

Modelli strutturali di insolvenza: insegnamenti tratti dai dati a livello di impresa¹

I modelli strutturali per il rischio di credito riescono a stimare il livello medio dei tassi di insolvenza all'interno di una data categoria di rating solo quando sono calibrati su una base individuale. D'altra parte, le informazioni specifiche a un'impresa hanno scarsa rilevanza quando si voglia prevedere la dinamica futura dei tassi di insolvenza, poiché in questo caso è forte l'influsso di fattori economici comuni alla totalità delle imprese.

Classificazione JEL: C520, G100, G300

Operatori e autorità di sorveglianza del settore finanziario sono alla costante ricerca di misure affidabili del rischio di insolvenza (o di credito), ossia il rischio che un debitore non adempia alle proprie obbligazioni contrattuali. Tali misure sono di fondamentale importanza per una sana gestione degli istituti di credito e per la valutazione a fini prudenziali della loro vulnerabilità. La famiglia dei modelli "strutturali" per il rischio di credito elaborati nella letteratura accademica stima le probabilità di insolvenza sulla base delle caratteristiche del debitore. Il presente saggio monografico esamina la performance di tre modelli rappresentativi di quella famiglia, raffrontando le probabilità di insolvenza (*probability of default*, PD) che ne risultano con i tassi di insolvenza effettivi.

Mentre vari studi in questo ambito si incentrano esclusivamente sul mutuatario "rappresentativo" con caratteristiche medie, la presente analisi calibra i modelli sulle singole imprese. Questo nuovo approccio estrae proiezioni teoriche che stimano il *livello medio* dei tassi di insolvenza e si contrappongono alla PD del mutuatario rappresentativo, tipicamente distorta per difetto. Tuttavia, la differenza tra i vari metodi di calibrazione è poco rilevante qualora si vogliano unicamente spiegare le *variazioni* nel tempo dei tassi di insolvenza. A tale riguardo, la capacità esplicativa dei modelli è infatti parziale con entrambi i metodi.

La ragione di questa apparente contraddizione nella rilevanza della disaggregazione dei dati è piuttosto semplice. Con la calibrazione a livello di impresa, la stima del tasso di insolvenza aumenta con la dispersione delle

¹ Le opinioni espresse in questo articolo sono quelle dell'autore e non rispecchiano necessariamente il punto di vista della BRI.

caratteristiche del debitore a causa della struttura non lineare dei modelli. Se ci si basa invece sul debitore rappresentativo, e pertanto su dati aggregati, si ignora la dispersione delle caratteristiche tra i vari debitori, sottostimando così la previsione del rischio creditizio. Per contro, allorché osservano la dinamica dei tassi di insolvenza nel tempo, i modelli si incentrano sull'*evoluzione* delle caratteristiche del mutuatario, su cui incidono fattori economici comuni connessi con l'andamento del mercato azionario e il costo della raccolta. Giacché la PD del debitore rappresentativo rispecchia questi fattori comuni, l'impiego di dati aggregati non pregiudica in alcun modo la capacità dei modelli di prevedere variazioni nel rischio di credito.

Nelle due sezioni che seguono sono presentati i tre modelli strutturali del rischio di credito utilizzati nell'analisi empirica, e delineate le rispettive calibrazioni. Le sezioni successive esaminano, nell'ordine, la capacità dei modelli di (i) prevedere i tassi medi di insolvenza, (ii) individuare i potenziali soggetti insolventi e (iii) spiegare il profilo temporale dei tassi di insolvenza.

Tre modelli strutturali rappresentativi per il rischio di credito

Si utilizzano i tre modelli strutturali per il rischio di credito elaborati rispettivamente da Leland e Toft (1996; LT), Anderson, Sundaresan e Tychon (1996; AST), nonché Huang e Huang (2003; HH). Tutti e tre i modelli elaborano lo schema di Merton (1974) basato sulle *contingent claim*, secondo cui l'insolvenza sopravviene quando il valore delle attività del debitore scende al di sotto di una particolare soglia, detta soglia di insolvenza o *default trigger*.

