

100CBC-金-1 (委託研究報告)

金融系統流動性風險之評估

委託機關：中央銀行金融業務檢查處

執行單位：國立臺灣大學

計畫主持人：俞明德 〈臺灣大學財務金融系教授〉

計畫協同主持人：馮立功 〈中正大學經濟系副教授〉

計畫助理：陳韋達 〈臺灣大學財務金融系博士生〉

計畫助理：林逸苓 〈臺灣大學財務金融系博士生〉

中華民國 101 年 5 月

〈本報告內容純屬研究小組意見，不代表委託機關意見〉

目次

目次	I
摘要	III
1. 前言	1
1.1. 研究緣起與背景	1
1.2. 研究方法與步驟	2
1.3. 金融系統流動性風險：定義	2
2. 總體壓力測試：定義	3
2.1. 總體壓力測試模型	5
2.2. GVAR 模型	5
3. 銀行系統風險模型建構	6
3.1. 銀行特定模型 VARX*	6
3.2. GVAR 模型解	9
3.3. 銀行 VARX*模型的誤差校正估計	10
4. 銀行系統流動性風險模型	12
4.1. 信用風險模型	12
4.2. 銀行清償能力風險模型	15
4.3. 銀行網絡模型	16
4.3.1 融資流動性風險與市場流動性風險 – 流動性風險管道	16
4.3.2 信用品質衡量指標 – 資本適足率	17
4.3.3 流動性風險	17
4.3.4 交易對手不履約信用損失和反饋迴路(Feedback Loop)	20
5. GVAR 模型實證結果	22
5.1 本國銀行交叉信用暴險權數	23
5.2 GVAR 模型的有效性	25
5.2.1 銀行特定風險因子的統計概要	25
5.2.2 單根檢定	26
5.2.3 銀行特定 VARX 模型階數選取	27
5.2.4 銀行特定 VARX 模型共整合長期關係	27
5.2.5 殘差序列相關檢定	28
5.2.6 共同時間趨勢檢定	29
5.2.7 弱外生性檢定	30
5.2.8 金融系統風險因子對銀行特定風險因子的同期影響	31
5.2.9 結構性穩定檢定	33
5.3 衝擊反應分析	34
6. 本國銀行系統流動性風險之衡量	37
6.1 信用風險模型估計結果	37
6.2 銀行清償能力模型估計結果	39
6.3 網絡模型模擬結果– 傳染性風險及流動性風險	41
6.3.1 無衝擊基本情境與總體壓力測試	43
6.3.2 輕微情境與嚴峻情境下總體壓力測試	44
7. 結論	52

相關參考文獻	54
附錄	56
附錄一 銀行業 GVAR 模型	56
附錄二 網絡模型	59
附錄三「金融系統流動性風險之評估」期中報告審查意見及回覆	60
附錄四「金融系統流動性風險之評估」期末報告審查意見及回覆	74

表次

表 5-1 本國銀行間交叉信用暴險金額權數矩陣	24
表 5-2 銀行特定風險因子的統計概要	26
表 5-3 含截距 ADF 單根檢定	27
表 5-4 銀行特定 VARX 模型落後期數	27
表 5-5 銀行特定風險因子間共整合關係	28
表 5-6 殘差序列相關檢定	29
表 5-7 共同趨勢限制檢定	30
表 5-8 銀行特定系統風險因子外生性檢定	31
表 5-9 銀行特定風險因子和銀行特定系統風險因子間的同期影響	32
表 6-1 本國銀行逾放比率迴歸之參數估計值顯著的家數百分比	38
表 6-2 本國銀行稅前淨利迴歸之參數估計值顯著的家數百分比	40
表 6-3 本國銀行採 BIS 標準壓力測試後一年內發生違約機率	44
表 6-4 統合性總體情境設定	44
表 6-5 本國銀行在輕微情境和在嚴峻情境下一年內會發生違約機率	45
表 6-6 無壓力情境下各類風險損失金額(單位:百萬元)	48
表 6-7 2.33 標準差負向衝擊下各類風險損失金額(單位:百萬元)	49
表 6-8 輕微情境下各類風險損失金額(單位:百萬元)	50
表 6-9 嚴峻情境下各類風險損失金額 (單位:百萬元)	51

圖次

圖 2-1 英格蘭銀行總體壓力測試模型架構	4
圖 4-1 信用損失分配模擬流程圖	14
圖 4-2 獲利分配模擬流程圖	16
圖 4-3 流動性管道流程圖	21
圖 5-1 銀行特定風險因子結構性改變頻率	33
圖 5-2 總體和金融變數對負 2.33 標準差 GDP 衝擊的反應	35
圖 5-3 總體和金融變數對正 2.33 標準差衝擊失業率的反應	36
圖 5-4 總體和金融變數對負 2.33 標準差衝擊股價的反應	36
圖 5-5 總體和金融變數對負 2.33 標準差衝擊房價的反應	37
圖 6-1 本國銀行逾期放款的實際值和預測值	39
圖 6-2 本國銀行稅前淨利的實際值和預測值	41
圖 6-3 本國銀行拆出信用暴險占銀行股權比重	42
圖 6-4 本國銀行拆入信用暴險占銀行股權比重	43
圖 6-5 各種總體和金融壓力測試情境下違約家數	46

摘要

在總體和金融處於下滑風險情境下，本研究旨在量化臺灣本國銀行系統流動性風險。借鏡英國英格蘭銀行的總體壓力測試模型架構，依序模組化成四個模型：銀行特定風險因子 **GVAR** 模型、信用風險模型、銀行清償能力模型和金融系統流動性風險模型。

首先，透過弱外生性和結構性穩定檢定，我們確認 **GVAR** 模型的可行性，有關總體和金融變數在衝擊下的反應也符合經濟直覺。其次，我們設定各種情境來探討銀行違約家數與對應的違約機率。在各種統合性總體和金融壓力情境測試中發現，儘管信用風險因總體和金融情勢下滑會產生籌資流動性風險，並觸動市場流動性風險，但本國銀行的資本適足率仍皆能維持在正值。因此，面對國內經濟下滑風險時，群聚性違約和傳染性違約因僅限於少數幾家銀行，主要違約風險來源仍是信用風險。因銀行間交叉信暴險而存在交易對手不履約風險，只會發生在嚴峻情境內，但這種傳染銀行違約發生的機率也是相當低。故本國銀行會發生系統流動性風險的機率甚低。

1. 前言

自 2008-2009 金融海嘯造成銀行體系嚴重地瀕臨違約的風險後，如何量化在總體壓力下銀行體系流動性風險成為產官學界之重要課題。儘管不一定是與銀行清償能力 (Solvency) 有關，但市場流動性與融資流動性併發時，銀行業也可能陷入無力清償 (Insolvency) 危機。為了避免 2008-2009 金融海嘯引爆全體銀行機構信用緊縮問題，特別是針對銀行系統流動性風險 (Systemic Liquidity Risk)，未來第三代 Basel 資本協定主張要能建立一個衡量風險因子方法量化額外流動性補充，以吸收因銀行拋售資產而發生的市場流動性風險 (Market Liquidity Risk) 和以短支長之到期日轉換錯配 (Maturity Mismatch) 衍生的籌資流動性風險 (Funding Liquidity Risk)。目的是希望銀行業及早建置流動性緩衝部位 (Liquidity Buffer)，中央銀行也可掌握銀行體系流動性風險以建置銀行體系總體審慎性架構 (Macroprudential Framework)，以及進而依據個別銀行對銀行系統流動性風險之邊際貢獻訂定融資利率。

1.1. 研究緣起與背景

2008 年因美國雷曼兄弟 (Lehman Brothers) 投資銀行違約觸發金融系統流動性風險事件，使得前瞻性系統流動性風險成為強調金融穩定的中央銀行、金融監理機關、與國際貨幣組織和秉持風險管理的金融機構極欲量化的課題。金融機構、中央銀行和監理主管機關最關切的共同課題應是：在總體和金融同時受到下滑風險 (Downside Risk) 衝擊時，如果具有景氣循環特性的個別銀行特定風險因子因而發生不利變動，如資產負債表或損益表，導致資本適足性惡化，金融系統流動性風險是否會發生？

各界對系統流動性風險量化的重視，起因於 2008 年美國投資銀行雷曼兄弟向同業告貸無門而違約，引爆世界主要金融市場出現資產大舉拋售 (Asset Fire Sales)，導致交易對手不履約風險 (Counterparty Risk) 陡增，斷絕清償能力脆弱銀行的流動性來源，使得世界經濟因金融性信用萎縮 (Credit Crunch) 而發生自 1930 年代以來最嚴重衰退。讓各國金融體系終於正視起源於市場流動性風險而造成的系統流動性風險的嚴重性 (見 Afonso et al, 2010)。

1.2. 研究方法與步驟

因之，我們研究報告的主旨應用總體壓力測試分別量化本國銀行的系統流動性風險和傳染性(Contagious)流動性風險。在管控和降低金融系統流動性風險時，由於總體壓力測試(Macro Stress Test)為目前前瞻性風險管理和創造潛在總體審慎(Macroprudential)工具最為廣泛使用的方法，因此，本研究借鏡英格蘭銀行(BoE)與國際貨幣基金會(IMF)的風險管理模組化法(Module Approach)，嘗試發展一個統合性量化模型架構，做為相關權責機關提升風險評估工作之參考。

為達此目的，我們分別建立一個系統性向量自我迴歸總體計量模型和一個本國銀行交叉信用暴險網絡模型。參照國際貨幣基金會的 2011 年四月份 Global Financial Stability Report (GFSR)，我們的研究方法是分成三個階段取得量化銀行系統流動性風險。這三個階段分別為：對銀行特定風險因子進行總體壓力測試、衡量銀行信用風險、清償能力風險和籌資與市場流動性風險以及建立衡量傳染流動性風險的銀行網絡模型。

1.3. 金融系統流動性風險：定義

為了釐清金融系統流動性風險的概念，我們採取 Barnhill and Schumacher (2011)對金融系統流動性風險所下定義：「許多金融機構同時面臨流動性不足情況的機率」；亦即，金融業發生總合流動性不足情況的機率。系統流動性衝擊的發生常與銀行恐慌息息相關。譬如，純流動性衝擊是因為存戶提款行為造成銀行系統出現流動性供給不足而發生。學理上，Diamond and Dybvig (1983)臆測銀行恐慌的發生是一個壞的均衡實現。這是存戶互相關切其他存戶行為就會造成純流動性衝擊的自我預期實現存款擠兌(Self-fulfilling Expectation of Random Withdraw)。另一方面，Allen and Gale (1998)則認為在對銀行資產價值資訊不對稱的市場內，銀行恐慌引發的存戶提款行為，乃是存戶為試圖分辨出銀行清償能力而對銀行所採取的市場紀律行為。當景氣欠佳導致銀行資產價值減少時，銀行無法信守承諾的可能性隨之提高。因此，極易促使存戶提款而釀成銀行恐慌。

此外，Afonso et al (2010)的實證顯示流動性與銀行清償能力有關：對個別銀行的衝擊亦可能導致整個市場流動性減少。Afonso et al (2010)認為造成的原因有二：(1)流動性

因交易對手不履約風險而枯竭，以及(2)金融業的流動性儲藏(Liquidity Hoarding)；這種對流動性需求的增加純粹是出於預防性動機，縱使是有高品質交易對手，銀行的放款也會對之收手。因此，縱使個別銀行出現小規模流動性衝擊，在資訊不對稱下，在無從得知銀行和其有交叉信用暴險銀行的流動性風險規模，透過銀行同業拆款市場(Interbank Market)網絡循序性提領(Sequentially Withdraw)產生金融傳染流動性風險(Financial Contagion)，可能造成「星火燎原」的系統流動性風險(見 Allen and Gale, 2000)。Barnhill and Schumacher (2011)對美國本國銀行的驗證也支持清償能力極可能會釀成流動性衝擊而導致傳染性金融系統流動性風險。

其次，銀行違約的群聚效應(Herding Effect)是指因共同受到系統流動性風險所引起的一家以上銀行同時違約的情況，而銀行違約的傳染效應(Contagious Effect)則必需是因違約銀行的信用違約或無清償能力銀行的資產處分行為而導致其他銀行發生違約或無清償能力的情況。譬如，在資訊不對稱下，因存戶提領所引起的一家以上銀行違約現象是屬於群聚效應並不是傳染效應，故屬於系統性。因為存戶的提領行為是共同受到消費偏好衝擊所致(見 Allen and Gale, 2000)。因此，量化系統流動性風險有助於釐清銀行違約的群聚效應和傳染效應，對於規劃和執行總體審慎政策和工具之主管機關有莫大的涵義。

我們將研究報告分成七節，除第 1 節為前言外，在第 2 節中說明總體壓力測試的流程。第 3 節為將 Pesaran et al (2004)的 GVAR 模型應用至建構銀行系統風險模型。第四節為建立銀行系統流動性風險模型，其中，包括四個模組模型：信用風險模型、清償能力風險模型、流動性風險模型以及網絡模型；第 5 節為 GVAR 模型實證結果；第 6 節為本國銀行系統流動性風險之衡量，最後是第 7 節是本研究報告的結論

2. 總體壓力測試：定義

總體壓力測試是在極端但合理的嚴重總體經濟衝擊下評估金融系統之信用風險及其衍生出來的系統流動性風險的脆弱性(Vulnerability)。總體壓力測試是對金融體系的下滑風險(Downside Risk)進行前瞻性量化。最早用於 2002 年英國英格蘭銀行與 IMF 合作的英國金融系統穩定模擬(Hoggarth and Whitley, 2003)。2005 年英格蘭銀行首先建構

出「總體壓力測試架構」(見 Bunn, Cunningham and Drehmann, 2005)。

圖 2-1 為英格蘭銀行還在發展中的量化金融系統穩定架構，其與 2005 年英格蘭銀行總體壓力測試架構的差別為加入網絡模型(參照 Barnhill and Schumacher (2011))。這反映出風險管理工作，自 2009 年起，已由過去的量化信用風險推進至量化清償能力風險和系統流動性風險。依圖 2-1 流程，我們將對本國銀行系統流動性風險的總體壓力測試模型依序模組化成為四個模型。其中，流程(1)為總體壓力測試模型：在這個模型內，主要是將觸發銀行信用風險的特定風險因子與總體和金融變數間做連結。流程(2)為，當銀行特定風險因子發生改變時，一方面，需要透過銀行的信用風險和淨利等模型以衡量清償能力並評估銀行資本適足率，另一方面也需要隨時透過 Čihák (2007)稱為的衛星模型以衡量市場和籌資流動性風險，藉以調整銀行資本適足率。當在 T 期判別到有銀行發生違約或流動性不足時，就進入流程(3)的銀行網絡模型，藉以衡量是否有與違約銀行有交叉信用暴險的銀行會因而發生傳染性違約或流動性不足。流程(3)將持續直到無任何銀行有傳染性違約或流動性不足為止。這時候，我們將進入下一期(T+1)，流程(4)是重覆流程(2)和流程(3)，直到總體壓力測試所設定動態時間結束為止。圖 2-1 中的虛線所表示的是銀行系統流動性風險應會回饋而影響到總體和金融變數。但目前所有相關研究皆視為存在但因難度過高而忽略這種回饋。因此，本研究報告亦採取這種做法。

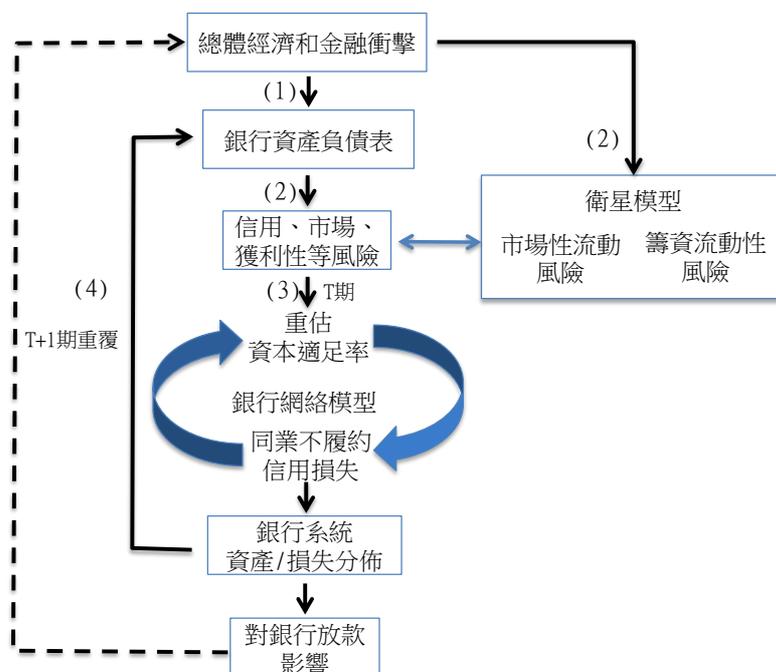


圖 2-1 英格蘭銀行總體壓力測試模型架構

資料來源：參考 Alessandri et al (2009)與 Barnhill and Schumacher (2011)

2.1. 總體壓力測試模型

總體壓力測試就是 VAR 模型廣泛使用的「衝擊反應分析(Impulse-response analysis)」。然而，典型 VAR 模型存在兩個缺點：首先，與研究相關的最重要缺點，金融機構特定的景氣循環特性若是因有無法觀測共同因子造成，典型 VAR 模型會因個體金融機構的獨特風險(idiosyncratic risk)相互間不獨立而導致違約機率(Probability of Default)估計結果出現偏誤(見 Pesaran et al, 2006)。因為 VAR 模型未能將銀行特定的系統風險自銀行獨特風險中分離出來，導致銀行間的獨特風險共變異數不等於零。因此，實證結果推論出的最可能發生的偏誤為將個別銀行流動性風險的群聚效應誤判為傳染效應。其次，若要研究銀行間的共變動 - 系統風險的來源，資料限制使得典型 VAR 模型無法涵蓋大樣本的銀行業。

因此，為了建構銀行特定風險因子與銀行特定系統風險因子、總體和金融變數間的下滑風險關係，我們採用 Pesaran, Schuermann, and Weiner (2004, 簡稱 PSW)的 GVAR 模型；另一方面，採用 Pesaran, Schuermann, Treutler, and Weiner (2006, 簡稱 PSTW)的量化信用風險模型。

在 GVAR 模型中，G 代表「global」是因 PSW (2004)研究為數高達 25 個國家或地區的國際性景氣循環而取名的。由於我們的研究是應用 GVAR 模型至銀行體系，因此「G」一詞應擴大詮釋為代表「System-wide」。目前尚無國內外文獻將 GVAR 模型僅用於一國之本國銀行，因此 GVAR 模型的適用性值得關注。

2.2. GVAR 模型

本研究的 GVAR 模型是由個別銀行的向量誤差修正模型估計結果來組成的銀行系統模型(System-wide VAR model)。模型內的每家銀行特定風險因子皆以相同方式受到其特定系統風險因子所影響。在本研究內，後者是由個別銀行特定風險因子搭配銀行間交叉信用暴險權數建構而成，並用來做為本國銀行共同不可觀測因子的代理變數。因此，這個本國銀行模型最後是完全是專門用在可觀測到的因素，包括總體與金融變數。

我們的模型特色包括：(1)中央銀行與金管會共同監理的所有本國銀行全部納入，以 2011 年 12 月底金管會官網仍有財報揭示的本國銀行共計 38 家，再以金管會自 2006 年 1 月起逐季揭示本國銀行財報後，迄至 2011 年 12 月底，具有完整的 72 個月放款資

料的 34 家本國銀行做為本研究樣本；(2)用模組化方法整合風險 – 信用、清償能力和系統流動性等風險；(3)強調高過銀行自行管理與訂價的風險，這是因為銀行間交叉性信用暴險反饋影響而增添銀行的外部性傳染風險；(4)將信用風險、清償能力和銀行網絡與結合總體和金融壓力測試模型動態模擬達 12 個月，目前國內文獻似未見到。

GVAR 模型所具有的優點為：(1)特別適用於分析個別銀行的特定系統流動性波動特性；(2)可以對本國銀行進行統合性總體情境壓力測試；(3)個別銀行特定模型的設定相當有彈性；(4)減輕大型計量模型估計時會面臨到的樣本不足窘境；以及，(5)個別銀行間可局部群組化，如金控群和非金控群、官股銀行群和民營銀行群等，俾利進行評估銀行群特定的金融穩定性。

然而，GVAR 模型的適用性建立在銀行特定系統風險因子的弱外生性(Weak Exogeneity)和模型結構性安定性這兩項假設上。這兩個假設成立時，透過個別銀行特定 VAR 模型 – PSW(2004)稱之為「VARX 模型」– 聯立解出 GVAR 模型。

3. 銀行系統風險模型建構

因此，整個總體壓力測試所植基的 GVAR 分析方法是分成兩個階段來進行：先要建構個別銀行系統風險模型，然後由個別銀行系統風險模型聯立取得銀行系統風險 GVAR 模型。

3.1. 銀行特定模型 VARX*

假設由 N 家銀行構成本國銀行，若以 $i=1, \dots, N$ 做為個別銀行指標，而以 $i=0$ 做為本國銀行指標並做為外生性的標竿金融機構(Numeraire Bank)。在銀行特定系統風險因子的弱外生性假設下(詳見附錄一)，每家銀行的特定風險因子係由可觀測的銀行特定系統風險因子加權平均，並加上確定性變數，如時間趨勢，和總體和金融變數等所決定。為求簡單起見，我們用一階動態設定來說明 i 銀行的 $k_i \times 1$ 銀行特定風險因子向量與 $k_i^* \times 1$ 銀行特定系統風險因子向量、 $m \times 1$ 總體和金融變數向量的聯結。因此，有關設定可寫成

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it},$$

$$t=1,2,\dots,T, i=0,1,2,\dots,N, \quad (3-1)$$

其中， Φ_i 是一個 $k_i \times k_i$ 落後係數矩陣， Λ_{i0} 與 Λ_{i1} 分別是 $k_i \times k_i$ 銀行系統風險因子係數矩陣， Ψ_{i0} 與 Ψ_{i1} 分別是 $k_i \times m$ 總體和金融變數係數矩陣，以及 ε_{it} 是一個 $k_i \times 1$ 銀行獨特衝擊(Idiosyncratic Shocks)向量。在 $\Lambda_{i0} = \Lambda_{i1} = \mathbf{0}$ 特殊個案中，(3-1)式縮減成標準的一階向量自我迴歸過程，VAR(1)。如果系統風險因子存在，(3-1)式則被視為是一個擴充性VAR模型。因為(3-1)式內出現系統風險因子向量 x_{it}^* ，PSW(2004)稱銀行特定VAR模型為VARX*。

如設定的標準假設，獨有的衝擊向量 ε_{it} 滿足序列不相關而具備平均值為0和一個非奇異相關矩陣， $\Sigma_{ii} = (\sigma_{ii,ls})$ 。其中， $\sigma_{ii,ls} = cov(\sigma_{ilt}, \sigma_{ist})$ 。或者，可簡約表示成 $\varepsilon_{it} \sim iid(\mathbf{0}, \Sigma_{ii})$ 。某種程度上，GVAR模型容許銀行獨特衝擊間具橫斷面相關性。

x_{it} 代表i銀行在時間t期的 $k_i \times 1$ 風險因子行向量，而 $t=1,2,\dots,T$ 。本模型選擇的銀行風險因子為i銀行的應收帳款(以ar代表)、放款(以loan代表)、備供出售資產(以afs代表)和持有至到期資產(以htm代表)等資產。這些資產依其風險性質分別歸類成銀行資產負債表中金融資產交易帳(Trading book)和放款帳(Loan book)等財務變數：例如，構成金融交易帳之主要市場流動性風險的備供出售資產和利率風險的持有至到期日，以及構成放款帳之主要信用風險的應收帳款和放款。這些風險因子構成本國銀行資產的絕大部分。因此， $x_{it}=(ar_{it}, loan_{it}, afs_{it}, htm_{it})$ 。銀行在t期可觀測到的共同總體與金融變數 d_t ，則選擇GDP(以y代表)、失業率(以un代表)、貨幣供給(以m代表)、通貨膨脹率(以Dp代表)、短期利率(以sr代表)、股價(以q代表)和房價(以ph代表)。因此， $d_{it}=(y_t, un_t, m_t, Dp_t, sr_t, q_t, ph_t)$ 。除失業率和通貨膨脹率外，其他變數皆除以消費者物價指數(CPI)轉成實質變數後再取其對數。其中，短期利率則以本息對數除以12轉成月利率。

根據PSW(2004)，(3-1)式中可觀測的i銀行特定系統風險因子向量 x_{it}^* 是i銀行的應收帳款交叉信用暴險加權平均(以ar*代表)、放款交叉信用暴險加權平均(以loan*代表)、備供出售資產交叉信用暴險加權平均(以afs*代表)和持有至到期資產交叉信用暴險加權平均(以htm*代表)，即

$$x_{it}^* = (ar_{it}^*, loan_{it}^*, afs_{it}^*, htm_{it}^*)'$$

其中，

$$\begin{aligned}
 ar_{it}^* &= \sum_{j=0}^N w_{ij}^{ar} ar_{jt}, & loan_{it}^* &= \sum_{j=0}^N w_{ij}^{loan} loan_{jt}, \\
 afs_{it}^* &= \sum_{j=0}^N w_{ij}^{afs} afs_{jt}, & htm_{it}^* &= \sum_{j=0}^N w_{ij}^{htm} htm_{jt}, \\
 \sum_{j=0}^N w_{ij}^{ar} &= \sum_{j=0}^N w_{ij}^{loan} = \sum_{j=0}^N w_{ij}^{afs} = \sum_{j=0}^N w_{ij}^{htm} = 1. & & (3-2)
 \end{aligned}$$

式(3-2)中， w_{ij}^{ar} ， w_{ij}^{loan} ， w_{ij}^{afs} 和 w_{ij}^{htm} ，我們採用的是銀行*i*對銀行*j*=0, 1, ..., *N*的交叉信用暴險權數。由於銀行本身的交叉信用暴險為零，因此， $w_{ii}^{ar} = w_{ii}^{loan} = w_{ii}^{afs} = w_{ii}^{htm} = 0$ 。然而，相同的銀行何以其風險因子所對應的交叉信用暴險權數不同？這是因為當某家銀行因欠缺某風險因子或資料不全時，則是參照 Dees, di Mauro, Pesaran, and Smith (2007，本文簡稱 DdPS)做法，需將對應沒有特定風險因子銀行之所有其他銀行的交叉信用暴險權數定為零，並重算交叉信用暴險權數。因此，相同的銀行可能發生對應風險因子的交叉信用暴險權數會不相同。此外，雖然本國銀行內所有交叉暴險相互抵銷，故 $w_{i0}^{ar} = w_{i0}^{loan} = w_{i0}^{afs} = w_{i0}^{htm} = 0$ ，但由於本模型中的本國銀行特定風險因子乃是所有銀行的風險因子加總。為突顯大銀行的可能影響，我們採用銀行信用暴險占本國銀行信用暴險比重做為權數。

據 PSW(2004)指出，透過三個分開但卻相連的途徑，GVAR 模型容許不同銀行間有所互動：

- (1) x_{it} 對 x_{it}^* 的有同期相關與落後一期相關；
- (2) 銀行特定風險因子對共同的總體和金融變數有相關；
- (3) *i* 銀行獨有衝擊與 *j* 銀行獨有衝擊間同期相關不等於零，即對 $i \neq j$ 而言，

$$\Sigma_{ii} = cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}'), \quad (3-3)$$

其中， ε_{it} 已於式(3-1)所定義，而 $\sigma_{ii,ls} = cov(\sigma_{ilt}, \sigma_{ist})$ 則係銀行 i 的 l 變數與銀行 j 的 s 變數間的共變異數。這種共變異數之所以不為零，由式(3-3)可知是因為任何兩家銀行間可能因有共同的其他銀行分別對這兩家銀行的有交叉信用暴險所致。

3.2. GVAR 模型解

只要銀行特定的系統風險因子具有弱外生性(Weak Exogeneity)，而且 VARX*模型結構具穩定性，則 N+1 個銀行特定模型(3-1)可透過銀行特定模型的弱外生性變數與本國銀行其他銀行的變數聯結。利用本國銀行與每家銀行的 VARX*模型可建構出 GVAR 模型。首先，讓我們先定義 $(k_i + k_i^*) \times 1$ 向量

$$z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix}, \quad (3-4)$$

並將式(3-1)改寫成

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1} t + B_i z_{i,t-1} + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (3-5)$$

