違約機率及違約損失率之相關性及異質性對信用損失的影響: 台灣上市櫃公司的實證研究

鍾經樊・黃嘉龍*

本文針對上市公司的銀行貸款建立一個包含違約機率 (PD) 與違約損失率 (LGD) 的聯合信用風險模型, 其中 PD 是由股票報酬率與受信用評等影響的報酬門檻所共同決定, LGD 則是由公司權益負債比及資產的擔保力所共同決定。本文進一步假設影響 PD 之股票報酬率與影響 LGD 之權益負債比均受總體因子的影響, 而資產的擔保力則是由三種不同資產 (金融資產、不動產、及其他) 占總資產之比例以及對應之折扣率所合組而成的一個指標。這個聯合模型的基本特色是 PD 與 LGD 會同時受到總體因子的影響而彼此相關, 我們因而可探討這種相關性對違約損失的影響, 這是信用風險損失文獻所少見。根據本文擬議之聯合模型的實證與模擬分析, 我們發現損失分配的風險值可大於現行文獻中所常假設之固定 LGD 下的風險值, 我們還發現企業債務人之 LGD 的相關性與異質性尤其會對風險值有很大的影響。本文的主要結論是忽略 PD 與 LGD 之間的相關性可能會嚴重低估風險。

關鍵詞: 信用風險損失模型, 違約機率, 違約損失率, 相關性, 異質性, 風險值

JEL 分類代號: C50, G21, G32

*作者分別爲國立清華大學計量財務金融學系教授與第一銀行風險管理處副理暨國立清華大學計量財務金融學系兼任助理教授。作者感謝本刊編輯委員及兩位匿名審查委員的匡正並惠賜改進意見使本文更臻完善, 然文中若有任何疏漏仍屬作者之責。

期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 38:4 (2010), 561–592。
國立台灣大學經濟學系出版

1 前言

2007年實施的「新巴賽爾資本協定」(即 Basel II) 允許銀行針對信用風險資產採用標準法或內部評等法計提資本, 但採用後者的銀行卻又常對資本計提公式的意義及其背後的假設不完全瞭解, 更具體而言, 依據 Gordy (2003) 之理論所導出的內部評等法資本計提公式需建立在如下假設: 單一因子門檻模型設定、企業債務人數無限多、[1] 且違約機率 (PD) 與違約損失率 (LGD) 之間互相獨立等。此外, 資本計提公式建議使用的參數值多來自於歐美國家的經驗, 這些假設及參數值的合理性均有待商榷, 事實上這也是 Basel II 第二支柱要求銀行進行資本適足自我評估的原因。

除了巴賽爾銀行監督管理委員會所提供之資本計提公式, 另有一些商業套裝信用損失模型, 如 KMV 的 PortfolioManager、JP Morgan 的 CreditMetrics 或瑞士信貸銀行的 CreditRisk+, 亦常爲各家銀行所用以衡量企業債務人的信用風險大小。相較於主管機關所要求的資本稱爲「法定資本」, 銀行自行開發模型或利用上述商業套裝信用損失模型計算所需計提的資本則稱爲「經濟資本」。

若細察法定資本計提公式以及商業套裝信用損失模型設定, 則可發現它們並非等同對待 PD 與 LGD 這兩個重要信用風險成分, 在 PD 方面, 對於企業債務人彼此相關的議題, 文獻中已由 Vasicek (1987) 所建議的因子模型架構發展出很多修正模型, 如 Elizalde (2005)、Pesaran et al. (2006) 與 Wei (2006)。但在 LGD 方面, 雖已普遍確認擔保之有無或種類、債務性質、求償順位、甚至是所處產業等具有重要影響力, 如 Renault and Scaillet (2004)、Dermine and Carvalho (2006)、Acharya et al. (2007) 與 Altman (2009), 但在資本計提的實務運用上, 卻又多是簡單的以歷史平均 LGD 來代表, 或假設 LGD 與 PD 彼此獨立。

以 Basel II 之基礎內部評等法爲例, 企業貸款若以不動產或應收帳款等爲擔保品所適用之 LGD 最低爲35%, 相較於無擔保授信所適用之 LGD 45% 並無明顯差距, LGD 的風險敏感度似有所不足, 無法反應眞正風險,

[1]巴賽爾銀行監督管理委員會在新巴賽爾資本協定的第二次諮詢文件 (CP2) 中, 曾採用 granularity adjustment 方式來處理客戶數有限的問題, 其基本想法可參考 Lucas et al. (2001)。

期刊資料庫

再者, Basel II 對 PD 提出一套完整驗證程序, 但對 LGD 之驗證只有原則性規定, 可見 PD 與 LGD 研究尚未同步。

在商業套裝信用損失模型方面, CreditRisk+ 模型假設 LGD 是固定的, PortfolioManager 模型與 CreditMetrics 模型則均假設 LGD 爲一個與違約與否變量獨立之 Beta 分配的隨機變量,[2] 其中所需之平均值及標準差參數則從 LGD 歷史資料而來。相較於基礎內部評等法的作法, 商業套裝信用損失模型引進隨機變量的設定後雖可讓個別企業債務人之 LGD 不同, 但仍假設不同企業債務人的 LGD 之間不相關, 也未探討同一企業債務人 PD 與 LGD 之間相關性所造成的影響。

若擬考慮企業債務人之 LGD 的相關性乃至與 PD 的相關性, 必須將 LGD 設定爲受總體因子影響的隨機變量, 如 Altman et al. (2005) 與 Miu and Ozdemir (2006)。然而直接假設 LGD 受總體因子的影響, 雖可解決 PD 與 LGD 相關的議題, 但與一般認知 LGD 主要是受擔保品等個別企業因素之影響在概念上無法銜接。而 Frye (2000a,b), 與 Jokivuolle and Peura (2003) 假設 LGD 受擔保品價值影響, 而擔保品價值則受總體因子影響, 這種設定方式直接從擔保品價值設定著手, 雖符合直覺, 但在實務運用上卻有困難, 主要是因爲擔保品價值不易決定。

有鑑於此, 本文爲處理各債務人之 LGD 的相關性以及同一企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性, 在信用損失模型架構中擬定一個 PD 與 LGD 的聯合模型, 其中 PD 是由受總體因子影響的股票報酬率與違約門檻所決定, LGD 由企業債務人資產價值與預期負債比率所決定, 而資產價值則是由三種擔保力與折扣率皆不相同的資產所決定, 預期負債比率也受總體因子影響。在這個設定下, 各企業債務人之 LGD 將因同時受總體因子影響而相關, 且同一企業債務人 PD 與 LGD 亦同時受總體因子影響而相關。

除了 PD 與 LGD 的相關性議題外, 我們也注意到在內部評等法的資本計提公式中, 同一等級之不同企業債務人的相關係數都是一樣的, 這種同質性 (homogeneity) 的假設是否合理亦有待商榷。Hanson et al. (2008) 以美國地區資料爲例, 將違約模型區分爲完全同質、無條件 PD 異質、以及完全異質等三種異質程度不同的模型,[3] 探討不同異質程度對信用損失所帶來

[2] 如 Gordy (2000) 及 Bluhm et al. (2003) 之表2–1所示。

[3] Hanson et al. (2008) 除了設定三種屬於單因子模型, 另探討了兩種多因子模型。

臺灣大學學術期刊資料庫

影響。這裡所謂的異質是允許不同的企業債務人適用不同之風險參數 (如無條件 PD 或相關係數), Hanson et al. 的結果發現, 異質性越高, 分散效果越有助於降低組合資產所承受風險。但上述研究均假設 LGD 爲100%, 因此異質性均侷限於 PD 的異質。本文嘗試有由所設定之聯合模型著手, 進一步探討異質 LGD 模型是否帶來同樣的效果。

本文使用了 277 個台灣上市櫃公司樣本進行蒙地卡羅模擬分析, 爲與 Hanson et al. (2008) 之美國資料的研究做比較, 我們首先假設 LGD 爲100%, 以比較台灣及美國地區組合資產所承受風險差異, 釐清組合資產的風險是否隨著異質性上升而降低, 對此我們的研究未得到預期結果, 其主要原因在於相關性會隨著異質性的上升而改變, 最終使得損失風險值反而上升。

本文還就所設定之 PD 與 LGD 聯合模型進行模擬分析, 比較各種相關性設定與獨立假設下所求得之損失風險值的差異, 除了假設獨立之基準模型設定外, 我們共設計了三種 LGD 模型設定, 用以分析企業債務人 LGD 的相關性、同一企業債務人 PD 與 LGD 的相關性、以及組合資產 PD 與 LGD 的相關性, 對於損失風險值的影響程度。就我們所知, 採用眞實資產進行各類 PD 與 LGD 相關性對風險值影響的模擬分析是相關文獻前所未有。

我們的研究結果顯示, 同一企業債務人 PD 與 LGD 的相關性爲正數, 與 Carey (1998) 的實證結果 (投資等級之 LGD 較非投資等級之 LGD 低、PD 因而與 LGD 正相關) 是一致的。本文還發現組合資產 PD 與 LGD 的相關性爲負, 這又與 Altman et al. (2005) 根據美國1982–2001年債券資料發現整體平均 PD 與 LGD 呈現正相關有所不同。此外, 在各種相關性中, 各企業債務人之 LGD 的相關性對損失風險值的影響最大, 同一企業債務人 PD 與 LGD 之相關性影響最小, 這與 Miu and Ozdemir (2006) 的研究結果正好相反, 原因在於本文假設企業債務人 LGD 爲異質, 而這個異質性是會產生不同於相關性的影響。