I tre modelli si differenziano nella determinazione di tale valore soglia. A questo riguardo, il modello HH è quello che più si approssima allo schema di Merton, adottando una soglia di insolvenza esogena, che *non* incorpora cioè gli incentivi del debitore, ma è posta a un valore coerente con una stima della perdita in caso di insolvenza (*loss-given-default*, LGD)^{2, 3}. Nei modelli AST e LT la soglia di insolvenza è invece endogena, ossia viene determinata strategicamente dal debitore. Il modello LT, che postula la cessione dell'impresa insolvente ai suoi creditori, genera un *trigger* che massimizza la capitalizzazione dell'impresa per ogni dato valore dell'attivo. Dal canto suo, il modello AST consente al mutuatario di ristrutturare il debito e adotta pertanto una definizione di insolvenza che si approssima maggiormente a quella usata dalle agenzie di rating. In tale contesto, il mutuatario può rendersi insolvente a un valore dell'attivo superiore a quello previsto dal modello LT, allo scopo di rinegoziare il debito.

Le PD teoriche sono alquanto sensibili al valore soglia delle attività, stabilito in modo diverso nei vari modelli. La calibrazione del modello HH si fonda in ampia misura sulla stima della LGD *media* in ciascuna sezione

I tre modelli strutturali differiscono ...

... per le soglie di insolvenza implicite

² La LGD è l'entità della perdita subita al verificarsi dell'insolvenza, espressa in percentuale del valore nominale del credito.

³ Tarashev (2005) rileva che le PD generate dal modello HH sono oltremodo simili a quelle ottenute da Longstaff e Schwartz (1995), che ipotizzano anch'essi una soglia di insolvenza esogena.

trasversale del modello. Ciò limita la dispersione delle soglie di insolvenza esogene. Oltre a basarsi sulle stesse stime delle LGD medie, le soglie di insolvenza endogene nei modelli LT e AST dipendono da diverse caratteristiche *specifiche del debitore* – come l'indice di leva, il tasso di interesse medio sulle passività e la volatilità dell'attivo – e variano quindi in misura assai maggiore a seconda della sezione.

Dati

Per raffrontare le PD risultanti dal modello con i tassi di insolvenza effettivi, questo studio impiega una base di dati relativi a mutuatari societari residenti negli Stati Uniti. Tale base fornisce serie trimestrali di tassi di insolvenza e consente la costruzione di una serie parallela di PD a livello di impresa dal primo trimestre 1990 al secondo trimestre 2003. L'orizzonte dei tassi e delle PD è di un anno. Per il calcolo dei tassi di insolvenza è stata seguita la prassi standard, raggruppando i potenziali soggetti insolventi in base ai rating: BBB, BB o B⁴.

La calibrazione dei modelli a livello di singola impresa richiede l'impiego di diverse fonti informative⁵. La copertura delle fonti alternative non coincide perfettamente, il che riduce la dimensione sezionale delle PD teoriche. Tale dimensione aumenta costantemente nel tempo, fino ad arrivare a una media di 77 imprese quotate BBB, 77 imprese BB e 59 imprese B. Il campione è composto per oltre il 90% da società non finanziarie.

PD generate dal modello e tassi di insolvenza effettivi

I modelli esprimono i tassi medi di insolvenza ...

Applicando un modello corretto a una selezione casuale di imprese in una data classe di rating, la PD media a un anno è una stima non distorta dei tassi di insolvenza effettivi nella stessa classe di rating nell'anno a venire. Tale stima richiede l'impiego di dati a livello di impresa, mentre una possibile stima alternativa – la PD del debitore rappresentativo (medio) – necessita solo di dati aggregati per classe di rating. Per verificare se il modello non è distorto e se l'eventuale distorsione dipende dalla misura in cui i dati sono disaggregati, si calcola la media nel tempo dei tassi di insolvenza a un anno e delle loro stime alternative (tabella 1).

... solo se calibrati a livello di impresa ...

Dai risultati si riscontra che, in effetti, la distorsione di un modello dipende dal livello di disaggregazione. In tutti i modelli considerati le PD teoriche delle imprese rappresentative sottostimano fortemente i tassi effettivi di insolvenza in ogni classe di rating. Leland (2004) è stato il primo a osservare tale

⁴ Per una descrizione dettagliata dell'insieme di dati, cfr. Tarashev (2005). Il lavoro perviene altresì alla conclusione che la performance complessiva dei modelli cambia di poco se si estende l'orizzonte a cinque anni. Tuttavia, per orizzonti oltre l'anno l'intervallo dei dati disponibili limita fortemente lo studio delle variazioni intertemporali delle previsioni teoriche.