其中， $A_i = (I_{k_i}, -A_{i0})$ 和 $B_i = (\Phi_{i1}, A_{i1})$ 。 A_i 和 B_i 矩陣階數皆為 $k_i \times (k_i + k_i^*)$ ，而且 A_i 為一個列全秩(Full Row Rank)。將所有銀行特定變數合成一個 $k \times 1$ 向量 $x_t = [x'_{0t}, x'_{1t}, \dots, x'_{Nt}]'$ ，因此 $k = \sum_{i=0}^N k_i$ 為本文銀行模型的全部內生變數個數。銀行特定交叉信用暴險權數式(3-2)，可將式(3-4)改寫成

$$z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix} = W_i x_t, \quad (3-6)$$

式中， W_i 為 i 銀行的一個 $(k_i + k_i^*) \times k$ 常數矩陣。透過 W_i 的銜接性和非銀行特定的總體和金融變數特性， $W_i d_t = d_t$ ，式(3-5)銀行特定模型便可用全體變數向量寫成

$$A_i W_i x_t = a_{i0} + a_{i1} t + B_i W_i x_{t-1} + \Psi_{i0} W_i d_t + \Psi_{i1} W_i d_{t-j} + \varepsilon_{it}, \quad (3-7)$$

GVAR 模型可由個別銀行模型式(3-7)推疊而成，其式如下：

$$Gx_t = a_0 + a_1 t + Hx_{t-1} + \Psi_0 d_t + \Psi_1 d_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3-8)$$

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}$$

以及

$$G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{pmatrix}, \Psi_0 = \begin{pmatrix} \Psi_{00} W_0 \\ \Psi_{10} W_1 \\ \vdots \\ \Psi_{N0} W_N \end{pmatrix} \text{ 和 } \Psi_1 = \begin{pmatrix} \Psi_{01} W_0 \\ \Psi_{11} W_1 \\ \vdots \\ \Psi_{N1} W_N \end{pmatrix}。$$

G 為一 $k \times k$ 階方陣。如果 G 是非奇異，就會有完全秩。式(3-8)的 GVAR 模型便可寫成：

$$x_t = G^{-1} a_0 + G^{-1} a_1 t + G^{-1} H x_{t-1} + G^{-1} \Gamma_0 d_t + G^{-1} \Gamma_1 d_{t-1} + G^{-1} \varepsilon_t, \quad (3-9)$$

當 $G^{-1}H$ 的特徵根絕對值皆小於 1 時，(3-9)式具動態安定性，因此就可用於預測全部風險因子 x_t 。

3.3. 銀行 VARX*模型的誤差校正估計

當一個時間序列模型不存在任何長期關係時，表示變數為非定態。因此，在對模型進行估計時，該變數需要做差分。反之，當模型存在長期關係而且其個數與內生性變數個數相同時，表示變數間定態性存在。因此，模型估計可用原始變數值而毋需差分，以免因過度差分而致估計偏誤。然而，當銀行模型的長期關係並非完全不存在，只是因其個數小於內生性變數個數而發生不足時，變數取差分前必需伴隨對時間序列模型進行誤差校正。在對模型長期關係無先驗資訊，式(3-1)可改寫成

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \Pi_i (v_{i,t-1} - \kappa_i (t-1)) + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + \Psi_{i0} \Delta d_t + \varepsilon_{it}, \quad (3-10)$$

其中， $v_{it} = \begin{pmatrix} z_{it} \\ d_{it} \end{pmatrix}$ ， $\Pi_i = (A_i - B_i - \Psi_{i0} - \Psi_{i1})$ ，而且 $c_{i0} = a_{i0} + \Pi_i \kappa_i$ 。

因此， i 銀行或全體銀行的模型誤差性質匯聚於一個非差分 $k_i \times (k_i + k_i^* + m_i)$ 矩陣 Π_i 。它的矩陣秩數 $\gamma_i (\leq k_i)$ 設定 i 銀行模型的長期關係。因此，

$$\Pi_i = \alpha_i \beta_i' \quad (3-11)$$

式中， α_i 為 $k_i \times r_i$ 負荷矩陣的全秩(Full Column Rank)而 β_i 是 $(k_i + k_i^* + m_i) \times r_i$ 共整合向量矩陣，也同為全秩。如果 Π_i 出現欄秩不足，為了避免誤差校正模型的時間趨勢在 x_{it} 中轉變成二次平方趨勢，增加判定共整合向量困難度，PSW(2004)建議可將時間趨勢係數設限為

$$\alpha_{i1} = \Pi_i \kappa_i \quad (3-12)$$

κ_i 是一個 $(k_i + k_i^* + m_i) \times 1$ 固定常數向量。這種設定等於是對時間趨勢係數加諸 $k_i - \gamma_i$ 條限制。

GVAR 模型中，長期關係數目可由 $[G - H, -\Psi]$ 的秩決定。因此，

$$[G - H, -\Psi] = \tilde{\alpha} \tilde{\beta}' = \begin{pmatrix} (A_0 - B_{0i})W_0 & \Psi_{0i}W_0 \\ (A_1 - B_{1i})W_1 & -\Psi_{1i}W_0 \\ \vdots & \vdots \\ (A_N - B_{Ni})W_N & -\Psi_{Ni}W_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \beta_0' W_0 \\ \alpha_1 \beta_1' W_1 \\ \vdots \\ \alpha_N \beta_N' W_N \end{pmatrix} \quad (3-13)$$

式中， $\tilde{\alpha}$ 是銀行系統負荷係數的 $k \times r$ 塊狀對角線矩陣。

$$\tilde{\alpha} = \begin{bmatrix} \alpha_0 & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \alpha_1 & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \alpha_N \end{bmatrix}, \tilde{\beta} = [W_0' \beta_0, W_1' \beta_1, \dots, W_N' \beta_N]$$

因此，銀行體系模型的長期關係數目 $r = \sum_{i=0}^N r_i$ 而銀行特定風險因子變數總數 $k = \sum_{i=0}^N k_i$ 。換言之， $\text{rank}(\tilde{\alpha}) = \sum_{i=0}^N \text{rank}(\alpha_i) = r$ 。亦即，銀行體系模型的長期關係數目等於個別銀行特定模型的長期關係數目之加總。

4. 銀行系統流動性風險模型

由第 3 節 GVAR 模型設定與估計，我們可獲得銀行特定風險因子對總體和金融變數衝擊的反應。按照圖 2-1 流程(2)所示的衛星模型，我們可以建立一個以 GVAR 模型為核心分析的銀行系統流動性風險模型。構成我們的銀行系統流動性風險模型有三個，依序分別是信用風險模型、銀行清償能力風險模型以及銀行網絡模型。

4.1. 信用風險模型

信用風險模型是用來連接銀行特定風險因子與信用風險之間的關係，依 Čihák (2007)的分類可分為使用放款績效的資料或是使用銀行業或銀行一般放款戶的資料。後者通常因需要比較詳細的資料而有困難獲得，而且會因只有上市銀行才會有公開的資料而被侷限於上市銀行。因此本文使用放款績效資料作為信用風險的衡量。常見的放款績效衡量有會計類變數例如逾期放款、呆帳轉銷、備抵呆帳、呆帳準備等；另一類直接計算違約機率，依不同產業或部門計算總放款件數中違約的件數。惟此方法假設每個放款皆有相同的分配及違約機率。總之，會計類的放款績效指標中，備抵呆帳以及呆帳準備視為“預期”的呆帳損失，通常具有盈餘管理的用途，相對而言，使用呆帳轉銷則為事後“實際”呆帳損失。

仿效現有信用風險量化文獻，在中央銀行貨幣政策維持不變及無擠兌發生的假設下，本研究參照 Čihák (2007) 的分析，於本研究的放款績效指標將選擇與總體經濟情況相關性甚高的銀行逾放比率(NPL ratio)。逾放比率為介於(0, 1)之間的數值，則可利用勝算比轉換後取對數使其值域可介於正負無窮大之間，較可模擬出極端的損失。本研究將逾放比率轉換為勝算比(Odds)且取對數差分後，參照 PSW (2004)，對銀行特定風險因子，如應收帳款、放款、備供出售資產、持有至到期資產，以及共同總體和金融風險因子，如實質 GDP、失業率、通貨膨脹率、短期利率、實質房價及實質股價等，取差分後做同期或落後期迴歸，以得到受到衝擊之後的逾放比率，再將所得逾放比率乘上由 GVAR 模型預測出的(條件性)放款金額便可得到(條件性)信用損失。

在不失去一般性下，我們假設模型中變數皆有相同的兩期落後期數，因此， i 銀行放款的績效指標模型設定假設可表示成為

$$\begin{aligned} \Delta npl_{i,t+1} = & \alpha_i + \sum_{p=0}^2 \beta'_{i,p} \Delta x_{i,t+1-p} + \sum_{p=0}^2 \beta^*{}'_{i,p} \Delta x^*_{i,t+1-p} \\ & + \sum_{p=0}^r \gamma'_{i,r} \Delta d_{t+1-p} + \eta_{i,t+1}, \quad i=1,2,\dots,N. \end{aligned} \quad (4-1)$$

式中， npl_i 為衡量 i 銀行放款績效指標的逾放比率，其餘變數向量則已被定義於第 3 節。因此 $\beta'_{i,p}$ 為 $1 \times k_i$ 向量， $\beta^*{}'_{i,p}$ 為 $1 \times k_i^*$ 而 $\gamma'_{i,r}$ 則為 $1 \times m$ 向量。此外，i 銀行的獨特衝擊 η_i 假設每期皆服從 $\eta_{i,T+n} \sim N(\mathbf{0}, \sigma_i)$ 。本信用模型的特點為加入可觀測的銀行特定系統風險因子 x^* 。這是用來反映無法觀測到的個別銀行特定風險因子間系統共變動性，如資產配置策略、資產負債表創新等。這項銀行特定系統風險因子在典型的信用風險模型設定中是不存在的。但是，如果存在無法觀測到的銀行間共變動性，則典型的銀行信用風險模型會出現銀行間獨有衝擊具相關性問題。¹因此會造成信用風險的量化不完全是反映真正的銀行獨有衝擊，因為它也包含了銀行特定系統風險。這會對違約機率估計發生偏誤。影響所及，最可能是將銀行違約事件發生，而由銀行系統風險所產生群聚效應誤判成為是銀行獨有的傳染效應。

根據個別銀行特定模型(3.1)，可將(4-1)式改寫成

$$\Delta npl_{i,t+1} = \alpha_i + \sum_{p=0}^2 \Gamma'_{i,p} \Delta y_{i,t+1-p} + \eta_{i,t+1}, \quad i=1,2,\dots,N. \quad (4-2)$$

式中，

$$y_{i,t+1-p} = \begin{bmatrix} x_{i,t+1-p} \\ x^*_{i,t+1-p} \\ d_{t+1-p} \end{bmatrix}, \quad \Gamma_{i,p} = \begin{bmatrix} \beta_{i,p} \\ \beta^*_{i,p} \\ \gamma_{i,p} \end{bmatrix}. \quad (4-3)$$

因此，若衝擊被設定已知，將 GVAR 模型動態(3-10)式的估計結果代入(4-2)式，便可計算 i 銀行在第 T+n 期的對應特定衝擊條件性之逾放比率， $npl_{i,T+n}$ 。由於目前所關切的是總體和金融環境的下滑風險，因此我們假設衝擊只發生在對總體或金融變數下，即

$$d_{t+1} = d_t + \mathcal{D}v_{t+1}, \quad (4-4)$$

¹ $\text{cov}(\sum_{p=0}^2 \beta'_{i,p} \Delta x^*_{i,t+1-p} + \eta_{i,t+1}, \sum_{p=0}^2 \beta'_{j,p} \Delta x^*_{j,t+1-p} + \eta_{j,t+1})$
 $= \text{cov}(\sum_{p=0}^2 \beta'_{i,q} \Delta x^*_{i,t+1-p}, \sum_{p=0}^2 \beta'_{j,p} \Delta x^*_{j,t+1-p}) \neq 0$

其中， \mathbf{D} 為一 $1 \times m$ 向量，祇有對應被衝擊的總體或金融變數之向量元素為一，而其他向量元素則皆為零。儘管各種衝擊的發生可能具有高度關聯性，但是本文假設衝擊源自凱因斯的自主性變動(Animal Sprits)。因此，各種衝擊的發生相互間是獨立的。故式(4-2)可進一步改寫為

$$\Delta npl_{i,t+1} = \alpha_i + \sum_{l=0}^2 \Gamma'_{i,l} (\mathbf{D}\mathbf{v}_{t+1-l}) + \eta_{i,t+1}, \quad (4-5)$$

我們將模擬放款績效指標逾放比率的步驟呈現於圖 4-1：

圖 4-1 所有描述的信用風險量化步驟為：

- (1) 估計風險產生因子模型，即為 GVAR 模型。
- (2) 估計放款績效指標逾放比率模型，擷取係數估計值以及殘差之變異數。
- (3) 利用 GVAR 模型產生之第 $t+i$ 期衝擊反應函數， $i=1,2,\dots,12$ ，代入(4-1)式，並加上各風險因子樣本在 2011 年 12 月底的數值後乘上估計係數，再加上隨機抽取的 $\eta_{i,t+n} \sim N(0, \sigma_i)$ ，此為放款績效指標之隨機性來源。
- (4) 在常態分配下，採取 Monte Carlo 方法重複步驟 3 一萬次，即得到一萬次總體情境下之條件性逾放比率，並取指數還原後再乘上以 GVAR 模型算出的放款金額當作條件性逾期放款的金額。²

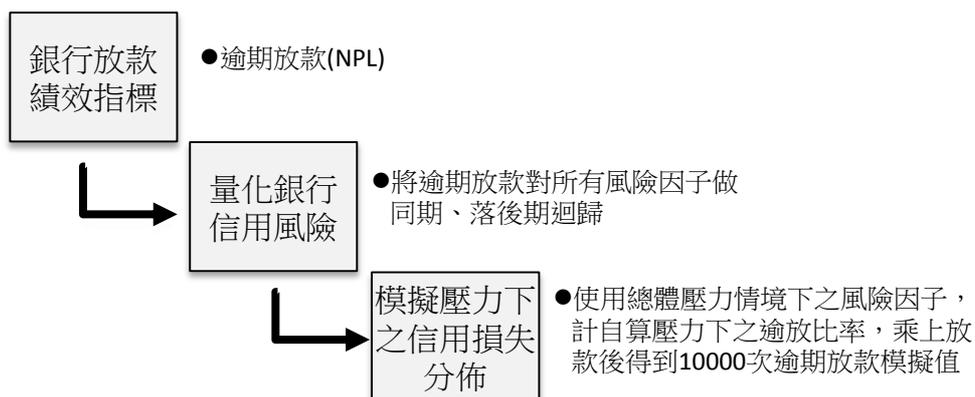


圖 4-1 信用損失分配模擬流程圖

² 在發生機率微小的極端事件分析中，常態分配假設往往備受質疑。但本模型使用的是小樣本，而且本模型各銀行特定風險因子與特定系統風險因子間具有共變動。因此不適用於具反覆抽取的 Bootstrapping 模擬。因為共變動性可能離散式抽取樣本而消失。因此仍需採用具常態分配假設的 Monte Carlo 模擬。

4.2. 銀行清償能力風險模型

評定銀行是否有無清償能力時，資產負債表的信用風險固然會對銀行資本適足性構成衝擊，但銀行獲利能力受總體和金融變數衝擊的影響也應納入考慮。因為銀行的獲利可打消部分的信用損失，改善資本適足率，降低信用風險衝擊；但是，銀行的虧損卻會在銀行面臨信用損失下，使得銀行資本適足率惡化，深化信用風險衝擊。因此，需要量化銀行的利潤或虧損 (P/L) 對總體經濟衝擊的反應及其分佈。為此，我們採取 Alessandri et al (2009) 的補充資本 (Re-investment) 假設，將條件性信用損失與條件性獲利逐期彙總至銀行資產負債表，重新計算資本適足率，用來辨別銀行的清償能力 (Solvency)。

我們先將銀行淨利定義為稅前淨利(Earnings before Income Taxes/ebit)，其產生過程則與信用損失產生過程完全相同。差異僅在於將逾放比率改為稅前淨利，因此，i 銀行的淨利模型為：

$$\begin{aligned} \Delta ebit_{i,t+1} = & \alpha_i + \sum_{p=0}^2 \beta'_{i,p} \Delta x_{i,t+1-p} + \sum_{p=0}^2 \beta^*{}'_{i,p} \Delta x^*_{i,t+1-p} \\ & + \sum_{p=0}^2 \gamma'_{i,p} \Delta d_{t+1-p} + \eta_{i,t+1}, \quad i=1,2,\dots,N. \end{aligned} \quad (4-6)$$

因此，參照信用風險模型的(4-5)式衝擊設定，同樣地，可直接將 i 銀行的條件性獲利或損失(Profit/Loss) 分配取得式設為：

$$\Delta ebit_{i,t+1} = \alpha_i + \sum_{p=0}^2 \Gamma'_{i,p} (\mathcal{D}v_{t+1-p}) + \eta_{i,t+1}, \quad (4-7)$$

而補充資本即為稅前淨利。模擬稅前淨利的步驟呈現於圖 4-2。由於模擬銀行淨利的步驟可參照前節信用風險的(1)至(4)步驟，因此有關步驟的說明在此省略。

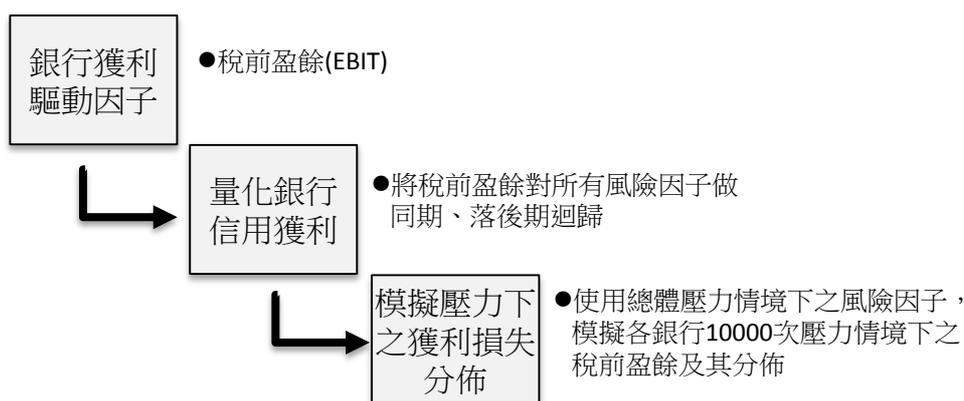


圖 4-2 獲利分配模擬流程圖

4.3. 銀行網絡模型

根據 Allen and Gale (2000)，金融機構網絡越綿密，疏散流動性衝擊的能力就越佳。因此，金融業交叉信用暴險程度，相對上，遠比非金融業來得高。當有銀行違約時，在網絡模型中，不僅與違約銀行有信用暴險的銀行會發生損失，也會因負債面資金流失引起拋售資產行動進而衝擊資產價值，發生市場流動性風險。因此，銀行網絡模型包含了交易對手不履約之傳染風險及資金流失進而拋售資產之流動性風險。

4.3.1. 融資流動性風險與市場流動性風險 - 流動性風險管道

流動性風險可分為融資流動性風險與市場流動性風險。其中，融資流動性風險的發生管道可能來自：(1)金融業拆款市場的可入性(the Accessibility to the Interbank Call Loan Market)：當銀行有可能出現違約時，該銀行因其他銀行可能對其停止融資而無法進入金融拆款市場。(2)流動性儲藏(Liquidity Hoarding)：銀行為了避免自身的流動性出現問題，對其他銀行收回/停止拆款以增加自身的流動性。(3)大額客戶無聲張性擠兌(Silent Bank Run)：大額非銀行存款戶可能因有資訊上的優勢，漸漸將存款提出。最後，(4)民眾的擠兌：民眾發現銀行違約的可能性增加時，將本身的存款提出造成擠兌。

這四個管道都將造成銀行資金的來源驟失，併發清償負債之流動性需求。這些管道大多是源自於銀行本身或其他銀行的信用品質惡化所造成。因此，本文假設，在總體經濟下滑時，銀行的流動性需求是因為其信用品質惡化，並採資本適足率作為信用品質的

指標。³

4.3.2. 信用品質衡量指標 – 資本適足率

由於無各銀行風險性加權資產的詳細資料，一般做法是直接使用資產負債表計算資本適足率，如 Barnhill and Schumacher (2011)，而非金融監理機關所採用之資本適足率。在做為信用品質衡量指標的資本適足率中，資本即為股東權益。若假設每家銀行有 M 種資產， N 種負債，則 i 銀行的第 t 期資本(以 $C_{i,t}$ 代表)為 i 銀行第 t 期總資產的市場價值(以 $\sum A_{ik,t}$ 代表)減去 i 銀行第 t 期總負債(以 $\sum L_{ij,t}$ 代表)，則資本的市值(MVE)即是：

$$C_{i,t} = MVE_{i,t} = \sum_{k=1}^M A_{ik,t} - \sum_{j=1}^N L_{ij,t} \quad (4-8)$$

因此， i 銀行的第 t 期資本適足率定義為

$$Capital\ ratio_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{\sum_{k=1}^M A_{ik,t}} \quad (4-9)$$

此外，通常真正的違約可能在資本為負值之前就已發生，因此本文定義當銀行的資本適足率小於 1% 時，該銀行被視為違約。⁴

4.3.3. 流動性風險

導致存款減少的信用品質惡化觸發融資流動性風險的發生。存款減少幅度依資本適足率而不同。依金管會銀行局 2007 年 1 月訂定之「本國銀行遵循資本適足性監理審查原則應申報資料」，對流動性風險評量指標之壓力測試設定二個情境：

情境一 整體市場環境危機：5% 存款流失率

情境二 個別銀行特定事件危機：10% 存款流失率

假定資本適足率低於 4% 時，開始有資金和存款同時流失。參照前述情境的存款流失因此，我們將存款流失比率設定為資本適足率之函數，如下：

³ 未來研究也可以考慮直接採用銀行負債面之風險因子例如隔夜拆款利率或附買回利率做為觸發融資流動性風險的來源。

⁴ 本文亦嘗試採用 0%，2% 作為違約門檻，結果並無太大差異。

$$\text{流失比率} = \text{Max}(0, 10\% - 2.5 \times \text{資本適足率}) \quad (4-10)$$

舉例來說：當

(1)資本適足率為 4%或以上時，流失比率 0%，不會發生流失。

(2)資本適足率為 0%，流失比率 10%，也就是存款將減少 10%。

當銀行因存款流失而發生融資流動性需求時，市場流動性風險，又稱資產流動性風險，便被觸發。循 Aikman et al (2009)模式，我們假設市場流動性風險會發生於違約機率甚高銀行試圖採取遏止其不致違約的防禦行動，包括將所有備供出售資產大舉拋售 (fire sales) 取得流動性。這時金融市場出現非消費流動性偏好衝擊 (Non-consumption Liquidity Preference Shock)，即不是存戶擠兌所造成的流動性衝擊。⁵

因應短期間的融資流動性需要，我們假設銀行會依流動性高低(the Pecking Order Hypothesis)處分資產，依序為現金，高流動性資產，低流動性資產。資產短期間要變現就可能面臨折價損失(Haircut)，也就是市場流動性風險。本文將依照流動性將資產分為三類，分別為現金(A0)、高流動性資產(A1)、低流動性資產(A2)，且對應流動性會有不同的折價比率。參照 BCBS (2010)對於流動性風險的規範，對於第二層(Level 2)資產至少要有 15%的折價比率。⁶ 因此本文設定現金的折價比例為 0，並視拋售資產的多寡決定折價的高低：高流動性資產 d_1 設於 15%~30%，而低流動性資產 d_2 則定為 30%。

依照 Duffie et al (2007) 的資產大舉拋售公式可推算潛在違約銀行拋售資產行動對資產市場資產價格的下跌幅度，並用來計算其他具有清償能力銀行同時具有資金需求時出售資產所造成的市價損失。由於沒有各銀行細部的資產資料，本文使用拋售高流動性資產的多寡來粗估拋售資產對資產市場價格的下跌幅度。因此，高流動性資產流動性損失之公式為

$$P_j^i = \max \left\{ 0, P_j \left(2 - \exp \left(\theta \frac{s_{ij}}{M_j + \epsilon_j} \right) \right) \right\} \quad (4-11)$$

式中， j 資產被 i 銀行拋售資產後的價格，以 P_j^i 代表，等於在 0 和被拋售前資產價格 P_j

⁵ 非消費偏好流動性衝擊會引起市場流動性風險傳染的論述可參見 Allen and Gale (2000)。

⁶ 關於 Level 2 資產的定義請參考 BCBS (2010)。

乘上折價幅度間取較大值。折價幅度為 i 銀行所拋售 j 資產的金額 s_{ij} ，除以 j 資產市場的常態交易量 M_j 加上對 j 資產市場的 ϵ_j 衝擊項後，乘上市場流動性深度參數 θ 。 θ 反映的是撮合買賣雙方所需的搜尋時間。 θ 介於 0 和 1 間： θ 越接近 1 時，代表 j 資產越無市場流動性，因此 j 資產折價越高；反之， θ 越接近 0 時，代表 j 資產越有市場流動性，因此 j 資產折價越低。本文以 2006 年至 2011 年之間備供出售資產每月的變動絕對金額加總，計算每個月的平均得到 $M_j=72791$ (百萬元)，衝擊項 ϵ_j 則由 GVAR 模型中的備供出售資產的平均衝擊反應函數得到。依照公式，假設 $s_{ij}=M_j$ 和衝擊項 $\epsilon_j=0$ 之下的折價比率為 15%，故可反推 $\theta=0.13976$ 。⁷ 因此，當 $s_{ij}\leq M_j$ 時，折價比率取 15%；一旦 $s_{ij}>M_j$ 之後，即以此折價比率公式計算。高流動性資產包含公平價值列入損益之金融資產、備供出售資產，低流動性資產為持有至到期日資產、應收款項、透支、貼現及放款，並假設流動性折價無持有至到期日資產的期別結構問題。⁸ 在拋售資產過程中，需要比較流失金額以及拋售資產可得現金以決定要拋售的資產。若定義最大支付的額度為現金流量限制如下：

$$\bar{A} \leq A_0 + A_1(1-d_1) + A_2(1-d_2), \quad (4-12)$$

也就是現金加上高、低流動性資產各自乘上其流動比例。因此， A_0, A_1, A_2 各自代表現金、高流動性資產、低流動性資產，而 d_1, d_2 各為高、低流動性資產折價比例 ($d_1 \leq d_2$)。假設流失金額為 W ，則 W 需滿足下列條件：

1. $W < A_0$ ，無折價損失
2. $A_0 < W < A_0 + A_1(1-d_1)$ ，拋售 $(W - A_0)/(1-d_1)$ 的高流動性資產，此為現金不足時，需拋售的高流動性資產。由於有折價損失，故需要再除上 $1-d_1$ ，此時流動性損失為 $[(W - A_0)/(1-d_1)]d_1$ 。
3. $A_0 + A_1(1-d_1) < W < A_0 + A_1(1-d_1) + A_2(1-d_2)$ ，拋售所有高流動性的資產以及 $(W - A_0 - A_1(1-d_1))/(1-d_2)$ 的低流動性資產。此情境為流失金額已超過現金加

⁷ 公式為 $\theta = \ln\left(2 - \frac{P_j^i}{P_j}\right) = \ln(2 - 0.85)$

⁸ 以債券來說，距到期時間越短的債券越無流動性，折價比例較高，距到期時間越長的債券越有流動性，折價比例較低，但因金管會未提供資產到期期限資料，故假設流動性折價無期別結構問題。

上折價後的高流動性資產，需要再拋售低流動性資產，折價損失為 $A_1d_1 + [(W - A_0 - A_1(1 - d_1))/(1 - d_2)]d_2$ 。

4. $\bar{A} < W$ ，亦即即使將所有資產拋售仍無法償付流失金額，此時折價損失為 $d_1A_1 + d_2A_2$ ，且造成此銀行因流動性不足而違約。

4.3.4. 交易對手不履約信用損失和反饋迴路(Feedback Loop)

當有銀行違約時，其他銀行得承受的交易對手不履約信用損失(Counterparty Credit Loss)要用網絡模型來決定。循著清除網絡上一家或多家違約銀行，Eisenger and Noe (2001)演算法可同時算出傳染性違約和每家銀行的交易對手不履約信用損失。當有銀行不論經由資本適足率過低或無法應付資金流失而違約時，凡是與違約銀行有交叉信用暴險且有清償能力但資產負債表脆弱的銀行，可能蒙受資產折價損失或交叉信用損失拖累，在交叉信用暴險網絡內發生傳染性違約。

在交叉信用暴險網絡內，針對違約銀行如何進行破產後處分，Eisenger and Noe (2001)提出一個金融機構網絡模型來解決違約損失的分擔、傳遞之反饋迴路，以達到反饋迴路停止(Exits)之均衡。除了要求金融機構間借貸清償順位次於非金融機構外，Eisenger and Noe (2001)提出金融機構清算付款三個準則：(1)有限責任債務；(2)清償順位次於非金融機構；以及(3)比例性清償。在這三準則下，網絡內的違約銀行可依發生時間順序退場⁹。因此，我們運用中央銀行所提供的本國銀行交叉信用暴險資料可建構出包括金融業拆款市場和附買回交易市場在內的高綿密性網絡模型。

