nel caso del modello unifattoriale ricalibrato su uno schema multifattoriale a granularità finita, invece, il solo fattore sistematico  $Y^*$  non riesce a caratterizzare

la funzione di perdita. In tale schema concettuale sono presenti due fonti di incertezza che determinano scostamenti dal valore atteso condizionato: la prima è connessa al rischio idiosincratico presente in un portafoglio a granularità finita; la seconda è legata al rischio semi-specifico derivante dalle differenti configurazioni di rischio non adeguatamente catturate dall'unico fattore di rischio.

Confrontando la 15 e la 16 si osserva che  $L^* = E[L|Y^*]$  se e solo se

$$a_i = r_i \rho_i^* = r_i \sum_{k=1}^N \alpha_{ik} b_k \quad (17)$$

È interessante notare che con il passaggio da un modello multifattoriale a granularità finita ad un modello asintotico unifattoriale il peso del rischio sistematico si riduce (il factor loading  $r_i$  viene scalato per un fattore  $\rho_i^* \leq 1$ ).

Per la determinazione dei pesi  $b$ , Pykthin propone di utilizzare il vettore  $b$  di norma unitaria tale che

$$\max_b = \sum_{i=1}^M w_i \mu_i N \left( \frac{N^{-1}(p_i) + r_i N^{-1}(q)}{\sqrt{1 - r_i^2}} \right) \alpha_i' b \quad (18)$$

## 2.4 L'aggiustamento multifattoriale

La condizione di coerenza 17 assicura che il termine di primo ordine dello sviluppo in serie di Taylor (equazione 5) sia nullo. Il termine di secondo ordine si dimostra essere pari a

$$\frac{1}{2} \frac{d^2 t_q(L_\epsilon)}{d\epsilon^2} \Big|_{\epsilon=0} = - \frac{1}{n(y)} \frac{d}{dy} \left( n(y) \frac{v(y)}{l'(y)} \right) \Big|_{y=N^{-1}(1-q)} \quad (19)$$

dove  $v(y)$  esprime la varianza di  $L$  condizionata a  $Y^* = y$ . La sua derivata prima è pari a  $v'(y)$ . Derivando la 19 rispetto a  $y$ , la 5 diviene

$$\Delta t_q = t_q(L) - t_q(L^*) = - \frac{1}{2l'(y)} \left[ v'(y) - v(y) \left( \frac{l''(y)}{l'(y)} + y \right) \right] \Big|_{y=N^{-1}(1-q)} \quad (20)$$

La derivata prima e la derivata seconda della funzione  $l(y)$  si ottengono differenziando l'espressione 16

$$l'(y) = \sum_{i=1}^M \mu_i w_i \hat{p}'_i(y) \quad (21)$$

$$l''(y) = \sum_{i=1}^M \mu_i w_i \hat{p}''_i(y) \quad (22)$$

dove  $\hat{p}'$  e  $\hat{p}''$  rappresentano le derivate prime e seconde delle probabilità di default condizionate

$$\hat{p}'_i(y) = -\frac{a_i}{\sqrt{1-a_i^2}} N' \left( \frac{N^{-1}(p_i) - a_i y}{\sqrt{1-a_i^2}} \right) \quad (23)$$

$$\hat{p}''_i(y) = -\frac{a_i}{\sqrt{1-a_i^2}} \frac{N^{-1}(p_i) - a_i y}{\sqrt{1-a_i^2}} N' \left( \frac{N^{-1}(p_i) - a_i y}{\sqrt{1-a_i^2}} \right) \quad (24)$$

Poiché  $L^*$  è una funzione deterministica di  $Y^*$ , la varianza condizionata di  $U$  è anche la varianza condizionata di  $L$ , quindi  $v(y) = \text{var}(L|Y^* = y)$ . La varianza condizionata di  $L$  può quindi scriversi come

$$\text{var}[L|Y^* = y] = \text{var}[E(L|\{Z_k\})|Y^* = y] + E[\text{var}(L|\{Z_k\})|Y^* = y] \quad (25)$$

Il primo addendo della 25 rappresenta la varianza condizionata delle perdite di un portafoglio in uno schema multifattoriale a granularità infinita ed esprime la distanza tra la distribuzione di perdita indotta da un modello multifattoriale a granularità infinita e quella indotta da un modello asintotico unifattoriale. La sua espressione è data da

$$v_\infty(y) = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M w_i w_j \mu_i \mu_j \left[ N_2 \left( N^{-1}(\hat{p}_i(y)), N^{-1}(\hat{p}_j(y)), \rho_{ij}^Y \right) - \hat{p}_i \hat{p}_j \right] \quad (26)$$

dove  $N_2(\cdot)$  rappresenta la funzione di ripartizione di una normale doppia e  $\rho_{ij}^Y$  è pari a

$$\rho_{ij}^Y = \frac{r_i r_j \sum_{k=1}^N \alpha_{ik} \alpha_{jk} - a_i a_j}{\sqrt{(1-a_i^2)(1-a_j^2)}} \quad (27)$$

Differenziando la 26 rispetto a  $y$  si ottiene

$$v_\infty(y)' = 2 \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M w_i w_j \mu_i \mu_j \hat{p}_i'(y) \left[ N \left( \frac{N^{-1}(\hat{p}_j(y)) - \rho_{ij}^Y \hat{p}_i(y)}{\sqrt{1 - (\rho_{ij}^Y)^2}} \right) - \hat{p}_j(y) \right] \quad (28)$$

