

ALMA MATER STUDIORUM
UNIVERSITÀ DI BOLOGNA
Dipartimento di Scienze Statistiche

Dottorato di Ricerca
in
Metodologia Statistica per la Ricerca Scientifica
XIX Ciclo
Settore Scientifico Disciplinare
SECS-S/03

UN MODELLO VAR
PER LA MISURA DEL RISCHIO DI CREDITO
NELLE BANCHE

di

Lorenzo Giolli

Tutor: *Prof. Michele Costa*

Coordinatore: *Prof. Daniela Cocchi*

Anno Accademico 2005-2006

Ai miei genitori

Indice

Lista delle Figure	v
Lista delle Tabelle	vi
Premessa	1
1 Gli accordi di Basilea	4
1.1 Introduzione	4
1.2 L'Accordo di Basilea del 1988 (Basilea 1)	6
1.2.1 Gli aspetti positivi e negativi di Basilea 1	9
1.3 Il Nuovo Accordo (Basilea 2)	11
1.3.1 Strutturazione del Nuovo Accordo di Basilea	15
1.3.2 Il metodo del rating interno	18
1.3.3 Le operazioni di cartolarizzazione	22
1.3.4 Il rischio operativo	23
1.3.5 Aspetti critici del Primo Pilastro	25
1.3.6 Il Secondo Pilastro: Il controllo prudenziale	26
1.3.7 Il Terzo Pilastro	30
1.4 Impatto di Basilea 2 sulle banche	31
1.4.1 Il rating delle agenzie specializzate	32
1.4.2 La trasformazione dei rating da esterni ad interni	33
1.4.3 I rating interni	34
1.4.4 I metodi statistici	35
1.5 Gli effetti di Basilea 2 sulle imprese	37
1.5.1 L'esigenza di una nuova comunicazione d'impresa	38
1.5.2 Le conseguenze dirette sulle imprese	41
1.5.3 Gli effetti per le piccole e medie imprese	43
1.5.4 Gli strumenti innovativi per il controllo gestionale	44
1.6 Un caso di studio per il calcolo del capitale assorbito secondo il sistema dei rating interni	47

2	I principali modelli per il rischio di credito	54
2.1	Introduzione	54
2.2	Portfolio Manager	55
2.2.1	Stima del valore e della volatilità dell'attivo dell'impresa	56
2.2.2	La distanza di insolvenza	56
2.2.3	LA EDF nell'ipotesi di neutralità verso il rischio	57
2.2.4	Calcolo dei tassi di insolvenza per un dato livello di distanza di insolvenza	57
2.2.5	Pregi e difetti di Portfolio Manager	58
2.3	CreditMetrics	58
2.3.1	L'insieme informativo del modello	59
2.3.2	CreditMetrics: il caso di portafoglio composto da un prestito	60
2.3.3	CreditMetrics: il caso di un portafoglio composto da due prestiti	64
2.3.4	CreditMetrics: la simulazione Monte Carlo	69
2.3.5	Pregi e difetti di CreditMetrics	73
2.4	CreditRisk+	75
2.4.1	L'insieme informativo del modello	76
2.4.2	Probabilità di insolvenza deterministica: il modello nel caso uniperiodale	77
2.4.3	Probabilità di insolvenza aleatoria: il modello nel caso uniperiodale	80
2.4.4	Le estensioni al caso multiperiodale	83
2.4.5	I risultati del modello CreditRisk+	84
2.4.6	Il rischio di concentrazione e l'analisi dei settori	85
2.4.7	Pregi e difetti di CreditRisk+	87
2.4.8	Alcuni casi di studio di CreditRisk+	88
2.5	CreditPortfolio View	93
2.5.1	CreditPortfolio View macro	94
2.5.2	CreditPortfolio View direct	97
2.5.3	Lo Shift algorithm	98
2.5.4	Distribuzione delle perdite del portafoglio	100
2.5.5	Pregi e difetti di CreditPortfolio View	100
2.5.6	Tre casi di studio di CreditPortfolio View macro	101
3	Recenti sviluppi nei modelli per il rischio di credito	118
3.1	Introduzione	118
3.2	Modelli strutturali	120
3.3	Modelli a forma ridotta	125
3.4	Modelli a informazione incompleta	128
3.5	Stato attuale della ricerca	131
4	Un modello VaR per la misura del rischio di credito nelle banche	139
4.1	Introduzione	139
4.2	Descrizione del modello	141
4.3	Un caso di studio	143

Conclusioni	155
Bibliografia	157

Lista delle Figure

1.1	Fonte: Elaborazione propria. Requisito patrimoniale in funzione della probabilità di insolvenza con durata uguale a 2.5 e tasso di perdita in caso di insolvenza uguale a 0.45.	52
1.2	Fonte: Elaborazione propria. Requisito patrimoniale in funzione del tasso di perdita in caso di insolvenza con durata uguale a 2.5 e probabilità di insolvenza uguale a 0.0034.	52
1.3	Fonte: Elaborazione propria. Requisito patrimoniale in funzione della durata con tasso di perdita in caso di insolvenza uguale a 0.45 e probabilità di insolvenza uguale a 0.0034.	53
2.1	Fonte: Elaborazione propria. Istogramma dei valori del portafoglio.	74
2.2	Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di insolvenza osservate e stimate con il modello probit (metodo di stima ML).	105
2.3	Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di insolvenza osservate e stimate con il modello logit (metodo di stima ML).	106
2.4	Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di insolvenza osservate e stimate con il modello logit (metodo di stima GLS).	109

Lista delle Tabelle

1.1	Fonte: Elaborazione propria. Calcolo del capitale assorbito per imprese corporate, soggetti sovrani e banche.	51
2.1	Fonte: Gupton et al. (1997). Probabilità di migrazione per una azienda di classe BBB.	61
2.2	Fonte: Elaborazione propria. Flussi di cassa per un'obbligazione di 100 milioni di euro con cedola del 6% e durata 5 anni.	61
2.3	Fonte: Gupton et al. (1997). Tassi di rendimento forward per quattro anni.	62
2.4	Fonte: Gupton et al. (1997). Valori futuri (alla fine del primo anno) in milioni di euro e relative probabilità di un'obbligazione di classe BBB.	63
2.5	Fonte: Gupton et al. (1997). Tassi di recupero per seniority class (in % del valore nominale).	63
2.6	Fonte: Gupton et al. (1997). Valori futuri (alla fine del primo anno) in milioni di euro e relative probabilità di un'obbligazione di classe A.	65
2.7	Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di transizione (alla fine del primo anno) per un'obbligazione di classe BBB e probabilità secondo il modello di Merton.	66
2.8	Fonte: Gupton et al. (1997). Valori di soglia dei rendimenti per l'obbligazione di classe BBB.	67
2.9	Fonte: Gupton et al. (1997). Valori di soglia dei rendimenti per l'obbligazione di classe A.	67
2.10	Fonte: Gupton et al. (1997). Probabilità congiunte (alla fine del primo anno) per i 64 valori del portafoglio (in percentuale). Con l'obbligazione di classe BBB sulle righe e l'obbligazione di classe A sulle colonne.	68
2.11	Fonte: Gupton et al. (1997). Valori (alla fine del primo anno) di un portafoglio composto da due obbligazioni, con l'obbligazione di classe BBB sulle righe e l'obbligazione di classe A sulle colonne.	68
2.12	Fonte: Elaborazione propria. Valori futuri (alla fine del primo anno) in milioni di euro e relative probabilità di un'obbligazione di classe CCC.	71
2.13	Fonte: Gupton et al. (1997). Valori di soglia dei rendimenti delle tre obbligazioni.	71
2.14	Fonte: Gupton et al. (1997). Matrice di correlazione.	71

2.15	Fonte: Elaborazione propria. Scenari standardizzati e correlati	72
2.16	Fonte: Elaborazione propria. Mapping degli scenari standardizzati e correlati	72
2.17	Fonte: Elaborazione propria. Valori del portafoglio.	73
2.18	Fonte: Elaborazione propria. Situazione iniziale dei debitori, probabilità di insolvenza e loro volatilità.	88
2.19	Fonte: Elaborazione propria. Alcuni valori caratteristici della distribuzione di probabilità delle perdite.	89
2.20	Fonte: Elaborazione propria. Alcuni valori caratteristici della distribuzione di probabilità delle perdite dopo la rimozione dei debitori 8 e 10.	90
2.21	Fonte: Elaborazione propria. Variazioni del portafoglio dalla situazione iniziale dopo la rimozione dei debitori 8 e 10.	90
2.22	Fonte: Elaborazione propria. Alcuni valori caratteristici della distribuzione di probabilità delle perdite dopo la rimozione dei debitori 9 e 10.	91
2.23	Fonte: Elaborazione propria. Variazioni del portafoglio dalla situazione iniziale dopo la rimozione dei debitori 9 e 10.	91
2.24	Fonte: Moody's e Economagic: Economic Time Series Page. Insieme informativo del modello.	103
2.25	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche descrittive dell'insieme informativo del modello.	104
2.26	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione logit con la massima verosimiglianza.	104
2.27	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione probit con la massima verosimiglianza.	105
2.28	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione probit con i minimi quadrati generalizzati.	106
2.29	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello probit con il metodo di stima dei minimi quadrati generalizzati.	107
2.30	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione logit con i minimi quadrati generalizzati.	107
2.31	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello logit con il metodo di stima dei minimi quadrati generalizzati.	108
2.32	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello AR(2) senza intercetta per il PIL con i minimi quadrati ordinari.	108
2.33	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello AR(2) senza intercetta per il tasso di interesse di lungo periodo con i minimi quadrati ordinari.	109
2.34	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello AR(2) senza intercetta per il PIL.	110
2.35	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello AR(2) senza intercetta per il tasso di interesse di lungo periodo.	110
2.36	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello VAR(2) con intercetta per il PIL con i minimi quadrati ordinari.	111

2.37	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello VAR(2) con intercetta per il tasso di interesse di lungo periodo con i minimi quadrati ordinari.	111
2.38	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche della stima del modello VAR(2) con intercetta per le equazioni del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo.	112
2.39	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche della stima del modello VAR(2) senza intercetta.	112
2.40	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche sui residui della stima del modello VAR(2) senza intercetta, dove le statistiche λ_1 , λ_2 e λ_3 sono utilizzate per verificare la normalità dei residui (si veda Lutkepohl (2005)).	113
2.41	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello SURE per l'equazione del tasso di interesse di lungo periodo con i minimi quadrati generalizzati.	113
2.42	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello SURE per l'equazione del PIL con i minimi quadrati generalizzati.	114
2.43	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche della stima del modello SURE per le equazioni del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo.	114
2.44	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello SURE per l'equazione del tasso di interesse di lungo periodo.	115
2.45	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello SURE per l'equazione del PIL.	115
2.46	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche delle probabilità di insolvenza ottenute tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per il caso di studio con i modelli AR(2) univariati senza intercetta.	116
2.47	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche delle probabilità di insolvenza ottenute tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per il caso di studio con il modello VAR(2) senza intercetta.	116
2.48	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche delle probabilità di insolvenza ottenute tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per il caso di studio con il SURE.	117
2.49	Fonte: Elaborazione propria. Indici di buon adattamento del modello SURE per le equazioni del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo. Root mean square error (RMSE) e root mean square error dimensionless (RMSE(dim)).	117
4.1	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche descrittive dell'insieme informativo del modello. La serie storica del GDP degli USA concerne il periodo 1970-2005. Dalla serie annuale del prodotto interno lordo degli USA si è ricavata quella degli incrementi annuali relativi le cui statistiche descrittive sono riportate sopra.	146
4.2	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione probit con la massima verosimiglianza.	146
4.3	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello probit con il metodo di stima della massima verosimiglianza.	146
4.4	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche descrittive dell'indicatore del ciclo economico.	147

4.5	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima di sette modelli di regressione ordered probit per la stima delle probabilità di transizione con la massima verosimiglianza.	147
4.6	Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima di sette modelli di regressione ordered logit per la stima delle probabilità di transizione con la massima verosimiglianza.	147
4.7	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered probit per la classi di rating AAA, AA, A e BBB.	148
4.8	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered probit per la classi di rating BB, B, CCC.	149
4.9	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered logit per la classi di rating AAA, AA, A, BBB.	150
4.10	Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered logit per la classi di rating BB, B, CCC.	151
4.11	Fonte: Elaborazione Propria. Matrici di transizione (valori percentuali). . .	152
4.12	Fonte: Elaborazione propria. Statistiche dei valori (milioni di euro) di un portafoglio composto da tre obbligazioni ottenuti tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) con matrice di transizione condizionata probit, condizionata logit e storica (1920-2005).	153
4.13	Fonte: Elaborazione propria. VaR (in milioni di euro) di un portafoglio composto da tre obbligazioni ottenuto tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) con matrice di transizione condizionata (probit e logit) e matrice di transizione storica.	154

Ringraziamenti

Un ringraziamento cordiale va al Prof. Michele Costa per l'attenta lettura del manoscritto.

Premessa

Basilea 2 è il Nuovo Accordo internazionale sui requisiti patrimoniali delle banche. Tre sono i tipi di rischio sui quali si basa il calcolo del requisito patrimoniale delle banche secondo il sopracitato Nuovo Accordo: il rischio operativo, cioè il rischio di perdite connesse alle potenziali inefficienze del sistema di controllo della banca, il rischio di mercato, cioè il rischio correlato alle eventuali perdite del portafoglio determinate dal mercato, e il rischio di credito, cioè il rischio in cui incorrono le banche per l'eventuale incapacità parziale o totale della controparte ad assolvere l'obbligazione assunta.

L'obiettivo del presente lavoro è quello di sviluppare un modello econometrico VaR, per la misura del rischio di credito, condizionato all'andamento del ciclo economico. Il lavoro di tesi di dottorato risulta così strutturato.

Il primo capitolo riguarda gli accordi di Basilea. Basilea 2 rappresenta una vera e propria rivoluzione sia per il sistema bancario, al quale l'Accordo si rivolge direttamente, e sia per il nostro sistema economico caratterizzato per lo più da piccole e medie imprese. Il presente capitolo si pone come obiettivo di:

- descrivere l'Accordo di Basilea 2 partendo dal primo Accordo del 1988. Descrivere i due metodi, previsti dal Comitato di Basilea, per il calcolo del rischio di credito: approccio standard e l'approccio del rating interno
- descrivere il processo di assegnazione del rating seguito dalle società esterne di rating e dalle banche che adottano il metodo del rating interno. Evidenziare i possibili effetti che il Nuovo Accordo potrà avere sul sistema bancario

- individuare e descrivere le conseguenze dirette o indirette che il Nuovo Accordo potrebbe produrre a livello di sistema economico, concentrando l'attenzione sugli effetti per le piccole e medie imprese. Dare una risposta a quei timori che da sempre accompagnano il Nuovo Accordo ossia: possibile restrizione dell'offerta creditizia e aumento del pricing dei prestiti.

Un paragrafo è dedicato ad un caso di studio per il calcolo del capitale assorbito secondo Basilea 2.

Il secondo capitolo è dedicato all'analisi dei modelli per la valutazione del rischio di credito apparsi in questi ultimi anni e utilizzati principalmente, finora, dagli istituti bancari. Questi modelli sono raggruppati in letteratura in tre categorie:

1. modelli attuariali
2. modelli basati sullo schema di Merton
3. modelli econometrici.

Fa parte della prima categoria il modello CreditRisk+. Fanno parte della seconda categoria il modello CreditMetrics e il modello Portfolio Manager. Infine, fanno parte della terza categoria il modello CreditPortfolioView e altri modelli econometrici di recente sviluppo. Il presente capitolo include inoltre tre casi di studio di CreditPortfolio View e alcuni casi di studio di CreditRisk+.

Il terzo capitolo è dedicato ai modelli per la valutazione del rischio di credito in uso in letteratura: i modelli strutturali, i modelli a forma ridotta e i modelli a informazione incompleta. Un paragrafo è dedicato allo stato attuale della ricerca.

Il quarto capitolo concerne un modello econometrico con matrice di transizione condizionata basato sullo schema di CreditMetrics. Il Comitato di Basilea sulla Vigilanza Bancaria (1999a) sottolinea l'importanza dell'uso della matrice di transizione condizionata per la sua capacità di migliorare l'accuratezza dei modelli sul rischio di credito.

Per applicare questa tecnica, si costruisce per prima cosa un indicatore del ciclo economico che indica lo stato del credito del mercato finanziario nel suo insieme. Il passo successivo consiste nel condizionare la matrice di transizione all'indice del ciclo del credito previsto. Al fine di evidenziare il funzionamento di tale tecnica viene presentato un caso di studio basato sullo schema di CreditMetrics.

Capitolo 1

Gli accordi di Basilea

1.1 Introduzione

Il primo gennaio 2007 è entrata in vigore ufficialmente il Nuovo Accordo di Basilea (Basilea 2) la cui novità principale rispetto a Basilea 1 è di prevedere la possibilità per le banche di misurare il rischio di credito attraverso l'introduzione di un sistema di rating interni. In base a questo Nuovo Accordo, applicabile nella maggior parte dei paesi economicamente avanzati, cambiano i criteri con cui le banche decidono in merito alle capacità dei propri clienti di restituire il capitale preso a prestito e di remunerarlo adeguatamente. Nello specifico l'Accordo si propone, attraverso una regolamentazione, di misurare il rischio di mercato, di credito e operativo (Primo Pilastro), in un ambito di rinnovato e attivo intervento della vigilanza (Secondo Pilastro) e di maggior comunicazione, al fine di favorire la formazione di una consistente disciplina di mercato (Terzo Pilastro).

Si tratta quindi di una vera e propria rivoluzione, che investe non solo le banche, alle quali l'Accordo si rivolge direttamente, ma anche le imprese, specie quelle piccole e

medie, che dal sistema bancario traggono quotidianamente la linfa per vivere e continuare a crescere. Con Basilea 2 le banche subiscono una profonda evoluzione nei tecnicismi del sistema di fare banca, dal momento che devono monitorare le varie tipologie di rischio insite nell'attivo, a causa di una operatività vincolata in modo sempre più stringente dal patrimonio. Quest'ultimo diventa, dunque, una risorsa da utilizzare con sempre più parsimonia.

Tutto ciò modifica, di fatto, il rapporto banca-impresa, in particolare per quanto riguarda il sistema di valutazione delle imprese che richiedono alle banche prestiti per lo sviluppo della loro attività operativa e per la loro crescita. Le banche sono incentivate a sviluppare nuovi sistemi di valutazione della clientela grazie alla maggior flessibilità sui requisiti patrimoniali di vigilanza stabiliti dall'accordo. Ad ogni giudizio di rating corrisponde un assorbimento diverso di capitale destinato ad accantonamento prudenziale e di vigilanza e conseguentemente per rating migliori vi è, per l'istituto di credito, un minor assorbimento di capitale che permette di concedere il finanziamento ad un tasso di interesse inferiore. I clienti con giudizi di rating non buoni si vedono invece aumentare il tasso di interesse applicato sui propri finanziamenti.

L'avvento di Basilea 2 ha senza dubbio generato una serie di timori in Italia, sia nel settore bancario che in quello imprenditoriale, soprattutto per la maggiore difficoltà di accesso al credito e per il maggior costo del prestito praticato dalle banche alle imprese, in particolare alle piccole e medie, che rappresentano da sempre il prototipo italiano e che sono spesso sottocapitalizzate. Al di là dei timori l'accordo apporta alcuni importanti cambiamenti, proprio in quei paesi, come l'Italia, caratterizzati da un sistema economico fondato sulla piccola media impresa (PMI), tipicamente a gestione familiare e con una

struttura organizzativa molto semplice e non specializzata. Alle imprese viene richiesta una sempre maggiore trasparenza nell'informativa economica, in quella finanziaria e di progetto. Da affrontare con urgenza anche il problema della eccessiva sottocapitalizzazione che le rende maggiormente vulnerabili in caso di congiuntura negativa da un lato e causa notevoli difficoltà nei processi di crescita dimensionale dall'altro.

Tuttavia anche le banche devono cambiare ottica nella gestione della clientela: devono smettere di basare la concessione di finanziamenti unicamente sulle garanzie reali, mortificando lo spirito imprenditoriale, e devono dotarsi degli strumenti e delle conoscenze necessarie per valutare oculatamente ogni progetto. Alcuni importanti studi del settore rilevano i possibili effetti diretti e indiretti che il nuovo Accordo produce sulle imprese italiane e nel complesso sul sistema economico e finanziario.

1.2 L'Accordo di Basilea del 1988 (Basilea 1)

Nel luglio 1988 il Comitato di Basilea¹ ha proposto l'adozione di un sistema di misurazione dell'adeguatezza patrimoniale, noto come l'Accordo di Basilea², secondo cui il patrimonio della banca deve essere adeguato ai rischi assunti dalla stessa, uniforme per tutte le banche internazionali appartenenti al cosiddetto Gruppo dei Dieci³. In precedenza

¹Il Comitato di Basilea è un organismo di cooperazione internazionale, creato nel 1974, composto dai Governatori delle Banche Centrali e dalle Autorità di Vigilanza Bancaria dei Paesi appartenenti al Gruppo dei Dieci, operante in seno alla Banca dei Regolamenti Internazionali, con sede, appunto, a Basilea. Il Comitato non legifera, formula linee guida, ma le sue proposte sono accettate come normativa vincolante in oltre 100 Paesi. I suoi lavori intendono rendere più efficace la regolamentazione di vigilanza bancaria ed estenderla a tutte le istituzioni bancarie del maggior numero di paesi possibili.

²In Europa, il recepimento dell'Accordo di Basilea è avvenuto tramite le direttive comunitarie n.89/299/CE e n. 89/647/CE.

³I Paesi rappresentati nel Comitato sono: Belgio, Canada, Giappone, Italia, Lussemburgo, Paesi Bassi, Svezia, Regno Unito, Stati Uniti, Francia e Svizzera; tra di essi, l'Italia e i Paesi Bassi intervengono per mezzo della sola Banca Centrale, mentre per il Lussemburgo partecipa la sola Autorità di Vigilanza.

le differenze tra i sistemi di regolamentazione del capitale creavano condizioni di disparità, in termini di concorrenza, fra i sistemi stessi, con una crescente competizione internazionale tra le banche.

L'Accordo di Basilea del 1988, per la prima volta, ha stabilito delle regole precise sui requisiti di capitale⁴, che legano gli stessi ai rischi creditizi delle banche. E le più frequenti discussioni degli anni novanta insistono proprio sugli aspetti base dell'adeguatezza del capitale, cioè capitale e rischio. E' evidente che il capitale assume un ruolo fondamentale nelle banche poiché contribuisce al mantenimento dell'equilibrio economico, patrimoniale e finanziario.

L'introduzione di requisiti minimi di capitale correlati al rischio intende dare maggiore stabilità e solvibilità al sistema finanziario. Contemporaneamente è stato creato, all'interno del sistema bancario internazionale, un approccio standard con una base comune di valutazione dell'adeguatezza patrimoniale delle banche, in modo da mantenere un contesto competitivo uniforme (level playing field). In breve, il Comitato di Basilea ha strutturato i requisiti di capitale per le istituzioni bancarie attraverso la definizione di tre elementi: a) Il capitale di vigilanza, ossia le poste destinate a difendere la banca dall'eventualità di perdite. Esso è suddiviso in tre blocchi denominati Tier 1 (Patrimonio di Base), Tier 2 (Patrimonio Supplementare Primario)⁵ e Tier 3 (Patrimonio Supplementare

⁴Le banche devono soddisfare tre requisiti di adeguatezza patrimoniale: 1) un minimo rapporto tra capitale e attività, in misura pari almeno al 5% (leverage ratio); in Italia è stato previsto, invece, un minimo rapporto tra capitale e crediti per cassa pari almeno al 4.4%; 2) un minimo rapporto tra capitale e attività ponderate per il rischio pari almeno all'8%; 3) un minimo requisito di capitale per far fronte al rischio di mercato relativo a strumenti negoziabili (ad esempio, i titoli), in bilancio e fuori bilancio. In aggiunta a questi requisiti di capitale, la BRI ha stabilito anche dei limiti ai rischi di concentrazione. I grandi rischi, cioè quelli che eccedono il 10% del capitale, devono essere riportati dalla banca, e le posizioni che superano il 25% del capitale non sono consentite. L'emendamento del 1996 all'Accordo originario incorpora anche il rischio di mercato, ed inoltre ufficializza, come già esposto, l'uso di modelli interni basati sulla metodologia del valore a rischio per determinare le esposizioni ai rischi di mercato.

⁵Il Tier 1 comprende il capitale sociale, la riserva legale, le riserve facoltative, il fondo per i rischi

Secondario che incorpora, in un momento successivo, i rischi di mercato). Inoltre il Tier 3 è formato dalle passività subordinate con durata originaria pari o superiore a due anni. b) Il rischio, attraverso la creazione di una serie di ponderazioni relative al rischio di credito delle controparti. Il rischio delle varie esposizioni creditizie (sia per quelle in bilancio che per quelle fuori bilancio) viene quantificato in base a determinate ponderazioni⁶. c) Il rapporto minimo tra il capitale e il rischio. Per il calcolo del requisito patrimoniale relativo alle attività in bilancio l'Accordo prevede per le banche l'obbligo di un capitale regolamentare⁷. Tali requisiti di capitale attribuiscono però la stessa ponderazione alle esposizioni bancarie verso banche, imprese e stati sovrani, nonostante le tre categorie presentino gradi di rischiosità nettamente differenti. L'esperienza maturata negli anni ha evidenziato inoltre come i criteri e le procedure di valutazione dei requisiti utilizzati non siano stati in grado di assicurare un'adeguata rispondenza del capitale secondo il rischio di credito dei finanziamenti concessi dalle banche.

Perciò anche se l'Accordo del 1988 ha delineato nei suoi punti fondanti l'architettura del sistema finanziario internazionale, l'evoluzione delle gestioni bancarie degli ultimi dieci anni e, in particolare, dei rischi di credito che le banche si trovano a fronteggiare, ha indotto il Comitato di Basilea a rivedere l'Accordo⁸ in alcune parti sostanziali. Il nuovo sistema sui requisiti patrimoniali è stato ideato soprattutto con lo scopo di rafforzare ulteriormente il bancario generali e gli strumenti innovativi di capitale, mentre il Tier 2 le riserve di rivalutazione, le passività subordinate, il fondo rischi su crediti e gli strumenti ibridi di patrimonializzazione.

⁶0% per le attività considerate a rischio nullo; 20% per le attività a rischio minimo; 50% per le attività a medio rischio e 100% per quelle a più alto rischio.

⁷Pari all'8% del valore delle posizioni creditizie ponderato per il relativo grado di rischio (risk weighted assets).

⁸È necessario ricordare che l'Accordo del 1988 aveva già vissuto un'importante modifica nel 1996, quando nella schema iniziale è stato introdotto il rischio di mercato: a fronte di questo, nel calcolo dell'adeguatezza patrimoniale, alle banche fu permesso di usare modelli interni di misurazione del rischio basati sulle tecniche di Value at Risk (VaR).

legame tra il capitale e i rischi sottostanti ed essere in grado di riconoscere tutti gli sviluppi nella misurazione e gestione dei rischi bancari.

1.2.1 Gli aspetti positivi e negativi di Basilea 1

A seguito dello sviluppo del financial risk management e dei relativi modelli di analisi il Comitato di Basilea nel gennaio del 1996 dà vita ad un emendamento sul rischio di mercato che, innovando radicalmente l'approccio del 1988, richiede ora una copertura patrimoniale che varia dallo 0.25% all'1.6% secondo la vita residua dei titoli detenuti per negoziazione con rating investment grade emesso dalle note agenzie di rating, anziché il requisito standard dell'8%. Parallelamente si dà il via libera ai fini dell'adeguatezza patrimoniale, all'uso dei modelli interni una volta validati dall'autorità di vigilanza. L'emendamento del 1996 ha esteso l'applicazione dei requisiti di capitale al rischio di mercato per le poste di negoziazione del portafoglio delle banche (cosiddetto trading book). Il sistema di adeguatezza patrimoniale ha retto con sufficiente solidità le sorti della maggior parte dei sistemi di intermediazione finanziaria dei paesi sviluppati per oltre un ventennio. E' certo che l'Accordo nella sua versione più aggiornata, ha svolto un ruolo decisivo nel delineare l'assetto del sistema finanziario internazionale ed ha soddisfatto, almeno parzialmente, quelli che erano gli obiettivi prefissati⁹.

Ma sono gli aspetti negativi a prendere il sopravvento e a determinare il successivo coinvolgimento di tutti i soggetti potenzialmente interessati, i quali intervengono non solo con l'individuazione dei punti deboli ma anche con alcune interessanti proposte migliorative,

⁹Il rafforzamento del livello di patrimonializzazione delle grandi banche del G-10 passa dal 9.3% del 1988 al 11.2% nel 1999.

che sfoceranno poi in un nuovo e più efficace accordo. Tra i limiti più evidenti vi è senz'altro la mancata creazione, all'interno del sistema bancario internazionale, di un contesto competitivo uniforme (level playing field). Sono state sollevate critiche anche per non aver considerato adeguatamente la diversità del merito creditizio delle controparti, all'interno delle varie categorie; inoltre la scadenza dei crediti non viene considerata un fattore di rischio, mettendo sullo stesso piano i prestiti a breve, a medio e lungo termine; vi è poi un'attenzione esclusiva rivolta sul rischio di credito, mentre il principio di diversificazione del portafoglio è del tutto trascurato.

Da queste prime riflessioni, emerge che i requisiti fissati dal Comitato di Basilea hanno poco a che fare con il rischio effettivo. L'inadeguatezza di tali coefficienti, in termini di valutazione del rischio, può inoltre generare fenomeni di Risk Capital Arbitrage (RCA), cioè di arbitraggio delle regole in questione, in sostanziale distonia con gli scopi a essi (ai coefficienti) sottesi.

Si verrebbe a creare una sostanziale incompatibilità tra il finanziamento della grande industria (a bassi margini di interesse) e le esigenze di remunerazione del capitale di rischio della banca per il quale è richiesto l'usuale 8%, rientrando tali finanziamenti nella ampissima classe dei crediti verso imprese private sottoposte alla ponderazione del 100%. Da qui nasce perciò l'esigenza di definire requisiti di capitale che riflettano concretamente il rischio. Le decisioni prese da organismi soprannazionali, come il Comitato di Basilea, condizionano particolarmente il management bancario, sia nelle grandi banche, anche se dispongono dei mezzi e delle competenze necessarie per valutare autonomamente il rischio e il relativo capitale assorbito, sia, e soprattutto, nelle banche più piccole, incentivate a

seguire gli approcci di valutazione del rischio indicati dalle autorità suddette.

1.3 Il Nuovo Accordo (Basilea 2)

Già a partire dagli anni novanta l'Accordo di Basilea 1 si è diffuso in tutti i principali Paesi, all'interno delle singole legislazioni nazionali. Tale innovazione ha favorito il miglioramento della patrimonializzazione delle banche e una maggiore solidità dei sistemi finanziari nazionali e internazionali¹⁰. Ma la struttura dell'accordo ha mostrato presto alcuni limiti inaccettabili, come quello di non poter discriminare tra i diversi prenditori corporate sulla base del loro effettivo merito creditizio o di non poter misurare tutti i rischi che gli intermediari finanziari erano in grado di fronteggiare.

A queste gravi mancanze si aggiungono la scarsa rilevanza data all'impiego delle tecniche di risk management più innovative, la concentrazione ai soli rischi di credito e di mercato, e la non considerazione, in fase di determinazione del requisito patrimoniale, della durata delle operazioni di prestito. L'omissione di fattori così importanti ha determinato degli effetti distorsivi dell'applicazione della normativa, al punto da favorire la diffusione di un vero e proprio arbitraggio regolamentare¹¹, spingendo alcuni intermediari ad incrementare la propria esposizione al rischio, piuttosto che limitarla e controllarla.

¹⁰L'Accordo di Basilea del 1988 è stato, infatti, progressivamente introdotto non solo nei singoli paesi del Gruppo dei Dieci ma anche in quasi tutte le altre nazioni in cui operavano banche attive a livello internazionale. Uno degli obiettivi che il Comitato di Basilea si è da subito posto, ed è efficacemente riuscito a conseguire, è stato quello di fare in modo che tutte le banche con visibilità internazionale fossero assoggettate ad adeguate forme di vigilanza prudenziale. Tra le diverse azioni intraprese in questo senso si ricorda lo sviluppo, in stretta collaborazione con molte autorità di vigilanza di paesi non appartenenti al gruppo dei Dieci, del core principles of effective banking supervision, un documento contenente una serie di linee guida ed indicazioni per l'implementazione di un efficace sistema di vigilanza bancaria.

¹¹Volto alla ricerca di forme di impiego dal rapporto rischio-rendimento più spinto tale da incidere sui coefficienti patrimoniali o all'utilizzo di strumenti finanziari innovativi (asset backed securities, futures, swaps, ecc.) non efficacemente considerati dalla normativa di vigilanza prudenziale.

Sia i limiti riscontrati nell'Accordo, sia le rilevanti innovazioni dei sistemi e degli strumenti finanziari, ma anche delle stesse tecniche di misurazione e gestione delle posizioni di rischio, insieme alla consapevolezza dei risultati conseguiti con l'introduzione dell'accordo sui requisiti patrimoniali, hanno indotto il Comitato di Basilea ad avviare un processo di radicale innovazione dei principi e della struttura dei primi accordi. La prima formale proposta del Comitato per la formulazione di una nuova disciplina sui requisiti patrimoniali è avvenuta nel giugno del 1999. Ma già nel corso degli anni Novanta, in seguito agli effetti dell'applicazione dell'Accordo del 1988, ai numerosi studi in materia e alle numerose osservazioni provenienti dal mondo bancario e accademico, il Comitato ha redatto alcuni emendamenti e integrazioni all'Accordo, al fine di renderlo più efficace ed aderente alla realtà operativa degli intermediari vigilati. Uno degli interventi più significativi riguarda il documento n. 24 del gennaio 1996 (a sua volta modificato nel settembre dell'anno successivo). Si tratta di un emendamento all'Accordo sulla metodologia per la determinazione dei requisiti patrimoniali di copertura dei rischi di mercato¹².

Questo primo passo, relativo al coefficiente di solvibilità e che per la prima volta lega l'entità dei rischi assunti dalle banche alla dotazione di patrimonio, non tiene ancora conto di una adeguata misurazione sull'esposizione al rischio creditizio, che si fonda sulla natura delle controparti debitorie, sul paese di residenza e sulle le garanzie ricevute. Ne consegue il confronto di numerosi studi che danno vita, nell'aprile del 2003, ad un terzo documento di consultazione (CP3, Consultive Paper 3) del Nuovo Accordo di Basilea, considerato dal Comitato lo schema quasi definitivo dell'Accordo.

¹²In particolare erano ammessi due metodi per determinazione dei requisiti patrimoniali per la copertura dei rischi di mercato. Si tratta di un metodo standard ed uno basato su criteri di misurazione interni e l'impiego di tecniche di Value at Risk (VaR).

Tuttavia le numerose proposte di modifica e le diverse critiche intervenute su vari aspetti del CP3, hanno indotto il Comitato a rivedere i tempi di rilascio della versione definitiva, facendoli slittare a giugno 2004. La redazione del Nuovo Accordo è stata effettuata in più fasi ed ha richiesto l'intervento e il contributo non solo dei membri del Comitato, ma anche dell'ambiente accademico, delle associazioni bancarie, delle stesse singole banche, degli istituti di ricerca finanziaria nazionali e sopranazionali, delle varie associazioni di categoria, ecc. Il coinvolgimento di soggetti potenzialmente interessati ha permesso la periodica pubblicazione di documenti di consultazione, una sorta di bozza dell'Accordo, che fungessero da base per riflessioni, proposte di modifica o di integrazione. L'apporto di un vasto e qualificato board informale di consulenti ha quindi prodotto importanti segnalazioni che hanno contribuito alla messa a punto e al continuo perfezionamento dell'Accordo. Allo sviluppo del Nuovo Accordo hanno contribuito anche gli studi di impatto compiuti su un campione di oltre 350 banche di varia dimensione, operatività e nazionalità. Gli studi hanno permesso di raccogliere informazioni sull'impatto della nuova regolamentazione e sulla congruenza della nuova struttura dei requisiti patrimoniali agli obiettivi del Comitato in tema di adeguatezza patrimoniale.

La novità più importante riguarda la possibilità di assegnare un giudizio sul merito creditizio della clientela attraverso l'utilizzo di un sistema di rating interno (per la determinazione del patrimonio di vigilanza). La metodologia dei rating interni, che consente di calcolare Risk Weighted Assets (RWA) seguendo una metodologia più sofisticata, idonea a garantire una misurazione del rischio di credito più precisa e più coerente con le caratteristiche individuali di solvibilità di ciascun prestatore, per poter essere applicata deve essere

previamente valicata da parte delle autorità di vigilanza. I requisiti minimi più importanti che le banche devono osservare riguardano la presenza di un sistema che sia in grado di differenziare i prenditori e i prodotti in gruppi che hanno un livello simile di rischio di credito; una distribuzione equa tra le varie classi di rischio delle esposizioni creditizie; il rating deve essere assegnato ai prenditori prima che sia stato preso l'impegno di prestito e deve essere rivisto periodicamente da un'unità indipendente; l'input minimo che ciascuna banca deve fornire è costituito dalla stima della probabilità di default ad un anno relativa a ciascuna classe di rischio del sistema di rating.

