

Luca Erzegovesi

I MODELLI DI PORTAFOGLIO PER LA GESTIONE DEL RISCHIO DI CREDITO

in corso di pubblicazione su “Bancaria”

questa versione: luglio 2007

1. Introduzione

I modelli per la misurazione e il controllo del rischio di credito a livello di portafoglio sono la cornice entro la quale si valuta il profilo di rischio e risultato delle singole esposizioni creditizie. La letteratura sull'argomento ha conosciuto la sua prima fioritura nel 1997, anno nel quale sono stati divulgati i modelli CreditMetrics¹, CreditRisk+² e CreditPortfolioView³, che ancora oggi sono considerati come capisaldi. Può apparire strano che l'interesse per la tematica si sia raffreddato tra il 1999 e il 2004, cioè negli anni in cui è stato elaborato il nuovo schema di regolamentazione del capitale bancario, noto come “Accordo di Basilea 2”⁴. Probabilmente dietro questo calo di attenzione sta la decisione dei *regulator* di non riconoscere i modelli interni di portafoglio a fini regolamentari. Le autorità di vigilanza hanno ritenuto che tali modelli, utilizzati per stimare le perdite inattese di un portafoglio, fossero ancora relativamente immaturi rispetto ai sistemi di *rating* interno, applicati per valutare le perdite attese, per cui hanno deciso di riconoscere soltanto i secondi a fini regolamentari. Peraltro, Basilea 2 non prescinde dai modelli di portafoglio, tant'è vero che le formule regolamentari per la determinazione dei coefficienti di capitale nel sistema basato sui rating interni sottintendono un modello ben preciso, quello di Vasicek – Gordy⁵. Inoltre, l'uso di tali modelli è incoraggiato ai fini della valutazione interna dell'adeguatezza patrimoniale (ICAAP) prevista dal Secondo Pilastro dell'Accordo.

Questo articolo introduce le principali problematiche applicative dei modelli di portafoglio per la gestione del rischio di credito, secondo l'impostazione sviluppata in un libro sull'argomento scritto dall'autore con Marco Bee, di prossima pubblicazione presso Bancaria editrice.

2. La rilevanza strategica dei modelli di portafoglio

Gestire l'imprevedibilità delle perdite generate dall'insolvenza dei debitori è cruciale per l'equilibrio economico dell'intermediazione bancaria. Secondo la prassi tradizionale, la banca segue approcci empirici, tesi a controllare i risultati a consuntivo. I margini lordi devono coprire il tasso medio di perdita di lungo periodo sulle esposizioni aggregate, eterogenee per rischio. In un mercato dove si applicano *spread* creditizi non compressi dalla concorrenza, è più facile rispettare il vincolo di

¹ V. Gupton, Finger, Bhatia (1997).

² V. Credit Suisse Financial Products (1997).

³ V. Wilson (1997a) e Wilson (1997b)

⁴ V. Basel Committee on Banking Supervision (2004).

⁵ V. Vasicek (1987) e Gordy (2003).

redditività. Si può quindi gestire il disturbo aleatorio delle perdite realizzate con filtri a livello contabile, mediante una politica delle rettifiche di valore intesa a stabilizzare il reddito, o a sfruttare la deducibilità fiscale. Non si applicano misure statistiche del rischio, né a livello di intera banca, né tantomeno a livello di portafogli individuali.

Negli anni novanta i mercati finanziari internazionali hanno intermediato masse enormi di debito, di qualità molto eterogenea e mediamente bassa. Per sopportarne il rischio, gli intermediari hanno fatto ricorso a mercati di trasferimento delle esposizioni, impiegando strumenti tradizionali (*asset-backed securities, loan sales, garanzie*) e innovativi (derivati su crediti, cartolarizzazioni sintetiche). I premi al rischio si sono mantenuti su livelli vicini ai minimi storici, grazie a condizioni di abbondante liquidità e di concorrenza vivace. Si sono assottigliati i margini per assorbire errori di valutazione del rischio. Il costo del debito non garantito e del capitale azionario è diventato sempre più reattivo alla percezione del rischio da parte delle Agenzie di *rating* e dei mercati finanziari. Di conseguenza, le banche hanno perfezionato i modelli di gestione della redditività degli attivi, introducendo in essi la consapevolezza del rischio. Nell'attività creditizia, il rischio di insolvenza è stato classificato e misurato con sistemi strutturati di *rating*. Le innovazioni normative che stanno andando a regime, Basilea 2 e IAS, hanno rafforzato e diffuso queste spinte al cambiamento.