Il secondo addendo della 25 descrive l'effetto del numero finito di controparti affidate. Questo termine rappresenta l'aggiustamento per la granularità ed è nullo per  $M \rightarrow \infty$ . La sua espressione è data da

$$v_{GA} = \sum_{i=1}^M w_i^2 \left( \mu_i \left[ \hat{p}_i(y) - N_2 \left( N^{-1}(\hat{p}_i(y)), N^{-1}(\hat{p}_i(y)), \rho_{ii}^Y \right) \right] + \sigma_i^2 \hat{p}_i(y) \right) \quad (29)$$

e la sua derivata è pari a

$$v'_{GA} = \sum_{i=1}^M w_i^2 \hat{p}_i'(y) \left( \mu_i^2 \left[ 1 - 2N \left( \sqrt{\frac{1 - \rho_{ij}^Y}{1 + \rho_{ij}^Y}} N^{-1}(\hat{p}_i(y)) \right) \right] + \sigma_i^2 \right) \quad (30)$$

Visto che l'equazione 20 è lineare nella varianza condizionata e nella sua derivata, l'aggiustamento multifattoriale è dato dalla somma dell'aggiustamento per i fattori sistematici e per la granularità:  $\Delta t_q = \Delta t_q^\infty + \Delta t_q^{GA}$ . Per  $M \rightarrow \infty$   $\Delta t_q^{GA}$  è nullo e quindi il percentile di  $L^\infty$  sarà dato da  $t_q(L^*) + \Delta t_q^\infty$ .

### 3 Perimetro di applicazione e cluster geo-settoriali

L'utilizzo di un modello di portafoglio a fattori di rischio presuppone una fase preliminare di individuazione dei fattori sistematici da considerare. Il problema della scelta dei fattori riveste un'importanza cruciale nella corretta quantificazione del capitale economico. Infatti, dalla selezione dei fattori dipendono le stime delle default e delle asset correlation, dei factor loading e della matrice di correlazione tra i fattori, che rappresentano gli input fondamentali di alimentazione del modello.

La classificazione economica della clientela per settori utilizzata nel presente lavoro fa riferimento alle modalità seguite dall'ISTAT, che riflettono, a loro volta, quelle utilizzate nel Sistema Europeo dei Conti nazionali e regionali (SEC 95).

La classificazione prevede la suddivisione della clientela nei seguenti settori di attività economica:

1. amministrazioni pubbliche
2. società finanziarie
3. società non finanziarie
4. famiglie (distinte in famiglie produttrici e famiglie consumatrici)
5. istituzioni senza scopo di lucro al servizio delle famiglie
6. resto del mondo
7. unità non classificabili e non classificate.

La clientela appartenente ai settori “società non finanziarie” e “famiglie produttrici” è, a sua volta, classificata in 23 branche. Queste ultime consentono di analizzare le relazioni tecnico-economiche che intervengono nel processo di produzione.

Al fine di individuare i fattori di rischio sistematico si è scelto di definire come dominio di applicazione della metodologia i crediti erogati alle “società non finanziarie” e alle “famiglie produttrici”.

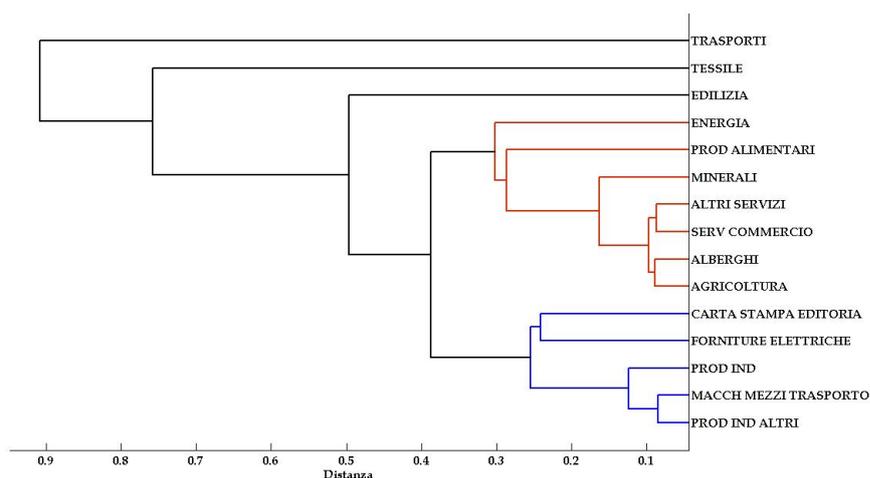
Oltre che per branca di attività economica, gli impieghi sono stati raggruppati per area geografica.

L’obiettivo è quello di individuare un congruo numero di cluster geo-settoriali capaci di rappresentare i fattori macroeconomici che guidano la dinamica delle insolvenze nel sistema produttivo. La metodologia di raggruppamento deve garantire sia lo “spessore” del cluster sia l’elevata similarità tra le componenti all’interno del gruppo. A questo scopo, si è seguita una procedura di individuazione dei cluster articolata sulle seguenti fasi sequenziali:

- accorpamento tra branche
- accorpamento tra aree geografiche
- accorpamento tra branche e aree geografiche.