⁵ Sono stati usati i dati di Moody's, KMV, Bloomberg e Datastream. Per ulteriori informazioni sulla calibrazione dei modelli strutturali, cfr. il riquadro alla pagina seguente e le fonti ivi citate.

Distorsioni negli stimatori alternativi dei tassi di insolvenza ¹							
Rating	Tasso di insolvenza ²	Modello LT ³		Modello AST ³		Modello HH ³	
		PD medie a livello di impresa	PD impresa rappresentativa	PD medie a livello di impresa	PD impresa rappresentativa	PD medie a livello di impresa	PD impresa rappresentativa
B	6,30	6,50	0,90	4,50	0,40	3,80	1,40
BB	1,20	1,40	0,05	1,20	0,01	0,90	0,20
BBB	0,20	0,20	$2 \cdot 10^{-4}$	0,20	$5 \cdot 10^{-4}$	0,09	$3 \cdot 10^{-4}$

¹ In punti percentuali. Il periodo campione va dal 1° trimestre 1990 al 2° trimestre 2003. ² Percentuale delle imprese che si rendono insolventi entro un anno, per classe di rating; medie nel tempo. ³ PD teoriche a un anno; per classe di rating; medie tra imprese (ove applicabile) e nel tempo.

Tabella 1

evidenza. Per contro, quando vengono calibrati a livello di impresa, i due modelli di “insolvenza endogena” non mostrano pressoché alcuna distorsione⁶, mentre nel modello HH di “insolvenza esogena” la distorsione risulta sensibilmente ridotta, pur non essendo del tutto eliminata.

Calibrazione di modelli strutturali del rischio di credito

Nel presente riquadro è delineata la calibrazione dei parametri che svolgono un ruolo importante nei modelli. La procedura è descritta più compiutamente in Tarashev (2005) e segue da vicino Leland (2004), nonché Huang e Huang (2003).

La maggior parte delle caratteristiche del mutuatario e del debito può essere definita a livello di impresa. In particolare, il tasso di rendimento e la vita residua del debito in essere sono ottenibili direttamente dai dati e vengono espressi in termini di media fra i vari strumenti debitori emessi dall'impresa. L'indice di leva è misurato dal rapporto tra il valore contabile del debito complessivo e la somma del debito stesso con la capitalizzazione di mercato. Il rapporto di distribuzione o *payout ratio*, ossia la quota degli utili distribuiti a creditori e azionisti, è posto pari a una media ponderata dei rispettivi saggi di remunerazione, con pesi determinati dall'indice di leva. Il premio al rischio azionario e la volatilità del capitale sono calibrati in modo da essere in linea con i corrispondenti parametri societari. A eccezione del tasso di rendimento e della vita residua del debito, che variano annualmente, gli altri parametri a livello di impresa sono fissati con cadenza trimestrale.

Il valore soglia delle attività al raggiungimento del quale scatta l'insolvenza varia a seconda dei modelli. Nei modelli LT e AST a insolvenza endogena il valore è definito in base alle caratteristiche proprie dell'impresa (ad esempio, debito in essere, tasso di rendimento, indice di leva, rapporto di distribuzione, volatilità) e a una stima della LGD, posta costante all'interno di ogni sezione con possibilità di variare di anno in anno. Nel modello HH a insolvenza esogena il valore soglia è fissato in modo da esprimere la medesima stima della LGD e un valore capitale del debito. Calibrate in questo modo, le soglie di insolvenza LT, AST e HH variano da un trimestre all'altro e da un'impresa all'altra, sebbene nel modello HH la variazione tra imprese sia notevolmente inferiore.

Infine, le PD teoriche qui analizzate si basano su una stima invariante nel tempo del tasso di rendimento privo di rischio, ossia il tasso medio del Treasury a un anno sull'intero campione. Tarashev (2005) rileva che se il tasso privo di rischio è lasciato fluttuare nel tempo, il livello generale delle PD prodotte dal modello varia di poco, mentre la loro capacità di spiegare l'evoluzione dei tassi di insolvenza peggiora leggermente. Giacché il tasso privo di rischio è una variabile macroeconomica comune a tutte le imprese, la sua calibrazione non influisce sulla capacità del modello di discriminare i mutuatari in base al rischio di credito.

⁶ La sola eccezione a questa regola generale è costituita dalla sottostima cui perviene il modello AST nel prevedere il tasso medio di insolvenza nella classe di rating B.