Per le banche operanti in prevalenza sui mercati domestici, la gestione del *banking book* non è mutata sostanzialmente, essendo rimasta un'attività basata in larga prevalenza su relazioni di clientela stabili, esposizioni detenute a scadenza, rischi apprezzabili sull'intero arco dei cicli economici e del credito.

Tuttavia, nel modo di lavorare, sono cambiate molte cose. Le componenti di rischio sono classificate e misurate esplicitamente, così come il contributo al rischio aggregato delle esposizioni elementari. Sono cresciute le opportunità di cessione del rischio, e con esse le situazioni in cui si stima il valore e la qualità di interi portafogli creditizi. I dispositivi di vigilanza obbligano a standard minimi di qualità dei sistemi di controllo. La disciplina di mercato applicata dalle agenzie di *rating* e dagli investitori spinge nella stessa direzione. Ne derivano forti pressioni ad affinare i criteri di *pricing*, rettifica di valore, stima del capitale a rischio utilizzati a fini interni, avendo come termine di paragone le regole di vigilanza e le migliori prassi di mercato.

In questo scenario, una banca non può permettersi di conoscere e di applicare soltanto in parte, cioè a livello di singole esposizioni, i nuovi approcci alla gestione del rischio di credito.

3. La distribuzione delle perdite su crediti

Nell'analisi del rischio di credito, quello che conta è il modello esplicativo del *tasso di perdita a livello di portafoglio* su un orizzonte temporale t , che risulta così definito e interpretato:

$$L_{p,t} = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} D_{i,t} \times EAD_{i,t} \times LGD_{i,t}}{E\epsilon_p} = DF_{p,t} \times HF_{p,t} \times EAD_{p,t} \times LGD_{p,t} \quad (1.1)$$

Il modello è piuttosto complesso, e individua quattro *driver* di rischio⁶:

⁶ La (1.1) si dimostra facilmente sostituendo agli indicatori *driver* presenti nel lato destro le rispettive definizioni fornite in seguito, e semplificando.

- il tasso di frequenza relativa dei *default*, o *default frequency* (indicato con $DF_{P,t}$), che è il rapporto tra il numero di posizioni passate a insolvenza nel periodo, pari a $k_{P,t} = \sum_{i=1}^{n_P} D_{i,t}$, e il numero totale di posizioni n_P ; $D_{i,t}$ è una variabile casuale binaria che assume valore 1 se si verifica l'insolvenza sul credito i -esimo, e valore 0 altrimenti; essa rappresenta il principale fattore aleatorio che guida gli eventi di insolvenza e “accende” le perdite
- il fattore di eterogeneità (*heterogeneity factor*, $HF_{P,t}$) dato dal rapporto tra gli importi iniziali medi, rispettivamente, delle posizioni passate a *default* e dell'insieme di tutti i crediti in portafoglio; se l'importo medio delle esposizioni passate a *default* è superiore a quello relativo all'intero portafoglio, il fattore $HF_{P,t}$ è superiore a 1, e il tasso di perdita aumenta, a parità di altre condizioni;
- il tasso medio ponderato di esposizione al *default* $EAD_{P,t}$, dato dal rapporto tra i totali, rispettivamente, delle esposizioni al momento del *default* in valore e dei rispettivi importi iniziali;
- la *LGD* media ponderata $LGD_{P,t}$, ottenuta dalle *LGD* individuali pesate per le rispettive esposizioni passate a *default*.