Per giungere ad un risultato simile è stata necessaria la collaborazione tra le principali banche internazionali e le Autorità di Vigilanza dei paesi partecipanti al Comitato, che sottopongono il documento ad ulteriori revisioni¹³, al fine di correggere gli aspetti che avrebbero potuto ostacolare il corretto funzionamento del sistema bancario mondiale. Il lavoro di revisione è terminato e ha condotto al suo definitivo rilascio nel giugno del 2004. Rispetto al precedente accordo Basilea 2 estende la portata del suo intervento, adottando un approccio ampio al tema del controllo del rischio nel quale più soggetti sono coinvolti: gli intermediari, l'organo di vigilanza, il mercato.

I tempi di adozione prevedono che la data minima di implementazione operativa dell'Accordo sia la fine del 2006; dalla data d'implementazione vi è, però, un periodo transitorio, che termina nel 2009, nel corso del quale le regole prudenziali non possono svolgere tutto il loro effetto in termini di requisito patrimoniale¹⁴. Tale periodo consente inoltre

¹³The New Basel Capital Accord (CP2) nel gennaio 2001 e il nuovo Accordo di Basilea sui requisiti patrimoniali CP3 nell'aprile 2003.

¹⁴La rilevanza delle modifiche apportate alla disciplina prudenziale e la necessità di mantenere in una prima fase di applicazione un livello di patrimonializzazione del sistema bancario comparabile a quello attuale hanno fatto propendere per l'introduzione di un floor basato su una percentuale del requisito patrimoniale attualmente calcolato dalle banche; in base a tale floor la banca non potrà, nei primi anni di applicazione

alle Autorità di vigilanza di verificare che non vi siano falle nella normativa che portino a riduzioni immediate e consistenti del livello di capitalizzazione delle banche.

1.3.1 Strutturazione del Nuovo Accordo di Basilea

Da un punto di vista strutturale il documento si articola, già a partire dal 1999, in tre pilastri:

1. **Primo pilastro.** Requisiti patrimoniali minimi complessivi a fronte dei rischi di credito, di mercato e operativo
2. **Secondo pilastro.** Processo di controllo prudenziale in cui si indicano i principi chiave che devono informare un'efficace vigilanza bancaria
3. **Terzo pilastro.** Disciplina di mercato nella quale si introducono i requisiti di informativa al pubblico per le banche che utilizzano il Nuovo Accordo.

In termini di innovazioni, non vi è dubbio che sia il Primo Pilastro ad attirare la maggiore attenzione sia a causa della significatività del suo contenuto che delle problematiche derivanti dall'applicazione. Il nuovo Accordo sul capitale per i requisiti minimi si basa sugli elementi fondamentali dell'Accordo del 1988: una definizione del patrimonio di vigilanza (PV), che rimane invariata (8%), e dei coefficienti minimi di capitale in rapporto alle attività ponderate

delle regole, far scendere il proprio requisito ad un livello inferiore ad una prefissata percentuale del requisito calcolato secondo le attuali regole. Vi è una differenziazione del floor in base ai metodi di calcolo adottati, per il metodo IRB di base, le banche dovranno iniziare a calcolare a fine 2005 i requisiti minimi patrimoniali seguendo le nuove norme in parallelo con il calcolo del requisito effettuato con le norme in vigore. Quando poi saranno applicabili le nuove regole, il requisito sarà comunque sottoposto al floor a fine 2006, ad esempio, il requisito non potrà essere inferiore al 95% del livello calcolato fino a quel momento con il vecchio coefficiente. Il doppio calcolo (c.d. parallel calculation) consiste nel fatto che le banche dovranno calcolare, già alla fine del 2005, i requisiti sulla base del nuovo Accordo. Tra l'altro ciò consente alle autorità di vigilanza di impostare con un certo anticipo un'attività di supervisione che presuppone un diverso sistema di calcolo del requisito patrimoniale, in modo da acquisire una sufficiente esperienza in vista dell'entrata in vigore delle nuove norme (fine 2006 per il metodo IRB di base e fine 2007 per i metodi avanzati).

per il rischio. Il Nuovo Accordo riguarda essenzialmente le modalità di misurazione del rischio insito in tali attività; il denominatore del coefficiente patrimoniale minimo totale è formato da tre componenti: la somma di tutte le attività ponderate per il rischio di credito, più la somma dei requisiti patrimoniali a fronte del rischio di mercato e del rischio operativo, moltiplicata per il fattore 12.5. Da questo punto di vista, stupisce che le proposte del Comitato di Basilea si siano limitate a rivedere unicamente il denominatore del rapporto, ossia il sistema delle ponderazioni del rischio, senza affrontare il problema della definizione del numeratore del rapporto, costituito dal patrimonio di vigilanza. E' noto, infatti, che il patrimonio di vigilanza si compone di due aggregati: patrimonio di base e patrimonio supplementare; di questi, solo il primo, composto principalmente da capitale sociale, riserve di utili e altre riserve esplicite, rappresenta il vero e proprio capitale economico, dato che il secondo è rappresentato principalmente da capitale di debito, debiti subordinati e da strumenti ibridi di capitale di debito. In questo senso, se l'obiettivo era quello di avvicinare la definizione di adeguatezza patrimoniale adottata dalle Autorità di Vigilanza a quella utilizzata internamente dalle banche con i propri modelli di misurazione dei rischi e di conseguente allocazione del capitale, sarebbe stato più opportuno rivedere sia il sistema di misurazione del rischio, sia la definizione di capitale economico. In realtà sembra che questa mancanza derivi piuttosto da un problema di ordine politico, ancor prima che tecnico, ossia dalla consapevolezza che la riapertura di un accordo avrebbe complicato in modo rilevante le negoziazioni relative alle revisioni delle ponderazioni per il rischio.

Il Primo Pilastro prevede, quindi, requisiti patrimoniali per i rischi di mercato, di credito e operativo¹⁵; al fine di migliorare la sensibilità del rischio, il Comitato ha previsto diverse opzioni sia per il rischio di credito che per il rischio operativo rimandando, però, l'argomentazione del tasso d'interesse presente nel portafoglio bancario nell'ambito del Secondo Pilastro. Nello specifico, per la determinazione dei requisiti minimi di capitale sul rischio di credito il Comitato propone due possibili approcci, lo *standardized approach* (Metodo Standard), ovvero una versione riveduta del metodo previsto dall'Accordo del 1988 per il rischio di credito¹⁶ e l'*internal rating based approach* (IRB), basato sui sistemi di rating interni delle banche. I due metodi si differenziano tra loro per complessità, natura del rating assegnato e numero di variabili calcolate. Per le esposizioni bancarie verso i soggetti sovrani¹⁷, i rating possono includere sia le valutazioni elaborate dalle agenzie OCSE per il credito all'esportazione sia quelle pubblicate da agenzie private di valutazione. Per ampliare

¹⁵Il rischio assunto dalla banca, secondo i principi dettati da Basilea 2, è la somma di tre componenti: 1) Rischio di mercato, correlato alle eventuali perdite del portafoglio; 2) Rischio di credito, cioè la probabilità che il finanziamento erogato si tramuti in perdita a causa della insolvenza del debitore; 3) Rischio operativo, connesso alle potenziali inefficienze del sistema di controllo della banca.

¹⁶Il Metodo Standard (*Standardized Approach*), consiste in una versione riveduta del metodo previsto dall'Accordo del 1988 per il rischio di credito, secondo cui alla varie attività sono assegnati coefficienti di ponderazione commisurati al rischio. Al fine di migliorare la sensibilità al rischio del metodo standard senza renderlo eccessivamente complicato, il Comitato ha stabilito di basare le ponderazioni su valutazioni esterne della qualità creditizia (ratings di società quali Moody's, Standard & Poor's, Fitch), moltiplicate per i relativi coefficienti di ponderazione (forniti dal Comitato per categoria prudenziale). Il Comitato prevede che il Metodo Standard sarà impiegato per calcolare i requisiti patrimoniali minimi da un grande numero di banche in ogni parte del mondo. Il nuovo approccio *standardized*, proposto originariamente nel documento del giugno del 1999 è stato in seguito modificato dal Comitato in alcune sue importanti parti. Le principali modifiche riguardano il legame tra le ponderazioni di rischio e i rating esterni delle agenzie di rating internazionali e il maggior riconoscimento delle tecniche di mitigazione del rischio. Le ponderazioni del rischio continueranno ad essere determinate in base alla categoria dei prenditori, come previsto dall'Accordo di Basilea I, quali: paesi sovrani, banche e imprese anche se, all'interno di ogni categoria, il Comitato ha apportato rilevanti modifiche. Il metodo standard prevede, inoltre, un trattamento specifico per le esposizioni al dettaglio. Al fine di considerare la riduzione del rischio di credito che si genera all'interno di un portafoglio di esposizioni numericamente rilevanti e di ammontare contenuto, il nuovo Accordo prevede che sotto particolari condizioni esse possano essere soggette a una ponderazione pari al 75%. Viene in tal modo introdotta la categoria dei crediti inclusi nel portafoglio al dettaglio regolamentare (*Retail*).

¹⁷Il termine *oggetti sovrani* comprende gli stati sovrani, le banche centrali e gli enti del settore pubblico assimilabili agli stati secondo le indicazioni delle autorità di vigilanza nazionali.

il trattamento preferenziale dei crediti bancari a breve termine, è stato proposto di applicare una ponderazione ridotta alle esposizioni interbancarie a breve, a condizione che esse siano denominate e finanziate dalla moneta locale, per assicurare un'adeguata liquidità alle banche dei mercati in questione e favorire la parità concorrenziale fra le banche nazionali e estere sui mercati locali¹⁸.

1.3.2 Il metodo del rating interno

La misurazione del rischio di credito può essere realizzata anche con l'utilizzo di un sistema di rating interno della banca. Innanzitutto è necessario fornire una definizione di sistema di rating. Il Comitato di Basilea definisce un sistema di rating come un insieme di metodi, procedimenti, controlli, dati e sistemi informativi che fungono da supporto alla valutazione del rischio di credito, all'attribuzione dei gradi interni di merito e alla stima quantitativa delle Inadempienze e delle perdite.

Il rating interno consente alla banca di raggiungere la valutazione del rischio di credito, un controllo delle singole posizioni creditizie e l'eventuale downgrading o upgrading delle posizioni, una chiara definizione della politica di pricing dei prestiti, una determinazione più corretta degli accantonamenti per la copertura delle perdite e l'introduzione di informazioni utili per i nuovi modelli di credit risk management. Inoltre i requisiti patrimoniali, con l'utilizzo dei rating interni, sono più flessibili rispetto al metodo standard, rendendo sempre più il capitale proporzionato alla frequenza di insolvenza registrata per le classi di debitori.

¹⁸Alle esposizioni nei confronti di Banca dei Regolamenti Internazionali (BRI), Fondo Monetario Internazionale (FMI), Banca Centrale Europea (BCE) ed Unione Europea (UE) può essere applicata una ponderazione pari allo 0%.

L'accordo individua due possibili metodi in relazione alla capacità della banca di determinare alcuni parametri, quello di base (Foundation Method) e quello avanzato (Advanced Method). Per essere idonea ad impiegare il sistema IRB, una banca deve soddisfare, sia inizialmente che su base continuativa, tutta una serie di requisiti minimi, volti ad assicurare l'integrità e l'affidabilità dei sistemi e dei procedimenti interni di rating, nonché delle stime delle componenti di rischio su cui si basa il calcolo del requisito patrimoniale. Una banca che impieghi stime proprie di una qualsiasi delle componenti del metodo IRB avanzato deve soddisfare tutti i requisiti per il metodo di base, nonché i requisiti minimi addizionali stabiliti per la componente di rischio stimata. I modelli interni si basano sul calcolo di quattro elementi fondamentali, quali la probabilità di insolvenza, la perdita in caso di insolvenza, l'esposizione al momento dell'inadempienza e la durata. Questi dati rappresentano gli input di una funzione il cui risultato è il coefficiente di ponderazione. In entrambi gli approcci le banche devono essere in grado di fornire una stima della PD associata a ciascuna delle classi di rating in cui hanno ripartito le esposizioni di una data categoria.

Dal punto vista economico un'impresa è insolvente¹⁹ quando non è in grado di generare eccedenze monetarie necessarie per la copertura, nel lungo periodo, degli investimenti. Mentre dal punto di vista finanziario è insolvente l'impresa che non presenta condizioni di liquidità e di credito tali da consentirle di adempiere le obbligazioni contratte. Le norme e i principi contabili dei diversi paesi hanno fornito nel corso degli anni definizioni differenti di insolvenza, dal mancato pagamento dopo un certo numero di giorni

¹⁹La definizione di insolvenza, fornita dalla legge fallimentare (art.5 del R.D. n. 267/1942), consiste nella incapacità dell'imprenditore nell'adempire regolarmente le proprie obbligazioni.

all'inadempimento di clausole contrattuali, dalla ristrutturazione del debito attraverso la rinegoziazione delle condizioni contrattuali all'ammissione dell'impresa alle diverse procedure concorsuali. L'introduzione di regole comuni comporta necessariamente una definizione comune di default. Il Comitato di Basilea ha provveduto, quindi, a definire inadempiente un'impresa in mora da oltre 90 giorni²⁰ e l'impresa per la quale la banca giudica difficoltosa l'adempimento dell'obbligazione senza ricorrere all'escussione delle garanzie. In relazione alle esposizioni al dettaglio, invece, l'inadempienza di una singola operazione, non comporta necessariamente l'inadempienza dell'obbligato. Il sistema di rating consente di classificare il debitore in base alla probabilità di insolvenza (Probability of default, PD). Dal punto di vista empirico la PD è data dalla frequenza delle insolvenze registrate in ciascuna classe.

L'accordo individua categorie differenti di esposizioni, in conformità alle numerose ricerche empiriche che hanno dimostrato l'esistenza di differenti probabilità di insolvenza in relazione alla natura dei debitori. Le classi di attività individuate riguardano le esposizioni verso imprese, banche e governi²¹, le esposizioni al dettaglio (retail), definite in precedenza, le esposizioni azionarie, in linea generale composte dalle partecipazioni dirette e indirette in imprese commerciali o istituzioni finanziarie e i crediti commerciali acquistati (purchased receivables).

Le regolamentazioni per le esposizioni al dettaglio sono meno complesse rispetto

²⁰Per l'Italia è stata introdotta una deroga a tale disposizione. Il periodo di mora è stato esteso a 180 giorni, per un periodo transitorio di cinque anni, poiché si è tenuta in considerazione la realtà nazionale.

²¹All'interno dell'esposizione verso imprese si distinguono cinque sottoclassi: a) finanziamento di progetti (project finance), in cui la redditività del progetto costituisce la garanzia del rimborso; b) finanziamento per l'acquisizione di attività materiali (object finance), in cui il flusso di cassa generato dall'attività costituisce una garanzia del rimborso; c) finanziamento per l'acquisto di scorte, il valore della merce costituisce un fattore di mitigazione del rischio; d) finanziamento di beni immobili da investimento (Income Producing Real Estate, IPRE); e) finanziamento di beni immobili commerciali ad alta volatilità del tasso di perdita (High Volatility Commercial Real Estate, HVCRE).

a quelle previste per le imprese, poiché normalmente composte da crediti con rischio omogeneo e di minor valore unitario. La stima della PD delle imprese può essere effettuata utilizzando una (o più)²²delle seguenti metodologie: i dati storici in possesso della banca; le scale di rating di agenzie esterne, ovvero l'utilizzo dei tassi di inadempienza di rating esterni (mapping). Ciò è possibile se vi è una comparazione tra le definizioni e i criteri utilizzati, inoltre, se vi è coerenza tra le caratteristiche dei rapporti con i debitori; se vi è infine l'utilizzo di modelli statistici per la previsione delle inadempienze (credit scoring), purché vengano rispettati diversi requisiti come la dimostrazione della capacità previsionale del modello²³. La stima della componente di rischio appena descritta deve fondarsi sull'esperienza storica e non esclusivamente su valutazioni discrezionali della banca. Infatti, l'Autorità di vigilanza non considera valide le applicazioni meccaniche non giustificate da evidenze empiriche o valutazioni di tipo soggettivo se non opportunamente esplicitate. La misurazione quantitativa del rischio di credito richiede, inoltre, la determinazione della LGD. Ai fini regolamentari, la determinazione della perdita in caso di inadempienza può essere effettuata in diversi modi (in relazione all'approccio prescelto: approccio base e approccio avanzato).

Il Comitato di Basilea ha disposto, data la disponibilità di estesi archivi sui debitori e sui tassi di perdita, l'applicazione del metodo avanzato per il trattamento delle esposizioni retail. Nel caso di esposizioni al dettaglio le banche devono valutare i parametri di perdita (PD, LGD e EAD) a livello di portafoglio, anziché individualmente. La stima dei parametri di rischio viene fatta dalle banche su una base annuale. Alcuni studi empirici hanno dimostrato che il rischio di tali esposizioni sia circa la metà rispetto a quello delle imprese,

²² Possono essere utilizzate congiuntamente più tecniche allo scopo di aggiustare il valore della PD.

²³ Attraverso l'utilizzo di un numero sufficiente di variabili predittive, la rappresentatività del campione di dati utilizzato, nonché l'intervento dell'analista per la valutazione delle variabili rilevanti non incluse nel modello.

di conseguenza, le ponderazioni previste sono notevolmente inferiori. Il CP3 ha suddiviso le esposizioni retail in tre categorie, prevedendo per ciascuna di esse specifiche funzioni per la ponderazione delle attività²⁴.

1.3.3 Le operazioni di cartolarizzazione

Il nuovo Accordo di Basilea, in considerazione delle peculiarità dell'operazione e dei differenti ruoli che le banche possono essere chiamate a svolgere, prevede un trattamento specifico ed articolato per le esposizioni derivanti da operazioni di cartolarizzazione. Tali operazioni determinano un trasferimento a terzi del rischio o di parte del rischio associato alle esposizioni cartolarizzate. La mancanza di una specifica regolamentazione del trattamento ai fini prudenziali di tali operazioni aveva consentito ad alcune banche di utilizzare le cartolarizzazioni per effettuare veri e propri arbitraggi prudenziali e mantenere, così, una dotazione patrimoniale inferiore a quella effettivamente commisurata al rischio in corso. Il nuovo Accordo prevede, pertanto, una serie di disposizioni per il calcolo dei requisiti patrimoniali a fronte delle cartolarizzazioni, sia ordinarie che sintetiche, facendo riferimento non tanto alla natura giuridica dell'operazione o al ruolo ricoperto dalla banca (originator, investitore, garante, fornitore di liquidità, ecc.) quanto ai conseguenti aspetti economici e all'effettivo rischio supportato. La nuova disciplina distingue tra esposizioni creditizie connesse con operazioni di cartolarizzazione (ricomprensive tra l'altro ABS, MBS, linee di liquidità, swap, coperture per tranches, ecc.) ed esposizioni comprese nel portafoglio oggetto di cartolarizzazione (in cui sono inclusi tra gli altri prestiti, ABS, MBS, obbligazioni, azioni)

²⁴Basel Committee on Banking Supervision. *The new Basel capital accord*. 2003b. Consultative Document.

dettando specifiche disposizioni per il loro trattamento ai fini prudenziali.

1.3.4 Il rischio operativo

La consistente crescita delle attività bancarie, diverse dalla tradizionale intermediazione creditizia, e il diverso peso che assumono in relazione alla specializzazione delle singole banche hanno portato ad allontanarsi dal criterio di maggiorare il requisito per il rischio creditizio, in favore di una esplicita considerazione di questi ultimi, soprattutto di quelli operativi. Poiché il Comitato considera il rischio operativo un importante fattore di rischio per le banche, ritiene necessario che queste si cautelino da possibili perdite con una opportuna dotazione di capitale. Il rischio operativo è definibile come: il rischio di perdite derivanti dalla inadeguatezza o dalla disfunzione di procedure, risorse umane e sistemi interni, oppure da eventi esogeni. Tale definizione include il rischio legale, ma non quelli strategico e di reputazione²⁵.

Le metodologie di determinazione dei coefficienti patrimoniali a fronte del rischio operativo adottate dal Comitato di Basilea riguardano l'indicatore semplice (Basic Indicator Approach); il metodo standard (Standardized Approach) e i metodi avanzati di misurazione (AMA). Questi metodi esprimono il diverso grado di sensibilità delle banche al rischio operativo e la diversa sofisticatezza degli strumenti impiegabili per la loro misurazione.

I requisiti patrimoniali negativi per una data linea possono compensare i requisiti relativi ad altre linee; tuttavia qualora il requisito aggregato per tutte le linee di business di un determinato esercizio fosse negativo, nel calcolo del numeratore della formula deve

²⁵Basel Committee on Banking Supervision. *International convergence of capital measurement and capital standards: a revised framework*. 2004. Document NO. 107.

essere posto uguale a zero.

Nel metodo standard si ritiene che ogni particolare linea operativa abbia un differente grado di esposizione al rischio operativo e che il reddito lordo prodotto dalla stessa linea possa misurare bene il livello di esposizione della banca allo specifico rischio operativo di linea. Alle autorità nazionali di vigilanza viene, comunque, lasciata la facoltà discrezionale di consentire a una banca l'impiego di un metodo standard alternativo (Alternative Standard Approach, ASA). Il requisito patrimoniale e la metodologia per il rischio operativo dell'approccio ASA sono gli stessi previsti dal metodo standard, salvo le linee retail banking e commercial banking per le quali sono previste modalità differenti di calcolo che si ritiene possano, in alcune condizioni, meglio esprimere l'esposizione al rischio operativo. Le banche che, invece, adottano i metodi di misurazione avanzati devono implementare al loro interno dei sistemi di misurazione del rischio operativo. Il requisito patrimoniale totale di copertura deve essere determinato sulla base delle risultanze di tale sistema interno. Ovviamente l'Accordo ha definito una serie di criteri cui i sistemi interni di misurazione del rischio operativo devono conformarsi per poter essere ammessi dalle autorità di vigilanza. L'impiego dei metodi standard e avanzati è soggetto ad apposita procedura di ammissione da parte dell'autorità di vigilanza, che deve, tra l'altro, accertare che il consiglio di amministrazione e l'alta direzione, a seconda dei casi, siano attivamente coinvolti nella supervisione del sistema di gestione del rischio operativo; che il sistema di gestione del rischio impiegato sia solido, rispondente ai requisiti e ai criteri di idoneità stabiliti dall'Accordo e applicato nella sua interezza; che la banca dedichi sufficienti risorse all'applicazione del metodo prescelto e alle aree di controllo interno e di audit.

Ma prima di consentire l'impiego dei metodi AMA le autorità di vigilanza dovranno attentamente monitorare la capacità di utilizzo ai fini del calcolo dei requisiti patrimoniali. Alle autorità di vigilanza viene, inoltre, riservata la possibilità di richiedere un periodo di iniziale monitoraggio anche alle banche che intendono impiegare il metodo standard. A una banca può essere consentito di utilizzare il metodo dell'indicatore semplice o il metodo standard per alcuni settori della sua operatività e un AMA per altri settori, a condizione che siano rispettati determinati criteri base. Le banche che sono state abilitate all'impiego di una metodologia avanzata non possono tornare a un metodo più semplice, a meno che non espressamente autorizzate dalle autorità di vigilanza. Le autorità possono, inoltre, richiedere, qualora ritengano che non siano più soddisfatti i criteri di idoneità, che una banca ammessa a operare con un metodo avanzato torni ad adottare un metodo più semplice.

1.3.5 Aspetti critici del Primo Pilastro

Il rating permette alle banche di utilizzare un proprio meccanismo di calcolo. Tuttavia, come già rilevato dal Comitato e dalle Autorità di Vigilanza, l'utilizzo di questo strumento comporta notevoli problemi, soprattutto nel verificarsi di fasi di recessione: quando ad esempio aumentano le difficoltà per le imprese nel vendere i loro prodotti, le conseguenti diminuzioni di rating date dalle agenzie preposte comportano, analogamente, diminuzioni del capitale di vigilanza richiesto; aggravio non quantificabile dalle banche in sede di erogazione del prestito. La possibile traslazione di questa incertezza sui tassi, al momento dell'erogazione del prestito, può aggravare la situazione delle imprese e contribuire a declassamenti di rating o al verificarsi di situazioni di insolvenza, nonché dar luogo all'uscita

dal mercato delle imprese migliori oppure ad aumenti del profilo di rischio del borrower (c.d. moral hazard) nel momento in cui la banca comincia ad erogare meno finanziamenti di quelli richiesti dalle imprese, dando vita a fenomeni di razionamento del credito.

Questo meccanismo rischia di danneggiare soprattutto le imprese operanti nei settori più innovativi e di frontiera che, essendo più giovani e più piccole, non sono in grado di fornire garanzie piuttosto consistenti; d'altra parte, rischiano anche le stesse banche che si ritroverebbero a fornire prestiti solo alle imprese migliori con una riduzione dei proventi derivanti dal margine di interesse. L'impatto riduttivo della componente dovuta ai rischi operativi potrebbe tuttavia non verificarsi per quelle banche che adottano l'approccio più avanzato, in cui compare sia la possibilità che si verifichi un evento di perdita, sia la misura della stessa perdita.

In conclusione, è necessario che l'Autorità di Vigilanza moduli il sistema dei pesi in relazione all'andamento del ciclo economico, anche se il Comitato ha già attribuito ampi margini di discrezionalità ai supervisor soprattutto in merito alla possibilità di modificare, ad esempio nell'approccio standard, i coefficienti di ponderazione relativi a titoli emessi da soggetti sovrani.

1.3.6 Il Secondo Pilastro: Il controllo prudenziale

Il Secondo Pilastro riguarda la revisione dei principi di supervisione: l'obiettivo della revisione è quello di assicurare alle banche un adeguato livello di capitale, intervenendo quando ritenuto opportuno, ma anche di incoraggiare le banche a sviluppare e utilizzare tecniche di monitoraggio e di gestione del rischio. Esso mira ad assicurare che in ogni banca operino adeguati procedimenti interni per valutare l'adeguatezza del proprio patri-

monio sulla base di una misurazione accurata dei rischi cui essa è esposta. Le Autorità di Vigilanza sono perciò chiamate ad accertare se le banche valutano in modo corretto la propria adeguatezza patrimoniale in rapporto ai rischi, tenendo anche conto delle correlazioni esistenti fra le varie tipologie di rischio.

Con il Secondo Pilastro, il Comitato, non intende surrogare il giudizio e la competenza del management bancario, o accollare alle Autorità di Vigilanza la responsabilità del mantenimento di un'adeguata base patrimoniale. Vuole semmai promuovere un attivo dialogo tra banche e Autorità di Vigilanza, affinché al manifestarsi di carenze possano essere presi provvedimenti rapidi ed efficaci per ridurre il rischio o ripristinare i livelli patrimoniali. Di conseguenza, le Autorità di Vigilanza possono adottare un approccio maggiormente focalizzato sulle istituzioni che presentano un profilo di rischio o caratteristiche operative tali da giustificare la maggiore attenzione.

Il Comitato ha individuato quattro principi chiave del controllo prudenziale che integrano quelli delineati nelle molteplici linee guida prudenziali da esso elaborate:

- **Principio 1.** Le banche dovrebbero disporre di un procedimento per valutare l'adeguatezza patrimoniale complessiva in rapporto al loro profilo di rischio e di una strategia per il mantenimento dei livelli patrimoniali
- **Principio 2.** Le Autorità di Vigilanza dovrebbero riesaminare e valutare il procedimento interno di determinazione dell'adeguatezza patrimoniale delle banche e le connesse strategie, nonché la loro capacità di monitorarne e assicurarne la conformità con i requisiti patrimoniali obbligatori. Le Autorità di Vigilanza dovrebbero adottare appropriate misure prudenziali qualora non siano soddisfatte dei risultati di

tale processo

- **Principio 3.** Le Autorità di Vigilanza auspicano che le banche operino con una dotazione patrimoniale superiore ai coefficienti minimi obbligatori, e dovrebbero avere la facoltà di richiedere alle banche di detenere un patrimonio superiore a quello minimo regolamentare
- **Principio 4.** Le Autorità di Vigilanza dovrebbero cercare di intervenire in una fase precoce per evitare che il patrimonio di una determinata banca scenda al disotto dei livelli minimi compatibili con il suo profilo di rischio, ed esigere l'adozione di pronte misure correttive se la dotazione di patrimonio non viene mantenuta o ripristinata.

Il Comitato ha individuato un certo numero di temi importanti sui quali banche e Autorità di Vigilanza dovrebbero rivolgere in particolare la loro attenzione nell'attuare il processo di controllo prudenziale. Tra questi figurano in particolare la trasparenza e la responsabilità nell'esercizio di tale funzione e il trattamento del rischio di tasso d'interesse nel portafoglio bancario (banking book):

- **Trasparenza e responsabilità nell'esercizio della vigilanza prudenziale.** Il Comitato sa che la vigilanza bancaria non è una scienza esatta e che pertanto il controllo prudenziale comporta inevitabilmente elementi di discrezionalità. Nondimeno, le Autorità di Vigilanza devono aver cura di svolgere il loro compito con trasparenza e responsabilità. Esse dovrebbero rendere pubblici i criteri utilizzati nelle analisi delle valutazioni patrimoniali effettuate dalle banche al loro interno. Nel caso in cui una Autorità di Vigilanza decida di fissare soglie di intervento o di obiettivo in termini di coefficienti patrimoniali, ovvero di stabilire soglie al di sopra dei requisiti minimi

per determinare il grado di capitalizzazione di una banca, dovrebbero essere resi noti i fattori che potrebbero essere presi in considerazione nell'operare tali scelte.

- **Rischio di tasso d'interesse nel portafoglio bancario.** Il Comitato considera il rischio di tasso d'interesse nel banking book potenzialmente significativo, al punto da richiedere un'adeguata copertura patrimoniale. Tuttavia, i commenti pervenuti dal settore e le ulteriori analisi effettuate dal Comitato, hanno evidenziato una marcata eterogeneità tra le banche attive a livello internazionale quanto alla natura del rischio sottostante e ai relativi procedimenti di gestione e monitoraggio. Perciò il Comitato ha ritenuto che, al momento attuale, sia più appropriato trattare il rischio di tasso di interesse nel banking book nel quadro del Secondo Pilastro dello schema. Inoltre le Autorità di Vigilanza che riscontrino una sufficiente omogeneità fra le banche della propria giurisdizione, riguardo alla natura e ai metodi di monitoraggio e di misurazione di tale rischio, potrebbero stabilire un apposito requisito patrimoniale minimo obbligatorio. In sede di revisione delle linee guida in materia, i sistemi interni delle banche sono stati ritenuti il principale strumento sia per misurare il rischio di tasso di interesse nel banking book sia per graduare la risposta di vigilanza. Qualora le Autorità di Vigilanza accertino che una banca non dispone di un patrimonio commisurato al suo livello di rischio di tasso di interesse, esse devono richiedere alla medesima di ridurre l'esposizione, detenere una specifica dotazione patrimoniale aggiuntiva, ovvero attuare una combinazione delle due misure. Le Autorità di vigilanza dovrebbero soffermarsi sull'adeguatezza patrimoniale delle banche anomale, ossia quelle il cui valore economico si riduce di oltre il 20% della somma del patrimonio di base e di quello

supplementare per effetto di uno shock standardizzato di tasso (200 punti base) o un suo equivalente²⁶.

1.3.7 Il Terzo Pilastro

Il terzo elemento fondamentale del nuovo Accordo formulato dal Comitato di Basilea si muove nella direzione di un consolidamento della disciplina di mercato, in grado di rafforzare la regolamentazione del patrimonio e le altre misure di vigilanza volte a promuovere la sicurezza e la solidità delle banche e del sistema finanziario.

Il Comitato ha incoraggiato la disciplina di mercato attraverso la elaborazione di una serie di obblighi di trasparenza, con i quali gli operatori valutano le informazioni cruciali sul profilo di rischio e sui livelli di capitalizzazione di una banca. Il Comitato individua nel nuovo Accordo i vantaggi che la banca trae dal processo informativo, soprattutto attraverso metodologie interne di valutazione che le conferiscono una maggiore discrezionalità nel determinare il proprio fabbisogno di capitale. Spingendo verso una più rigorosa disciplina di mercato tramite il potenziamento delle segnalazioni, il Terzo Pilastro del nuovo schema patrimoniale può arrecare notevoli benefici a banche e Autorità di Vigilanza nella gestione del rischio e nel rafforzamento della stabilità.

Nel 2002 il Comitato ha coinvolto vari operatori e organi di vigilanza nel dibattito su quali fossero le segnalazioni bancarie più utili in termini di portata e di tipologia. Scopo della iniziativa era quello di evitare il rischio di riversare sul mercato una mole di informazioni difficilmente interpretabili o utilizzabili per la comprensione del profilo di rischio

²⁶Come descritto nel documento di accompagnamento: Basel Committee on Banking and Supervision. *Principles for the management and supervision of interest rate risk*. 2001h. Consultative Document.

effettivo di una banca. In seguito a ciò il Comitato ha provveduto a ridimensionare significativamente i parametri in materia, specie quelli riferiti ai metodi IRB e alla cartolarizzazione. Una ulteriore considerazione di rilievo è stata l'esigenza di allineare lo schema informativo del Basilea 2 agli standard contabili nazionali. Considerevoli sforzi sono stati compiuti per assicurare che i requisiti di trasparenza del nuovo Accordo si incentrassero sull'adeguatezza patrimoniale delle banche senza porsi in conflitto con i più ampi obblighi di informativa a fini contabili che le banche sono tenute ad osservare. Ciò è stato conseguito attraverso un efficace e fattivo dialogo con le autorità di regolamentazione contabile, in previsione di relazioni sempre più intensificate, visto che l'incessante lavoro di questi organismi può avere implicazioni sui requisiti di trasparenza contenuti nel nuovo Accordo. Per ciò che concerne possibili nuovi emendamenti allo stesso schema patrimoniale, il Comitato intende altresì tener conto del loro impatto sull'insieme di informazioni che una banca dovrebbe essere tenuta a pubblicizzare.

1.4 Impatto di Basilea 2 sulle banche

L'Accordo sul Capitale ha degli effetti determinanti sulla forma e sulle linee di sviluppo dell'industria bancaria nel prossimo futuro. La nuova normativa incide sulla determinazione della quantità e della qualità di capitale per lo svolgimento dell'attività bancaria nel suo complesso, esprimendo in modo più aderente e trasparente il rapporto capitale e rischio. Ciò influisce sulle scelte allocative e produttive, toccando direttamente la formazione e l'esito dei giochi di assetto competitivo e strategico all'interno dei gruppi bancari e dell'intero settore, andando al di là del primitivo obiettivo di stabilità e di liquidità del

sistema.

Allo stesso tempo è fondamentale il rapporto capitale e valore d'impresa che sono strettamente connessi tra loro. Il valore dell'impresa dipende dalle potenzialità accumulate che possono produrre, in futuro, flussi di reddito e cassa, assicurando gestioni economicamente soddisfacenti ed equilibrio finanziario. La creazione di valore è la ragione essenziale della sopravvivenza a lungo termine della banca, della sua attiva partecipazione alla produzione di risorse per la collettività, del suo contributo al benessere sociale.

La principale innovazione dell'Accordo di Basilea 2 è rappresentata dalla possibilità per le banche di ricorrere al rating non solo dell'agenzia esterna specializzata, bensì ad un rating concesso internamente sulla base di un sistema proprietario, la cui validità deve essere sottoposta al vaglio dell'Autorità di Vigilanza.

1.4.1 Il rating delle agenzie specializzate

I rating esterni consistono in valutazioni della capacità di un'impresa di far fronte al pagamento del capitale e degli interessi relativi a titoli di debito (obbligazioni).

Il rating consente di classificare l'emittente o l'emissione secondo una predefinita classe di rischio, rappresentata da un indicatore simbolico alfanumerico, alla quale è associata un intervallo di probabilità di insolvenza. Esso può essere utilizzato dalle banche e dagli investitori istituzionali, come strumento per l'adempimento di obblighi di legge e per la composizione del portafoglio di investimento in base al rischio assunto dai manager o dagli azionisti.

Per la società oggetto di valutazione il rating consente l'accesso ai mercati internazionali ed a fonti di finanziamento meno onerose. Tipicamente vi sono due tipologie di

rating, quello del debitore (c.d. borrower rating), focalizzato sulla probabilità di insolvenza dell'impresa²⁷; il rating dell'operazione (c.d. loans rating), che prende in considerazione oltre alla probabilità di insolvenza anche il tasso di recupero, attraverso la considerazione delle garanzie rilasciate dall'impresa. Considerando l'orizzonte temporale si possono distinguere, inoltre, rating a breve e a medio lungo termine. Il processo per l'assegnazione del rating si compone di diverse fasi: nella fase preliminare si verifica se gli obiettivi dell'impresa sono raggiungibili; durante la valutazione del rischio vengono richieste una serie di analisi quali l'analisi macroeconomia, quella del rischio di settore e di regolamentazione, quella di posizione concorrenziale e quota di mercato, quella quantitativa dell'impresa, quella della struttura finanziaria, ecc.; si passa poi all'emissione del rating e infine al monitoraggio. La complessità e la numerosità delle informazioni richieste nelle diverse fasi, comporta un elevato costo per la società che deve valutare l'impresa. Il ricorso ai rating esterni potrebbe portare a due fenomeni di segno opposto: per la banca alla riduzione dei costi per l'analisi della clientela e per le imprese valutate positivamente all'aumento della concorrenza tra istituti di credito, con il conseguente aumento dell'offerta di credito, la riduzione dei tassi di interesse e la minore capacità da parte della banca di acquisire garanzie collaterali.