本文第2節將簡介 PD 模型及常見的 LGD 衡量方法, 並指出現行 LGD 衡量方法的限制, 第3節將提出一個既符合直覺亦能處理 PD 與 LGD 相關性的結構式 LGD 模型, 第4節則是根據台灣上市櫃公司資料所做的實證研究, 主要是在本文結構式 LGD 模型設定下, 比較各種 PD 與 LGD 設

臺灣大學學術期刊資料庫

定下的損失風險值, 第5節爲結論。

2 信用損失模型

假設一企業債務人違約與否是一個 Bernoulli 隨機變量 L_i: 若發生違約, $L_i = 1$, 反之 $L_i = 0$。若違約的機率已知爲 π_i, 則 L_i 的期望值及變異數分別爲 π_i 及 $\pi_i(1-\pi_i)$。再假設企業債務人違約後的損失程度爲另一個隨機變量 η_i, 而企業債務人之違約曝險額 (EAD) 則爲外生決定的固定值。

若資產組合包含 N 個企業債務人, 則整體資產損失率是

$$L = \sum_{i=1}^{N} w_i \eta_i L_i \quad \text{其中} \quad w_i = \frac{\text{EAD}_i}{\sum_{j=1}^{N} \text{EAD}_j},$$

信用損失模型研究的主要課題便是求導此資產損失率 L 的分配。由於所有企業債務人均面臨相同的總體環境, 處在相同的產業景氣循環, 企業債務人違約與否不會是獨立的事件, 整體資產的損失分配也不是個別企業債務人損失分配的簡單加總。除非像 Gordy (2003) 做了許多簡化假設以推導出簡化的公式, 求導損失分配一般而言就只能仰賴蒙地卡羅模擬。

2.1 PD 模型

本文對於 PD 的設定是延續 Merton (1974) 的架構, 並參考 Hanson et al. (2008) 的作法改以股價報酬率 r_i 小於特定門檻 λ_i 作爲企業債務人違約的定義, 對於股價報酬率 r_i 則依據 Vasicek (1987) 的單因子模型

$$r_i = a_i + b_i \tilde{X}_t + \tilde{\varepsilon}_{i1},$$

其中 $\tilde{X}_t$ 爲共同因子, b_i 則代表共同因子對股價報酬率的影響, 假設 $\tilde{X}_t \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$, 且與隨機因子 $\tilde{\varepsilon}_{i1} \sim N(0, \sigma_i^2)$ 獨立。

爲簡化分析, 將 $\tilde{X}_t$ 及 $\tilde{\varepsilon}_{i1}$ 分別轉換成標準常態分配變數 X_t 及 ε_{i1}, 則上式變成 $r_i = \mu_i + \gamma_i X_t + \sigma_i \varepsilon_{i1}$, 其中 $\mu_i = a_i + b_i \mu_x$ 與 $\gamma_i = b_i \sigma_x$。此外, 由於股價報酬率之期望值通常相當接近0, 可假設 $a_i = \mu_x = \mu_i = 0$, 並假設 $\sigma_i^2 + \gamma_i^2 = 1$, 其中 $\gamma_i = \sqrt{\rho_i}$、$\sigma_i = \sqrt{1-\rho_i}$, 則上式可改寫爲

$$r_i = \sqrt{\rho_i} X + \sqrt{1-\rho_i}\,\varepsilon_{i1}, \quad (1)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中股價報酬率 r_i 就將是標準常態分配的隨機變數。

股價報酬率 r_i 的門檻 λ_i 又稱爲違約臨界點, 與企業債務人的評等以及對應的無條件長期違約可能性 $\bar{\pi}_i$ 的關係如下

$$E\left(L_i\right) = \bar{\pi}_i = \Phi\left(\lambda_i\right),$$

由此可反推違約臨界點爲 $\lambda_i = \Phi^{-1}(\bar{\pi}_i)$。除了無條件長期 PD $\bar{\pi}_i$ 外, 我們還可推導給定系統風險因子 $X = x$ 下的條件 PD

$$E\left(L_i|x\right) = \pi_i = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(\bar{\pi}_i) - \sqrt{\rho_i}x}{\sqrt{1-\rho_i}}\right) \equiv \Phi\left(B_i\right), \tag{2}$$

個別企業債務人的條件 PD 因面臨相同的系統風險因子而彼此相關, 整個組合資產的損失將因而不是個別損失的簡單加總, 我們必須考量相關性的影響。

最後我們要指出, Hanson et al. (2008) 所討論違約異質性著眼於 (2) 式中無條件 PD $\bar{\pi}_i$ 以及系統風險因子的影響係數 ρ_i 會隨著企業債務人的不同而異, 本文在第4節對此會有進一步的討論。

2.2 LGD 的特徵

常見 LGD 的衡量方式有三種: 依市價直接計算、由市價導出隱含 LGD、以及實地計算催收過程所得之回收。前兩種計算方式均需信用曝險的市價, 差別在於前者是以信用曝險因違約所導致之價格下跌幅度爲 LGD 之估計值, 後者則是針對未違約之信用曝險的市價依定價模型推估其隱含之 LGD。由於銀行授信在台灣通常沒有次級市場可供交易, 也就沒有市價, 故只能採用實地計算催收過程所得之回收來衡量 LGD。

一般認爲, 影響 LGD 的因素包括風險抵減 (擔保品、保證、或信用衍生性商品)、債務類型或求償順位等, 因此評等機構發佈 LGD 研究通常會將損失資料區分爲優先順位有擔保、優先順位無擔保、次順位、銀行授信等類別, 分別計算歷史 LGD 平均值作爲該類別 LGD 的代表, 使用時就利用查表的方式來決定適用的 LGD, 如 Gupton et al. (2000)。Basel II 基礎內部評等法有關 LGD 的規定也採類似的查表法, 將屬於銀行授信的部分進一步依擔保品種類 (如金融性擔保品、不動產、應收帳款等) 分別給予不

臺灣大學博碩士論文 期刊資料庫

同的 LGD。相關的研究如 Gupton (2005), 將影響 LGD 的因素區分爲擔保品種類及擔保程度、債務性質或順位、個別公司現況 (如槓桿比率、債務組成情形)、產業或總體因素等類, 更進一步考慮了 LGD 的動態變化。

除了 Gupton (2005) 將產業納入決定 LGD 的因素外, Schuermann (2006) 與 Altman (2009) 也指出產業與景氣變化很影響 LGD, Acharya et al. (2007) 更指出違約企業所屬產業若處於不景氣階段, LGD 就會較高, 原因除了景氣差導致違約企業資產價值下降外, 也受同業的影響: 因同業同樣面對不景氣, 承接違約企業資產所願付價格較低。Frye (2000a,b) 認爲 LGD 的高低會受擔保品的影響, 而擔保品的價值會因景氣而有所變化, 當景氣差時擔保品價值會較低, LGD 也就較高。

PD 與 LGD 的相關性

Altman et al. (2005) 利用美國1982–2001年債券資料分析, 發現整體平均 PD 與 LGD 呈現正相關, 他們還採用模擬分析證明, 若在信用損失模型中未考慮 PD 與 LGD 之間的正相關, 將低估風險值。

除了時間序列資料分析外, 我們還可利用 Merton 模型直覺說明個別企業債務人 PD 與 LGD 爲正相關如下: 當資產價值 A 小於負債 D 時企業債務人就會違約, 違約後可回收的比率就是當時資產價值佔負債的比率, 因此當負債 D 給定時預期回收率便可以表示爲如下的條件期望值:

$$E\left(\frac{A}{D}\middle| A < D\right) = \frac{1}{D}E(A|A < D),$$

而 LGD 就是1減掉預期的回收率, Altman et al. (2001) 據此透過敏感度分析發現 LGD 與 PD 呈正向關係。此外, Jokivuolle and Peura (2003) 指出回收率主要是受擔保品價值的影響, 而擔保品價值的變動過程與公司之資產價值變動過程類似且與之成正相關, 經推導可發現 PD 與 LGD 爲負相關, 這與 Merton 模型所得到的結果剛好相反。Jokivuolle and Peura 對這個結果的解釋是, PD 低的公司之所以會違約必然是因爲其資產價值下降所產生的大幅波動, 而擔保品價值又與資產價值有正相關, 擔保品價值因而也有很大的波動, 導致 LGD 上升。對於兩種模型所得到之相反的結

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

果, 只能由實際資料來加以驗證, Carey (1998) 的實證結果顯示投資等級之 LGD 較非投資等級之 LGD 低, 代表 LGD 與 PD 爲正相關。

不管是從總體資料觀察或從理論上探討, 都可推導出個別企業債務人 PD 與 LGD 之間的相關性, 但業界常用之商業套裝信用損失模型均未加以考慮, 其中 CreditMetrics 與 PortfolioManager 將 LGD 設定爲彼此獨立之 Beta 隨機變量, 而 CreditRisk+ 則將 LGD 設定爲固定值, 均未考慮 PD 與 LGD 相關所帶來的影響。這些模型之所以未考慮 PD 與 LGD 的相關性可能是因爲衡量 LGD 的三種方式均屬靜態程序, 不易處理和 PD 相關的議題,[4] 而 Merton 模型與 Jokivuolle and Peura (2003) 由理論模型推導 LGD 雖較易處理 PD 與 LGD 的相關性, 但其所關心的因素卻又與業界實務不太一致, 尤其 Merton 模型隱含了 PD 與 LGD 之間一對一的關係, 缺乏操作彈性。

Altman et al. (2001) 利用模擬分析發現, 若在信用損失模型中未考慮 PD 與 LGD 的正相關性, 則將低估 EL、UL 及風險值。在他們的分析中, PD 與 LGD 的相關性是來自於同時影響 PD 與 LGD 的系統風險因子, 這種設定方式雖可達到 LGD 與 PD 相關的目的, 但其方式太過任意, 尤其是未考慮企業債務人之 LGD 的異質性。