L’accorpamento tra branche è stato a sua volta articolato su due livelli. Dapprima, sulla base dell’affinità economica sono state opportunamente aggregate le

Figura 1: Dendrogramma delle macro-branch. Il cluster individuato dal colore azzurro rappresenta il cluster dell'industria, quello dal colore rosso è interpretabile come "primario allargato". Il dendrogramma è stato tagliato ad una distanza di 0,35.



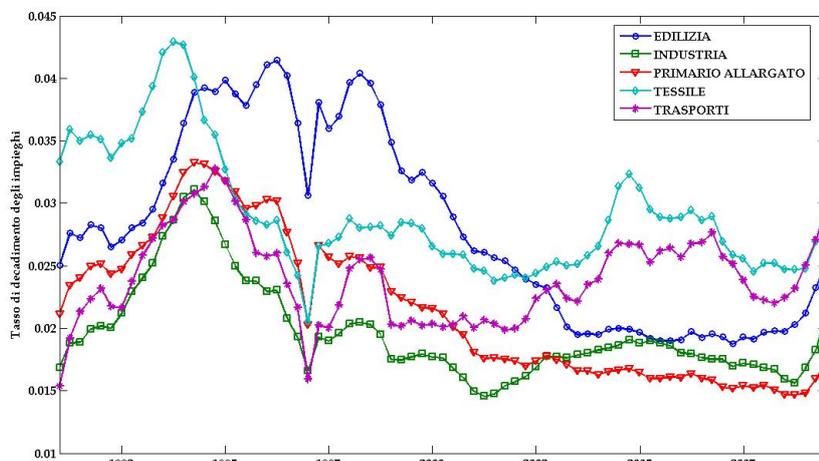
branch poco popolate. Tale accorpamento ha ridotto la numerosità delle branch, da 23 a 15 (cfr. tabella 4 in appendice).

Su questi ultimi 15 insiemi di macro-branch è stata condotta un'analisi di cluster gerarchica utilizzando come misura di similarità la distanza euclidea della correlazione tra i tassi di decadimento osservati nel periodo 31.12.1990 - 30.6.2009, e come algoritmo di aggregazione il metodo single linkage. La cluster analysis gerarchica ha prodotto 5 raggruppamenti di branch omogenee (cfr. figura 1). Il raggruppamento indicato con il colore azzurro rappresenta il settore industriale mentre il cluster rosso rappresenta il settore "primario allargato". Avendo tagliato il dendrogramma ad una distanza di 0,35, i rimanenti cluster da considerare sono costituiti dai seguenti settori economici: "edilizia", "tessile" e "trasporti".

Nella figura 2 sono riportate le serie storiche dei tassi di decadimento dei 5 macro settori. È interessante notare che in essa sono rintracciabili dei periodi in cui la dinamica dei tassi è asincrona tra le diverse macro-branch.

Dall'analisi della dinamica dei tassi di decadimento per aree geografiche (cfr. figura 3) e dall'analisi della matrice di correlazione sono emerse delle similarità tra il meridione e le isole (coefficiente di correlazione pari al 93%) e tra il nord-est e il nord-ovest (coefficiente di correlazione pari al 94%). Sulla base di tali

Figura 2: Dinamica dei tassi di decadimento degli impieghi nei macro-settori individuati.



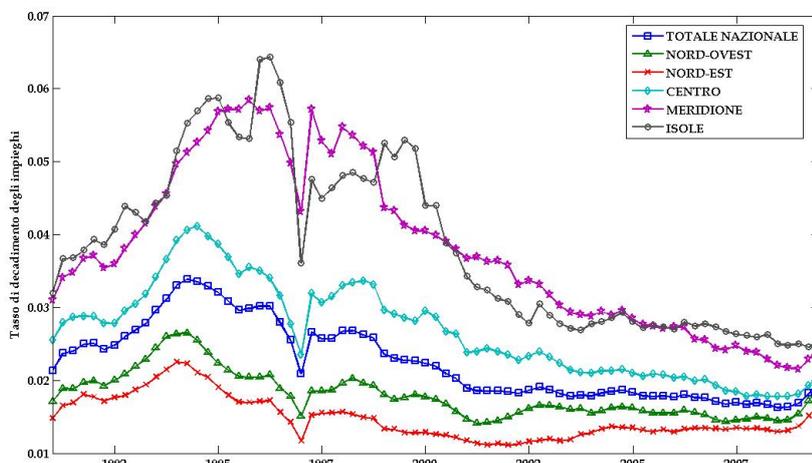
affinità è stata condotta l'aggregazione tra aree geografiche; i cluster geografici considerati sono quindi: nord, centro e sud.