Impatto sulle PD teoriche di tre caratteristiche specifiche del debitore ¹										
Rating	Tasso di insolvenza ²	Modello LT ³			Modello AST ³			Modello HH ³		
		Indice di leva	Volatilità del capitale	Tasso di rendimento	Indice di leva	Volatilità del capitale	Tasso di rendimento	Indice di leva	Volatilità del capitale	Tasso di rendimento
B	6,30	5,00	0,80	1,11	3,10	1,10	0,60	2,30	2,40	1,50
BB	1,20	0,90	0,08	0,07	0,40	0,07	0,05	0,50	0,50	0,20
BBB	0,20	0,20	$3 \cdot 10^{-3}$	$3,7 \cdot 10^{-4}$	0,10	$7 \cdot 10^{-3}$	$2 \cdot 10^{-3}$	0,02	0,04	$4 \cdot 10^{-4}$

¹ In punti percentuali. Il periodo campione va dal 1° trimestre 1990 al 2° trimestre 2003. ² Percentuale delle imprese che si rendono insolventi entro un anno, per classe di rating; medie nel tempo. ³ PD teoriche a un anno, nell'ipotesi che solo il parametro di cui alla colonna corrispondente vari tra le imprese; per classe di rating; medie tra le imprese e nel tempo.

Tabella 2

La struttura non lineare dei modelli spiega le differenti distorsioni dei vari stimatori. Un peggioramento nelle caratteristiche del debitore produce sulla PD teorica un impatto (positivo) sostanzialmente superiore a quello di un equivalente miglioramento (che riduce la PD). Di conseguenza, la media delle PD a livello di impresa cresce al crescere della dispersione delle caratteristiche del debitore, mentre la PD dell'impresa rappresentativa non ne risente. Analogamente, la forte distorsione negativa nel modello HH può essere ricondotta alla limitata dispersione della soglia di insolvenza esogena tra i vari mutuatari (cfr. sopra), che riduce la PD media in ciascuna sezione trasversale.

Ci si chiede se singole caratteristiche del debitore influenzino la capacità del modello di esprimere il livello generale dei tassi di insolvenza. A tal fine, le PD specifiche di un dato debitore sono calcolate usando valori a livello di impresa per *un solo* parametro alla volta (indice di leva – ossia rapporto tra debito e attivo totale –, volatilità del capitale *oppure* tasso di rendimento) e ponendo le rimanenti caratteristiche pari alle loro medie in ciascuna coppia di trimestri/classi di rating. Nella tabella 2 sono riportate le medie di queste PD per le diverse specificazioni. Da un confronto tra i vari parametri si evince che la dispersione degli indici di leva fa aumentare più di ogni altro fattore le PD medie a livello di impresa generate dai modelli AST e LT. Per contro, nelle previsioni del modello HH nessuna caratteristica del debitore ha un influsso predominante.

PD generate dal modello per debitori effettivamente insolventi

Come già detto, i modelli strutturali per il rischio di credito esprimono medie campionarie dei tassi di insolvenza solo se calibrati sulle singole imprese. Ciò induce a chiedersi se i modelli siano anche in grado di individuare *specifici* soggetti insolventi futuri. Il campione disponibile contiene un numero troppo esiguo di insolvenze e, pertanto, non consente di dare una risposta conclusiva a questa domanda. Emergono nondimeno talune regolarità empiriche degne di nota.

Capacità dei modelli di individuare futuri soggetti insolventi ¹			
medie nel tempo			
Numero di futuri soggetti insolventi ²	9,6		
	Modello LT	Modello AST	Modello HH
Quoziente di successo ³	75%	69%	76%
¹ Il periodo campione va dal gennaio 1990 al dicembre 2004 per le insolvenze e dal 1° trimestre 1990 al 4° trimestre 2003 per la calibrazione del modello. ² Numero di mutuatari osservati in un dato trimestre dal 1° trimestre 1990 al 4° trimestre 2003 che si rendono insolventi in uno qualunque dei trimestri successivi. ³ Percentuale di futuri soggetti insolventi individuati dal modello.			
Tabella 3			

Per valutare la capacità di un modello di individuare le insolvenze future si calcolano sezioni trasversali trimestrali di PD a livello di impresa. Per un dato trimestre si individuano le imprese insolventi in tutti i periodi successivi, e si rileva a quale percentuale di dette imprese sono assegnate PD superiori alla PD mediana generata dal modello nella sezione considerata⁷. La media di tali percentuali nell'arco di tempo considerato rappresenta il quoziente di "successo" del modello, riportato nella tabella 3.