這個反饋迴路顯示於圖 4-3。在 GVAR 模型中，透過銀行資產對總體和金融變數衝擊的反應，伴隨衛星模型量化銀行信用風險和清償能力，一旦能分辨出有銀行資本適足率不足，亦或資本適足率惡化造成資金流失，若經由拋售資產仍無法涵蓋資金流失，便視該銀行為違約。我們將違約銀行對未違約銀行所造成的交易對手不履約信用損失帶回資產負債表，重算資本適足率來辨識受到傳染影響的銀行是否違約。如果有，則重覆資產面反饋機制和網絡，即圖 2-1 的第(3)階段。如果沒有，網絡反饋在當月得以停止而移至下個月，並重覆前述信用風險、清償能力風險及流動性風險發掘有無潛在違約銀行，即圖 2-1 的(1)-(3)階段和(1)-(4)模型模組。銀行違約條件為：

⁹ 有關有序性退場均衡說明見附錄二。

期末銀行資本 = 期初銀行資本 + 銀行稅前淨利 - 信用風險損失

- 傳染性損失 $\leq 0.01 \times$ 資產

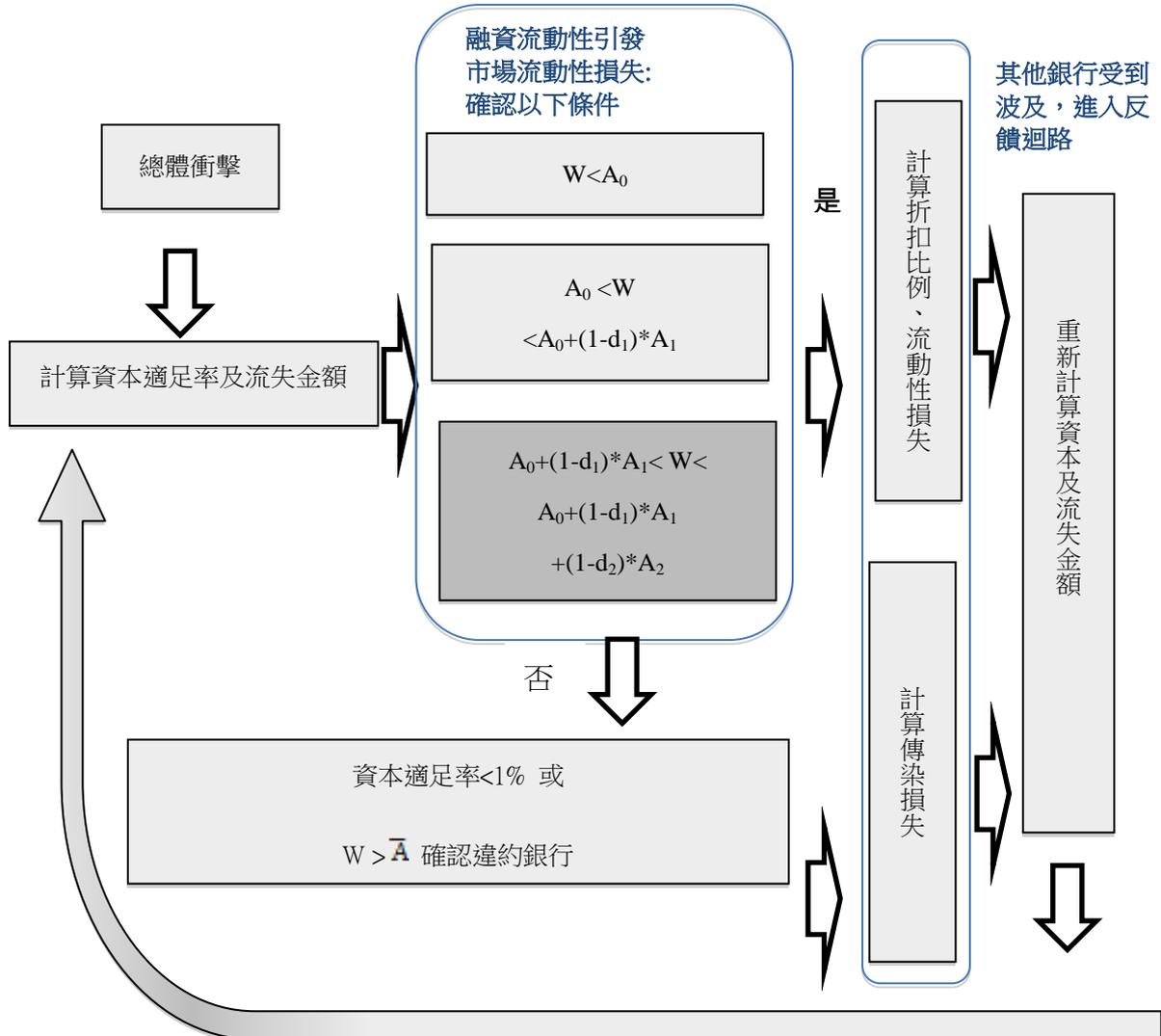


圖 4-3 流動性管道流程圖

當有銀行違約時，傳染風險來自於銀行的交叉信用暴險。由於沒有充足的資料，本文假設銀行交叉信用的回收率為 0，也就是當銀行違約時，其他銀行與該銀行的拆出信用將全數無法收回而蒙受損失，並得將此損失自其資本中扣除後再依(4-9)式更新資本適足率後，找出否有新的銀行違約。最後，我們可總結銀行違約的兩個條件為：

1. 資本適足率小於 0.01，或

2. 流失金額大於所有資產拋售可以得到的現金，此為流動性不足造成之違約。

因此在此模型下，除了可以捕捉資產不足的違約之外，也可能資產足夠，但短期流動性不足而違約。一旦有銀行違約即進入反饋迴路造成進一步的交易對手不履約風險，而造成其他銀行資產品質惡化及更進一步的流動性風險。

5. GVAR 模型實證結果

本研究所使用的銀行應收帳款、放款、備供出售資產和持有至到期資產資料取自金管會官網金融統計資料庫所提供的本國銀行財報資料¹⁰，而 GDP、失業率、貨幣供給、通貨膨脹率、物價、短期利率、股價和房價等總體和金融變數資料則取自台灣經濟新報。其中，GDP 和失業率為經季節因素調整後資料。由於受到樣本數限制，必須採用月頻率資料。因此需要將實質 GDP 季資料轉換成月資料。為此，我們取 2006 年第二季和第三季的實質 GDP 平均做為基期值，將樣本期間的季實質 GDP 流量變數轉換成 GDP 數量指數存量變數後，再以 Stata 第 12 版的內插法方式求取月實質 GDP 數量指數資料。¹¹此外，貨幣供給為 M2，物價為 CPI 指數、短期利率為五行庫放款平均利率、股價為台灣發行人加權股價指數以及房價為台灣五大地區房地產市場房價趨勢分數。¹²通貨膨脹率則是月對月 CPI 變動率。除了失業率和通貨膨脹率，其他所有變數取其對數；其中，利率變數是以對本息取對數後除以 12，即 $\frac{1}{12} \ln(1 + \text{短期利率})$ 。樣本期間為 2006 年 1 月到 2011 年 12 月。目前是金管會所能提供的最長時間。

雖然金管會提供 48 家銀行財報資料，但有 11 家銀行在樣本期間以內或以外已分別為其他本國銀行或外國銀行所併購，為了使財報資料具有延續性，我們將被併購銀行

¹⁰ 金管會公布的本國銀行之資產計有 10 項，我們選取其中四項資產，其他資產尚有現金及約當現金、存放央行及拆借銀行同業、公平價值變動列入損益之金融資產、固定資產和其他資產等六項。參照相關研究文獻，我們選取易受總體和金融風險變數所影響的銀行債權。因金管會財報為粗分資料 (Aggregate Data)，我們將同是以交易目的持有的公平價值變動列入損益之金融資產不納入，因為這項資產包含銀行遠匯、換匯和外匯選擇權等以避險為目的之衍生性商品。現金及約當現金被視為風險最低而固定資產和其他資產性質短期內不易調整，因此未納入。至於存放央行的債權主要是法律規定，而且會納入在網絡模型中扮演觸發系統流動性風險角色。

¹¹ Stata 第 12 版的內插法指令為 ipolate，採用的是局部線性化(local linearization)，因此是以線性方式透過兩已知端點取得中間點。雖然 Stata 也提供非線性方式取得內插值，但發現結果差異不大。

¹² 房地產價格等可能有區域性差異，如套用在業務呈現區域性集中的銀行，實質房地產價格波動的衝擊或許會有差異。

的財報資料與本國併購銀行的財報資料合併。此外，另有三家則因資料期間過短，為了使分析工作順利進行，我們將他們刪除。因此，有效樣本銀行為 34 家；其中，公營或官股持有的商業銀行有 9 家，國外銀行控股的商業銀行有 2 家，其餘的 23 家則為民營銀行。估計 GVAR 模型所使用的 Matlab 程式，則是 Smith and Galesi (2011)的 GVAR Toolbox 1.1。

由於 GVAR 模型適用性建立在銀行特定系統風險因子的弱外生性和結構穩定性等兩條件，因此本節以下部分先將 GVAR Toolbox 1.1 所估計出的統計結果來檢視這兩個條件是否通過檢定。其次，由於 GVAR 模型並無先驗經濟結構，因此需要透過衝擊反應分析檢視總體和金融變數的動態是否符合經濟直覺，做為決定 GVAR 模型的適用性。

5.1. 本國銀行交叉信用暴險權數

表 5-1 為本國 34 家銀行相互間的交叉信用暴險比率。這些比率的資料是由中央銀行所提供的 2010 年 6 月底和 2011 年 6 月底兩筆資料加總後取平均再換算而得。扣除對角線後，計有 1122 筆比率；其中，計有 590 筆為 0，因此超過五成的本國銀行無單向或雙向信用暴險。單向或雙向信用暴險比率低於 5%的計有 282 筆，占有比率不為 0 的 53%，低於 10%的計有 419 筆，占有比率不為 0 的 79%。這反映出本國銀行的網絡不僅相當疏離，而且相當分散。不過也有例外的，有兩家銀行交叉信用暴險比率高達近 70%，這兩家皆是民營商業銀行。這表示這兩家在金融拆款市場中的網絡較為綿密。因此，他們的特定系統風險因子與其他銀行特定風險因子間會有較廣泛的共變動性。

表5-1 本國銀行間交叉信用暴險金額權數矩陣

拆出 拆進	本國銀行																																			
	CB1	CB2	CB3	CB4	CB5	CB7	CB8	CB12	CB13	CB14	CB15	CB16	CB22	CB24	CB25	CB26	CB27	CB28	CB30	CB32	CB33	CB34	CB35	FB2	FB3	SB4	SB5	SB6	SB7	SB8	SB9	SB11	SB12	SB14	本國 銀行	
CB1	0.0	3.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.2	1.5	0.0	0.0	0.0	0.0	1.9	4.7	0.5	0.9	0.0	1.5	1.9	2.0	0.3	6.8	0.0	2.1	3.9	
CB12	0.0	0.0	0.0	0.0	6.2	0.0	0.0	0.0	0.0	4.9	7.7	0.0	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2
CB13	0.0	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0	0.3	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0	3.0	1.5	0.4	0.0	0.0	0.0	0.9	0.0	0.0	0.0	0.5	0.1	0.0	0.1	0.0	0.4	0.6	0.9	0.0	0.0	0.0	0.1	1.0	
CB14	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	12.6	0.0	11.2	0.0	0.0	0.0	0.0	6.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	
CB15	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.6	0.0	0.0	14.4	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	1.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.9	0.0	0.4	0.3	0.0	0.0	0.0	0.3	
CB16	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	4.8	0.0	0.0	4.8	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	
CB2	8.7	0.0	8.8	9.9	24.0	12.5	0.0	0.6	7.9	0.2	6.0	0.2	0.1	6.7	7.7	3.5	9.3	4.4	7.7	0.0	3.4	7.3	8.7	5.4	3.7	3.0	7.2	16.3	10.0	10.9	16.3	13.3	5.6	9.4	5.5	
CB22	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	
CB24	0.5	2.0	0.0	2.7	3.5	0.0	9.8	12.2	0.0	5.4	7.3	0.0	28.4	0.0	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.6	0.0	0.4	2.6	0.6	0.6	3.4	0.6	3.5	0.0	0.4	3.5	1.8		
CB25	0.0	1.8	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	5.4	0.0	0.0	2.0	3.3	0.0	1.5	0.3	0.0	5.1	70.5	0.0	8.0	0.6	0.4	0.2	4.0	22.8	2.4	0.2	1.1	2.1	0.0	0.4	1.5	1.1	
CB26	1.5	8.9	0.3	9.2	15.9	0.0	0.0	0.3	10.3	6.1	0.0	5.8	0.0	3.5	6.0	0.0	11.0	4.4	5.0	0.7	8.8	0.0	5.1	0.7	3.2	5.6	0.6	6.7	5.1	2.5	6.4	0.0	4.1	3.9	1.4	
CB27	7.9	3.1	0.0	0.0	1.1	0.0	0.0	2.4	4.2	6.8	1.2	0.0	0.0	4.6	14.8	7.6	0.0	3.0	0.2	0.0	9.5	0.0	2.3	1.9	2.4	5.4	1.2	3.9	4.1	10.6	5.7	1.5	11.7	4.3	1.0	
CB28	0.0	0.0	0.0	37.2	4.3	0.0	0.0	0.0	3.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.7	
CB3	1.9	4.9	0.0	1.9	0.0	0.0	0.0	1.9	10.6	0.0	0.0	3.0	0.0	13.8	0.0	1.6	1.5	5.9	1.8	1.4	1.1	0.0	2.4	0.6	2.1	3.8	1.9	5.1	1.4	4.5	5.0	0.0	2.6	2.4	4.3	
CB30	0.3	0.7	0.0	1.6	2.4	1.3	0.0	4.5	0.0	11.4	0.0	0.1	18.4	4.6	5.4	8.5	8.4	1.0	0.0	0.1	1.5	0.0	1.4	1.8	1.9	2.3	1.2	2.7	0.6	0.7	0.0	10.6	1.9	1.8	0.9	
CB32	0.0	0.7	0.0	4.6	19.8	0.0	0.0	7.0	0.0	3.8	7.7	0.0	0.0	1.6	7.4	10.0	0.0	10.7	0.0	0.0	12.1	18.3	0.1	0.6	0.9	0.5	0.0	4.2	0.9	0.4	7.1	16.7	0.7	1.5	1.1	
CB33	0.0	0.2	0.0	4.6	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	7.7	12.3	0.0	1.0	4.5	5.5	0.0	0.0	0.8	0.0	0.0	0.0	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.6	2.5	0.6	
CB34	0.0	0.1	0.0	4.3	1.8	0.0	0.0	11.0	0.0	0.0	3.3	0.0	26.3	1.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.4	1.3	0.8	0.0	0.0	0.8	0.2	4.3	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.8	
CB35	1.3	1.4	21.0	10.1	0.8	0.2	0.0	1.5	1.5	1.0	2.4	2.6	1.1	7.9	2.2	21.5	29.3	13.6	15.1	3.9	14.9	0.0	0.0	4.5	2.7	2.0	2.9	2.7	2.1	2.1	7.5	2.6	3.1	2.5	4.5	
CB4	0.0	1.3	0.1	0.0	0.3	59.4	69.2	0.0	2.3	0.0	11.3	6.7	0.0	2.9	18.7	0.1	2.7	0.0	0.7	0.0	0.0	0.0	0.6	1.9	0.8	3.4	0.0	2.9	0.7	1.5	0.4	19.8	1.7	0.2	0.7	
CB5	0.0	2.6	0.0	0.0	0.0	2.4	0.0	7.0	4.2	15.1	0.0	12.3	0.0	0.0	6.7	0.0	0.0	10.7	0.0	0.0	18.3	0.7	1.1	0.4	3.1	1.5	2.9	3.1	3.7	4.5	0.0	0.5	2.5	0.3		
CB7	0.0	0.0	0.0	5.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	3.6	19.4	0.1	0.8	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.9	
CB8	0.0	0.0	0.5	1.6	0.0	0.0	0.0	13.2	0.0	8.7	1.5	5.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	8.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.1	0.1	0.3	0.0	0.0	0.0	1.6	0.4	
FB2	2.2	5.7	0.5	0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	2.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	4.2	0.9	9.7	0.0	11.8	13.6	3.5	21.3	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	4.3	3.1	5.3	0.0	0.0	0.0	3.2	
FB3	0.0	1.3	0.5	2.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.7	0.0	0.0	5.0	1.7	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	14.5	
SB11	4.2	2.4	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.4	0.0	7.8	0.1	0.0	0.0	2.3	0.0	1.5	0.0	0.0	4.6	16.2	0.0	0.0	0.6	0.0	0.5	2.2	2.7	0.7	2.2	0.0	0.3	1.7	0.3	
SB12	1.7	4.6	1.6	0.5	2.1	0.0	0.0	1.1	1.0	2.5	0.7	0.0	0.0	5.4	7.6	13.3	3.8	0.0	10.2	0.0	0.4	0.0	43.8	9.6	4.3	6.7	12.1	9.2	9.8	5.6	3.3	5.5	0.0	3.1	11.2	
SB14	1.8	4.1	4.7	0.0	0.4	8.2	19.6	0.0	4.0	5.4	1.1	0.0	0.0	1.3	0.0	6.7	3.0	5.7	5.2	0.0	0.0	0.0	1.7	0.1	1.5	8.2	9.2	0.1	3.9	3.1	1.8	11.9	5.6	0.0	2.0	
SB4	7.1	7.1	2.9	1.1	0.3	3.6	1.3	1.7	22.7	5.3	17.4	2.7	9.8	1.3	0.4	2.4	4.2	6.6	10.8	0.9	1.8	4.4	8.2	16.2	29.1	0.0	9.8	6.6	9.2	6.8	3.6	1.8	18.6	5.2	14.1	
SB5	10.0	11.6	10.0	0.0	0.0	0.0	0.0	13.0	5.6	0.0	0.0	0.0	0.2	10.6	18.2	0.0	1.7	0.0	8.7	0.0	13.3	0.0	6.3	9.6	18.7	1.8	0.0	8.5	4.8	5.9	11.6	0.0	5.9	9.7	1.8	
SB6	3.2	4.0	20.8	0.0	12.3	0.0	0.0	7.8	7.2	4.1	3.4	5.9	0.8	9.2	0.0	0.1	7.9	4.4	0.1	0.0	0.1	0.0	4.0	3.4	8.8	2.5	0.3	0.0	2.7	4.9	2.6	7.3	2.3	2.1	2.6	
SB7	9.9	16.9	6.4	1.3	4.5	12.2	0.0	14.2	8.1	7.5	0.3	0.0	0.4	9.9	1.0	3.5	5.8	6.6	3.6	7.0	0.0	6.0	3.3	11.0	7.9	15.4	8.5	10.1	0.0	17.8	7.7	0.2	18.0	18.6	7.3	
SB8	24.3	4.0	12.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	1.5	2.5	0.0	1.0	0.4	6.5	0.0	1.5	0.1	5.0	2.5	0.0	0.0	3.2	5.6	6.5	26.2	10.3	2.0	12.3	0.0	1.2	0.0	3.6	2.5	7.3		
SB9	13.5	7.7	9.9	0.1	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.6	0.0	4.5	0.0	25.1	0.0	1.8	17.5	2.7	2.6	9.4	5.1	10.1	5.5	0.0	2.1	12.4	17.2	3.8	
本國銀行	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	

5.2. GVAR 模型的有效性

討論 GVAR 模型的計量性質的主要目的是要瞭解 GVAR 模型是否能足以勝任系統流動性風險的量化工作。因此，變數的恆定性、模型設定、銀行特定風險因子與銀行系統風險因子間的共變動、做為不可觀測共同因子的代理變數 - 銀行系統風險因子 - 的外生性，以及 GVAR 模型的結構穩定性，皆是構成評估 GVAR 模型的有效性(Validity)。由於要估計的銀行特定 VARX*模型多達 35 個¹³，而變數多達 14 個，加上落後期選擇，因此有關前述的計量性質之結果非常龐大，若要逐一顯示於正文，可能會使我們迷失於表格與數據中。因此，除了我們先將估計結果整理與呈現於後面各節，也有所有估計的結果可供有興趣人士索取，以利我們進行以下各節對 GVAR 模型計量性質的討論。

5.2.1. 銀行特定風險因子的統計概要

表 5-2 為描述銀行特定風險因子的統計概要。為了區分不同類型銀行的特性，將 2006 年到 2011 年所得的樣本分為三組：(1)民營銀行(銀行代碼首兩位字為 CB 者)、(2)官股銀行(銀行代碼首兩位字為 SB 者)以及(3)外資本國銀行(銀行代碼首兩位字為 FB)。我們分別算出各銀行特有風險因子占個別銀行資產比率的敘述性統計量後，放款在銀行資產所占比率，除了兩家銀行是例外，皆是最高的。在民營銀行中，銀行 CB32 應收帳款與備供出售資產占資產比率的標準差為最大，且放款占資產比率的標準差亦較大，表示銀行 CB32 具有較高的特有風險；銀行 CB30 應收帳款占資產比率的平均數與中位數為最高，但其標準差卻很小，備供出售資產的標準差亦為最高，表示銀行 CB30 特有風險較低、但其風險較可能來自於備供出售資產；而從外資本國銀行 FB2 和 FB3 的個別銀行特有風險因子可發現，銀行 FB2 和 FB3 的應收帳款與放款的標準差較本國銀行高，而備供出售資產的三項敘述性統計亦偏高。

¹³ 34 家本國銀行外，尚有一個做外生性銀行 - 由全部本國銀行所組成的本國銀行。

表 5-2 銀行特定風險因子的統計概要

銀行	應收帳款			放款			備供出售資產			持有至到期日資產		
	平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差
CB1	3.0	3.1	0.6	52.0	52.3	3.0	6.2	6.1	0.6	13.7	14.4	4.2
CB12	0.7	0.6	0.2	76.6	76.4	3.1	0.6	0.6	0.3	0.7	0.7	0.3
CB13	3.6	3.3	1.0	68.3	69.3	3.5	2.9	2.1	1.6	2.3	2.5	1.2
CB14	1.6	1.5	1.1	71.4	71.6	2.0	1.5	1.7	0.4	0.1	0.0	0.0
CB15	2.8	2.7	1.0	71.2	70.5	3.4	0.9	0.8	0.5	0.1	0.0	0.1
CB16	1.5	1.4	0.6	72.2	72.7	2.4	1.4	1.4	0.5	2.4	1.3	2.5
CB2	6.8	6.7	1.4	58.7	58.7	2.4	5.8	4.4	4.1	6.2	0.6	8.2
CB22	7.6	6.9	2.6	50.7	50.3	2.8	2.0	2.1	0.7	6.2	6.7	4.4
CB24	5.7	5.4	1.2	61.8	61.0	3.7	3.0	2.8	1.3	0.8	0.2	1.7
CB25	4.3	4.2	1.0	66.0	66.0	2.3	3.8	4.2	1.0	0.1	0.1	0.1
CB26	7.0	6.9	1.5	59.6	59.7	3.2	7.2	4.1	5.4	8.5	10.8	7.0
CB27	5.0	5.2	1.3	60.2	59.6	3.0	4.4	4.2	0.7	6.7	2.0	9.0
CB28	4.4	4.1	0.8	55.7	54.7	4.6	1.3	0.7	1.5	2.5	0.0	5.6
CB3	3.5	3.3	0.8	56.9	56.8	2.4	5.2	4.7	1.6	0.4	0.3	0.2
CB30	10.6	10.7	1.0	59.5	59.6	3.0	7.4	3.1	7.7	1.1	0.9	0.7
CB32	8.1	6.2	4.2	63.2	62.7	4.0	9.1	3.0	9.7	0.0	0.0	0.0
CB33	3.6	3.3	1.1	63.1	63.0	2.7	1.1	0.9	1.5	0.1	0.0	0.1
CB34	2.9	2.7	1.2	62.6	62.1	4.5	4.4	2.7	4.5	0.2	0.0	0.9
CB35	7.5	7.2	1.3	53.2	53.3	1.8	9.4	7.2	5.0	10.7	10.5	3.7
CB4	2.2	1.8	0.9	27.7	27.4	2.0	20.0	19.6	2.6	0.0	0.0	0.0
CB5	0.6	0.5	0.2	49.5	49.9	4.1	5.0	4.5	1.6	0.3	0.0	0.5
CB7	1.1	1.1	0.2	71.9	72.1	1.4	0.2	0.0	0.2	4.2	3.9	1.0
CB8	1.0	0.8	0.5	66.0	66.9	8.5	1.6	1.5	1.1	2.4	1.2	1.6
SB11	0.6	0.6	0.2	72.7	73.2	2.6	1.4	1.3	1.5	5.3	3.6	2.8
SB12	4.1	4.0	1.0	62.2	63.5	5.0	5.1	5.2	1.0	8.0	7.3	3.3
SB14	2.9	2.9	1.4	73.0	72.7	2.4	1.7	1.6	0.4	9.8	10.0	2.2
SB4	2.5	2.5	0.5	56.0	55.0	3.1	10.7	6.4	7.3	0.2	0.1	0.4
SB5	0.9	0.8	0.4	74.9	74.8	2.2	10.9	11.1	1.6	0.0	0.0	0.0
SB6	1.8	1.7	0.3	69.4	69.4	2.4	2.3	2.4	0.5	0.3	0.3	0.1
SB7	2.9	2.9	0.7	60.4	60.1	3.7	3.8	3.5	0.9	15.3	14.1	4.0
SB8	2.2	2.2	0.6	62.8	62.2	4.1	5.3	5.7	1.6	12.7	12.2	3.4
SB9	2.2	2.2	0.6	67.1	67.6	2.8	3.6	3.7	1.2	12.4	12.3	2.1
FB2	4.6	4.7	1.4	55.6	52.6	7.8	16.5	16.5	7.6	1.8	0.0	3.9
FB3	5.3	3.8	2.5	38.0	28.9	19.4	11.6	13.4	5.3	1.8	0.0	3.0

5.2.2. 單根檢定

PSW (2004)的 GVAR 方法儘管被應用至恆定性或統合性變數，但 GVAR Toolbox 1.1 已將銀行特定風險因子用一階整合 $I(1)$ 。這樣的作法具有區分長期關係與短期關係並將長期關係結合在共整合內。因此，我們得借助單根檢定來檢視個別變數時間序列的特質。表 5-3 為我們對銀行特定風險因子、銀行特定系統風險因子及總體和金融變數所進行的含截距項單根檢定。在用含截距 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定時，無論有無納入時間趨勢，271 個變數原始值絕大部分未能拒絕單根的存在。然而當變數經一階差分後，分別僅剩 4 個銀行特定風險因子、3 個銀行特定系統風險因子及 1 個總體和

金融變數未能通過 ADF 無單根檢定，而經二階差分後，全部通過 ADF 檢定無單根檢定。由於受到有效樣本數限制，我們將所有變數皆用一階差分處理。

表 5-3 含截距 ADF 單根檢定

檢定因子	檢定模型	一階差分	二階差分	無差分且無時間趨勢	無差分但有時間趨勢
銀行特定風險因子	不具單根	121	125	21	18
	具單根	4		104	106
銀行特定系統風險因子	不具單根	137	140	12	8
	具單根	3		128	131
總體和金融變數	不具單根	5	6		
	具單根	1		6	5

註：在 5% 顯著水準下，有時間趨勢項的臨界值為-3.45，而無時間趨勢項的臨界值為-2.89。

5.2.3. 銀行特定 VARX 模型階數選取

GVAR Toolbox 1.1 使用 AIC (Akaike information criterion) 選擇 ADF 單根檢定的落後期，利用 $\text{VAR}(p_i, q_i)$ 代表不同的銀行特定風險因子的落後期數(p_i)和銀行特定系統風險因子落後期(q_i)的 GVAR 模型。由於樣本資料上的限制，我們限制落後期的上限不能超過 2，同時，對於所有 $p > 1$ ，落後期的選擇須建立在 $q_i \leq p - 1$ 和 $q_i \leq p_i$ 兩個條件上，經 AIC 選擇的銀行特定風險因子和銀行特定系統風險因子之落後期分別列示於表 5-4。

表 5-4 銀行特定 VARX 模型落後期數

(p: 銀行特定風險因子的落後期數； q: 銀行特定系統風險因子落後期)