Tutte le variabili presenti nel lato destro della (1.1) sono variabili casuali, il cui valore (realizzazione) non è dato di conoscere con certezza alla data iniziale. Il modello completo si presenta quindi di estrema complessità. Al suo interno non tutti i fattori hanno uguale rilevanza. Quelli dominanti sono la frequenza dei *default* in numero e il fattore di eterogeneità. Le misure di probabilità di insolvenza prodotte dai sistemi di *rating* sono stime della frequenza media dei *default* in numero, fondamentale input dei modelli. HF riflette l'effetto dell'eterogeneità degli importi unitari sull'incidenza dei *default* in valore, che è incerto e potenzialmente dannoso quando il portafoglio comprende poche esposizioni di grosso importo insieme ad altre più numerose di incidenza minore, e i *default* riguardano le prime. HF è di solito meno considerato rispetto a DF , EAD e LGD , ma non è per questo da trascurare. Insieme, DF e HF sono i *driver* principali delle fluttuazioni del tasso di *default* in valore, che è la variabile centrale spiegata dai modelli di portafoglio.

Anche LGD ha peso rilevante, mentre di minor impatto sono le oscillazioni di EAD , che possono essere regolate *a priori* scegliendo le forme di prestito e controllando l'utilizzo del credito. Per i fattori EAD e LGD , non deve essere specificato il solo comportamento univariato, ma anche l'andamento congiunto con il tasso di *default*, che accentua il rischio in caso di correlazione fortemente positiva.

Per rendere trattabile il modello della distribuzione si introducono solitamente una o più ipotesi restrittive, come ad esempio:

- l'omogeneità degli importi unitari del portafoglio, che rende HF certo e sempre uguale a 1;
- la certezza di LGD o l'irrelevanza della sua incertezza ai fini della valutazione del rischio di perdita, che consente di utilizzare nel modello un suo valore medio, inteso come dato certo;
- valori di EAD pari a prevedibili con certezza (di solito uguali a 1), o sostituiti, come detto per LGD , con valori attesi considerati equivalenti a dati deterministici.

4. Perdite attese e perdite inattese

Il soggetto che assume rischio di credito ottiene una remunerazione lorda sull'ammontare nominale dell'esposizione: chi eroga un prestito lucra un margine sui costi di provvista; chi concede una garanzia ottiene una commissione, che, economicamente, ha la stessa funzione dello *spread* sul prestito. I margini lordi devono coprire i costi ricorrenti, che comprendono, oltre ai costi operativi diretti, le rettifiche di valore per *perdite attese*, ovvero perdite stimate in base al comportamento medio osservato storicamente su un'esposizione di quel genere. Le perdite attese sono la prima manifestazione economica del rischio di credito.

Una specifica esposizione creditizia produce però perdite che si discostano dalle perdite attese. Le *perdite inattese* sono perdite realizzate che eccedono quelle attese, e intaccano il capitale netto. Il creditore, per evitare di essere contagiato dall'insolvenza dei propri debitori, deve dotarsi di un capitale minimo adeguato rispetto alle perdite inattese.

Per misurare le perdite attese e inattese si deve modellare e stimare la distribuzione di probabilità delle perdite o del tasso di perdita a livello di portafogli.

Le perdite attese si misurano sui valori centrali della distribuzione, di solito sulla media. Le perdite inattese riflettono la dispersione nel lato negativo della distribuzione, e possono essere misurate in diversi modi. Il criterio standard è quello del *Capitale a rischio (CaR)*, che misura le perdite inattese come differenza tra il quantile di perdita con un certo grado di confidenza α e la perdita attesa. In parole semplici, *CaR* è posizionato in modo che la probabilità di subire perdite maggiori del quantile (perdita attesa + *CaR*) sia uguale a $1-\alpha$. Il valore soglia di α dipende dalla tolleranza del rischio di fallimento espressa dal creditore, che è traducibile in un obiettivo di *rating* del suo debito. Ad esempio, se una banca ha un obiettivo di *rating A*, e se nella quantificazione del *rating* un debitore *A* deve avere una probabilità di fallimento a un anno non superiore allo 0,02%, il *CaR* della banca dovrà coprire le perdite eccedenti per un quantile definito da $\alpha = 100\% - 0,02\% = 99,98\%$.