1.4.2 La trasformazione dei rating da esterni ad interni

I modelli elaborati da agenzie esterne descritti in precedenza mostrano alcune lacune poiché utilizzano le informazioni pubbliche in modo inadeguato. Perciò le banche si orientano sempre più verso il rating interno, attraverso l'adeguamento del giudizio (notch-

²⁷Questo tipo di rating non consente la determinazione della LGD, poiché non viene considerata la natura dell'operazione.

ing), che consiste nell'aggiunta di informazioni di natura qualitativa e confidenziali (che incidono sul grado di solvibilità prospettica dell'impresa) e nella valutazione delle garanzie eventualmente offerte dall'impresa in merito all'operazione specifica.

La scelta degli input da includere nella fase di notching, nonché il loro peso, assume una fondamentale importanza. Può essere utile a tale scopo la costruzione, per ogni cliente, di una tabella contenente i diversi fattori di rischio e le differenti garanzie. Le garanzie pur non influenzando il grado di solvibilità dell'impresa, incidono sul valore recuperabile (LGD). Viene perciò effettuata una stima del valore di mercato della garanzia attualizzato per il tempo di recupero e il grado (stimato dalla banca sulla base di dati storici) di efficacia della escussione.

1.4.3 I rating interni

Il nuovo Accordo, come già detto, prevede l'utilizzo di sistemi di rating interno alla banche purché queste rispettino determinati requisiti e, comunque, solo dietro validazione del sistema stesso da parte dell'Autorità di Vigilanza nazionale. Gli approcci utilizzabili per la realizzazione dei sistemi di rating possono essere metodi fondati su valutazioni statistiche (statistical based process); metodi basati sull'analisi discriminante e metodi di tipo logit o probit; metodi fondati su analisi qualitative da parte di esperti del merito creditizio (expert judgment based process - soggettivi); metodi che combinano i precedenti (constrained expert judgement based process); metodi che utilizzano i dati del mercato dei capitali.

Questi approcci giungono alla determinazione della probabilità di insolvenza dell'impresa secondo logiche differenti. Nonostante ciò i diversi metodi considerano, in linea di massima, le medesime aree informative per il calcolo della PD. Le informazioni generalmente consid-

erate riguardano la capacità dell'imprenditore di adattare in tempo la formula competitiva dell'impresa sulla base ai cambiamenti del sistema competitivo e la capacità della gestione tipica di produrre rendimenti superiori ai costi del debito. Infatti, l'incoerenza tra le caratteristiche del settore e la formula competitiva genera il rischio economico (business risk), mentre l'incoerenza tra politica finanziaria ed il livello di redditività genera il rischio finanziario (financial risk). Questi due rischi costituiscono la base di ogni modello di previsione delle insolvenze aziendali.

1.4.4 I metodi statistici

I metodi fondati su valutazioni statistiche utilizzano modelli automatizzati (modelli di credit scoring) in grado di valutare la probabilità di insolvenza di un'impresa, attraverso l'analisi di diversi indici contabili o comportamentali. La costruzione di un sistema di rating interno di tipo statistico richiede diverse fasi: la selezione dei dati necessari per la realizzazione del sistema; la selezione e la gestione di un campione con un numero sufficiente di clienti inadempienti; la scelta o realizzazione di un sistema di scoring. Ciò richiede la determinazione delle variabili, qualitative e quantitative, in grado di stimare la probabilità di insolvenza nei 12 mesi successivi; la riduzione delle variabili scelte (poiché non tutte le variabili hanno un valore discriminante, questa fase è denominata stepwise); la verifica dell'efficacia del modello, attraverso l'utilizzo di un campione di imprese differente da quello utilizzato in precedenza, osservando il numero di imprese classificate in modo corretto; l'assegnazione delle classi di rating per ciascun segmento di clientela, utilizzando il punteggio (score) fornito dal modello di scoring; il controllo del modello, da effettuare periodicamente, per verificare la costante validità.

La fase fondamentale dei sistemi di rating fondati su valutazioni statistiche è costituita dalla scelta (o realizzazione) del sistema di scoring. I sistemi di credit scoring più diffusi derivano da modelli di previsione delle insolvenze (MPI) elaborati dalla letteratura economicoaziendale e dalla prassi professionale nel corso degli anni.

Un modello di previsione è definibile come un insieme di variabili indipendenti, variabili dipendenti e relazioni statistiche che legano le variabili stesse. Questi modelli, in realtà, non prevedono la situazione economico finanziaria futura dell'impresa, ma segnalano se l'andamento degli indicatori di bilancio scelti è simile a quello di imprese insolventi. I MPI si prestano all'analisi di fido e il rating dei titoli delle imprese; all'analisi di fido, il rating dei titoli e la valutazione del portafoglio dei prestiti degli intermediari finanziari; all'analisi di fido dei consumatori.

La tipica applicazione dei modelli di previsione delle insolvenze riguarda la valutazione della capacità di credito delle imprese (e il successivo controllo). L'utilizzo di tali modelli si presta, inoltre, all'utilizzo in sede di concessione di nuovi finanziamenti e successiva revisione, nonché per la valutazione nell'ambito della concessione di prestiti personali.

Esistono modelli fondati su differenti tipologie di analisi che si differenziano tra loro per la diversa forma tecnica utilizzata per l'analisi delle informazioni. Le tecniche più studiate dalla letteratura sono: l'analisi logit o probit, l'analisi discriminante, la tecnica dei componenti principali e le reti neurali. L'analisi discriminante porta a distinguere i clienti good dai clienti bad, consentendo una facile interpretazione delle informazioni anche per i non esperti, i modelli logit considerano la PD distribuita in modo logistico, mentre i modelli probit assumono una distribuzione normale della probabilità di insolvenza e sono in grado

di fornire il valore della PD inserendo i valori di alcuni indicatori.

1.5 Gli effetti di Basilea 2 sulle imprese

Le nuove disposizioni regolamentari di Basilea hanno anche importanti ripercussioni sulle imprese, sui movimenti dei capitali e sugli investimenti internazionali ed è, soprattutto, la diffusione dei modelli di rating interno a rappresentare un cambiamento di grande portata. Le imprese di migliore qualità creditizia sono spinte, probabilmente anche dalle stesse banche, ad attingere risorse direttamente dal mercato migliorando competitività ed efficienza nella raccolta di fondi. Per le imprese di qualità media ed inferiore, il rating determinato dalle banche diviene una variabile strategica per regolare il costo e l'efficienza delle proprie scelte di struttura finanziaria e di finanziamento degli investimenti, nonché uno strumento di valutazione delle possibilità di crescita e di diversificazione. Il rating può rappresentare un utile indicatore a supporto della definizione degli obiettivi di gestione per il management contribuendo ad una più efficiente politica del capitale, offrendo anche un fondato giudizio sulle probabilità che si verifichino situazioni di insolvenza dell'impresa. Pertanto il controllo del rischio di mancanza di liquidità e di insolvenza resta, come nell'attuale contesto, obiettivo strategico dell'impresa per affrontare con sicurezza situazioni e mercati molto volatili e turbolenti.

Fondamentali sono le strategie con cui le imprese affrontano l'ambiente competitivo. Tali strategie non possono essere carenti sul piano finanziario in quanto devono ricercare la continua coerenza tra struttura delle fonti e obiettivi più generali di crescita, innovazione e posizionamento di mercato. Ed è proprio in questo ambito che la finanza

d'impresa assume un ruolo centrale, spesso decisivo, quando sono in gioco anche le opportunità di crescita esterne. Ciò determina, verosimilmente, una maggiore importanza delle funzioni finanziarie all'interno delle imprese ed una maggiore attenzione alla programmazione delle risorse e dei processi di sviluppo.

1.5.1 L'esigenza di una nuova comunicazione d'impresa

L'introduzione dei sistemi interni di rating obbliga le banche a raccogliere e a gestire maggiori informazioni rispetto al passato. Le imprese devono aumentare la quantità e la qualità delle informazioni messe a disposizione della banca, creando così le basi per un rapporto più fiduciario. La comunicazione ha, di conseguenza, un'importanza strategica nella vita di ogni azienda, per l'estensione del numero e della tipologia di soggetti interessati a conoscere l'impresa. Essa, oltre a creare un'immagine positiva dell'impresa, rende note le sue capacità distintive, consentendo alla stessa di ottenere la adesione e la fiducia necessaria per attrarre le risorse esterne. La fiducia e l'adesione degli interlocutori si raggiungono attraverso il miglioramento di diversi elementi, tra i quali: la credibilità strategica e reddituale; la soddisfazione della clientela (efficacia); il soddisfacimento delle aspettative dei finanziatori in senso ampio; la capacità di suscitare emozioni presso il pubblico. Il fine ultimo della comunicazione resta comunque la creazione e la diffusione del valore del capitale economico e, in particolare, dei beni immateriali (denominati Intagibles), poiché a questi, negli ultimi anni, è stato riconosciuto il ruolo di elemento fondamentale per la realizzazione del successo competitivo.

Un'immagine forte costituisce un bene immateriale di notevole importanza, che contribuisce in modo decisivo allo sviluppo dell'impresa. A tale scopo è necessario che la

direzione aziendale consideri la comunicazione come strumento utile per la creazione del consenso.

Gli obiettivi interni sono riconducibili al morale dei dipendenti ed alla compattezza del management. Gli strumenti informativi utilizzati con più frequenza riguardano le relazioni annuali e periodiche; gli incontri organizzati con gli organi di stampa e analisti finanziari; i convegni e le manifestazioni pubbliche; le interviste dell'alta direzione. Un'ulteriore classificazione della comunicazione, in base ai contenuti, porta alla individuazione di quattro tipologie, riguardanti la comunicazione commerciale, composta dall'insieme di strumenti di comunicazione utilizzati dall'impresa per migliorare i rapporti con i clienti finali ed intermedi; quella gestionale (che ha la finalità di far conoscere l'identità, la cultura e le competenze distintive dell'impresa consentendo di aumentare le conoscenze, la capacità gestionale e strategica dell'impresa); quella economica e finanziaria (essa dovrebbe rappresentare una opportunità, anziché solo un obbligo di legge, per le imprese che intendono avere rapporti duraturi con le banche e gli intermediari che canalizzano il risparmio verso le imprese); quella istituzionale, che non coincide necessariamente con la comunicazione sociale ma deriva dalla esigenza di guidare le aree di comunicazione descritte in precedenza.

Nonostante la comunicazione abbia un'importanza rilevante per il successo dell'impresa, il livello di trasparenza attuato dalle imprese risulta tuttora carente, sia dal punto di vista contenutistico sia da quello divulgativo. Il fenomeno ha assunto particolare importanza negli ultimi anni, a seguito delle insolvenze manifestate da alcune grandi imprese. Uno strumento che potrebbe risultare utile al fine di migliorare il rapporto tra impresa e suoi finanziatori è rappresentato dal business plan²⁸ e dal piano industriale. Nonostante vengano

²⁸Il business plan è un documento che illustra l'iniziativa imprenditoriale e i fattori che influenzano il suc-

spesso usati come sinonimi esiste una differenza teorica tra i due strumenti.

La redazione del business plan è più frequente in caso di avvio di una nuova iniziativa imprenditoriale (start-up), di un nuovo business o di attività innovative. Ha lo scopo principale di attrarre i finanziatori necessari per la nascita e lo sviluppo dell'attività ed è per questo molto dettagliato. Il piano industriale è invece utilizzato dalle imprese già avviate e con una certa dimensione. Inoltre, le proiezioni economiche e finanziarie riguardano l'impresa nel suo complesso e non solo un singolo progetto. Il business plan 103 è un documento che illustra l'iniziativa imprenditoriale e i fattori che influenzano il successo dell'impresa, consentendo di verificare la validità della strategia adottata e la presenza delle condizioni necessarie per la realizzazione degli obiettivi aziendali.

I motivi che spingono le imprese a costruire un business plan si riconducono: alla maggiore concorrenza internazionale; alla maggiore attenzione dei mercati finanziari verso la rischiosità dell'attività d'impresa; all'ottenimento di maggiore coinvolgimento delle persone interessate al progetto. Nella realtà tale documento può essere utilizzato per diversi scopi, tra i quali: accedere al credito bancario a condizioni più favorevoli; promuovere un'iniziativa imprenditoriale; verificare il grado di sviluppo di un'impresa; investire in un'impresa già esistente; presentarsi agli investitori; promuovere rapporti con i maggiori clienti, fornitori e distributori; richiedere agevolazioni pubbliche. Nella redazione del business plan assume una importanza determinante la chiarezza espositiva. Il soggetto finanziatore deve comprendere chi è l'azienda, chi sono i suoi promotori, quali obiettivi perseguono, quali strategie si intendono seguire, quanto intendono compartecipare al rischio, cosa esprime in termini

cesso dell'impresa, consentendo di verificare la validità della strategia adottata e la presenza delle condizioni necessarie per la realizzazione degli obiettivi aziendali.

di potenzialità il bilancio aziendale, quale è l'importanza del finanziamento richiesto nel progetto imprenditoriale.

1.5.2 Le conseguenze dirette sulle imprese

Basilea 2 sta spingendo a marciare assieme alle aziende di credito e alle imprese, in particolare quelle piccole e medie, che delle nuove regole potrebbero farne le spese. Le prime proposte da parte del Comitato di Basilea in merito al trattamento delle piccole e medie imprese, risalenti alla versione precedente del Primo Pilastro rilasciata nel gennaio del 2001, sono apparse fin da subito particolarmente penalizzanti.

La proposta di Basilea prevedeva la distinzione tra controparte retail e controparte corporate senza situazioni intermedie tra le grandi imprese internazionali da un lato e le piccole-medie imprese dall'altro. Le esposizioni verso piccole e medie imprese si qualificano per un più alto profilo di rischio rispetto alle controparti corporate; per un più alto rischio specifico, legato alle caratteristiche dell'impresa stessa, che deve essere adeguatamente fronteggiato diversificando la composizione del portafoglio; per un minore contributo al rischio sistematico contenuto nel portafoglio prestiti, a causa di un minore legame con i fattori di rischio che condizionano l'andamento economico generale.

Nella proposta di Basilea del gennaio 2001 risultava evidente che le controparti PMI venivano considerate come controparti corporate a cui veniva assegnata la stessa misura di rischio sistematico associato ad imprese di grandi dimensioni, senza tener conto di alcun effetto diversificazione tipico del portafoglio PMI. La minore qualità creditizia media delle singole esposizioni PMI rispetto alle grandi determinava perciò un aggravio patrimoniale per le banche: anche se il rischio, a parità di altre condizioni, è normalmente inversamente

correlato alla dimensione, il credito ad esse erogato tendeva ad impegnare percentuali più elevate di capitale della banca, indotta ad aumentare i tassi d'interesse a fronte del maggior rischio evidenziato e del maggior capitale richiesto.

Poche banche hanno colto con immediatezza la portata di questi effetti ed hanno ritenuto essenziale premere per una proposta di cambiamento affinché le controparti PMI, che rappresentano l'ossatura principale del sistema industriale italiano ed in larga misura europeo, ottenessero un trattamento regolamentare in linea con i loro contenuti di rischio. La controproposta intendeva apportare rilevanti riduzioni in termini di requisiti patrimoniali alle controparti corporate di minori dimensioni. Tale iniziativa, ottenuto il coinvolgimento di importanti banche tedesche e francesi, ha infine avuto l'effetto di aprire un tavolo di confronto con il Comitato per giungere ad un trattamento più equilibrato nella regolamentazione delle controparti PMI.

Le nuove disposizioni regolamentari, anche in seguito agli importanti fattori di riduzione degli assorbimenti di capitale introdotti per le esposizioni PMI, continuano a suscitare in alcuni ambienti non poche preoccupazioni, insistendo sul fatto che il Nuovo Accordo penalizzi comunque il finanziamento delle PMI (inducendo quindi le banche a ridurre il credito ad esse destinato). Tale preoccupazione è legata all'utilizzo dei rating interni per la valutazione del merito creditizio, in modo particolare all'oro eccessivo automatismo, che potrebbe spingere le banche a sviluppare relazioni sempre più standardizzate e impersonali, soprattutto con le imprese meno redditizie. Ma si tratta di una preoccupazione infondata: più volte è stato ribadito che questi complessi sistemi di rating interni non sono assolutamente sostitutivi del lavoro umano nell'esprimere giudizi sul merito di credito, bensì

integrano quella parte delle conoscenze che è possibile automatizzare, liberando tempo e risorse specializzate per le valutazioni a maggior contenuto di valore aggiunto, il cui fine ultimo è di cercare di acquisire un cliente a condizioni di mercato, anziché rifiutarlo. La sfida dunque è di riuscire a trasformare Basilea 2, agli occhi delle piccole-medie imprese, in una grande opportunità da sfruttare al meglio, attenuando, laddove possano essere identificati, possibili effetti negativi.

1.5.3 Gli effetti per le piccole e medie imprese

Si parla sempre più spesso, in dottrina e tra gli operatori professionali, degli effetti che le nuove regole previste dall'Accordo di Basilea possono avere sul mercato del credito bancario. I nuovi parametri per la misurazione del rischio di credito incidono certamente sul livello di capitale minimo regolamentato detenuto dalle banche. Ciò porta ad alcuni cambiamenti anche per il sistema economico nel suo complesso. I criteri introdotti portano, presumibilmente, benefici riconducibili alla crescita della cultura finanziaria delle piccole e medie imprese. Il raggiungimento di tale scopo richiede la consapevolezza da parte degli imprenditori che il contesto economico generale sta cambiando. Infatti, l'adozione di procedure standardizzate e sempre meno discrezionali, richiede una maggiore trasparenza rispetto al passato.

La preoccupazione maggiore delle imprese, derivante dall'applicazione dell'Accordo di Basilea, consiste nella possibile riduzione dell'offerta di finanziamenti da parte del sistema bancario o dell'aumento dei tassi di interesse applicati alle PMI rispetto al sistema attuale.

1.5.4 Gli strumenti innovativi per il controllo gestionale

Il controllo di gestione è definibile come l'attività con la quale la direzione aziendale accerta l'efficacia e l'efficienza della gestione, ciò per consentire il raggiungimento degli obiettivi indicati nella pianificazione strategica. Per efficacia della gestione si intende la capacità dell'impresa o di una business unit di raggiungere gli obiettivi prefissati, mentre per efficienza si intende la relazione tra risorse utilizzate e risultati ottenuti. Secondo alcuni studiosi le aziende devono dotarsi di strumenti di guida e di controllo coerenti con il mutamento dell'ambiente competitivo.

Infatti, i sistemi di controllo meccanicistici, che si limitano alla definizione delle strutture organizzative e tecnico-contabili, appaiono oggi inadeguati.

Per controllo della gestione si intende uno strumento in grado di aumentare il livello di comunicazione e di collaborazione tra i soggetti decisori e quelli esecutivi, ciò per il miglior raggiungimento degli obiettivi. Questo significa che si devono limitare le vecchie strutture organizzative basate sui rapporti gerarchici e, allo stesso tempo, estendere la rete di relazioni informali tra le diverse funzioni aziendali. Ciò può essere raggiunto attraverso la rivalutazione della componente umana, ovvero coinvolgendo i soggetti, impegnati nei più bassi livelli organizzativi, nella formulazione degli obiettivi. I nuovi strumenti di controllo devono tenere conto dell'elevato grado di dipendenza delle azioni operative dagli obiettivi strategici; della focalizzazione sui processi critici in rapporto agli obiettivi generali; della valorizzazione dei soggetti con funzioni esecutive; della necessità di diffondere il controllo ai diversi livelli organizzativi migliora il processo di apprendimento e consente di rimettere in discussione gli obiettivi; del limitato ricorso alla pianificazione; dell'estensione della nozione

di performance. In relazione a questo punto gli indicatori non finanziari da considerare nel concetto di performance, possono distinguersi in indicatori delle prestazioni attuali, che hanno lo scopo di misurare la qualità nei fattori competitivi (tempo, la produttività, la flessibilità, la qualità e la compatibilità ambientale); gli indicatori che misurano il potenziale delle risorse a disposizione dell'impresa (finanziarie, tecnologiche, umane). Nuovi strumenti di controllo che fanno ampio uso di indicatori non finanziari e finalizzati al raggiungimento di obiettivi interni, come l'attivazione di processi di apprendimento e miglioramento della competitività ed esterni, dati dalla migliore capacità di comunicare ai soggetti finanziatori le potenzialità dell'impresa, sono costituiti dalla Balanced Score Card e dal benchmarking dei concorrenti.

Il termine Balanced Score Card (da ora BSC)²⁹ significa Scheda di Valutazione Bilanciata tra misure di performance di natura pienamente finanziaria e misure di performance di natura non finanziaria, se vogliamo tra misure di risultato e misure che indirizzano le performance future. La BSC collega in ambito aziendale la mission alla strategia e la strategia all'operatività, attribuendo a ciascuna unità organizzativa degli obiettivi in relazione a differenti prospettive, quali le prospettive degli azionisti e quelle dei clienti. La customer satisfaction costituisce l'orientamento di fondo della condotta aziendale. Gli indicatori utilizzabili sono legati: al tasso di fidelizzazione della clientela, misurabile dall'analisi della percentuale di crescita del business in cui si opera dovuta ai clienti esistenti; alla capacità di crescita del numero di clienti, ad esempio con l'utilizzo del tasso di acquisizione di nuovi mercati; al grado di soddisfazione della clientela, attraverso la raccolta di com-

²⁹La BSC è stata ideata da Kaplan e Norton, i quali l'hanno definita come una metodologia di controllo strategico che utilizza una struttura multidimensionale per descrivere, attuare e gestire la strategia di tutta l'organizzazione.

menti. Da considerare inoltre le prospettive dei processi, che hanno l'obiettivo di garantire l'efficienza interna dell'impresa; le prospettive dell'apprendimento e dello sviluppo organizzativo. I benefici derivanti dall'applicazione della BSC possono essere riassunti come segue: aiuta ad allineare le misurazioni di performance con la strategia ad ogni livello dell'organizzazione; fornisce al management un quadro completo delle attività operative; facilita la comunicazione e la comprensione degli obiettivi di business e delle strategie ad ogni livello dell'organizzazione; fornisce un feedback strategico ed incentiva l'apprendimento.

In conclusione, lo scopo della BSC è di organizzare le attività di tutte le parti dell'impresa attorno ad una comune comprensione degli obiettivi dell'organizzazione e il suo successo dipende dagli indicatori utilizzati nelle quattro aree, che presuppone un'attenta analisi della strategia adottata dalla singola impresa. Il benchmarking può essere definito come il confronto tra prestazioni dell'impresa con quelle dei concorrenti, ciò per individuare i fattori che hanno reso possibili migliori performance, allo scopo di trasferirli con le opportune modifiche nell'impresa. E' uno strumento a supporto della gestione aziendale che consente l'aumento dell'apprendimento, poiché necessita la disponibilità a mettersi in discussione e ad imparare dagli altri. La realizzazione di un processo di benchmarking necessita l'individuazione delle imprese sulle quali attuare il confronto. Le imprese possono a tale scopo appartenere allo stesso settore (benchmarking competitivo), oppure ad un settore diverso (benchmarking intersettoriale). Quello di natura intersettoriale è portatore generalmente di innovazioni più radicali. Il processo di benchmarking tradizionale può essere suddiviso in nove fasi: la definizione dei risultati attesi e dei soggetti beneficiari del confronto, l'individuazione delle misure appropriate per il confronto, l'individuazione degli

elementi da sottoporre al benchmarking (ad esempio la strategia o i processi), la scelta delle imprese con le quali confrontarsi, la raccolta e la elaborazione dei dati, la presentazione dei risultati, la realizzazione di un piano per il miglioramento, il controllo e la valutazione dei risultati, la ridefinizione degli obiettivi.

1.6 Un caso di studio per il calcolo del capitale assorbito secondo il sistema dei rating interni

L'obiettivo di questo paragrafo è analizzare le implicazioni del nuovo accordo di Basilea nel caso di esposizioni verso imprese corporate, soggetti sovrani e banche. Il punto centrale è rappresentato dal calcolo del capitale assorbito a fronte di ogni operazione. I valori essenziali per tale calcolo sono la probabilità di insolvenza³⁰, il tasso di perdita in caso di default, l'esposizione al momento dell'inadempienza e la durata. La probabilità di insolvenza (PD) è la probabilità che si manifesti l'inadempimento. Il tasso di perdita in caso di default (LGD) è la quota di credito persa al momento dell'inadempienza (con *LGD* compresa tra 0 e 1). Il tasso di perdita in caso di default è definito come $LGD = 1 - \text{tasso di recupero}$, dove il tasso di recupero è la quota di credito recuperata al momento dell'insolvenza. L'esposizione al momento dell'inadempimento (EAD) è l'ammontare dell'esposizione al momento dell'insolvenza (in euro). La durata (M) è la scadenza residua dell'esposizione (in anni). Per analizzare il capitale assorbito occorre prendere in considerazione le tre formule di base proposte dal Comitato di Basilea le quali pongono le basi per il calcolo del suddetto capitale. Esse stabiliscono la correlazione (R)³¹ e l'aggiustamento in funzione della

³⁰I termini insolvenza, default, inadempienza sono usati dalla letteratura come sinonimi.

³¹La correlazione risulta compresa tra 0.12 e 0.24 ed è funzione decrescente della probabilità di insolvenza.

scadenza (b)³² in funzione della probabilità di insolvenza. Il requisito patrimoniale (K) è definito a sua volta in relazione alla probabilità di insolvenza, al tasso di perdita (in caso di inadempienza), alla correlazione e all'aggiustamento in funzione della scadenza. Le tre formule sono:

$$\text{correlazione}(R) = 0.12 \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})} + 0.24 \left(1 - \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})} \right) \quad (1.1)$$

$$\text{aggiustamento in funzione della scadenza}(b) = (0.11852 - 0.05478 \ln(PD))^2 \quad (1.2)$$

$$\begin{aligned} \text{requisito patrimoniale}(K) = & [LGD N \left[(1 - R)^{-0.5} G(PD) + \left(\frac{R}{1 - R} \right)^{0.5} G(0.999) \right] + \\ & - PD LGD] (1 - 1.5 b)^{-1} (1 + (M - 2.5) b) \end{aligned} \quad (1.3)$$

dove $N(\cdot)$ rappresenta la distribuzione cumulativa di una variabile casuale normale standard e $G(\cdot)$ indica la distribuzione cumulativa inversa di una variabile casuale normale standard. Moltiplicando il requisito patrimoniale (K) per 12.5 si ricava il coefficiente di ponderazione, moltiplicando quest'ultimo per l'esposizione al momento dell'insolvenza si ottengono le attività ponderate per il rischio. Moltiplicando le suddette attività per 0.08 si ricava il capitale assorbito a fronte di ogni operazione. La seguente disuguaglianza³³, stabilita dal Comitato di Basilea, riassume quanto detto sopra:

$$\frac{\text{patrimonio di vigilanza}}{a. p. per rischio di mercato + \mathbf{a. p. per rischio di credito} + a. p. per rischio operativo} \geq 8\%$$

dalla quale si ottiene che il patrimonio di vigilanza concernente il rischio di credito deve essere maggiore o uguale alle attività ponderate per il rischio di credito moltiplicate per

³²L'aggiustamento in funzione della scadenza è compreso tra 0.014 e 0.317 ed è funzione decrescente della probabilità di insolvenza.

³³Dove a. p. è l'abbreviazione di attivo ponderato. Il patrimonio di vigilanza è la parte di patrimonio di una banca che deve essere vincolato. Il rischio di mercato e il rischio operativo sono le altre due tipologie di rischio proposte da Basilea 2.

0.08. Le equazioni per il calcolo del coefficiente di ponderazione delle attività ponderate per il rischio e del capitale assorbito sono le seguenti:

$$\text{coefficiente di ponderazione} = K \ 12.5 \quad (1.4)$$

$$\text{attività ponderate per il rischio} = K \ 12.5 \ EAD \quad (1.5)$$

$$\text{capitale assorbito} = K \ 12.5 \ EAD \ 0.08. \quad (1.6)$$

Sostituendo la 1.1 e la 1.2 nella 1.3 si ottiene il requisito patrimoniale in funzione di PD , LGD e M :

$$\begin{aligned} K(PD, LGD, M) = & [LGD \ N[(1 - 0.12 \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})} - 0.24 \left(1 - \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})}\right))^{-0.5} G(PD) + \\ & + \left(\frac{0.12 \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})} + 0.24 \left(1 - \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})}\right)}{1 - 0.12 \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})} - 0.24 \left(1 - \frac{(1 - e^{-50PD})}{(1 - e^{-50})}\right)} \right)^{0.5} G(0.999)] + \\ & - PD \ LGD] (1 - 1.5(0.11852 - 0.05478 \ln(PD))^2)^{-1} \\ & (1 + (M - 2.5)(0.11852 - 0.05478 \ln(PD))^2) \end{aligned} \quad (1.7)$$

Il capitale assorbito, come si può notare dalla 1.6, a parità di EAD, è direttamente proporzionale al requisito patrimoniale. Occorre, quindi, studiare l'andamento di tale requisito (formula 1.7) al variare di PD , LGD e M .

Il grafico³⁴ della funzione 1.7 (con PD come variabile indipendente) per alcuni valori di LGD e M è riportato in Figura 1.1, $K(PD)$ ha un andamento parabolico (con concavità rivolta verso il basso). Come si può notare dalla equazione 1.7 la funzione ha un andamento parabolico indipendentemente dai valori assunti da LGD e M .

³⁴Analizzando il requisito patrimoniale, $K(PD)$, in funzione di PD si nota che (fissato M) l'ascissa del punto di massimo non muta al variare di LGD mentre il valore di $K(PD)$ si alza all'aumentare di LGD . Stabilito invece LGD l'ascissa del punto di massimo si abbassa mentre il valore di $K(PD)$ aumenta all'aumentare di M .

Il grafico della funzione 1.7 (con LGD come variabile indipendente) è riportato in Figura 1.2, per alcuni valori di PD e M . L'andamento di $K(LGD)$ è rettilineo ascendente indipendentemente dai valori assunti da PD e M . All'aumentare di PD (fissato M) la retta trasla verso l'alto, la traslazione verso l'alto avviene anche all'aumentare di M fissato PD .

Il grafico della funzione 1.7 (con M come variabile indipendente) è riportato in Figura 1.3, per alcuni valori di PD e LGD . L'andamento di $K(M)$, anche in questo caso, è rettilineo ascendente indipendentemente dai valori assunti da PD e LGD . Come sopra all'aumentare di PD (fissato LGD) la retta trasla verso l'alto, la stessa traslazione avviene anche all'aumentare di LGD fissato PD .

Dall'analisi precedente si deduce che il requisito patrimoniale (fissato EAD) e quindi il capitale assorbito aumentano al crescere di M e LGD , come è logico, infatti, maggiore è la durata del prestito (e quindi l'incertezza della restituzione) e il tasso di perdita in caso di insolvenza (e quindi la quota di credito perso) maggiore sarà il capitale assorbito. L'andamento parabolico del requisito patrimoniale in funzione di PD non desta problemi, infatti, $K(PD)$ è crescente per PD compresa tra 0 e circa 0.3, all'aumentare della probabilità di insolvenza cresce il capitale assorbito. Ovviamente non si può concedere un prestito a una azienda con probabilità di insolvenza superiore al 30%. La Tabella 1.1 riporta un caso di calcolo con excel del capitale assorbito a fronte di una operazione relativa alla classe di esposizione oggetto di questo paragrafo. Si assume EAD equivalente al valore nominale dell'operazione (1 milione di euro), la probabilità di insolvenza pari 0.0034 (rating A di Standard & Poor's), il tasso di perdita in caso di insolvenza pari a 0.45 e la durata pari a 2.5 anni (entrambi valori standard proposti dal Comitato di Basilea). Il capitale assorbito

per questa operazione è 463336.43 euro.

CALCOLO DEL CAPITALE ASSORBITO CON EXCEL	
IMPRESE CORPORATE, SOGGETTI SOVRANI E BANCHE	
	valore nominale 1000000
EAD (esposizione al momento dell'insolvenza)	1000000
	PD (probabilità di insolvenza) 0.0034
LGD (tasso di perdita in caso di insolvenza)	0.45
	M (durata) 2.5
	correlazione [R] 0.2212
aggiustamento in funzione della scadenza [b]	0.1848
	requisito patrimoniale [K] 0.0463
	coefficiente di ponderazione 0.5792
attiva ponderate per il rischio	579205.32
	capitale assorbito 46336.43

Tabella 1.1: Fonte: Elaborazione propria. Calcolo del capitale assorbito per imprese corporate, soggetti sovrani e banche.

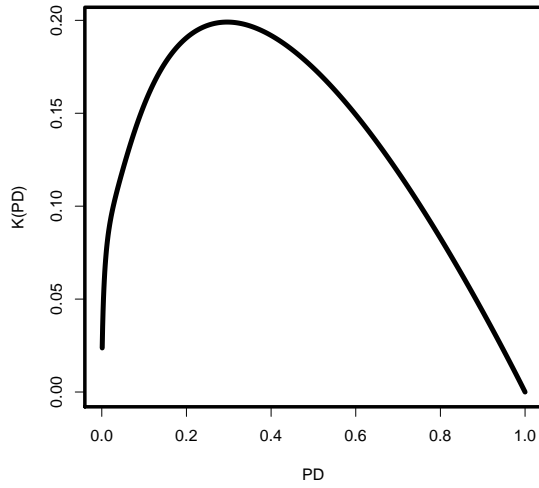


Figura 1.1: Fonte: Elaborazione propria. Requisito patrimoniale in funzione della probabilità di insolvenza con durata uguale a 2.5 e tasso di perdita in caso di insolvenza uguale a 0.45.

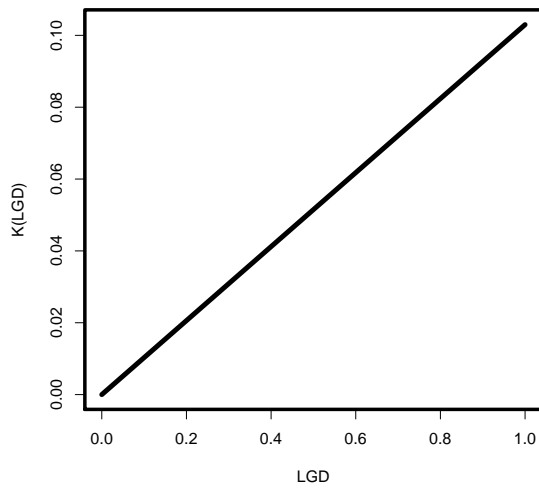


Figura 1.2: Fonte: Elaborazione propria. Requisito patrimoniale in funzione del tasso di perdita in caso di insolvenza con durata uguale a 2.5 e probabilità di insolvenza uguale a 0.0034.

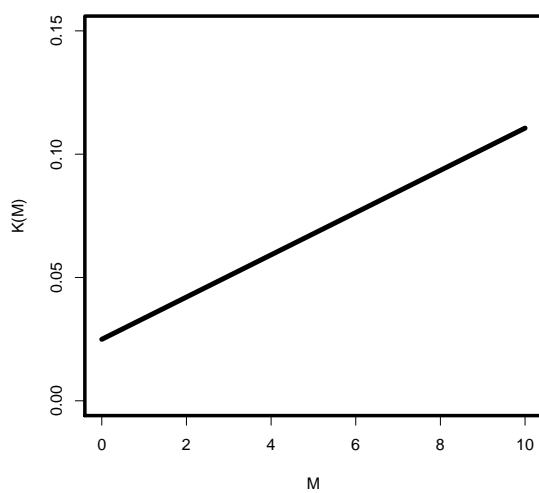


Figura 1.3: Fonte: Elaborazione propria. Requisito patrimoniale in funzione della durata con tasso di perdita in caso di insolvenza uguale a 0.45 e probabilità di insolvenza uguale a 0.0034.

Capitolo 2

I principali modelli per il rischio di credito

2.1 Introduzione

Questo capitolo ha lo scopo di presentare i diversi modelli proposti in letteratura per il calcolo del VaR, cioè la massima perdita probabile, associata ad un dato livello di confidenza, implicita nella struttura dei crediti della banca. In letteratura i modelli sono raggruppati in tre categorie:

- approccio alla Merton: Appartengono a tale categoria il modello CreditMetrics e il modello KMV, che, nella stima del tasso di insolvenza, fanno esplicito riferimento al modello di Merton per l'analisi della struttura del capitale dell'impresa;
- approccio econometrico: appartiene a tale categoria il modello CreditPortfolio View;
- approccio attuariale: rientra in tale categoria il modello CreditRisk+, che utilizza

algoritmi tipici della gestione dei portafogli delle compagnie di assicurazione.