銀行	p	q									
CB1	1	1	CB25	2	1	CB35	1	1	SB14	1	1
CB12	1	1	CB26	2	1	CB4	1	1	SB4	2	1
CB13	2	1	CB27	2	1	CB5	2	1	SB5	1	1
CB14	1	1	CB28	2	1	CB7	2	1	SB6	2	1
CB15	2	1	CB3	2	1	CB8	2	1	SB7	2	1
CB16	1	1	CB30	2	1	FB2	1	1	SB8	2	1
CB2	2	1	CB32	2	1	FB3	2	1	SB9	2	1
CB22	2	1	CB33	1	1	SB11	1	1	SB14	1	1
CB24	2	1	CB34	1	1	SB12	2	1			

5.2.4. 銀行特定 VARX 模型共整合長期關係

Johansen 共整合檢定變數間是否存在共整合關係，主要是藉由檢定向量誤差修正模

型(3-10)式中的 Π 矩陣的秩數(Rank)。 Π 矩陣的秩數決定存在多少個共整合向量。由表 5-5 可知，零秩個數的銀行家數為 1 家，縮秩個數的銀行家數為 32 家，而滿秩個數的銀行家數則只有 1 家。我們發現有 33 家銀行的放款與其他資產間存在長期關係，而在有兩個以上共整合關係的銀行，16 家銀行的備供出售資產與其他資產間有長期關係。最後，只有 3 家銀行的持有至到期資產與其他資產間有長期關係。因此，每家銀行的應收帳款似乎是唯一具有自由度的銀行資產。

表 5-5 銀行特定風險因子間共整合關係

銀行	共整合關係	銀行	共整合關係	銀行	共整合關係	銀行	共整合關係
CB1	1	CB25	2	CB4	2	SB4	1
CB12	2	CB26	1	CB5	2	SB5	1
CB13	1	CB27	1	CB7	1	SB6	2
CB14	2	CB28	2	CB8	3	SB7	3
CB15	1	CB3	2	FB2	2	SB8	2
CB16	1	CB30	3	FB3	1	SB9	2
CB2	1	CB32	1	SB11	1		
CB22	3	CB33	1	SB12	1		
CB24	0	CB34	2	SB14	1		

5.2.5. 殘差序列相關檢定

在表 5-4 中，我們得到以統計量 AIC 決定的個別銀行特定 VARX*模型的落後期，據以用來檢視銀行特定風險因子模型的殘差是否無序列自我相關，進一步瞭解模型落後期數設定是否合適。我們利用 F 統計量來判定殘差是否具有自我相關，表 5-6 顯示拒絕殘差無序列相關虛無假設的變數有 20 個，在 132 個樣本變數中，比率約為 15%。單是放款和應收帳款就有 13 個變數的殘差項具有序列相關，這很可能是銀行的放款和應收帳款具有以季為準的定型性承諾，而檢視表 5-4 後，依 AIC 統計量所選擇的銀行特定風險因子的落後期數最大為兩個月。由於我們的樣本數每家銀行為 72 個月，增加落後期後，另一個模型估計所有的自由度會大幅減少。因此，我們維持表 5-4 的落後期數模型設定。

表 5-6 殘差序列相關檢定

銀行	F 值	ar	loan	afs	htm	y	Dun	ph	q	m	dp	sr
CB1	2.78	1.79	1.52	0.31	0.33							
CB12	2.78	4.06	0.92	1.70	0.87							
CB13	2.79	1.80	1.55	0.52	1.71							
CB14	2.78	2.04	0.32	2.47								
CB15	2.79	1.86	1.61	0.18								
CB16	2.78	5.69	0.21	0.61	3.05							
CB2	2.79	3.96	1.39	0.63	0.13							
CB22	2.80	1.68	1.16	1.25	1.44							
CB24	2.78	0.69	0.68	0.47								
CB25	2.79	1.24	0.30	1.47								
CB26	2.79	1.29	1.40	1.49	0.54							
CB27	2.79	1.16	1.73	2.20	0.13							
CB28	2.79	0.31	3.50	2.15								
CB3	2.79	3.08	0.03	0.67	0.07							
CB30	2.80	0.87	3.19	2.38	0.85							
CB32	2.79	2.97	1.76	3.18								
CB33	2.78	8.52	1.16	0.67								
CB34	2.78	0.65	1.06	5.00								
CB35	2.78	1.77	4.23	1.36	0.73							
CB4	2.78	2.13	0.86	2.51								
CB5	2.79	1.17	2.41	0.97								
CB7	2.79	1.31	0.13		0.63							
CB8	2.79	0.47	5.78		2.31							
FB2	2.78	0.70	0.82	2.09								
FB3	2.79	0.25	0.10	0.98								
SB11	2.78	0.77	0.66		2.44							
SB12	2.79	1.40	3.01	0.65	0.64							
SB14	2.78	4.67	0.36	1.01	2.12							
SB4	2.79	2.10	2.56	0.25	0.15							
SB5	2.78	0.93	0.92	0.33	2.15							
SB6	2.79	2.65	0.18	0.32	1.11							
SB7	2.80	2.12	3.26	0.94	3.09							
SB8	2.79	2.10	0.56	0.11	4.01							
SB9	2.79	5.38	3.43	3.86	0.94							
本國銀行	2.80	1.08	1.41	0.20	1.36	0.57	1.28	0.30	1.50	2.32	2.44	2.28

5.2.6. 共同時間趨勢檢定

當對多個非定態的時間序列資料進行迴歸，不相關的非定態變數之間可能因為具有共同時間趨勢，而有假性迴歸的問題(Spurious Regression)。本研究採用 DdPS (2007)建議，檢定每家銀行兩個特定共整合模型設定：一個為完全認定但無時間趨勢，另一個，也是目前本研究的設定，便是有限制條件的時間趨勢。在分別取得兩個模型設定之估計結果後的對數最大似似值，採用卡方(Chi Square)檢定兩對數最大似似值有無不同。表 5-7 為共同時間趨勢檢定表，在 34 家銀行中，18 家顯著不同，因此，本研究將採用具限制條件時間趨勢設定。

表 5-7 共同趨勢限制檢定

銀行	F_0.05*	自由度	2xlogLik 差值	銀行	F_0.05*	自由度	2xlogLik 差值
CB1	3.84	1	-14.07	CB34	5.99	2	-0.21
CB12	5.99	2	-0.89	CB35	3.84	1	-5.41
CB13	3.84	1	-1.13	CB4	5.99	2	-20.93
CB14	5.99	2	-6.14	CB5	5.99	2	-7.2
CB15	3.84	1	-9.69	CB7	3.84	1	-1.1
CB16	3.84	1	-3.89	CB8	7.82	3	-21.13
CB2	3.84	1	-0.49	FB2	5.99	2	-2.2
CB22	7.82	3	-15.98	FB3	3.84	1	-0.06
CB24		0	0	SB11	3.84	1	-0.38
CB25	5.99	2	-31.88	SB12	3.84	1	-2.09
CB26	3.84	1	-10.97	SB14	3.84	1	-5.75
CB27	3.84	1	-0.88	SB4	3.84	1	-0.49
CB28	5.99	2	-0.96	SB5	3.84	1	-2.6
CB3	5.99	2	-20.66	SB6	5.99	2	-8.15
CB30	7.82	3	-17.43	SB7	7.82	3	-10.83
CB32	3.84	1	-1.51	SB8	5.99	2	-7.92
CB33	3.84	1	-0.23	SB9	5.99	2	-6.73

*：95%信賴水準卡方臨界值

5.2.7. 弱外生性檢定

弱外生性乃是 GVAR 分析有效性的兩個重要假設之一。這是因為 GVAR 模型中的銀行特定系統風險因子乃是依其交叉信用暴險權數加權其內生性同業往來銀行的特定風險因子所致。DdPS (2007)認為 Johansen 共整合檢定法是假設所有變數均為內生性。部分具弱外生性變數可能會導致結果不具效率性。因此，DdPS (2007)建議使用 Johansen (1992)的弱外生性檢定方法測試變數間的因果關係，來了解體系內各變數間的長期均衡與其互動關係。有關共整合檢定關係式可參考 DdPS (2007, 第 13 頁)。當檢定結果若拒絕虛無假設時，表示解釋變數是不具弱外生性，因此在長期會受到體系內其他變數的影響，屬於體系內的內生變數；反之，當檢定結果若不拒絕虛無假設，則表示解釋變數為弱外生變數，其長期均衡關係不受到體系內其他變數影響。因此需重新調整模型再作檢定，模型經調整後重作檢定所得之估計結果，決定共整合向量個數。結果顯示，除了銀行代碼 CB24 因變數無共整合關係而不需要外生性檢定外，其餘 33 家銀行加上本國銀行共計 368 個參數估計中，在信賴水準為 95%下，未通過弱外生性檢定的只有 7 個，低於 2%，且無固定在哪些銀行或哪些銀行系統風險因子。

表 5-8 銀行特定系統風險因子外生性檢定

銀行	ars	loans	afss	htms	y	Dun	ph	q	m	dp	sr
CB1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB13	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
CB14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB24											
CB25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB26	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB27	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB30	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB32	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB34	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB35	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CB8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
FB2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FB3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SB7	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
SB8	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
SB9	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
本國銀行	0	0	0	0							

備註：在 F 統計量 95%信賴水準下，0：表示不拒絕外生性虛無假設；1：表示拒絕外生性虛無假設。

5.2.8. 銀行特定系統風險因子對銀行特定風險因子的同期影響

在 GVAR 分析架構內，探討銀行特定系統風險因子對銀行特定風險因子的同期影響，有助於瞭解銀行特定系統風險因子變動如何傳遞給銀行的特定風險因子。若個別銀行放款與全體銀行放款間共變動為正，則代表全體銀行放款減少時，該個別銀行放款會減少。換言之，當全體銀行放款為順景氣循環變數時，該個別銀行放款也是順景氣循環變數。例如，如果 CB1 銀行的特定系統放款之係數估計值為 0.44，則代表當銀行 CB1 的特定系統放款增加 1%時，CB1 銀行的放款會增加 0.44%。銀行特定系統風險因子由

(3-2)式可知是個別銀行在同業間的交叉信用暴險之綿密程度存在差異性所造成。表 5-9 就是表現這種銀行特定系統風險因子與銀行特定系統風險因子的共變動方向關係。

表 5-9 銀行特定風險因子和銀行特定系統風險因子間的同期影響

風險因子 銀行	應收帳款	放款	備供出售資產	持有至到期資產
CB1	正向	正向		
CB12	正向			
CB13		正向		
CB14	負向	正向	負向	正向
CB15	正向	正向		正向
CB16	正向			
CB2	正向	負向		
CB22	負向	正向		
CB24		正向		正向
CB25	正向	正向	正向	正向
CB26		正向	負向	
CB27				
CB28				正向
CB3		正向	負向	
CB30	正向	正向		
CB32	正向	正向		正向
CB33		正向	負向	正向
CB34				正向
CB35				負向
CB4	正向	正向		正向
CB5				正向
CB7	負向		正向	
CB8		正向	正向	負向
FB2	負向		負向	正向
FB3			負向	正向
SB11	正向		正向	
SB12		正向	負向	
SB14	正向	正向		
SB4	正向			
SB5	正向	正向	正向	
SB6	正向	正向		
SB7	正向	正向		
SB8		正向		
SB9	正向	正向	正向	正向

實證結果顯示，在 34 家 136 個銀行特定系統風險因子中，估計值顯著的有 70 個。其中，銀行特定系統風險因子具正向影響的有 56 個，而應收帳款和放款等傳統商業銀行本業就各占 16 個和 21 個；另一方面銀行特定系統風險因子具負向影響的有 14 個。

雖然，銀行特定系統風險因子之傳遞效果顯著只略為過半，但是，除了有一家銀行完全不受到其他銀行特定系統風險因子變動之傳遞影響外，其餘 33 家銀行至少會受到一個銀行特定系統風險因子之傳遞影響。儘管有部分銀行的特定風險因子對其特定系統風險因子之衝擊彈性大於一或小於負一，顯示存在過度反應。但絕大多數的衝擊彈性絕對值是小於一。

5.2.9. 結構性穩定檢定

除弱外生性假設外，結構性穩定乃是 GVAR 分析有效性的另外一個重要假設。這是因為 GVAR 模型是先由個別銀行特定模型的聯立解。因此，必需要個別銀行特定模型通過結構性穩定，銀行間系統風險傳遞，即衝擊反應分析，才具有有效性。在 GVAR 模型估計過程中，我們可得到哪些銀行特定風險因子發生過結構性改變和發生頻率，並逐月加總所有銀行特定風險因子同時發生結構性改變頻率，將所得結果繪於圖 5-1。

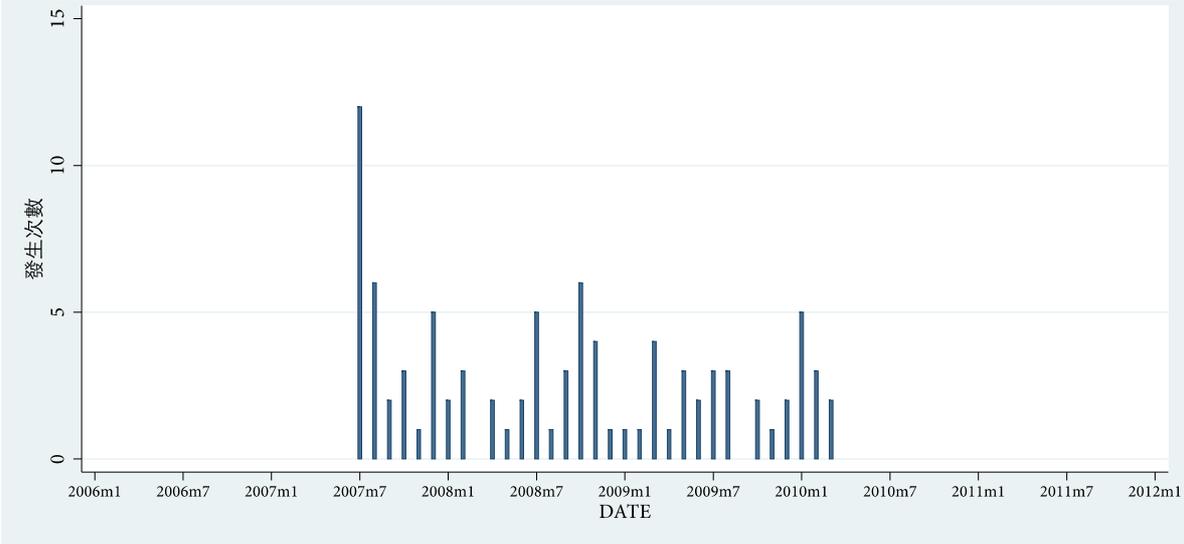


圖 5-1 銀行特定風險因子結構性改變頻率

很明顯地，在本研究的樣本期間，各家本國銀行的特定風險因子 - 資產面- 都有結構性改變，而且皆群聚在 2007 年第二季至 2010 年第一季間，恰好是 2008-2009 全球金融海嘯爆發期間。事實上，所有銀行特定風險因子皆發生結構性改變。因此，這對本研究採取 GVAR 分析構成挑戰。

我們所使用的 GVAR Toolbox 1.1。它採用 Stock and Watson (1996)結構性穩定檢定分析，包括隨機漫步(Random Walks)和有序性 Wald 型統計量，如 Quandt 最大似似比率統計量(QLR)、平均 Wald 統計量(MW) 以及指數平均 Wald 統計量 (APW)。在不同的顯著水準下，我們可以發現穩健的 Wald (Robust)統計量明顯地比一般的 Wald 統計量，拒絕結構安定性的個數低得多。主要原因可能是部分前述誤差項具序列相關性所造成而並非參數本身的不穩定。因此，儘管圖 5-1 顯現銀行特定風險因子有很高頻率結構改變，惟經由檢定結果顯示並未危及 GVAR 模型估計有效性。

5.3. 衝擊反應分析

在 5.2 節內，我們用很多篇幅說明 GVAR 分析的有效性。但是 GVAR 模型與典型 VAR 模型一樣是有欠缺經濟結構的缺點。因此，另一項輔助 GVAR 模型估計有效性，便是透過衝擊反應分析 – 或稱總體壓力 – 檢視總體和金融變數的動態調整是否符合經濟直覺來支持 GVAR 分析。學理上，當經濟遭逢不利總合需求衝擊(A Negative Aggregate Demand Shock)時，菲力普曲線預測「失業率會上升，通貨膨脹率則下跌」，因此實質 GDP 會下降。這些變動會促使利率下跌但實質貨幣供給增加。儘管如此，實質股價和實質房價應會因不景氣而下跌。

因此，我們採取風險值(Value at Risk)分析方法，將衝擊設定在 99%信賴區間水準，而對應的 t 值等於 2.33。因此，一個單位衝擊等於是 2.33 個標準差，來分別對實質 GDP、失業率、實質房價和實質股價進行模擬衝擊。其中，祇有失業率是正 2.33 單位標準差衝擊，其他皆是負 2.33 單位標準差衝擊。圖 5-2 至圖 5-5 分別為總體和金融變數對實質 GDP、失業率、實質股價和實質房價衝擊的反應圖。

首先，當實質 GDP 被負 2.33 單位標準差衝擊時，這個衝擊相當於衝擊時的月經濟成長率(與 2011 年 12 月相比)跌 1.22%。由圖 5-2 顯示，當實質 GDP 自發性下跌後，失業率會上升，通貨膨脹率則下跌，因此實質貨幣供給增加。這些變動促使短期利率，實質股價和實質房價下跌。然而，當失業率被正 2.33 單位標準差衝擊時，這個衝擊相當於衝擊時的月失業率為 6.11%，較 2011 年 12 月的 5.26%失業率增加 0.85%。由圖 5-3 顯示，當失業率自發性增加後，實質 GDP 會先下跌而後增加，通貨膨脹率微幅下跌，因此實質供給增加幅度同樣地微增。這些變動也促使短期利率和實質股價下跌，但是實質房價則漲跌互見。

其次，在金融變數受到不利衝擊時，如當股價被負 2.33 單位標準差衝擊時，這個衝擊相當於衝擊時的月股價指數為 4328 較 2011 年 12 月的 6598 相較跌幅達 34%。由圖 5-4 顯示，當股價自發性下跌後，實質 GDP 和通貨膨脹會下跌而失業率上升，儘管實質貨幣供給會增加，但短期利率則是先升而後跌，而且實質房價則是上漲。最後，當房價被負 2.33 單位標準差衝擊時，這個衝擊相當於衝擊時的月房價指數為 149，較 2011 年 12 月的 194 相較跌幅達 23.3%。由圖 5-5 顯示，當房價自發性下跌後，實質 GDP 和股價會下跌，而失業率和貨幣供給則會先減少而後上升，通貨膨脹和短期利率則先升而後跌。因此，當實質房價下跌，實質股價會下跌；但是，當實質股價下跌，實質房價則會上漲。這種不對稱效果似乎無法用資產組合理論解釋。

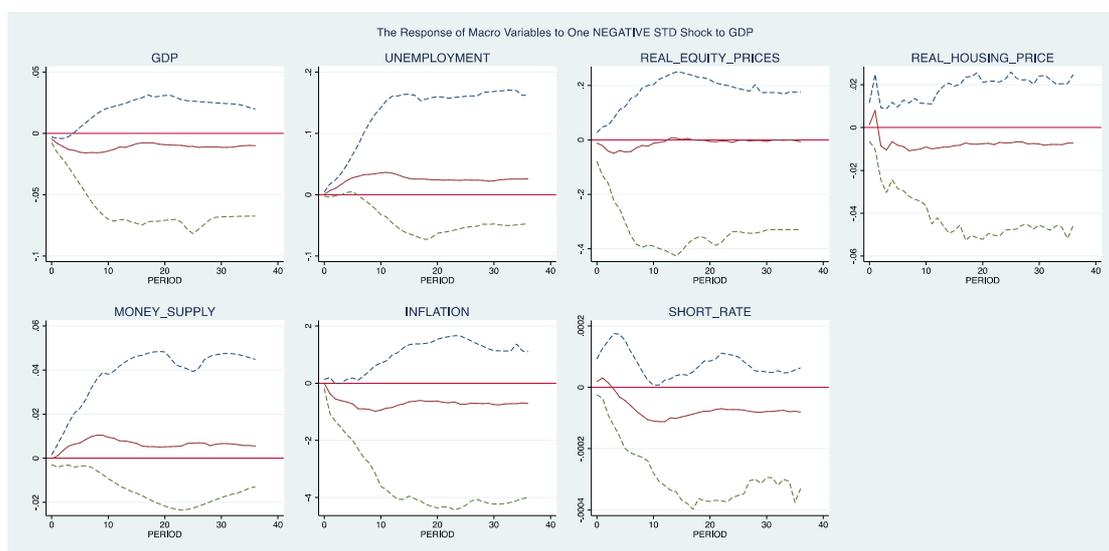


圖 5-2 總體和金融變數對負 2.33 標準差 GDP 衝擊的反應

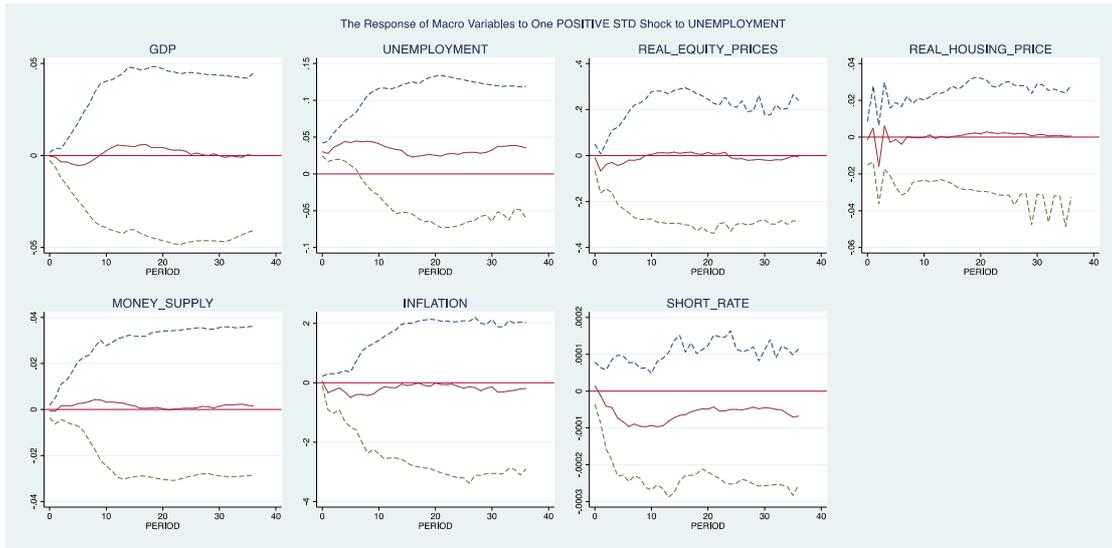


圖 5-3 總體和金融變數對正 2.33 標準差衝擊失業率的反應

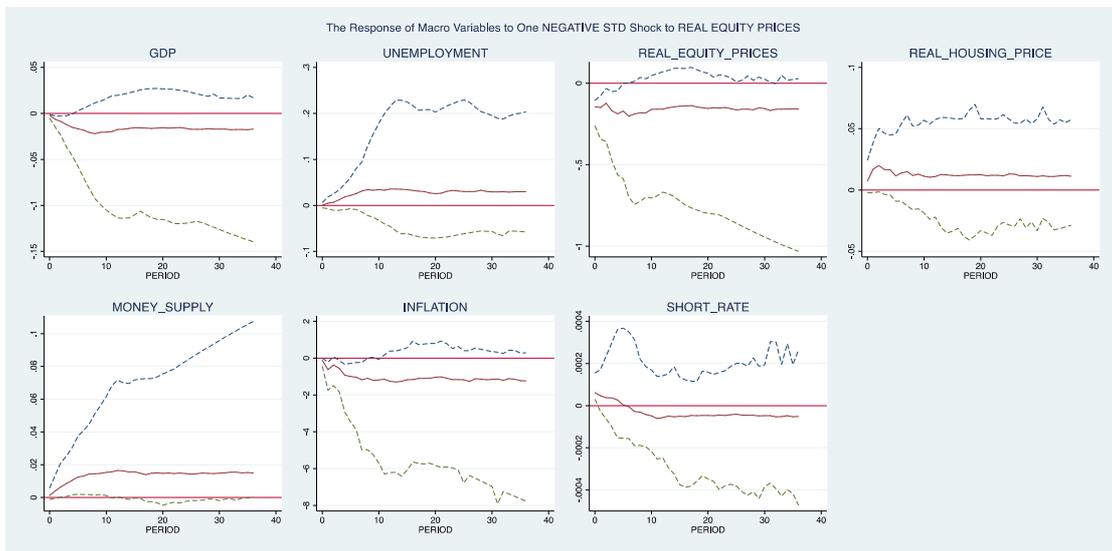


圖 5-4 總體和金融變數對負 2.33 標準差衝擊股價的反應



圖 5-5 總體和金融變數對負 2.33 標準差衝擊房價的反應

由圖 5-2 至圖 5-5 所做的衝擊反應分析，絕大部分的總體和金融變數動態性頗能符合經濟直覺，尤其是來自總體變數衝擊對經濟影響。儘管，金融變數衝擊對經濟影響符合經濟直覺，但對資產影響則因排除資產風險因素而無法判斷。這也是讓我們得以進入銀行系統流動性風險量化 – 衛星模型。

有關銀行特定風險因子與總體和金融變數的衝擊反應分析，因有關圖形過多，因此不列入正文，而另以附件收錄，供有興趣人士索取。

6. 本國銀行系統流動性風險之衡量

如圖 2-1 所示，本國銀行系統流動性風險是在一個包含信用風險和清償能力之第 2 步驟衛星模型和第 3 步驟網絡模型中衡量。

6.1. 信用風險模型估計結果

根據 4.1 節，參照表 5-4 模型的估計落後期數設定個別銀行放款績效指標(4-1)式的落後期數，逐家迴歸找出顯著的解釋變數。爾後，透過對 GVAR 模型(3-9)式所做的衝擊反應分析，逐月取得銀行特定風險因子、銀行特定系統風險因子及總體和金融變數之預測變動量。連同(4-1)式估計所得參數值，帶入(4-4)式便可逐月取得逾放比率的預測變動量。按 p 值小於 10% 做為臨界顯著水準，我們將本國銀行各風險因子的顯著性估計值之

平均家數呈現於表 6-1。

表 6-1 本國銀行逾放比率迴歸之參數估計值顯著的家數百分比

逾放比率	當期(%)	落後一期(%)	落後兩期(%)
實質應收帳款	26	11	20
實質放款	60	26	20
實質備供出售資產	23	17	20
實質持有至到期資產	20	6	14
系統實質應收帳款	23	17	29
系統實質放款	26	20	17
系統實質備供出售資產	20	26	17
系統實質持有至到期資產	17	14	14
經濟成長率	20	23	40
失業率	34	14	34
通貨膨脹率	29	9	20
實質貨幣供給	31	29	26
實質短期利率	20	17	17
實質房價指數	31	31	14
實質股價指數	14	29	20
R ² (%)	43.15		
調整 R ² (%)	34.64		

P 值<0.1 為顯著

逾放比率的估計結果顯示，當期銀行放款的顯著家數是最多的，高達 20 家，占樣本銀行家數的 60%。若將顯著性落後一期和二期銀行放款納入後，顯著家數增至 26 家銀行，占樣本銀行家數的 76%。其次，各期經濟成長率、失業率、實質貨幣供給和實質房價能顯著地影響近半數銀行的逾放比率，但對應這些變數的銀行並無一致性，例如經濟成長率要到兩個月後才對四成銀行的逾放比率有顯著影響。值得注意的是，只有 9 家銀行完全未受到任何銀行特定系統風險性因子的顯著影響。顯示本國銀行間不可測共變動性的確存在。因此合理化 GVAR 模型的可用性。全體本國銀行逾放比率估計結果的平均判定係數 R-square 為 43.15%，儘管顯示有近半數的風險可以被模型捕捉到，但每家銀行的判定係數差異極大，最低為 0.08，而最高的也有 0.92。

