

金融系統流動性風險之評估*

俞明德¹、馮立功²、陳韋達³、林逸苓^{3**}

摘要

本研究旨在量化我國銀行系統之流動性風險，在總體和金融處於下滑風險情境下，借鏡英國英格蘭銀行的總體壓力測試模型，將其架構依序模組化成四個子模型：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，本研究確認GVAR模型的可行性和金融變數在衝擊下的反應也符合經濟直覺。其次，在各種情境下探討銀行違約家數與對應的違約機率。本研究發現，在各種統合性總體和金融壓力情境測試中，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。因銀行間交叉信用暴險而存在之交易對手不履約風險，只會發生在嚴峻情境下，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。

* 本文係摘錄自中央銀行委託研究報告。本文承蒙臺灣大學國際企業學系林修葳教授、清華大學經濟學系黃朝熙教授、中央銀行嚴副總裁宗大、侯研究員德潛、賀研究員蘭芝，與金融業務檢查處、經濟研究處、業務局和外匯局給予寶貴意見，以及金融業務檢查處悉心審閱初稿，特致衷心謝忱。本文的所有論點皆屬作者個人意見，與中央銀行以及作者服務單位無關。文中如有任何謬誤與疏漏，概由作者負責。

** ¹ 作者為國立交通大學財務金融研究所教授。

² 作者為國立中正大學經濟學系副教授。

³ 作者為國立臺灣大學財務金融學系博士生。

壹、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。

一、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)。

二、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。

三、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4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

貳、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)。

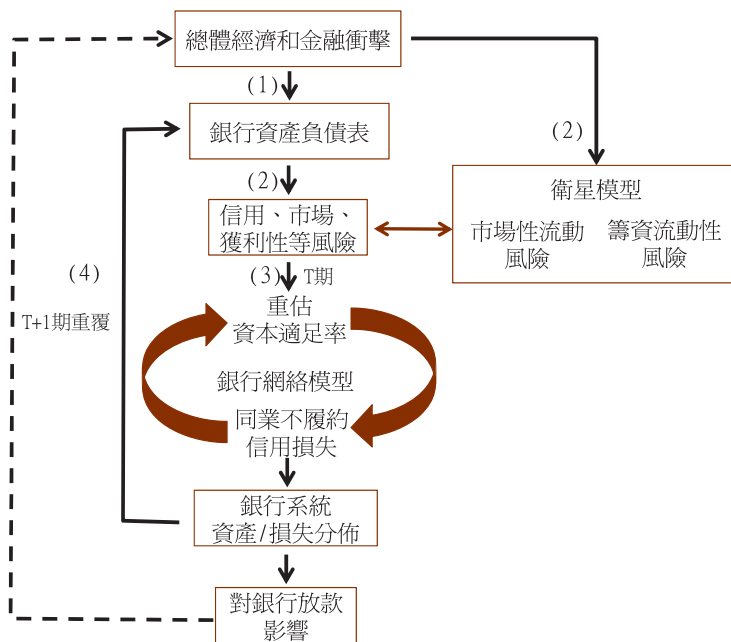
圖2-1為英格蘭銀行還在發展中的量化金融系統穩定架構，其與2005年英格蘭銀行總體壓力測試架構的差別為加入網絡模型(參照Barnhill and Schumacher (2011))。這反

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)

一、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個國家或地區的国际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。

二、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。

參、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。

一、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

$$\begin{aligned} x_{it} = & a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* \\ & + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it}, \\ t= & 1, 2, \dots, T, i=0, 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (3-1)$$

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

$\Lambda_{i0} = \Lambda_{i1} = 0$ 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， $\sigma_{ii,ls} = \text{cov}(\sigma_{iit}, \sigma_{ist})$ 。或者，可簡約表示成 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \Sigma_{ii})$ 。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)、實質貨幣供給(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， $d_t=(y_t, un_t, m_t, Dp_t, sr_t, q_t, ph_t)$ 。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，