Infine, è stato effettuato un accorpamento tra cluster settoriali e geografici attraverso un'ulteriore analisi di clustering gerarchico<sup>7</sup>. Tale analisi ha permesso di individuare i 5 cluster geo-settoriali finali visibili nel dendrogramma riportato in figura 4. Il dendrogramma è stato "tagliato" ad una distanza di 0,8, in modo tale da ottenere 5 cluster geo-settoriali, a 4 dei quali è possibile attribuire un senso economico: il cluster indicato con il colore azzurro ("Cluster 5") rappresenta gli impieghi del centro-sud; il cluster raffigurato con il colore rosso ("Cluster 4") invece indica i crediti erogati al nord. Gli impieghi del settore dei trasporti alle imprese del centro ("Cluster 3") e alle imprese del nord ("Cluster 1") sono stati considerati appartenenti a cluster diversi, in considerazione della loro elevata distanza. Al cluster rimanente ("Cluster 2") non è possibile attribuire un significato economico. Tuttavia, sulla base dei risultati dell'analisi statistica, si è deciso di considerare idoneo anche tale raggruppamento. Nella tabella 5 in appendice è riportata la legenda dei cluster geo-settoriali finali.

In figura 5 è riportata la dinamica dei tassi di decadimento dei cluster geo-settoriali finali.

<sup>7</sup>Alternativamente, si potrebbe utilizzare l'analisi fattoriale. Tale tecnica consentirebbe di lavorare con fattori ortogonali il cui senso economico non sarebbe peraltro assicurato.

Figura 3: Dinamica dei tassi di decadimento degli impieghi per area geografica.



## 4 Calibrazione del modello

L'ultimo passo da compiere prima di poter applicare il modello è stimare le asset correlation, i factor loading e la matrice di correlazione tra i fattori sistematici. La calibrazione del modello è stata condotta sulla base dei dati di centrale dei rischi. Dapprima, si è stimata la default correlation sulla base delle serie storiche dei tassi di decadimento registrati nei cluster geo-settoriali; da quest'ultima è stata estratta l'asset correlation<sup>8</sup>. La default correlation  $\delta_{ij}$  è stata stimata sulla base della seguente formula [7]

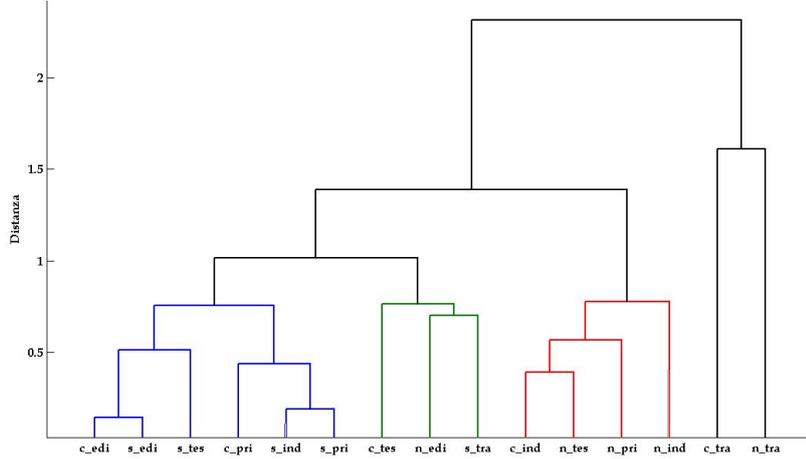
$$\delta_{ij} = \frac{cov(\pi_i, \pi_j)}{\sqrt{(\bar{\pi}_i - \bar{\pi}_i^2)(\bar{\pi}_j - \bar{\pi}_j^2)}} \quad (31)$$

dove  $\pi_i$  e  $\bar{\pi}_i$  rappresentano, rispettivamente, la serie storica del tasso di decadimento del settore  $i$  e la sua media.

Sotto l'ipotesi che l'evento di default possa essere caratterizzato da una distribuzione bernulliana, la default correlation può essere espressa in funzione dell'asset correlation

<sup>8</sup>Alternativamente, si potrebbe stimare l'asset correlation direttamente dagli indici settoriali. Tuttavia, questo approccio non è praticabile se non si vuole perdere nell'analisi la dimensione geografica.

Figura 4: Dendrogramma dei cluster geo-settoriali. Il dendrogramma è stato “tagliato” ad una distanza di 0,8.



$$\delta_{ij} = \frac{N_2(N^{-1}(\bar{\pi}_i), N^{-1}(\bar{\pi}_j), \rho_{ij}) - \bar{\pi}_i \bar{\pi}_j}{\sqrt{\bar{\pi}_i(1 - \bar{\pi}_i)\bar{\pi}_j(1 - \bar{\pi}_j)}} \quad (32)$$

Sulla base delle precedenti relazioni 31 e 32 è stata stimata l’asset correlation associata ai cluster geo-settoriali individuati.

Per semplicità, nel prosieguo dell’analisi si è ipotizzato che tutte le controparti appartenenti al medesimo cluster geo-settoriale siano caratterizzate dalla stessa PD, pari alla media di lungo periodo del tasso di decadimento del settore di appartenenza. In Resti [6] è mostrato che l’ipotesi di omogeneità di PD non condizionate all’interno dei settori induce una sottostima della matrice di asset correlation. Al fine di calibrare correttamente il modello, l’autore suggerisce di utilizzare un parametro di aggiustamento delle asset correlation (interpretabile come un “parametro di vigilanza”). Coerentemente con le analisi di Resti la matrice delle asset correlation è stata aggiustata utilizzando un valore del parametro pari a 2 (cfr. tabella 1).