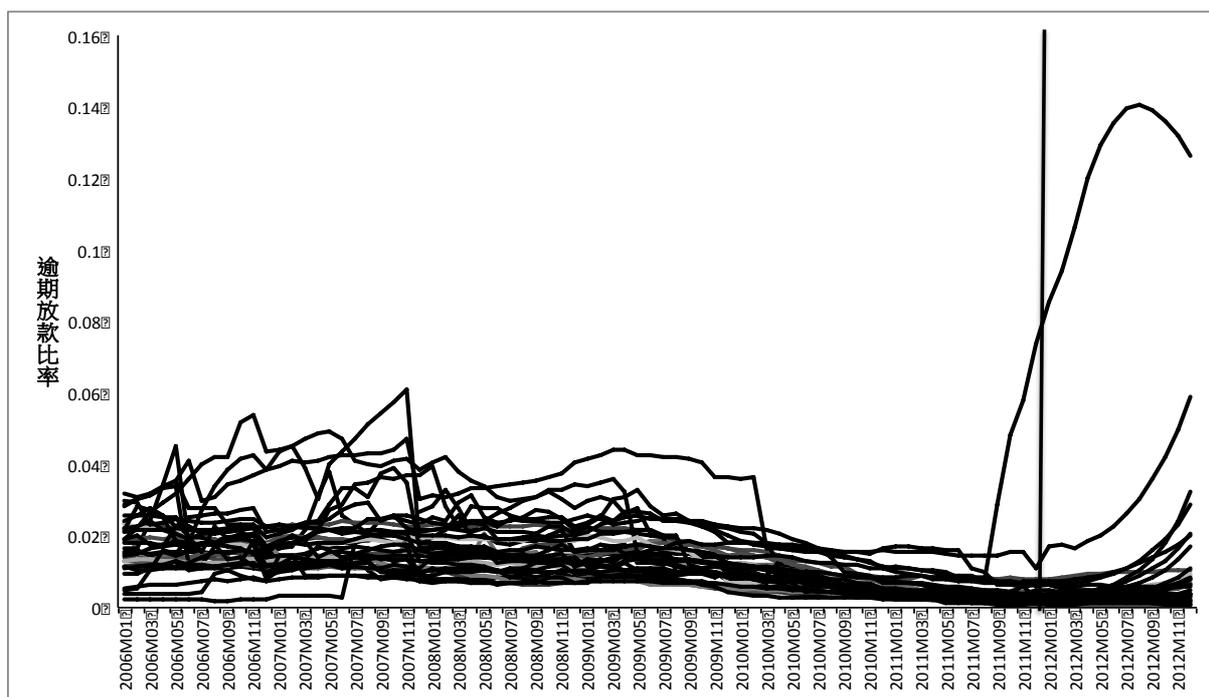


圖 6-1 本國銀行逾期放款的實際值和預測值

其次，我們將樣本銀行的逾期放款比率的時間走勢描繪於圖 6-1。其中，黑色垂直線為我們設定的衝擊總體和金融變數時間，即 2012 年 1 月。在 2006 年 1 月至 2011 年 12 月的實際樣本期間，除了有一家銀行的逾期放款比率在衝擊時間前已呈現上升態勢，其餘樣本銀行的逾期放款皆是一致地呈現下降。但在 2012 年 1 月至 2012 年 12 月衝擊反應(即壓力測試)期間，有 24 家銀行的逾放比率反轉成增加；其中，更有 6 家銀行的逾放比率增加幅度超過 2011 年 12 月底逾期放款兩倍以上。顯示當總體經濟下滑時，大部分銀行逾期放款的確有可能趨於惡化。

6.2. 銀行清償能力模型估計結果

參照 6.1 節的相同模型之落後期數設定和顯著係數取得方法，表 6-2 為本國銀行稅前淨利對風險因子迴歸之係數估計值顯著的家數百分比。不同於逾放比率深受銀行本身風險因子影響，七成以上和四成以上本國銀行的稅前淨利分別受到當期與落後期之經濟成長率與失業率等總體變數和當期與落後期之實質短期利率、實質股價和實質房價等金融變數之顯著影響。實質應收帳款和實質放款是銀行特定風險因子中最能影響銀行的稅前淨利，但將當期和落後期加總後也只有不到三成。更只有四家銀行的稅前淨利完全不受到任何銀行特定系統風險性因子的顯著影響，如系統實質應收帳款、系統實質放款、

表 6-2 本國銀行稅前淨利迴歸之參數估計值顯著家數百分比

稅前淨利	當期(%)	落後一期(%)	落後兩期(%)
實質應收帳款	31	23	34
實質放款	29	20	26
實質備供出售資產	17	23	23
實質持有至到期資產	23	20	14
系統實質應收帳款	26	26	17
系統實質放款	31	23	31
系統實質備供出售資產	17	20	23
系統實質持有至到期資產	11	20	20
經濟成長率	37	40	40
失業率	46	40	26
通貨膨脹率	11	23	26
實質貨幣供給	26	23	23
實質短期利率	29	34	23
實質股價指數	34	40	23
實質房價指數	26	31	11
R ² (%)	49.43		
調整 R ² (%)	39.98		

P 值 <0.1 為顯著

系統實質備供出售資產與系統實質持有至到期資產。全體本國銀行稅前淨利估計結果的平均判定係數 R-square 為 49.43%，儘管顯示有近半數的風險可以被模型捕捉到，但每家銀行的判定係數差異極大，最低為 0.08，而最高的也有 0.73。

圖 6-2 為 34 家銀行稅前淨利時間走勢，如圖 6-1，黑色垂直線為我們設定的衝擊總體和金融變數時間，即 2012 年 1 月。大部分樣本銀行在 2011 年皆有正稅前淨利，但在 2012 年 1 月至 2012 年 12 月衝擊反應(即壓力測試)期間，34 家銀行中，只有兩家仍能維持正稅前淨利外，其餘 32 家銀行的稅前淨利在三個月後，相較於 2011 年同月份，皆轉盈為虧。

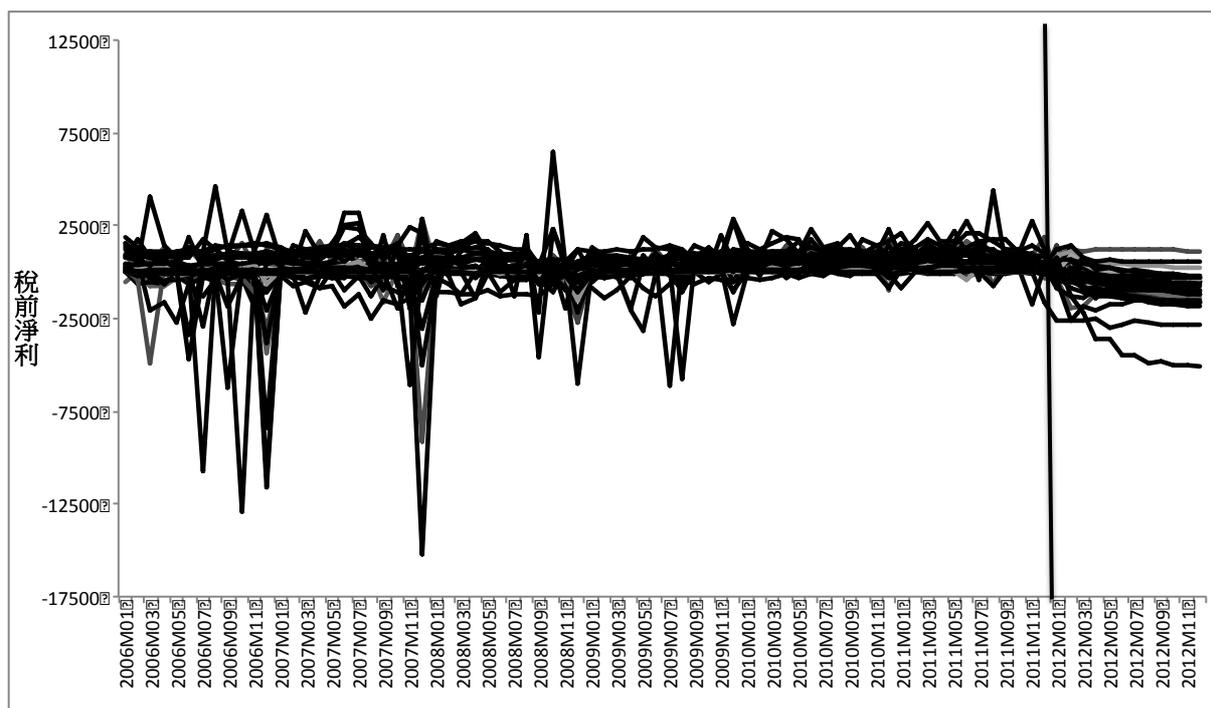


圖 6-2 本國銀行稅前淨利的實際值和預測值

6.3. 網絡模型的模擬結果 - 傳染性風險及流動性風險

在網絡中，交叉信用暴險較高的銀行比較容易受到來自違約銀行傳染。資料顯示，由 34 家所建構的 34x34 交叉信用暴險矩陣中，非對角線元素共計有 1122 個。其中，在 2010 年 6 月底和 2011 年 6 月底，交叉信暴險為零的分別為 602 個和 558 個，皆超過半數。如第 5.1 節所述，這進一步顯示本國銀行相互間借貸的網絡是相當疏離。

由圖 6-3，2010 年 6 月底和 2011 年 6 月底之拆出信用暴險占銀行股東權益比重(以下簡稱拆出率)的全體平均值各約為 32% 和 27%，而全體標準差則各也約有 24% 和 22%；其中，拆出率最高的和最低的，在 2010 年 6 月底分別為 110% 和 2.4%，而在 2011 年 6 月底則分別為 130% 和 0.33%。因此，這兩年的拆出率雖無太大不同，但 34 家本國銀行間的拆出結構差異則是非常大。自銀行屬性觀點，我們發現兩家外資銀行(FB2 和 FB3)的拆出率偏高，在這兩個月，皆超過五成以上；其中，FB3 在這兩個月分別更是超 110% 和 130%。究其拆出對象屬性，發現超過六成以上是拆給官股銀行。其次，官股銀行在這兩個月的平均拆出率分別為 38% 和 31%，高於民營銀行的 25% 和 24%。

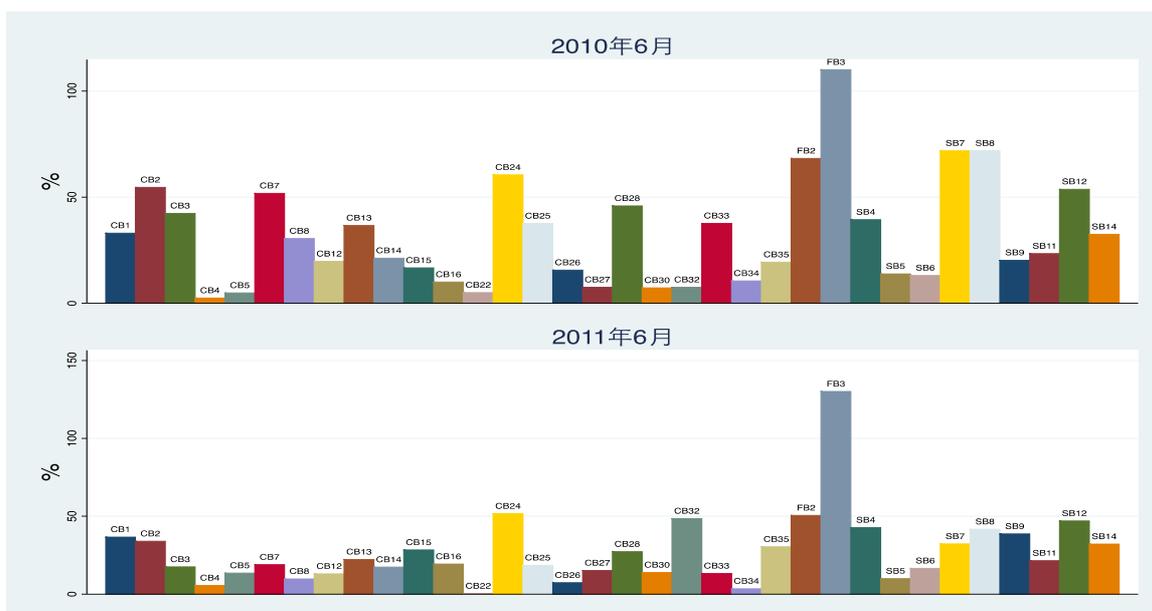


圖 6-3 銀行拆出信用暴險占銀行股東權益比重

另一方面，圖 6-4 顯示，2010 年 6 月底和 2011 年 6 月底之拆入信用暴險占銀行股東權益比重(以下簡稱拆入率)的全體平均值皆約為 30%，而全體標準差則各也約有 23% 和 22%，與拆出率的結構相似。因此，本國銀行的拆款市場大致上是供需平衡的。拆入率最高的和最低的，在 2010 年 6 月底分別為 88% 和 0.44%，而在 2011 年 6 月底分別為 78% 和 0.04%。因此，與拆出率的結構相似，這兩年的拆入率雖相同，但 34 家本國銀行間的拆入結構差異也是非常大。尤其，我們發現在拆出率最高的外資銀行在拆入率上變得相對低調(Moderate)；其中，原本拆出率最高外資銀行 FB3 在這兩個月的拆入率分別僅為 8.4% 和 0.77%。因此，似乎顯示外資銀行在拆款上主要扮演的是資金供給者角色。在拆出與拆入平衡限制下，圖 6-4 顯示主要是由部分民營銀行和多數官股銀行的拆入共同扮演平衡拆出之角色。

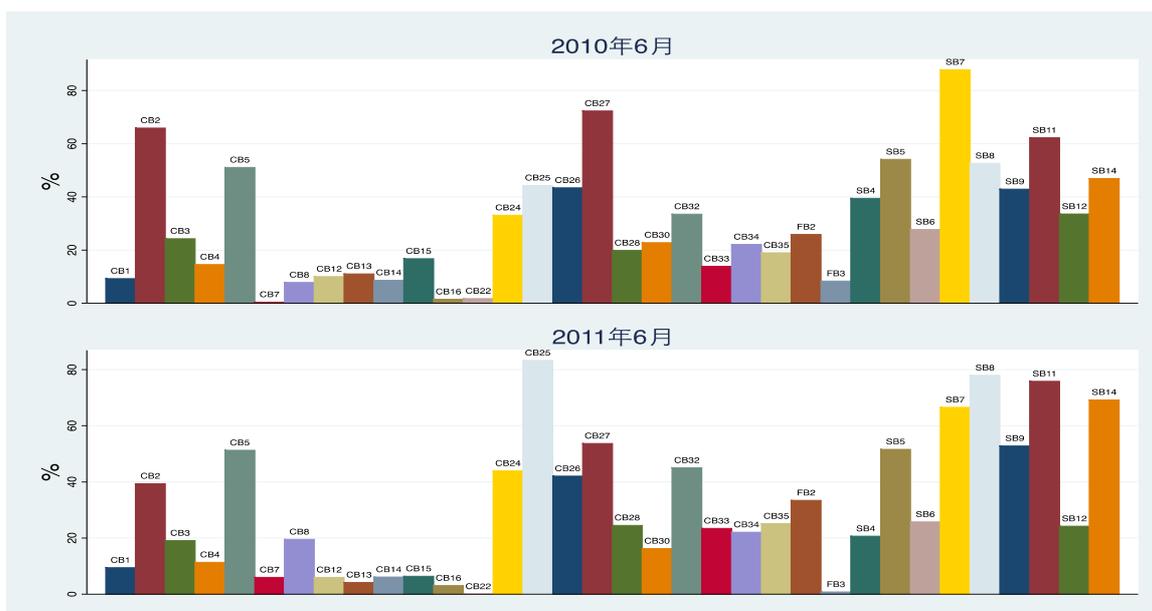


圖 6-4 銀行拆入信用暴險占銀行股東權益比重

因此，由圖 6-3 和圖 6-4 顯示，只有少數銀行拆出或拆入信用暴險占其銀行資本的比率接近於零，絕對多數銀行的這兩個比率皆超過 4%，甚至有些是其資本的 80% 以上。若以 BASEL II 的資本協定來看，銀行交叉信用月暴險的淨拆出比率(=拆出比率減拆入比率)超過核心資本適足率 4% 的，有高達 27 家銀行。因此，雖然本國銀行間的交叉信用暴險，不僅相當疏離而且相當分散，交叉信暴險對每家銀行的影響程度差異很大。拆出或拆入皆會因交易對手不履約風險而可能使銀行發生損失併發因流動性不足而致違約，即為傳染性違約。

6.3.1. 基本無衝擊情境與總體壓力測試

當總體和金融變數同時受到獨立性衝擊時，我們稱之為統合性總體和金融變數衝擊。¹⁴ 我們可將 GVAR 模型所預測的銀行特定風險因子、特定系統風險因子和後續總體和金融變數分別代入(4-2)式和(4-6)式，並分別依圖 4-1 和圖 4-2 所示流程進行一萬次模擬。所得到的每次的信用損失和稅前淨利皆彙總至銀行資本項，重新計算受到衝擊後的資本適足率。當資本適足率 $\leq 1\%$ 時，銀行被視為無清償能力而發生違約。

在分析總體和金融下滑風險透過對銀行特定風險因子影響銀行系統流動性風險，國

¹⁴ 儘管總體和金融變數間也許存在結構性關係，但我們假設這些獨立性衝擊純粹是出於自發性變動，也就是凱因斯的 Animal Spirits 假設。

際清算銀行(BIS)建議金融機構應對其資產風險值(Value at Risk)採取 99%水準一般原則 – 負向 2.33 單位標準差 – 進行壓力測試。¹⁵因此，我們對總體和金融變數以國際清算銀行標準設定衝擊程度。由於(3-9)式的動態性，我們先檢視即使沒有總體和金融下滑風險，本國銀行是否有可能發生違約機率？並視這個無衝擊情境做為其他總體壓力測試情境的基準(Benchmark Scenario)。

根據表 6-3，在總體和金融變數同時受到衝擊後的 12 個月內，在無衝擊基本情境下，本國銀行會發生違約銀行的機率，1 家為 25%而 2 家或以上則為 0。在統合性總體和金融變數同時發生負向 2.33 單位標準差衝擊情境內，違約銀行家數和違約機率雖皆明顯地要高於無衝擊情境，1 家銀行違約的機率為 94.08%而出現 2 家的機率為 0.33%，但無 3 家發生違約的可能性。因此，本國銀行發生大規模違約的可能性非常低。

表 6-3 本國銀行採 BIS 標準壓力測試後一年內發生違約機率

無任何衝擊		統合性 2.33 單位標準差衝擊	
違約家數	機率%	違約家數	機率%
0	74.79	0	5.59
1	25.21	1	94.08
2	0	2	0.33
>1	0	>1	0.33

註: >1 代表大於等於 2 家違約之機率=2 家違約機率

6.3.2. 輕微情境與嚴峻情境下總體壓力測試

我們將本研究所使用的 GVAR 分析應用至 2010 年金管會要求本國銀行依其設定之總體經濟情境進行壓力測試。金管會的輕微情境與嚴峻情境設定，根據 2006 年 1 月至 2011 年 12 月間的總體和金融變數統計性質，我們於表 6-4 推算出相關總體和金融變數標準差變動單位數。

表 6-4 統合性總體情境設定

總體與金融變數	輕微情境		嚴峻情境(%)	
	(%)	標準差單位數	(%)	標準差單位數
GDP	-1.4	-1.81	-2.73	-3.76
失業率	6.08	2.30	7.39	3.53
房價	-10	-0.92	-20	-1.95
股價	-25*	-1.59	-50*	-3.83

註：除帶星號數字為本研究給定外，餘皆為金管會 2010 年進行由下而上壓力測試所假擬情境。

¹⁵ BIS 對信用風險採 99.9%信賴水準，但我們此處是就總體和金融變數所遭受到衝擊。

由於輕微總體壓力測試情境對衝擊標準差單位數皆低於 BIS 情境標準，因此可預期發生違約的銀行家數和機率應會較小，但會高於無衝擊基本情境。表 6-5 所顯示的結果的確如此。無 1 家違約的機率在輕微情境為 36.5% 高於 BIS 壓力測試標準會發生的機率 5.6%，而低於無衝擊基本情境會發生的機率 74.8%。另一方面，在輕微情境內，有 1 家發生違約的機率約為 63.5%，而 2 家同時違約的機率為 0.06%，皆低於 BIS 情境標準。

表 6-5 本國銀行在輕微情境和在嚴峻情境下一年內會發生違約機率

輕微情境		嚴峻情境	
違約家數	機率%	違約家數	機率%
0	36.48	0	12.95
1	63.46	1	45.70
2	0.06	2	35.73
3		3	5.60
4		4	0.02
>1	0.06	>1	41.35

註: >1 代表 2 家以上違約機率為 2 家、3 家和 4 家之違約機率加總

另一方面，在嚴峻情境內，除了經濟成長率和房價的標準差單位數設定低於 BIS 壓力測試標準，失業率和股價的標準差單位數設定則高於 BIS 壓力測試標準。儘管兩者總體壓力測試設定未如輕微情境有一致性差異，但經過表 6-5 與表 6-3 比對，可看出發生超過 1 家銀行違約的機率在嚴峻情境下不僅高於輕微情境，而且也高出 BIS 壓力測試標準。在嚴峻情境內，無銀行發生違約的機率下滑至 13%；但是，1 家銀行會發生違約的機率及超過 1 家銀行會發生違約的機率分別為 46% 和 41%。

圖 6-5 呈現銀行特定風險因子在總體和金融變數同時受到衝擊時的每個月變動反應。每個月皆有兩個直柱圖，我們設定左邊灰階直柱圖代表因信用風險和淨利惡化而致發生違約的平均銀行家數，而設定右邊深灰階直柱圖代表，在網絡的反饋迴路中，受到違約銀行交叉信用暴險不履約損失和資金流失的影響而導致違約的平均銀行家數，亦即是傳染性銀行違約。由圖顯示，在總體和金融變數同時受到衝擊的三個月至四個月間，群聚性銀行違約的確發生，儘管發生機率非常低；此外，在十個月至十二個月間，嚴峻情境內，再度發生群聚性銀行違約，而且出現一家銀行發生傳染性違約，但是在其他三種情境內皆因傳染性違約機率太低而無法從圖 6-5 目測。

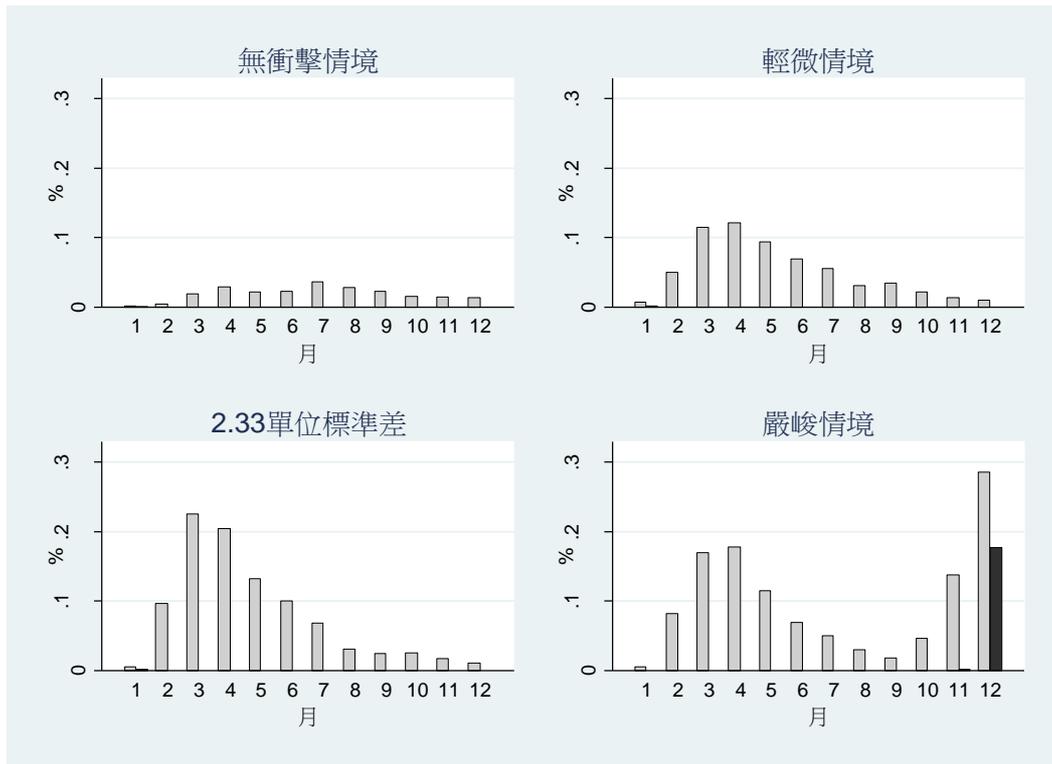


圖 6-5 各種總體和金融壓力測試情境下違約家數

其次，為了瞭解造成銀行違約的主要暴險來源，我們將各種情境下之傳染、流動性和信用之平均損失金額及最大損失金額用表 6-6 至表 6-9 呈現。由表中可以發現，相對於其他信用風險，銀行間交叉信用暴險的傳染性損失輕微，但是信用損失仍是占最大的比例。雖無發現因流動性違約的銀行，但仍發生流動性的損失，反映本國銀行的緩衝流動性相當充足，可吸收這些流動性損失而不至於違約。究其原因，可溯及表 6-1，以我們所能有的本國銀行間交叉信用暴險資料顯示，本國銀行間的交叉信用暴險網絡不僅相當疏離，而且相當分散。因此，對傳染性違約構成屏障。另外，由公開可取得的資料可觀察到目前本國銀行的平均流動準備比率高達 27.96%，顯示有相當充足之流動性部位，因此發生因流動性違約的可能性相當低。

儘管如此，嚴峻情境內所發生的傳染性違約與銀行交叉信用暴險損失有關。因為傳染性損失在嚴峻情境下是其他情境的 12 倍。因此，無傳染性及流動性損失僅代表銀行會因為傳染性及流動性問題而違約的機率很低。譬如，嚴峻情境內出現的雙峰式群聚性違約，依模擬數據發現傳染性違約與圖 6-1 所顯示的那些逾放比率顯著上升的銀行息息相關。就機率而言，本國銀行會發生大規模的群聚性違約，乃至於大規模傳染性違約，由表 6-3 和表 6-5 顯示，是極為不可能。也就是，因提領而觸發的籌資流動性風險和市

場流動性風險，儘管存在，但機率上會造成本國銀行系統流動性風險是非常低。

表 6-6 無壓力情境下各類風險損失金額(單位:百萬元)

	總損失	傳染性損失	流動性損失	信用損失
1 月平均損失	72376	2	50215	22159
1 月最大損失	85121	2206	50230	32685
2 月平均損失	71562	19	21452	50091
2 月最大損失	89968	2206	21468	66294
3 月平均損失	70626	30	21423	49172
3 月最大損失	85162	2206	21468	61488
4 月平均損失	70992	48	22697	48247
4 月最大損失	87256	2206	22787	62263
5 月平均損失	70855	57	22808	47990
5 月最大損失	93137	2206	22931	68000
6 月平均損失	70335	50	23820	46466
6 月最大損失	91751	2206	23933	65612
7 月平均損失	69693	47	24994	44651
7 月最大損失	91088	2206	25107	63775
8 月平均損失	69074	38	26251	42785
8 月最大損失	93931	2206	26364	65360
9 月平均損失	68487	45	27490	40952
9 月最大損失	92025	2206	27620	62199
10 月平均損失	67845	36	28820	38990
10 月最大損失	95091	2206	28932	63952
11 月平均損失	67182	32	30104	37047
11 月最大損失	99752	2206	30222	67324
12 月平均損失	66548	35	31341	35172
12 月最大損失	100747	2206	31487	67053

表 6-7 2.33 標準差負向衝擊下各類風險損失金額(單位:百萬元)

	總損失	傳染性損失	流動性損失	信用損失
1 月平均損失	73940	18	50012	23909
1 月最大損失	90415	2206	50230	37978
2 月平均損失	74167	210	20007	53951
2 月最大損失	92951	2206	20485	70259
3 月平均損失	76675	477	18178	58020
3 月最大損失	98361	2206	19839	76315
4 月平均損失	80251	476	17794	61982
4 月最大損失	106527	2206	19361	84959
5 月平均損失	83811	302	17693	65816
5 月最大損失	117032	2206	18851	95974
6 月平均損失	88344	220	17507	70617
6 月最大損失	123839	2206	18188	103445
7 月平均損失	94150	128	17163	76859
7 月最大損失	132589	2206	17608	112775
8 月平均損失	101017	95	16691	84231
8 月最大損失	145655	2206	17001	126447
9 月平均損失	109125	58	16033	93033
9 月最大損失	156519	2206	16207	138106
10 月平均損失	118847	47	15082	103718
10 月最大損失	172869	2206	15223	155439
11 月平均損失	130342	28	14202	116112
11 月最大損失	196911	2206	14253	180451
12 月平均損失	143920	26	13515	130379
12 月最大損失	218006	2206	13562	202237

表 6-8 輕微情境下各類風險損失金額 (單位:百萬元)