Miu and Ozdemir (2006) 則以模擬的資產組合, 討論 PD 與 LGD 相關所帶來的影響。他們假設個別企業債務人之 PD 與 LGD 除了受系統風險因子的影響外, 還受到一個別因子的影響, 所以可考慮 PD 與 LGD 之間各種類型的相關性, 包括企業債務人 PD 的相關、企業債務人 LGD 的相關、同一企業債務人之 PD 與 LGD 的相關, 及全體企業債務人平均 PD 及平均 LGD 的相關。然而他們的研究是建立在對模擬資產的分析上, 未考慮個別債務人的評等, 假設所有債務人的無條件 PD 均爲1%, 而 LGD 則是隨機由 Beta 分配抽出, 無法估計個別債務人之 PD 與 LGD 受共同因子的影響程度, 只能假設影響程度均相同, 換言之, Miu and Ozdemir 未考慮債務人異質性的影響。他們有限的模擬結果顯示, 同一企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性對風險值的影響要較整體相關性的影響爲大, 而企業債務人之 LGD 的相關性影響最小。

[4]若可以得到等級及擔保品或債務類型之雙維度的 LGD 統計值, 應可以解決部分問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

有關異質性的討論, Gordy (2003) 雖允許企業債務人的異質性, 但並未對異質假設下所得到結果與同質假設進行比較, 這類研究由 Hanson et al. (2008) 開始, 他們比較企業債務人的評等及違約相關性皆爲異質時所得到的 EL、UL 及風險值與 Vasicek (1987, 1991) 同質模型之間的差異, 但他們假設所有的 LGD 均爲1, 因而無法考慮 LGD 異質性, 及 PD 與 LGD 之相關性所帶來的影響。

一般而言, 異質性會使得風險值降低, 而正的相關性則會使風險值上升, 這兩種影響雖普遍存在於各種資產組合之中, 但在建置信用損失模型時卻常被忽略, 就我們所知, 文獻中因缺乏一個合適之 LGD 模型, 尚未發展到能夠同時考慮 LGD 異質性, 以及 PD 與 LGD 之相關性的研究。本文將透過一個結構式 LGD 模型, 容許異質的 LGD 與 PD 相關, 除了可彈性估計各個企業債務人的 LGD, 更可進一步探討各種異質性及相關性的設定對 EL、UL 與風險值的影響。

3 結構式 LGD 模型

依照選擇權理論, 企業債務人一旦違約, 其資產所有權就歸債權人所有, 原則上債權人會對該企業債務人進行清算, 若清算價值高於負債, 債務可以全部回收, 但若清算價值低於負債, 此時就會有損失, 損失金額就是清算價值低於負債的部分, 由此可求得 LGD。

LGD 的定義

損失金額及 LGD 的計算是由清算企業債務人的資產價值開始, 一般而言, 企業債務人清算價值應等於違約時企業債務人總資產的價值,[5]企業債務人資產可依變現性高低分爲「金融性資產」CA (cash asset)、「不動產」LB

[5]本文所探討的 LGD 是指歸戶後的 LGD, 也就是指所有債權人對違約企業的整體損失率, 這與一般針對特定債務所定義的 LGD 有所不同。一企業債務人違約後不同債權人因債務性質、擔保品等條件的不同通常會有不同的損失比率, 但由於債務性質及擔保品條件等資訊均屬非公開資訊, 加上估計個別債務的 LGD 時 (尤其是無擔保 LGD 時) 本應就企業債務人整體狀況做評估, 本文因此假設 LGD 是所有債務歸戶後 LGD, 但不可否認的, 歸戶 LGD 可能會有所偏誤。但因銀行通常均已知企業債務人所提供之擔保品的種類及金額, 只要將未擔保部分以本文所得之無擔保 LGD 計算, 應可將偏誤問題降到最低。

(land and building) 與「其他資產」三類, 在處分違約債務時這三類資產會有不同的減損程度。其中金融性資產因流動性最高, 處分時減損程度最低; 不動產本身具有保值效果, 折舊較少, 但在不景氣或緊急處分時仍會遭到一定的折損; 至於其他資產如存貨、機器設備或商譽等, 由於是專屬於企業債務人的特殊資產, 不易變賣或變賣價值不高, 折損較多。前兩類資產是銀行普遍接受的擔保品資產, 也是 Basel II FIRB 所認可之擔保品。[6]

假設某擔保品於貸款啓動時的價值爲 C_0, 隨著景氣或擔保品市場的變化, 擔保品價值可能會下降, 當債權人因企業債務人違約而變賣擔保品時, 亦須折價才能在較短時間內處分, 我們因此假設企業債務人違約後處分擔保品所得爲 $C_1(\leqq C_0)$, C_1 與 C_0 的差距就是價值減損程度。爲避免價值減損造成債權保障不足, 貸款啓動時通常就會將擔保品價值以折扣率方式加以調整, 而折扣率自應等於 $(C_0 - C_1)/C_0$。不同擔保品的價值減損程度不同, 以下將以 δ_1、δ_2 及 δ_3 分別代表金融性資產、不動產及其他資產的折扣率。

假設企業債務人違約時的負債爲 D, 則 LGD 可表示爲

$$\begin{aligned}\eta_i &= 1 - \frac{\mathrm{CA}_i/(1+\delta_1) + \mathrm{LB}_i/(1+\delta_2) + (A_i - \mathrm{CA}_i - \mathrm{LB}_i)/(1+\delta_3)}{D_i} \\ &= 1 - \frac{\mathrm{CA}_i}{D_i}\left(\frac{1}{1+\delta_1} - \frac{1}{1+\delta_3}\right) - \frac{\mathrm{LB}_i}{D_i}\left(\frac{1}{1+\delta_2} - \frac{1}{1+\delta_3}\right) \\ &\quad - \frac{A_i}{D_i}\frac{1}{1+\delta_3}, \end{aligned} \tag{3}$$

這裡的 A_i 是總資產, $A_i - CA_i - LB_i$ 則是其他資產。

折扣率的設定

折扣率所反應的是擔保品價值可能的減損程度, Basel II 要求在評估擔保品保障效果時需將折扣率納入考慮, 並對各種金融性資產及不動產分別

[6]在 Basel II 基礎內部評等法下, 除了金融擔保品及不動產外, 亦承認應收帳款爲合格的擔保品, 但需滿足一些條件, 爲簡化起見, 本文不考慮此類擔保品。在這個假設下, 對於擁有其他擔保品的企業會高估其 LGD, 如部分企業會提供應收帳款、運輸設備 (飛機、船舶) 爲擔保。在本文結構式 LGD 模型架構下, 未來可彈性新增擔保品種類, 以更精確的反應債務人擔保力。

期刊資料庫

訂定不同的折扣率, 也容許銀行利用實際資料自行估計各種擔保品的折扣率。

金融性資產與不動產雖是常見的擔保品, 但受限於企業違約案例不多, 且銀行的損失資料亦多有遺漏殘缺, 欲自行估計 δ_1 與 δ_2 並不容易, 至於企業債務人其他資產的折扣率 δ_3 因爲資產種類繁多就更難估計了。[7] 此外, 估計折扣率所需資料皆非公開資訊, 因此本研究將直接引用 Basel II 所提供之法定折扣率, 以下將對金融性資產、不動產與其他資產的折扣率做進一步的說明。

Basel II 允許符合一定條件的金融性資產作爲擔保品,[8] 如現金、政府公債、股票等, 而折扣率的大小取決於資產種類、發行者、評等、到期期間長短等特性, 介於 0–25% 之間, 擔保品經過折扣率調整後可與曝險直接抵銷, 也就是 LGD 爲 0。但我們由企業債務人的資產負債表中無法判斷各金融性資產是否符合合格, 也無從得知決定折扣率大小的因素, 爲保守起見, 本研究將只承認資產負債表中的現金爲合格擔保品。依據 Basel II 規定, 若現金的幣別與借款相同, 則折扣率是 0%, 若幣別不一致, 則折扣率是 8%。因無法確定幣別是否一致, 我們將假設一平均的折扣率 4%。

在不動產的部分, Basel II 規定的折扣率爲 40%, 相較於金融性擔保品高出許多。此外, 給定不動產擔保品 40% 折扣率後, 違約貸款仍須適用 35% 之 LGD, 而非金融性擔保品的 LGD 爲 0%。爲了便於不同擔保品的互相比較, 我們將不動產擔保品下違約貸款的 LGD 也調整爲 0%, 則不動產擔保品的折扣率便需提高至 115%,[9], 以下我們將假設 δ_2 爲 115%。

至於其他資產的部分, Basel II 並不承認存貨、機器設備、無形資產等爲合格擔保品, 因而無法定折扣率可供參考, 但因 Basel II 所給定之無擔保 LGD 爲 45%, 我們可藉此反推對應的折扣率。假設沒有 CA 與 LB, 依據 (3) 式 LGD 應爲

$$0.45 = 1 - \frac{A_i}{D_i}\frac{1}{1+\delta_3} = 1 - \left(1 + \frac{E_i}{D_i}\right)\frac{1}{1+\delta_3},$$

[7] 銀行內部資料雖不易獲得, 但我們可在公開市場觀察金融性資產及不動產的價格變動並以之作爲估計折扣率的依據。

[8] 可參考 Basel II 的 145、146 條規定。

[9] $(1 + 0.4)/0.65 - 1 = 1.15$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 E_i/D_i 爲權益負債比。由此式可反推其他資產的折扣率爲

$$\delta_3 = \frac{1}{0.55}\left(1 + \frac{E_i}{D_i}\right) - 1,$$

從此式可知 δ_3 會因企業債務人之權益負債比的不同而異, 舉例來說, 若權益負債比介於0.5到2之間, 則 δ_3 介於1.73到4.45之間。由於在我們所使用的資料中所有企業債務人的 PD 加權平均權益負債比爲1.0723, 爲簡化分析, 我們將假設企業債務人的 δ_3 均爲相同的對應值2.77。[10]