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

式(3-2)中， $w_{ij}^h, h=ar, loan, afs, htm$ ，乃是特定風險因子 h 之銀行 i 對銀行 j ($j=0, 1, \dots, N$)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， $w_{ii}^h=0$ 。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，即 $w_{ii}^h=0$ ，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，

$$\sum_{ii} = \text{cov}(\boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \boldsymbol{\varepsilon}_{jt}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}_{it} \boldsymbol{\varepsilon}_{jt}'), \quad (3-3)$$

其中， $\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$ 已於式(3-1)所定義，而 $\sigma_{ii,ls} = \text{cov}(\sigma_{itl}, \sigma_{ist})$ 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。

二、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

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

GVAR模型可由個別銀行模型式(3-7)推疊而成，其式如下：

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

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

以及

$$G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, \quad H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{pmatrix},$$

$$\Psi_0 = \begin{pmatrix} \Psi_{00} W_0 \\ \Psi_{10} W_1 \\ \vdots \\ \Psi_{N0} W_N \end{pmatrix} \text{ 和 } \Psi_1 = \begin{pmatrix} \Psi_{01} W_0 \\ \Psi_{11} W_1 \\ \vdots \\ \Psi_{N1} W_N \end{pmatrix}.$$

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：

$$x_t = G^{-1} a_0 + G^{-1} a_1 t + G^{-1} H x_{t-1} + G^{-1} \Psi_0 d_t + G^{-1} \Psi_1 d_{t-1} + G^{-1} \varepsilon_t, \quad (3-9)$$

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 。

三、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，避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

$$\Delta \mathbf{x}_{it} = \mathbf{c}_{i0} - \Pi_i (\mathbf{v}_{i,t-1} - \kappa_i (t-1)) + \Lambda_{i0} \Delta \mathbf{x}_{i,t}^* + \Psi_{i0} \Delta \mathbf{d}_t + \varepsilon_{it}, \quad (3-10)$$

其中， $\mathbf{v}_{it} = \begin{pmatrix} z_{it} \\ d_{it} \end{pmatrix}$ ， $\Pi_i = (A_i - B_i, -\Psi_{i0}, -\Psi_{i1})$

，而且 $\mathbf{c}_{i0} = \mathbf{a}_{i0} + \Pi_i \kappa_i$ 。

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 $r_i (\leq k_i)$ 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 \mathbf{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

$$\mathbf{a}_{i1} = \Pi_i \kappa_i. \quad (3-12)$$

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 $k_i - r_i$ 條限制。

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

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

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

$$\tilde{\alpha} = \begin{pmatrix} \alpha_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \alpha_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \alpha_N \end{pmatrix},$$

$$\tilde{\beta} = (W_0' \beta_0, W_1' \beta_1, \dots, W_N' \beta_N)'$$

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， $rank(\tilde{\alpha}) = \sum_{i=0}^N rank(\alpha_i) = r$ 。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。

肆、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。

一、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、備低呆帳、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

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

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 $\gamma'_{i,p}$ 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 $\eta_{i,T+n} \sim N(0, \sigma_i)$ 。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。^{註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，