	總損失	傳染性損失	流動性損失	信用損失
1 月平均損失	73821	19	50043	23760
1 月最大損失	88447	2206	50230	36011
2 月平均損失	74011	106	20403	53502
2 月最大損失	94559	2206	20653	71700
3 月平均損失	75795	271	19467	56057
3 月最大損失	97390	2206	20259	74925
4 月平均損失	78196	280	19161	58756
4 月最大損失	103963	2206	20062	81695
5 月平均損失	80729	212	19179	61338
5 月最大損失	107811	2206	19892	85712
6 月平均損失	83532	156	19185	64192
6 月最大損失	113685	2206	19631	91847
7 月平均損失	86800	115	19086	67599
7 月最大損失	120134	2206	19348	98580
8 月平均損失	90510	77	18785	71648
8 月最大損失	126565	2206	18968	105391
9 月平均損失	94645	66	18851	75728
9 月最大損失	134743	2206	18975	113561
10 月平均損失	99239	39	18905	80295
10 月最大損失	136748	2206	18979	115563
11 月平均損失	104353	36	18916	85401
11 月最大損失	143906	2206	18946	122754
12 月平均損失	109892	25	18929	90938
12 月最大損失	155332	2206	18959	134167

表 6-9 嚴峻情境下各類風險損失金額 (單位:百萬元)

	總損失	傳染性損失	流動性損失	信用損失
1 月平均損失	74538	18	50071	24449
1 月最大損失	106880	2206	50230	54444
2 月平均損失	75062	160	20110	54791
2 月最大損失	92411	2206	20525	69680
3 月平均損失	78538	392	18485	59661
3 月最大損失	100146	2206	19697	78242
4 月平均損失	83892	404	17646	65841
4 月最大損失	110432	2206	19048	89177
5 月平均損失	89463	224	17804	71434
5 月最大損失	121551	2206	18426	100918
6 月平均損失	96636	153	17880	78603
6 月最大損失	133912	2206	18376	113330
7 月平均損失	106214	100	18021	88094
7 月最大損失	143014	2206	18294	122513
8 月平均損失	118257	57	18089	100111
8 月最大損失	166181	2206	18250	145725
9 月平均損失	133503	45	18058	115400
9 月最大損失	181666	2687	18180	160799
10 月平均損失	153097	40	18144	134913
10 月最大損失	206356	2660	18209	185487
11 月平均損失	178163	99	18335	159729
11 月最大損失	255131	24329	18357	212445
12 月平均損失	214166	4443	16660	193063
12 月最大損失	299949	26989	18327	254634

7. 結論

本研究目的是探討本國銀行在經濟下滑時是否會出現系統流動性風險和系統流動性風險發生的管道為何？為此，我們採用由 PSW (2004)、DdPS (2004)以及 PSWT (2007) 所建構用來探討國家間國際景氣循環的一系列 GVAR 模型，來顯現銀行間因特定系統風險因子而可能產生的共變動，並做為金融系統流動性風險以及群聚違約可能發生的來源。將 GVAR 模型的衝擊反應函數，運用至信用、清償能力及網絡等三模型，以建構系統流動性風險模型。

首先，透過弱外生性和結構性穩定檢定，我們確認 GVAR 模型的可行性，有關總體和金融變數在衝擊下的反應也符合經濟直覺。最後，將衝擊反應分析運用至信用、清償能力及網絡等三模型，借以推算個別銀行的條件性逾放比率和銀行稅前淨利。在每個月一萬次模擬中，我們可以辨識出有條件性壓力測試下的金融系統流動性風險 - 群聚性違約和傳染性違約。

按照 Barnhill and Schumacher (2011)對系統流動性風險所下的定義「許多金融機構同時面臨流動性不足情況的機率」。因此，在第 6 節中，我們設定各種情境來探討銀行違約家數與對應的違約機率。在每個總體和金融變數皆面臨不利的 2.33 單位標準差衝擊下，整合實質 GDP、失業率、股價和房價同時發生時的衝擊，我們發現不論是在國際清算銀行所設定的壓力測試情境或是在金管會所設定的輕微情境，有兩家本國銀行同時會發生違約的機率分別祇有萬分之卅三和萬分之六。就算是在金管會所設定的嚴峻情境內，雖然可能發生四家銀行同時違約的機率增至 41.3%，但要發生大規模的銀行同時違約的機率在本研究中則不存在。因此，總體和金融環境下滑風險驟然發生時，本國銀行可能是會有極少數違約銀行但不構成聚群性違約，而傳染性違約的機率不但極微小而且也僅發生於嚴峻情境。

然而，在詮釋本研究的結果時，我們有些要點必須要提醒。第一、使用公開的套裝程式，由於對模型落後期數有限設定，讓我們無法探討更多階數的衝擊反應分析，造成衝擊反應信賴區間顯著的變數頗少；第二、資料月數過少，又正好與金融海嘯時間重疊，使得總體和金融變數的標準差可能過大。因此，會出現極不合理的情境。第三、金

管會網站所公布的金融統計資料未經合格會計審核，其詳實性(Authenticity)有待商榷。最後，本研究因只用兩筆銀行間交叉信用暴險資料做為建構銀行特定系統風險因子的權數，因此無法對 GVAR 模型進行另一個攸關衝擊反應顯著性的結構定性檢定。這些都可能是未來需要進一步改進的地方。

相關參考文獻

- Adrian, T. and H. Shin (2009). “Liquidity and leverage,” *Journal of Financial Intermediation*, 19, 418-437.
- Afonso, G., Kovner, A., and A. Shoar (2010). “Stressed, Not Frozen: The Federal Funds Market in the Financial Crisis,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 437* (March).
- Aikmen, D., Piergiorgio, A., Eklund, B., Gai, P., Kapadia, S., Martin, E., Mora, N., Sterne, G., and M. Willison, (2009). “Funding Liquidity Risk in a Quantitative Model of Systemic Stability,” *Bank of England Working Paper No. 372* (June).
- Alessandri, P., Gai, P., Kapadia, S., Mora, N., and C. Puhr (2009). “Towards a Framework for Quantifying Systemic Stability,” *International Journal of Central Banking*, 5:3, 47-81.
- Allen, F. and D. Gale (2000). “Financial Contagion,” *Journal of Political Economy*, 108:1, 1-33.
- Barnhill, T., Jr., and L. Schumacher (2011). “Modeling Correlated Systemic Liquidity and Solvency Risk in A Financial Environment with Incomplete Information,” *IMF Working Paper Working Paper 263*.
- Bunn, P., Cunningham, A., and M. Drehmann (2005) “Stress Testing as a Tool for Assessing Systemic Risks,” *Bank of England Financial Stability Review*, 18, 116-126.
- Black, F., and M. Scholes (1973). “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81:3, 637–54.
- BCBS (2010) “Basel III: International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring,” *Bank for International Settlements*, December 2010.
- Čihák, M. (2007). “Introduction to Applied Stress Testing,” *International Monetary Fund Working Paper 59*.
- Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M. H., and L. Smith (2007). “Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis,” *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1-136.
- Diamond, D., and L. Dybvig (1983). “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity.” *Journal of Political Economy*, 91:3, 401-419.
- Duffie, D., Garleanu, N., and L. Pedersen (2006). “Valuation in Over-the-Counter- Markets,”

NBER Working Paper No. 12020.

Eisenberg, L. and T. H. Noe (2001). "Systemic Risk in Financial Systems," *Management Science*, 47:2, 236-249.

Hoggarth, G. and J. Whitley (2003). "Assessing the Strength of UK Banks through Macroeconomic Stress Tests," *Bank of England Financial Stability Review*, 91-103.

International Monetary Fund (IMF) (2011). *Global Financial Stability Report, Durable Financial Stability: Getting There from Here*, Washington: International Monetary Fund, April.

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

Pesaran, M. H., Schuermann, T., and S. M. Weiner (2006). "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model," *Journal of Business & Economic Statistics*, 22:2, 129-162.

Pesaran, M. H., Schuermann, T., Treutler, B., and S. M. Weiner (2006). "Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38:5, 1211-1261.

Smith, L. V. and A. Galesi (2011) *GVAR Toolbox 1.1*,
www.cfap.jbs.cam.ac.uk/research/gvartoolbox.

附錄

附錄一 銀行業 GVAR 模型

在一個有 $N+1$ 個個別銀行的銀行業，若以 $i=0,1,\dots,N$ 做為個別銀行指標，而 0 則做為由 $i=1,\dots,N$ 加總成的銀行業。模型中，銀行業因具外生性而被視為標竿銀行 (Numeraire Bank)。 x_{it} 代表銀行 i 在時間 t 期的 $k_i \times 1$ 風險因子行向量，而 $t=1,2,\dots,T$ ；這些風險因子可以是銀行負債面的活期與定期存款、同業存放、附買回交易等，或者是銀行資產面的放款、存放同業、交易性資產，如備供出售資產 (Asset for Sales/AFS) 等。若一個 $m_d \times 1$ 行向量 d_t 表示每家銀行在 t 期可觀測到的總體與金融變數共同因子，如 GDP、失業率、油價、短期利率、匯率、股價、房價等，而一個 $m_f \times 1$ 行向量 f_t 表示每家銀行在 t 期無法見到的總體與金融變數共同因子，則銀行 i 的特定風險因子向量自我迴歸模型 (VAR) 假設為：

$$x_{it} = \delta_{i0} + \delta_{i1}t + \Gamma_{id}d_t + \Gamma_{if}f_t + \xi_{it}, \quad i=0,1,\dots,N; t=1,2,\dots,T, \quad (1)$$

其中， ξ_{it} 為一個 $k_i \times 1$ 行向量，代表對銀行 i 所獨有的影響效果 (Idiosyncratic effect)，如 x_{it} 落後值或與銀行結構性改變、政治有關等虛擬變數。 Γ_{id} 、 Γ_{if} 分別為銀行特定的共同因子承載之 $k_i \times m_d$ 與 $k_i \times m_f$ 矩陣，而 δ_{i0} 、 δ_{i1} 則皆是為確定因子的 $k_i \times 1$ 行向量。

當銀行家數夠多時，為了簡單起見，本文模型假設 $k_i = k$ ，若以一個 $N \times k$ 矩陣 W_j 表示銀行 j 對其他同業銀行間所獨有的相互信用暴險金額比率。運用 W_j 可將各家銀行推疊而成面板 VAR 以加權平均表示成

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^N W_j x_{jt} &= \sum_{j=0}^N W_j \delta_{j0} + \left(\sum_{j=0}^N W_j \delta_{j1} \right) t + \left(\sum_{j=0}^N W_j \Gamma_{jd} \right) d_t \\ &\quad + \left(\sum_{j=0}^N W_j \Gamma_{jf} \right) f_t + \sum_{j=0}^N W_j \xi_{jt} \end{aligned} \quad (2)$$

或者，

$$x_t^* = \delta_0^* + \delta_1^* t + \Gamma_d^* d_t + \Gamma_f^* f_t + \xi_t^* \quad (3)$$

式中，

$$W_0 = \begin{bmatrix} I_{k_0} & \mathbf{0}_{k_0 \times k_1} & \mathbf{0}_{k_0 \times k_2} & \cdots & \cdots & \mathbf{0}_{k_0 \times k_N} & \mathbf{0}_{k_0 \times m_1} \\ \mathbf{0}_{k_1 \times k_0} & w_{01} I_{k_1} & w_{02} I_{k_2} & \cdots & \cdots & w_{0N} I_{k_N} & \mathbf{0}_{k_1 \times m_1} \\ \mathbf{0}_{m_1 \times k_0} & \mathbf{0}_{m_1 \times k_1} & \mathbf{0}_{m_1 \times k_2} & \cdots & \cdots & \mathbf{0}_{m_1 \times k_N} & I_{m_0} \end{bmatrix}$$

$$W_1 = \begin{bmatrix} \mathbf{0}_{k_1 \times k_0} & I_{k_1} & \mathbf{0}_{k_1 \times k_0} & \mathbf{0}_{k_1 \times (k_2 - k_0)} & \cdots & \mathbf{0}_{k_1 \times k_0} & \mathbf{0}_{k_1 \times (k_N - k_0)} & \mathbf{0}_{k_1 \times m_1} \\ w_{10} I_{k_0} & \mathbf{0}_{k_0 \times k_1} & w_{12} I_{k_2} & \mathbf{0}_{k_0 \times (k_2 - k_0)} & \cdots & w_{1N} I_{k_N} & \mathbf{0}_{k_0 \times (k_N - k_0)} & \mathbf{0}_{k_0 \times m_1} \\ \mathbf{0}_{m_1 \times k_0} & \mathbf{0}_{m_1 \times k_1} & \mathbf{0}_{m_1 \times k_0} & \mathbf{0}_{m_1 \times (k_2 - k_0)} & \cdots & \mathbf{0}_{m_1 \times k_0} & \mathbf{0}_{m_1 \times (k_N - k_0)} & I_{m_2} \end{bmatrix}$$

$$W_2 = \begin{bmatrix} \mathbf{0}_{k_2 \times k_0} & \mathbf{0}_{k_2 \times k_0} & \mathbf{0}_{k_2 \times (k_1 - k_0)} & I_{k_2} & \cdots & \mathbf{0}_{k_2 \times k_0} & \mathbf{0}_{k_2 \times (k_N - k_0)} & \mathbf{0}_{k_2 \times m_2} \\ w_{20} I_{k_0} & w_{21} I_{k_0} & \mathbf{0}_{k_0 \times (k_1 - k_0)} & \mathbf{0}_{k_0 \times k_2} & \cdots & w_{2N} I_{k_0} & \mathbf{0}_{k_0 \times (k_N - k_0)} & \mathbf{0}_{k_0 \times m_2} \\ \mathbf{0}_{m_2 \times k_0} & \mathbf{0}_{m_2 \times k_1} & \mathbf{0}_{m_2 \times k_2} & \cdots & \cdots & \mathbf{0}_{m_2 \times k_0} & \mathbf{0}_{m_2 \times (k_N - k_0)} & I_{m_2} \end{bmatrix}$$

⋮

$$W_N = \begin{bmatrix} \mathbf{0}_{k_N \times k_0} & \mathbf{0}_{k_N \times k_0} & \mathbf{0}_{k_2 \times (k_N - k_0)} & \cdots & \mathbf{0}_{k_N \times k_0} & \mathbf{0}_{k_{N-1} \times (k_{N-1} - k_0)} & I_{k_N} & \mathbf{0}_{k_2 \times m_N} \\ w_{N0} I_{k_0} & w_{N1} I_{k_0} & \mathbf{0}_{k_0 \times (k_N - k_0)} & \cdots & w_{NN-1} I_{k_0} & \mathbf{0}_{k_0 \times (k_{N-1} - k_0)} & \mathbf{0}_{k_0 \times k_N} & \mathbf{0}_{k_0 \times m_N} \\ \mathbf{0}_{m_N \times k_0} & \mathbf{0}_{m_N \times k_1} & \mathbf{0}_{m_N \times k_2} & \cdots & \mathbf{0}_{m_N \times k_0} & \mathbf{0}_{m_N \times (k_{N-1} - k_0)} & \mathbf{0}_{m_N \times k_N} & I_{m_N} \end{bmatrix}$$

W_i 為 $(k_i + k_i^* + m) \times k$ 階而 $k = \sum_0^N k_i$ 。

$$x_t^* = \sum_{j=0}^N W_j x_{jt}, \quad \delta_0^* = \sum_{j=0}^N W_j \delta_{j0}, \quad \delta_1^* = \sum_{j=0}^N W_j \delta_{j1}, \quad \Gamma_d^* = \sum_{j=0}^N W_j \Gamma_{jd},$$

$\Gamma_f^* = \sum_{j=0}^N W_j \Gamma_{jf}$, $\xi_t^* = \sum_{j=0}^N W_j \xi_{jt}$ 。因此， x_t^* 表示在 t 期加權平均銀行系統風險因子。

當銀行家數 N 夠多時，DdPS (2007, 頁 5) 證明對 ξ_t^* 取一階差分， $\Delta \xi_t^*$ ，會滿足下列統計性質：

$$\Delta \xi_t^* \xrightarrow{\text{二次方平均值 (quadratic mean)}} \mathbf{0}, \quad \text{亦即, } \xi_t^* \xrightarrow{\text{二次方平均值}} \xi^*。$$

ξ^* 為一不隨時間而變隨機變數。利用(3)式和假設平均因子承載係數矩陣 Γ_{if}^* 為完全行秩 ($h \geq m_0$) 假設，我們可得無法觀測到的共同因子 f_t

$$f_t \xrightarrow{\text{二次方平均值}} (\Gamma_{if}^* \Gamma_{if}^*)^{-1} (x_t^* - \delta_0^* - \delta_1^* t - \Gamma_d^* d_t - \xi^*),$$

因此，我但可以合理用可觀測到的向量 $\{\mathbf{1}, t, d_t, x_t^*\}$ 代理無法觀測到的共同因子。將

這結果代入(3)式，銀行家數 N 夠多，就可得到個別銀行 i 的 VAR(p_i, q_i)模型

$$\Phi_i(L, p_i)x_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + Y_i(L, q_i)d_t + \Lambda_i(L, q_i)x_{it}^* + u_{it}, \quad (4)$$

式中， $x_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}x_{jt}$ 且因銀行不能自己對自己拆放款，故 $w_{ii} = 0$ 。

根據 Pesaran, Schuerman, and Weiner (2004)，將 d_t 和 x_{it}^* 視為弱外生性的銀行特定模型(4)式逐家估計具有統計上一致性。因此，估計(4)式可得總體與金融變數共同因子對個別銀行風險因子的影響係數矩陣， $Y_i(L, q_i)$ ，和個別銀行特定的銀行系統風險因子對個別銀行風險因子的特定衝擊係數矩陣， $\Lambda_i(L, q_i)$ 。

附錄二 網絡模型

在一個有 N 個個別銀行的銀行業內，若以 $i=1, \dots, N$ 做為銀行指標，則銀行 $i \in N$ 減掉淨同業銀行信用部位和其他銀行 $j \in N$ 間的負債金額 l_{ij} 後的價值給定為 e_i ，而。 $N \times N$ 矩陣 L 和向量 $e \in \mathbb{R}^N$ 描述整個金融業，則 (L, e) 組合代表整個銀行業。

由於銀行 i 的總價值等於 e_i 值，加上收自在同業銀行市場內交易對手的付款金額，減去對同業銀行負債，因此，給定一組 (L, e) ，如果銀行的總價值為負，則這家銀行對債務為無力清償。這時候，處理無力清償銀行的債務時，Eisenberg and Noe (2001) 對銀行系統清算付款給定三個準則：(1) 有限責任債務 (Limited Liability)：銀行總付款不得高於其可有的現金流量；(2) 債權順位優先：銀行的債務未被全部清償前，則該銀行股東不得收取任何價值；(3) 比例性清償：一旦發生違約，所有債權銀行依其債權占違約銀行資產比例求償。因此，我們用 $d \in \mathbb{R}_+^N$ 表示銀行對其他銀行系統同業的總負債，即 $d_i = \sum_{j \in N} l_{ij}$ 。定義新矩陣 $\Pi \in \mathbb{R}[0, 1]^{N \times N}$ 是由將 L 中的子項用總債務標準化後而產生。

Π 的子項

$$\pi_{ij} = \begin{cases} l_{ij}/d_i & \text{如果 } d_i > 0 \\ 0 & \text{若不是} \end{cases} \quad (1)$$

此時， (Π, e, d) 描述整個銀行業。因此，定義 p^* 為清算付款向量，在得遵守銀行為有限責任債務和違約時債務比例性清償下，銀行在清算機制下的總付款為

$$p_i^* = \begin{cases} d_i & \text{如果 } \sum_{j=1}^N \pi_{ji} p_j^* + e_i \geq d_i \\ \sum_{j=1}^N \pi_{ji} p_j^* & \text{如果 } d_i > \sum_{j=1}^N \pi_{ji} p_j^* + e_i \geq 0 \\ 0 & \text{如果 } \sum_{j=1}^N \pi_{ji} p_j^* + e_i < 0 \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式更簡要的可寫成

$$p_i^* = \min [d, \max(\Pi' p^*, 0)] \quad (3)$$

清算付款向量傳達兩個很重要的內涵：給定負債結構與銀行價值 (Π, e, d) ，我們就能辨別出無力清償銀行 ($p_i^* < d_i$)，並算出每家違約銀行的收回比率 (p_i^*/d_i)。Eisenberg and Noe (2001) 證明清算付款向量 p^* 的存在與唯一性。此一結論適用不確定環境下任何總體情境 (見 Elsinger, Lehar, and Summer, 2006，和 Schumacher and Barnhill, 2011)。

附錄三 「金融系統流動性風險之評估」期中報告審查意見及回覆

計畫主持人
 俞明德
 臺灣大學財務金融系教授

計畫協同主持人
 馮立功
 中正大學經濟學系副教授

2011 年 12 月

單位	期中報告審查意見	回覆
黃朝熙 教授	本研究借鏡英格蘭銀行(BoE)與 IMF 的風險管理模組化法(Modular Approach)，嘗試發展一個統合性的量化模型架構，做為金融主管機關風險評估的參考。本研究特別側重系統性風險的量化，以回應金融海嘯中所呈現個別金融機構倒閉(雷曼兄弟)所引起之市場恐慌以及交易對手不履約風險提升所造成系統流動性不足的現象。	略
	本研究目前較具體成型的是利用 Pesaran, Schuermann, and Weiner (2004) (簡稱 PSW) 所發展的 Global VAR 模型(簡稱 GVAR 模型)，模擬資產負債表對總體和金融風險因子衝擊的反應。GVAR 原先的設計，是為了建構一個涵蓋較少總體變數，但能取代 Lawrence Klein 以連結各國大型總體結構計量模型的 LINK project 的全球性總體經濟計量模型。GVAR 模型適於分析在全球一般均衡的架構下，全球經濟與個別經濟體總體變數間的交互影響，以及其間的動態關係。本研究利用 GVAR 模型的特性，將個別商業銀行與整體金融體系間的交互影響與動態關係，利用模型的估計與衝擊反應函數加以分析。個人認為此項方法上的創新，確實有助於了解個別銀行對整體金融系統風險	略

	<p>的貢獻，以及金融風險因子與總體變數對個別銀行資產負債的動態影響。</p>	
	<p>以下為個人對本研究的意見與建議：</p> <p>一、在 GVAR 模型的建構方面，代表整體金融系統的風險產生因子(X^*)係個別銀行風險產生因子(X)的加權平均，而加權的權數則根據銀行交叉信用暴險。此加權方式應屬合理。但由於此加權平均在 GVAR 模型的建構上至為關鍵，本研究宜對銀行交叉信用暴險如何定義與衡量，做更詳細的說明。</p>	<p>會參照建議詳細定義與衡量銀行交叉信用暴險。</p>
	<p>二、金融系統性風險量化困難之處，在於在正常時期各金融資產價格(報酬率)以及風險因子等之間的共變異，往往與非常時期(金融風暴與恐慌)的共變異有很大的差異，這也是為何 Long-Term Capital 利用正常時期資料與統計特性建立的套利模型，在平常可以獲得相當利潤，但當亞洲金融風暴發生時，其模型完全失準，而導致破產。個人建議在量化金融系統性風險時，宜將上述狀況納入考量，例如考慮 two states 模型，模型涵蓋正常 state 與金融恐慌 state，而模型參數為 state dependent。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 共變異差異問題的確會發生於用高頻率性金融資產價格的壓力測試模型，尤其是使用高度細分金融資產 (high-frequency disaggregate assets)，如遠期外匯資產、選擇權等。當進行如發生機率 1% 的嚴峻情境測試時，因形同大範圍 (global valuation) 而非小範圍 (local valuation) 變動，就會出現資產價格非線性問題，導致共變異數不是常數。因此，若使用高度加總變數 (aggregate variables) 則可減輕共變異差異問題，但缺點則是組合加總變數的成分變數間的 diversification 被忽略，進而高估波動風險，見 Jorion (2007, Ch.10)。 ● 由於本研究所使用的變數皆是低頻性高度總合變數 (low-frequency aggregate

		<p>variables),也未對表外資產(off – balance sheet)變數量化,而且目前有關透過總體壓力測試模型量化系統性風險的主流文獻皆未考量共變異在嚴峻情境的變動可能性。加上 two states 分析需要將目前已是有限的樣本數分成兩組,GVAR 模型雖有緩和典型 VAR 對樣本數殷切需求的優點,但仍未完全消除樣本數的自由度最低限制。</p> <ul style="list-style-type: none"> ● 至於高估流動性風險的問題,就以「總體審慎政策(macro-prudential policy)」觀點的中央銀行和金融監理機關,乃至於個體銀行,遂行風險控管時,可能寧願接受高估風險而非低估風險,尤其是在經濟嚴峻情況。 ● 因此,本點建議可留待未來樣本資料充足後或可應用 two-state 模型。
	<p>三、本研究所採用的樣本期為 2006 年 1 月至 2011 年 12 月,此樣本期對於需要估計大量參數的 GVAR 模型似乎過短。但基於可取得資料的限制,目前並無更佳的方法。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 我國銀行業過去二十多年來,經歷多次結構改變,如 1990 年代的新銀行設立和採行 BIS 第一代資本協定、2000 年代金控公司成立和採行 BIS 第二代資本協定、以及反映及時市值資訊的各財報會計準則公報等。銀行財報編製有很大變動。影響所及,各項反映風險因子樣本的接續性有很大困難。臺灣經濟新報(TEJ)雖有較長時間財報資料,但因屬季報,仍是

		<p>不足。</p> <ul style="list-style-type: none"> ● 所倖金管會銀行局的「統計資料庫」提供金融機構月資料查詢，而且時間起自 2006 年，緩和不少經濟結構變動問題，而且涵蓋一段期間景氣循環。因此，尚能滿足 GVAR 模型的估計。
林修葺教授	<p>一、 台灣金融體系因主管機關規範完善，因台灣金融機構內部問題導致衝擊較不易發生，主要是擔心輸入型的流動性問題，分析架構中是否可以考量納入外國景氣指標等變數，使得所設計出系統更有及時性預警意義？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 如林教授所言，台灣總經對國外總經衝擊的反應當然是很重要的議題。但本委託計畫目前著重在台灣總經發生重大衝擊時，金融體系是否有發生流動性風險的可能性，而不考量台灣總經反應的衝擊來源。 ● 就目前歐美乃至大陸的總經與金融情勢，林教授的考量是可以在判定(Identify)台灣金融體系是有系統流動性風險的可能性後，在未來的研究中，再進一步探討造成它的國外因素來源。
	<p>二、 Fire Sale 折現率是否考慮設定為內生變數？當市場中亟待變現金融資產總量較大時，折現率是否也較高？可以等待變現時間短者或許折現率也較高？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● fire sale 的發生前提在本研究中假定是銀行發生無清償能力的違約問題時，而量化 fire sale discount 是採取 Duffie et al (2006)的非線性方法，因此會對 fire sale discount 時摩擦性因素，如費時多久才能去化，有主觀性情境設定。
	<p>三、 本行資產值與他行資產值之共變數與相關係數結構可能會變異，或許存在非線性，如越過一個臨界數值 (Threshold)，或許共變數與相關係數</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 研究報告會依建議揭示變數的門檻值是主觀性選取。

	就會較先前顯著提升。藉由 GVAR 是否可以界定出應干預之臨界值？	
	四、表二中備供出售金融資產之成份可能含特別股票、普通股票、債券、貨幣市場工具；持有至到期日資產成份可能含特別股票、債券、貨幣市場工具，組內差距可能經濟顯著，可能不容易全以加權平均組合的參數，描述各個銀行狀況。	<ul style="list-style-type: none"> ● 由於金管會未揭示銀行的細項財報，TEJ 雖有但可惜祇有季資料無法採用。因此，對林教授的這點建議有待未來資料能更詳實後可能可以涵蓋。
	五、GDP 的取得有時間落差，為使得所設計出系統有及時性預警意義，是否亦採用較具及時性之月營業收入變動資料？當然，這與物價指數資料一樣，是要作季節性調整的。	<ul style="list-style-type: none"> ● 為因應金管會的財報資料為月頻率，本研究採內差法將季 GDP 資料轉成月資料。 ● 其次，對 GDP 時間落後的問題，本研究是用計量方法來判定 GVAR 模型落後期數設定，而非主觀性任意設定。 ● 至於季節性因素，除 GDP 是取經季節調整後資料，其餘財報資料因受限於樣本數而無法進行長達 12 個月的季節性調整。
	六、信用風險模型中，逾放比率 (NPL) 與轉銷呆帳 / 備抵呆帳 (Write-off Ratio) 不相獨立，期末逾放比率可能受當期轉銷呆帳的影響，若在執行模型時維持系統關聯，可能會較精準。	<ul style="list-style-type: none"> ● 做為信用風險的代理變數，祇會依資料可有性和模型估計配適度 (Goodness of Fit) 在這三者中取其一。因此，不會發生相關性問題。
	七、銀行體系負債，或有高波動性與高穩定性負債之別，若欲看 Funding Liquidity Risk，是否搭配看銀行體系負債結構？	<ul style="list-style-type: none"> ● 本研究在量化資產負債表在對總經和金融變數衝擊的反應分析時，的確假設負債整體反應為「殘值」- 資產和股權變動後為求資產負債表平衡所需要的變動。祇是未對負債反應的是定存或活存做細分。
金檢處	(一)依據本行金檢處「委託調查研究費計	略