Il *tasso di perdita attesa EL (expected loss)* di un portafoglio, e le perdite attese in valore *EL€* sono i valori attesi, rispettivamente, delle distribuzioni di *L* e *L€*. La relativa stima è un problema complesso, perché la variabile casuale di cui stimiamo il valore atteso è il prodotto dei quattro *driver* casuali presenti nella (1.1). Se restringiamo le ipotesi escludendo l'aleatorietà di *EAD* (le esposizioni al *default* sono prevedibili con certezza) di *HF* (gli importi unitari sono omogenei) e di *LGD* (che si presume certo), il tasso di perdita attesa è funzione del valore atteso della frequenza dei *default* in numeri che viene nella pratica stimato per classi di debitori omogenee per rischio di insolvenza attraverso i sistemi di *rating*. Il *rating* non è una misura cardinale, bensì un voto espresso secondo una scala ordinale che tiene conto di fattori qualitativi e giudizi soggettivi. La misura che meglio si presta a tradurre il *rating* in un dato quantitativo è proprio il tasso di *default* atteso. Nel linguaggio corrente, e nella terminologia di Basilea 2, *E(DF)* è definito probabilità di *default*, *PD*. Ricaviamo così la formula ben nota del tasso di perdita attesa:

$$EL = PD \times EAD \times LGD \quad (1.2)$$

Passiamo ora a definire il *tasso di perdita inattesa UL (unexpected loss)*, e le corrispondenti *perdite inattese* in valore *UL€*: si tratta di concetti equivalenti a quello di *CaR*, e sono quindi dati dalla differenza tra i quantili di perdita (percentuale e in valore) con un grado di confidenza α e i rispettivi valori attesi (*EL* ed *EL€*).

Per misurare le perdite inattese occorre ricostruire l'intera distribuzione di L . Non ci sono scorciatoie perché i portafogli di crediti generano distribuzioni dalla forma asimmetrica e irregolare, e non c'è da fidarsi di semplici approssimazioni parametriche. L'espressione compatta della variabile aleatoria L data nella (1.1) nasconde la complessità di un sistema paragonabile al contatore dei punti in una specie di gioco del *bowling* in cui bocce di numero, dimensioni e provenienze diverse colpiscono con forza variabile numerosi birilli disposti su un territorio vasto e ondulato, anch'essi di altezza e peso eterogeneo e variabile nel tempo. A complicare le cose, ogni tanto anche il terreno subisce scosse di posizione e intensità variabile. Pensiamo ad un modello del sistema fisico così descritto che stimi il numero di birilli che cadono in un turno del gioco e il loro peso: questa è la natura del problema che dobbiamo affrontare. Ci scontreremo con un ostacolo insormontabile se non riuscissimo ad isolare un numero limitato di fattori rilevanti, contando sull'insignificanza o sulla compensazione della miriade di impulsi particolari. Ci interessa, infatti, monitorare delle grandezze aggregate, e non riprodurre esattamente in laboratorio i singoli, numerosissimi eventi che si producono nel sistema reale.