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

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

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

其中， 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

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

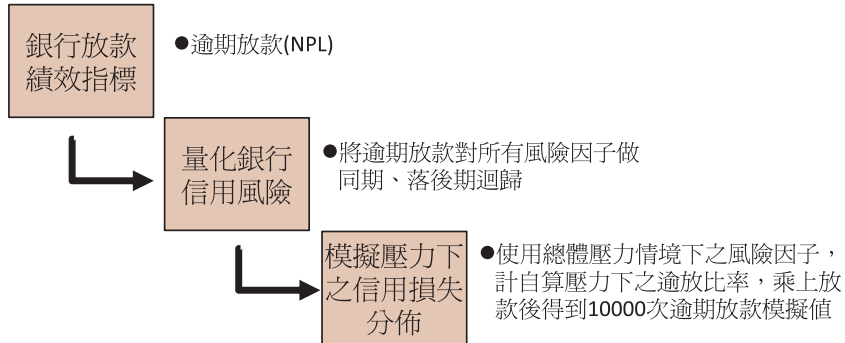
我們將模擬放款績效指標逾放比率的步驟呈現於圖4-1：

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。^{註2}

圖4-1 信用損失分配模擬流程圖



二、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：

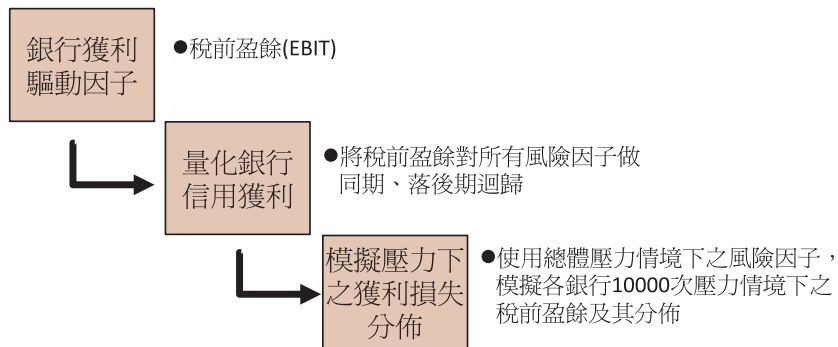
$$\begin{aligned} \Delta ebit_{i,t+1} = & \alpha_i + \sum_{p=0}^2 \beta'_{i,p} \Delta x_{i,t+1-p} + \sum_{p=0}^2 \beta^{*'}_{i,p} \Delta x_{i,t+1-p}^* \\ & + \sum_{p=0}^2 \gamma'_{i,p} \Delta d_{t+1-p} + \eta_{i,t+1}, \\ & i=1,2,\dots,N. \end{aligned} \quad (4-6)$$

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：

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

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



三、銀行網絡模型

根據Allen and Gale (2000)，金融機構網絡愈綿密，疏散流動性衝擊的能力就愈佳。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。

(一) 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。^{註3}

(二) 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_{it} 代表)為 i 銀行第 t 期總資產的市場價值(以 $\sum_{k=1}^M A_{ik,t}$ 代表)減去 i 銀行第 t 期總負債(以 $\sum_{j=1}^N L_{ij,t}$ 代表)，則資本的市值(MVE)即是：

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

因此， i 銀行的第 t 期資本適足率定義(以 CR_{it} 表示)為

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

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。^{註4}

(三) 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：

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

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。^{註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(A_0)、高流動性資產(A_1)、低流動性資產(A_2)，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。^{註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

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

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 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 e_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 愈接近1時，代表 j 資產愈無市場流動性，因此 j 資產折價愈高；反之， θ 愈接近0時，代表 j 資產愈有市場流動性，因此 j 資產折價愈低。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 e_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 $e_j=0$ 之下的折價比率為15%，故可反推 $\theta=0.13976$ 。^{註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。^{註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 $[(W-A_0-A_1(1-d_1))/(1-d_2)]d_2$ 。