Il primo paragrafo descrive il modello KMV, il secondo paragrafo e il terzo paragrafo sono dedicati rispettivamente a CreditMetrics e CreditRisk+, l'ultimo paragrafo concerne CreditPortfolio View. Per ciascuno dei modelli sopracitati sono esposti i pregi e i difetti. il presente capitolo include alcuni casi di studio di CreditRisk+ e tre casi di studio di CreditPortfolio View.

2.2 Portfolio Manager

Il modello¹ per la stima della probabilità di insolvenza sviluppato dalla KMV Corporation, società statunitense specializzata nell'analisi del rischio di credito, si basa sulla cosiddetta frequenza di insolvenza attesa (EDF). La procedura utilizzata dal modello KMV consta di quattro fasi distinte:

1. stima del valore e della volatilità dell'attivo dell'impresa
2. calcolo della distanza di insolvenza, ossia di una misura che sintetizza il rischio di insolvenza tipico dell'impresa
3. calcolo della EDF
4. calcolo dei tassi di insolvenza per un dato livello di distanza di insolvenza.

I paragrafi seguenti riassumono queste quattro fasi.

¹Si veda P. J. Crosbie. *Modeling default risk*. KMV. 1999.

2.2.1 Stima del valore e della volatilità dell'attivo dell'impresa

Il valore e la volatilità dell'attivo della singola impresa vengono determinati utilizzando un approccio basato sul pricing dell'opzione di Black-Scholes. Supponendo che il capitale proprio sia assimilabile a un'opzione di tipo call scritta sull'attivo dell'impresa con un livello del prezzo di esercizio pari al valore di bilancio delle passività, è possibile applicare uno schema di prezzo, uguale al calcolo del prezzo dell'opzione, per ricavare contemporaneamente il valore e la volatilità dell'attivo dell'impresa. Se dunque i valori osservabili sono il valore azionario, la sua volatilità, la struttura del capitale e il tasso di interesse privo di rischio, risolvendo il seguente sistema di due equazioni in due incognite (dove le incognite sono il valore e la volatilità dell'attivo) si ottengono i due valori cercati:

$$\begin{cases} V_E = f(V_A, \sigma_A, SC, TI) \\ \sigma_E = f(V_A, \sigma_A, SC, TI) \end{cases}$$

dove V_E e σ_E rappresentano il valore azionario e la sua volatilità, V_A e σ_A sono il valore e la volatilità dell'attivo, f è la option function mentre SC e TI indicano rispettivamente la struttura del capitale e il tasso di interesse privo di rischio. Naturalmente questa procedura può essere applicata solo per le imprese quotate.

2.2.2 La distanza di insolvenza

La misura della distanza di insolvenza esprime una misura di rischio che lega il valore netto dell'impresa al movimento unitario della volatilità dell'attivo ed è espressa dal seguente rapporto:

$$D_{Default} = \frac{V_A - D_{Point}}{\sigma_A V_A}.$$

dove V_A e σ_A sono il valore e la volatilità dell'attivo dell'impresa e D_{Point} è il cosiddetto punto di insolvenza, ossia quel valore dell'attivo in corrispondenza del quale si verifica il fallimento².

2.2.3 LA EDF nell'ipotesi di neutralità verso il rischio

La stima del tasso di insolvenza nel modello KMV è data dalla EDF. Tale stima è derivata dal modello di Merton e sotto l'ipotesi di neutralità verso il rischio, per un orizzonte temporale T , è data:

$$p_T = N \left[- \frac{\ln \frac{V_A}{X_T} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \right]$$

dove V_A e σ_A sono il valore e la volatilità dell'attivo dell'azienda, μ è il ritorno atteso dell'azione di tale azienda, X_T è il valore delle passività della suddetta azienda dovute al tempo T e $N(\cdot)$ è la cumulata della normale standard.

2.2.4 Calcolo dei tassi di insolvenza per un dato livello di distanza di insolvenza

Fissati i diversi livelli di distanza dall'insolvenza per differenti orizzonti temporali e disponendo di una collezione di dati sulle imprese e sui casi di insolvenza KMV genera una tabella che associa a ogni livello di $D_{Default}$ un determinato tasso di insolvenza estratto dalla EDF. Data, quindi, la storia relativa ad un ampio campione di imprese, che includa i tassi di fallimento, è possibile stimare per ogni orizzonte temporale, la proporzione di imprese insolventi per ogni categoria appartenente ad un certo livello di $D_{Default}$. Il servizio CreditMonitor della KMV fornisce le stime della EDF a partire dal 1993, sulla base di un

²La stima del D_{Point} è data dalla somma tra le passività correnti e la metà delle passività a lungo termine.

campione di 100000 imprese statunitensi quotate incluso di più di 2000 casi di insolvenza. Inoltre, la KMV fornisce le matrici di transizione costruite sulla storia dei mutamenti della EDF per un certo livello di D_{point} , ossia in funzione dei mutamenti dei tassi di insolvenza. In generale, sia la probabilità di rimanere nella stessa classe di rischiosità, sia quella di insolvenza, nello schema KMV risultano inferiori rispetto a quelle prodotte dalle agenzie di rating.

2.2.5 Pregi e difetti di Portfolio Manager

Il modello KMV ha il vantaggio di considerare sia i dati storici che quelli di mercato e, quindi, è in grado di tenere conto sia delle aspettative per il futuro, insite nei dati di mercato, sia della storia trascorsa, attraverso l'utilizzazione delle serie storiche dei prezzi realizzati.

Esso ha, però, il difetto di potere essere applicato soltanto alle imprese quotate, e ciò a causa dell'utilizzazione dell'approccio basato sulla teoria delle opzioni nella stima della probabilità di insolvenza.

2.3 CreditMetrics

CreditMetrics, introdotto nel 1997 da J. P. Morgan (Gupton et al., 1997), è una metodologia VaR applicabile a strumenti finanziari che non sono quotati nei mercati finanziari; come i prestiti bancari e le obbligazioni private. Il modello CreditMetrics appartiene alla classe dei modelli per la misura del rischio di credito che seguono il paradigma mark-to-market, in quanto prevede che una perdita sul credito possa avvenire in risposta

al deterioramento della qualità del credito, oltre che allo stato di default. In particolare, i differenti possibili livelli di rischio diversi dall'insolvenza fra i quali una singola controparte può migrare, sono identificati dalle classi di rating definite dalle principali agenzie quali Moody's o Standard & Poor's: CreditMetrics adotta quindi una classificazione discreta dei possibili livelli di rischio. Relativamente alla modalità con cui l'andamento economico viene a riflettersi nel modello, CreditMetrics può essere classificato tra i modelli non condizionali; le stime sono, infatti, basate sull'informazione storica alla quale non vengono apportati aggiustamenti che riflettono la fase congiunturale in cui si trova l'economia. Nei paragrafi successivi si analizza l'insieme informativo del modello, il caso di un portafoglio composto da un'obbligazione, da due obbligazioni e da tre obbligazioni. Nei primi due casi si procede al calcolo del valore atteso, della varianza, dello scarto quadratico medio e del VaR del portafoglio per via analitica, nel terzo caso si ricorre invece alla simulazione Monte Carlo. L'ultimo paragrafo è dedicato ai pregi e difetti del modello.

2.3.1 L'insieme informativo del modello

L'insieme informativo del modello è:

- le probabilità di migrazione da una classe di rating all'altra di un prestito (o dei prestiti), tali probabilità sono desumibili dalle matrici di transizione pubblicate dalle agenzie di rating
- i tassi di recupero in caso di insolvenza
- i credit spreads³

³I credit spreads sono le differenze dei tassi di rendimento annuali tra i prestiti.

- i tassi di rendimento forward
- la matrice delle correlazioni tra prestiti (nel caso di un portafoglio composto da due o più prestiti).

Una matrice di transizione è una tabella che riporta la probabilità per una controparte appartenente a una data classe di rating di trovarsi in ognuna delle possibili classi di rating o di finire in uno stato di insolvenza a distanza di un certo intervallo di tempo (ad esempio un anno). Tali dati sono tipicamente calcolati analizzando anno per anno la frequenza media di emittenti in una data classe che è migrata in una classe diversa nell'anno successivo, e poi aggregando in un dato medio complessivo le frequenze di transizione riferite a ogni singolo anno. Come detto sopra tali matrici sono pubblicate dalle agenzie di rating. Anche i tassi di recupero in caso di insolvenza sono pubblicati dalle agenzie di rating mentre i credit spreads e la matrice di correlazione tra prestiti sono fornite direttamente da J. P. Morgan. Per quanto concerne i tassi di rendimento forward essi si desumono dalle curve dei tassi di rendimento dei prestiti, tali curve sono anch'esse fornite da J. P. Morgan. Disponendo di queste informazioni il modello consente di calcolare il valore atteso, la varianza, lo scarto quadratico medio e il VaR (a un certo livello di confidenza) del portafoglio.

2.3.2 CreditMetrics: il caso di portafoglio composto da un prestito

L'obiettivo di questo paragrafo è spiegare, dato l'insieme informativo del modello, come in CreditMetrics si ottiene la distribuzione di probabilità dei valori del portafoglio nel caso in cui esso sia composto da una sola obbligazione per poi calcolare le statistiche descrittive e il VaR di portafoglio. Supposto che una azienda, classificata come BBB, emetta

una obbligazione privata (obbligazione di classe BBB) del valore nominale di 100 milioni di euro, con cedole annuali del 6% e di durata 5 anni. Supposto inoltre che le probabilità di migrazione di tale azienda siano date dalla Tabella 2.1.

Rating di fine anno	Probabilità
AAA	0.02 %
AA	0.33 %
A	5.95 %
BBB	86.93 %
BB	5.30 %
B	1.17 %
CCC	0.12 %
Default	0.18 %

Tabella 2.1: Fonte: Gupton et al. (1997). Probabilità di migrazione per una azienda di classe BBB.

La probabilità, per questa azienda, di rimanere nella stessa classe di rischio è pari a 86.93%, quella di migrare verso classi migliori, per esempio, verso la classe AAA è pari a 0.02%, mentre la possibilità che vada incontro all'insolvenza è pari a 0.18%. La Tabella 2.2 mostra i flussi di cassa dell'obbligazione di classe BBB, per i primi quattro anni i flussi di cassa sono pari a sei milioni di euro, l'ultimo anno il flusso di cassa è pari a centosei milioni di euro. Secondo il modello CreditMetrics per determinare il valore dell'obbligazione alla fine dell'orizzonte temporale di riferimento (un anno secondo il metodo CreditMetrics) bisogna attualizzare questi flussi in base ad appropriati (ossia corretti per il rischio) tassi di sconto e in base ai credit spreads.

0	1	2	3	4	5	Tempo
	6	6	6	6	106	Flussi cassa

Tabella 2.2: Fonte: Elaborazione propria. Flussi di cassa per un'obbligazione di 100 milioni di euro con cedola del 6% e durata 5 anni.

Nell'esempio si suppone che i tassi di rendimento forward per quattro anni siano

dati dalla Tabella 2.3 e che i credit spreads siano uguali a zero per la durata dell'obbligazione.

Classi di rating	Anno 1	Anno 2	Anno 3	Anno 4
AAA	3.60 %	4.17 %	4.73 %	5.12 %
AA	3.65 %	4.22 %	4.78 %	5.17 %
A	3.72 %	4.32 %	4.93 %	5.32 %
BBB	4.10 %	4.67 %	5.25 %	5.63 %
BB	5.55 %	6.02 %	6.78 %	7.27 %
B	6.05 %	7.02 %	8.03 %	8.52 %
CCC	15.05 %	15.05 %	14.03 %	13.52 %

Tabella 2.3: Fonte: Gupton et al. (1997). Tassi di rendimento forward per quattro anni.

I tassi di rendimento forward per i vari anni, nell'esempio quattro, tengono conto del rischio quindi migliore è la classe di rating dell'azienda minori sono i suddetti tassi. A questo punto occorre determinare, per ogni classe di rating, il valore attuale dei flussi di cassa evidenziati in Tabella 2.2, utilizzando i tassi di rendimento forward della Tabella 2.3. Ad esempio, nel caso in cui l'azienda rimanga, alla fine dell'anno, nella classe di rating iniziale (cioè, nella classe BBB), il valore dell'obbligazione sarebbe pari a:

$$V_{BBB} = 6 + \frac{6}{1 + r_1 + s_1} + \frac{6}{(1 + r_2 + s_2)^2} + \frac{6}{(1 + r_3 + s_3)^3} + \frac{106}{(1 + r_4 + s_4)^4}$$

dove r_i , con $i = 1, 2, 3, 4$, è il tasso di rendimento forward relativo alla classe BBB e s_i , con $i = 1, 2, 3, 4$, è il credit spread per la classe BBB (nell'esempio supposti uguali a zero). Per cui si ottiene:

$$V_{BBB} = 6 + \frac{6}{1 + 0.0410} + \frac{6}{(1 + 0.0467)^2} + \frac{6}{(1 + 0.0525)^3} + \frac{106}{(1 + 0.0563)^4} = 107.55.$$

Eseguito lo stesso calcolo anche per le altre classi di rating si ottengono tutti i valori che tale obbligazione può assumere alla fine del primo anno (Tabella 2.4).

Si noti che per determinare il valore attuale dell'obbligazione in caso di default

Rating di fine anno	Valore	Probabilità
AAA	109.37	0.02 %
AA	109.19	0.33 %
A	108.66	5.95 %
BBB	107.55	86.93 %
BB	102.02	5.30 %
B	98.10	1.17 %
CCC	83.64	0.12 %
Default	51.13	0.18 %

Tabella 2.4: Fonte: Gupton et al. (1997). Valori futuri (alla fine del primo anno) in milioni di euro e relative probabilità di un'obbligazione di classe BBB.

si deve ricorrere alla Tabella 2.5, nell'esempio si suppone che l'obbligazione sia classificata come senior unsecured quindi il valore attuale dell'obbligazione in caso di default è 51.13.

Seniority class	Media (%)	Deviazione standard (%)
Senior secured	53.80	26.86
Senior unsecured	51.13	25.45
Senior subordinated	38.52	23.81
Subordinated	32.74	20.18
Junior subordinated	17.09	10.90

Tabella 2.5: Fonte: Gupton et al. (1997). Tassi di recupero per seniority class (in % del valore nominale).

Dalla Tabella 2.4, essendo la distribuzione dei valori futuri assimilabile ad una variabile aleatoria discreta, otteniamo quindi il valore atteso, la varianza e lo scarto quadratico medio di tale variabile aleatoria:

$$\bar{V} = \sum_{i=1}^8 p_i V_i = 107.09$$

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^8 p_i (V_i - \bar{V})^2 = 8.94$$

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^8 p_i (V_i - \bar{V})^2} = 2.99$$

dove i indica la classe di rating, p_i la probabilità di migrazione verso le classi di rating e V_i il valore dell'obbligazione. Pertanto l'obbligazione ha come valore atteso, alla fine del primo

anno, un valore di 107.09 milioni di euro, con uno scarto quadratico medio di 2.99 milioni di euro. Per il calcolo del VaR, assumendo che la distribuzione di V_i sia approssimata da una normale, il VaR all' 1% risulta essere $2.33 \times 2.99 = 6.97$ dove 2.33 si ottiene dalle tavole della normale standard. Assumendo una distribuzione non normale di V_i si può procedere per approssimazione oppure, volendo una stima migliore, usando l'interpolazione lineare. Quest'ultimo metodo consiste nel trovare la retta che passa per due punti opportunamente scelti e poi interpolare il valore corrispondente all'1% (la variabile dipendente, nell'equazione della retta, è il valore futuro dell'obbligazione mentre quella indipendente è la probabilità di migrazione). Nel primo caso⁴ il VaR all' 1% risulta essere $107.09 - 98.10 = 8.99$ mentre nel secondo caso⁵ il VaR all' 1% è $107.09 - 92.29 = 14.80$.

2.3.3 CreditMetrics: il caso di un portafoglio composto da due prestiti

Come nel paragrafo precedente l'obiettivo è spiegare, dato l'insieme informativo del modello, come in CreditMetrics si ottiene la distribuzione di probabilità dei valori del portafoglio nel caso in cui esso sia composto da due obbligazioni (l'obbligazione di classe BBB analizzata in precedenza e una obbligazione di classe A) per poi calcolare le statistiche descrittive e il VaR di portafoglio. Passando ora ad analizzare una seconda azienda classificata come A si ipotizza che tale azienda emetta una obbligazione privata (obbligazione di classe A) del valore nominale di 100 milioni di euro, con cedole annuali del 5% e di durata 3 anni. Date le probabilità di migrazione per una azienda classificata A, seguendo il metodo esposto in precedenza (si utilizzano i dati della Tabella 2.3 e della Tabella 2.5), si ottiene

⁴Al valore 98.10 corrisponde $0.18\% + 0.12\% + 1.17\% = 1.47\%$, cioè circa l'1% (si veda Tabella 2.4).

⁵Il 1.47 percentile è uguale a 98.10 e il 0.3 percentile è uguale a 83.64 usando l'interpolazione lineare si ottiene 92.29. Perciò il VaR all' 1 % è $107.09 - 92.29 = 14.80$

la Tabella 2.6.

Rating di fine anno	Valore	Probabilità
AAA	106.59	0.09 %
AA	106.49	2.27 %
A	106.30	91.05 %
BBB	105.64	5.52 %
BB	103.15	0.74 %
B	101.39	0.60 %
CCC	88.71	0.01 %
Default	51.13	0.06 %

Tabella 2.6: Fonte: Gupton et al. (1997). Valori futuri (alla fine del primo anno) in milioni di euro e relative probabilità di un'obbligazione di classe A.

Ad esempio, nel caso in cui l'azienda rimanga, alla fine dell'anno, nella classe di rating iniziale (cioè nella classe A), il valore dell'obbligazione sarebbe pari a:

$$V_A = 5 + \frac{5}{1 + 0.0372} + \frac{105}{(1 + 0.0432)^2} = 106.30.$$

In CreditMetrics si ipotizza che gli attivi aziendali siano finanziati esclusivamente dal capitale azionario e seguendo il modello del valore delle attività aziendali proposto da Merton (1974), il default di una azienda si verifica quando il valore delle sue attività scende al di sotto delle sue passività. Sempre seguendo il modello di Merton, in CreditMetrics, si assume che il tasso di rendimento (logaritmico) delle attività aziendali si distribuisce secondo una variabile casuale normale standard. Se si ipotizza, infatti, che sia il valore dell'attività dell'impresa la variabile che può determinare l'evoluzione del livello di rischio della singola controparte, e che la distribuzione dei rendimenti di tale variabile sia normale, è possibile identificare non solo una soglia sotto la quale si verifica l'insolvenza, ma anche i livelli critici in corrispondenza dei quali si verificano i passaggi da una classe di rating all'altra. L'insolvenza si verifica per un valore inferiore alla soglia Z_{Def} , fra la soglia Z_{Def}

e Z_{CCC} l'impresa avrebbe rating CCC, per un valore maggiore di Z_{AA} l'impresa avrebbe rating AAA. Le probabilità di transizione secondo il modello di Merton sono evidenziate in Tabella 2.7 (dove $\Phi(\cdot)$ rappresenta la distribuzione cumulata della normale standard).

Rating	Probabilità	Probabilità secondo il modello di Merton
AAA	0.02 %	$1 - \Phi(Z_{AA})$
AA	0.33 %	$\Phi(Z_{AA}) - \Phi(Z_A)$
A	5.95 %	$\Phi(Z_A) - \Phi(Z_{BBB})$
BBB	86.93 %	$\Phi(Z_{BBB}) - \Phi(Z_{BB})$
BB	5.30 %	$\Phi(Z_{BB}) - \Phi(Z_B)$
B	1.17 %	$\Phi(Z_B) - \Phi(Z_{CCC})$
CCC	0.12 %	$\Phi(Z_{CCC}) - \Phi(Z_{Def})$
Default	0.18 %	$\Phi(Z_{Def})$

Tabella 2.7: Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di transizione (alla fine del primo anno) per un'obbligazione di classe BBB e probabilità secondo il modello di Merton.

In base alla Tabella 2.7 si ha che:

$$0.18\% \simeq \Phi(Z_{Def})$$

$$0.12\% \simeq \Phi(Z_{CCC}) - \Phi(Z_{Def}).$$

Per cui, per l'obbligazione di classe BBB, il valore di soglia, Z_{Def} , è uguale a:

$$Z_{Def} = \Phi^{-1}(0.0018) = -2.91$$

dove -2.91 è un numero puro, infatti rappresenta il tasso di rendimento delle attività aziendali, Z_{CCC} è invece:

$$Z_{CCC} = \Phi^{-1}(0.0018 + 0.0012) = -2.75.$$

Procedendo in questo modo sia per l'obbligazione di classe BBB sia per l'obbligazione di classe A si ottiene la Tabella 2.8 e la Tabella 2.9. Si osservi che nelle due tabelle non c'è

Soglia	Valore
Z_{AA}	3.54
Z_A	2.78
Z_{BBB}	1.53
Z_{BB}	-1.49
Z_B	-2.18
Z_{CCC}	-2.75
Z_{Def}	-2.91

Tabella 2.8: Fonte: Gupton et al. (1997). Valori di soglia dei rendimenti per l'obbligazione di classe BBB.

Soglia	Valore
Z'_{AA}	3.12
Z'_A	1.98
Z'_{BBB}	-1.51
Z'_{BB}	-2.30
Z'_B	-2.72
Z'_{CCC}	-3.19
Z'_{Def}	-3.24

Tabella 2.9: Fonte: Gupton et al. (1997). Valori di soglia dei rendimenti per l'obbligazione di classe A.

il valore di soglia Z_{AAA} in quanto ogni rendimento superiore a Z_{AA} è considerato come un passaggio alla classe di rating AAA.

Nel caso in cui il portafoglio è composto da due o più prestiti entra in gioco un nuovo elemento nel calcolo del rischio: la correlazione tra i vari prestiti. In CreditMetrics si tiene conto di tale elemento tramite la matrice delle correlazioni. Secondo il modello di Merton i rendimenti delle due obbligazioni si distribuiscono secondo una normale bivariata con matrice delle varianze e covarianze Σ^6 , nell'esempio si assume una correlazione tra le

⁶Si noti che in questo caso la matrice delle varianze e covarianze coincide con la matrice delle correlazioni trattandosi di una normale bivariata le cui variabili componenti sono due normali standard.

due obbligazioni pari a 0.3:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0.3 \\ 0.3 & 1 \end{pmatrix}.$$

Ora è possibile calcolare le probabilità congiunte (si veda Tabella 2.10) per i 64 valori (si veda Tabella 2.11) del portafoglio.

		AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	Default
		0.09	2.27	91.05	5.52	0.74	0.26	0.01	0.06
AAA	0.02	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AA	0.33	0.00	0.04	0.29	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
A	5.95	0.02	0.39	5.44	0.08	0.01	0.00	0.00	0.00
BBB	86.93	0.07	1.81	79.69	4.55	0.57	0.19	0.01	0.04
BB	5.30	0.00	0.02	4.47	0.64	0.11	0.04	0.00	0.01
B	1.17	0.00	0.00	0.92	0.18	0.04	0.02	0.00	0.00
CCC	0.12	0.00	0.00	0.09	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
Default	0.18	0.00	0.00	0.13	0.04	0.01	0.00	0.00	0.00

Tabella 2.10: Fonte: Gupton et al. (1997). Probabilità congiunte (alla fine del primo anno) per i 64 valori del portafoglio (in percentuale). Con l'obbligazione di classe BBB sulle righe e l'obbligazione di classe A sulle colonne.

		AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	Default
		106.59	106.49	106.30	105.64	103.15	101.39	88.71	51.13
AAA	109.37	215.96	215.86	215.67	215.01	212.52	210.76	198.08	160.50
AA	109.19	215.78	215.68	215.49	214.83	212.34	210.58	197.90	160.32
A	108.66	215.25	215.15	214.96	214.30	211.81	210.05	197.37	159.79
BBB	107.55	214.14	214.04	213.85	213.19	210.70	208.94	196.26	158.68
BB	102.02	208.61	208.51	208.33	207.66	205.17	203.41	190.73	153.15
B	98.10	204.69	204.59	204.40	203.74	201.25	199.49	186.81	149.23
CCC	83.64	190.23	190.13	189.28	189.28	186.79	185.03	172.35	134.77
Default	51.13	157.72	157.62	157.43	156.77	154.28	152.52	139.84	102.26

Tabella 2.11: Fonte: Gupton et al. (1997). Valori (alla fine del primo anno) di un portafoglio composto da due obbligazioni, con l'obbligazione di classe BBB sulle righe e l'obbligazione di classe A sulle colonne.

Si noti che i valori del portafoglio sono dati dalla somma dei valori di riga e di colonna (ad esempio $107.55 + 106.30 = 213.85$) mentre la probabilità che il rendimento dell'obbligazione di classe BBB sia compreso tra Z_{BB} e Z_{BBB} e che il rendimento

dell'obbligazione di classe A sia compreso tra Z_{BBB} e Z_A è uguale a:

$$Pr(Z_{BB} < R < Z_{BBB}, Z'_{BBB} < R < Z'_A) = \int_{Z_{BB}}^{Z_{BBB}} \int_{Z'_{BBB}}^{Z'_A} f(R, R'; \Sigma) dR dR' = 79.69\%$$

dove:

$$f(R', R; \Sigma)$$

è la densità di una normale bivariata con matrice di varianze covarianze Σ . Se i rendimenti delle due obbligazioni sono indipendenti tale probabilità è uguale a $86.93\% \times 91.05\% = 79.15\%$, tali valori sono desumibili, rispettivamente, dalla terza riga e dalla terza colonna della Tabella 2.10. Dalla Tabella 2.10 e dalla Tabella 2.11 si ottiene quindi il valore atteso, la varianza e lo scarto quadratico medio della distribuzione di probabilità dei valori del portafoglio :

$$\begin{aligned}\bar{V} &= \sum_{i=1}^{64} p_i V_i = 213.63 \\ \sigma^2 &= \sum_{i=1}^{64} p_i (V_i - \bar{V})^2 = 11.22 \\ \sigma &= \sqrt{\sum_{i=1}^{64} p_i (V_i - \bar{V})^2} = 3.35\end{aligned}$$

dove V_i rappresenta il valore del portafoglio e p_i le relative probabilità. Il Var all' 1% risulta essere $213.63 - 204.40 = 9.23$.

2.3.4 CreditMetrics: la simulazione Monte Carlo

Nei paragrafi precedenti è stato presentato il metodo analitico per il calcolo delle statistiche descrittive e del VaR di portafoglio. Questo metodo ha due vantaggi:

- la velocità di calcolo: in particolare per portafogli composti da pochi prestiti il metodo analitico richiede poche operazioni e quindi è molto veloce

- la precisione: usando il metodo analitico non si introduce nessuna approssimazione per cui le stime del rischio sono esatte.

Tuttavia, nella realtà, il portafoglio è composto da molti prestiti perciò i calcoli diventano sempre più complessi con il metodo analitico presentato nei paragrafi precedenti e quindi la velocità di calcolo viene meno. Inoltre, quando il numero di simulazioni è molto elevato, il metodo esposto in questo paragrafo consente di ottenere stime del rischio molto precise. CreditMetrics propone, pertanto, un metodo basato sulla simulazione Monte Carlo che consente di ottenere, come detto sopra, risultati precisi e rapidi. Questo metodo è articolato in tre fasi:

1. generazione di vari scenari che corrispondono ai possibili stati del mondo (ossia alle classi di rating dei prenditori) che possono verificarsi alla fine dell'orizzonte temporale di riferimento (un anno)
2. valutazione del portafoglio in corrispondenza di ogni scenario
3. sintesi dei risultati ottenuti.

Nell'esempio il portafoglio è composto da tre obbligazioni e dopo aver effettuato la simulazione Monte Carlo si procede al calcolo della media, della varianza, dello scarto quadratico medio e del VaR di portafoglio. Consideriamo un portafoglio composto dalle due obbligazioni precedentemente analizzate (classe BBB e classe A) e da un'altra obbligazione di classe CCC con cedola del 6% annuo e di durata pari a due anni. Utilizzando la metodologia precedente si ottiene la Tabella 2.12 e la Tabella 2.13, quest'ultima rappresenta le soglie dei rendimenti per ciascuna delle tre obbligazioni.

Rating di fine anno	Valore	Probabilità
AAA	116.18	0.22 %
AA	116.13	0.00 %
A	116.05	0.22 %
BBB	115.67	1.30 %
BB	114.22	2.38 %
B	113.72	11.24 %
CCC	105.61	64.86 %
Default	51.13	19.79 %

Tabella 2.12: Fonte: Elaborazione propria. Valori futuri (alla fine del primo anno) in milioni di euro e relative probabilità di un'obbligazione di classe CCC.

Soglia	Obbligazione 1	Obbligazione 2	Obbligazione 3
Z_{AAA}	3.54	3.12	2.86
Z_A	2.78	1.98	2.86
Z_{BBB}	1.53	-1.51	2.63
Z_{BB}	-1.49	-2.30	2.11
Z_B	-2.18	-2.72	1.74
Z_{CCC}	-2.75	-3.19	1.02
Z_{Def}	-2.91	-3.24	-0.85

Tabella 2.13: Fonte: Gupton et al. (1997). Valori di soglia dei rendimenti delle tre obbligazioni.

Nel modello CreditMetrics, come già detto in precedenza, i rendimenti si distribuiscono secondo una normale standard multivariata (nel nostro caso trivariata). Nell'esempio i rendimenti delle tre obbligazioni hanno una matrice di correlazione rappresentata nella Tabella 2.14. A questo punto per ottenere gli scenari è necessario generare tre numeri ca-

	Obbligazione 1	Obbligazione 2	Obbligazione 3
Obbligazione 1	1.0	0.3	0.1
Obbligazione 2	0.3	1.0	0.2
Obbligazione 3	0.1	0.2	1.0

Tabella 2.14: Fonte: Gupton et al. (1997). Matrice di correlazione.

suali dalla normale standard trivariata ottenendo i risultati in Tabella 2.15. Nell'esempio vengono effettuate dieci estrazioni. Successivamente, confrontando la Tabella 2.15 con la

Scenario	Obbligazione 1	Obbligazione 2	Obbligazione 3
1	-0.5920	-1.6807	0.0152
2	-0.5959	-1.0463	0.0312
3	0.0398	-1.8343	-0.2036
4	0.4822	-0.7350	0.3681
5	-0.4283	-0.2020	0.0129
6	1.3943	1.2500	0.3362
7	0.1075	0.8609	-0.0711
8	1.4617	1.9744	-1.0305
9	1.8617	0.4631	-1.8011
10	0.6793	0.7696	-1.1084

Tabella 2.15: Fonte: Elaborazione propria. Scenari standardizzati e correlati

Tabella 2.13, si associano questi numeri casuali con i valori di soglia dei rendimenti delle tre obbligazioni⁷. I risultati di tale associazione sono riportati in Tabella 2.16. Per ottenere

Scenario	Obbligazione 1	Obbligazione 2	Obbligazione 3
1	BBB	BBB	CCC
2	BBB	A	CCC
3	BBB	BBB	CCC
4	BBB	A	CCC
5	BBB	A	CCC
6	BBB	A	CCC
7	BBB	A	CCC
8	BBB	A	Def
9	A	A	Def
10	BBB	A	Def

Tabella 2.16: Fonte: Elaborazione propria. Mapping degli scenari standardizzati e correlati

la valutazione del portafoglio dobbiamo determinare il valore delle esposizioni delle tre obbligazioni in ogni classe di rating e quindi, per ogni scenario, sommarle per ottenere così il valore del portafoglio (si veda Tabella 2.17).

⁷Ad esempio, un rendimento minore di Z_{BB} ma maggiore di Z_B corrisponde ad un rating di BB.

Scenario	Obbligazione 1	Obbligazione 2	Obbligazione 3	Portafoglio
1	107.55	105.64	105.61	318.80
2	107.55	106.30	105.61	319.46
3	107.55	105.64	105.61	318.80
4	107.55	106.30	105.61	319.46
5	107.55	106.30	105.61	319.46
6	107.55	106.30	105.61	319.46
7	107.55	106.30	105.61	319.46
8	107.55	106.30	51.13	264.98
9	108.66	106.30	51.13	266.09
10	107.55	106.30	51.13	264.98

Tabella 2.17: Fonte: Elaborazione propria. Valori del portafoglio.

Dalla Tabella 2.17 si determina quindi la media, la varianza e lo scarto quadratico medio del portafoglio:

$$\bar{V} = \sum_{i=1}^{10} \frac{V_i}{10} = 303.095$$

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^{10} \frac{(V_i - \bar{V})^2}{9} = 678.58$$

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{10} \frac{(V_i - \bar{V})^2}{9}} = 26.05$$

dove V_i rappresenta il valore del portafoglio. Il VaR al 10% risulta essere $303.095 - 264.98 = 38.16$, ovviamente con l'aumento del numero degli scenari la stima del VaR è migliore. L'istogramma dei valori del portafoglio è in Figura 2.1.

2.3.5 Pregi e difetti di CreditMetrics

L'aspetto a favore dell'applicazione di CreditMetrics è senza dubbio la sua semplicità intuitiva e applicativa, che consente di definire un modello sufficientemente concreto per la determinazione degli effetti di correlazione a livello di portafoglio; inoltre, consente di risolvere potenzialmente i problemi di stima dei parametri ricorrendo, per la determinazione

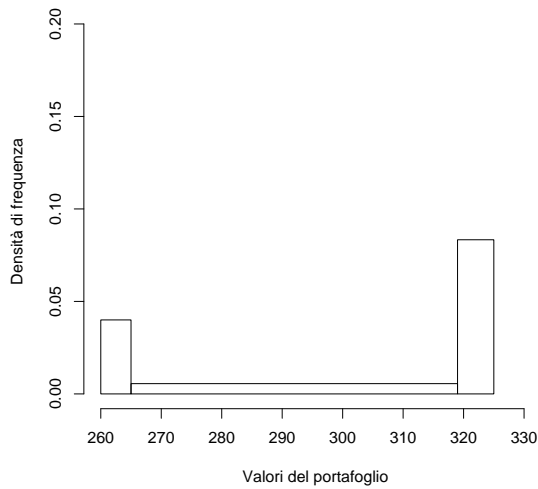


Figura 2.1: Fonte: Elaborazione propria. Istogramma dei valori del portafoglio.

delle matrici di transizione, alle matrici non condizionate ricavate dai dati delle agenzie di rating. Quest'ultimo aspetto, nonostante l'evidente semplicità, introduce però il problema dell'insensibilità delle matrici di transizione al ciclo economico. Anche la metodologia di valutazione adottata, basata sui valori di mercato dell'esposizione (come indicato dal modello di Merton), rappresenta insieme un vantaggio ed un limite. Da una parte, sul piano teorico, essa consente di far emergere in modo elegante la differente rischiosità di operazioni a scadenza differente, in presenza di fenomeni di migrazione; d'altro canto, tuttavia, essa rappresenta una soluzione difficilmente adattabile al contesto italiano, anche per la difficoltà nel derivare correttamente la struttura degli spread per rating interno e per scadenza, che la valutazione a valori di mercato richiederebbe, senza considerare che l'utilizzo dei valori di mercato consente di applicare il modello alle sole imprese quotate.

2.4 CreditRisk+

CreditRisk+ è un modello di valutazione e gestione del rischio di credito sviluppato nel 1997 da Credit Suisse (Credit Suisse, 1997). Esso può essere considerato come un modello di tipo attuariale in quanto riprende tecniche di risk management e algoritmi di calcolo in gran parte mutuati dalla gestione dei portafogli di polizze vita delle compagnie di assicurazione. Sua caratteristica fondamentale è l'uso di un orizzonte uniperiodale o multiperiodale. In entrambi i casi la probabilità di insolvenza dei debitori, che rappresenta la variabile fondamentale del modello, può essere ipotizzata deterministica oppure aleatoria.

Nei paragrafo 2.4.1 viene analizzato in dettaglio l'insieme informativo del modello. Nei paragrafi 2.4.2 e 2.4.3 vengono formalizzate le relazioni matematiche che caratterizzano il modello nel caso di probabilità di insolvenza deterministica e aleatoria con un orizzonte temporale uniperiodale. Seguono l'analisi dell'estensione al caso multiperiodale, i risultati del modello (incluse le sue applicazioni al portfolio management), una trattazione del rischio di concentrazione (inclusa l'analisi dei settori) e i pregi e i difetti del modello.

Il paragrafo conclusivo è dedicato ad alcuni casi di studio del modello, nel caso uniperiodale, con probabilità di insolvenza aleatoria. In tale paragrafo vengono analizzate le conseguenze della rimozione di particolari debitori (quelli con un maggiore contributo al rischio complessivo oppure quelli con una maggiore esposizione creditizia) sulla distribuzione delle perdite del portafoglio e le risultanti implicazioni sui risultati del modello.

2.4.1 L'insieme informativo del modello

Caratteristica essenziale di questo modello è quella di avere un insieme informativo molto limitato e facilmente reperibile. Tale insieme informativo è composto da:

- le esposizioni creditizie
- le probabilità di insolvenza
- gli scarti quadratici medi delle probabilità di insolvenza
- i tassi di recupero.