	<p>畫表」之計畫內容摘要，本計畫之預期研究成果如下：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 辨識觸發金融體系流動性危機(包括資金流動性及市場流動性風險)之風險因子。 2. 評估金融體系流動性風險的發生可能性(i.e.機率)與擴散管道。 3. 評估金融市場及參與者對金融體系流動性危機之反應及影響。 4. 評估金融體系承受流動性風險能力。 	
	<p>(二)建議</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 希望符合前述 4 項基本要求；特別是觸發金融體系流動性危機之總體風險因子，可否儘量於文內描述其作用或影響效果？ 	<p>GVAR 模型雖無經濟結構，但將會透過對經濟直覺的描述，選擇合理的模型設定來描述總體風險因子影響效果。</p>
	<ol style="list-style-type: none"> 2. 運用 GVAR 進行本研究計畫，個別銀行風險因子係按交叉系統風險暴險比重加權計算，如權重中可考量銀行規模，或可避免「連小銀行之流動性問題都會引發整個金融體系流動性問題」之不合理結果。 	<ul style="list-style-type: none"> ● 個別銀行特定系統風險因子等於「交叉」暴險比重加權平均各銀行特有風險因子，因此銀行本身權重為「零」，這是 GVAR 模型的設定前提，因此銀行規模變數不適用。 ● 小銀行流動性問題可能引發整個金融體系流動性問題，與加權平均各銀行特有風險因子所使用權值變數無關，而是與資訊不對稱問題有關。 ● 小銀行發生市場流動性問題時，在資訊不對稱下，其他各種規模銀行為防範自身流動性不足而調節其備供出售資產時，體質脆弱的中大型銀行可能會面臨到流動性風險自我實現 預 期 (Self-fulfilling expectation on liquidity

		<p>risk)。美國 Lehman Brothers 投資銀行倒閉引爆資產規模比它大好幾十倍的花旗銀行和美國銀行發生市場流動性問題就是最典型範例，也是 2011 年 4 月 IMF GFSR 中 Barnhill and Schumacher 分析法依據。</p>
	<p>3. 原文銀行系統風險(GVAR、信用風險、償債能力及流動性風險)四大模型架構，目前 GVAR 模型檢定結果可用；鑑於研究時間限制與進度略有落後，可否以 GVAR 模型直接鍊接流動性風險模型進行壓力測試，以達成計畫成果？</p>	<p>可以的。事實上，在期中報告前已就 GVAR 模型直接鍊接流動性風險模型模組壓力測試進行，惟結果尚未具體。</p>
	<p>4. 未來 GVAR 模型衝擊設定採用金管會情境，以市場風險(總體不利情勢)模擬效果可否透過流動性風險模型描繪銀行存戶擠兌、到期日轉換錯配及資產拋售的整體金融系統流動性風險？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 由於銀行存戶擠兌目前非主流相關研究所探討的對象，因此在本研究中被假設不存在。 ● 到期日轉換錯配則因金管會資料未揭示各到期別資產和負債因此無法探討。 ● 銀行採取大舉拋售資產(fire sale assets)避免其無清償能力發生，為本研究的假設，也是本網絡模型模組的核心，因此未來會對整體金融系統流動性風險的影響管道作完整的描繪。
	<p>5. 我國金融體系承受流動性風險能力，可否適度考量我國現有銀行業資本適足與流動性比率仍高的現況，約略加以說明。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 會用實際數據輔助說明。
	<p>三、其他意見 (一) 為保護個別銀行資料及避免外界不當解讀，建議整份報告中提及之銀行名稱，均以虛擬代號代表。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 當然會在結案時的報告以代碼呈現。 ● 目前出現銀行名稱是為求方便央行各單位及評論委員對本研

		究的各銀行模型估計結果是否與其對金融業的專業瞭解和實務經驗相符提供意見，以利提升本研究品質。
(二) 本報告旨在探討系統性流動性風險，除量化個別銀行相互暴險引發之流動性風險外，似應重視系統重要金融機構 (systemically important financial institution, SIFI) 暫時流動性不足，透過傳染效果，觸發整個金融體系產生漣漪式的流動性風險。建議以 GVAR 選取 35 家銀行特有風險因子及其共同總體經濟與金融變數時，可先依個別銀行規模或業務特性區分不同群組，進而觀察並比較不同銀行群組下前述風險因子之異同，再進行後續相關模型之推導。	● 如期中報告第 5 頁的 GVAR 模型優點所示，GVAR 模型具有局部群組化特性。因此，在綜攬全部實證結果後，再決定是否有必要依個別銀行規模或業務特性區分不同群組。	
(三) 基於我國銀行業未出現系統流動性危機，其對整體金融體系亦未曾產生系統危機，本報告在擷取總體經濟變數及金融變數上，若單以過去資料估計銀行共同特有風險因子，因歷史資料未涵蓋相關資訊內涵，恐不易找出可能引起系統流動性風險之驅動因子，此點似宜在報告中解釋說明。	● 本點意見完全與本報告的看法一致，因此在結案報告時會接受本點建議。	
(四) 本報告以模組化法整合信用、清償能力和系統性流動等風險(p.5)：	● 信用風險損失和清償能力是採「逐月累積」。不知是否就是本點意見所指的「複合」？	
1. 是否逕將該等風險損失以複和計算之方式處理？		
2. 抑或透過不同風險間之遞迴擴散過程，計算個別銀行複合損失？	● 網絡模型會逐月推算這種「複合」損失，並加總於當月月底銀行資產負債表。	
3. 此外，以系統流動性風險觀之，有否考量到數家銀行同時發生流動性不足引	● 如果樣本數足夠就可以考量。	

	起之傳染風險遞迴擴散效果？	
	<p>(五) 在信用風險模型方面(p.9-10)，以逾期比率(NPL)、備抵呆帳(LGD)、轉銷呆帳 / 備抵呆帳比率 (write-off Ratio/WO)及銀行淨利益為違約驅動因子，並以其為因變數，對銀行特有風險因子及共同總體經濟與金融變數作同期或落後期迴歸，以估計銀行違約機率：</p> <p>1. 本報告以前述四個違約驅動因子，估算個別銀行之四種不同違約機率後，是否分別對其進行損失模擬分配？或將該等違約機率複和為單一違約機率後，再將進行損失模擬分配？</p>	<p>在估算當月違約機率時，祇能用這四個風險因子當中一個。因為祇要有一個風險因子發生違約就是違約發生。提出四個風險因子純粹是文獻上提供的建議。本研究將視資料有無分別用來推算與比較以資借鏡。</p>
	<p>2. 如何估計 35 家銀行之整體違約機率？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 參照 Barnhill and Schumacher (2011, p.22, para. 4)做法。所有銀行同時發生無力清償的加權平均機率(違約機率)為各家銀行無清償能力發生機率乘以每家無清償能力銀行資產除以所有有清償能力銀行總資產的乘積。
	<p>3. LGD(Loss given default rate)著眼於「未預期」信用損失之違約損失率，惟本報告所採之 LGD 係以銀行「實際」信用損失估算之備抵呆帳為代理變數，似可以主觀設定值代之，如金管會壓力測試設定之 LGD 值。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 由於無法知悉金管會採何種壓力測試取得 LGD，因此無法逕用。其次，本研究推估的 LGD 是條件性 LGD 而非未預期是 LGD，並以之推算條件性違約機率，再推算條件性而非未預期信用損失。這種算法的概念取自 Pesaran et al (2006)。
	<p>(六) 附錄二網絡模型(p.25)，本報告模型似無法觀察金融部門與實質部門之相互影響，以及總體經濟變數與系統風險之動態關係，從而瞭解外生變數</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 金融部門與實質部門間的相互影響會存在於對 GVAR 模型進行衝擊反應分析(總體壓力測試)內，因此每家銀行每個月資

	<p>對銀行體系內生回饋機制之影響程度。</p>	<p>產負債表對受到總體和金融變數衝擊的反應均能描繪。這些結果會在研究報告完成後瞭解。</p>
	<p>(七) 附錄三「GVAR 模型實證可行性」中第 6 項「金融系統風險因子對銀行特定風險因子的同期影響」，因為銀行特定風險因子指銀行個別的放款、應收款等餘額，而金融系統風險因子為平均放款、應收款，兩者關係應該很明確，做此項檢定之目的為何？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● GVAR 模型的目的是主要用來研究各國經濟特有的國際性景氣循環，本研究報告用 GVAR 模型的目的是探討各銀行的特有系統性風險，兩者概念是互通的。 ● 因此檢定「同期影響」的目的是揭示金融系統風險因子與對應的銀行特定風險因子的波動方向是否與經濟直覺相符。
	<p>(八) 其他</p> <p>1. P.5 模型特色，將中央銀行及金管會共同監理的所有本國商業銀行全部納入，計 35 家。惟附錄資料顯示，樣本銀行計 34 家，除本國商業銀行外，尚包括 2 家工業銀行。</p>	<p>第 35 家為這 34 家加總而得的銀行業。這銀行業的特有風險因子被視為是這 34 家銀行的外生系統性特有風險因子，而應與總體和金融變數間互為內生性。因此金融部門與實質部門在 GVAR 模型內存在相互影響。</p>
	<p>2. P.9 信用風險模型，以資產負債表的財務變數作為銀行特有風險因子，其立論基礎為何？銀行特有風險因子列示金融資產交易帳及放款帳，其中金融資產交易帳似與市場風險較相關，而非信用風險。此外，持有至到期日之資產應非屬交易帳。</p>	<p>有關「以資產負債表的財務變數作為銀行特有風險因子，其立論基礎為何？」疑義，請見對(七)的疑義解釋。</p>
	<p>3. P.13 提及轉銷呆帳、信用評等資料取自中央銀行，惟本行並未公布且未提供該等資訊，建議查明。</p>	<p>的確如此。但為能完整地瞭解各信用風險因子對違約機率推算的敏感性，會與央行溝通是否能提供。</p>

	(九) 文字修正建議 (略)	謝謝細心閱讀。部分已在寄出期中報告後修正，但其餘部分會參照建議做修正。
經研處	一、內容部分 (一)p.5 動態模型(12 個月、36 個月)：12 個月與 36 個月是否指樣本期間？若是，樣本數似乎太少；若不是，請將「動態模型長達 12 個月或 36 個月」的意義說明清楚。	是指衝擊反應分析的月數，而非樣本期間。最終研究報告是用文字表達清楚。
	(二)p.9：整體性總體情境設定中除了股價為本文給定外，其餘是金管會壓力測試所假擬情境，股價設定為-25%與-50%之意義？給定的依據為何？輕微情境與嚴峻情境係金管會 2010 年進行壓力測試的模擬情境，並非 2011 年。輕微情境的 GDP 模擬情境為負 1.4%，而非負 1.04%。	基本上，本研究的總體和金融壓力情境皆是任意假定。但仍須參考我國發生過的歷史經驗。台灣股價曾在 2008 年間跌幅達到 50%，而 25%則是今年曾有的跌幅。金管會的數據祇是參考而已。
	(三)p.9：為何直接引用金管會 2010 年的模擬情境。依據金管會 2011 年 9 月 29 日發布 2011 年銀行壓力測試結果的新聞資料，金管會為使銀行能逐步發展較為精進之測試方法，2011 年的壓力測試未統一設定壓力情境，且各銀行可依據其內部授信管理或資料庫適足性等因素，選擇適用方法，決定其壓力情境之相關參數估計(如損失率及違約損失率)。	<ul style="list-style-type: none"> ● 是否是 2011 年數據會再查證。 ● 金管會的確是採由下而上讓每家銀行進行內部自評模式，但也因無統一設定壓力情境而無法對銀行間可能存在的系統性風險，尤其是傳染性，有所瞭解。
	(四)p.9-10：本文採用 Black and Scholes (1973)與 Merton (1973)的 contingent claim model，是否是將銀行資產價值的隨機過程(under martingale measure)寫成幾何布朗運動(Geometric Brownian Motion)的形式，然後計算以蒙地卡羅方法計算損失分配？如何決	<ul style="list-style-type: none"> ● 不採用 Black and Scholes (1973) 與 Merton (1973) 的 contingent claim model，期中報告後在推估信用風險過程中，因缺乏有關台灣銀行業的信評資料，無法運用該模型推估出違約機率(PD)。故改採銀行財

	<p>定飄移率(drift)與波動率(volatility)兩參數？p.10 中間「模擬損失分配」是否亦根據此幾何布朗運動？</p>	<p>報之會計資訊直接推估。</p>
	<p>(五)p.18，第 1、4 行：所謂的「二次方平均值收斂」似乎應為 $E \xi_t - \xi ^2 \rightarrow 0$，即「$\xi_t \rightarrow \xi$ in second mean」或「$\xi_t \xrightarrow{2} \xi$」，並非二次方平均值(期望值)收斂至該隨機變數。</p>	<p>二次方平均值是對“quadratic mean”直接語譯，參見 Pesaran et al (2007, p.5, equation (8))。</p>
	<p>(六)p.27：GVAR 模型之單根檢定，有些銀行之應收帳款與持有至到期日資產為 I(2)，是否有特別的經濟意義？計量的處理上與 I(1)序列有何不同？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 經濟意義上是要辨別具有單根的變數是否為絕大多數，以決定是否要採用向量誤差修正估計。 ● I(1)和I(2)會決定變數長期關係的共整合模型設定。經濟意義為前者為變數的長期均衡水準而後者變數的長期均衡成長率。祇有與經濟直覺是否相符問題，而計量處理上並無不同。
	<p>(七)p.27 第 8 行「具單根的銀行下列所示：(1)貸款(discount overdraft and loans)...」，對應至附錄表一、表二中並無此項，不知貸款這變數在本模型的意義？另外，表五又出現貸款變數，故在變數說明上，可能需要一致。</p>	<p>謝謝指出會參照建議修改措辭。</p>
	<p>(八)p.30 AR*、AFS*、HTM*這 3 個變數定義？p.30 第 2 段中，金融系統風險因子對銀行特定風險因子的同期影響之實證結果，以台灣銀行為例，AR* 上升 1%，台灣銀行的應付帳款會上升 0.62%，這是否有誤字或是說明不清？</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 由於變數均經對數化，由附錄表四，台銀資產變數間不存任何長期關係，而附錄表二顯示台銀資產變數具有不恆定性，因此需對對數化資產變數差分來進行台銀 VARX 模型估計。因此，VARX 模型中變數為變動率，故應並無誤字，但會將說明再斟酌措辭。

	(九)模型中， w_i 是銀行間交叉信用暴險比例，用來連結銀行特有風險因子向量與銀行特有系統性風險因子向量，為一組影響整體模型的關鍵參數，建議可以進行敏感性分析，研究當銀行間交叉信用暴險比例改變時，對銀行特有風險因子向量及整體GVAR模型的影響。	的確如本點意見建議。除了金檢處目前提供的銀行間交叉信用暴險數據三筆外，應可進行假設性之敏感性分析。
	(十)近年來，金融商品的創新與複雜化，金融機構間資金往來頻繁與競爭激烈等，以至於每當有總體金融面衝擊時，再透過銀行間交互持有暴險的傳染與影響，對於金融體系的影響是很大且全面性的。換言之，流動性風險與其他風險(信用風險、市場風險)的關係密切，有時甚至不易將流動性風險與其他風險分隔開來。故作者可考量是否該分開考量流動性風險與其他風險的影響或是可以納入其他風險對於流動性風險的影響。	本研究的模型模組可以將流動性風險與其他風險(信用風險、市場風險)分別量化。因為在本研究中，信用風險是由總體壓力測試來量化，而市場流動性風險則視有無發生大舉拋售資產的無償能力銀行而定來量化，流動性風險則是在前述風險下，透過網絡模型來量化。
	二、文字部分 (略)	謝謝細心閱讀。部分已在寄出期中報告後修正，但其餘部分會參照建議做修正。
業務局	一、此計畫旨在評估金融系統流動性風險，然期中報告僅涉及總體壓力測試模型，至於流動性風險模型則未提出詳細內容，尚難評估。	目前進度已完成 GVAR 模型的可行評估。
	二、模型使用變數建議 (一)評估系統流動性風險時，似可考量將代表貨幣流動性的貨幣總計數納入。	已將 M2 納入模型。
	(二)該模型採用會計科目等數量變數，由於價格變數亦為衡量風險的指標之一，似可納入考量。	如價格變數是指利率，則長短期利率變數已被納入在總體變數中。
	(三)依 BASEL III 與近期系統風險基礎架	會視需要參考建議。

	構，槓桿比率亦為影響總體審慎的重點之一，似可納入考量。	
	三、文字似有誤植部分 (略)	謝謝細心閱讀。部分已在寄出期中報告後修正，但其餘部分會參照建議做修正。
外匯局	一、信用風險模型中能否進一步區分公股銀行與民間銀行間之差異?	本研究實證是建立在個別銀行的基礎，因此，如有必要，應可以做到公股銀行與民間銀行間之差異對比。
	二、第 13 頁資料期間自 2006 年 1 月~2011 年 12 月，共計應為 72 個月。	目前資料已到 2011 年 9 月，計 69 筆月資料。金管會資料「似乎」有兩個月落後。因此 2012 年 3 月初，希望會能達到 72 筆月資料。

參考文獻：

Barnhill, Jr., T., and L. Schumacher (2011) "Modeling Correlated Systemic Liquidity and Solvency Risks in a Financial Environment with Incomplete Information," *IMF Working Paper* 263.

Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M. H., and L. V. Smith (2007) "Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis," *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 1-38.

Duffie, D., Gârleanu, N., and L. Pedersen (2006). "Valuation in Over-the-Counter Markets," NBER Working Paper 12020 (Feb.)

Jorion, P. (2007) Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk. 3rd Edition, New York: McGraw-Hill Co.

附錄四 「金融系統流動性風險之評估」期末報告審查意見及回覆

計畫主持人
俞明德
臺灣大學財務金融系教授

計畫協同主持人
馮立功
中正大學經濟學系副教授

2012 年 4 月

單位	期末報告審查意見	回覆
黃朝熙 教授	<p>本計畫主要利用 Global VAR 建構銀行系統性風險模型，並以其作為信用風險模型、銀行償債能力風險模型、以及銀行網絡模型等模組化模型的基礎，並以整套模組化的模型，評估台灣金融體系的流動性風險。</p>	
	<p>以下為個人對本計畫期末報告的幾點看法與建議：</p> <p>一、本計畫所建構的 Global VAR 模型，其可用來作為建構銀行系統性風險模型基礎的要件為，模型參數具備結構性穩定。本計畫實證發現金融海嘯樣本期間，各家本國銀行的特定風險因子（資產面），有結構性改變的傾向。雖然本計畫採用的結構性穩定檢定，並未發現統計顯著的結構改變，但是金融海嘯期間模型參數能維持穩定的一個可能原因，是來自於政府的穩定性措施，例如銀行存款百分之百保障等，若政府未實施這些穩定性措施，則模型參數未必能維持穩定，也因此，本計畫在假設參數穩定下所評估的流動性風險，可能會存在低估的現象。</p>	<p>低估或高估恐存於目前所有有關的量化流動性風險，因為就我們拜讀過的有關文獻無一有處理結構性穩定問題。這可能要留待未來有更多的資料和計量方法始能判別低估或高估是否是個問題。</p>
	<p>二、關於信用風險模型以及償債能力風險模型，其分別採用了逾放比與淨利潤等相關變數，並實證研究其與 Global VAR 模型中變數間的關係。但此種處理方式，是否較直接將逾放比與淨利潤等變數納入 Global VAR 模型分析為佳？</p>	<p>這項建議的確是可見於單純量化信用風險的文獻，雖然用的是 VAR 或 BVAR(參見 Fogolia (2009))。惟本研究是參考美國聯準會 2009 年的 Supervisory Capital Assessment Program (SCAP)。針對資本適足性，</p>

		該方案要求美國銀行進行其資產面壓力測試。
	三、關於總體或金融外生衝擊對於逾放比與淨利潤等變數的動態影響，建議將 Global VAR 衝擊反映函數分析所得出各變數的反應代入 4.1 與 4.2 式後，列出並以圖表繪出逾放比與淨利潤變數總值（或總值變化）的 12 個月動態反應值，以更清楚的顯示信用風險與償債能力風險受總體與金融面衝擊的動態反應。	已按黃教授建議將相關圖形和說明納入第 6 節(圖 6-1，圖 6-2)。
	四、計畫中提及 Global VAR 模型考慮到變數間的共整合關係，並將其納入誤差修正模型的設定，相關資訊宜更詳細的列出。	根據表 5-5，共有 52 條共整合關係。因央行有建議宜簡化 GVAR 實證結果部分，因此黃教授有需要瞭解向量誤差實證結果，我們很願意提供。
	五、計畫中的總體相關變數包含實質 GDP，但實質 GDP 無月資料，且當期資料無法即時取得，因此在利用模型進行壓力測試等評估時，會產生操作上的困難。建議採用當期可觀察到的資料進行模型估計，以解決上述問題。	依黃教授的建議，似乎建議使用工業生產指數。當初我們也曾考慮過，但考量金融業屬於服務業，就放款而言，可能是領先工業生產活動，因此就 GDP 之附加價值計算法或所得面計算而言，資產面變動比較能與 GDP 同步。
林修葺教授	一、一家家行庫、不同情境、多參數下的模擬作業，複雜度高，團隊工作量大。	
	二、計量模型選擇適當。	
	三、本研究的第 39 頁：「股價自發性下跌後，短率會先升後跌...。」此類推論之經濟直覺，是否可以說明一下？對於難以解說的推論結果，後學以為，目前研究發現，其實和央行反循環之貨幣政策努力有關，如本研究的第 39 頁：「當房價自發性下跌後...貨幣供給會先減少而後上升，...。」或許和央行反循環之貨幣政策努力有關。	首先，我們在做 GVAR 實證結果與經濟直覺聯結時，忘了模型中所使用貨幣是用實質貨幣，因此在期末報告時，我們提出不利性干擾會有「貨幣」增加的逆景氣循環之不符經濟直覺結果。但在用實質貨幣後，這種逆景氣循環是合乎經濟直覺，因為衝擊反應分析顯示通貨膨脹率在各項衝擊中皆出現下跌。
	四、本研究的流動性風險是定義於 Fire Sales；其中 Available-for-Sale 證券投資的 Fire-Sale 折價未必低於 Held-to-Maturity 證券投資 Fire-Sale 折價；因為 Held-to-Maturity 證券主要是	在未來若能將長短期利率結構納入時，林教授的見解的確是可擴大流動性風險來源之量化。

	債券與票券。	
	五、違約定義有多種；一是嚴重低於資本適足率規定+低於 Required Reserve 最低門檻，而無法拆進資金(這一點應該可以不用做，但是也許可以附註說明)；二是資產小於流動負債+ 0.5 x 長期負債(這是一般推估 KMV 的違約定義)；三是目前本研究的違約定義，即資產小於流動負債+長期負債，使用本研究此定義之模擬過程，比使用 KMV 定義之模擬過程，要更加容易「碰到」違約，而依本研究設定，一旦「碰到」違約，銀行就回不來了，屬於馬可夫陷落狀態，其實銀行資產價值在本研究設定違約以後，仍然可能升回來，此前如金融機構的金融債券等長期負債，其實還沒有到期，也未必 breach the (長期負債的) debt covenants。本研究這樣的設定，是否因此會比較保守悲觀？	在期末報告後，我們參酌央行和黃、林兩位教授的意見後，修正觸發 (trigger) 流動性風險管道為以提領 (流動性負債) 所引起的籌資流動性風險。模擬結果，如林教授的推斷，發現「碰到」違約的家數僅存 2 家以下，且機率皆非常低。
	六、傳染性是否有結構變化的可能？有時候壓力超過一臨界數值，也可能傳染性會突然變得很大。但有時因為主管機關會及時救助，傳染性反而比模擬的小。目前設定傳染性大小是常數應該也沒有關係，但是或許可以以簡短文字談一下「傳染性的結構或許並不穩定，傳染性大小可能有結構變化」。	我們無法否認傳染性的結構變化，因為流動性風險傳染目前用模擬所量化。參考目前有相關文獻似皆未碰這個問題。因此有待未來突破性研究方法來解決這個棘手問題。
	七、本研究的模擬作業採取的是平均的房地產價格。或許可以以簡短文字說明：「房地產價格等可能有區域性差異，如套用在業務呈現區域性集中的銀行，實質房地產價格波動的衝擊或許會有差異。」。	已將林教授建議納入第 22 頁註 12。
金檢處	一、本案研究目的是建立系統流動性風險模型，涵蓋市場流動性風險及資金流動性風險(或稱融資性流動性風險)，惟本報告似以信用風險為主軸，分析一家銀行因信用風險損失致資本不足而倒閉，透過銀行間暴險使其他銀行產生信用損失	●系統流動性風險藉個別銀行在交叉信用暴險網絡模型中互動量化。

<p>而連鎖倒閉之可能情形，對系統流動性風險探討較為不足，包括：</p> <p>(一)未探討因市場流動性枯竭，導致銀行資金流動性不足之風險。</p> <p>(二)未探討銀行因交易對手倒閉未履約產生之資金流動性不足風險。</p>	<p>●因由違約改成由流動性不足觸動系統性風險，故改為表 6-6 至表 6-9 所呈現的各類風險損失金額月報。</p>
<p>二、本計畫為「金融系統流動性風險之評估」，目前完成的部分偏向「銀行業交叉信用暴險對資本適足程度的影響」，可否將其餘部分加以補充？</p>	
<p>三、由於在美國金融危機時，銀行資金流動性瞬間蒸發或凍結，但多數銀行資本適足性仍高，因此銀行資本適足程度雖與流動性有關聯，但並不等於流動性；在學理上，流動性風險即資金需求超出銀行預期的風險，可分為籌資流動性風險(funding liquidity risk)與資產流動性風險(asset liquidity risk)；由於期中報告審查意見之回覆強調：「銀行採取大舉拋售資產(fire sale assets)避免其無清償能力發生，為本研究的假設，也是本網絡模型模組的核心，因此未來會對整體金融系統流動性風險的影響管道作完整的描繪。」但目前未見有完整流動性風險影響管道的說明，可否加以補強？</p>	<p>加入存款提領發生機率，籌資流動性不足，個別銀行採取備供資產拋售，銀行系統因受折價波及而蒙受市場流動性風險。見第 16 頁第 4.3.1 節。</p>
<p>四、表 5-2 ADF 檢定(p.30)：</p> <p>(一)本文 p.28 指出，表 5-2 為作者對「銀行特定風險因子」、「銀行特定流動性風險因子」及「總體和金融變數」所進行的單根檢定，惟 p.30 之表 5-2 ADF 單根檢定對象，卻無「銀行特定流動性風險因子」一項，僅有「銀行特定系統性風險因子」，兩者似不一致。</p>	<p>已修正。見第 26 頁</p>
<p>(二)單根檢定表僅顯示有無納入「時間趨勢」，及有作無「差分」之結果，惟未見有無納入「截距項」之單根檢定資料。</p>	<p>已修正。見第 26 頁</p>
<p>(三)依據 ADF 檢定結果，對前揭風險因子或變數資料進行一階差分及二階差分後，</p>	<p>有考量「時間趨勢」及「截距項」。見第 7 頁表 5-3。</p>

	<p>有單根變數僅為個位數，不知此處之一階差分與二階差分有否考量「時間趨勢」及「截距項」？</p>	
	<p>(四)似宜說明 GVAR 模型中 271 個變數是否均經過差分為定態數列。</p>	<p>見 27 頁第一段倒數第二行。</p>
	<p>五、系統流動性風險蔓延效果(p.52) (一)本文工作目標之一在於「評估金融體系流動性風險的發生可能性與擴散管道」，作者爰以銀行大舉拋售備供出售資產來推算潛在違約銀行拋售資產行動對資產市場資產價格之下跌幅度，透過非消費偏好流動性衝擊，衍生出市場流動性風險蔓延效果(p.23)，並結論為：系統流動性風險發生管道，係因違約銀行大舉拋售備供出售資產而產生蔓延性資產流動性風險所致。然而，模型變數中有「備供出售資產」及「系統性備供出售資產」兩項，不知導致蔓延性資產流動性風險之主要解釋變數為哪一項？</p>	<p>已擴大成包含備供出售資產之流動資產。見第 19 頁第一段。</p>
	<p>(二)依據前揭結論，若以 GVAR 模型就本國銀行系統流動性風險衡量之實證分析結果來看，無論是信用風險模型(p.41 表 6-1)，抑或銀行系統性償債能力風險模型(p.42 表 6-2)估計結果均指出，R-square 值相當低，顯示仍有大部分風險未被模型捕捉到。再者，「備供出售資產」與「系統性備供出售資產」在表 6-1 與表 6-2 兩個模型中之解釋能力亦大相逕庭，如何將前揭模型估計結果與結論作一連結，似宜作進一步說明。</p>	<p>這是筆誤。表 6-2 表已改為稅前淨利做為變數外，並參考 GVAR 模型估計結果表 5-4，將(4-2)式和(4-6)式改成兩期落後迴歸式。迴歸結果的 R-square 達四成以上。見第 38 頁至第 40 頁的表 6-1 和表 6-2。</p>
	<p>六、GVAR 模型原本運用在探討全球國際貿易問題之研究上，其中，假設短期內國與國彼此間貿易關係穩定下，各種經濟衝擊造成各國之連鎖反應。現在運用此法來研究金融體系之系統流動性風險，類似假設如表 5-1 之固定交叉信用暴險金額權數矩陣，係用 2010/6 與 2011/6 兩時點平均值計算而得，然後據以運用</p>	<p>儘管 GVAR Toolbox 1.1 具有透過變動交叉信用暴險金額權數檢視固定交叉信用暴險金額權數有效性，但因只有 2010/6 與 2011/6 兩時點資料而無法進行。我們會在結論中強調質疑是存在的。</p>