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。

(四) 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。

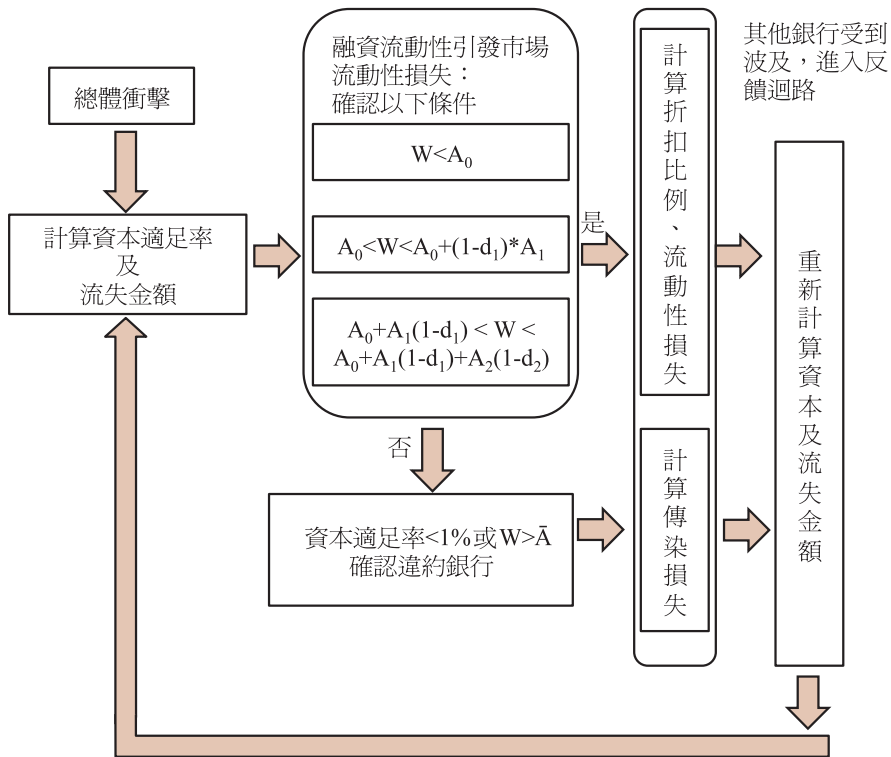
在交叉信用暴險網絡內，針對違約銀行如何進行破產後處分，Eisenger and Noe (2001)提出一個金融機構網絡模型來解決違約損失的分擔、傳遞之反饋迴路，以達到反饋迴路停止(Exits)之均衡。除了要求金融機構間借貸清償順位次於非金融機構外，

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^{註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：

$$\begin{aligned} \text{期末銀行資本} &= \text{期初銀行資本} + \text{銀行稅前淨} \\ &\quad \text{利} - \text{信用風險損失} - \text{傳染性} \\ &\quad \text{損失} \leq 0.01 \times \text{資產} \end{aligned}$$

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。

伍、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^{註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。^{註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、股價為台灣發行量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。^{註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。

一、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，佔所有比率不為0的53%，低於10%的計有419筆，佔所有比率不為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。

二、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^{註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。

(一) 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。

(二) 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5-2 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

表5-3 含截距ADF單根檢定

檢定因子	檢定模型	一階	二階	無差分	無差分
		差分	差分	且無時間趨勢	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。

(三) 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	銀行	p	q	銀行	p	q	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			

(四) 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		

(五) 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

(六) 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值，採用卡方 (Chi Square) 檢定兩對數最大似值有無不同。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