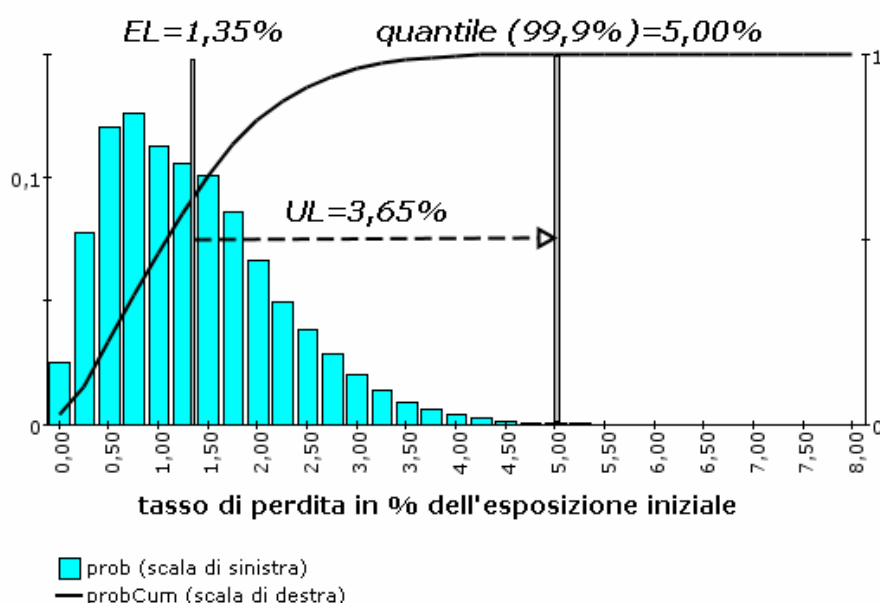
Siamo costretti, per non perderci, a procedere per gradi. Supponiamo di avere a disposizione un esperto che elabori per nostro conto le distribuzioni delle perdite di un dato portafoglio. L'esperto può seguire tre approcci al problema:

- a) specificare e stimare un *modello parametrico* della distribuzione, utilizzando una funzione di densità o di probabilità standard (ad esempio, una lognormale, o una gamma, o una binomiale nel caso di $L\mathcal{E}$; una beta o una binomiale nel caso di L);
- b) *simulare su dati storici* una distribuzione empirica delle insolvenze e delle perdite;
- c) specificare un modello e generare una distribuzione empirica con una *simulazione Monte Carlo*.

Tutti e tre gli approcci sono utili, e vanno conosciuti ed applicati. I modelli parametrici si comportano bene sotto ipotesi restrittive (l'indipendenza tra *default*, o l'esistenza di un unico fattore comune di correlazione). La simulazione storica è importante per saggiare la robustezza dei modelli, e per calibrarne i parametri, ed inoltre non richiede di modellare esplicitamente le distribuzioni sottostanti, che sono desunte dal comportamento empiricamente osservato dei tassi di insolvenza e di perdita. Le simulazioni Monte Carlo sono una panacea per risolvere i casi più complessi, ma esigono al pari dei modelli parametrici l'attenta specificazione e calibrazione dei parametri delle distribuzioni.

Qualunque sia l'approccio, il modello prescelto deve generare una distribuzione di probabilità dei tassi di perdita. Vediamo come esempio un portafoglio con valore iniziale $E\mathcal{E}$ di 64 milioni di euro, composto da due *pool* A e B . I *pool* sono di uguale valore iniziale. A contiene 50 crediti di 640.000€ l'uno, mentre B è più frazionato, e contiene 200 posizioni di 160.000€ ciascuna. L'esperto al nostro servizio elabora per noi la distribuzione delle perdite in valore e dei tassi di perdita del portafoglio $A+B$ su un orizzonte annuale. La distribuzione è di tipo discreto, essendo generata con un modello binomiale, di cui non si approfondisce qui la struttura. Consideriamo la rappresentazione grafica della distribuzione (v. Figura 4.1).

Figura 4.1 Esempio di grafico a barre della distribuzione delle perdite di un portafoglio crediti



Il grafico mostra chiaramente una forma asimmetrica verso il lato destro. È questa la forma tipica della distribuzione delle perdite su crediti. Il tasso di perdita atteso in percentuale dell'esposizione iniziale risulta pari all'1,35%. Per determinare le perdite inattese, fissiamo il grado di confidenza α al 99,9%. Otteniamo un quantile pari al 5%, e quindi un tasso di perdita inattesa pari alla differenza tra 5% e 1,35%, ovvero 3,65%.

Non esiste un'unica forma universalmente applicabile del tasso di perdita, né tanto meno un suo modello parametrico. Questo ci deve rendere estremamente cauti nell'utilizzare misure di rischio basate sulla varianza della distribuzione. Di norma troviamo distribuzioni che si adattano con forme molteplici alle caratteristiche dei portafogli e dei fattori di rischio, nonché – qui sta il difficile – alla correlazione tra fattori.