Il modello può gestire vari tipi di strumenti finanziari come obbligazioni, prestiti, lettere di credito e derivati. Tali esposizioni creditizie, ai fini del computo della distribuzione delle perdite, vengono considerate al netto dei recuperi. Tuttavia per alcuni di questi strumenti finanziari, come ad esempio le lettere di credito, bisogna immettere nel modello l'intera esposizione. Infatti per una lettera di credito non esistono recuperi per cui l'esposizione creditizia è il valore nominale della transazione. Inoltre, nel caso multiperiodale, è importante considerare il mutare del valore delle esposizioni creditizie nel tempo. Le probabilità variano in maniera significativa da anno ad anno, infatti durante i periodi di recessione si osservano, per le varie classi di rating, probabilità di insolvenza più elevate. L'istituto bancario può ricorrere ad una propria stima della probabilità di insolvenza tramite l'uso dei cosiddetti modelli di previsione delle insolvenze. Tali modelli consentono di classificare un'impresa come affidabile oppure non affidabile e quindi di assegnarle una certa probabilità di insolvenza. Gli scarti quadratici medi delle probabilità di insolvenza possono essere facilmente ottenuti dalla rielaborazione delle serie storiche delle suddette probabilità. Tali

scarti quadratici medi, se ottenuti da serie storiche molto lunghe, includono gli effetti dei cicli economici e quindi sono più attendibili. I tassi di recupero possono essere ottenuti sia dalle pubblicazioni delle agenzie specializzate che da fonti interne all'istituto bancario.

2.4.2 Probabilità di insolvenza deterministica: il modello nel caso uniperiodale

In questo paragrafo viene esposto il modello con probabilità di insolvenza deterministica, nel caso uniperiodale, al fine di ottenere la distribuzione di probabilità delle perdite del portafoglio: l'obiettivo è determinare una relazione ricorsiva che consenta di calcolare agevolmente tale distribuzione di probabilità. Le uniche assunzioni del modello sono:

- per un prestito, la probabilità di insolvenza in un dato periodo di tempo, ad esempio un anno, è la stessa per tutti gli altri anni (probabilità di insolvenza costante nel tempo)
- per un numero elevato di debitori (ossia per l'intero portafoglio), la probabilità di insolvenza del singolo debitore è bassa, e il numero di inadempimenti che si verificano in un dato periodo di tempo è indipendente dal numero di inadempimenti che si verificano negli altri periodi (indipendenza tra il numero di inadempimenti)

In CreditRisk+ non vi è alcuna assunzione sulle cause dell'insolvenza: un debitore A raggiunge l'insolvenza con probabilità P_A e non raggiunge l'insolvenza con probabilità $1 - P_A$.

Il punto di partenza è quindi una variabile aleatoria di Bernoulli con funzione di probabilità $f(x) = P_A^x(1 - P_A)^{1-x}$. In base a tali assunzioni si dimostra che il numero di inadempimenti

del portafoglio si distribuisce secondo una variabile aleatoria di Poisson. Per arrivare alla suddetta relazione ricorsiva prima si determina la funzione generatrice delle probabilità del numero di inadempimenti del portafoglio, poi quella della distribuzione di probabilità delle perdite e quindi, da quest'ultima, la relazione ricorsiva. Posto L_A l'esposizione creditizia (al netto dei recuperi) per il debitore A e scegliendo un'unità di misura L per gli importi (per esempio milioni di euro) è possibile esprimere le esposizioni creditizie come $L_A = L B_A$, dove B_A è l'esposizione espressa in unità di misura di L . Successivamente, dato il cambio di unità di misura precedente, il portafoglio crediti può essere diviso in numero ridotto di classi (indicato con m) di cui la generica è indicata con j . Per ogni classe si ha:

- B_j : esposizione della classe j (in multipli di L), nella classe j fanno parte tutte le esposizioni tali che $B_A = B_j$
- μ_j : numero atteso di inadempimenti della classe j (ottenuto moltiplicando la probabilità di insolvenza della classe j per il numero di prestiti contenuti nella suddetta classe).

Il modello, come accennato precedentemente, prevede una distribuzione del numero di inadempimenti in un periodo (ad esempio l'anno) per la generica classe j di tipo conforme alla distribuzione di Poisson. Indicato con n il numero di inadempimenti si ha, per la classe j , che la probabilità $P(n)$ di realizzare n inadempimenti, con $n = 0, 1, \dots$, è pari a:

$$P(n) = \frac{e^{-\mu_j} \mu_j^n}{n!}. \quad (2.1)$$

La funzione generatrice delle probabilità per il numero di inadempimenti per la classe j è quindi:

$$F(z) = e^{-\mu_j + \mu_j z}. \quad (2.2)$$

La 2.2 non è altro che la funzione generatrice delle probabilità di una variabile aleatoria di Poisson. Tale funzione consente di ottenere $P(n)$ in base alla seguente:

$$P(n) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n F(z)}{d^n z} \right|_{z=0}.$$

Assumendo che il numero di inadempimenti sia conforme ad una variabile aleatoria di Poisson con parametro μ_j , ci si attende che lo scarto quadratico medio del numero di inadempimenti sia $\sqrt{\mu_j}$. In realtà però, l'evidenza empirica (Croucy, Galai e Mark, 2000) mette in luce che la distribuzione di Poisson sottostima lo scarto quadratico medio del numero di inadempimenti. Ciò è dovuto alla variabilità delle probabilità di insolvenza nel tempo, che determina una variazione della probabilità attesa di insolvenza nei periodi osservati in funzione dell'andamento del ciclo economico. La distribuzione delle probabilità di insolvenza che deriva dalla Poissoniana è, quindi, troppo poco dispersa rispetto a quella storicamente osservabile in un portafoglio reale. Ipotizzando che le classi siano indipendenti, il numero di inadempimenti del portafoglio è dato dalla somma del numero di inadempimenti delle singole classi e quindi, per le proprietà delle funzioni generatrici, la funzione generatrice delle probabilità del numero degli inadempimenti per l'intero portafoglio è:

$$F^*(z) = e^{-\sum_{j=1}^m \mu_j + \sum_{j=1}^m \mu_j z}. \quad (2.3)$$

Anche in questo caso:

$$P(n) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n F^*(z)}{d^n z} \right|_{z=0}$$

dove $P(n)$ è la probabilità di avere n inadempimenti nel portafoglio. Dall'espressione 2.2 e 2.3 si ricavano le funzioni generatrici delle probabilità delle perdite (in multipli di nxL) della singola classe e del portafoglio, indicate rispettivamente con $G(z)$ e $G^*(z)$:

$$G(z) = e^{-\mu_j + \mu_j z^{B_j}}$$

$$G^*(z) = e^{-\sum_{j=1}^m \mu_j + \sum_{j=1}^m \mu_j z^{B_j}}. \quad (2.4)$$

La 2.4 è una espressione cruciale in quanto consente di calcolare la distribuzione di probabilità delle perdite del portafoglio, infatti la probabilità $P(n)$ di una perdita del portafoglio (in multipli di nxL) si ricava dalla seguente:

$$P(n) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n G^*(z)}{d^n z} \right|_{z=0}. \quad (2.5)$$

Dalla 2.5, usando la formula di Leibniz, si ricava una relazione ricorsiva che consente di calcolare $P(n)$ senza l'utilizzo delle derivate. Tale relazione è:

$$P(n) = \sum_{j: B_j \leq n} \frac{B_j \mu_j}{n} P(n - B_j) \quad (2.6)$$

con $P(0) = e^{-\sum_{j=1}^m \mu_j}$.

2.4.3 Probabilità di insolvenza aleatoria: il modello nel caso uniperiodale

In questo paragrafo viene esposto il modello con probabilità di insolvenza aleatoria, nel caso uniperiodale, al fine di ottenere la distribuzione di probabilità delle perdite del portafoglio in tale caso. Sono valide le assunzioni precedenti però, in questo caso, si suppone che la probabilità di insolvenza sia aleatoria (distribuita secondo una variabile aleatoria gamma) e si dimostra che il numero di inadempimenti del portafoglio si distribuisce secondo

una binomiale negativa. Supposto che l'istituto bancario abbia diviso il portafoglio prestiti in n settori e che il generico settore sia indicato con S_k con $k = 1, 2, \dots, n$, in base alla metodologia precedente, si divide il generico settore S_k in $m(k)$ classi di esposizione. La generica esposizione della classe j del settore S_k è indicata con $L_j^{(k)}$, come nel paragrafo precedente:

$$L_j^{(k)} = L B_j^{(k)}$$

con $j = 1, 2, \dots, m(k)$, L l'unità di misura prescelta (per esempio milioni di euro) e $B_j^{(k)}$ l'esposizione espressa in unità di misura di L . Posto $\mu_j^{(k)}$ il numero atteso di inadempimenti e $\sigma_j^{(k)}$ lo scarto quadratico medio di tale numero atteso della classe j del settore S_k si ha che:

$$\mu_k = \sum_{j=1}^{m(k)} \mu_j^{(k)}$$

$$\sigma_k = \sum_{j=1}^{m(k)} \sigma_j^{(k)}$$

con μ_k e σ_k il numero atteso di inadempimenti e lo scarto quadratico medio del settore S_k .

Supponendo che:

$$x_k \sim \Gamma(\alpha_k, \beta_k)$$

con x_k la probabilità di insolvenza aleatoria (distribuita secondo una variabile aleatoria gamma) del settore S_k risulta che:

$$\alpha_k = \frac{\mu_k^2}{\sigma_k^2} \tag{2.7}$$

$$\beta_k = \frac{\sigma_k^2}{\mu_k} \tag{2.8}$$

Le due equazioni precedenti si ottengono risolvendo il seguente sistema rispetto a α_k e β_k :

$$\begin{cases} \mu_k = \alpha_k \beta_k \\ \sigma_k^2 = \frac{\alpha_k}{\beta_k^2} \end{cases}$$

dove μ_k e σ_k^2 sono rispettivamente il valore atteso (numero atteso di inadempimenti del settore S_k) e la varianza (varianza del numero atteso di inadempimenti del settore S_k) della variabile aleatoria gamma x_k . Si dimostra che, se $x_k \sim \Gamma(\alpha_k, \beta_k)$, il numero di inadempimenti del generico settore S_k si distribuisce secondo una binomiale negativa. Indicato con n il numero di inadempimenti, per il settore S_k , la probabilità $P(n)$ di realizzare n inadempimenti è pari a:

$$P(n) = (1 - p_k)^{\alpha_k} \binom{n + \alpha_k - 1}{n} p_k^n$$

con

$$p_k = \frac{\beta_k}{1 + \beta_k}.$$

La funzione generatrice delle probabilità per il numero di inadempimenti per il settore S_k è quindi:

$$F(z) = \left(\frac{1 - p_k}{1 - p_k z} \right)^{\alpha_k}. \quad (2.9)$$

La 2.9 non è altro che la funzione generatrice delle probabilità di una variabile aleatoria binomiale negativa. Tale funzione consente di ottenere la probabilità di realizzare n inadempimenti $P(n)$ in base alla seguente:

$$P(n) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n F(z)}{d^n z} \right|_{z=0}.$$

Assumendo che i settori siano indipendenti la funzione generatrice delle probabilità del numero degli inadempimenti per l'intero portafoglio è:

$$F^*(z) = \prod_{k=1}^n \left(\frac{1 - p_k}{1 - p_k z} \right)^{\alpha_k}. \quad (2.10)$$

Anche in questo caso:

$$P(n) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n F^*(z)}{d^n z} \right|_{z=0}$$

dove $P(n)$ sempre è la probabilità di avere n inadempimenti nel portafoglio. Dalle espressioni 2.9 e 2.10 si ricavano le funzioni generatrici delle probabilità delle perdite (in multipli di $n \times L$) del singolo settore e del portafoglio indicate, rispettivamente, con $G(z)$ e $G^*(z)$:

$$G(z) = \left(\frac{1 - p_k}{1 - \frac{p_k}{\mu_k} \sum_{j=1}^{m(k)} \mu_j^{(k)} z^{B_j^{(k)}}} \right)^{\alpha_k}$$

$$G^*(z) = \prod_{k=1}^n \left(\frac{1 - p_k}{1 - \frac{p_k}{\mu_k} \sum_{j=1}^{m(k)} \mu_j^{(k)} z^{B_j^{(k)}}} \right)^{\alpha_k}. \quad (2.11)$$

Come nel paragrafo precedente, la 2.11 è una espressione molto importante in quanto consente di calcolare la distribuzione di probabilità delle perdite del portafoglio, infatti la probabilità $P(n)$ di una perdita del portafoglio (in multipli di $n \times L$) si ricava dalla seguente:

$$P(n) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n G^*(z)}{d^n z} \right|_{z=0}. \quad (2.12)$$

Dalla 2.12, si ricava una formula ricorsiva che consente di calcolare $P(n)$ senza l'utilizzo delle derivate (Credit Suisse, 1997).

2.4.4 Le estensioni al caso multiperiodale

I due approcci sinteticamente descritti (probabilità di insolvenza deterministica e aleatoria) possono, successivamente, essere estesi a un orizzonte temporale di tipo mul-

tiperiodale. Tale ampliamento del modello non è particolarmente complesso e si ottiene costruendo un set di strumenti simili a quelli precedentemente illustrati ma ognuno dei quali è articolato anche in base a una coordinata temporale. In luogo di un singola probabilità di insolvenza si disporrà di una struttura a termine delle probabilità di insolvenza riferite ciascuno a epoche successive e lo stesso avverrà per le esposizioni creditizie.

2.4.5 I risultati del modello CreditRisk+

L'analisi della distribuzione delle perdite costruita mediante l'applicazione del modello consente di individuare alcuni valori che hanno una rilevante importanza nell'ambito della gestione del rischio di credito e delle tecniche a esso dedicate. Il modello fornisce i seguenti risultati:

- la perdita attesa sui crediti esistenti in portafoglio al momento della valutazione (valore atteso della distribuzione delle perdite del portafoglio)
- il valore della perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile della distribuzione di probabilità delle perdite
- la differenza tra la perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile e la perdita attesa (denominata perdita non attesa corrispondente al 99^{esimo} percentile o capitale economico).

A seguito dell'individuazione di tali grandezze è possibile elaborare idonee strategie di portafolio management per l'istituto bancario e in particolare:

- la perdita attesa deve essere coperta mediante un'adeguata politica di accantonamenti

e pricing dei contratti che vengono normalmente stipulati (adeguata fissazione del prezzo in termini di tassi di interesse e di commissioni varie)

- la differenza tra la perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile e la perdita attesa dovrebbe essere colmata mediante la creazione di fondi di riserva ai quali potrebbe essere affiancata un'adeguata politica di accantonamenti ai fondi rischi
- il livello delle perdite che eccede la perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile può essere gestito cercando, dapprima, di monitorarlo mediante l'analisi degli scenari⁸ e delle loro influenze sulle probabilità di insolvenza e, poi, imponendo limiti alla concentrazione del credito per ciascun settore.

Le tre grandezze ora viste possono essere trasformate in indicazioni operative relative alla politica di accantonamento per rischi sui crediti. Si possono quantificare due livelli: un accantonamento annuo che vada a coprire il livello della perdita attesa (ACP annual credit provision) e una riserva (ICR incremental credit reserve) che aggiunta all'ACP consente di essere protetti dal rischio di incorrere in perdite inattese (corrispondenti a un certo livello di probabilità, ad esempio 99%).

2.4.6 Il rischio di concentrazione e l'analisi dei settori

Il modello in questione consente di apprezzare il rischio di concentrazione del credito, cioè di quel particolare rischio che nasce nel momento in cui un'ampia frazione di debitori è soggetta a cause di rischio comuni. Per comprendere meglio tale concetto si può ricorrere alle due definizioni di fattori di rischio sistematico e fattori di rischio specifico. I fattori di

⁸L'obiettivo dell'analisi degli scenari è quello di identificare l'impatto sul portafoglio crediti di eventi che non sono presi in considerazione dal modello di gestione del rischio di credito.

rischio sistematico sono grandezze che influenzano potenzialmente una consistente parte del portafoglio crediti. I fattori di rischio specifico sono, invece, tipici del debitore e non manifestano alcun legame con le componenti sistematiche. Immaginando che un istituto abbia in portafoglio ingenti crediti verso operatori del settore immobiliare è verosimile ritenere che essi siano tutti vulnerabili a eventi quali l'andamento negativo del mercato degli immobili, tale fenomeno può essere del tutto secondario per debitori di altri settori industriali. I fattori specifici riguardano, invece, solo il singolo debitore e sono ipotizzati essere del tutto non correlati con i fattori sistematici e con quelli specifici degli altri debitori. Relativamente al rischio di concentrazione il modello permette un'analisi sotto tre ipotesi:

- tutti i debitori sono collocati nello stesso settore e, quindi, tutte le probabilità di insolvenza risentono di un medesimo fattore sistematico comune che ne determina la variabilità
- ogni debitore appartiene a un settore diverso e, conseguentemente, la probabilità di insolvenza di ciascun debitore è affetta da un solo fattore sistematico
- il singolo debitore può appartenere a diversi settori e, quindi, la sua probabilità di insolvenza è influenzata da più fattori sistematici.

La presenza di più settori che influenzano la probabilità di insolvenza dei singoli debitori ha l'importante conseguenza di far diminuire il livello delle perdite in corrispondenza di ciascun livello di probabilità. L'effetto in questione è un tipico effetto di diversificazione del portafoglio crediti. È intuibile, di converso, che il portafoglio più rischioso è quello dove è minima la diversificazione, dove, cioè, tutti i debitori appartengono allo stesso settore e, quindi, sono soggetti allo stesso fattore di rischio sistematico.

2.4.7 Pregi e difetti di CreditRisk+

CreditRisk+ presenta molti vantaggi derivanti, essenzialmente, dalla forma chiusa delle sue equazioni di valutazione le quali possono essere utilizzate anche per quantificare cosa accade alle grandezze citate in precedenza (perdita attesa, perdita non attesa corrispondente al 99^{esimo} percentile e capitale economico) nel momento in cui uno o più debitori siano eliminati dal portafoglio crediti oppure aggiunti ad esso. Rimuovendo, infatti, debitori con elevate probabilità di insolvenza ed esposizioni creditizie ingenti, le distribuzioni di probabilità delle perdite si modificano e ciò fornisce indicazioni all'istituto bancario sulle politiche di risk management da seguire. Infatti, una volta che sono stati individuati quei debitori che rappresentano una significativa quota del rischio complessivo del portafoglio crediti, è possibile ricorrere a idonee tecniche per la gestione del rischio stesso quali, ad esempio:

- l'uso di derivati creditizi, che consente di spostare il rischio da un debitore all'altro
- la securitization dei crediti, consistente nella vendita di pacchetti di crediti su un eventuale mercato secondario.

Inoltre il modello prevede l'uso di un numero molto limitato di informazioni. Tra i possibili limiti dell'approccio si può ravvisare la mancanza della possibilità di considerare gli effetti del cosiddetto migration risk ovvero del peggioramento (o miglioramento) della qualità creditizia del debitore nel tempo. Infine il modello non prevede l'esistenza di strumenti non lineari quali opzioni e swaps su valute.

2.4.8 Alcuni casi di studio di CreditRisk+

In questo paragrafo vengono mostrati i risultati di alcuni casi di studio del modello. Tali casi di studio vengono condotti in condizioni di aleatorietà della probabilità di insolvenza, per un orizzonte uniperiodale e con la presenza di un solo settore ovvero di una sola fonte di rischio sistematico comune a tutti i debitori. Si ipotizza la presenza in portafoglio di dieci debitori le cui esposizioni creditizie (esprese in euro) al netto dei recuperi, le probabilità di insolvenza e i relativi scarti quadratici medi sono evidenziati in Tabella 2.18. I dati della suddetta tabella costituiscono l'insieme informativo dell'esempio.

Debitore	Esposizione	Probabilità di insolvenza	Scarto quadratico medio	Settori Economia generale
1	250000	30%	15%	100%
2	900000	15%	7.50%	100%
3	1600000	30%	15%	100%
4	1700000	15%	7.50%	100%
5	2300000	10%	5%	100%
6	5700000	5%	2.50%	100%
7	10400000	5%	2.50%	100%
8	17400000	7.50%	3.75%	100%
9	21450000	1.60%	0.80%	100%
10	25600000	3%	1.50%	100%

Tabella 2.18: Fonte: Elaborazione propria. Situazione iniziale dei debitori, probabilità di insolvenza e loro volatilità.

I risultati del modello sono evidenziati in Tabella 2.19. Il valore riportato nella colonna Perdita attesa si ottiene moltiplicando l'esposizione creditizia del debitore per la sua probabilità di insolvenza, il Contributo al rischio indica il peso che ogni debitore ha sullo scarto quadratico medio della distribuzione delle perdite del portafoglio mentre la colonna Ammontare perdita su crediti fornisce la perdita attesa e i valori delle perdite del portafoglio in corrispondenza di alcuni percentili di particolare interesse. Nell'esempio la perdita at-

Debitore	Perdita attesa	Contributo al rischio	Percentile	Ammontare perdita su crediti
1	75000	124239	Perdita attesa	4396200
2	135000	289293	50	1127346
3	480000	1215375	75	3550657
4	255000	622688	95	22985501
5	230000	600975	97.5	27295101
6	285000	1258253	99	34740026
7	520000	3399125	99.5	41530623
8	1305000	12737506	99.75	46401844
9	343200	4022798	99.9	52896397
10	768000	10469774		

Tabella 2.19: Fonte: Elaborazione propria. Alcuni valori caratteristici della distribuzione di probabilità delle perdite.

tesa è pari a 4396200 e il 99^{esimo} percentile è pari a 34740026. In base a quanto detto precedentemente la perdita attesa quantifica l'accantonamento annuo ACP (annual credit provision) mentre il 99^{esimo} percentile definisce la riserva ICR (incremental credit reserve) che, sommata all'ACP, consente di essere protetti, con una certa probabilità, dal rischio di incorrere nell'anno in perdite inattese. Dalla Tabella 2.19 emerge che i debitori 8 e 10 contribuiscono al rischio complessivo in modo decisamente superiore agli altri e diventa lecito chiedersi quale possa essere, in termini di distribuzione di probabilità delle perdite, la conseguenza della loro rimozione dal portafoglio crediti. Il modello consente tale analisi, basta semplicemente eliminare i due debitori e ripetere i calcoli effettuati in precedenza. I nuovi risultati sono riportati in Tabella 2.20. Come si evince dalla tabulazione dei percentili (ultima colonna della Tabella 2.20) gli effetti rilevanti dalla rimozione dei due debitori dal portafoglio sono sostanzialmente due:

- la perdita attesa di portafoglio passa da 4396200 a 2323200 decrementandosi per un importo pari a 2073000. Questo valore è pari alla somma delle singole perdite attese

Debitore	Perdita attesa	Contributo al rischio	Percentile	Ammontare perdita su crediti
1	75000	218852	Perdita attesa	2323200
2	135000	429403	50	879530
3	480000	1788770	75	2294249
4	255000	909385	95	10500690
5	230000	997915	97.5	13930550
6	285000	2327486	99	22355872
7	520000	6971750	99.5	24094835
9	343200	8712310	99.75	26921159
			99.9	31916239

Tabella 2.20: Fonte: Elaborazione propria. Alcuni valori caratteristici della distribuzione di probabilità delle perdite dopo la rimozione dei debitori 8 e 10.

dei debitori eliminati. Ciò significa che l'ACP necessario per l'esercizio si riduce del medesimo ammontare

- la perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile scende da 34740026 a 22355872 ossia di un importo pari a 12384154. In altri termini l'ICR necessario per l'esercizio è anch'esso inferiore al livello iniziale.

La Tabella 2.21 mostra in forma sintetica i risultati ottenuti e le considerazioni appena svolte. L'applicazione precedente ha consentito di far emergere cosa accada alle grandezze

	Situazione iniziale	Eliminazione dei debitori 8 e 10	Movimento netto	Movimento in %
Esposizione	87300000	44300000	43000000	49.25%
Perdita Attesa	4396200	2323200	2073000	47.15%
99 ^{esimo} percentile	34740026	22355872	12384154	35.65%

Tabella 2.21: Fonte: Elaborazione propria. Variazioni del portafoglio dalla situazione iniziale dopo la rimozione dei debitori 8 e 10.

fondamentali nel momento in cui vengono eliminati dal portafoglio crediti i soggetti dotati di maggior contributo individuale al rischio. È interessante, inoltre, rivolgere l'attenzione

alle conseguenze sulla distribuzione delle perdite derivanti dall'eliminazione dei due debitori con la maggiore esposizione creditizia. Analizzando la Tabella 2.18 è evidente che i debitori 9 e 10 sono quelli interessati. Le conseguenze sulla nuova distribuzione di probabilità sono evidenziate in Tabella 2.22. La Tabella 2.23 sintetizza invece le variazioni intervenute sui

Debitore	Perdita attesa	Contributo al rischio	Percentile	Ammontare perdita su crediti
1	75000	149974	Perdita attesa	3285000
2	135000	314405	50	981552
3	480000	1301159	75	3027632
4	255000	665580	95	17604727
5	230000	717341	97.5	19806382
6	285000	1442329	99	24630974
7	520000	4130455	99.5	29883953
8	1305000	15909730	99.75	35202856
			99.9	38613699

Tabella 2.22: Fonte: Elaborazione propria. Alcuni valori caratteristici della distribuzione di probabilità delle perdite dopo la rimozione dei debitori 9 e 10.

risultati fondamentali del modello a seguito dell'eliminazione dei debitori 9 e 10. Anche in

	Situazione iniziale	Eliminazione dei debitori 9 e 10	Movimento netto	Movimento in %
Esposizione	87300000	40250000	17050000	53.89%
Perdita Attesa	4396200	3285000	1111200	25.28%
99 ^{esimo} percentile	34740026	24630974	10109052	29.10%

Tabella 2.23: Fonte: Elaborazione propria. Variazioni del portafoglio dalla situazione iniziale dopo la rimozione dei debitori 9 e 10.

questo caso la perdita attesa diminuisce passando da 4396200 a 3285000 con un decremento netto di 1111200 e un decremento percentuale del 25.28%. La diminuzione avviene anche per la perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile (passa da 34740026 a 24630974). Tali diminuzioni sono sensibilmente minori rispetto a quelle dell'esempio precedente, ciò mette in evidenza che non necessariamente rimuovendo le esposizioni creditizie più elevate diminuis-

cono i risultati del modello, molto dipende anche dalle relative probabilità di insolvenza (e dagli scarti quadratici medi).

2.5 CreditPortfolio View

CreditPortfolio View, nella sua versione originale (Wilson 1997a, 1997b), è un modello di tipo econometrico multifattoriale specificato con l'obiettivo di fornire uno strumento flessibile e accurato per la misura e il controllo del rischio di credito. La logica è simulare per le diverse categorie di rating, all'interno dei vari segmenti industriali di ogni paese, la distribuzione congiunta delle probabilità di insolvenza e di migrazione, queste ultime condizionate ai valori segnalati dai più importanti indici macroeconomici⁹. Tale prospettiva trae ispirazione dalla constatazione dell'influenza che esercita lo stato di salute generale dell'economia, sia sulle probabilità di insolvenza che sulle probabilità di migrazione dei crediti. È sperimentato (Crouhy, Galai, Mark, 2000) infatti, che un rallentamento del ciclo economico è accompagnato sia da un aumento dei casi di downgrade¹⁰ sia da un aumento dei casi di insolvenza. CreditPortfolio View appartiene alla categoria dei modelli mark-to-market, in quanto prende in considerazione l'ipotesi di migrazione delle controparti. Inoltre, relativamente al trattamento delle correlazioni tra eventi di default e di migrazione, il modello si classifica tra i modelli in forma ridotta, poichè la natura di tali correlazioni è di tipo macroeconomico, essendo basata sulla presenza di fattori di background che influenzano congiuntamente le probabilità di insolvenza e di migrazione dei singoli debitori.

Nei paragrafi seguenti vengono illustrati due metodi per determinare la probabilità di insolvenza dei vari segmenti. Nel terzo paragrafo viene derivata, dalla matrice di transizione incondizionata per un dato periodo t , la matrice di transizione condizionata, date

⁹Ad esempio: il tasso di disoccupazione, il livello di crescita del prodotto interno lordo, i tassi di interesse di lungo periodo, il livello dei tassi di cambio, le spese statali e il livello del risparmio.

¹⁰Con downgrade si intende la migrazione di un credito da una categoria di rating superiore a una inferiore per upgrade si intende il contrario.

le probabilità di insolvenza di ciascuno dei segmenti (determinate con uno dei due metodi sopracitati).

Il quarto paragrafo descrive brevemente come si ottiene la distribuzione delle perdite dell'intero portafoglio mentre il quinto paragrafo è dedicato alla descrizione dei pregi e dei difetti del modello.

L'ultimo paragrafo tratta di un caso di studio del modello in questione. In tale paragrafo viene derivata, tramite una simulazione Monte Carlo, la probabilità di insolvenza per l'anno 1997 per le aziende prese in considerazione da Moody's in tale anno basandosi su una serie storica delle probabilità di insolvenza che va dall'anno 1975 all'anno 1996. Nel modello di regressione logit sono stati scelti come regressori il PIL e il tasso di interesse di lungo periodo degli USA, per la stima della probabilità di insolvenza per tale modello di regressione sono stati utilizzati i minimi quadrati generalizzati in quanto tale metodo di stima, in base ai test effettuati, è risultato migliore rispetto a quello della massima verosimiglianza.

2.5.1 CreditPortfolio View macro

L'obiettivo di questo paragrafo è descrivere come CreditPortfolio View macro determina le probabilità di insolvenza dei vari segmenti. Nella sua versione originale CreditPortfolio View (Wilson, 1997a, 1997b) specifica il tasso di insolvenza per il j -esimo segmento al tempo t , attraverso una forma funzionale di tipo logit:

$$\ln \left(\frac{P_{j,t}}{1 - P_{j,t}} \right) = Y_{j,t}$$

da cui

$$P_{j,t} = \frac{1}{1 + e^{-Y_{j,t}}}$$

dove $P_{j,t}$ è la probabilità condizionata di insolvenza relativa a una certa categoria di debitori appartenente al segmento economico j -esimo per il periodo di tempo t , mentre $Y_{j,t}$, è l'indice macroeconomico del j -esimo segmento al tempo t . Quest'ultimo viene costruito tenendo conto dei livelli storici e attuali dei principali fattori macroeconomici, attraverso la seguente relazione lineare:

$$Y_{j,t} = \beta_{j,0} + \beta_{j,1}X_{j,1,t} + \beta_{j,2}X_{j,2,t} + \dots + \beta_{j,M}X_{j,M,t} + v_{j,t}$$

dove $Y_{j,t}$ è il valore dell'indice del segmento j -esimo (paese o settore industriale) relativo al periodo t , $X_{j,t} = (X_{j,1,t}, X_{j,2,t}, \dots, X_{j,M,t})$ è il vettore delle variabili esplicative del segmento j -esimo al tempo t e $v_{j,t}$ è una variabile aleatoria normale con valore atteso zero e scarto quadratico medio σ_j , per cui:

$$v_{j,t} \sim N(0, \sigma_j) \quad J = 1, 2, \dots, K$$

essendo le $v_{j,t}$ (con $j = 1, 2, \dots, K$) supposte indipendenti si ha:

$$v_t \sim N(0, \Sigma_v)$$

dove v_t rappresenta un vettore di variabili casuali normali di dimensioni $K \times 1$ e Σ_v la sua matrice delle varianze e covarianze di dimensioni $K \times K$. Nella formulazione proposta da Wilson (1997a) si ipotizza che ogni singola variabile macroeconomica segua un processo autoregressivo univariato del secondo ordine (AR(2)) del tipo:

$$X_{j,i,t} = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}X_{j,i,t-1} + \gamma_{i,2}X_{j,i,t-2} + \epsilon_{j,i,t}$$

dove $X_{j,i,t-1}$ e $X_{j,i,t-2}$ sono i valori ritardati della variabile macroeconomica $X_{j,i,t}$, $\gamma_i = (\gamma_{i,0}, \gamma_{i,1}, \gamma_{i,2})$ il vettore dei coefficienti da stimare e $\epsilon_{j,i,t}$ una variabile aleatoria normale con valore atteso zero e scarto quadratico medio σ_i , per cui:

$$\epsilon_{j,i,t} \sim N(0, \sigma_i) \quad i = 1, 2, \dots, M \quad e \quad j = 1, 2, \dots, K$$

essendo le $\epsilon_{j,i,t}$ (con $i = 1, 2, \dots, M$ e $j = 1, 2, \dots, K$) supposte indipendenti si ha:

$$\epsilon_t \sim N(0, \Sigma_e)$$

dove ϵ_t indica un vettore di variabili casuali normali di dimensioni $M \times 1$ e Σ_e la relativa matrice delle varianze e covarianze di dimensioni $M \times M$. La definizione del modello e conseguentemente la specificazione delle probabilità di insolvenza relativa alla categoria di debitori appartenenti al segmento j -esimo implica quindi la soluzione del seguente sistema di equazioni:

$$\begin{cases} P_{j,t} = \frac{1}{1+e^{-Y_{j,t}}} \\ Y_{j,t} = \beta_{j,0} + \beta_{j,1}X_{j,1,t} + \beta_{j,2}X_{j,2,t} + \dots + \beta_{j,M}X_{j,M,t} + v_{j,t} \\ X_{j,i,t} = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}X_{j,i,t-1} + \gamma_{i,2}X_{j,i,t-2} + \epsilon_{j,i,t} \end{cases}$$

con $i = 1, 2, \dots, M$ e $j = 1, 2, \dots, K$. Posto E_t un vettore aleatorio di dimensioni $(K + M) \times 1$ le cui componenti sono i vettori v_t e ϵ_t , si ha che:

$$E_t = \begin{bmatrix} v_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma)$$

dove Σ di dimensioni $(K + M) \times (K + M)$ è

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_v & \Sigma_{v,\epsilon} \\ \Sigma_{\epsilon,v} & \Sigma_\epsilon \end{bmatrix}$$

con $\Sigma_{v,\epsilon}$ e $\Sigma_{\epsilon,v}$ le matrici delle correlazioni incrociate. Utilizzando la scomposizione di Cholesky:

$$\Sigma = AA'$$

dove A è matrice triangolare ed estraendo un vettore, z_t , di variabili casuali normali indipendenti con valore atteso zero e varianza uno di dimensioni $(K + M) \times 1$:

$$z_t \sim N(0, I)$$

si ottiene

$$E_t = A' z_t.$$

Il vettore E_t individua i valori di $v_{j,t}$ e $\epsilon_{j,i,t}$ le cui realizzazioni possono essere impiegate per derivare i valori delle probabilità di insolvenza, $P_{j,t}$, relative al j -esimo segmento al tempo t . Il risultato di tale procedura è il vettore $P_t = (P_{1,t}, P_{2,t}, \dots, P_{K,t})$. Tale vettore, data la matrice di transizione incondizionata al tempo t , consente di ricavare, tramite lo shift algorithm, la matrice di transizione condizionata al tempo t per ogni segmento.

2.5.2 CreditPortfolio View direct

CreditPortfolio View direct¹¹ determina le probabilità di insolvenza dei vari segmenti ed è stato sviluppato successivamente a CreditPortfolio macro per ottenere una calibrazione del modello più semplice.

In questo caso il vettore probabilità di insolvenza, $P_t = (P_{1,t}, P_{2,t}, \dots, P_{K,t})$, si ottiene direttamente dalla distribuzione gamma multivariata, così la probabilità di insolvenza del j -esimo segmento non è influenzata da variabili macroeconomiche.

¹¹Si veda McKinsey. *CreditPortfolio View 2.0*. Technical Document. 2001.

Per ogni segmento si determinano i due parametri di ciascuna delle K distribuzioni gamma che compongono la distribuzione gamma multivariata, in base alla media e alla varianza del suddetto segmento. Il problema maggiore consiste nella determinazione della matrice delle correlazioni della gamma multivariata, tale problema risulta, però, più semplice della procedura utilizzata da CreditPortfolio View macro. Anche in questo caso il risultato della procedura è il vettore delle probabilità di insolvenza, il quale, data la matrice delle probabilità incondizionata al tempo t , consente di determinare, tramite lo shift algorithm, la matrice di transizione condizionata al tempo t per ogni segmento.

2.5.3 Lo Shift algorithm

In questo paragrafo viene descritto lo shift algorithm che, come detto precedentemente, consente di passare dalla matrice di transizione incondizionata al tempo t a quella condizionata al tempo t per ogni segmento. Per ogni segmento CreditPortfolio View simula una matrice di transizione condizionata al tempo t basandosi sulla matrice di transizione incondizionata¹² al tempo t e sulle probabilità di insolvenza ottenute con uno dei due metodi descritti in precedenza. Definiamo la matrice di transizione incondizionata al tempo t come $\bar{M}_t = (\bar{m}_{sh})$. Tale matrice, nella versione standard, è di dimensioni 8x8 essendo le classi di rating otto: AAA, AA, A, BBB, BB, B, CCC e Default. Inoltre le sue righe devono avere come somma uno. Dato il vettore $P_t = (P_{1,t}, P_{2,t}, \dots, P_{K,t})$, l'algoritmo di shift è composto da due stadi:

1. Il primo stadio consiste nel calcolare per ciascuno dei segmenti il risk index, indicato

¹²Tale matrice si ottiene dalle pubblicazioni delle agenzie di rating specializzate come Standard & Poor's o Moody's.

con $r_{j,t}$ e definito come:

$$r_{j,t} = \frac{P_{j,t}}{\bar{P}_j}$$

dove \bar{P}_j rappresenta la probabilità di insolvenza incondizionata per il j -esimo segmento al tempo t . Se il risk index è maggiore di uno (ciclo economico sfavorevole), la matrice di transizione condizionata viene modificata dallo shift algorithm (tramite la procedura descritta in McKinsey, 2001) aumentando le probabilità di insolvenza e di downgrading e riducendo quelle di upgrading; una correzione opposta si attiva nel caso contrario. La correzione è chiaramente maggiore per le classi di rating più basse, proprio perchè la loro sensibilità all'andamento del ciclo economico è maggiore rispetto a quelle con un rating più elevato.