(七) 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。

(八) 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

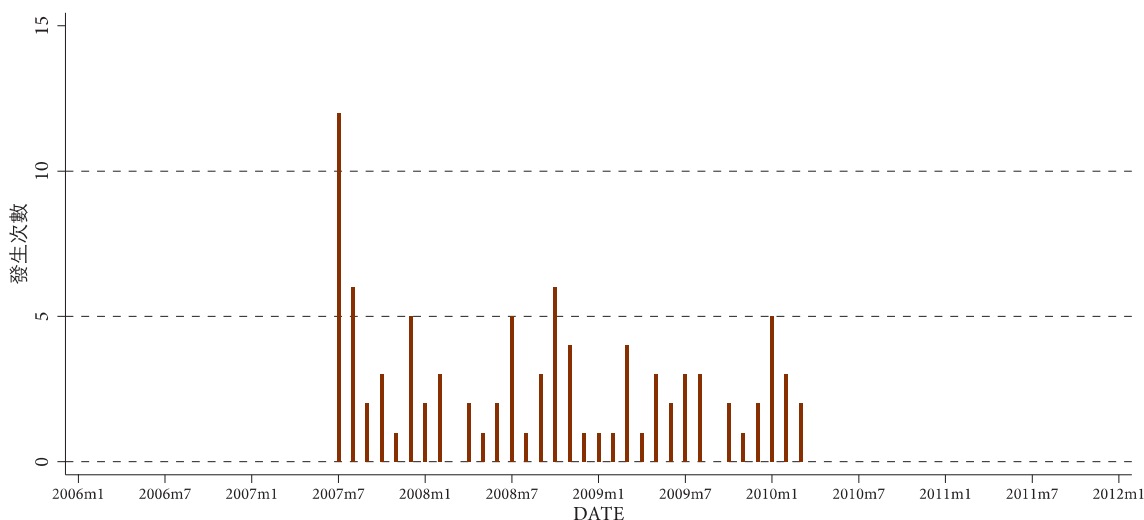
中，銀行特定系統風險因子具正向影響的有56個，而應收帳款和放款等傳統商業銀行本

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。但絕大對數的衝擊彈性絕對值是小於一。

(九) 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 最大概似比率統計量(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。