LGD 定義的調整

我們可將 CA/D 改寫爲 $(\mathrm{CA}/A)(A/D)$, LB/D 改寫爲 $(\mathrm{LB}/A)(A/D)$, 加上 $A = D + E$, 便可改寫 (3) 式爲

$$\begin{aligned}\eta_i = 1 &- \left(\frac{\mathrm{CA}}{A}\right)_i \left[1 + \left(\frac{E}{D}\right)_i\right]\left(\frac{1}{1+\delta_1} - \frac{1}{1+\delta_3}\right) \\ &- \left(\frac{LB}{A}\right)_i \left[1 + \left(\frac{E}{D}\right)_i\right]\left(\frac{1}{1+\delta_2} - \frac{1}{1+\delta_3}\right) \\ &- \left[1 + \left(\frac{E}{D}\right)_i\right]\frac{1}{1+\delta_3},\end{aligned} \tag{4}$$

這裡之所以將各類資產佔負債之比率改寫爲各類資產佔總資產比率乘上資產/負債比, 是因爲根據歷史資料觀察, 各公司的 CA/A 與 LB/A 變化不大, 故可將其假設爲固定值, 由於折扣率已採 Basel II 的法定值, (4) 式中唯一尙需決定就是權益負債比 $(E/D)_i$。

權益負債比 $(E/D)_i$ 的設定

我們認爲影響權益負債比的因子可以概分爲兩類, 一是企業的個別因素, 如企業的規模、營收額、獲利穩定性等, 二是所有企業均共同面對之會隨

[10]我們採用如下的敏感度分析 (基本設定是根據之後第4.2.2節所述之模型設定一) 評估上述設定之各類資產折扣率的合理性, δ_1 分別設定爲0、0.04及0.08, δ_2 分別設定爲0.5、1.15及2, δ_3 分別設定爲1.77、2.77及3.77, 結果發現所導出的平均 LGD 介於30%至55%之間, 風險值則介於0.0439至0.0886之間, 均屬合理範圍。此外, LGD 及風險值也會隨著折扣率做反向的變動, 亦符合預期。詳細結果如附錄1。

臺灣博碩士論文知識加值系統 期刊資料庫

時間改變的總體因素。由於本文主要目的在探討系統風險的影響, 因此不考量個別企業因素的影響。爲簡化分析且又不失其一般適用性, 我們將只採用單一共同因子。

淨值 E 顯然會受股價報酬率的影響, 在單因子模型的設定下, 股價報酬率又會受股價指數及個別風險因子的影響。在這種架構下, 總體因子 (股價指數) 及個別風險因子 (影響股價報酬率的隨機衝擊項及 $(E/D)_i$ 的隨機衝擊項) 將同時影響權益負債比 $(E/D)_i$。詳情如下: 由於 $(E/D)_i$ 大於 0,[11] 我麼可先取對數再設立迴歸模型如下

$$\ln\left[(E/D)_i\right] = \alpha_i + \beta_i r_i + \varepsilon_{i2}, \tag{5}$$

其中 α_i 代表企業債務人之 $\ln\left[(E/D)_i\right]$ 的無條件期望值, β_i 代表 $\ln\left[(E/D)_i\right]$ 受股價報酬率影響的程度, $\varepsilon_{i2} \sim$ iid N (0,1) 則爲隨機衝擊項。將 (1) 式帶入 (5) 式後可得

$$(E/D)_i = \exp\left[\alpha_i + \beta_i\left(\sqrt{\rho_i}x + \sqrt{1-\rho_i}\varepsilon_{i1}\right) + \varepsilon_{i2}\right], \tag{6}$$

再將上式代入 (4) 式可得

$$\begin{aligned}\eta_i &= 1 - Q_i\left[1 + (E/D)_i\right] \\ &= 1 - Q_i - Q_i \exp\left[\alpha_i + \beta_i\left(\sqrt{\rho_i}x + \sqrt{1-\rho_i}\varepsilon_{i1}\right) + \varepsilon_{i2}\right],\end{aligned} \tag{7}$$

其中

$$\begin{aligned}Q_i \equiv &\left(\frac{\mathrm{CA}}{A}\right)_i\left(\frac{1}{1+\delta_1} - \frac{1}{1+\delta_3}\right) + \left(\frac{LB}{A}\right)_i\left(\frac{1}{1+\delta_2} - \frac{1}{1+\delta_3}\right) \\ &+ \frac{1}{1+\delta_3} > 0,\end{aligned} \tag{8}$$

代表「擔保力」, 此擔保力顯然是與金融性資產或不動產佔總資產的比重成正比, 但與折扣率則成反比。由 (7) 式可知, LGD 與擔保力與權益負債比皆成反比關係。

[11] 若以市價定義 E, 則不可能有負股價的情形, 若以帳面價值定義 E, 負淨值代表違約, 不在我們討論的範圍內。

臺灣大學學術期刊資料庫

給定系統風險因子 $X = x$ 下對 (7) 式取條件期望值並以 $\bar{\eta}_i$ 代表所得之 LGD 的條件期望值:

$$\bar{\eta}_i = E\left(\eta_i | x, \varepsilon_{i1} < B_i\right) = E\left\{1 - Q_i\left[1 + (E/D)_i\right] \middle| x, \varepsilon_{i1} < B_i\right\}, \quad (9)$$

這裡的 B_i 是由 (2) 式所定義之 ε_{i1} 的門檻值。由於 LGD 只有在企業債務人違約之後才有意義, 因此求導上述預期 LGD 時需給定企業債務人違約的條件 $\varepsilon_{i1} < B_i$。我們還可進一步根據上式分析影響預期 LGD 的因素, 詳見附錄 2。

4 台灣上市櫃公司的損失分配

本文實證研究部份使用符合如下條件之台灣地區有信用評等與股價的台灣經濟新報公司資料:

- 需有 8 年 (32 季) 的股價與財務報表資料,
- 需有台灣經濟新報所發佈的 TCRI (Taiwan Corporate Rating Index) 信用評等,
- 需有歷年實際違約率資料。[12]

2005 年底符合上述條件的公司共有 313 筆, 其中 36 筆屬違約等級, 不納入我們的分析,[13] 實際樣本數是 277。

TCRI 分爲 1–9 及 D 等, 第 1 等是信用最好企業債務人, D 等則爲違約等級。我們可利用歷年實際違約率資料計算各評等的無條件 PD, 接著利用 (1) 式之單因子模型估計各企業債務人之資產相關係數, 而本文之單因子係指大盤股價指數報酬率。此外, 利用財務報表資料可求得 CA/A、LB/A 與 E/D 等財務比率, 配合第 3 節所給定的折扣率可求得各企業債

[12] TCRI 的違約定義包括 (1) 倒閉破產、(2) 重整、(3) 跳票擠兌、(4) 紓困求援、(5) 接管、(6) 全額下市、(7) 財務吃緊停工、以及 (8) CPA 對繼續經營假設存疑、(9) 淨值爲負。詳參 http://www.tej.com.tw/webtej/doc/crwatch.htm。

[13] 在銀行實務中, 違約客戶通常不會納入組合的評估, 而改以個案方式評估可能的損失率以計提特別準備。由於本文的目的是透過蒙地卡羅模擬方式預測未來可能損失的大小, 而違約客戶的 PD 已確定爲 100%, 自無須模擬其是否會違約。

期刊資料庫

表 1: 評等分佈與對應之 PD、資產相關性

TCRI	戶數	比率%	PD	資產相關係數 $(\rho_i)^*$
1	6	2.2	0.0003	0.5665
2	8	2.9	0.0005	0.5467
3	25	9.0	0.0030	0.3903
4	47	17.0	0.0040	0.2706
5	63	22.7	0.0050	0.3054
6	52	18.8	0.0068	0.1744
7	42	15.2	0.0488	0.2516
8	26	9.4	0.0776	0.1846
9	8	2.9	0.1892	0.2369
整體	277	100	0.0235	0.1857

* 此處各評等的資產相關性是指公司個別估計後再將同評等的公司平均,「整體」是指所有樣本公司的平均。

務人之擔保力 Q_i, 另外還可由各企業債務人之 E/D 及股價報酬率估計 (5) 式, 進而求得 LGD。

表 1 所示是 277 筆樣本公司評等分佈狀況[14] 與各評等之無條件 PD,[15] 最後一欄的資產相關係數是各評等等級所屬樣本公司之資產相關係數的平均。大體而言, 等級越好相關係數越高, 符合第 2 節所述, 亦與 Hanson et al. (2008) 的美國結果相吻合。

若擬得到整體資產之損失分配, 可以利用下式進行蒙地卡羅模擬

$$L = \sum_{i=1}^{N} w_i \eta_i L_i \quad \text{其中} \quad w_i = \frac{\text{EAD}_i}{\sum_{j=1}^{N} \text{EAD}_j},$$

[14]Hanson et al. (2008) 根據原分佈狀況對樣本進行如下調整: 若原來第 6 等級佔 15%, 抽樣後佔 18%, 則第 6 等級的曝險將乘以 15/18。經對原分佈狀況及抽樣結果做比較, 發現兩者差距不大, 尤其是原來整體平均 PD 爲 2.26%, 與這裡的 2.35% 差距不大, 爲簡化起見不予調整。

[15]TCRI 所提供之資料中第 1 等級的 PD 爲 0, 且各評等等級的 PD 並未呈單調遞增, 我們參考 Hanson et al. (2008) 作法將對調整到單調遞增, 至於第1等級的 PD 則直接設定爲 Basel II 所要求的最低值。