2. Il secondo stadio consiste nel calcolare la matrice di transizione condizionata per il tempo t , $M_t^{(j)} = (m_{sh}^{(j)})$, con $j = 1, 2, \dots, K$, per ciascun segmento. Il generico elemento di tale matrice, per il segmento j , è definito come:

$$m_{sh}^{(j)} = \alpha_{sh}^{(j)}(r_{j,t} - 1) + \bar{m}_{sh} \quad j = 1, 2, \dots, K$$

dove $\alpha_{sh}^{(j)}$, con $s = h = 1, 2, \dots, 8$, sono i coefficienti di shift. Calcolando la somma per la generica riga si ottiene:

$$\sum_{h=1}^8 m_{sh}^{(j)} = (r_{j,t} - 1) \sum_{h=1}^8 \alpha_{sh}^{(j)} + \sum_{h=1}^8 \bar{m}_{sh}$$

per cui, dato che per la matrice condizionata la somma per ogni riga deve essere uno ed essendo $\sum_{h=1}^8 \bar{m}_{sh} = 1$ si ha che:

$$\sum_{h=1}^8 \alpha_{sh}^{(j)} = 0.$$

In questo modo otteniamo K matrici condizionate per il tempo t , ciascuna per ogni segmento. Seguendo la stessa procedura e dato $P_{t+1} = (P_{1,t+1}, P_{2,t+1}, \dots, P_{K,t+1})$, calcolato con uno dei due metodi illustrati sopra, possiamo ottenere K matrici condizionate, $M_{t+1}^{(j)} = (m_{sh}^{(j)})$ per il tempo $t + 1$. Moltiplicando $M_t^{(j)}$ per $M_{t+1}^{(j)}$ si ottiene una nuova matrice che contiene le probabilità (cumulate) di migrare da una classe di rating all'altra per il periodo $t + 1$, per un determinato segmento j .

2.5.4 Distribuzione delle perdite del portafoglio

In CreditPortfolio View la distribuzione delle perdite relative a un portafoglio crediti si ottiene classificando in primo luogo le sofferenze che si verificano in corrispondenza di ogni specifica fase del ciclo economico (espansione, equilibrio, contrazione) considerando tra loro indipendenti le probabilità di insolvenza e di migrazione dei singoli crediti e in secondo luogo si uniscono le distribuzioni condizionate così ottenute in una distribuzione incondizionata, assumendo che ognuna di queste sia stata generata da un'estrazione casuale e indipendente dai possibili stadi dell'economia. Una volta determinata la distribuzione delle perdite del portafoglio è possibile calcolare la perdita attesa, la perdita corrispondente al 99^{esimo} percentile e il capitale economico.

2.5.5 Pregi e difetti di CreditPortfolio View

CreditPortfolio View si basa sulla constatazione empirica che sia le probabilità di insolvenza che quelle di migrazione di un credito variano nel tempo. L'originalità di questo approccio è di spiegare la causa di queste variazioni attraverso la costruzione di un modello in cui le variabili macroeconomiche sono le maggiori determinanti della probabilità

di insolvenza sperimentate dai debitori di un dato settore industriale, o di un paese in particolare. La specificazione del modello sostanzialmente permette di valutare il rischio connesso a un portafoglio di crediti con l'impiego di due componenti: quella sistematica catturata dalla ponderazione stimata dal modello delle variabili macroeconomiche rilevanti, e quella non sistematica registrata da una componente casuale relativa alle specifiche caratteristiche del settore economico in cui operano le controparti. Gli eventuali inconvenienti, che possono sorgere in sede di effettiva implementazione del modello, risiedono soprattutto nella necessità di sviluppare una banca dati abbastanza ampia per ogni paese e all'interno di questo, per ogni settore industriale. Inoltre, è da verificare l'affidabilità delle modalità di cambiamento della matrice di transizione non condizionata ai fini della determinazione delle matrici di transizione condizionate, che rappresentano un elemento importante per valutare l'attendibilità del modello.

2.5.6 Tre casi di studio di CreditPortfolio View macro

Qui di seguito vengono mostrati i risultati di tre casi di studio di CreditPortfolio View macro. Il primo caso di studio prevede un modello logit e due modelli ARMA univariati, il secondo e il terzo caso di studio prevedono il suddetto modello logit e rispettivamente un modello VAR bivariato e un modello SURE.

L'obiettivo è calcolare, per i tre casi di studio, un indice di tendenza centrale della serie delle probabilità di insolvenza simulate (tramite il metodo Monte Carlo) utilizzando, per ciascun caso di studio, i modelli sopracitati. Tale indice fornisce una stima della probabilità di insolvenza, per l'anno 1997, di tutte le aziende prese in considerazione da Moody's nell'arco di tale anno.

L'insieme informativo del modello è riportato in Tabella 2.24 mentre le statistiche descrittive del suddetto insieme informativo in Tabella 2.25; in base al test di Jarque-Bera le serie delle probabilità di insolvenza e del tasso di disoccupazione risultano essere non normali mentre le rimanenti cinque serie risultano essere normali (si veda Tabella 2.25). La fonte della serie temporale delle probabilità di insolvenza (PI) è Moody's. Le probabilità di insolvenza (annuali) si riferiscono a tutte le aziende prese in considerazione da tale istituto nell'arco di un anno e quindi rappresentano il rapporto tra il numero di fallimenti e il totale delle aziende considerate da Moody's in un anno. I dati relativi al prodotto interno lordo (PIL), al tasso di interesse di lungo periodo (TIL), al tasso di cambio yen-dollaro (EXRATE), alle spese governative (GOVEX), al risparmio lordo (RISP) e al tasso di disoccupazione (TD) si riferiscono agli USA e la loro fonte è Economagic. Tali serie storiche sono annuali per il PIL e il tasso di disoccupazione, mensili per il tasso di interesse di lungo periodo e per il tasso di cambio yen-dollaro, trimestrali per le spese governative e il risparmio lordo. Per le ultime quattro serie sopracitate si è derivato la serie temporale annuale. Dalle suddette sei serie annuali (PIL, TIL, EXRATE, GOVEX, RISP, TD) si sono ricavate quelle degli incrementi annuali relativi riportate parzialmente in Tabella 2.24.

Il tasso di insolvenza viene stimato tramite un modello logit utilizzando come metodo di stima i minimi quadrati generalizzati (GLS). Tale modello logit stimato con i GLS è stato preferito rispetto al modello logit stimato con la massima verosimiglianza (ML) e al modello probit (GLS e ML) in quanto, in base ai tests di buon adattamento effettuati, è risultato migliore. I risultati della stima dei modelli logit e probit stimati tramite la ML sono riportati, rispettivamente, in Tabella 2.26 e in in Tabella 2.27. Sebbene tutti i coefficienti

Anno	PI	PIL	TIL	EXRATE	GOVEX	RISP	TD
1975	0.004	0.092	0.096	0.017	0.166	-0.015	0.504
1976	0.002	0.114	0.095	-0.001	0.082	0.152	-0.092
1977	0.003	0.113	-0.141	-0.095	0.087	0.162	-0.084
1978	0.003	0.130	0.062	-0.216	0.093	0.202	-0.139
1979	0.001	0.117	0.095	0.042	0.112	0.123	-0.036
...
1992	0.012	0.057	-0.058	-0.058	0.083	-0.016	0.093
1993	0.010	0.050	-0.134	-0.122	0.036	0.015	-0.077
1994	0.005	0.062	0.117	-0.081	0.033	0.112	-0.117
1995	0.010	0.046	-0.066	-0.079	0.047	0.106	-0.084
1996	0.005	0.057	-0.027	0.156	0.039	0.090	-0.032

Tabella 2.24: Fonte: Moody's e Economagic: Economic Time Series Page. Insieme informativo del modello.

risultano essere significativamente diversi da zero (si veda Tabella 2.26 e Tabella 2.27) i tests di buon adattamento del modello, effettuati tramite la devianza residua ($\chi^2(19) = 803.150$, p-value=0.000 per il logit e $\chi^2(19) = 796.220$, p-value=0.000 per il probit), portano a rifiutare decisamente l'ipotesi nulla di un ottimale adattamento dei modelli ai dati. In Figura 2.2 e in Figura 2.3 sono riportate, rispettivamente, le probabilità di insolvenza stimate con il modello logit e probit (insieme a quelle osservate) utilizzando come metodo di stima la massima verosimiglianza, dall'analisi della Figura 2.2 e della Figura 2.3 si osserva una tendenza delle probabilità stimate a sovrastimare le probabilità di insolvenza osservate per la prima metà del periodo campionario il viceversa per quasi tutta la seconda metà. I risultati della stima e i tests sui residui del modello probit stimato con i minimi quadrati generalizzati sono riportati, rispettivamente, in Tabella 2.28 e in Tabella 2.29. Al modello sopracitato è stato preferito il modello logit stimato con i minimi quadrati generalizzati in quanto tutti i coefficienti del modello probit risultano essere non significativamente diversi da zero (si veda Tabella 2.28) e i residui risultano essere non normali ed eteroschedastici

Statistiche	PI	PIL	TIL	EXRATE	GOVEX	RISP	TD
Media	0.010	0.078	0.001	-0.038	0.083	0.072	0.010
Massimo	0.033	0.130	0.216	0.156	0.166	0.269	0.503
Minimo	0.001	0.033	-0.277	-0.293	0.033	-0.044	-0.218
Scarto quadratico medio	0.010	0.029	0.123	0.106	0.037	0.090	0.167
Mediana	0.009	0.074	-0.004	-0.037	0.080	0.059	-0.039
Indice di asimmetria	1.222	0.298	-0.220	-0.385	0.803	0.455	1.407
Indice di curtosi	0.603	-1.318	-0.717	3.195	2.986	2.155	4.672
Jarque-Bera	7.128	1.596	0.427	0.577	2.365	1.413	9.819
P-value	0.028	0.450	0.807	0.749	0.307	0.493	0.007

Tabella 2.25: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche descrittive dell'insieme informativo del modello.

Coefficiente	Stima	Errore std.	Valore z	Pr(> z)
Intercetta	-3.158	0.068	-46.150	0.000
PIL	-19.937	0.970	-20.540	0.000
TIL	-0.765	0.203	-3.760	0.000

Tabella 2.26: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione logit con la massima verosimiglianza.

(si veda Tabella 2.29). Il modello logit stimato tramite i minimi quadrati generalizzati è il seguente:

$$\Delta \ln \left(\frac{P_t}{1 - P_t} \right) = 0.045 - 13.967 \Delta X_t^{PIL} - 0.671 \Delta X_t^{TIL}$$

da cui

$$Y_t = \ln \left(\frac{P_t}{1 - P_t} \right) = \ln \left(\frac{P_{t-1}}{1 - P_{t-1}} \right) + 0.045 - 13.967 \Delta X_t^{PIL} - 0.671 \Delta X_t^{TIL}$$

dove per X_t^{PIL} , X_t^{TIL} e P_t si intende, rispettivamente, l'incremento relativo del PIL, l'incremento relativo del tasso di interesse di lungo periodo e la probabilità di insolvenza.

La Tabella 2.30 mostra i risultati della stima. Come si può notare dalla Tabella 2.30 due coefficienti risultano essere non significativamente diversi da zero mentre il coefficiente del

Coefficiente	Stima	Errore std.	Valore z	Pr(> z)
Intercetta	-1.787	0.026	-68.959	0.000
PIL	-7.402	0.356	-20.800	0.000
TIL	-0.297	0.076	-3.907	0.000

Tabella 2.27: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione probit con la massima verosimiglianza.

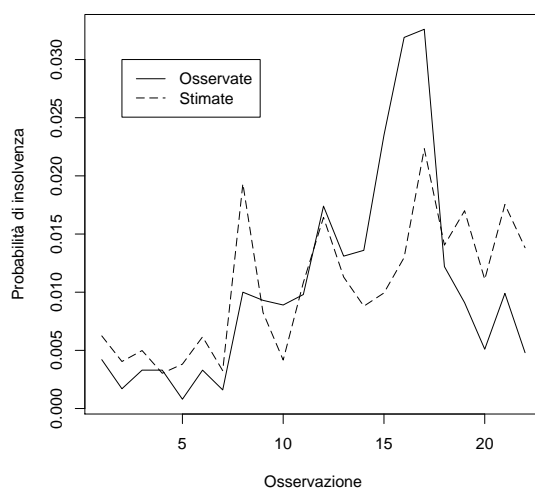


Figura 2.2: Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di insolvenza osservate e stimate con il modello probit (metodo di stima ML).

PIL non lo è. L'indice di determinazione lineare pari a 0.5244 e la diagnostica effettuata sui residui (riportata in Tabella 2.31) indicano un discreto adattamento del modello ai dati.

Dalla Tabella 2.31 si nota che sia tests sulla normalità che sull'autocorrelazione degli errori portano ad accettare l'ipotesi nulla di normalità e di incorrelazione dei residui (viene accettata anche l'ipotesi di media dei residui uguale a zero e di omoschedasticità). In base alla seguente trasformazione logit:

$$\ln\left(\frac{P_t}{1-P_t}\right) = Y_t$$

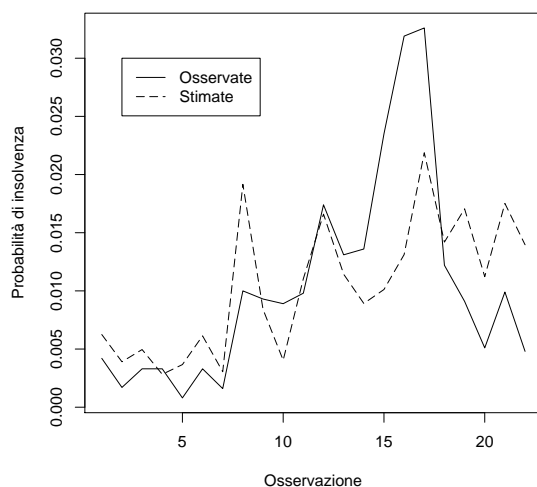


Figura 2.3: Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di insolvenza osservate e stimate con il modello logit (metodo di stima ML).

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	$\Pr(> t)$
Intercetta	-0.130	0.062	-2.114	0.490
PIL	-3.716	2.605	-1.426	0.171
TIL	-0.353	0.476	-0.741	0.469

Tabella 2.28: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione probit con i minimi quadrati generalizzati.

è possibile calcolare le probabilità di insolvenza stimate, rappresentate (insieme alle probabilità di insolvenza osservate) in Figura 2.4, infatti:

$$P_t = \frac{1}{1 + e^{-Y_t}}$$

Dall'analisi della Figura 2.4 si osserva una certa tendenza delle probabilità di insolvenza stimate a sovrastimare le probabilità di insolvenza osservate per il periodo campionario di riferimento.

Come accennato precedentemente il primo caso di studio prevede l'utilizzo di due

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	1.172	0.128
Test Shapiro-Wilk	0.839	0.003
Test Jarque-Bera	28.083	0.000
Test Breusch-Pagan	4.968	0.025
Test Box-Ljung	5.896	0.921
Test Box-Pierce	4.084	0.982
Test Durbin-Watson	1.199	0.052

Tabella 2.29: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello probit con il metodo di stima dei minimi quadrati generalizzati.

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	Pr(> t)
Intercetta	0.045	0.105	0.426	0.675
PIL	-13.967	4.358	-3.205	0.005
TIL	-0.671	0.710	-0.945	0.357

Tabella 2.30: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione logit con i minimi quadrati generalizzati.

modelli ARMA (infatti due sono i regressori del modello logit). Per quanto riguarda tali modelli, per il PIL e il tasso di interesse di lungo periodo, sono stati stimati due modelli AR(2) senza intercetta:

$$\Delta X_t^{PIL} = -0.627\Delta X_{t-1}^{PIL} - 0.370\Delta X_{t-2}^{PIL}$$

$$\Delta X_t^{TIL} = -0.548\Delta X_{t-1}^{TIL} - 0.516\Delta X_{t-2}^{TIL}$$

dove per X_t^{PIL} e X_t^{TIL} si intende, rispettivamente, l'incremento relativo del PIL e l'incremento relativo del tasso di interesse di lungo periodo. Per entrambi i modelli AR(2) senza intercetta i coefficienti risultano essere significativamente diversi da zero, come si può notare dalla Tabella 2.32 e dalla Tabella 2.33, inoltre la diagnostica che è stata effettuata sui residui (si veda Tabella 2.34 e Tabella 2.35) indica un buon adattamento ai dati di entrambi i modelli.

Dalla Tabella 2.34 e dalla Tabella 2.35 si osserva che per entrambi i modelli AR(2) senza

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	-0.091	0.536
Test Shapiro-Wilk	0.938	0.203
Test Jarque-Bera	1.494	0.474
Test Breusch-Pagan	1.841	0.175
Test Box-Ljung	11.142	0.517
Test Box-Pierce	7.027	0.856
Test Durbin-Watson	2.153	0.721

Tabella 2.31: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello logit con il metodo di stima dei minimi quadrati generalizzati.

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	Pr(> t)
ar1	-0.627	0.203	-3.091	0.002
ar2	-0.370	0.202	-1.785	0.074

Tabella 2.32: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello AR(2) senza intercetta per il PIL con i minimi quadrati ordinari.

intercetta i tests portano ad accettare l'ipotesi nulla di normalità, di omoschedasticità, di incorrelazione e di media uguale da zero degli errori.

Come detto precedentemente il secondo caso di studio prevede l'utilizzo di un modello VAR bivariato (infatti due sono i regressori del modello logit). I tests di Dickey-Fuller e di Phillips-Perron portano ad accettare l'ipotesi nulla di radice unitaria per la serie del PIL, tale ipotesi viene invece rifiutata per la serie del tasso di interesse di lungo periodo. Il test di Johansen porta a rifiutare l'ipotesi nulla che le due serie del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo siano cointegrate, la procedura ottimale, in questo caso, è quindi differenziare le due serie e stimare un VAR bivariato. In base ai tre criteri di selezione utilizzati (Akaike AIC, Schwarz SC e test del rapporto di verosimiglianza) per individuare

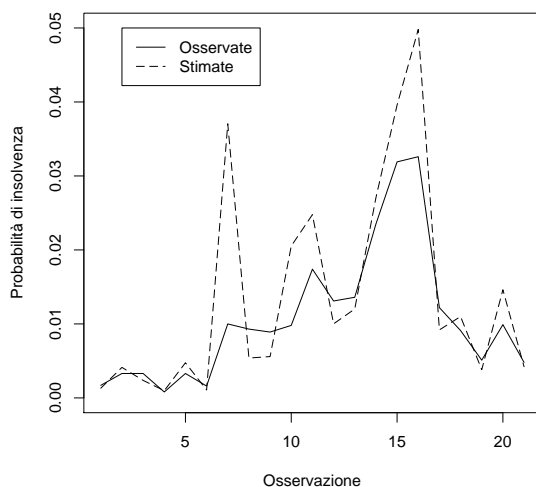


Figura 2.4: Fonte: Elaborazione propria. Probabilità di insolvenza osservate e stimate con il modello logit (metodo di stima GLS).

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	Pr(> t)
ar1	-0.548	0.175	-3.141	0.002
ar2	-0.516	0.180	-2.872	0.004

Tabella 2.33: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello AR(2) senza intercetta per il tasso di interesse di lungo periodo con i minimi quadrati ordinari.

l'ordine del modello, si è stimato il seguente VAR(2) con intercetta:

$$\begin{cases} \Delta X_t^{PIL} = -0.006 - 0.633\Delta X_{t-1}^{PIL} - 0.297\Delta X_{t-2}^{PIL} - 0.016\Delta X_{t-1}^{TIL} - 0.036\Delta X_{t-2}^{TIL} \\ \Delta X_t^{TIL} = 0.001 + 0.110\Delta X_{t-1}^{PIL} - 0.795\Delta X_{t-2}^{PIL} - 0.548\Delta X_{t-1}^{TIL} - 0.457\Delta X_{t-2}^{TIL}. \end{cases}$$

Le stime dei coefficienti del suddetto VAR(2) con intercetta sono riportate in Tabella 2.36 e in Tabella 2.37, da tali tabelle si osserva che quasi tutti i coefficienti sono non significativamente diversi da zero. In Tabella 2.38 e in Tabella 2.39 sono riportate diverse statistiche relative alla stima, l'indice di determinazione lineare (non aggiustato e aggiustato) per entrambe le equazioni del VAR(2) è inferiore a 0.5 indicando un non ottimale adattamento

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	-1.029	0.842
Test Shapiro-Wilk	0.919	0.110
Test Jarque-Bera	4.319	0.115
Test Breusch-Pagan	2.138	0.144
Test Box-Ljung	8.735	0.725
Test Box-Pierce	5.312	0.947
Test Durbin-Watson	2.235	0.602

Tabella 2.34: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello AR(2) senza intercetta per il PIL.

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.061	0.476
Test Shapiro-Wilk	0.955	0.486
Test Jarque-Bera	0.630	0.730
Test Breusch-Pagan	0.807	0.369
Test Box-Ljung	8.599	0.737
Test Box-Pierce	4.782	0.965
Test Durbin-Watson	2.015	0.974

Tabella 2.35: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello AR(2) senza intercetta per il tasso di interesse di lungo periodo.

del modello ai dati (si veda Tabella 2.38). I tests effettuati sui residui del modello VAR(2) con intercetta portano decisamente a accettare l'ipotesi nulla di white noise e di normalità degli errori (si veda Tabella 2.40).

Il terzo caso di studio prevede un modello SURE bivariato; si suppone che il tasso di interesse di lungo periodo dipenda linearmente dal tasso di disoccupazione e dal risparmio lordo e che il prodotto interno lordo dipenda linearmente dalle spese governative e dal tasso di cambio yen-dollaro. In Tabella 2.41 e in Tabella 2.42 sono riportati i risultati della stima del modello SURE con i minimi quadrati generalizzati, rispettivamente, per l'equazione del tasso di interesse di lungo periodo e del prodotto interno lordo; tutti i

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	Pr(> t)
Intercetta	-0.006	0.006	-0.945	0.361
PIL(-1)	-0.633	0.265	-2.387	0.032
PIL(-2)	-0.297	0.258	-1.150	0.269
TIL(-1)	-0.016	0.041	-0.380	0.710
TIL(-2)	-0.036	0.042	-0.860	0.404

Tabella 2.36: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello VAR(2) con intercetta per il PIL con i minimi quadrati ordinari.

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	Pr(> t)
Intercetta	0.001	0.035	0.029	0.977
PIL(-1)	0.110	1.513	0.073	0.943
PIL(-2)	-0.795	1.474	-0.539	0.598
TIL(-1)	-0.548	0.235	-2.334	0.035
TIL(-2)	-0.457	0.238	-1.920	0.075

Tabella 2.37: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello VAR(2) con intercetta per il tasso di interesse di lungo periodo con i minimi quadrati ordinari.

coefficienti risultano essere significativamente diversi da zero eccetto quello dell'EXRATE nell'equazione del PIL. In Tabella 2.43 sono evidenziate alcune statistiche della stima del modello SURE per l'equazione del prodotto interno lordo e del tasso di interesse di lungo periodo. In Tabella 2.44 e in Tabella 2.45 sono riportati i tests sui residui delle due equazioni del SURE; i residui di entrambe le equazioni, come si può notare dalle suddette tabelle, risultano avere media zero, essere serialmente incorrelati, omoschedastici e normali.

Inoltre, come si può notare dalla Tabella 2.49, i valori dei due indici di buon adattamento del modello (RMSE e RMSE(dim)) mostrano un ottimo adattamento del modello ai dati.

Qui di seguito viene applicata la procedura Monte Carlo con l'obiettivo di simulare la probabilità di insolvenza per l'anno 1997 per i tre casi di studio per poi studiare la distribuzione delle serie simulate e quindi calcolare un indice di tendenza centrale che

Statistiche	PIL	TIL
R-quadro	0.384	0.405
R-quadro aggiustato	0.208	0.236
Somma dei quadrati dei residui	0.010	0.313
Errore std. regressione	0.026	0.150
Statistica F	2.184	2.387
Log verosimiglianza	45.136	12.040
Akaike AIC	-4.225	-0.741
Schwarz SC	-3.976	-0.492
Media variabile dipendente	-0.003	0.006
Errore std. variabile dipendente	0.295	0.171

Tabella 2.38: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche della stima del modello VAR(2) con intercetta per le equazioni del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo.

Statistiche	Modello VAR(2)
Determinante covarianza residui	0.000
Log verosimiglianza	58.742
Akaike AIC	-5.131
Schwarz SC	-4.634

Tabella 2.39: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche della stima del modello VAR(2) senza intercetta.

fornisca una stima della probabilità di insolvenza per tale anno. La procedura Monte Carlo, supposto il termine di disturbo $v_{t+1} \sim N(0, \sigma^{GLS})$ per il modello logit, $\epsilon_{t+1}^{PIL} \sim N(0, \sigma^{PIL})$ per l'equazione del PIL e $\epsilon_{t+1}^{TIL} \sim N(0, \sigma^{TIL})$ per l'equazione del tasso di interesse di lungo periodo, è stata applicata ai tre seguenti sistemi di equazioni (il primo sistema di equazioni per il caso di studio con i due modelli AR(2), il secondo per il caso di studio con il modello

Statistiche	χ^2 osservato	$\Pr(> \chi^2)$
Portmanteau	19.284	1.000
λ_1	1.695	0.428
λ_2	2.458	0.293
$\lambda_3 = \lambda_1 + \lambda_2$	4.153	0.386

Tabella 2.40: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche sui residui della stima del modello VAR(2) senza intercetta, dove le statistiche λ_1 , λ_2 e λ_3 sono utilizzate per verificare la normalità dei residui (si veda Lutkepohl (2005)).

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	$\Pr(> t)$
Intercetta	-0.088	0.026	-3.375	0.002
TD	0.461	0.135	3.418	0.002
RISP	1.167	0.250	4.661	0.000

Tabella 2.41: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello SURE per l'equazione del tasso di interesse di lungo periodo con i minimi quadrati generalizzati.

VAR(2) e il terzo per il caso di studio con il SURE):

$$\left\{ \begin{array}{l} P_{t+1} = \frac{1}{1+e^{-Y_{t+1}}} \\ Y_{t+1} = -5.334 + 0.045 - 13.967\Delta X_{t+1}^{PIL} - 0.671\Delta X_{t+1}^{TIL} \\ \Delta X_{t+1}^{PIL} = -0.627\Delta X_t^{PIL} - 0.370\Delta X_{t-1}^{PIL} \\ \Delta X_{t+1}^{TIL} = -0.548\Delta X_t^{TIL} - 0.516\Delta X_{t-1}^{TIL}. \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} P_{t+1} = \frac{1}{1+e^{-Y_{t+1}}} \\ Y_{t+1} = -5.334 + 0.045 - 13.967\Delta X_{t+1}^{PIL} - 0.671\Delta X_{t+1}^{TIL} \\ \Delta X_{t+1}^{PIL} = -0.006 - 0.633\Delta X_t^{PIL} - 0.297\Delta X_{t-1}^{PIL} - 0.016\Delta X_t^{TIL} - 0.036\Delta X_{t-1}^{TIL} \\ \Delta X_{t+1}^{TIL} = 0.001 + 0.110\Delta X_t^{PIL} - 0.795\Delta X_{t-1}^{PIL} - 0.548\Delta X_t^{TIL} - 0.457\Delta X_{t-1}^{TIL}. \end{array} \right.$$

Coefficiente	Stima	Errore std.	t ratio	Pr(> t)
Intercetta	0.040	0.014	2.922	0.006
GOVEX	0.431	0.146	2.958	0.005
EXRATE	-0.058	0.051	-1.135	0.264

Tabella 2.42: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello SURE per l'equazione del PIL con i minimi quadrati generalizzati.

Statistiche	PIL	TIL
R-quadro	0.288	0.511
R-quadro aggiustato	0.213	0.460
Somma dei quadrati dei residui	0.013	0.155
Errore std. regressione	0.026	0.090
Media variabile dipendente	0.078	0.001
Errore std. variabile dipendente	0.029	0.123

Tabella 2.43: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche della stima del modello SURE per le equazioni del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo.

$$\left\{ \begin{array}{l} P_{t+1} = \frac{1}{1+e^{-Y_{t+1}}} \\ Y_{t+1} = -5.334 + 0.045 - 13.967\Delta X_{t+1}^{PIL} - 0.671\Delta X_{t+1}^{TIL} \\ X_{t+1}^{TIL} = -0.088 + 0.461X_{t+1}^{TD} + 1.167X_{t+1}^{RISP} \\ X_{t+1}^{PIL} = 0.040 + 0.431X_{t+1}^{GOVEX} - 0.058X_{t+1}^{EXRATE} \end{array} \right.$$

Posto E_{t+1} un vettore aleatorio di dimensioni 3x1 le cui componenti sono i vettori v_{t+1} e

ϵ_{t+1} , si ha quindi che:

$$E_{t+1} = \begin{bmatrix} v_{t+1} \\ \epsilon_{t+1}^{PIL} \\ \epsilon_{t+1}^{TIL} \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma)$$

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.5
Test Shapiro-Wilk	0.969	0.693
Test Jarque-Bera	0.132	0.936
Test Breusch-Pagan	0.652	0.419
Test Box-Ljung	11.296	0.504
Test Box-Pierce	7.253	0.841
Test Durbin-Watson	2.350	0.402

Tabella 2.44: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello SURE per l'equazione del tasso di interesse di lungo periodo.

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.5
Test Shapiro-Wilk	0.949	0.306
Test Jarque-Bera	0.111	0.574
Test Breusch-Pagan	3.002	0.083
Test Box-Ljung	2.948	0.996
Test Box-Pierce	2.137	0.999
Test Durbin-Watson	1.598	0.333

Tabella 2.45: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello SURE per l'equazione del PIL.

dove Σ^{13} di dimensioni 3x3 è:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0.023 & 0.004 & 0.001 \\ 0.004 & 0.018 & 0.002 \\ 0.001 & 0.002 & 0.001 \end{bmatrix}.$$

La procedura Monte Carlo consiste nell'estrarre numeri casuali da una normale trivariata con media zero e matrice di varianze e covarianze Σ per poi simulare le probabilità di insolvenza per l'anno 1997 utilizzando i tre sistemi di equazioni sopracitati. Per i tre casi di studio (si veda Tabella 2.46, Tabella 2.47 e Tabella 2.48) sono stati calcolati la media, la

¹³La diagonale principale di Σ contiene la media delle varianze stimate degli errori del modello e le varianze stimate degli errori dei due modelli AR(2). Il resto degli elementi di Σ è stato tarato in modo tale che essa risulti definita positiva.

varianza, lo scarto quadratico medio, la mediana, l'indice di asimmetria e l'indice di curtosi, i valori di tali statistiche, per ciascuna simulazione (100, 500, 1000, 5000, 10000) sono quasi identici quindi non esiste una sostanziale differenza tra i tre casi di studio. Per tutti i casi

Statistiche	100	500	1000	5000	10000
Media	0.015	0.025	0.023	0.021	0.020
Varianza	0.001	0.004	0.003	0.003	0.002
Scarto quadratico medio	0.023	0.061	0.058	0.053	0.049
Mediana	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005
Indice di asimmetria	2.526	4.709	5.704	6.147	6.813
Indice di curtosi	6.910	27.624	42.410	52.243	68.703

Tabella 2.46: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche delle probabilità di insolvenza ottenute tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per il caso di studio con i modelli AR(2) univariati senza intercetta.

Statistiche	100	500	1000	5000	10000
Media	0.016	0.026	0.024	0.021	0.020
Varianza	0.001	0.004	0.003	0.003	0.002
Scarto quadratico medio	0.023	0.062	0.059	0.053	0.050
Mediana	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005
Indice di asimmetria	2.524	4.692	5.677	6.113	6.768
Indice di curtosi	6.894	27.390	42.003	51.628	67.681

Tabella 2.47: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche delle probabilità di insolvenza ottenute tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per il caso di studio con il modello VAR(2) senza intercetta.

di studio (si veda Tabella 2.46, Tabella 2.47 e Tabella 2.48) la mediana risulta essere una stima migliore della probabilità di insolvenza per l'anno 1997 in quanto è meno sensibile a valori estremi. Tutte le serie delle probabilità di insolvenza simulate per tutti i casi di studio risultano essere ipernormali, in quanto tutti gli indici di curtosi sono superiori a zero, e risultano avere una asimmetria positiva, poichè tutti gli indici di asimmetria sono anche essi superiori a zero. Sia il grado di ipernormalità che il grado di asimmetria cresce all'aumentare

Statistiche	100	500	1000	5000	10000
Media	0.016	0.026	0.024	0.022	0.021
Varianza	0.001	0.004	0.004	0.003	0.003
Scarto quadratico medio	0.024	0.063	0.060	0.054	0.050
Mediana	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005
Indice di asimmetria	2.519	4.651	5.616	6.036	6.663
Indice di curtosi	6.856	26.848	41.059	50.214	65.354

Tabella 2.48: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche delle probabilità di insolvenza ottenute tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per il caso di studio con il SURE.

Indici	PIL	TIL
RMSE	0.084	0.024
RMSE(dim)	0.699	0.287

Tabella 2.49: Fonte: Elaborazione propria. Indici di buon adattamento del modello SURE per le equazioni del PIL e del tasso di interesse di lungo periodo. Root mean square error (RMSE) e root mean square error dimensionless (RMSE(dim)).

del numero delle simulazioni (si veda Tabella 2.46, Tabella 2.47 e Tabella 2.48). Inoltre il test di Jarque-Bera porta a rifiutare l'ipotesi di normalità per tutte le serie simulate (100, 500, 1000, 5000, 10000) di tutti e tre i casi di studio.

Capitolo 3

Recenti sviluppi nei modelli per il rischio di credito

3.1 Introduzione

I rischi finanziari si riferiscono a cambiamenti imprevisti e sfavorevoli del valore di mercato di determinate posizioni finanziarie, per esempio un singola obbligazione, una singola azione, una singola opzione o altri derivati, o un portafoglio di vari titoli. Il rischio di credito corrisponde a cambiamenti del rating dell'emittente del titolo o di una controparte. Per un titolo l'affidabilità del suo emittente, per esempio un governo o una società, influisce sul prezzo del titolo, poichè non è certo se l'emittente sarà in grado o meno di adempiere ai propri obblighi (cedola e capitale). Tale titolo che potrebbe essere soggetto a inadempienza è il classico esempio di un contratto in cui l'esposizione al rischio di credito deriva dal contratto stesso. Un'altra fonte di esposizione al rischio di credito è rappresentata dal

rischio di inadempienza di una controparte in un contratto finanziario. Un esempio potrebbe essere una posizione lunga su una opzione, che espone il suo detentore al rischio di credito del venditore dell'opzione se l'opzione è in denaro. Le tre principali variabili che influenzano il rischio di credito di un titolo finanziario sono:

- la probabilità di insolvenza (PD)
- perdita in caso di insolvenza (LGD), che equivale a uno meno il tasso di recupero (RR) in caso di insolvenza
- l'esposizione al momento dell'inadempimento (EAD).

Sebbene una notevole attenzione sia stata rivolta, da parte della letteratura sul rischio di credito, alla stima della prima componente (PD) una attenzione molto minore è stata dedicata alla stima del tasso di recupero (RR) e alla relazione tra PD e RR. In letteratura, sono stati sviluppati tre diversi approcci per descrivere il rischio di credito: l'approccio strutturale, l'approccio a forma ridotta e l'approccio a informazione incompleta.

Nell'approccio strutturale si fanno delle assunzioni riguardo alle dinamiche dell'attivo di una impresa, alla sua struttura patrimoniale, al suo passivo e ai suoi azionisti. Si suppone quindi che l'impresa sia inadempiente quando il suo passivo supera l'attivo. In questa situazione il passivo dell'azienda può essere considerato come sopravvenienza passiva sull'attivo dell'impresa. Ammettendo che una impresa può essere inadempiente ben prima della scadenza del suo debito, si potrebbe anche supporre che l'impresa possa fallire quando il valore del suo attivo ricade al di sotto di una certa soglia. Sebbene questo approccio strutturale sia attraente dal punto di vista economico, alcune proprietà del margine di credito¹ sono

¹Il margine di credito è il rendimento in eccesso richiesto dagli investitori per sopportare il rischio di inadempienza del prestatore di credito.

irrealistiche. Ciò è dovuto al fatto che nel quadro strutturale l'inadempienza può essere anticipata dagli investitori.