三、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

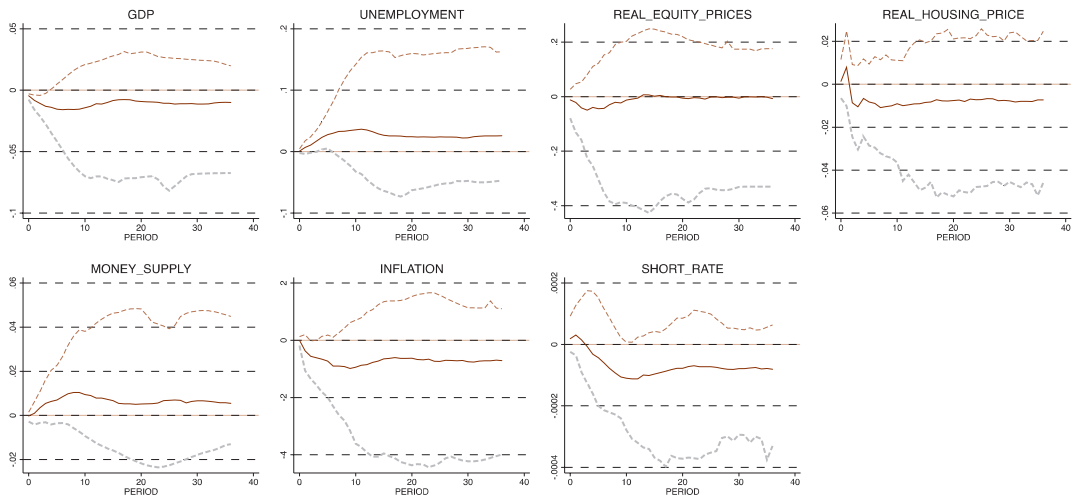


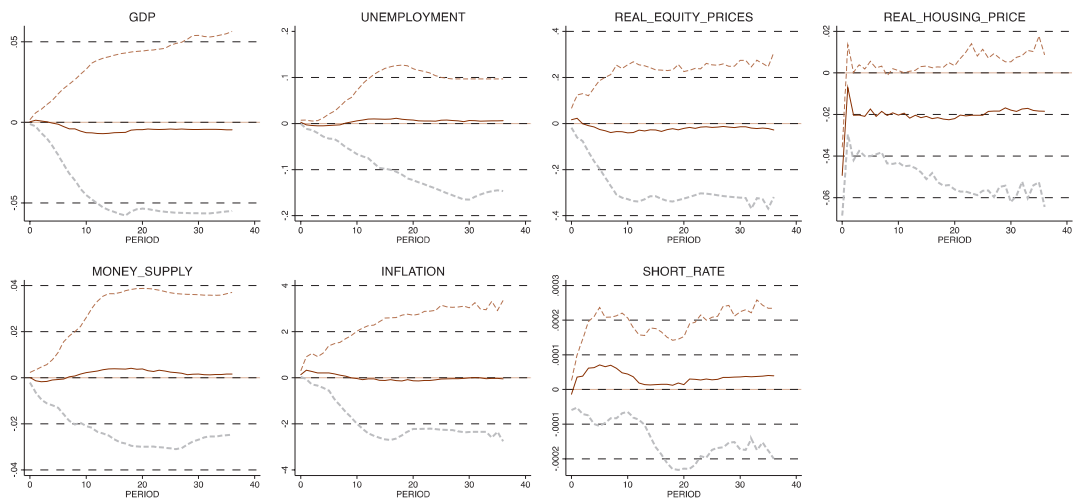
圖5-3 總體和金融變數對正2.33標準差衝擊失業率的反應



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。

陸、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。

一、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

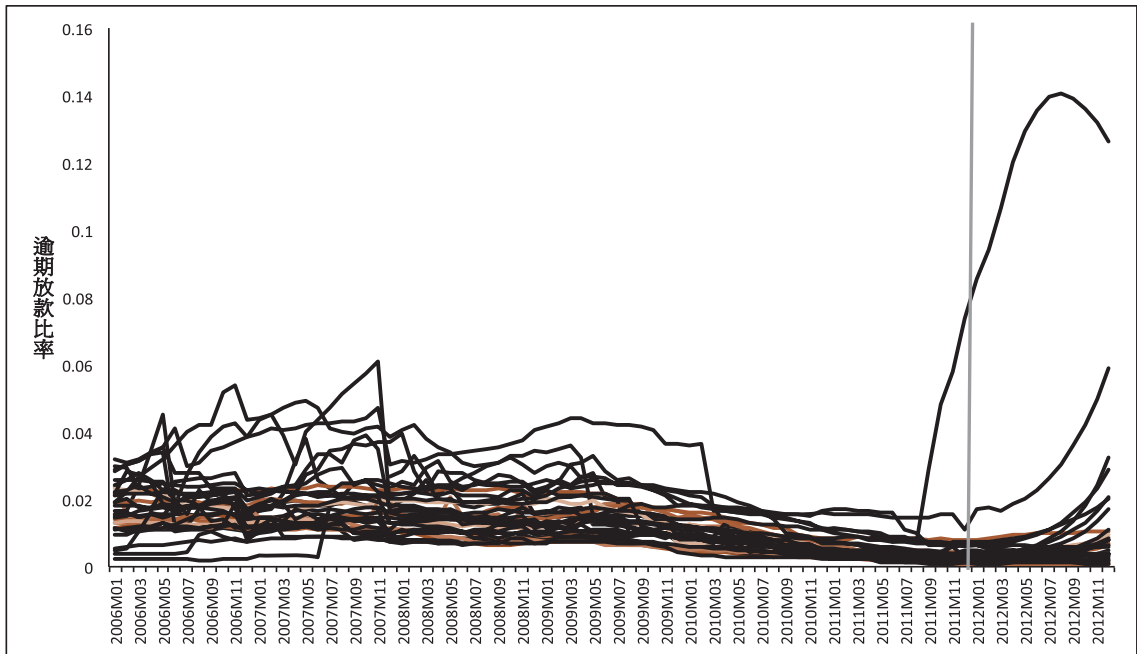
逾放比率的估計結果顯示，當期銀行放款的顯著家數是最多的，高達20家，占樣本銀行家數的60%。若將顯著性落後一期和二期銀行放款納入後，顯著家數增至26家銀行，占樣本銀行家數的76%。其次，各期經濟成長率、失業率、實質貨幣供給和實質房

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，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。