Come si vede, la distribuzione aiuta a rispondere a problemi concreti riassumibili nelle seguenti domande: qual è il capitale minimo da detenere? Qual è lo *spread* minimo da applicare? Sono domande che possono riguardare tanto singoli prestiti, quanto portafogli o insiemi di portafogli. Per rispondere a queste domande, talvolta è necessario conoscere l'intera distribuzione, mentre in altri casi bastano meno informazioni. Dipende da quello che interessa stimare:

- se la variabile da stimare è legata alle *perdite attese*, la distribuzione non è indispensabile; le perdite attese sono, per l'appunto, *valori attesi* delle distribuzioni che godono di proprietà additiva; le perdite attese in valore di un portafoglio sono la somma delle perdite attese dei crediti componenti; i tassi di perdita sono la media ponderata delle *EL* rispetto alle esposizioni iniziali; basta quindi stimare le perdite attese a livello di singoli prestiti e ottenere i valori aggregati mediante somme (per *EL€*), e medie ponderate (per *EL*);
- se invece dobbiamo stimare le *perdite inattese*, non possiamo, se non in casi particolari, procedere per aggregazioni additive delle misure di rischio (*UL€* e *UL*); dobbiamo invece generare le distribuzioni dei *pool* aggregati mediante procedure più complesse, e su queste calcolare le perdite inattese.

5. Un percorso di approfondimento dei modelli di portafoglio

Nei paragrafi precedenti si è definito un modello di portafoglio generico e le variabili obiettivo da gestire al suo interno. Per acquisire le competenze necessarie per applicare operativamente questi modelli occorre seguire un percorso di cui si elencano i passi fondamentali.

Il primo passo consiste nell'analisi dei *driver* delle perdite, ovvero la frequenza dei *default DF*, e il suo valore atteso *PD*, nonché gli altri fattori *HF* (eterogeneità di importo), *EAD* e *LGD*⁷. La *PD* si differenzia, come ricordato, in funzione delle caratteristiche strutturali dei debitori, riassunte nei giudizi di *rating*. Si deve specificare una struttura delle *PD* in funzione dell'orizzonte temporale di riferimento, che può essere riassunta in una matrice di transizione tra classi di *rating*. Il fatto che uno o più debitori falliscano è l'esito congiunto di fattori aleatori sistematici, che fanno variare congiuntamente le rispettive *PD* condizionate, e di fattori specifici, o idiosincratici, che agiscono in maniera indipendente in ogni singolo caso. L'analisi del comportamento aleatorio delle *PD* al mutare dei fattori sistematici, e la conseguente distinzione tra *PD condizionate* a uno specifico stato dell'economia e *PD non condizionate* sono passaggi di importanza fondamentale. Le altre variabili *driver*, *EAD* e *LGD* sono normalmente oggetto di analisi meno approfondite, sebbene in alcuni casi diventano critiche ed occorrono estensioni dei modelli capaci di gestire questa complessità aggiuntiva.

Il problema di stima delle distribuzioni può essere reso trattabile con un apparato statistico essenziale, basato su distribuzioni di probabilità discrete di forma binomiale e su loro combinazioni⁸. Queste applicazioni gravitano attorno al caso di portafogli suddivisi in esposizioni di uguale importo unitario e con *PD* uniforme. Con l'approccio binomiale si modellano facilmente la varianza del tasso di insolvenza, le distribuzioni condizionate a specifici scenari di *PD*, e le distribuzioni non condizionate, che sono misture di quelle condizionate. Con questo apparato è agevole evidenziare i rischi di concentrazione e di correlazione che influenzano il *CaR* di singoli portafogli e di loro aggregazioni. L'approccio binomiale può essere esteso al caso di *LGD* aleatorie.