<p>到所有模擬計算之中，這隱含銀行間交叉信用是永遠不會變動的，但事實上以金融市場自由化程度深之情況下，這部分變化是瞬息萬變且變化幅度是很大的，故這類假設之作法恐難避免遭受質疑！</p>	
<p>七、有關銀行償債能力風險模型(p.21-22)，定義銀行淨利為淨利息收入及淨手續費收入，惟實際上銀行真正可用以吸收損失之淨利，應該減除營業費用，否則會高估銀行吸收信用損失能力。</p>	<p>已將「用人費用」和「其他費用」當做「營業費用」做為減項納入淨利計算中。</p>
<p>八、本報告假設資產拋售風險發生於交易對手倒閉不履約，導致銀行因信用損失致資本不足而須拋售資產，惟實務上資產拋售通常因銀行手頭現金不足而引發，與資本不足不一定有關，該假設似不合理。</p>	<p>已改成是存款提領引起籌資流動性風險，進而發生資產拋售。</p>
<p>九、本文變數中有關「系統性」定義為何？例如模型中列有「系統性備供出售資產」、「系統性持有至到期資產」及「系統性放款」等變數，其與「備供出售資產」、「持有至到期資產」及「放款」等變數之差異為何？該等「系統性」變數資料係如何估算取得，似宜附註說明。</p>	<p>見第 8 頁(3-2)式。</p>
<p>十、p.25 定義銀行違約條件為資本小於或等於 0，p.43 指出「當衝擊下的資本小於 0%可能導致銀行倒閉」，惟圖 4-3 網絡反饋流程(p.26)中，銀行倒閉定義為資本比率小於 2%，其後又定義銀行倒閉為 BIS<8%，其間有不一致情形。此外，流程圖中「衝擊下之資本」之計算公式，第一次衝擊為「期初資本+稅前盈餘-信用損失」；第二次衝擊為「期初資本+稅前淨利息收入-信用損失-傳染損失-流動性損失」，後者以稅前淨利息收入取代稅前盈餘，請說明理由。</p>	<p>已修改。見第 18 頁。</p>
<p>十一、 p.35 有關金融系統風險因子與銀行特定風險因子之關係，例如文中指出 CB1 的特定系統性風險增加 1%，則</p>	<p>已修改。見 31 頁至 32 頁。</p>

<p>CB1 的放款會增加 0.44%，其經濟意義為何？並建議進一步說明表 6-1 及表 6-2 之估計值意義。</p>	
<p>十二、由表 6-3 來看，金管會設定之輕微情境，各變數之標準差均小於 2.33 個標準差，似乎該壓力情境會比 2.33 個標準差情境更為輕微，但由表 7(p.53)來看，輕微情境之測試結果卻比 2.33 個標準差情境嚴重許多，其原因為何？</p>	<p>修正後已無此問題。</p>
<p>十三、p.ii – 2.33 單位標準差如何訂定？係指 99%信賴區間嗎？</p>	<p>是指信賴區間。見第 34 頁第 5.3 節</p>
<p>十四、部分內容語義尚欠明確，建請增加說明內容，如： (一)p.8 – 典型 VAR 模型缺點之第一段最後：「最可能發生的偏誤為將個別銀行流動性風險的群聚效應誤判為蔓延效應。」</p>	<p>見第 13 頁第 1 段。</p>
<p>(二)p.9 – 模型特色第三段：「強調高過銀行所管理與訂價的風險，亦即是銀行交叉性反饋/外部性(蔓延)。」</p>	<p>見第 6 頁第 1 段</p>
<p>(三)p.10 – GVAR 模型優點第五段：「個別銀行可局部群組化俾利進行評估銀行群特有的金融穩定。」</p>	<p>見第 6 頁第 2 段</p>
<p>十五、p.28 – 第 8-10 行「有兩家銀行交叉信用暴險比率高達近 70%，…易受到金融市場系統性風險所產生之蔓延效果」，據查，其係一家銀行對另一家銀行之暴險金額占該銀行同業間暴險金額比重較高所致，惟是否可直接推斷該銀行較易受到金融市場系統性風險的影響，似可斟酌，因尚須考慮暴險對象及本身之財務健全性等其他因素。最後兩行「變數分別接受一階差分與二階差分後，ADF…僅剩個位數」這部分建議採用圖表列示檢定過程與結果。</p>	<p>見 23 頁第 5.1 節。</p>
<p>十六、p.33 – 文中提及「表 5-5」及「表五」，惟報告中並無對應之表格。</p>	<p>已補上。</p>
<p>十七、p.36 – 表 5-7 顯示，銀行 CB27 完全不</p>	<p>這是估計結果。經檢視表 5-1，交叉</p>

<p>受金融系統風險因子影響，是否合理？其與「表 5-1 固定交叉信用暴險金額權數矩陣」之假設(p.29)是否有關？</p>	<p>信用暴險權數似無特別。因此無法探討其合理性。</p>
<p>十八、 p.37—請說明圖 5-1 是如何定義或計算。</p>	<p>見 33 頁第 5.2 節。</p>
<p>十九、 p.41 及 p.42 第一段最後一行分別提及「各銀行分別估計的參數則於補充報告呈現」，此處之補充報告所指為何？</p>	<p>改成「所有估計的結果可供有興趣人士索取」。見第 25 頁第 5.2 節。</p>
<p>二十、 p.42—表 6-1「備供出售資產」與「系統性備供出售資產」之定義分別為何？另外，「應收帳款」、「持有至到期資產」與「放款」等均有類似須進一步定義與說明之處。</p>	<p>應收帳款、放款、備供出售資產和持有到期日資產是依金管會官網公布的銀行財報分類。系統應收帳款、系統放款、系統備供出售資產和系統持有到期日資產則定義於(3-2)式。</p>
<p>二十一、 p.42—最後一段第一行「依據 6-2 表，各銀行分別估計的參數請參考附錄 A.4」，惟全文未見該附錄。</p>	<p>同「十九」說明</p>
<p>二十二、 p.43 提及若信用損失沒有超過淨利息收入，則將淨利息收入加入為資本，似不合理，應以淨利息收入減除信用損失後之餘額計入資本。另本段最後一行「因此倒閉之條件可寫成」，後面文字漏列。</p>	<p>已修正於 39 頁第 6.2 節。</p>
<p>二十三、 p.44—第二段第九行提及「由下表金融業拆款市場信用暴險占銀行股權比重…」，惟報告中並無對應之表格。</p>	<p>已於第 41 頁至第 43 頁呈現。</p>
<p>二十四、 p.44「參數θ」之經濟意義為何？依據 p.24 說明，θ 愈接近於 0，表示資產愈不具市場流動性，折價愈大，而該報告將備供出售資產之θ 值設定為 0.02 (p.44)，應屬於幾乎無市場流動性之資產，惟其折價比率卻訂為原帳面價值之 70%，折價幅度並不高，似不合理。</p>	<p>參酌(4-6)式和公式出處文獻後，發生原文字說明有誤。現已更正。</p>
<p>二十五、 p.47 提及銀行 CB28 在每一期皆是倒閉可能性最高的銀行，並在未來可能影響 CB15、SB11 及 SB14。惟依據本國銀行間信用暴險</p>	<p>銀行代碼 CB28 一直是最有可能違約的銀行，本疑點已經在模擬分析中不存在。</p>

	<p>統計資料顯示，CB28 並未向任何本國銀行進行拆借，其他本國銀行對 CB28 之暴險占全體本國銀行間信用暴險之比重亦僅約 0.4%，同時 CB28 與 CB15、SB11 及 SB14 之間並無相互暴險，本報告對違約銀行組合之模擬結果，似有待商榷。</p>	
	<p>二十六、 p.53—表 7「嚴峻情境」下，違約家數 3 家之違約機率 0.11%，低於違約家數 8 家之 0.6%，是否合理？</p>	<p>本問題已不存在。見第 43 頁至第 46 頁的表 6-3、表 6-4、表 6-5。</p>
	<p>二十七、請於「期末報告摘要」前加入目次。</p>	<p>已照做。</p>
	<p>二十八、文字修正建議 (略)</p>	<p>已參照修正。</p>
<p>金檢處 侯德潛 研究員</p>	<p>一、 本文的流動性風險評估，作法上較接近已發生流動性危機的事後清理(資產拋售)評估，惟觀察銀行定期存單(CD+NCD)餘額接近 7 兆(6.89 兆)，占 M2 存量約 32 兆的 20%，且相當於最近一年來 M2 增量的 200%以上，可以瞭解我國銀行全面的流動性危機發生的機率並不高；如果先以文字補充說明以上實況後，再進行本研究的事後清理(資產拋售)評估，也許比較不容易引發大眾的疑慮，亦可避免困擾。</p>	<p>在接受建議與提示後，我們修正網絡模型內的反饋管道，發現與候研究員的見解一致。分見第 6.3.1 節和第 6.3.2 節有關衝擊結果(第 43 頁至第 47 頁)。</p>
	<p>二、 VAR 模型實證研究中，幾乎所有不利衝擊(如經濟成長減弱、失業率增高，及股價與房價下滑等)均呈現貨幣供給升高的現象，與一般常理觀點不同，似宜以文字或加附註(腳註)方式說明。</p>	<p>很抱歉。在文字分析時，忘掉我們所用是實質貨幣供給而非名目貨幣供給。因此，經檢視衝擊反應後，對「實質」貨幣供給上升現象大致上符合經濟直覺。見第 34 頁至第 37 頁。</p>
<p>業務局</p>	<p>一、模型似低估系統流動性風險 (一)此計畫旨在評估金融系統流動性風險，系統流動性風險的定義為「許多金融機構同時面臨流動性不足情況的機率」。此報告將銀行因傳染風險而致違約(資本<0)的機率視為評估結果，然銀行違約事件發生前，系統流動性風險可能早已產生，系統流動性風險評估標準似與一般認知有別。</p>	<p>已將模型擴大成因流動性問題而產生的系統流動性風險。</p>

	(二)報告結論顯示，系統流動性風險發生的管道，主因是違約銀行大舉拋售資產(市場流動性風險)，而產生的傳染效果所致。然此報告僅評估銀行業財報中備供出售資產的拋售效果，並未評估證券、票券與壽險業等其它金融機構拋售資產對市場流動性的影響。	目前研究階段的確是假定其他金融業為外生性，不過 GVAR 模型具有局部群組化特點，因此未來的研究是可以將其他金融業納入。
	二、共線性問題 為建立 i 銀行之系統性風險因子，本報告第 12 頁第 2 段，原係依「i 銀行以外的」所有其他銀行風險因子加權平均；然依第 13 頁第 4 行所述：「本模型中的銀行業特有風險因子乃是『所有銀行』的風險因子加總，...採用該銀行信用暴險占銀行業信用暴險比重做為權數。」此項做法加入 i 銀行自身風險因子，似將使規模較大銀行的系統風險因子與自身風險因子，產生高度相關性，而導致共線性問題。	外生性檢定已間接地解決所關切的「共線性問題」。見第 30 頁 5.2.7 節。
	三、報告描述疑義部分 (一)內文第 24 頁(4-6)式，式中 i 銀行所拋售 j 資產的價值 s_{ij} 變數，並未說明係以臺灣銀行業何項資料表達。	加文字說明於第 19 頁第 1 段。
	(二)第 43 頁，並未闡明網絡模型及蔓延流動性模型的倒閉條件。	
	(三)第 44 頁「除了折價損失的設定之外，只有同時符合資產負債比小於 8%的銀行才會受到折價損失」，惟當資產負債比小於 8%時，該銀行淨值已嚴重為負，似宜說明設定該比率之原因。	
	四、下列文字似有誤植之處 (略)	已更正。
外匯局 賀蘭芝 研究員	本文在模型部分過度描述 GVAR 模型之建構，以及為了使估計係數顯著而所做的差分、檢定、誤差校正等計量技術層面之敘述；反而輕忽了重要的議題陳述，如風險因子衡量變數選取之理由，實證結果之解讀等。建議本文章節安排宜依模型、變數選取及資料處理、實證結果重新分配份量。	已朝建議方向修正。

	<p>一、模組化模型之介紹 問題 1：insolvent threshold? $MVE = \Sigma A - \Sigma L \leq 0$ or $MVE / \Sigma A \leq 2\%$ (圖 4-3)</p>	<p>數值已改設定為 1%(見第 21 頁)。這數值仍難脫主觀之嫌。但我們也參考了國外相關文獻設定值，如 Barnhill and Schumacher (2011)。</p>
	<p>二、風險因子衡量變數選取 問題 2：銀行資產面之風險因子為何選定此四類？依資產種類金額大小(請提供樣本資料之敘述統計)？依持有期間長短(Loan 及 HTM 屬於 banking book；AR 屬於 trading book；AFS 屬於非交易目的、非持有到期)？依風險屬性(AR、Loan 較受信用風險影響；AFS、HTM 較受市場風險影響)？<u>風險因子選定理由之陳述，有助於思考衡量變數選取之合宜性。</u></p>	<p>依建議增列說明於第 31 頁。 金管會公布的本國銀行之資產計有 10 項，我們選取其中四項資產，其他資產尚有現金及約當現金、存放央行及拆借銀行同業、公平價值變動列入損益之金融資產、固定資產和其他資產等六項。 參照相關研究文獻，我們選取易受總體和金融風險變數所影響的銀行債權。因金管會財報為粗分資料 (Aggregate Data)，我們將同是以交易目的持有的公平價值變動列入損益之金融資產不納入，因為這項資產包含銀行遠匯、換匯和外匯選擇權等以避險為目的之衍生性商品。現金及約當現金被視為風險最低而固定資產和其他資產性質短期內不易調整，因此未納入。 至於未將存放央行及拆借銀行同業做為變數，原因有二：存放央行中大部分屬於法定存款準備，它的增減與負債性存款有關應予以分離，因為信用風險著重的是銀行資產面；其次，欠缺央行與本國銀行之交叉信用暴險以分離存放央行及拆借銀行同業，但我們用拆借銀行同業在網絡模型中扮演觸發系統流動性風險角色來間接探討。</p>
	<p>問題 3：為何沒有銀行負債面之風險因子以衡量 funding liquidity risk，例如隔夜拆款利率或 Term Repo-Rate？</p>	<p>在風險因子的驅動引擎- GVAR 模型 - 中，我們可量化主要銀行資產變動，加上量化銀行股東權益變動(信用風險變動和銀行淨利變動)，借助資產負債表的平衡條件，可間接量化銀行負債面。</p>

<p>問題 4 (續問題 2)：網絡模型中以「整體」備供出售資產 fire sale 來當衡量變數，似不太恰當，備供出售資產若為 1 年以下到期之債券，債券在步入 1 年以下到期時，價格會日漸趨近 100，流動性日益下降，甚難變現，當銀行需要現時，變賣 HTM 債券較為可行；因此，若某銀行之備供出售資產中以 1 年以下到期債券為大宗時，用「整體」備供出售資產折價衡量，可能會高估其變現性，低估其 Liquidity Shortage。</p> <p>另本文實證結果(p.36 表 5-7)顯示 AFS 只有 13 個估計值顯著(且只有 6 個為正向)，相較於 Loan、AR 分別有 22 個(21 個正向)、20 個(16 個正向)估計值顯著；推測本國銀行系統性風險因子對個別銀行之當期衝擊來自於信用管道，而非流動性變現管道。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ●這的確是本研究潛在限制，但實在是受到粗分資料性質使然。 ●每家銀行受到的系統性風險管道不相同，是因 GVAR 模型內容許每家銀行有其特定系統性風險使然。這是因為每家銀行的交叉信用暴險網絡不同所致。
<p>問題 5：失業率/CPI 是何意義？用「貨幣流通速度」應比 M2 更貼近本計畫議題，【按美國 Fed 寬鬆貨幣政策下，貨幣供給量大增，但物價與實質 GDP 並未大幅增加，係因民間仍在去槓桿化，銀行將 Fed 釋出之多餘資金以超額準備型式回存於 Fed，致市場上貨幣流通速度下降之故】；因此，衝擊後「貨幣流通速度下降」致系統性流動性不足。</p>	<p>失業率/CPI 是誤植。已改正。</p> <p>有關貨幣流動速度是否能取代貨幣供給量恐有盲點。首先，我們在模型中已將短期利率納入，而短期利率在短期內(交易技術不變)決定流動速度。其次，在金融危機發生時，我們所看到「貨幣供給」大增，是指貨幣基數而非經乘數的貨幣供給；這可由 2008-2009 年間美國貨幣供給增長率和貨幣基數增長率對比得到推論。當然誠如本問題所指「去槓桿化」，但據悉並非是民間而是金融體系因「流動性儲藏(liquidity hoarding)」而採取拋售資產，如 AIG 拋售其東京總部大樓及臺灣南山人壽等。尤其在金融危機升高時，凱因斯的投機性流動性偏好存在將扭曲由 GDP/M2 所計算的「貨幣流通速度」是否真的能反映系統流動性緊鬆。</p>
<p>問題 6 (續問題 2~5)：本文實證結果(p.42 表 6-1、6-2)之 Adj R² 過低，顯示仍有大部分的風險沒有被模型捕捉到，建議主持人再深入</p>	<p>經採取與 GVAR 模型相同的落後期數後，Adj R² 已大幅增加(參見修正後報告表 6-1 和表 6-2)。</p>

	思考風險因子衡量變數之選取與處理。	
	<p>三、實證結果</p> <p>問題 7：本文實證結果(p.47 表 6.1、6.2)顯示 CB28 在每一期皆是倒閉可能性最高的銀行，但對該銀行經營特色完全未著墨。另在衝擊下 CB28 可能影響到 CB15、SB11、SB14，但 p.29 表 6-1 之交叉信用暴險金額權數矩陣顯示 CB28 與上述 3 家之交叉信用暴險金額權數皆非常小(≤ 0.06)，此是否意謂衝擊管道來自於流動性折價損失？若是，本文以「整體」備供出售資產 fire sale 來衡量該行的變現能力，是否影響結論？</p>	首先，在不以資本比率做為唯一能觸發系統流動性風險後，CB28 已不是唯一每期皆為倒閉可能性最高的銀行。
	四、文獻誤植與遺漏 (略)	已修正補上。
	五、文字修正建議 (略)	已參照修正。
經研處	<p>一、內容部分</p> <p>(一)文字部分：本文文字不易閱讀，結構鬆散，文句多有漏字、贅字與錯字，文章前言與結論無法對應，重要定義不明確，專有名詞前後使用不一致。此外，本文多處敘述不清，不易閱讀，例如 P.5 的 2 段第 6-7 行：「Allen and Gale (1998)則認為在對銀行資產價值資訊不對稱的世界，銀行恐慌乃是存戶試圖分辨出償債能力有無銀行的市場紀律使然。」這段文句的意涵為何？建議作者加強文句之處理，以利閱讀。其他文字部分的細節詳見第二大點。</p>	已對文字部分、結構等進行修飾和簡化。 有關舉例修飾。見第 2 頁第 1.3 節第 1 段。
	(二)文章結構部分：摘要應將文章之核心重點、目的、方法與結果完整呈現，以利讀者能充分了解文章。	
	(三)摘要部分：「一年內，會出現兩家銀行違約的機率為千分之五，.....」，但由於該機率係指機率分配尾端的面積，應為「 <u>兩家以上</u> 」，內文與結論部分亦應修正。	已將摘要修改。
	(四)P.12、P.33、P.34、P.51 等文中多次出現 DDPS (2007)或 Ddps (2007)，在本研究中不論是模型的建構、資料處理甚至結果分析都大量引用此文獻，建議作者加強說明 DDPS (2007)與 PSW (2004, 2006)在處理	已將用詞取成一致。

<p>GVAR 模型時以及分析時的限制，並在參考文獻中分別列出此些重要文獻。</p>	
<p>(五)P.15 方程式 3-9 下一行，何謂「安定性」？</p>	<p>見第 10 頁。</p>
<p>(六)P.15 「現代時間數列分析指出，當模型不存在長期關係時，表示變數存在不恆定性。因此，.....，要做差分」。不恆定性是否為「nonstationarity」？文字表達宜改為，「若變數有長期趨勢，.....非定態(nonstationary)序列」。</p>	<p>已修改。</p>
<p>(七)P.21, 23，估計係數後模擬 10000 次，是否表示該模擬為 Monte Carlo Simulation？然而，極端事件發生的機率相當低，損失又相當大，可合理地懷疑 Monte Carlo 模擬中的常態分配假設並不成立。是否考慮採用以無母數方法為基礎的 Bootstrapping 等模擬方式？</p>	<p>見第 14 頁註腳補充說明。</p>
<p>(八)P.27，資料處理的問題： 1.實質 GDP 之季資料如何轉為月資料，宜詳細說明。是否考慮參照工業生產指數的轉換方式能獲致更合理的結果？</p>	<p>見第 22 頁註腳補充說明。</p>
<p>2.本文採用之通貨膨脹率為月對月之 CPI 變動率，係大多數歐美國家的作法，這些國家的物價資料經過季節調整。文中提及之「月對月通膨率」，是否為季節調整後的序列？我國物價月變動率波動幅度較大，採用年對年之通膨率較能反映物價變化。</p>	<p>首先，CPI 用的是 TEJ 所提供的季調整後時間序列資料。其次，若採年對年，則會喪失 12 筆資料。對於我們只有 72 筆資料，影響可能甚大。</p>
<p>3.請提供或說明文獻上處理將季頻資料轉換為月頻數列的作法，以方便對照說明本文處理方式為妥適。</p>	<p>見第 22 頁註腳補充說明。</p>
<p>4.在本頁第 10 行處，提到「除了通貨膨脹率之外，其他所有變數取其對數」，請問本研究是否將相關利率變數取其對數值？其經濟意涵為何？</p>	<p>這是按照 DdPS (2007)做法，便於以彈性概念解釋銀行特定系統風險因子對銀行特定風險因子的影響。</p>
<p>(九)P.38：在衝擊反應分析的說明部分，特別強調採取風險值分析，將衝擊設定在 99% 的信賴水準，因此以 2.33 個標準差分別對變數分析衝擊反應。建議在文中加強說明此處 2.33 個標準差或是 99%的信賴水</p>	<p>已在第 34 頁 5.3 節第一段內加強說明。</p>

	<p>準在分析中的經濟意涵，以使讀者在摘要 (P. ii)、表 7(P.53)以及結論的了解上，能清楚 2.33 單位標準差與輕微情境和嚴峻情境之比較意義，以便讀者明瞭本研究之貢獻。</p>	
	<p>(十)P.40：本文提及多個模型：壓力測試模型、GVAR 模型、信用風險模型、銀行償債能力風險模型、銀行網絡模型與衛星模型等，作者雖有展現圖 2-1 來說明壓力測試模型架構，但圖 2-1、以上這些模型以及文中說明並沒有辦法完全對應。例如：P.40「銀行系統流動性風險衡量是在一個內含信用風險衡量、清債能力衡量和網絡模型等三個模型所構成圖 2-1 的第三步驟-衛星模型」，衛星模型在圖 2-1 的第二步驟，而此三模型是圖 2-1 的第三步驟嗎？但此三模型又無法對應圖形，且此兩部分中間為雙箭頭，是否表示為互相影響？這些都是圖文無法相容之處。故請以本文架構為主，將引用之圖形修改成符合文章需求之說明，而非完全翻譯參考文獻。</p>	<p>已略修正圖 2-1 並依意見加強說明。見第 4 頁。</p>
	<p>(十一)P.43-45：本文的重要研究貢獻之一，區分「系統流動性風險」中的「群聚效應」與「蔓延效應」之量化分析，但在 P.43-45 中 6.3 網絡模型及蔓延流動性模型實證與模擬結果部分，似無明確說明此二效應的界定與分析，因而結論提及此貢獻時顯得薄弱，建議作者再仔細回顧 6.3 之實證結果並進行文獻比較，以利讀者明瞭本文的研究目標。另，文中多處分別以「蔓延效應」和「漫延效應」敘述，建議作者應統一。</p>	<p>首先，我們已將「蔓延」一詞統一成「傳染」。 有關「群聚效應」與「傳染效應」界定增加詮釋於第 3 頁第 2 段。</p>
	<p>(十二)P.47-48：整體性總體情境設定中除了股價為本文給定外，其餘是金管會壓力測試所設定之模擬情境，股價設定為-25%與-50%之意義與給定的依據為何？輕微情境與嚴峻情境係金管會 2010 年進行壓力測試的模擬情境，並非 2011 年。</p>	<p>謝謝指出。已修正。</p>

<p>輕微情境的 GDP 模擬情境為負 1.4%，而非負 1.04%。</p>	
<p>(十三)P.47-48：為何直接引用金管會 2010 年的模擬情境。依據金管會 2011 年 9 月 29 日發布 2011 年銀行壓力測試結果的新聞資料，金管會為使銀行能逐步發展較為精進之測試方法，2011 年的壓力測試未統一設定壓力情境，且各銀行可依據其內部授信管理或資料庫適足性等因素，選擇適用方法，決定其壓力情境之相關參數估計(如損失率及違約損失率)。</p>	<p>見說明於第 44 頁的 6.3.2 節。</p>
<p>(十四)P.57，第 1、4 行：所謂的「二次方平均值收斂」似乎應為 $E \xi_t - \xi ^2 \rightarrow 0$，即「$\xi_t \rightarrow \xi$ in second mean」或「$\xi_t \xrightarrow{2} \xi$」，並非二次方平均值(期望值)收斂至該隨機變數。</p>	<p>這是直譯 DdPS (2007，頁 5 至頁 6)的用詞。爰將英文在第 64 頁補上，期以釋疑。</p>
<p>(十五)作者說明典型 VAR 模型缺點為無法將銀行特定的系統性風險抽離出來，而 GVAR 模型卻可將群聚效應與蔓延效應區分出來，群聚效應與蔓延效應分別為變數 x_i 與 x_i^* 嗎？若是，則 VAR 模型亦可做到；若不是，請於文章中說明如何處理與區別，並將區分後之群聚效應與蔓延效應如何影響壓力測試結果一併說明，以清楚表明 GVAR 之優點，此亦為文章重要特色之一。</p>	<ul style="list-style-type: none"> ● 群聚效應是結合第 3 節 GVAR 模型，第 4.1 節信用風險模型和第 4.2 節銀行清償能力模型共同量化銀行違約機率之模擬結果。 ● 傳統 VAR 模型的衝擊反應未包括銀行系統風險因子影響，如(4-1)式和同頁註 1 說明。由表 5-9 結果顯示不少銀行顯著地受到銀行系統風險因子所影響。因此，使用傳統 VAR 模型可能因高估共變異數而導致銀行的估計違約機率偏低。 ● 傳染效應是在第 4.3 節網絡模型中模擬出。 ● 有關各情境壓力測試之群聚效應與傳染效應見 6.3.1 節和 6.3.2 節。
<p>(十六)本文主文架構究竟是引用 PSW (2004)、PSW (2006)之 GVAR 模型或 Ddps (2007)之 GVAR 模型，由於文中多次混用，請確認後採用一致之說明。</p>	<p>綜合 Pesaran, Shuermann, Treutler, and Weiner (2006, PSTW)的信用風險模型架構(用於正文第 4.1 節和第 4.2 節)、Pesaran, Schuermann, and Weiner (PSW, 2004)的簡化 GVAR 模型設定(用於正文第 3 節)，和 Dees,</p>

		di Mauro, Pesaran, and Smith (DdPS, 2004)的 GVAR 模型設立(用於附錄一)和估計結果說明(用於正文第 5.2 節)。
	二、文字部分 (略)	已參照建議修正。

參考文獻：

Foglia, A. (2009) “Stress Testing Credit Risk: A Survey of Authorities' Approaches,” *International Journal of Central Banking*, 5. 9-45.

Board of Governors of the Federal Reserve System (2009) *The Supervisory Capital Assessment Program: Design and Implementation: Design and Implementation.*