... e possono individuare le insolvenze future

In base a questo criterio piuttosto grezzo, la performance dei modelli risulta relativamente buona: in media essi riescono a individuare tre soggetti insolventi futuri su quattro. Gli errori sono dovuti ai bassi indici di leva, il che è coerente con il forte impatto di questa caratteristica sul livello delle PD teoriche. Tutti i soggetti insolventi "mancati" dai modelli LT e AST presentano un indice di leva inferiore a quello medio nella corrispondente sezione. Analogamente, l'indice di leva è basso per il 90% delle imprese che non sono state individuate dal modello HH, ma che si sono poi rivelate insolventi.

PD generate dal modello e profilo temporale dei tassi di insolvenza

I *policymaker* sono interessati non solo al livello medio dei tassi di insolvenza, ma anche alla loro evoluzione nel tempo. In questa sezione si esamina la correlazione tra tassi di insolvenza previsti ed effettivi in un contesto di serie temporali. Più specificamente, il tasso di insolvenza effettivo osservato in un particolare anno è regredito sul suo *lag* a un anno e su una previsione di insolvenza desunta da un particolare modello alla fine dell'anno precedente. Se un modello fornisce informazioni utili nello spiegare le variazioni dei tassi di insolvenza nel tempo, le PD da esso generate dovrebbero mostrare coefficienti di correlazione statisticamente significativi. Inoltre, le PD di un modello veramente efficace dovrebbero incorporare *tutte* le informazioni disponibili che servano a prevedere i tassi di insolvenza. Quindi, se il modello è efficace i tassi

Nel prevedere il profilo temporale dei tassi di insolvenza ...

⁷ Si considerano le insolvenze intervenute fino al dicembre 2004 ma si calcolano le PD teoriche fino al secondo trimestre 2003. In tal modo, i potenziali soggetti insolventi sono osservati durante almeno 18 mesi.

di insolvenza passati non dovrebbero risultare statisticamente significativi nelle regressioni.

Viene dapprima considerata la valenza esplicativa dei modelli sulla base di dati disaggregati. Pertanto, quale indicatore dei tassi di insolvenza si impiegano le PD medie a *livello di impresa* in ogni coppia di trimestri/classi di rating. La tabella 4 riporta tre regressioni per ciascuna classe di rating, una per ognuno dei tre modelli strutturali.

Le stime di queste regressioni mostrano che nessuno dei modelli produce previsioni interamente affidabili. Le informazioni contenute nei tassi di insolvenza differiti tendono a essere chiaramente superiori a quelle contenute negli indicatori teorici. Più concretamente, a esclusione di tre casi, i tassi di insolvenza differiti entrano in regressione con coefficienti statisticamente significativi, mentre i coefficienti delle PD medie implicite nel modello non hanno significatività statistica. Due delle tre eccezioni provengono dal modello LT, che concorre a prevedere i tassi di insolvenza della classe di rating BBB, e rende persino insignificante la variabile dipendente differita all'interno della classe BB. La terza eccezione è data dal modello HH, che mostra una forte capacità esplicativa per i tassi di insolvenza delle imprese BB⁸.