Le stime di asset correlation prodotte risultano abbastanza contenute. Ciò non è sorprendente, visto che da vari studi empirici emergono valori molto piccoli di asset correlation implicite nelle default correlation. In particolare, i valori stimati da Dietsch e Petey su un campione di piccole e medie imprese francesi e tedesche

Figura 5: Tasso di decadimento degli impieghi dei cluster geo-settoriali individuati attraverso la cluster analysis gerarchica.

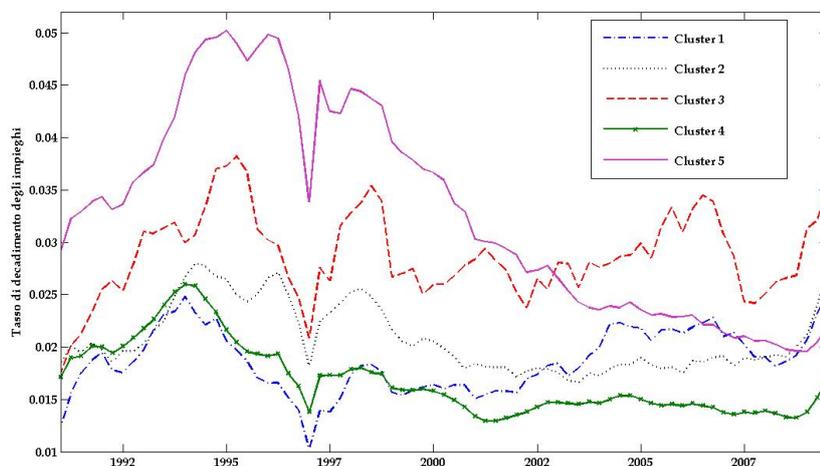


Tabella 1: Asset correlation implicita nei tassi di decadimento dei cluster geo-settoriali, aggiustata con un fattore pari a 2.

	<b>Cluster 5</b>	<b>Cluster 2</b>	<b>Cluster 4</b>	<b>Cluster 3</b>	<b>Cluster 1</b>
<b>Cluster 5</b>	0,0345	0,0131	0,0155	0,0048	-0,0041
<b>Cluster 2</b>		0,0080	0,0073	0,0042	0,0015
<b>Cluster 4</b>			0,0129	0,0002	0,0002
<b>Cluster 3</b>				0,0076	0,0047
<b>Cluster 1</b>					0,0087

sono compresi tra l'1% e il 3% [8]; Duellmann e Scheule pervengono a stime su un campione di imprese tedesche che variano tra lo 0,2% e il 6,14% [9].

Al fine di calibrare il modello sulla base di valori coerenti con il quadro regolamentare, le asset correlation intra-cluster sono state poste pari al 25%, in linea con la scelta metodologica di Duellmann [4],[5]. La matrice di correlazione dei fattori sistematici che ne deriva è riportata nella tabella 2:

Tabella 2: Matrice di correlazione tra i fattori implicita nella struttura di asset correlation.

	Cluster 5	Cluster 2	Cluster 4	Cluster 3	Cluster 1
Cluster 5	1,0000	0,7861	0,7346	0,2985	-0,2391
Cluster 2	0,7861	1,0000	0,7170	0,5310	0,1817
Cluster 4	0,7346	0,7170	1,0000	0,0186	0,0171
Cluster 3	0,2985	0,5310	0,1860	1,0000	0,5737
Cluster 1	-0,2391	0,1817	0,0171	0,5737	1,0000

## 5 Applicazione del modello al sistema bancario italiano

Le analisi sono state condotte aggregando le esposizioni relative alle controparti appartenenti al medesimo cluster geo-settoriale. In tal modo si riduce la complessità del sistema ed il modello diviene, nel concreto, applicabile ad un elevato numero di portafogli. Tale approccio è suggerito da Duellmann [4],[5].

L'oggetto di indagine di questo lavoro è il calcolo del capitale economico a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale. Nell'applicazione del modello non è stato considerato l'aggiustamento per la granularità: si è ipotizzato, cioè, che i portafogli siano sufficientemente popolati e che l'esposizione di ciascuna controparte sia pari ad una piccola frazione del portafoglio.

L'analisi è stata condotta sia su base individuale sia su base consolidata.

Si è ipotizzato che tutti i settori condividano lo stesso tasso di LGD (45%) e che tutte le PD delle controparti appartenenti al medesimo cluster siano pari alla media di lungo periodo della serie storica del tasso di decadimento del cluster.

Per ciascun portafoglio, dopo aver determinato la distribuzione degli impieghi per cluster geo-settoriale, è stato calcolato il requisito patrimoniale secondo la formula regolamentare IRB. Quindi, è stata calcolata la perdita inattesa secondo il modello unifattoriale calibrato sullo schema multifattoriale. Infine, è stato quantificato l'aggiustamento geo-settoriale. Dopo aver nettato le perdite inattese dalla componente attesa ( $EL$ ), è stato calcolato, per differenza, il capitale economico a fronte del rischio di concentrazione ( $C.E.mod$ ) secondo la seguente equazione

$$C.E.mod = (t_q(L^*) - EL) + \Delta t_q^\infty - (t_q(L^\infty) - EL) \quad (33)$$

Il primo addendo dell'equazione 33 rappresenta la perdita inattesa calcolata secondo il modello asintotico unifattoriale calibrato su uno schema multifattoriale ( $t_q(L^*) - EL$ ). Il secondo addendo  $\Delta t_q^\infty$  è interpretabile come una misura di dispersione dal valore atteso condizionato. La somma dei citati addendi fornisce la stima della perdita inattesa in un modello multifattoriale. Il termine  $t_q(L^\infty)$  è il  $q$ -esimo percentile della distribuzione di perdita derivante dal modello asintotico unifattoriale.