I principali modelli di *portfolio credit risk* noti in letteratura e applicati dalle banche, con l'eccezione di CreditRisk+, non si basano su distribuzioni discrete, bensì continue. I modelli nel continuo più diffusi sono basati sull'approccio "strutturale" di Merton (1974), nel quale l'insolvenza è associata alla caduta del valore delle attività aziendali al di sotto di una soglia minima, commisurata all'importo dei debiti. Secondo questo approccio, il fattore ultimo che spiega il *default* è il tasso di rendimento delle attività (*asset return*), e gli svariati fattori idiosincratici e sistematici prima considerati esercitano il loro impatto indirettamente, agendo sugli *asset return*. Il primo modello di questa famiglia è quello unifattoriale di Vasicek (1987), ripreso da Gordy (2003) e incorporato nella formula dei coefficienti di capitale dell'approccio *internal ratings based* di Basilea 2. Il modello di Vasicek misura il rischio sistematico di un portafoglio di crediti in base ad un coefficiente di correlazione rispetto ad un fattore comune a tutti i portafogli, che vincola l'intera struttura delle correlazioni tra *asset return*. Secondo questo approccio, le correlazioni tra eventi di *default* sono a loro volta vincolate alle correlazioni tra *asset return*.

I modelli multifattoriali estendono l'approccio unifattoriale. Tali modelli non consentono una soluzione analitica, ma richiedono tecniche di calcolo numerico basate sulle simulazioni Monte Carlo. Al cuore dei modelli multifattoriali sta ancora la specificazione del processo stocastico degli *asset*

⁷ Per un trattamento esauriente di tali aspetti si rinvia a de Servigny, Renault (2004).

⁸ Il modello binomiale è anche alla base del *framework* operativo di Hickman, Wollman (2002).

return, che qui risulta legato a più fattori, a loro volta mappati sugli attributi geografici e settoriali delle esposizioni. Gli esempi più noti di modelli multifattoriali sono CreditMetrics, sopra ricordato, e Moody's KMV Portfolio Manager⁹. Accanto a questi occorre ricordare altri due approcci al *portfolio credit risk* ampiamente trattati in letteratura, ovvero i già citati CreditRisk+, un modello attuariale piuttosto complesso, ma risolvibile analiticamente, e Credit Portfolio View, caratterizzato da un modello esplicito delle *PD* condizionate in funzione di variabili macroeconomiche osservabili.

Un caso di applicazione significativo dei modelli di portafoglio riguarda le operazioni di cartolarizzazione dei crediti mediante strutture di *Collateralised Debt Obligation*. Queste strutture attivano processi di *pooling* e *tranching* per trasferire il rischio di portafogli sottostanti. Il rischio è trasformato per effetto della ripartizione delle perdite su più *tranche* con diverso grado di subordinazione. Le *CDO* ricevono un *rating* in base a modelli di portafoglio elaborati dalle agenzie che sono interessanti perché sono esempi reali di applicazione in forma “compatta” degli approcci nel discreto (come il modello *BET* di Moody's¹⁰) e dei modelli multifattoriali (come Fitch Default Vector¹¹ e Standard and Poor's *CDOevaluator*¹²).

Le stesse disposizioni di Vigilanza prudenziale delle banche¹³ conseguenti al nuovo Accordo sul capitale riprendono i modelli di portafoglio sopra ricordati, e in particolare il modello unifattoriale di Vasicek – Gordy e le sue estensioni, che trovano applicazione nelle formule dei coefficienti di capitale in funzione delle *PD* che si applicano nell'approccio *IRB*, nel modello del *double default effect* ammesso in caso di esposizioni assistite da garanzie personali, e nei requisiti a fronte di *tranche* di cartolarizzazioni secondo il regime della *supervisory formula*. Il Secondo Pilastro definisce una misura del rischio di concentrazione che anch'essa si basa su concetti ben noti in letteratura.

6. Conclusioni

Nello scenario di Basilea 2 le politiche creditizie subiscono un processo di revisione strategica, che non può prescindere dalla comprensione autonoma e critica del comportamento del principale fattore di rischio, rappresentato dalle perdite inattese a livello di portafoglio.