Nell'approccio a forma ridotta, l'inadempienza non viene descritta causalmente in termini di attivo e passivo dell'impresa, ma viene supposta esogena. In questo approccio specifico, l'inadempienza si verifica in maniera del tutto inaspettata. La struttura stocastica dell'inadempienza è imposta direttamente da un processo di intensità o compensatorio. I prezzi dei titoli che potrebbero essere soggetti a inadempienza si possono rappresentare in termini di processi di intensità o di compensazione, dando luogo a problemi di valutazione molto simili a quelli che si pongono nei modelli con struttura default-free. A causa della imprevedibilità delle inadempienze, le proprietà del margine di credito sono plausibili

Lo schema a informazione incompleta offre un punto di vista comune sugli approcci strutturali e a forma ridotta per l'analisi del rischio di credito. Questa prospettiva consente di vedere i modelli di entrambi i tipi come se facessero parte di una stessa famiglia. Tale famiglia contiene ibridi strutturali a forma ridotta, alcuni dei quali portano in sé le caratteristiche migliori di entrambi gli approcci tradizionali.

3.2 Modelli strutturali

La prima categoria di modelli di rischio di credito, basata sullo schema sviluppato da Merton (1974), usa i principi di valutazione delle opzioni di Black and Scholes (1973). Nel suddetto schema, il processo di insolvenza di una società è determinato dal valore dell'attivo della società stessa, e il rischio di insolvenza di una impresa è quindi espressamente correlato alla variabilità del valore dell'attivo dell'impresa stessa. L'intuizione che sta alla

base del modello di Merton è relativamente semplice: l'insolvenza si verifica quando il valore dell'attivo dell'impresa (ovvero il valore di mercato dell'impresa) è inferiore a quello dei suoi debiti. Il pagamento agli obbligazionisti al momento della scadenza del debito è dunque la più piccola delle due quantità: il valore nominale del debito oppure il valore di mercato dell'attivo dell'impresa. Ipotizzando che il debito della società sia interamente rappresentato da una obbligazione a cedola zero, se il valore dell'impresa al momento della scadenza è maggiore del valore nominale dell'obbligazione, il detentore dell'obbligazione recupera il valore nominale dell'obbligazione. Tuttavia se il valore dell'impresa è inferiore al valore nominale dell'obbligazione, gli azionisti non percepiscono niente e il detentore dell'obbligazione recupera il valore di mercato dell'impresa. Il rimborso al momento della scadenza nei confronti del detentore dell'obbligazione è dunque equivalente al valore nominale dell'obbligazione meno un'opzione put sul valore dell'impresa con un prezzo di esercizio equivalente al valore nominale dell'obbligazione e una scadenza pari alla scadenza dell'obbligazione. Seguendo questa intuizione di base, Merton ha tratto una formula specifica per le obbligazioni a rischio che può essere usata sia per la stima della PD di un'impresa, sia per la stima del differenziale di rendimento tra una obbligazione a rischio e una obbligazione non gravata dal rischio di insolvenza.

In aggiunta a Merton (1974), i modelli strutturali di prima generazione comprendono Black e Cox (1976), Geske (1977) e Vasicek (1984). Ciascuno di questi modelli tenta di plasmare lo schema originario di Merton eliminando una o più ipotesi ritenute irrealistiche. Black e Cox (1976) introducono la possibilità di strutture patrimoniali più complesse, con debito subordinato; Geske (1977) introduce il debito con pagamento degli interessi; Vasicek

(1984) introduce la distinzione tra passività a breve termine e passività a lungo termine, che attualmente rappresenta una caratteristica peculiare del modello KMV (Kealhofer, McQuown e Vasicek).

In base a questi modelli, tutti gli elementi importanti del rischio di credito, tra cui l'insolvenza e il recupero al momento dell'insolvenza sono funzione delle caratteristiche strutturali dell'impresa: volatilità dell'attivo (rischio commerciale) ed effetto leva (rischio finanziario). Il tasso di recupero è quindi una variabile endogena in quanto il rimborso dei creditori è funzione del valore residuo dell'attivo della società insolvente. Più precisamente, secondo il modello di Merton, PD e RR tendono ad essere inversamente proporzionali. Se, ad esempio, il valore dell'impresa aumenta, il suo PD tende a diminuire mentre il tasso di recupero al momento dell'insolvenza aumenta. D'altra parte, se il debito dell'impresa aumenta, il suo PD aumenta mentre il tasso di recupero previsto al momento dell'insolvenza diminuisce. Infine se la volatilità dell'attivo dell'impresa aumenta, il suo PD aumenta mentre il tasso di recupero previsto al momento dell'insolvenza diminuisce, in quanto i possibili valori dell'attivo possono essere relativamente bassi rispetto ai livelli di passività. Sebbene la linea di ricerca che ha seguito l'approccio di Merton si sia dimostrata molto utile per lo studio degli aspetti qualitativamente importanti della misura del rischio di credito, la stessa ha avuto meno successo nelle applicazioni pratiche. È possibile attribuire tale insuccesso a motivi diversi.

In primo luogo, in base al modello di Merton, l'impresa è inadempiente solo alla scadenza del debito, una situazione che non trova riscontro nella realtà.

In secondo luogo, affinché il modello possa essere usato per la valutazione di debiti

da rischio di insolvenza di un'impresa con più di una classe di debito nella propria struttura patrimoniale (strutture patrimoniali complesse), si devono specificare le strutture di priorità e anzianità di vari debiti. Inoltre, questo modello ipotizza che le regole della priorità assoluta sono effettivamente rispettate al momento dell'insolvenza, in quanto i debiti vengono rimborsati in ordine di anzianità. Tuttavia le prove empiriche di Franks e Torous (1994) indicano che le regole della priorità assoluta vengono spesso infrante. Infine, l'uso di una distribuzione lognormale nel modello base di Merton (invece di una distribuzione a coda più alta) tende a sopravvalutare i tassi di recupero in caso di insolvenza.

In risposta a tali difficoltà, è stato sviluppato un approccio alternativo, che adotta sempre il modello originario di Merton per quanto riguarda il processo di insolvenza ma, al tempo stesso, elimina uno degli assunti irrealistici di tale modello, ovvero quello secondo cui l'insolvenza può verificarsi solo alla scadenza del debito quando l'attivo dell'impresa non è più sufficiente a coprire il debito. Viceversa, si ipotizza che l'insolvenza può verificarsi in qualsiasi momento tra l'emissione e la scadenza del debito e che l'insolvenza scatta quando il valore dell'attivo dell'impresa scende al di sotto di un valore soglia. Questi modelli includono Kim et al. (1993), Hull and White (1995), Nielsen et al. (1993), Longstaff e Schwartz (1995) e altri. In base a questi contributi, il tasso di recupero in caso di inadempienza è esogeno e indipendente dal valore dell'attivo dell'impresa. Esso viene generalmente definito come un rapporto fisso del valore del debito insoluto ed è quindi indipendente dal PD. Ad esempio Longstaff e Schwartz (1995) sostengono che, osservando la storia delle insolvenze e dei tassi di recupero per varie classi di debito di imprese paragonabili tra loro, è possibile effettuare una stima affidabile del tasso di recupero. Nei propri modelli essi tengono conto di una

struttura stocastica dei tassi di interesse e di un qualche legame tra insolvenza e tassi di interesse. Essi ritengono che questo legame tra rischio di insolvenza e tasso di interesse abbia effetti significativi sulle proprietà del margine di credito. Questo approccio semplifica la prima classe di modelli sia specificando in termini esogeni il flusso monetario per il rischio di debito in caso di fallimento, sia semplificando il processo di fallimento: quest'ultimo si verifica quando il valore dell'attivo sottostante raggiunge un determinato limite esogeno.

Nonostante questi miglioramenti rispetto al modello originario di Merton, i modelli strutturali di seconda generazione mantengono tre difetti principali, che rappresentano le tre ragioni principali che stanno alla base delle loro relativamente modeste prestazioni empiriche.

In primo luogo, essi necessitano ancora di stime dei parametri del valore dell'attivo dell'impresa, che non è osservabile. Infatti, al contrario del corso azionario della formula di Black e Scholes per la valutazione delle opzioni equity, il valore attuale di mercato di un'impresa non è facilmente osservabile.

In secondo luogo, i modelli strutturali non possono includere i cambiamenti di posizione finanziaria che si verificano con una certa frequenza nel caso di debiti di società a rischio di insolvenza. La maggior parte delle obbligazioni societarie subisce riduzioni del credito prima dell'effettiva insolvenza. Di conseguenza, ogni modello di rischio di credito deve tenere conto dell'incertezza legati ai cambiamenti di posizione finanziaria nonché dell'incertezza legata all'insolvenza. Infine la maggior parte dei modelli strutturali ipotizza che il valore dell'impresa sia continuo nel tempo. Conseguentemente, si può prevedere il momento dell'insolvenza subito prima che essa si verifichi e pertanto, come sostengono Duffie

e Lando (2000), non vi sono brutte sorprese. In altre parole, senza ricorrere ad un jump process, il PD di una impresa è conosciuto con certezza.

3.3 Modelli a forma ridotta

Il tentativo di eliminare i suddetti punti deboli dei modelli strutturali ha dato luogo ai modelli a forma ridotta. Questi comprendono Litterman e Iben (1991), Madan e Unal (1995), Jarrow e Turnbull (1995), Jarrow et al. (1997), Lando (1998), Duffie e Singleton (1999) e Duffie (1998).

Al contrario dei modelli strutturali, i modelli a forma ridotta non mettono in relazione l'insolvenza con il valore dell'azienda, e non occorre valutare i parametri correlati al valore dell'impresa per metterli in pratica. Oltre a questo, i modelli a forma ridotta introducono assunti specifici e distinti sia sulla dinamica del PD che dell'RR. Queste variabili vengono definite indipendentemente dalle caratteristiche strutturali dell'impresa dalla volatilità del suo attivo e dall'effetto di leva. In termini generali, i modelli a forma ridotta ipotizzano un RR esogeno che è indipendente dal PD. Più precisamente, i modelli a forma ridotta prendono come punto di partenza il comportamento dei tassi di interesse non a rischio di insolvenza, l'RR delle obbligazioni a rischio di insolvenza al momento dell'insolvenza, nonché un processo stocastico per l'intensità dell'insolvenza. In ogni momento, vi è una qualche probabilità che una impresa sia inadempiente rispetto ai propri obblighi. Sia la suddetta probabilità, sia l'RR in caso di insolvenza possono variare stocasticamente nel tempo. Tali processi stocastici determinano il prezzo del rischio di credito. Sebbene questi processi non siano apparentemente legati al valore dell'attivo dell'impresa,

vi è presumibilmente una qualche relazione latente. Duffie e Singleton (1999) definiscono quindi tali approcci alternativi come modelli a forma ridotta.

I modelli a forma ridotta differiscono essenzialmente dai modelli strutturali nel grado di prevedibilità dell'insolvenza, in quanto possono tenere conto di insolvenze improvvise. Un tipico modello a forma ridotta ipotizza che una variabile casuale esogena determini l'insolvenza e che il PD in un qualsiasi intervallo di tempo sia diverso da zero. L'insolvenza si verifica quando la variabile casuale subisce un cambiamento discreto nel proprio valore. Questi modelli trattano le insolvenze come eventi di Poisson imprevedibili. Il momento nel quale avverrà il cambiamento discreto non può essere previsto sulla base delle informazioni disponibili.

I modelli a forma ridotta differiscono per il modo in cui viene parametrizzato l'RR. Ad esempio Jarrow e Turnbull (1995) ipotizzano che al momento dell'insolvenza, un obbligazione abbia un valore di mercato equivalente a una frazione determinata in modo esogeno di una obbligazione non a rischio di insolvenza altrimenti equivalente. Duffie e Singleton (1999) hanno proseguito con un modello che, quando il valore di mercato al momento dell'insolvenza (ossia l'RR) viene determinato in modo esogeno, tiene conto di soluzioni a forma chiusa per la struttura dei margini di credito. Il loro modello tiene anche conto di un RR casuale che dipende dal valore che l'obbligazione aveva prima dell'insolvenza. Sebbene questo modello ipotizzi un processo esogeno per la perdita attesa al momento dell'insolvenza, ovvero che l'RR non dipenda dal valore della sopravvenienza a rischio di insolvenza, esso tiene conto della relazione tra il processo legato al rischio di insolvenza e l'RR. Infatti, in questo modello sia il comportamento del PD che quello dell'RR possono

dipendere da variabili specifiche dell'azienda o macroeconomiche che devono pertanto essere messe in relazione tra loro.

Altri modelli ipotizzano che obbligazioni dello stesso emittente, anzianità e valore nominale abbiano lo stesso RR al momento dell'insolvenza, indipendentemente dalla durata rimanente dell'obbligazione. Ad esempio, Duffie (1998) ipotizza che al momento dell'insolvenza il detentore di una obbligazione avente un determinato valore nominale riceva un pagamento fisso, indipendentemente dal tasso di interesse o dalla scadenza, e la stessa frazione del valore nominale di una qualsiasi altra obbligazione avente la stessa anzianità. Ciò consente di utilizzare i parametri di recupero basati sulle statistiche fornite da agenzie di rating quali Moody's. Jarrow et al. (1997) tengono conto anche di diverse anzianità del debito per tradurle in RR differenti per una determinata azienda. Sia Lando (1998) che Jarrow et al. (1997) utilizzano matrici di transizione per quantificare le obbligazioni a rischio di insolvenza.

Le analisi empiriche riguardanti i modelli a forma ridotta sono piuttosto limitate. Utilizzando il modello di Duffie e Singleton (1999), Duffie (1999) scopre che questi modelli hanno difficoltà nella spiegazione della struttura osservata dei margini di credito per aziende aventi qualità di rischio di credito differenti. In particolare tali modelli presentano difficoltà generando dei differenziali di rendimento relativamente piatti quando le imprese hanno un basso rischio di credito e differenziali di rendimento maggiori quando le imprese hanno un rischio di credito più elevato.

Un recente tentativo di unire i vantaggi dei modelli strutturali e quelli dei modelli a forma ridotta si può ritrovare in Zhou (2001). Questo viene effettuato definendo l'evoluzione

del valore dell'impresa come un processo jump diffusion. Tale modello mette in relazione gli RR con il valore dell'impresa al momento dell'insolvenza, di modo che la variazione degli RR si genera in maniera endogena e si giustifica la relazione tra gli RR e le posizioni finanziarie riportata in Altman (1989) e Gupton et al. (2000).

3.4 Modelli a informazione incompleta

I modelli di credito a informazione incompleta sono stati introdotti da Duffie e Lando (2001), Giesecke (2001) e Cetin, Jarrow, Protter e Yildirim (2002). Una discussione non tecnica dei modelli a informazione incompleta si ritrova in Goldberg (2004). Alla base di tutti i modelli di credito vi sono il processo d'insolvenza crescente N e il suo compensatore A^τ , grazie alla decomposizione di Doob-Meyer, si può isolare il compensatore dal processo d'insolvenza². La differenza è una martingala, un processo equo i cui guadagni o le cui perdite attese sono zero. Il compensatore rappresenta la compensazione cumulativa equa per il rischio di credito a breve termine insito nel processo d'insolvenza. Se vi è una incertezza a breve termine riguardo all'insolvenza in qualsivoglia stato del mondo, vi sarà un processo

²Prendendo come tempo di insolvenza casuale τ , definiamo il processo di insolvenza come:

$$N_t = 1_{(\tau \leq t)} = \begin{cases} 1 & \tau \leq t \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

Questo è un processo puntiforme con un salto dimensionale pari a uno al momento dell'insolvenza. Essendo crescente, il processo d'insolvenza ha un trend verso l'alto: la probabilità condizionata al tempo t che l'azienda sia insolvente entro il tempo $s \geq t$ è grande almeno quanto N_t stesso. Un processo di questo tipo viene detto submartingala. Un processo con trend pari a zero viene detto martingala. Questo è un processo equo nel senso che il guadagno o la perdita attesa è zero. Il teorema di decomposizione di Doob-Meyer ci permette di isolare il trend verso l'alto da N . Questo risultato fondamentale mostra che esiste un processo crescente A^τ che inizia a zero, tale che $N - A^\tau$ diventa una martingala: si veda Dellacherie e Meyer (1982). Il processo unico A^τ controbilancia il trend verso l'alto in N ed è quindi spesso definito compensatore.

A che dà luogo al compensatore:

$$A_t^\tau = A_{\min(t,\tau)} = \begin{cases} A_t & t < \tau \\ A_\tau & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

Il processo A viene detto trend d'insolvenza e può essere impiegato per stimare le probabilità d'insolvenza e i prezzi dei titoli sensibili al credito. Nei modelli strutturali tradizionali si può prevedere l'insolvenza. In questo caso non vi è un rischio di credito a breve termine che richiederebbe la compensazione. Allo stesso modo, il compensatore è dato dal processo d'insolvenza stesso. Nei modelli a forma ridotta si sostiene che non si può prevedere l'insolvenza; pertanto, per ipotesi, vi è un rischio di credito a lungo termine. Il compensatore viene parametrizzato direttamente tramite una intensità λ . Il trend viene definito semplicemente come:

$$A_t = \int_0^t \lambda_s ds. \quad (3.1)$$

Si può quindi vedere il trend come se fosse un'intensità cumulativa d'insolvenza. In tale situazione, le dinamiche delle probabilità d'insolvenza ideali e dei prezzi dei titoli vengono estrapolate immediatamente dalle dinamiche dell'intensità esogena.

Anziché concentrarsi sull'intensità d'insolvenza e formulare ipotesi ad hoc sulle sue dinamiche, i modelli a informazioni incomplete cercano di definire il trend basandosi su una definizione ideale d'insolvenza. Si offre qui una caratterizzazione endogena del trend in termini di attività e passività societarie attraverso un modello strutturale di base. Ciò funziona tuttavia solo se si è in grado di modificare il modello strutturale di base in modo da comprendere il rischio di credito a breve termine. Vi sono due approcci per introdurre l'incertezza a breve termine nei modelli strutturali. Il primo è quello che tiene conto dei

salti a sorpresa nel valore dell'azienda, come in Zhou (2001b), Hilberink e Rogers (2002) e Kijima e Suzuki (2001). In questa situazione vi è sempre la possibilità che il valore dell'azienda salti al di sotto della soglia d'insolvenza, e non lo si può prevedere. Tuttavia, vi è anche la possibilità che l'azienda semplicemente si diffonda sulla soglia, come nei modelli tradizionali con processi di valore continui. In questo caso si può prevedere l'insolvenza. Quindi, a seconda dello stato del mondo, può esservi o meno un rischio di credito a breve termine. Esiste un altro approccio che assicura che l'insolvenza non può essere prevista e che, dunque, vi è un rischio di credito a breve termine in ogni stato del mondo. Questo approccio deriva da un riesame degli assunti informativi che stanno alla base dei modelli strutturali tradizionali. In questi modelli, si afferma implicitamente che le informazioni di cui abbiamo bisogno per calibrare e gestire il modello sono di pubblico dominio. Queste informazioni comprendono il processo del valore dell'azienda con i suoi parametri, nonché la soglia d'insolvenza. Nel modello a informazione incompleta si punta sul fatto che, in realtà, le nostre informazioni su queste quantità sono imprecise. Le informazioni che abbiamo sono molto più grossolane di quanto suggeriscano i modelli strutturali tradizionali idealizzati, come dimostrano gli scandali ad alto profilo di Enron, Tyco e WorldCom. In concreto, ciò significa che non possiamo essere sicuri né del vero valore dell'azienda né delle esatte condizioni dell'azienda che innescherà l'insolvenza. Ne deriva che siamo sempre incerti sulla distanza dall'insolvenza. L'insolvenza è pertanto una sorpresa totale: non la si può prevedere. Il trend, che rappresenta la compensazione per il rischio di credito associato a breve termine, può essere caratterizzato in modo esplicito in termini di attività societarie di soglia d'insolvenza. I modelli a informazione incompleta condividono molte

ottime proprietà sia dei modelli strutturali che dei modelli a forma ridotta pur evitandone i punti deboli. Benché costruita su un approccio strutturale intuitivo ed economicamente significativo, l'insolvenza non può essere prevista come nei modelli strutturali tradizionali e questo ha molte conseguenze desiderabili. Innanzitutto, un modello a informazione incompleta comprende un trend non banale che può essere caratterizzato in modo esplicito. Il trend può essere usato per calcolare le probabilità d'insolvenza e i prezzi dei titoli sensibili al credito attraverso formule a forma ridotta gestibili generalizzate. Nei modelli strutturali tradizionali, queste apposite formule a forma ridotta non funzionano. In secondo luogo, coerentemente con le osservazioni empiriche, i prezzi dei titoli sensibili al credito crollano bruscamente ai loro valori di recupero al momento dell'insolvenza. Terzo, i margini di credito a breve termine sono tipicamente limitati lontano dallo zero.

3.5 Stato attuale della ricerca

Negli ultimi anni sono stati sviluppati nuovi approcci che descrivono esplicitamente e indagano empiricamente il rapporto tra PD e RR. Tra questi modelli vi sono quelli di Frye (2000a, b), Jarrow (2001), Hu e Perraudin (2002), Jokivuolle e Peura (2003), Carey e Gordy (2003), Bakshi et al. (2001), Altman et al. (2001, 2004) e Acharya et al. (2003). Il modello proposto da Frye (2000a, b) prende spunto dall'approccio condizionato suggerito da Finger (1999) e Gordy (2000).

In questi modelli le insolvenze non sono guidate tanto da una molteplicità di parametri correlati, quanto da un singolo fattore sistematico, lo stato dell'economia. Tali modelli si basano sul presupposto che le stesse condizioni economiche che fanno insorgere le insol-

venze causino anche la diminuzione degli RR, ovvero che la distribuzione del recupero sia diversa nei periodi ad alta insolvenza rispetto a quelli a bassa insolvenza. Nel modello di Frye, sia la PD che l'RR dipendono dallo stato del fattore sistematico.

L'intuizione che sta alla base del modello teorico di Frye è relativamente semplice: se un mutuatario è insolvente rispetto a un prestito, il recupero della banca può dipendere dal valore della garanzia collaterale sul prestito. Il valore collaterale, così come il valore di altre attività, dipende dalle condizioni economiche. Se l'economia attraversa una fase di recessione, gli RR possono diminuire mentre i tassi d'insolvenza tendono ad aumentare. Ciò dà luogo a una correlazione negativa tra tassi d'insolvenza e RR.

Anche se il modello sviluppato originariamente da Frye (2000a) implicava che il recupero si ottenesse da un'equazione che determina la garanzia reale, Frye (2000b) ha descritto il recupero in modo diretto. Ciò gli ha consentito di testare dal punto di vista empirico il suo modello utilizzando dati su insolvenze e recuperi tratti da dati di obbligazioni societarie americane. Più precisamente, per l'analisi empirica³ sono stati usati dei dati tratti dal database del Servizio sul Rischio d'Insolvenza di Moody's relativamente al periodo 1982-1997. I risultati mostrano una forte correlazione negativa tra i tassi d'insolvenza e gli RR per le obbligazioni societarie. Queste prove sono compatibili con i dati più recenti del mercato obbligazionario americano, e indicano un aumento simultaneo dei tassi d'insolvenza e delle LGD nel periodo 1999-2002⁴. L'analisi empirica svolta da Frye (2000b, c) consente a quest'ultimo di concludere che, in una fase di grave recessione economica, i recuperi obbligazionari potrebbero scendere di 20-25 punti percentuali rispetto alla media annua

³I dati relativi al periodo 1970-1981 sono stati esclusi dal campione a causa del basso numero di prezzi di rescissione disponibili per il calcolo dei tassi di recupero trimestrali.

⁴Hamilton et al. (2001) e Altman et al. (2004) forniscono prove empiriche chiare di questo fenomeno.

normale. I recuperi dei prestiti possono scendere in pari misura, ma a partire da un livello più alto.

Jarrow (2001) presenta un nuovo metodo per stimare gli RR e le PD implicite sia nei prezzi del debito che nei prezzi del capitale azionario. Come in Frye (2000a, b), RR e PD sono correlati e dipendono dallo stato della macroeconomia. Tuttavia, il metodo di Jarrow include esplicitamente nella procedura di stima i prezzi del capitale azionario, consentendo di identificare separatamente RR e PD e di utilizzare un set dati allargato e rilevante. Oltre a questo, il metodo include esplicitamente nella procedura di stima un premio di liquidità, considerato essenziale alla luce dell'elevata variabilità dei differenziali di rendimento tra il debito di rischio e i titoli di tesoreria americani.

Utilizzando quattro diversi set dati (il database del Servizio sul Rischio d'Insolvenza di Moody's per le insolvenze obbligazionarie e le LGD, il database della Society of Actuaries per le insolvenze da collocamento privato e LGD, il database di Standard & Poor's (S&P's) per le insolvenze obbligazionarie e le LGD e il database di Portfolio Management Data di LGD) per il periodo che va dal 1970 al 1999, Carey e Gordy (2003) analizzano le misure delle LGD e la loro correlazione con i tassi di recupero. I risultati iniziali da loro ottenuti contrastano con le conclusioni di Frye (2000b): le stime della correlazione tra LGD e tassi di recupero semplici sono vicine allo zero. Carey e Gordy scoprono anche che, limitando il periodo campione al decennio 1988-1998, le correlazioni stimate sono più vicine ai risultati di Frye (0.45 per il debito di grado anteriore e 0.8 per il debito postergato). Gli autori notano che, durante il suddetto breve periodo, la correlazione si evidenzia non tanto perché le LGD siano basse nelle annate con bassa insolvenza tra il 1993 e il 1996, quanto

piuttosto perché le LGD sono relativamente alte nelle annate con alta insolvenza 1990 e 1991. Concludono quindi che l'intuizione che sta alla base del modello di Frye potrebbe definire in modo non adeguato la relazione tra i tassi di recupero e le LGD. Infatti, una relazione debole oppure asimmetrica suggerisce che i tassi di recupero e le LGD possono essere influenzati da componenti diverse del ciclo economico.

Utilizzando i dati sulle obbligazioni gravate da insolvenza relativamente al periodo 1982-2000, che comprende le annate con insolvenza relativamente alta 1999 e 2000, Altman et al. (2004) ottengono risultati empirici che appaiono compatibili con l'intuizione di Frye: una correlazione negativa tra i tassi d'insolvenza e gli RR. Tuttavia, scoprono anche che il rischio sistematico singolo (ovvero il rendimento dell'economia) è meno premonitore di quanto dica il modello di Frey. I loro modelli econometrici monovariati e multivariati assegnano un ruolo chiave all'offerta di obbligazioni gravate da insolvenza (il tasso d'insolvenza) e mostrano che questa variabile, unitamente alle variabili indicative dell'entità del mercato delle obbligazioni ad alto rendimento e del ciclo economico, spiega la sostanziale proporzionalità nella varianza tra gli RR obbligazionari aggregati a tutti i livelli di anzianità e di collateralità. Essi concludono che un meccanismo microeconomico semplice basato sull'offerta e sulla domanda incide sugli RR aggregati più di quanto non faccia un modello macroeconomico basato sulla dipendenza, comune a insolvenza e recupero, dallo stato del ciclo. Nelle annate con alta insolvenza, l'offerta di titoli gravati da insolvenza tende a superare la domanda⁵, determinando quindi un abbassamento dei prezzi del mercato secondario. Questo, a sua volta, influenza negativamente le stime degli RR, in quanto questi vengono

⁵La domanda proviene soprattutto da investitori di nicchia detti avvoltoi, che acquistano volontariamente obbligazioni in condizioni d'insolvenza. Questi investitori rappresentano un segmento relativamente piccolo e specializzato del mercato a reddito fisso.

generalmente misurati utilizzando i prezzi delle obbligazioni subito dopo l'insolvenza.

Altman et al. (2004) sottolineano anche le implicazioni dei risultati da loro ottenuti sulla definizione del rischio di credito e sull'aspetto della prociclicità⁶ del fabbisogno di capitale. Per valutare l'impatto che una correlazione negativa tra tassi d'insolvenza e RR ha sui modelli del rischio di credito, essi utilizzano le simulazioni Montecarlo su un portafoglio campione di prestiti bancari, confrontando le misure del rischio chiave (perdite attese e non attese). Essi mostrano che sia la perdita attesa che quella non attesa sono ampiamente sottostimate se si ipotizza che le PD e gli RR siano incorrelati⁷. Pertanto, i modelli di credito che non includono correttamente la correlazione negativa tra PD e RR potrebbero condurre a riserve bancarie insufficienti e causare inutili shock ai mercati finanziari.

Per quanto concerne la prociclicità, essi mostrano come questo effetto tenda a essere accentuato dalla correlazione tra DR e RR: RR bassi quando le insolvenze sono elevate amplificherebbero gli effetti ciclici. Ciò varrebbe in modo particolare nel caso del cosiddetto approccio avanzato basato sul tasso interno (IRB), nel quale le banche sono libere di stimare i propri RR e possono tendere a ritoccarli al ribasso quando aumentano le insolvenze e i rating peggiorano. L'impatto del suddetto meccanismo è stato valutato anche da Resti (2002) sulla base di simulazioni nell'arco di un ventennio, utilizzando un portafoglio standard di prestiti bancari (la cui composizione viene corretta nel tempo in base alle matrici di transizione S&P). Sono emersi due risultati principali da questo esercizio di simulazione:

1) l'effetto della prociclicità è dato dalle crescite e dai declassamenti più che dai tassi

⁶La prociclicità comporta la sensibilità del fabbisogno di capitale normativo ai cicli economici e del mercato finanziario. Dato che i rating e i tassi d'insolvenza rispondono al ciclo, il nuovo approccio IRB proposto dal Comitato di Basilea rischia di far aumentare gli oneri di capitale, limitando l'offerta di credito quando l'economia rallenta (è vero il contrario quando l'economia cresce a un ritmo elevato).

⁷Sia le perdite attese che le misure del VaR associate ai diversi livelli di confidenza tendono a essere sottostimate del 30% circa.

d'insolvenza; in altre parole, le correzioni dell'offerta di credito necessarie per uniformarsi al fabbisogno di capitale sono legate in primo luogo a variazioni nella struttura delle attività ponderate, e solo in minor misura alle effettive perdite su crediti (tranne che nelle annate con insolvenza estremamente elevata); 2) quando si consente agli RR di oscillare con i tassi d'insolvenza, l'effetto della prociclicità aumenta in maniera significativa.

Utilizzando i dati storici di Moody's sul mercato obbligazionario, Hu e Perraudin (2002) esaminano l'interdipendenza tra gli RR e i tassi di recupero. Innanzitutto, essi standardizzano i dati trimestrali sul recupero allo scopo di estrapolarne la volatilità degli RR dovuta a variazioni, nel tempo, del pool dei mutuatari classificati. Gli autori riscontrano che le correlazioni tra gli RR trimestrali e i tassi di recupero per obbligazioni emesse da debitori residenti negli USA sono 0.22 per i dati successivi al 1982 (1983-2000) e 0.19 per il periodo 1971-2000. Utilizzando la teoria del valore estremo e altre tecniche non parametriche, essi analizzano anche l'impatto di questa correlazione negativa sulle misure di VaR del credito, riscontrando che l'aumento è statisticamente significativo quando i livelli di confidenza superano il 99%.

Bakshi et al. (2001) estendono i modelli a forma ridotta presentati in sezione 4 per spiegare la correlazione flessibile tra i tassi a rischio nullo, la probabilità d'insolvenza e l'RR. Basandosi su prove precedenti pubblicate dalle agenzie di rating, essi individuano un'associazione negativa tra gli RR e la probabilità d'insolvenza, avvalorando tale ipotesi attraverso l'analisi di un campione di obbligazioni societarie classificate BBB: più precisamente, i risultati empirici da loro ottenuti mostrano che, in media, un peggioramento del 4% nel tasso di rischio (rischio neutrale) è associato a un calo dell'1% degli RR (rischio

neutrale).

Un approccio abbastanza diverso è quello proposto da Jokivuolle e Peura (2003). Gli autori presentano un modello per prestiti bancari nel quale il valore collaterale è correlato con la PD. Essi utilizzano il modello di determinazione del prezzo delle opzioni per definire il debito di rischio: il valore totale del contenuto patrimoniale di un'impresa mutuataria non determina l'RR. Piuttosto, il valore collaterale viene a sua volta considerato come l'unico elemento stocastico che determina il recupero⁸. Ipotizzando una correlazione positiva tra il valore del contenuto patrimoniale di un'impresa e il valore collaterale, gli autori ottengono un risultato simile a quello di Frye (2000a), in base al quale i tassi d'insolvenza e gli RR sono inversamente proporzionali.

Usando i dati sui prezzi osservati dei titoli gravati da insolvenza negli USA tra il 1982 e il 1999, Acharya et al. (2003) riscontrano che l'anzianità e il titolo sono importanti fattori determinanti degli RR. Anche se si tratta di un risultato non sorprendente e in linea con i precedenti studi empirici sul recupero, il secondo risultato principale da loro ottenuto è piuttosto rilevante e riguarda l'effetto delle condizioni industriali e macroeconomiche nell'annata d'insolvenza. Infatti, le condizioni dell'industria al momento dell'insolvenza sono risultate essere forti e importanti fattori determinanti degli RR. Questo risultato contrasta con quelli ottenuti da Altman et al. (2004) relativamente al fatto che non vi sono effetti delle condizioni macroeconomiche sulle condizioni dell'industria, ma coincide con essi laddove gli effetti delle condizioni dell'industria coincidono con l'inclusione di fattori macroeconomici. Acharya et al. (2003) suggeriscono che il legame, evidenziato da Altman

⁸In virtù di questa affermazione semplificativa, il modello può essere messo in pratica utilizzando una PD esogena, in modo tale che non occorra stimare i parametri del contenuto patrimoniale della società. A tale proposito, il modello combina le caratteristiche dei modelli strutturali e di quelli a forma ridotta.

et al. (2004), tra le variabili aggregate del mercato obbligazionario e i recuperi dovuti, come emerge, agli effetti secondari dell'offerta nei mercati obbligati segmentati possa essere una manifestazione dell'effetto dell'equilibrio industriale di Shleifer e Vishny (1992): le variabili macroeconomiche e le condizioni del mercato obbligazionario sembrano cogliere l'effetto di condizioni industriali omesse.

Capitolo 4

Un modello VaR per la misura del rischio di credito nelle banche

4.1 Introduzione

Negli ultimi anni sono stati sviluppati diversi modelli sul rischio di credito per misurare le perdite sul credito future basandosi sulle transizioni dei rating del credito (ovvero delle posizioni creditizie), compresa l'insolvenza. In questi modelli la matrice delle probabilità di transizione dei rating, la cosiddetta matrice di transizione, ha un ruolo fondamentale nel calcolo della distribuzione congiunta dei rating per le obbligazioni che compongono un portafoglio. Wilson (1997a, b) suggerisce un'idea di base per la costruzione della matrice di transizione supponendo che la matrice sia condizionata dagli stati macroeconomici; Belkin, Forrest e Suchower (1998b) presentano una rappresentazione a un parametro del rischio di credito e della matrice di transizione, mentre Nickell, Perraudin e Varotto (2000) mostrano

come si possano individuare matrici di transizione diverse attraverso vari fattori, quali il domicilio del debitore, l'industria e le fasi del ciclo economico. Anche il Comitato di Basilea sulla Vigilanza Bancaria (1999a) sottolinea l'importanza della matrice di transizione condizionata in relazione alla sua capacità di migliorare l'accuratezza dei modelli sul rischio di credito.

Tuttavia, gli studi precedenti si applicano con difficoltà ai modelli attuali sul rischio di credito, in quanto fanno largo uso di dati panel e puntano su un adattamento retrospettivo della matrice di transizione futura anziché prevederla o sottoporla a stress testing. In questo capitolo si descrive un modello di valutazione della matrice di transizione condizionata. L'idea è quella di adottare uno schema prestabilito con un numero minimo di parametri e una minima quantità di dati richiesti con cui far rientrare le dinamiche del ciclo del credito nella matrice di transizione. La tecnica della matrice di transizione condizionata migliora l'accuratezza della simulazione delle perdite sul credito offerta dai modelli sul rischio di credito e rappresenta un metodo efficace per effettuare stress testing in base alla visione dello stato economico futuro da parte dell'analista.

Per attuare questa tecnica, si costruisce innanzitutto un indice del ciclo del credito, che indica lo stato del credito del mercato finanziario nel suo insieme. Il modello di costruzione dell'indice del ciclo del credito deve comprendere le principali serie macroeconomiche e finanziarie, in modo tale che l'indice del ciclo del credito previsto possa ben rappresentare lo stato del credito, anche con un ridotto numero di serie. Il passo successivo consiste nel condizionare la matrice di transizione all'indice del ciclo del credito previsto. Il modello di condizionamento della matrice di transizione dovrebbe contemplare

eventi, quali l'insolvenza, che portano alla crescita e al declassamento. Al fine di mostrare il funzionamento della tecnica della matrice di transizione condizionata viene presentato un approfondimento nel contesto tratto da CreditMetrics. Il secondo paragrafo è dedicato alla descrizione del modello proposto mentre il terzo paragrafo concerne un caso di studio di tale modello.