期刊資料庫

其中 L_i 決定於公司是否違約, 可由股價報酬率與違約臨界點之比較得知, 另假設 EAD_i 爲已知且相等 (均爲1/N), 因此尙須決定的就是以 η_i 所代表的 LGD。模擬步驟簡述如下:

- 步驟一: 估計未知參數
  - 利用各企業債務人的股價報酬率及大盤股價指數報酬率估計 (1) 式中的 ρ_i 係數
  - 利用各企業債務人的股價報酬率及權益負債比估計 (5) 式中的 α_i 及 β_i 係數
- 步驟二: 由電腦模擬產生總體因子 $x \sim \text{iid}\, N(0, 1)$
- 步驟三: 模擬產生個別因子, 決定是否違約及損失大小
  - 由電腦模擬產生個別因子 $\varepsilon_{i1} \sim \text{iid}\, N(0, 1)$ 及 $\varepsilon_{i2} \sim \text{iid}\, N(0, 1)$, 彼此獨立也分別與總體因子 x 獨立
  - 利用步驟一的 ρ_i 估計值、步驟二的 x 模擬值及此處的 ε_{i1} 模擬值, 代入 (1) 式可得各公司股價報酬率 r_i 的模擬值, 分別與所屬等級之違約臨界點 $\Phi^{-1}(\text{PD})$ 比較以決定客戶是否違約
  - 利用步驟一的 α_i 及 β_i 估計值、上述所得到的股價報酬率 r_i 模擬值及此處的 ε_{i2} 模擬值, 代入 (8) 式算出擔保力 Q_i, 再代入 (7) 式求得 LGD
  - 每個企業債務人均重複進行這些步驟 (即重複277次)
- 步驟四: 將步驟三模擬所得到的277個企業債務人的損失加總, 即爲給定總體因子模擬值 x 的組合資產損失
- 步驟五: 重複步驟二–步驟四共10萬次, 可得組合資產損失分配
  - 從損失分配計算可得預期損失 (EL, Expected Loss)、標準差 (又稱爲非預期損失 UL, Unexpected Loss)、風險值 (VaR, Value at Risk) 及預期短缺 (ES, Expected Shortfall) 等統計值

臺灣人文學術期刊資料庫

表 2: 基礎信用損失模型之組合信用損失衡量指標*

	EL (=PD)	UL	$VaR^{**}_{0.999}$	$ES^{**}_{0.999}$
完全同質	0.0236	0.0299	0.2383	0.2897
僅 PD 異質	0.0236	0.0242	0.1805	0.2161
完全異質	0.0235	0.0270	0.2347	0.2828

* 模擬10萬次所獲得結果; ** $VaR_{0.999}$ 與 $ES_{0.999}$ 是指信賴水準 99.9% 下所獲得之風險值與預期短缺。

爲了探討異質性之影響, 並與 Hanson et al. (2008) 的結果進行比較, 在下一小節我們將先假設 LGD 爲100%, 但在之後的二小節, 我們將進一步利用第3節所建立的結構式 LGD 模型決定企業債務人的 LGD。

4.1 違約異質性對損失分配的影響

在本小節中我們將研究違約機率模型 (2) 式的異質設定對損失分配的影響, 首先我們將稱呼 (2) 式爲「完全異質模型」; 若 (2) 式中的 ρ_i 係數沒有 i 下標, 亦即系統風險因子對所有企業債務人的影響皆相同, 只有無條件 PD $\bar{\pi}_i$ 仍有 i 下標, 則是「僅 PD 爲異質模型」; 若 (2) 式中的 ρ_i 係數與 $\bar{\pi}_i$ 皆無 i 下標, 則是「完全同質模型」。異質程度不同的這三個違約機率模型中的參數均可分別使用8年32季時間序列資料進行最小平方估計。

爲專注於違約異質性的影響, 在本節中我們將假設 LGD 爲100%, EAD 爲1, 所以資產損失率也就是資產違約率。一旦得到所有參數的估計值後, 便可模擬系統風險因子並利用 (2) 式計算對應的條件違約機率, 再隨之模擬違約變量 L_i 以及資產損失率, 重複這個模擬步驟多次便可獲得損失分配, 也就可由此模擬損失分配導出預期損失 EL、損失標準差 UL、風險值 VaR、與預期短缺 ES 等有助於評估風險大小的基本統計量。

表2列舉了在三種異質模型設定下模擬損失分配的重要統計量, 其中預期損失率均與整體資產無條件 PD 相近, 可見違約模式的異質性不影響預期損失。而非預期損失、風險值與預期短缺等三個風險衡量指標, 均呈現完全同質模型最高、完全異質模型次之, 而僅 PD 異質模型最低的趨勢。

Hanson et al. (2008) 的美國結果顯示, PD 異質有助於降低風險, 若

臺灣大學學術期刊資料庫

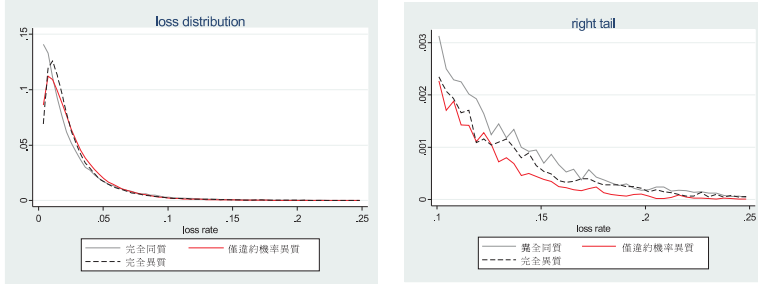


圖 1: 基礎信用損失模型之組合資產信用損失分配圖

再允許相關係數等其他參數異質, 則風險可再行降低, 因而與台灣結果有所不同。由於影響信用風險的最主要因子是資產相關性, 我們可嘗試以台美兩地資產相關性的差異來解釋異質性結果的差異。台灣各評等之資產相關性如表1最後一欄所示, 大致介於 0.1744 到 0.5665 之間, 雖然基本上評等越好資產相關性越高, 但評等較差公司的趨勢並不明確, 另整體資產之資產相關性爲 0.1857。美國各評等的資產相關性則大致介於 0.0087 到 0.2651 之間, 且評等越好資產相關性越高的趨勢相當明顯, 而整體資產相關性爲 0.1083, 顯著低於台灣的資產相關性。由這些結果可知, 若依照 Basel II 資本計提公式的模式直接引用他國資料所獲得之信用損失參數, 有可能造成嚴重偏誤, 所以利用當地資料進行參數調校有其必要性。

若進一步觀察台灣與美國各等級的資產相關性, 還可發現台灣評等較差的第 7 等與第 9 等公司的資產相關性都要比同質假設時爲高, 而美國則無此現象。美國各評等的 PD 與資產相關性呈現明確的負相關, 有助於風險互相抵銷分散, 但這種負相關的趨勢在台灣不明顯, 異質性假設並無降低整體風險的空間, 使得台灣完全異質的風險反較僅 PD 異質爲高。

最後以圖 1 呈現由三種異質違約機率模型所導出之損失分配, 左圖所呈現的是資產損失率在 0.25 以下的部分, 右圖則呈現資產損失率在 0.1 與 0.5 之間的部分以更清楚的標示尾端分佈。由左圖可知完全同質的峰度最高, 表示損失很小 (接近 0) 的可能性很高, 再對照右圖可發現完全同質的尾部最厚, 發生極端損失的可能性也較高, 後者更進一步導致完全同質的非預期損失、風險值與預期短缺等均較高的結果。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

4.2 PD 與 LGD 的相關性對風險值影響

在 (2) 式之 PD 模型與 (9) 式之 LGD 模型的設定下, 我們將探討 PD 與 LGD 之相關性對損失分配的影響。由於本文重點是在結構式 LGD 模型, PD 的模型設定將限於僅 PD 異質模型, 相對的, 我們將設定幾種不同的 LGD 模型以探討在不同模型設定設定下不同相關性對損失分配的影響。

4.2.1 PD 與 LGD 之相關性的類型

Miu and Ozdemir (2006) 指出 PD 與 LGD 的相關性可以分爲四類: 企業債務人 PD 的相關、企業債務人之 LGD 的相關、企業債務人之 PD 與 LGD 的相關, 以及組合資產之 PD 與 LGD 的相關, 其中企業債務人之 PD 的第一類相關乃文獻中較常見的相關性類型, 以下我們將針對後三種相關類型進一步說明。

企業債務人之 LGD 的相關性

不同企業債務人之 LGD 的相關係數 Corr (η_i, η_j) 只要是源自 (6) 式中權益負債比以及由 (2) 式所定義之各企業債務人違約門檻 B_i 均同受系統風險因子的影響, 由於系統風險因子的影響方式高度非線性, 因而難以確認企業債務人之 LGD 相關性的方向及程度 (相對於在對 PD 的分析中只要知道兩個企業債務人的 ρ_i 係數就可知道 PD 相關性的方向及大小)。

企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性 (橫斷面相關)

企業債務人之條件 PD 與條件 LGD 的相關係數 Corr$(\mathrm{PD}_i, \bar{\eta}_i)$ 無法直接觀察而需根據模型設定下間接導出: 例如我們可假設信用等級差的企業債務人有較低的權益負債比, 則 LGD 將因而較高, 導致企業債務人 PD 與 LGD 之間的正相關性, 例如表3即是在稍後即將說明之模型設定一下所導出的結果, LGD 隨著各評等 PD 的增加而增加, 兩者的相關性是正的 0.3705。這裡我們要強調, 造成 PD 與 LGD 相關的原因很多, 任何影響 PD 與 LGD 的共同因素均可能導致兩者的相關, 我們事實上是很難先驗的判斷這類相關性的方向與大小。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: TCRI 各評等之 PD 與 LGD