Il nucleo fondamentale dell'equazione 33, cioè il termine che incide maggiormente nel calcolo dell'esposizione al rischio di concentrazione, è la perdita inattesa calcolata secondo il modello unifattoriale calibrato su uno schema multifattoriale. Tale valore può essere più o meno elevato rispetto alla perdita inattesa quantificata secondo il modello IRB, in funzione: i) del grado di concentrazione del portafoglio rispetto a quello implicito nella formula regolamentare; ii) del divario tra la struttura di correlazione stimata dal Comitato di Basilea e quella presente nell'economia nazionale. Il valore di  $\Delta t_q^\infty$  risulta, invece, trascurabile.

Le analisi sono state condotte al lordo e al netto dei benefici di diversificazione.

Nel presente lavoro si è scelto di utilizzare, come portafoglio target, l'insieme di impieghi alle "imprese non finanziarie" e alle "famiglie produttrici". Le esposizioni in esso contenute andrebbero opportunamente ricondotte alle classi di attività previste dalla normativa IRB. Le esposizioni ricadrebbero nelle classi di attività IRB corporate e retail, in funzione del valore dell'esposizione. Tuttavia, come già detto, l'analisi è stata condotta su aggregazioni di esposizioni e, per semplicità, si è scelto di considerare le esposizioni come se fossero tutte appartenenti alla classe di attività IRB corporate.

Al fine di apprezzare la bontà dell'ordinamento prodotto dal modello nonché la coerenza logica dei risultati, si è proceduto ad un raggruppamento degli intermediari per classe dimensionale e per attività prevalente.

Per ogni portafoglio, è stata calcolata l'incidenza del capitale economico a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale sul requisito derivante dalla formula regolamentare IRB. Tale valore, non esprime esattamente l'incidenza effettiva sul requisito di primo pilastro effettivamente pagato dagli intermediari, visto che l'analisi è condotta su dati aggregati e che molti intermediari utilizzano il metodo standard per il calcolo dei requisiti patrimoniali. Tuttavia, tale misura fornisce un'indicazione di massima sull'incidenza del rischio di concentrazione sul

capitale economico.

Dai risultati emerge che il capitale economico a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale è funzione, non solo della concentrazione sui cluster (misurabile ad esempio con l'indice di concentrazione di Herfindahl), ma anche della rischiosità degli stessi. In altre parole, a due portafogli a cui è associato lo stesso valore di indice di Herfindahl corrisponderanno, in generale, differenti valori di capitale economico, in funzione della maggiore o minore concentrazione del portafoglio in settori più o meno rischiosi. L'impostazione proposta produce quindi misure di capitale economico sensibili al rischio.

Dall'analisi per classe dimensionale emerge che al 40% delle "banche maggiori e grandi" sono associati benefici di diversificazione. La percentuale di "banche medie" maggiormente diversificate si riduce al 20%. Tale risultato è coerente con l'intuizione economica: gli intermediari sufficientemente grandi sono dotati di reti di dipendenze ampie che permettono di raggiungere un'elevata diversificazione geografica e settoriale.

Inoltre, l'ammontare del capitale economico a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale è inversamente proporzionale alla dimensione degli intermediari (cfr. tabella 3 in appendice). Il capitale economico medio passa da un valore di 1,12% per le "banche maggiori e grandi" a un valore di 1,55% per le "banche medie", a 1,87% per le "banche e bcc piccole" e a 2,50% per le "banche piccolissime diverse dalle bcc". Il valore medio per le "bcc piccolissime" è pari a 1,45%. Tale valore apparentemente anomalo trova spiegazione nella circostanza che tali banche operano quasi esclusivamente nel nord-est e pertanto sono esposte nei confronti del cluster geo-settoriale "QUATTRO", caratterizzato dal tasso di decadimento medio più basso.

Complessivamente, il capitale economico medio a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale calcolato sui 774 intermediari è pari al 2,26%. Considerando anche i benefici di diversificazione, il valore si attesterebbe al 2,12%.

L'incidenza media del rischio di concentrazione geo-settoriale sul requisito calcolato secondo la formula regolamentare IRB è pari al 26,68% al netto dei benefici di diversificazione. Tale valore si ridurrebbe al 24,91% considerando i benefici di diversificazione.

Le principali caratteristiche dei risultati delle analisi condotte a livello individuale sono riscontrabili anche su base consolidata. Coerentemente con l'in-

tuizione economica, i gruppi maggiori sono quelli meno esposti al rischio di concentrazione geo-settoriale.