Capacità previsiva delle PD medie a livello di impresa ¹									
variabile dipendente: tasso di insolvenza effettivo									
	Imprese quotate B			Imprese quotate BB			Imprese quotate BBB		
Costante	0,02 (0,12)	0,03 (0,00)	0,02 (0,23)	0,004 (0,01)	0,003 (0,21)	0,007 (0,00)	-0,002 (0,11)	-0,001 (0,44)	-0,001 (0,34)
Lag a un anno del tasso di insolvenza effettivo	0,37 (0,06)	0,45 (0,04)	0,46 (0,01)	.	0,40 (0,08)	.	0,66 (0,02)	0,63 (0,03)	0,62 (0,03)
PD del modello LT ²	0,13 (0,61)	.	.	0,42 (0,01)	.	.	0,62 (0,08)	.	.
PD del modello AST ²	.	-0,26 (0,21)	.	.	0,26 (0,23)	.	.	-0,39 (0,47)	.
PD del modello HH ²	.	.	0,13 (0,69)	.	.	0,62 (0,00)	.	.	-0,14 (0,87)
R ² corretto	0,27	0,29	0,26	0,31	0,24	0,23	0,13	0,07	0,07
<p>Nota: le regressioni di cui alle tabelle 4-7 sono ponderate con pesi crescenti in funzione della dimensione sezionale nella corrispondente coppia di trimestri/classi di rating. Nelle tabelle 4 e 5 la variabile dipendente differita è inclusa solo se il suo coefficiente è statisticamente significativo al livello del 10%. Nelle tabelle 6 e 7 la variabile dipendente differita è inclusa solo e soltanto se appare nella corrispondente regressione della tabella 5. I valori <i>p</i> si basano sulle matrici robuste di covarianza di Newey-West (per le regressioni relative alle imprese BB e B) o di Huber-White (per le regressioni relative alle imprese BBB). Nella classe di rating BBB, 22 dei 54 tassi di insolvenza effettivi sono pari a zero; per tener conto di ciò, le regressioni BBB si basano sul modello Tobit, e si assume che i tassi di insolvenza siano "censurati" a un basso valore positivo (ossia 0,03%). L'indice R² corretto delle regressioni BBB rispecchia la bontà di adattamento (<i>goodness of fit</i>) rispetto a una versione stimata non censurata della variabile dipendente, che è una funzione lineare dei regressori.</p> <p>¹ Regressioni basate su tassi di insolvenza e PD teoriche a un anno. Cinquantaquattro osservazioni dal 1° trimestre 1990 al 2° trimestre 2003. Valori <i>p</i> fra parentesi. Le cifre in neretto indicano coefficienti statisticamente significativi al livello del 10%. ² Medie delle PD a livello di singola impresa.</p>									

Tabella 4

⁸ Tarashev (2005) rileva che un modello potrebbe contenere informazioni sui tassi di insolvenza che integrano le informazioni di un altro modello. Di conseguenza, l'impiego di PD provenienti da modelli diversi nella stessa regressione dei tassi di insolvenza può migliorare sensibilmente la misura della bontà di adattamento.

Capacità previsiva delle PD dell'impresa rappresentativa ¹									
variabile dipendente: tasso di insolvenza effettivo									
	Imprese quotate B			Imprese quotate BB			Imprese quotate BBB		
Costante	0,02 (0,01)	0,03 (0,01)	0,01 (0,31)	0,008 (0,00)	0,008 (0,00)	0,009 (0,00)	-0,003 (0,10)	-0,001 (0,41)	-0,002 (0,28)
Lag a un anno del tasso di insolvenza effettivo	0,34 (0,07)	0,43 (0,03)	0,51 (0,00)	.	.	.	0,73 (0,01)	0,60 (0,03)	0,64 (0,03)
PD del modello LT	0,73 (0,15)	.	.	4,20 (0,03)	.	.	435,00 (0,03)	.	.
PD del modello AST	.	-0,62 (0,57)	.	.	45,40 (0,00)	.	.	-202,40 (0,18)	.
PD del modello HH	.	.	1,02 (0,07)	.	.	1,73 (0,00)	.	.	52,60 (0,75)
R ² corretto	0,29	0,26	0,36	0,11	0,41	0,31	0,16	0,10	0,07

Nota: cfr. la nota della tabella 4.

¹ Regressioni basate su tassi di insolvenza e PD teoriche a un anno. Cinquantaquattro osservazioni dal 1° trimestre 1990 al 2° trimestre 2003. Valori *p* fra parentesi. Le cifre in neretto indicano coefficienti statisticamente significativi al livello del 10%.

Tabella 5

In un secondo momento, si verifica se la calibrazione dei modelli sul debitore rappresentativo influenza o meno la loro capacità di spiegare il profilo temporale dei tassi di insolvenza. A questo scopo, la tabella 5 riporta le stesse regressioni di cui sopra, dove però le PD medie sono sostituite da quelle del debitore rappresentativo. Tale operazione non influisce in alcuna maniera sistematica sulle misure della bontà di adattamento e, in diversi casi, migliora la significatività delle previsioni teoriche⁹.

Come si concilia dunque l'analoga capacità previsiva delle PD medie per i singoli debitori e di quelle per il debitore rappresentativo con i riscontri ottenuti in precedenza, secondo cui solo gli indicatori del primo tipo rispecchiano il livello medio dei tassi di insolvenza? Una possibilità è l'esistenza di fattori di mercato che inducono le caratteristiche dei singoli mutuatari a variare nella stessa direzione nel corso del tempo (facendo così muovere in parallelo le due previsioni teoriche alternative), ma influiscono in modo differente su tali caratteristiche in ciascun momento puntuale (contribuendo così a differenziare un'impresa dall'altra, con un impatto solo sulle PD medie dei singoli mutuatari)¹⁰. Si ipotizzano due serie di fattori comuni. Una è associata agli sviluppi del mercato azionario (rispecchiati dall'indice di leva, dai premi al

... i dati a livello di impresa hanno un valore aggiunto limitato ...