TCRI	1	2	3	4	5	6	7	8	9
PD	0.0003	0.0004	0.0029	0.0040	0.0049	0.0067	0.0478	0.0768	0.1875
LGD	0	0.0152	0.0607	0.1043	0.1914	0.3058	0.3503	0.4024	0.5441

組合資產之 PD 與 LGD 的相關 (時間數列相關)

整個組合資產之 PD 與 LGD 的相關性乃跨期相關性, 必須利用時間序列資料才能計算, 其相關係數可以表示爲 Corr $(\mathrm{PD}^t, \bar{\eta}^t)$, 對其中 PD 與 $\bar{\eta}$ 所附加的不再是代表個別企業債務人之下標 i, 但有時間上標 t, 顯示的是在不同之給定系統風險因子下整個組合資產的 PD 與 LGD。資產組合的 PD 與 LGD 很容易計算, 只要累積足夠時間序列資料, 就可以估計出兩者間的相關性, 因此此種相關性最常被討論, 也常被用來例證 PD 與 LGD 之間的相關。

最後我們要指出, 個別企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性是橫斷面的相關, 即在給定時間下不同企業債務人 (或產業、評等) 之 PD 與 LGD 的相關性, 而跨期相關顯示的是整個資產組合之 PD 與 LGD 如何隨著總體景氣而共同變化。這裡所介紹之各種 PD 與 LGD 相關性的計算公式可參考附錄 3 的說明。

4.2.2 LGD 的模型設定與信用損失分配實證結果

爲了分析各種相關性對風險值的影響, 我們將針對 LGD 模型中的權益負債比與擔保力做出如表 4 所列舉的四種不同的設定。在最簡單的基準模型設定中, 我們將假設各企業債務人之權益負債比與擔保力均相同,[16] 並將對應固定值的 LGD 設爲 0.3676。除了基準模型設定外, 我們還考慮三種設定。第一種模型設定假設權益負債比會如 (5) 式所述受系統風險因子影響, 而在擔保力上則假設各企業債務人各不相同, 並假設各企業債務

[16]假設權益負債比相同時, 將以各公司權益負債比之 PD 加權平均 1.0723 爲設定值, 在此設定下 δ_3 將爲 2.77; 另假設擔保力相同時, 亦以各公司之 CA/A 及 LB/A 之違約加權平均, 分別爲 0.0217 及 0.1242 作爲設定值。將上述參數帶入 (7) 式可得違約損失率爲 0.3676。

期刊資料庫

表 4: 各模型設定下風險值及 PD 與 LGD 的相關性

	基準模型設定	模型設定一	模型設定二	模型設定三
$(E/D)_i$		(5) 式	(5) 式	$(E/D)_{i,t-1}$
Q_i		$Q_{i,t-1}$	Q_t	Q_t
LGD	0.3676	(7) 式	(7) 式	(7) 式
$\text{VaR}_{0.999}$	0.0650	0.0708	0.0745	0.0622
LGD 相關性 $Corr(\eta_i, \eta_j)$		0.0115	0.0121	0
橫斷面相關性 $Corr(\text{PD}_i, \bar{\eta}_i)$	0	0.3483	0.3049	0.3705
時間序列相關性 $Corr(\text{PD}^t, \bar{\eta}^t)$	0	−0.1336	−0.1132	−0.1668
LGD 異質性 $\sigma(\bar{\eta}_i)$	0	0.6721	0.5212	1.0582

人之資產結構與前一期相同, 即 $(\text{CA}/A)_i = (\text{CA}/A)_{i,t-1}$、$(\text{LB}/A)_i = (\text{LB}/A)_{i,t-1}$, 因此擔保力 $Q_i = Q_{i,t-1}$。第二種模型設定則如同前一設定假設權益負債比會如 (5) 式所述受系統風險因子影響, 而在擔保力上則假設各企業債務人完全相同。在第三種模型設定中, 我們假設如同模型設定二各企業債務人的擔保力完全相同, 而權益負債比不再受系統風險因子而影響, 分別等於個別企業債務人前一期的權益負債比。

表 4除了列舉個模型設定的定義外, 還包括各模型設定下由模擬損失分配所分別求導出之不同企業債務人 LGD 的相關性、個別企業債務人 PD 與 LGD 之間的相關性、組合資產的 PD 與 LGD 的相關性、以及風險值。在基準模型設定下, PD 與 LGD 之間將無任何相關。在模型設定一下, 不同企業債務人之 LGD 的相關, 同樣來自於權益負債比均受系統風險因子影響。另外, 個別企業債務人之 PD 與 LGD 的相關, 除了同時受系統風險因子與權益負債比影響, 因個別企業債務人之擔保力亦不同, 若擔保力與評等有所相關, 將使得上述相關性大小受影響。在模型設定二下, 因各企業債務人之權益負債比均受系統風險因子之影響, 因此各企業債務人之 LGD 也均彼此相關。又因爲 LGD 與 PD 同時受系統風險因子影響, 且權益負債比同時爲決定評等之重要因素, 因此 PD 與 LGD 之間彼此相

臺灣人博士論文 期刊資料庫

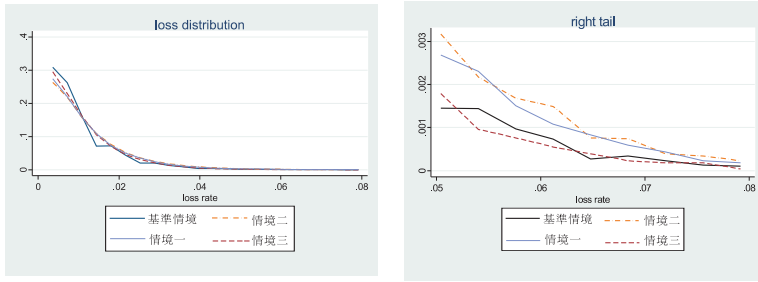


圖 2: 結構式 LGD 信用損失模型之組合資產信用損失分配圖

關。此外, 當 LGD 與 PD 同時受系統風險因子影響, 則隨著景氣變化, 組合資產 LGD 與 PD 亦會跟著變化, 因此兩者之間亦有相關。在模型設定三下, 各企業債務人 LGD 決定於前一期之權益負債比, 因此各企業債務人之 LGD 爲異質, 但彼此不相關, 另因異質係來自各公司之權益負債比不同, 而權益負債比又是決定各公司信用評等及 PD 重要因素, 因此在這種設定下 PD 與 LGD 之間將有個別相關。此外, 雖個別公司之 LGD 固定, 但在計算組合資產 LGD 時, 因隨著景氣變化, 違約之企業債務人不同, 因此組合資產 LGD 亦會跟著改變, 以致於組合資產 PD 與 LGD 之間亦有所相關。

圖 2 顯示上述四種模型設定下的損失分配, 其中右圖是尾端分配。模型設定二與模型設定三之尾部分別是最厚與最薄者, 印證表 4 中最高與最低的風險值 0.0745 與 0.0622。

4.2.3 實證結果的分析

我們首先要強調, 表 4 倒數第 4 列之不同企業債務人 LGD 的相關性爲正值, 倒數第 3 列的個別企業債務人 PD 與 LGD 之間的橫斷面相關性亦爲正值, 但倒數第 2 列之組合資產的 PD 與 LGD 的相關性卻是爲負相關, 似乎不合直覺, 對此我們要指出, 影響組合資產 PD 及 LGD 相關性的變數, 尚有違約客戶中來自各等級的比例。在景氣好時, 違約客戶來自高信用等級比例下降, 低信用等級比例上升, 而企業債務人 PD 與 LGD 間爲正相關, 即低信用等級者 LGD 較高, 因此在景氣好時反而使得組合資產

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

之 LGD 可能上升。

我們將進一步探究各種 PD 與 LGD 的相關性與風險值之間的關係。首先, 給定企業債務人的 PD 有相同的相關性, 我們預期企業債務人 LGD 的相關性越高, 風險值應該越高, 表 4 第 5 列的結果支持這個預期。接下來我們研究組合資產之 PD 與 LGD 的相關性對風險值的影響, 根據表 4 倒數第 2 列的結果得知, 在三種模型設定下所得到的負相關性中模型設定三有最大的相關絕對值, 模型設定二則最小, 由於負相關性有助於分散風險, 模型設定三與模型設定二分別有最低與最高的風險值。

企業債務人之 PD 與 LGD 的高相關性代表越容易違約的企業債務人, 其 LGD 亦較高。由於已違約的企業債務人中, 多是擔保力較差或權益負債比較高者, 因此我們預期若企業債務人之 PD 與 LGD 相關性越高, 風險值亦應越高, 很不幸的, 表 4 倒數第 3 列的結果並不支持這個預期。對此我們有兩種解釋, 第一我們認爲企業債務人 LGD 之相關性對風險值的影響要較企業債務人 PD 與 LGD 人相關性對風險值的影響爲大。第二, 我們認爲應進一步探討企業債務人 LGD 之異質性對風險值的影響, 對此我們要指出 Hanson et al. (2008) 對於 PD 異質性的預期: 異質性與風險值應呈反向關係。這裡我們將以企業債務人 LGD 的標準差 $\sigma(\bar{\eta}_i)$ 來代表異質程度,[17] 計算結果列於表 4 倒數第 1 列, 這些結果支持 Hanson et al. (2008) 的預期, 我們也進一步相信, LGD 異質性對風險值的的影響要大於企業債務人 PD 與 LGD 之相關性對風險值的影響。

最後值得一提的是, Miu and Ozdemir (2006) 認爲個別企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性最影響風險值, 而 LGD 的相關性影響最小, 異於我們的分析結果, 我們認爲原因在於我們的模型設定允許 LGD 的異質性, 而在我們的模擬分析中正就是 LGD 的異質性抵銷了個別企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性對風險值的影響。