Al netto dei benefici di diversificazione, il capitale economico medio a fronte del requisito di concentrazione geo-settoriale è pari all'1,19%. Tale valore si riduce allo 0,78% se si considerano gli effetti di diversificazione. L'incidenza del rischio di concentrazione geo-settoriale rispetto al requisito calcolato con la formula regolamentare IRB è pari al 14,29% e al 9,10%, rispettivamente al netto e al lordo dei benefici di diversificazione. Tali valori sono coerenti con i risultati delle analisi effettuate da Duellmann e Masschelein sul sistema bancario tedesco. Secondo gli autori l'incidenza del rischio di concentrazione settoriale sul capitale economico risulta compresa tra il 7,8% e l'11,7% [4].

## **6 Conclusioni**

In questo lavoro è stata applicata, al sistema bancario italiano, la metodologia di misurazione del rischio di concentrazione geo-settoriale proposta da Pykhtin. Tale schema teorico è coerente con il modello di calcolo dei requisiti patrimoniali a fronte del rischio di credito secondo la metodologia IRB. Tale coerenza consente di effettuare legittimamente il confronto tra le misure di capitale economico e capitale regolamentare. L'impostazione à la Pykhtin, generalizza il modello che sottende la formula regolamentare IRB, rimuovendo le ipotesi di infinita granularità del portafoglio e di esistenza di una sola fonte di rischio sistematico. In un siffatto quadro teorico, la differenza tra i medesimi percentili delle distribuzioni di perdita, indotte rispettivamente dal modello più generale e dal modello asintotico unifattoriale, è interpretabile come la perdita inattesa (capitale economico) a fronte del rischio di concentrazione. Tale impostazione permette quindi di raccordare le misure di capitale regolamentare e capitale economico.

L'approccio proposto riesce inoltre a scomporre il rischio di concentrazione nelle sue due componenti: il rischio di concentrazione sui singoli prenditori e il rischio di concentrazione geo-settoriale.

Ulteriori vantaggi dell'impostazione teorica proposta sono riconducibili sia all'utilizzo di espressioni di calcolo in forma chiusa - che rendono la metodologia snella e utilizzabile per il calcolo del capitale economico per un numero elevato

di portafogli - sia alla possibilità di utilizzare tale modello per realizzare esercizi di stress test micro e macro-prudenziali.

In questo lavoro si è apportata una modifica all'approccio proposto da Pykhtin, conducendo l'analisi a livello di cluster geo-settoriale e non a livello di singola controparte.

L'applicazione del modello di portafoglio ha richiesto un'analisi preliminare volta all'individuazione dei cluster geo-settoriali tramite tecniche di cluster analysis gerarchica. Si è scelto come perimetro di applicazione della metodologia l'insieme di esposizioni nei confronti delle "imprese non finanziarie" e delle "famiglie produttrici". Il modello è stato calibrato sui tassi di decadimento degli impieghi registrati in Italia nel periodo 1990-2009.

Le analisi condotte a livello individuale (774 intermediari) e a livello consolidato (75 gruppi) mostrano la capacità del modello di produrre ordinamenti coerenti con le caratteristiche dimensionali degli intermediari/gruppi. Il capitale economico a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale risulta essere inversamente proporzionale alla dimensione della rete di dipendenze degli intermediari/gruppi.

Dalle analisi emerge che il sistema bancario italiano, a livello consolidato, è esposto al rischio di concentrazione geo-settoriale per lo 0,78% del valore totale del portafoglio impieghi. Al netto dei benefici di diversificazione, il valore si attesta all'1,19%. L'incidenza del rischio di concentrazione geo-settoriale rispetto al requisito IRB è pari al 9,10% e al 14,29%, rispettivamente al lordo e al netto dei benefici di diversificazione. Tali valori sono coerenti con i risultati delle analisi effettuate da Duellmann e Masschelein sul sistema bancario tedesco.

## **Riferimenti bibliografici**

- [1] CEBS, 2010. Guidelines on the management of concentration risk under the supervisory review process (GL31).
- [2] Basel Committee on Banking Supervision, 2006. Studies on credit risk concentration, Working Paper n. 15.
- [3] Pykhtin M., 2004. Multi-factor adjustment, Risk Magazine.

- [4] Duellmann K., Masschelein N., 2006. Sector concentration in loan portfolios and economic capital, National Bank of Belgium, Working paper n.105.
- [5] Duellmann K., 2008. Measuring concentration risk in credit portfolio, in The analytics of risk model validation, Christodoulakis e Satchell.
- [6] Resti A., 2008. Il secondo pilastro di Basilea e la sfida del capitale economico, Bancaria editrice.
- [7] Gupton G.M., Finger C.C., Bhatia M., 1997. CreditMetrics-Technical Document.
- [8] Dietsch M., Petey J., 2004. Should SME exposures be treated as retail or corporate exposures? A comparative analysis of default probabilities and asset correlations in French and German SMEs, Journal of Banking and Finance, 4, 773-788.
- [9] Duellmann K., Scheule H., 2003. Asset correlation of German corporate obligors: its estimation, its drivers and implications for regulatory capital, Working paper.

## **Appendice**

Tabella 3: Statistiche descrittive sul capitale economico a fronte del rischio di concentrazione geo-settoriale e sull'incidenza sui requisiti IRB.