4.2 Descrizione del modello

L'indice del ciclo del credito Z_t definisce lo stato del credito condiviso da tutti i debitori durante il periodo t . Si prevede che l'indice sia positivo nei giorni favorevoli, comportando un declassamento e una probabilità d'insolvenza minori e una maggiore probabilità di crescita, e che l'indice sia negativo nei giorni sfavorevoli, comportando un declassamento e una probabilità d'insolvenza maggiori e una minore probabilità di crescita.

Un modo semplice per costruire Z_t consiste nel calcolare le probabilità d'insolvenza di tutte le obbligazioni quotate. Dato che le obbligazioni altamente quotate hanno probabilità d'insolvenza minime e che sono anche insensibili allo stato economico, si calcolano le probabilità d'insolvenza utilizzando obbligazioni di categoria speculativa (con quotazione inferiore o uguale rispetto al rating Ba di Moody's) in base a Wilson (1997). Per far sì che Z_t segua una distribuzione standard normale, si applica la trasformazione della distribuzione normale standard:

$$Z_t = \frac{\Phi^{-1}(SDP_t) - \mu_{\Phi^{-1}(SDP_t)}}{\sigma_{\Phi^{-1}(SDP_t)}}$$

dove SDP_t è una probabilità d'insolvenza di categoria speculativa del periodo t e Φ è una funzione densità cumulativa normale (CDF). Quindi, $\Phi^{-1}(SDP_t)$ rappresenta la CDF

normale inversa di una probabilità d'insolvenza di categoria speculativa, mentre μ e σ indicano rispettivamente la media storica e lo scarto quadratico medio di $\Phi^{-1}(SDP_t)$.

A questo punto il problema è come prevedere la SDP futura (più precisamente, la CDF normale inversa di una probabilità d'insolvenza di categoria speculativa). Si introduce innanzitutto un modello probit e si stimano la relazione tra le serie macroeconomiche e la SDP.

Molti istituti macroeconomici costruiscono le dinamiche di un ciclo economico servendosi di serie macroeconomiche e finanziarie. Lo stesso metodo può essere impiegato per costruire un ciclo del credito. Dato che la SDP è compresa in un intervallo ristretto tra 0 e 1, si usa il modello probit o logit piuttosto che il modello a regressione semplice. Si usa il modello probit perché si ipotizza che le insolvenze rispecchino un indicatore di cambio di credito continuo di fondo e l'indicatore ha una distribuzione normale standard che segue CreditMetrics:

$$SDP_t = \Phi(X_t\beta)$$

dove X_t è un set di serie macroeconomiche e finanziarie nel periodo t , β è il vettore dei coefficienti da stimare. Il modello di regressione probit viene stimato tramite la massima verosimiglianza. La CDF normale inversa prevista della SDP è

$$E_t(\Phi^{-1}(SDP_t)) = X_t\hat{\beta}$$

dove E_t è l'operatore valore atteso. Il passo successivo consiste nello stimare per ciascuna delle classi di rating un modello di regressione ordered probit (oppure logit) per poi costruire la matrice di transizione condizionata all'andamento del ciclo economico. In particolare per il modello ordered probit (oppure logit) la variabile dipendente si ottiene tramite simulazione

dalla matrice di transizione storica mentre la variabile indipendente è l'indicatore del ciclo economico. Bisogna quindi massimizzare la seguente funzione di verosimiglianza:

$$L(\beta, \gamma) = \sum_{t=1}^N \sum_{j=1}^M \log(\Pr(y_t = j | Z_t, \beta, \gamma)) 1(y_t = j)$$

dove γ è il vettore dei valori di soglia, β è il vettore dei coefficienti, $1()$ la funzione indicatore che può assumere valore 0 oppure 1, Z_t l'indicatore del ciclo economico e y_t la variabile dipendente che può assumere valori da 1 a M (tante quante sono le classi di rating). Ottenuta la matrice di transizione condizionata si procede al calcolo del VaR con la metodologia CreditMetrics illustrata nel Capitolo 2.

4.3 Un caso di studio

Qui di seguito viene mostrato il risultato di un caso di studio del modello descritto nel paragrafo precedente. Il caso di studio prevede la stima di un modello probit per la costruzione di un indicatore del ciclo economico e quindi la stima di sette ordered probit e sette ordered logit con l'obiettivo di costruire due matrici di transizione condizionate all'andamento del ciclo economico. Lo scopo è calcolare il VaR di un portafoglio fittizio, utilizzando la procedura CreditMetrics, per i due casi sopracitati per poi confrontarli con il VaR di portafoglio ottenuto utilizzando la matrice di transizione storica, cioè non condizionata all'andamento del ciclo economico. Le statistiche descrittive dell'insieme informativo del modello sono riportate in Tabella 4.1. L'insieme informativo del modello è costituito dalla serie storica (per il periodo 1970-2005) delle probabilità di insolvenza per i titoli aventi speculative grade (PI) è Moody's mentre per quanto riguarda il prodotto interno lordo degli USA (GDP), per lo stesso periodo di tempo, è Economagic. Dalla Tabella 4.1 si nota che la

serie storica delle probabilità di insolvenza dei titoli aventi speculative grade, in base al test di Jarque-Bera, risulta essere non normale. Fanno parte, inoltre, dell'insieme informativo del modello anche la matrice di transizione storica per il periodo 1970-2005 e quella per il periodo 1920-2005 riportate rispettivamente in Tabella 4.11(d) e in Tabella 4.11(c). Seguendo quanto esposto nel paragrafo precedente, per prima cosa, si è stimato un modello probit con metodo di stima della massima verosimiglianza, i risultati di tale stima sono riportati in Tabella 4.2. Come si può notare dalla suddetta tabella entrambi i coefficienti risultano essere significativamente diversi da zero e con il segno appropriato infatti all'aumentare del prodotto interno degli USA diminuisce la probabilità di insolvenza dei titoli aventi speculative grade. La diagnostica sui residui del suddetto modello è riportata in Tabella 4.3. Da tale tabella si deduce che i residui risultano essere normali, omoschedastici ed avere media zero (risultano però essere correlati). Le statistiche descrittive relative all'indicatore del ciclo economico sono riportate in Tabella 4.4, tale serie, in base al test di Jarque-Bera risulta essere normale. I risultati della stima di sette (tanti quante sono le classi di rating) modelli ordered probit¹ e di sette modelli ordered logit, per la stima delle probabilità di transizione, sono riportati rispettivamente in Tabella 4.5 e in Tabella 4.6. Da tali tabelle si deduce che i coefficienti dell'indicatore del ciclo economico per quasi tutti i 14 modelli risultano essere, ad eccezione dei modelli per le classi di rating AAA e AA, non significativamente diversi da zero.

La diagnostica sui residui dei suddetti quattordici modelli è riportata, per i modelli probit, in Tabella 4.7 e in Tabella 4.8 mentre, per i modelli logit, in Tabella 4.9 e in Tabella

¹La variabile dipendente per i modelli ordered probit e ordered logit è stata ottenuta, per ciascuna classe di rating tramite simulazione dalla matrice di transizione storica 1970-2005.

4.10. Dalle suddette tabelle si deduce che i residui di tali modelli risultano avere media zero, essere incorrelati, essere omoschedastici ma in linea di massima non normali. Dai modelli ordered probit e ordered logit si ricavano le due matrici di transizione condizionate all'andamento del ciclo economico per l'anno 2005 riportate rispettivamente in Tabella 4.11(a) e in Tabella 4.11(b).

Le statistiche descrittive dei valori di un portafoglio composto da tre obbligazioni² sono mostrate in Tabella 4.12(a) (matrice di transizione condizionata ottenuta da un modello ordered probit), in Tabella 4.12(b) (matrice di transizione condizionata ottenuta da un modello ordered logit) e in Tabella 4.12(c) (matrice di transizione storica 1920-2005). Da tali tabelle si nota che tutte le serie dei valori del portafoglio fittizio (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) risultano essere non normali ed avere la stessa mediana (319.460 milioni di euro). Il VaR per i tre casi di studio è riportato in Tabella 4.13, dalla quale si nota che il suddetto VaR è praticamente identico (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) per i due casi di studio che prevedono la matrice di transizione condizionata all'andamento del ciclo economico, mentre per il caso di studio che prevede l'utilizzo della matrice storica 1920-2005 il VaR risulta essere (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) inferiore rispetto ai due suddetti casi di studio.

²Per il caso di studio sono state utilizzate le stesse tre obbligazioni (rating A, BBB, CCC) del paragrafo che descrive CreditMetrics.

Statistiche	PI	GDP
Media	0.037	0.074
Massimo	0.106	0.130
Minimo	0.004	0.032
Scarto quadratico medio	0.028	0.028
Mediana	0.033	0.063
Indice di asimmetria	1.188	0.440
Indice di curtosi	0.649	-1.139
Jarque-Bera	8.850	2.211
P-value	0.012	0.331

Tabella 4.1: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche descrittive dell'insieme informativo del modello. La serie storica del GDP degli USA concerne il periodo 1970-2005. Dalla serie annuale del prodotto interno lordo degli USA si è ricavata quella degli incrementi annuali relativi le cui statistiche descrittive sono riportate sopra.

Coefficiente	Stima	Errore std.	Valore z	Pr($> z $)
Intercetta	-1.127	0.004	-305.800	0.000
GDP	-9.715	0.054	-179.800	0.000

Tabella 4.2: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima del modello di regressione probit con la massima verosimiglianza.

Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.002	0.499
Test Shapiro-Wilk	0.963	0.283
Test Jarque-Bera	3.302	0.192
Test Breusch-Pagan	1.996	0.158
Test Box-Ljung	36.457	0.000
Test Box-Pierce	30.477	0.002
Test Durbin-Watson	0.735	0.000

Tabella 4.3: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello probit con il metodo di stima della massima verosimiglianza.

Statistiche	Indicatore
Media	0.000
Massimo	1.528
Minimo	-2.026
Scarto quadratico medio	1.000
Mediana	0.378
Indice di asimmetria	-0.440
Indice di curtosi	-1.139
Jarque-Bera	2.211
P-value	0.331

Tabella 4.4: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche descrittive dell'indicatore del ciclo economico.

Modello	Coefficiente	Stima	Errore std.	Valore z	Pr(> z)
AAA	Indicatore	0.994	0.409	2.429	0.015
AA	Indicatore	0.828	0.346	2.394	0.017
A	Indicatore	0.191	0.218	0.874	0.382
BBB	Indicatore	0.191	0.228	0.838	0.402
BB	Indicatore	0.340	0.216	1.571	0.116
B	Indicatore	-0.289	0.207	-1.394	0.163
CCC	Indicatore	-0.096	0.186	-0.518	0.604

Tabella 4.5: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima di sette modelli di regressione ordered probit per la stima delle probabilità di transizione con la massima verosimiglianza.

Modello	Coefficiente	Stima	Errore std.	Valore z	Pr(> z)
AAA	Indicatore	1.963	0.856	2.294	0.022
AA	Indicatore	1.732	0.757	2.286	0.022
A	Indicatore	0.347	0.447	0.777	0.437
BBB	Indicatore	0.390	0.430	0.906	0.365
BB	Indicatore	0.722	0.408	1.770	0.077
B	Indicatore	-0.538	0.391	-1.375	0.169
CCC	Indicatore	-0.157	0.311	-0.504	0.614

Tabella 4.6: Fonte: Elaborazione propria. Risultati della stima di sette modelli di regressione ordered logit per la stima delle probabilità di transizione con la massima verosimiglianza.

(a) AAA		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.773	0.000
Test Jarque-Bera	31.683	0.000
Test Breusch-Pagan	0.008	0.931
Test Box-Ljung	5.581	0.936
Test Box-Pierce	4.095	0.982
Test Durbin-Watson	1.499	0.129

(b) AA		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.857	0.000
Test Jarque-Bera	12.570	0.002
Test Breusch-Pagan	1.112	0.292
Test Box-Ljung	14.039	0.298
Test Box-Pierce	10.898	0.538
Test Durbin-Watson	1.549	0.174

(c) A		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.730	0.000
Test Jarque-Bera	10.458	0.005
Test Breusch-Pagan	5.363	0.021
Test Box-Ljung	7.475	0.825
Test Box-Pierce	5.692	0.931
Test Durbin-Watson	1.624	0.257

(d) BBB		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.756	0.000
Test Jarque-Bera	13.357	0.001
Test Breusch-Pagan	0.002	0.969
Test Box-Ljung	4.439	0.974
Test Box-Pierce	3.405	0.992
Test Durbin-Watson	1.410	0.072

Tabella 4.7: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered probit per la classi di rating AAA, AA, A e BBB.

(a) BB		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.866	0.000
Test Jarque-Bera	10.867	0.004
Test Breusch-Pagan	0.680	0.410
Test Box-Ljung	2.675	0.997
Test Box-Pierce	2.132	0.999
Test Durbin-Watson	1.354	0.048

(b) B		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.892	0.002
Test Jarque-Bera	2.642	0.267
Test Breusch-Pagan	1.783	0.182
Test Box-Ljung	12.131	0.435
Test Box-Pierce	9.634	0.648
Test Durbin-Watson	2.210	0.531

(c) CCC		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.911	0.008
Test Jarque-Bera	0.739	0.691
Test Breusch-Pagan	2.207	0.137
Test Box-Ljung	14.191	0.289
Test Box-Pierce	11.308	0.503
Test Durbin-Watson	2.299	0.369

Tabella 4.8: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered probit per la classi di rating BB, B, CCC.

(a) AAA		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.812	0.000
Test Jarque-Bera	14.836	0.000
Test Breusch-Pagan	0.710	0.339
Test Box-Ljung	7.875	0.795
Test Box-Pierce	5.743	0.928
Test Durbin-Watson	1.552	0.176
(b) AA		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.884	0.001
Test Jarque-Bera	6.615	0.037
Test Breusch-Pagan	0.401	0.527
Test Box-Ljung	15.665	0.207
Test Box-Pierce	11.973	0.448
Test Durbin-Watson	1.511	0.140
(c) AA		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.724	0.000
Test Jarque-Bera	5.837	0.054
Test Breusch-Pagan	3.610	0.057
Test Box-Ljung	7.649	0.812
Test Box-Pierce	5.709	0.930
Test Durbin-Watson	1.696	0.362
(d) AA		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.772	0.000
Test Jarque-Bera	5.338	0.069
Test Breusch-Pagan	0.214	0.643
Test Box-Ljung	5.652	0.933
Test Box-Pierce	4.274	0.978
Test Durbin-Watson	1.479	0.114

Tabella 4.9: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered logit per la classi di rating AAA, AA, A, BBB.

(a) BB		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.908	0.006
Test Jarque-Bera	1.006	0.605
Test Breusch-Pagan	1.478	0.224
Test Box-Ljung	3.746	0.987
Test Box-Pierce	2.300	0.996
Test Durbin-Watson	1.560	0.184

(b) B		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.897	0.003
Test Jarque-Bera	0.333	0.846
Test Breusch-Pagan	1.512	0.219
Test Box-Ljung	11.696	0.470
Test Box-Pierce	9.499	0.660
Test Durbin-Watson	2.244	0.466

(c) CCC		
Test	Statistica test	p-value
Test media zero errori	0.000	0.500
Test Shapiro-Wilk	0.897	0.003
Test Jarque-Bera	1.243	0.537
Test Breusch-Pagan	1.286	0.257
Test Box-Ljung	13.070	0.364
Test Box-Pierce	10.304	0.589
Test Durbin-Watson	2.347	0.297

Tabella 4.10: Fonte: Elaborazione propria. Tests sui residui del modello ordered logit per la classi di rating BB, B, CCC.

(a) Condizionata probit								
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	Default
AAA	79.02	3.85	3.73	3.26	3.21	3.03	2.47	1.43
AA	0.32	81.78	3.67	3.30	3.26	3.41	2.77	1.49
A	2.49	2.43	79.34	3.22	3.34	3.31	3.12	2.75
BBB	2.30	2.37	2.46	80.57	3.11	3.03	3.05	3.11
BB	1.65	2.13	2.36	7.04	78.15	3.18	2.39	3.10
B	2.99	3.14	3.24	3.28	6.41	72.27	4.61	4.06
CCC	2.56	3.06	3.03	3.25	3.12	11.72	48.80	24.46
(b) Condizionata logit								
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	Default
AAA	81.17	3.65	3.48	2.90	2.63	2.36	2.05	1.76
AA	0.41	83.28	3.45	2.97	2.74	2.78	2.44	1.93
A	2.43	2.38	79.15	3.23	3.30	3.28	3.13	3.10
BBB	2.30	2.31	2.36	80.69	3.13	3.07	3.06	3.08
BB	1.68	1.76	1.86	6.23	79.39	3.13	3.01	2.94
B	3.12	3.14	3.21	3.25	6.43	72.35	4.38	4.12
CCC	2.99	2.99	2.99	2.95	2.95	11.77	48.85	24.51
(c) Storica: 1920-2005								
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	Default
AAA	88.83	1.45	1.22	0.63	0.48	0.47	0.46	0.46
AA	1.96	86.22	7.24	1.42	0.90	0.76	0.72	0.78
A	0.75	3.54	85.97	6.05	1.41	0.81	0.71	0.76
BBB	0.99	1.25	5.61	81.84	6.23	1.74	1.11	1.23
BB	1.36	1.44	1.88	7.34	74.99	8.31	2.00	2.68
B	1.46	1.52	2.24	2.17	7.90	72.66	6.96	5.09
CCC	1.44	1.47	1.49	1.64	2.38	8.24	68.02	15.32
(d) Storica: 1970-2005								
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	Default
AAA	90.23	7.05	0.87	0.52	0.34	0.33	0.33	0.33
AA	1.53	88.36	7.39	0.75	0.53	0.49	0.47	0.48
A	0.51	3.03	88.58	5.40	0.97	0.56	0.47	0.48
BBB	0.60	0.77	4.48	87.27	3.99	1.35	0.80	0.74
BB	0.96	1.02	1.48	6.62	77.64	8.57	1.59	2.12
B	1.05	1.11	1.23	1.47	6.61	75.60	6.50	6.43
CCC	1.46	1.49	1.49	1.65	2.20	8.62	62.11	20.98

Tabella 4.11: Fonte: Elaborazione Propria. Matrici di transizione (valori percentuali).

(a) probit					
Statistiche	100	500	1000	5000	10000
Media	308.431	302.128	303.227	302.350	303.331
Massimo	330.220	332.140	332.140	332.140	332.140
Minimo	207.900	185.900	153.390	153.390	153.390
Scarto quadratico medio	26.804	30.862	31.513	30.518	30.299
Mediana	319.46	319.46	319.46	319.46	319.46
Indice di asimmetria	-1.557	-1.150	-1.428	-1.205	-1.280
Indice di curtosi	1.513	0.493	1.672	0.742	1.019
Jarque-Bera	53.373	116.150	458.745	1326.421	3166.685
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(b) logit					
Statistiche	100	500	1000	5000	10000
Media	308.329	302.065	303.975	302.075	303.127
Massimo	330.220	332.140	332.140	332.140	332.140
Minimo	207.900	185.900	153.390	153.390	153.390
Scarto quadratico medio	26.803	30.795	31.805	30.764	30.514
Mediana	319.460	319.460	319.460	319.460	319.460
Indice di asimmetria	-1.557	-1.128	-1.434	-1.200	-1.284
Indice di curtosi	1.513	0.408	1.662	0.732	1.030
Jarque-Bera	52.386	109.940	460.045	1313.610	3189.563
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(c) Storica: 1920-2005					
Statistiche	100	500	1000	5000	10000
Media	312.150	310.360	309.937	310.054	310.445
Massimo	331.010	331.810	331.720	331.990	332.040
Minimo	208.560	204.280	153.390	153.390	153.390
Scarto quadratico medio	22.154	22.819	24.375	23.390	22.891
Mediana	319.460	319.460	319.460	319.460	319.460
Indice di asimmetria	-2.229	-1.745	-1.983	-1.863	-1.810
Indice di curtosi	4.643	1.951	3.844	2.847	2.437
Jarque-Bera	181.302	336.052	1277.450	4586.435	7760.452
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Tabella 4.12: Fonte: Elaborazione propria. Statistiche dei valori (milioni di euro) di un portafoglio composto da tre obbligazioni ottenuti tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) con matrice di transizione condizionata probit, condizionata logit e storica (1920-2005).

VaR	100	500	1000	5000	10000
Matrice condizionata con probit	85.106	93.568	94.674	93.790	94.771
Matrice condizionata con logit	85.105	93.505	94.422	93.515	94.567
Matrice storica	53.208	54.792	69.833	62.664	58.065

Tabella 4.13: Fonte: Elaborazione propria. VaR (in milioni di euro) di un portafoglio composto da tre obbligazioni ottenuto tramite la simulazione Monte Carlo (100, 500, 1000, 5000, 10000 simulazioni) con matrice di transizione condizionata (probit e logit) e matrice di transizione storica.

Conclusioni

Dall'analisi della storia del Nuovo Accordo nei suoi aspetti tecnici e nei suoi possibili impatti sul mondo imprenditoriale italiano si deduce che occorre impostare in tempi brevi, da parte delle aziende, una strategia finalizzata a migliorare il proprio *rating*. In questo senso, per le aziende, è fondamentale individuare, di concerto con le banche, le aree di intervento prioritario e definirne i relativi valori obiettivo: perciò la funzione finanza assume un ruolo centrale nella vita aziendale.

Oltre che per le imprese anche per le banche Basilea 2 rappresenta una grande sfida. Molte banche si stanno attrezzando ad utilizzare gli approcci più avanzati poiché comportano un minore assorbimento di capitale e quindi sono più vantaggiosi.

Nel Capitolo 1 è proposto un caso di studio per il calcolo del capitale assorbito secondo le direttive di Basilea 2 nel caso di esposizioni verso imprese corporate, soggetti sovrani e banche. Il Capitolo 2 include alcuni casi di studio di CreditRisk+ e tre casi di studio di CreditPortfolio View. Per quanto riguarda CreditRisk+ i casi di studio del modello sono per il caso uniperiodale con probabilità di insolvenza aleatoria. Vengono analizzate le conseguenze della rimozione di particolari debitori (quelli con un maggiore contributo al rischio complessivo oppure quelli con una maggiore esposizione creditizia) sulla distribuzione delle perdite del portafoglio e le risultanti implicazioni sui risultati del modello. Il primo caso di studio di CreditPortfolio View prevede un modello *logit* e due modelli ARMA univariati, il secondo e il terzo caso di studio prevedono il suddetto modello *logit* e rispettivamente un modello VAR bivariato e un modello SURE. L'obiettivo è calcolare, per i tre casi di studio, un indice di tendenza centrale della serie delle probabilità di insolvenza simulate (tramite

il metodo Monte Carlo) utilizzando, per ciascun caso di studio, i modelli sopracitati. Tale indice fornisce una stima della probabilità di insolvenza, per l'anno 1997, di tutte le aziende prese in considerazione da Moody's nell'arco di tale anno.

Per quanto concerne la parte innovativa della tesi di dottorato il modello proposto tende ad essere superiore al VaR di portafoglio ottenuto con la matrice di transizione non condizionata all'andamento del ciclo economico.

Bibliografia

- [1] V. Acharya, S. T. Bharath, e A. Srinivasan. Understanding the recovery rates on defaulted securities. CEPR Discussion Paper No. 4098, 2003.
- [2] A. Agresti. *Analysis of ordinal categorical data*. New York, John Wiley, 1984.
- [3] A. Agresti. *Categorical data analysis*. New York, John Wiley, 1990.
- [4] L. Allen e A. Saunders. *Credit risk measurement: new approaches to value at risk and other paradigms*. John Wiley, New York, 2nd edizione, 2002.
- [5] E. I. Altman. Measuring corporate bond mortality and performance. *Journal of Finance*, **44**:909–922, 1989.
- [6] E. I. Altman, B. Brandy, e A. Resti. Analyzing and explaining default and recovery rates. ISDA Research Report, 2001.
- [7] E. I. Altman, B. Brandy, A. Resti, e A. Sironi. The link between default and recovery rates: theory, empirical evidence and implications. NYU Solomon Center Working Paper, 2004.

- [8] E. I. Altman, A. Resti, e A. Sironi. Default recovery rates in credit risk modelling: a review of the literature and empirical evidence. *Economic Notes*, **33**:183–208, 2004.
- [9] M. Ammann. *Credit risk valuation: methods, models and application*. Springer-Verlag, New York, 2nd edizione, 2001.
- [10] G. Bakshi, D. Madan, e F. Zhang. Understanding the role of recovery in default risk models: empirical comparisons and implied recovery rates. Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Boards of Governors, 2001.
- [11] Basel Committee on Banking Supervision. *International convergence of capital measurement and capital standards*, 1988. Document NO. 4.
- [12] Basel Committee on Banking Supervision. *Overview of the amendment to the capital accord to incorporate market risks*, 1996a. Document NO. 23.
- [13] Basel Committee on Banking Supervision. *Amendment to the capital accord to incorporate market risks*, 1996b. Document NO. 24.
- [14] Basel Committee on Banking Supervision. *Core principles for effective banking supervision*, 1997. Consultative Document.
- [15] Basel committee on Banking Supervision. *Credit risk modelling: current practices and applications*, 1999a. Document NO. 49.
- [16] Basel Committee on Banking Supervision. *A new capital adequacy framework*, 1999b. Document NO. 50.

- [17] Basel committee on Banking Supervision. *Range of practice in banks internal ratings systems*, 2000a. Document NO. 66.
- [18] Basel committee on Banking Supervision. *Summary of responses received on the report credit risk modelling: current practices and applications*, 2000b. Document NO. 71.
- [19] Basel committee on Banking Supervision. *Best practices for credit risk disclosure*, 2000c. Document NO. 74.
- [20] Basel committee on Banking Supervision. *Principles of the management of credit risk*, 2000d. Document NO. 75.
- [21] Basel Committee on Banking Supervision. *Overview of the new Basel capital accord*, 2001a. Consultative Document.
- [22] Basel Committee on Banking Supervision. *The new Basel capital accord*, 2001b. Consultative Document.
- [23] Basel Committee on Banking Supervision. *Pillar 2 (supervisory review process)*, 2001c. Consultative Document.
- [24] Basel Committee on Banking Supervision. *The standardised approach to credit risk*, 2001d. Consultative Document.
- [25] Basel Committee on Banking Supervision. *Operational risk*, 2001e. Consultative Document.
- [26] Basel Committee on Banking Supervision. *Pillar 3 (market discipline)*, 2001f. Consultative Document.

- [27] Basel Committee on Banking Supervision. *The internal rating based approach*, 2001g. Consultative Document.
- [28] Basel Committee on Banking Supervision. *Principles for the management and supervision of interest rate risk*, 2001h. Consultative Document.
- [29] Basel Committee on Banking Supervision. *Asset securitisation*, 2001i. Consultative Document.
- [30] Basel Committee on Banking Supervision. *Overview of the new Basel capital accord*, 2003a. Consultative Document.
- [31] Basel Committee on Banking Supervision. *The new Basel capital accord*, 2003b. Consultative Document.
- [32] Basel committee on Banking Supervision. *Quantitative impact study 3 - overview of global results*, 2003c. Consultative Document.
- [33] Basel Committee on Banking Supervision. *International convergence of capital measurement and capital standards: a revised framework*, 2004. Document NO. 107.
- [34] B. Belkin, S. Suchower, e L. R. Forest. The effect of systematic credit risk on loan portfolio value-at-risk and loan pricing. *CreditMetrics Monitor*, pp. 17–28, 1998a.
- [35] B. Belkin, S. Suchower, e L. R. Forest. A one-parameter representation of credit risk and transition matrices. *CreditMetrics Monitor*, pp. 46–56, 1998b.
- [36] T. R. Bielecki e M. Rutkowski. *Credit risk: modeling, valuation and hedging*. Springer-Verlag, New York, 2002.

- [37] F. Black e J. C. Cox. Valuing corporate securities: some effects of bond indenture provisions. *Journal of Finance*, **31**:351–367, 1976.
- [38] F. Black e M. Scholes. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, **81**:637–654, 1973.
- [39] C. Bluhm, L. Overbeck, e C. Wagner. *An introduction to credit risk modeling*. Chapman and Hall, London, 2003.
- [40] M. Carey e m. Gordy. Systematic risk in recoveries on defaulted debt. Mimeo, Federal Reserve Board, 2003.
- [41] L. V. Carty e D. Lieberman. Historical default rates of corporate bond issuers, 1920-1996. Moody's Global Credit Research, 1997.
- [42] U. Cherubini, E. Luciano, e W. Vecchiato. *Copula methods in finance*. John Wiley, Chichester, 2004.
- [43] U. Cherubini e G. Della Lunga. *Il rischio finanziario*. McGraw-Hill, Milano, 2001.
- [44] M. Costa. *Mercati finanziari: dati, metodi e modelli*. CLUEB, Bologna, 1999.
- [45] M. Costa. *Metodi statistici nell'analisi di variabili finanziarie. Indicatori descrittivi e modelli interpretativi*. CLUEB, Bologna, 2001.
- [46] Credit Suisse Financial Products. *CreditRisk+: a credit risk management framework*, 1997. Technical document.
- [47] P. J. Crosbie. Modelling default risk. KMV, 1999.

- [48] M. Crouhy, D. Galai, e R. Mark. A comparative analysis of current credit risk models. *Journal of Banking and Finance*, **24**:59–117, 2000.
- [49] G. M. D. T. Hamilton, Gupton e A. Berthault. Default and recovery rates of corporate bond issuers. Moody's Global Credit Research, 2001.
- [50] C. Dellacherie e P. A. Meyer. *Probabilities and Potential*. Amsterdam, North Holland, 1982.
- [51] A. Di Clemente e C. Romano. Measuring and optimizing portfolio credit risk: a copula-based approach. *Economic Notes*, **33**:325–357, 2004.
- [52] G. R. Duffee. Estimating the price of default risk. *Review of Financial Studies*, **12**:197–225, 1999.
- [53] D. Duffie. Defaultable term structure models with fractional recovery of par. Graduate School of Business, Stanford University, 1998.
- [54] D. Duffie e D. Lando. Term structure of credit spreads with incomplete accounting information. *Econometrica*, **69**:633–664, 2000.
- [55] D. Duffie e K. J. Singleton. Modeling the term structure of defaultable bonds. *Review of Financial Studies*, **12**:687–720, 1999.
- [56] D. Duffie e K. J. Singleton. *Credit risk: pricing, measurement and management*. Princeton University Press, Princeton, 2003.
- [57] C. Finger. Conditional approaches for creditmetrics. CreditMetrics Monitor, 1999.

- [58] J. Franks e W. Torous. A comparison of financial restructuring in distressed exchanges and reorganizations. *Journal of Financial Economics*, **35**:349–370, 1994.
- [59] J. frye. Collateral damage. *Risk*, pp. 91–94, 2000a.
- [60] J. frye. Collateral damage detected. Federal Reserve Bank of Chicago, 2000b.
- [61] J. Frye. Depressing recoveries. *Risk*, pp. 108–111, 2000c.
- [62] R. Geske. The valuation of corporate liabilities as compound options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **12**:541–552, 1977.
- [63] K. Giesecke. Default and information. Working Paper, Cornell University, 2001.
- [64] K. Giesecke. Credit risk modeling and valuation: an introduction. Working Paper, Cornell University, 2004.
- [65] L. R. Goldberg. Investing in credit: how good is your information. *Risk*, pp. 15–18, 2004.
- [66] M. Gordy. A comparative anatomy of current credit risk models. *Journal of Banking and Finance*, **24**:119–149, 2000.
- [67] M. Grundlach e F. Lehrbass. *CreditRisk+ in the banking industry*. Springer-Verlag, New York, 2004.
- [68] G. M. Gupton, C. C. Finger, e M. Bhatia. CreditMetrics. Technical document, J. P. Morgan and Co., 1997.
- [69] G. M. Gupton, D. Gates, e L. V. Carty. Bank loan loss given default. Moody’s Global Credit Research, 2000.

- [70] D. T. Hamilton, P. Varma, S. Ou, e R. Cantor. Default and recovery rates of corporate bond issuers, 1920-2005. Moody's Global Credit Research, 2006.
- [71] Y. T. Hu e W. Perraudin. The dependence of recovery rates and defaults. Mimeo, Birkbeck College, 2002.
- [72] J. Hull e A. White. The impact of default risk on the prices of options and other derivatives securities. *Journal of Banking and Finance*, **19**:299–322, 1995.
- [73] J. C. Hull. *Options, futures, and other derivatives*. Prentice-Hall, Upper Saddle River, 6th edizione, 2005.
- [74] R. A. Jarrow. Default parameter estimation using market prices. *Financial Analysts Journal*, **57**:75–92, 2001.
- [75] R. A. Jarrow, D. Lando, e S. M. Turnbull. A Markov model for the term structure of credit risk spreads. *Review of Financial Studies*, **10**:481–523, 1997.
- [76] R. A. Jarrow e S. M. Turnbull. Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. *Journal of Finance*, **50**:53–86, 1995.
- [77] E. Jokivuolle e S. Peura. A model for estimating recovery rates and collateral haircuts for bank loans. *European Financial Management*, **12**:299–314, 2003.
- [78] S. C. Keenan, L. V. Carty, e I. Shtogrin. Historical default rates of corporate bond issuers, 1920-1997. Moody's Global Credit Research, 1998.
- [79] S. C. Keenan, D. T. Hamilton, e A. Berthault. Historical default rates of corporate bond issuers, 1920-1999. Moody's Global Credit Research, 2000.

- [80] S. C. Keenan, I. Shtogrin, e J. Sobehart. Historical default rates of corporate bond issuers, 1920-1998. Moody's Global Credit Research, 1999.
- [81] J. Kim. A way to condition transition matrix on wind. Working Paper, RiskMetrics Group, 1999.
- [82] J. Kim, K. Ramaswamy, e S. Sundaresan. Does default risk in coupons affect the valuation of corporate bonds ? : a contingent claims model. *Financial Management*, **22**:117–131, 1993.
- [83] D. Lando. On Cox processes and credit risky securities. *Review of Derivatives Research*, **2**:99–120, 1998.
- [84] D. Lando. *Credit risk modeling: theory and applications*. Princeton University Press, Princeton, 2004.
- [85] R. Litterman e T. Iben. Corporate bond valuation and the term structure of credit spreads. *Financial Analysts Journal*, pp. 52–64, 1999.
- [86] F. A. Longstaff e E. S. Schwartz. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *Journal of Finance*, **50**:789–819, 1995.
- [87] H. Lutkepohl. *New introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlag, Berlin, 2005.
- [88] D. Madan e H. Unal. Pricing the risk of default. Working Paper, University of Maryland, 1995.

- [89] K. Masaaki e T. Suzuki. A jump-diffusion model for pricing corporate debt securities in a complex capital structure. *Quantitative Finance*, **1**:611–620, 2001.
- [90] McKinsey. Creditportfolio view 2.0. Technical Document, 2001.
- [91] R. C. Merton. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance*, **29**:449–470, 1974.
- [92] S. N. Neftci. *An introduction to the mathematics of financial derivatives*. Academic Press, New York, 2nd edizione, 2000.
- [93] P. Nickell, W. Perraudin, e S. Varotto. Stability of rating transitions. *Journal of Banking and Finance*, **24**:203–227, 2000.
- [94] L. T. Nielsen, J. Saa-Requejo, e P. Santa-Clara. Default risk and interest rate risk: the term structure of default spreads. Working Paper, INSEAD, 1993.
- [95] N. Oda e J. Muranaga. A new framework for measuring credit risk of a portfolio: the ExVaR model. *Monetary and Economic Studies, Bank of Japan*, pp. 27–62, 1997.
- [96] A. Resti. *Misurare e gestire il rischio di credito nelle banche: una guida metodologica*. Alpha Test, Milano, 2001.
- [97] A. Resti. The new basel capital accord: structure, possible changes, micro and macro-economic effects. Centre for European Policy Studies, 2002.
- [98] B. Hilberink C. Rogers. Optimal capital structure and endogenous default. *Finance and Stochastics*, **6**:227–263, 2002.

- [99] P. Savona e A. Sironi. *La gestione del rischio di credito. Esperienze e modelli nelle grandi banche italiane*. Bancaria Editrice, Roma, 2000.
- [100] A. Schleifer e R. Vishny. Liquidation values and debt capacity: a market equilibrium approach. *Journal of Finance*, **47**:1343–1366, 1992.
- [101] B. Schmid. *Credit risk models: theory and practice*. Springer-Verlag, New York, 2nd edizione, 2004.
- [102] Secretariat of the Basel Committee on Banking Supervision. *The new Basel capital accord: an explanatory note*, 2001. Consultative Document.
- [103] G. Szego e F. Varetto. *Il rischio creditizio: misura e controllo*. UTET, Torino, 1999.
- [104] C. Umut, R. Jarrow, P. Protter, e Y. Yildirim. Modeling credit risk with partial information. Working Paper, Cornell University, 2002.
- [105] O. A. Vasicek. Credit valuation. KMV, 1984.
- [106] T. Wilson. Portfolio credit risk 1. *Risk*, pp. 111–117, 1997a.
- [107] T. Wilson. Portfolio credit risk 2. *Risk*, pp. 56–61, 1997b.
- [108] C. Zhou. The term structure of credit spreads with jump risk. *Journal of Banking and Finance*, **25**:2015–2040, 2001.