⁹ I coefficienti di regressione aumentano sostanzialmente quando si usano le PD del debitore rappresentativo in luogo delle PD medie a livello di impresa. Ciò perché, come illustra la tabella 1, l'ordine di grandezza della prima stima è inferiore a quello della seconda.

¹⁰ Tarashev (2005) associa la performance dei modelli a una varietà di indicatori macroeconomici direttamente osservabili: lo spread a termine sui Treasuries e gli scostamenti dalla tendenza del rapporto credito/PIL, un indice dei prezzi delle attività e il PIL reale. L'autore perviene alla conclusione che queste variabili non spiegano appieno la capacità previsiva dei modelli.

Effetto dell'invarianza delle grandezze relative al mercato azionario ¹									
variabile dipendente: tasso di insolvenza effettivo									
	Imprese quotate B			Imprese quotate BB			Imprese quotate BBB		
Costante	0,03 (0,03)	0,03 (0,06)	0,03 (0,11)	0,004 (0,06)	0,006 (0,00)	0,006 (0,07)	-0,004 (0,03)	-0,001 (0,51)	0,001 (0,35)
Lag a un anno del tasso di insolvenza effettivo	0,49 (0,00)	0,44 (0,01)	0,37 (0,08)	.	.	.	0,60 (0,02)	0,60 (0,03)	0,30 (0,27)
PD del modello LT ²	-0,59 (0,57)	.	.	20,15 (0,00)	.	.	9 540,60 (0,01)	.	.
PD del modello AST ²	.	-1,17 0,82	.	.	182,40 (0,05)	.	.	-7 968,10 (0,07)	.
PD del modello HH ²	.	.	-0,11 (0,69)	.	.	5,90 (0,18)	.	.	-2 611,20 (0,00)
R ² corretto	0,27	0,26	0,26	0,11	0,15	0,17	0,25	0,14	0,29

Nota: cfr. la nota della tabella 4.

¹ Regressioni basate su tassi di insolvenza e PD teoriche a un anno. Cinquantaquattro osservazioni dal 1° trimestre 1990 al 2° trimestre 2003. Valori *p* fra parentesi. Le cifre in neretto indicano coefficienti statisticamente significativi al livello del 10%. Le cifre in corsivo indicano coefficienti statisticamente significativi di segno "sbagliato". ² PD teoriche del debitore rappresentativo mantenendo costanti nel tempo le grandezze relative al mercato azionario (indice di leva, premio azionario e volatilità del capitale).

Tabella 6

rischio azionario e dalla volatilità del capitale); l'altra si riferisce al costo della raccolta (rispecchiato dai tassi di rendimento)¹¹.

... considerata
l'importanza dei
fattori comuni

Per esaminare il ruolo rispettivo dei fattori relativi al mercato azionario e al costo della raccolta, dapprima i corrispondenti parametri sono posti uguali alle loro medie campionarie, quindi tali valori vengono impiegati per calcolare le PD modificate del debitore rappresentativo (tabelle 6 e 7). Se uno dei fattori condiziona le previsioni generate dal modello, allora l'eliminazione della variabilità del fattore stesso dovrebbe ridurre la capacità esplicativa delle PD modificate riguardo ai tassi di insolvenza effettivi.

Prese nel loro insieme, le risultanze riportate nelle tabelle 5-7 rivelano che i fattori di mercato contengono effettivamente informazioni utili sui tassi di insolvenza futuri. Ponendo costanti le caratteristiche del mutuatario legate agli sviluppi del mercato azionario, tutti e tre i modelli cessano di fatto di spiegare il profilo temporale dei tassi di insolvenza nelle classi di rating B e BB. In particolare, i relativi coefficienti angolari perdono significatività statistica o divengono negativi, e in molti casi le misure della bontà di adattamento subiscono una netta caduta. Il quadro è simile per le imprese BBB, in cui le PD del modello LT rappresentano l'unica eccezione. In generale, se si mantiene costante nel tempo il tasso di rendimento, la performance dei modelli cambia solo di poco, ma peggiora sostanzialmente la bontà di adattamento delle regressioni basate sui modelli a "insolvenza endogena" nel prevedere i tassi di insolvenza delle imprese quotate BB.