Per fornire ai lettori di lingua italiana una guida introduttiva a questa complessa materia, con il collega Marco Bee si è impostato un progetto editoriale che ha portato alla realizzazione del libro “I modelli di portafoglio per la gestione del rischio di credito: applicazioni al *banking book*”, di prossima pubblicazione presso Bancaria Editrice. A differenza della letteratura più nota sull'argomento¹⁴, il nostro lavoro non si concentra su specifiche soluzioni “chiavi in mano”, ma intende piuttosto tracciare un percorso graduale che segue i passi illustrati nel paragrafo precedente¹⁵. Partendo da casi didascalici, gestiti con strumenti statistici elementari, si propongono approcci via via più complessi, per concludere con una rassegna degli approcci “industriali” più noti.

⁹ V. Kealhofer, Bohn (2001).

¹⁰ V. Fender, Kiff (2004).

¹¹ V. FitchRatings (2006).

¹² V. Standard and Poor's (2005).

¹³ V. Banca d'Italia(2006).

¹⁴ Si vedano ad esempio Crouhy, Galai, Mark (2000), Resti, Sironi (2007) e Saita (2007).

¹⁵ Il nostro approccio è analogo rispetto a quello seguito in Bluhm, Overbeck, Wagner (2002), rispetto al quale adottiamo un livello di formalizzazione matematica meno complesso.

Ci si augura che questo strumento possa facilitare il percorso di apprendimento delle banche italiane, così che ogni banca possa mettere a punto, su fondamenta solide, le strategie che meglio si adattano alle sue dimensioni, alla sua missione, e al suo ambito di mercato.

Siamo grati all'editore che ha reso possibile questo progetto, e in particolare al dott. Nicola Forti, per la pazienza usata nei confronti degli autori, nonostante il ritardo accumulato, superiore ai 180 giorni. Fortunatamente, il ritardato adempimento non si è trasformato in *default*.

7. Riferimenti bibliografici

Banca d'Italia (2006), *Nuove disposizioni di vigilanza prudenziale per le banche*, Circolare n. 263 del 27 dicembre.

Basel Committee on Banking Supervision (2004), *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework*, Bank for International Settlements, Basel, June.

Bluhm, C., L. Overbeck, C. Wagner (2002), *An Introduction to Credit Risk Modeling*, Chapman e Hall, London.

Crouhy, M., D. Galai, R. Mark (2000), "A comparative analysis of current credit risk models", in *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, pp. 59-117.

de Servigny, A., O. Renault (2004), *Measuring and Managing Credit Risk*, McGraw-Hill, New York.

Fender, I., J. Kiff (2004), *CDO rating methodology: Some thoughts on model risk and its implications*, Bank for International Settlements, BIS Working Papers, Basel, No 163.

FitchRatings (2006), *The Fitch Default VECTOR 3.0 Model– User Manual*, Fitch Ratings, June.

Gordy, M.B. (2003), "A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules", in *Journal of Financial Intermediation*, vol. 12, pp. 199-232.

Gupton, G.M., C.C. Finger, M. Bhatia (1997), *CreditMetrics Technical Document*, Risk Metrics Group.

Hickman, A., J. Wollman (2002), *An Evolutionary Leap in Credit Portfolio Risk Modeling*, Erisk.com, New York, December 18th.

Kealhofer, S., J.R. Bohn (2001), *Portfolio Management of Default Risk*, Moody's KMV.

Merton, R.C. (1974), "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", in *Journal of Finance*, vol. 29, May, pp. 449-470.

Resti, A., A. Sironi (2007), *Risk Management and Shareholders' Value in Banking*, John Wiley & Sons, New York.

Saita, F. (2007), *Value at Risk and Bank Capital Management: Risk Adjusted Performances, Capital Management and Capital Allocation Decision Making*, Academic Press.

Standard and Poor's (2005), *CDO Evaluator 3.0: Technical Document*, Standard and Poor's, Structured Finance, December 19.

Vasicek, O.A. (1987), *Probability of Loss on Loan Portfolio*, KMV Corporation, San Francisco, February 12.

Wilson, T.C. (1997a), "Portfolio Credit Risk (I)", in *Risk*, vol. 10, nr. 9, September, pp. 111-117.

Wilson, T.C. (1997b), "Portfolio Credit Risk (II)", in *Risk*, vol. 10, nr. 10, October, pp. 56-61.