5 結論

2007 年開始實施的「新巴賽爾資本協定」所提供之內部評等法資本計提公式, 以及 CreditMetrics、PortfolioManager 與 CreditRisk+ 等常見商業套裝

[17] 可參考附錄 3 之計算說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

信用損失模型, 均假設 PD 與 LGD 之間獨立, 此外在內部評等法資本計提公式中, 假設同等級信用曝險的相關係數相同, 這種不相關性與同質性的設定都可能導致信用風險的低估, 對此本文嘗試建構一個 PD 與 LGD 的聯合模型, 一併處理兩者相關及異質性的議題, 以期更精確的衡量風險。在本文所擬議的模型中, 企業債務人的 PD 是由其預期股票報酬率與違約門檻所決定, LGD 則由其資產價值與預期負債比率所決定, 由於預期股票報酬率與預期負債比率均會受總體因子的影響, 各企業債務人之 LGD 將因而相關, PD 與 LGD 也會相關。特別是本文的 LGD 模型將可做爲擔保品的資產依其擔保力的高下區分爲金融資產、不動產、與其他資產等三類, 除了更符合銀行實務經驗, 也相對較易取得相關資料, 故可不必再如大多數文獻的假設 LGD 爲固定值或是過於簡化的隨機變量, 而可深入探討 PD 及 LGD 之相關性乃至於異質性對信用損失的影響, 此爲本文主要貢獻。

本文接著利用台灣上市櫃8年以上且有台灣經濟新報評等的277家公司的資料, 對擬議的 PD 與 LGD 聯合模型進行估計, 其中包括四種不同的 LGD 模型設定, 再以此模型估計值爲基礎進行廣泛的蒙地卡羅模擬, 實證分析異質性與相關性所帶來影響。根據四個 LGD 模型設定所求得的風險值與假設 PD 與 LGD 獨立的風險值加以比較, 我們發現現行簡單模型設定不見得總是低估風險值, 有必要進一步分析比較 LGD 模型設定差異所帶來的影響。若將影響風險值因素區分爲企業債務人之 LGD 的相關性、個別企業債務人之 PD 與 LGD 的相關性、與組合資產之 PD 與 LGD 的相關性三類, 我們發現企業債務人之 LGD 的相關性與異質性最具影響力, 這個不同於與 Miu and Ozdemir (2006) 的結論可說是是本文第二個貢獻。

本文尚考慮了異質程度不同的違約模型對風險的影響, 發現在台灣違約異質程度高不見得會降低組合資產的風險, 因而異於美國的實證結果: 美國各評等的 PD 與資產相關性呈現明確的負相關, 有助於風險互相抵銷分散, 但這種負相關的趨勢在台灣不明顯。此外, 我們也發現台灣公司的資產相關性遠高於美國公司, 因而促使我們審思實施新巴賽爾資本協定時, 若不加以評估就直接採用以歐美國家經驗爲參數值的內部評等法進行資本計提, 恐有錯估風險的疑慮, 這個發現可說是本文的另外一個貢獻。

臺灣大學學術期刊資料庫

最後我們要指出, 本文所擬議的 LGD 模型中各種擔保品的折扣率在整個分析中佔有極爲重要的地位, 但因受限於缺乏眞實損失率與擔保品的資料, 只能採納 Basel II 所提供之法定折扣率, 可能構成對本文結論的重要限制, 也將是未來研究的一個重要改進方向, 我們應嘗試利用台灣各家銀行資料重新調校折扣率, 甚至應嘗試探討折扣率與總體因子關係。此外若能收集其他各國資料進行跨國研究, 除了可確認本文所擬議之 LGD 模型的適用性外, 應也有助於評估 Basel II 的資本計提公式。

附錄1: 資產折扣率之敏感度分析

針對各類資產折扣率, 以模型設定一爲例進行敏感度分析, 分別設定 δ_1 爲 0、0.04 及 0.08, δ_2 爲 0.5、1.15 及 2, δ_3 爲 1.77、2.77 及 3.77, 其中 $\delta_1 = 0.04$、$\delta_2 = 1.15$ 及 $\delta_3 = 2.77$ 爲本文初始設定值。

由表中之敏感度分析可知, 原則上若降低折扣率, 會讓 LGD 及風險值均降低, 反之若提高折扣率, 會讓 LGD 及風險值均上升。但在改變現金資產的折扣率 δ_1 時, 會發現對 LGD 影響不明顯, 甚至於對風險值的影響可能相反, 此主要是因爲企業債務人之現金資產比重不高, 且所設定折扣率變動幅度不大, 在模擬過程即可能因隨機過程, 造成結果不如預期。

資產折扣率之敏感度分析

$\delta_1 = 0$

LGD				VaR			
δ_2 \ δ_3	1.77	2.77	3.77	δ_2 \ δ_3	1.77	2.77	3.77
0.5	30%	41%	47%	0.5	0.0439	0.0649	0.0742
1.15	33%	44%	52%	1.15	0.0517	0.0726	0.0829
2	36%	47%	54%	2	0.0555	0.0769	0.0870

臺灣大學會計期刊資料庫

$\delta_1 = 0.04$

LGD				VaR			
δ_2 \ δ_3	1.77	2.77	3.77	δ_2 \ δ_3	1.77	2.77	3.77
0.5	30%	41%	48%	0.5	0.0448	0.0628	0.0771
1.15	33%	<u>45%</u>	52%	1.15	0.0507	<u>0.0715</u>	0.0847
2	36%	47%	55%	2	0.0540	0.0765	0.0881

$\delta_1 = 0.08$

LGD				VaR			
δ_2 \ δ_3	1.77	2.77	3.77	δ_2 \ δ_3	1.77	2.77	3.77
0.5	30%	41%	48%	0.5	0.0452	0.0651	0.0779
1.15	33%	45%	52%	1.15	0.0517	0.0698	0.0848
2	36%	47%	55%	2	0.0578	0.0776	0.0886

* 底線表示原設定下結果。

附錄2: 預期 LGD 之推導與分析

依照 (6) 式的設定, 不管企業債務人是否違約, 每個企業債務人均有一個對應的 LGD, 但事實上只有已違約企業債務人其 LGD 才是有意義的。因此在計算預期 LGD 時, 只有已經違約的企業債務人可以納入計算, 換言之, 計算預期 LGD 需另給定企業債務人已違約的條件。首先計算給定系統風險因子 $X = x$ 下的條件 LGD 期望值爲

$$
\begin{aligned}
&E\left(\eta_i | x, \varepsilon_{i1} < B_i\right) \\
&= \int_{-\infty}^{B_i} \int_{-\infty}^{\infty} \left\{1 - Q_i - Q_i \times \exp\left[\alpha_i + \beta_i\left(\sqrt{\rho_i}x + \sqrt{1-\rho_i}\varepsilon_{i1}\right) + \varepsilon_{i2}\right]\right\} \\
&\quad \times f\left(\varepsilon_{i2}\right) d\varepsilon_{i2} \frac{f\left(\varepsilon_{i1}\right)}{\Phi\left(B_i\right)} d\varepsilon_{i1}
\end{aligned}
$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$= (1 - Q_i) - Q_i \frac{\Phi(B_i - \beta_i\sigma)}{\Phi(B_i)} \exp\left(\alpha_i + \beta_i\sqrt{\rho_i}x\right) \exp\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\beta_i^2\right), \tag{A1}$$

其中 $f(\cdot)$ 是標準常態分配的機率密度函數。對於無條件的 LGD 期望值 $\bar{\eta}_i$, 只要針對 (A1) 式中條件 LGD 期望值之系統風險因子 x 加以積分即可:

$$\bar{\eta}_i = E(\eta_i|\varepsilon_{i1} < B_i) = (1 - Q_i) - Q_i \exp\left(\alpha_i + \frac{1}{2} + \frac{1}{2}\beta_i^2\right) \times \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\Phi(B_i - \beta_i)}{\Phi(B_i)} \exp\left(\beta_i\sqrt{\rho_i}x\right) f(x)dx。 \tag{A2}$$

上述的推導過程中, PD $\bar{\pi}_i$ 在給定個別企業債務人評等之後就已決定, 並透過 B_i 影響 LGD 期望值, Q_i 則是經由給定個別企業債務人 CA/A 與 LB/A 兩個財務比率決定, 由於不同評等之企業債務人的財務比率通常有不同的趨勢, 因此給定評等或 $\bar{\pi}_i$ 後 Q_i 通常也就確定了。換言之, 上述所給定的 $\bar{\pi}_i$ 與 Q_i 通常是相關的, 但因爲這兩個變量目前均是給定的, 因此上述推導過程中並不需另外設定其聯合分配進行推導。

由 (A1) 式可以看出來, 個別公司 LGD 條件期望值的差異, 來自於 Q_i、α_i、β_i 與 B_i 的影響。[18] 其中 Q_i 代表的是擔保力, Q_i 越高 LGD 條件期望值就越低; α_i 爲權益負債比的平均水準, α_i 越高表示負債較少, LGD 條件期望值就越低, 以上這些比較靜態分析結果均與直覺相符。另因 B_i 會因 $\bar{\pi}_i$ 的不同而有差別, 且 $\partial B_i/\partial\bar{\pi}_i > 0$, 而 $\bar{\pi}_i$ 對條件 LGD 期望值影響爲

$$\frac{\partial\bar{\eta}_i|x}{\partial\bar{\pi}_i} = -Q_i \exp\left(\alpha_i + \beta_i\sqrt{\rho_i}x\right) \exp\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\beta_i^2\right) \frac{\partial B_i}{\partial\bar{\pi}_i} \frac{\partial}{\partial B_i} \frac{\Phi(B_i - \beta_i)}{\Phi(B_i)}, \tag{A3}$$