¹¹ Anche gli indici di leva potrebbero reagire alle condizioni di mercato. Il calcolo di tali indici, tuttavia, utilizza il valore contabile del debito, che è normalmente stabile nel tempo, e la capitalizzazione di mercato, che è invece una grandezza variabile.

Effetto dell'invarianza del tasso di rendimento ¹									
variabile dipendente: tasso di insolvenza effettivo									
	Imprese quotate B			Imprese quotate BB			Imprese quotate BBB		
Costante	0,02 (0,01)	0,03 (0,00)	0,01 (0,40)	0,008 (0,00)	0,008 (0,00)	0,008 (0,00)	-0,003 (0,09)	-0,001 (0,41)	-0,002 (0,23)
Lag a un anno del tasso di insolvenza effettivo	0,36 (0,05)	0,44 (0,04)	0,55 (0,00)	.	.	.	0,75 (0,01)	0,65 (0,03)	0,66 (0,03)
PD del modello LT ²	0,74 (0,30)	.	.	3,38 (0,02)	.	.	281,10 (0,02)	.	.
PD del modello AST ²	.	-1,80 (0,25)	.	.	59,20 (0,02)	.	.	-1139,20 (0,53)	.
PD del modello HH ²	.	.	1,65 (0,03)	.	.	3,25 (0,00)	.	.	110,20 (0,49)
R ² corretto	0,28	0,30	0,38	0,00	0,01	0,28	0,18	0,07	0,08
Nota: cfr. la nota della tabella 4.									
¹ Regressioni basate su tassi di insolvenza e PD teoriche a un anno. Cinquantaquattro osservazioni dal 1° trimestre 1990 al 2° trimestre 2003. Valori <i>p</i> fra parentesi. Le cifre in neretto indicano coefficienti statisticamente significativi al livello del 10%. ² PD teoriche dell'impresa rappresentativa mantenendo costante nel tempo il tasso di rendimento. Tabella 7									

Conclusioni

Nel presente studio monografico è analizzata la capacità di tre modelli strutturali del rischio di credito di prevedere i tassi di insolvenza. Per esprimere i tassi medi di insolvenza questi modelli devono essere calibrati a livello di impresa. Tuttavia, alcuni fattori comuni, riflessi dai dati aggregati, influiscono fortemente sull'evoluzione nel tempo delle caratteristiche del debitore singolo. Di conseguenza, l'impiego di dati a livello di impresa non migliora la (limitata) capacità esplicativa dei modelli circa il profilo temporale dei tassi di insolvenza.

I risultati sopra illustrati costituiscono un passo incoraggiante verso la comprensione della performance empirica dei modelli strutturali del rischio di credito. Tuttavia, essi vanno interpretati con cautela poiché si basano su un campione di imprese ristretto che copre un breve lasso di tempo. Serie di dati estese a più di un ciclo creditizio fornirebbero all'analisi basi più solide e contribuirebbero a valutare meglio la misura in cui i modelli tengono conto delle fasi ascendenti e discendenti del rischio di credito a livello di intero sistema economico. Analogamente, campioni numericamente più ampi aumenterebbero significativamente l'affidabilità delle previsioni puntuali delle singole insolvenze e dei tassi di insolvenza.

Riferimenti bibliografici

Anderson, R.W., S. Sundaresan e P. Tychon (1996): "Strategic analysis of contingent claims", *European Economic Review*, vol. 40, pagg. 871-881.

Huang, J. e M. Huang (2003): *How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk?*, documento di lavoro.

Leland, H. (2004): "Predictions of expected default frequencies in structural models of debt", *Journal of Investment Management*, vol. 2, n. 2, pagg. 1-16.

Leland, H. e K. Toft (1996): "Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads", *Journal of Finance*, vol. 51, pagg. 987-1019.

Longstaff, F. ed E. Schwartz (1995): "Valuing risky debt: a new approach", *Journal of Finance*, vol. 50, pagg. 789-820.

Merton, R.C. (1974): "On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates", *Journal of Finance*, vol. 29, pagg. 449-470.

Tarashev, N. (2005): "An empirical evaluation of structural credit risk models", *BIS Working Papers*, n. 179, luglio.