Tipologia intermediario	n.obs	C.E.reg					Δ Req				
		min	media	max	dev. st	min	media	max	dev. st		
Enti- attivita' creditizia prevalente: leasing	5	0,00%	0,24%	1,20%	0,54%	0,00%	3,29%	16,43%	7,35%		
Enti- attivita' creditizia prevalente: factoring	1	0,00%	0,00%	0,00%		0,00%	0,00%	0,00%			
Enti- attivita' creditizia prevalente: credito al consumo (e prestiti personali)	5	0,00%	1,39%	5,96%	2,57%	0,00%	15,53%	65,72%	28,23%		
Enti- attivita' creditizia prevalente: mutui	8	0,00%	1,85%	5,21%	1,99%	0,00%	21,14%	58,09%	22,46%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: banche maggiori e grandi	18	0,00%	1,12%	5,21%	1,62%	0,00%	14,12%	57,99%	19,48%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: banche medie	25	0,00%	1,55%	5,96%	1,73%	0,00%	18,31%	65,72%	19,19%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: banche e bcc piccole	102	0,00%	1,87%	5,96%	1,70%	0,00%	22,46%	65,72%	18,69%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: banche piccolissime diverse da bcc	24	0,00%	2,50%	5,53%	1,62%	0,00%	29,25%	61,32%	17,35%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: bcc piccolissime	37	0,13%	1,45%	5,58%	0,97%	1,75%	18,98%	61,76%	10,76%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: banche minuscole e minime diverse da bcc	67	0,00%	2,39%	5,89%	1,99%	0,00%	28,11%	65,05%	22,17%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: bcc minuscole	134	0,00%	2,06%	5,81%	1,81%	0,00%	24,47%	64,13%	19,71%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: bcc minime	246	0,00%	3,07%	5,96%	2,10%	0,00%	35,38%	65,72%	22,49%		
Enti- attivita' creditizia tradizionale: filiali di banche estere	65	0,00%	1,55%	5,96%	1,76%	0,00%	19,25%	65,72%	21,01%		
Enti- servizi/attivita' d'investimento: negoziazione per conto proprio	13	0,00%	2,35%	5,96%	2,02%	0,00%	29,26%	65,72%	23,48%		
Enti- servizi/attivita' d'investimento: esecuzione ordini per conto clienti	8	0,00%	1,96%	4,96%	1,74%	0,00%	25,28%	55,62%	21,14%		
Enti- servizi/attivita' d'investimento: collocamento strumenti finanziari	9	0,00%	1,37%	3,64%	1,28%	0,00%	17,23%	41,62%	15,47%		
Enti- servizi/attivita' d'investimento: gestione di portafogli	5	0,00%	1,06%	2,72%	1,45%	0,00%	14,64%	37,60%	20,06%		
Enti- attivita' particolari: gestione di partite anomale	1	0,00%	0,00%	0,00%		0,00%	0,00%	0,00%			
Enti- attivita' particolari: assunzione di partecipazioni	1	0,00%	0,00%	0,00%		0,00%	0,00%	0,00%			
Totale	774	0,00%	2,26%	5,96%	1,96%	0,00%	26,68%	65,72%	21,51%		

Tabella 4: Individuazione dei cluster settoriali: aggregazione delle branche economiche affini e poco popolate.

<b>Branca di attività economica</b>	<b>Macro branca</b>
Prodotti dell'agricoltura, silvicoltura e pesca	Agricoltura
Prodotti energetici	Energia
Minerali e metalli ferrosi e non ferrosi Minerali e prodotti a base di minerali non metallici	Minerali
Prodotti chimici Prodotti in gomma e plastica	Prodotti industriali
Prodotti in metallo esclusi le macchine e i mezzi di trasporto Altri prodotti industriali	Prodotti industriali altri
Macchine agricole e industriali Macchine per ufficio, macchine per l'elaborazione dei dati Mezzi di trasporto	Macchine e mezzi di trasporto
Materiale e forniture elettriche	Materiale e forniture elettriche
Prodotti alimentari, bevande e prodotti a base di tabacco	Prodotti alimentari
Prodotti tessili, cuoio e calzature, abbigliamento	Tessile e abbigliamento
Carta, articoli di carta, prodotti della stampa ed editoria	Carta stampa editoria
Edilizia e opere pubbliche	Edilizia e opere pubbliche
Servizi del commercio, recuperi e riparazioni	Servizi del commercio
Servizi degli alberghi e pubblici esercizi	Alberghi e pubblici esercizi
Servizi dei trasporti interni Servizi dei trasporti marittimi e aerei Servizi connessi ai trasporti	Trasporti
Servizi delle comunicazioni Altri servizi destinabili alla vendita	Altri servizi

Tabella 5: Cluster geo-settoriali finali costruiti con la tecnica della cluster analysis gerarchica.

<b>Cluster geografico</b>	<b>Cluster settoriale</b>	<b>Cluster geo-settoriale</b>
Nord	Edilizia	Cluster 2
Nord	Industria	Cluster 4
Nord	Primario allargato	Cluster 4
Nord	Tessile	Cluster 4
Nord	Trasporti	Cluster 1
Centro	Edilizia	Cluster 5
Centro	Industria	Cluster 4
Centro	Primario allargato	Cluster 5
Centro	Tessile	Cluster 2
Centro	Trasporti	Cluster 3
Sud	Edilizia	Cluster 5
Sud	Industria	Cluster 5
Sud	Primario allargato	Cluster 5
Sud	Tessile	Cluster 5
Sud	Trasporti	Cluster 2