此外, 通常股價報酬率越高的企業債務人, E/D 也會越高,[19] 因此可令 $\beta_i > 0$, 則 $B_i - \beta_i < B_i$, 可證明

$$\frac{\partial}{\partial B_i} \frac{\Phi(B_i - \beta_i)}{\Phi(B_i)} < 0,$$

[18] 若 $x > 0$, β_i 愈大, $\bar{\eta}_i|x$ 愈小, 若 $x < 0$, 則不一定。

[19] 因爲此處的 E 爲市價, 股價報酬率愈高, 表示股價愈高, E/D 也就愈高。

臺灣大學學術期刊資料庫

因此 $\partial\bar{\eta}_i|x/\partial\bar{\pi}_i > 0$, 即無條件 PD 越高的企業債務人, 條件 LGD 期望值越高。由此可見, 在給定系統風險因子下, 個別企業債務人的條件 PD 與條件 LGD 期望值爲正相關, 這與 Merton 模型所隱含的 PD 與 LGD 關係是一致的。

附錄3: PD 與 LGD 的相關性及 LGD 的異質性計算說明

假設一授信組合有10個企業債務人, 並進行20次蒙地卡羅模擬, 則所有債務人在各次模擬下所得出之違約狀態及違約損失率可以表示如下:

	1		2		⋯	10		平均	
模擬次數	L	LGD	L	LGD	L LGD	L	LGD	PD^t	$\bar{\eta}^t$
1	L_1^1	LGD_1^1	L_2^1	LGD_2^1		L_{10}^1	LGD_{10}^1	PD^1	$\bar{\eta}^1$
2	L_1^2	LGD_1^2	L_2^2	LGD_2^2		L_{10}^2	LGD_{10}^2	PD^2	$\bar{\eta}^2$
3	L_1^3	LGD_1^3	L_2^3	LGD_2^3		L_{10}^3	LGD_{10}^3	PD^3	$\bar{\eta}^3$
⋯									
⋯									
⋯									
20	L_1^{20}	LGD_1^{20}	L_2^{20}	LGD_2^{20}		L_{10}^{20}	LGD_{10}^{20}	PD^{20}	$\bar{\eta}^{20}$
平均 PD_i、$\bar{\eta}_i$	PD_1	$\bar{\eta}_1$	PD_2	$\bar{\eta}_2$		PD_{10}	$\bar{\eta}_{10}$		

其中, PD_i 及 $\bar{\eta}_i$ 分別表示第 i 個債務人, 在20次模擬過程中的平均違約次數及平均違約損失率, 定義如下:

$$PD_i = \frac{\sum_{t=1}^{20} L_i^t}{20}, \quad \bar{\eta}_i = \frac{\sum_{t=1}^{20} LGD_i^t \cdot L_i^t}{\sum_{t=1}^{20} L_i^t},$$

而 PD^t 及 $\bar{\eta}^t$ 則分別表示在第 t 次模擬時, 10個債務人的平均違約次數及平均違約損失率, 定義如下:

$$PD^t = \frac{\sum_{i=1}^{10} L_i^t}{10}, \quad \bar{\eta}^t = \frac{\sum_{i=1}^{10} LGD_i^t \cdot L_i^t}{\sum_{i=1}^{10} L_i^t},$$

臺灣大學學術期刊資料庫

在上述定義下, 4.2節所述各類 PD 與 LGD 相關性及 LGD 異質性計算方式如下:

企業債務人之 LGD 的相關性

計算兩兩企業債務人之 LGD 的相關性, 再加以平均即可獲得企業債務人之 LGD 相關性, 即

$$\text{Corr}\left(\eta_i, \eta_j | x\right) = \frac{1}{10 \cdot 9/2} \sum_{i=1}^{10} \sum_{j \neq i} \text{Corr}\left(\text{LGD}^i, \text{LGD}^j\right)。$$

其中 Corr $(\text{LGD}^i, \text{LGD}^j)$ 是由兩企業債務人之20個 LGD 模擬值所計算而得的相關係數。

企業債務人之 PD 及 LGD 的相關性

利用最後一列資料, 並進一步將所有企業債務人分等級, 計算每個等級平均 PD 及 LGD (如表3所示), 再計算各等級 PD 及 LGD 的相關性, 即爲 Corr $(\text{PD}_i, \bar{\eta}_i | x)$

組合資產之 PD 與 LGD 的相關

即倒數兩欄之 PD^t 及 $\bar{\eta}^t$ 之相關係數 Corr $(\text{PD}^t, \bar{\eta}^t)$。

企業債務人之 LGD 異質性

即最後一列之 $\bar{\eta}_i$ 的標準差 $\sigma(\bar{\eta}_i)$。

參考文獻

Acharya, V. V., Bharath, S., and Srinivasan, A. (2007), "Does industry-wide distress affect defaulted firms? — evidence from creditor recoveries", *Journal of Financial Economics*, 85, 787–821.

Altman, E. I. (2009), "Default recovery rates and LGD in credit risk modeling and practice", working paper, New York University.

臺灣大學學術期刊資料庫

Altman, E. I., Brady, B., Resti, A., and Sironi, A. (2005), "The link between default and recovery rates: Theory, empirical evidence and implications", *Journal of Business*, 78, 2203–2228.

Altman, E. I., Resti, A., and Sironi, A. (2001), *Analyzing and Explaining Default Recovery Rates*, London: ISDA research report.

Bluhm, C., Overbeck, L., and Wagner, C. (2003), *An Introduction to Credit Risk Modeling*, Boca Raton, FL: Chapman & Hall.

Carey, M. (1998), "Credit risk in private debt portfolios", *Journal of Finance*, 53, 1363–1387.

Dermine, J. and Carvalho, C. N. de (2006), "Bank loan losses-given-default: A case study", *Journal of Banking and Finance*, 30, 1219–1243.

Elizalde, A. (2005), "Credit risk models II: Structural models", working paper, CEMFI and UPNA.

Frye, J. (2000a), "Collateral damage", *Risk*, 13, 91–94.

——— (2000b), "Depressing recoveries", *Risk*, 13, 108–111.

Gordy, M. B. (2000), "A comparative anatomy of credit risk models", *Journal of Banking and Finance*, 24, 119–149.

——— (2003), "A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules", *Journal of Financial Intermediation*, 12, 199–232.

Gupton, G. M. (2005), "Advancing loss given default prediction models how the quiet have quickened", *Economic Notes*, 34, 185–230.

Gupton, G. M., Gates, D., and Carty, L. V. (2000), "Bank loan loss given default", Moody's Investors Service.

Hanson, S. G., Pesaran, M. H., and Schuermann, T. (2008), "Firm heterogeneity and credit risk diversification", *Journal of Empirical Finance*, 15, 583–612.

Jokivuolle, E. and Peura, S. (2003), "Incorporating collateral value uncertainty in loss given default estimates and loan-to-value ratios", *European Financial Management*, 9, 299–314.

Lucas, A., Klaasen, P., Spreij, P., and Straetmans, S. (2001), "An analytic approach to credit risk of large corporate bond and loan portfolios", *Journal of Banking and Finance*, 25, 1635–1664.

Merton, R. C. (1974), "On the pricing of corporate Debt: The risk structure of interest rates", *Journal of Finance*, 29, 449–470.

Miu, P. and Ozdemir, B. (2006), "Basel requirement of downturn LGD: Modeling and estimating PD and LGD correlations", *Journal of Credit Risk*, 2, 43–68.

臺灣人學學術
期刊資料庫

Pesaran, M. H., Schuermann, T., Treutler, B., and Weiner, S. M. (2006), "Macroeconomic dynamics and credit risk: A global perspective", *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1211–1261.

Renault, O. and Scaillet, O. (2004), "On the way to recovery: A nonparametric bias free estimation of recovery rate densities", *Journal of Banking and Finance*, 24, 2915–2931.

Schuermann, T. (2006), "What do we know about loss given default", in Altman et al. (ed.), *Recovery Risk*, 3–24, London: Risk Books.

Vasicek, O. (1987), "Probability of loss on loan portfolio", working paper, San Francisco: KMV Corporation.

——— (1991), "Limiting loan loss probability distribution", working paper, San Francisco: KMV Corporation.

Wei, Z. (2006), "Credit risk: Modeling and application", working paper, Stanford University.

投稿日期: 2010年2月15日, 接受日期: 2010年8月9日

臺灣大學學術期刊資料庫

Impacts of Heterogeneity and Correlations between PD and LGD on Credit Loss: Empirical Study in Taiwan

Ching-Fan Chung

Department of Quantitative Finance, National Tsing Hua University

Jia-Long Huang

First Commercial Bank and Department of Quantitative Finance, National Tsing Hua University

This paper tries to build a joint credit risk model for PD and LGD and apply it to listed companies in Taiwan as a portfolio. PDs are allowed to depend on expected stock returns, which represent the systematic factor, as well as return thresholds based on risk ratings. LGDs are assumed to depend on asset values and equity/debt ratios, in which asset values are decomposed into three components with different "guarantee powers" while equity/debt ratios are also assumed to be affected by the systematic factor. The key idea of this joint model is that PD and LGD are both affected by the systematic factor and therefore correlated. We find from our simulation results that the VaR is larger than it would be with fixed LGD and that LGD correlations among corporate obligators as well as LGD heterogeneity have substantial influence over VaR. The main conclusion therefore is that credit risk can be seriously underestimated by neglecting the correlation between PD and LGD.

Keywords: credit risk loss model, loss given default, probability of default, correlation, heterogeneity, value at risk

JEL classification: C50, G21, G32

臺灣大學學術期刊資料庫