二、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		

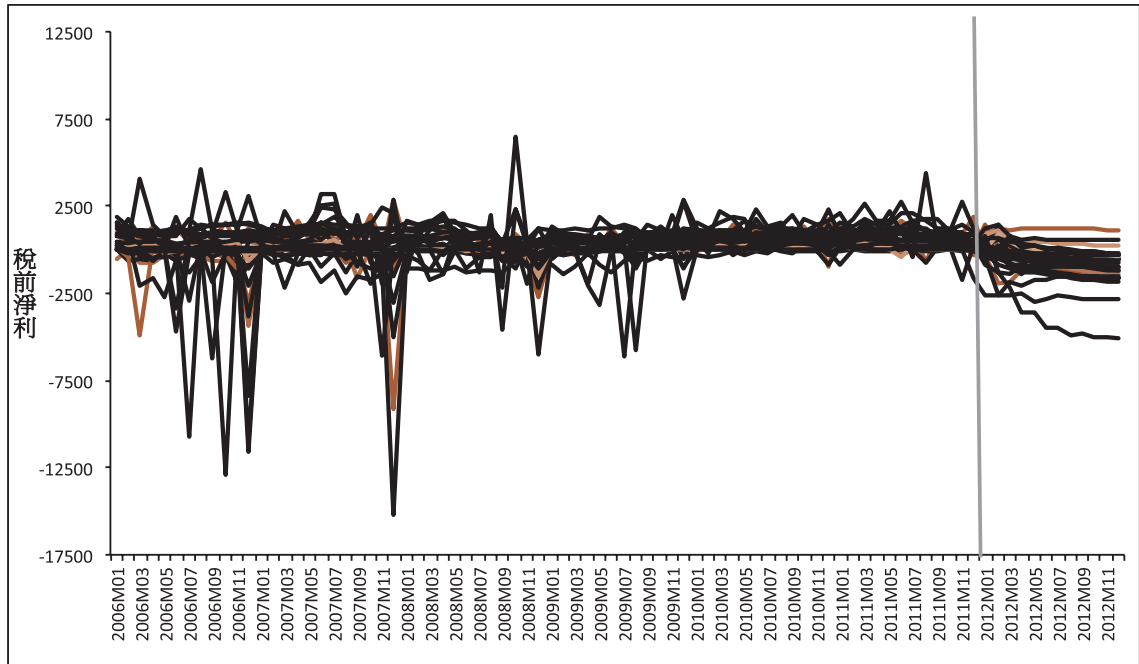
P 值 < 0.1為顯著

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



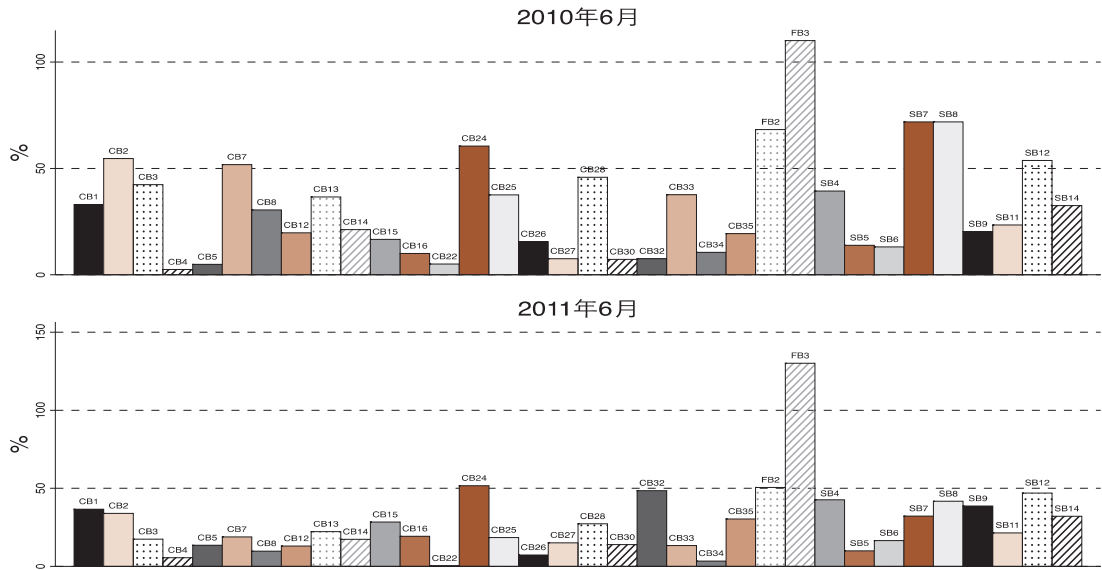
三、網絡模型的模擬結果 - 傳染性風險及流動性風險

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%。

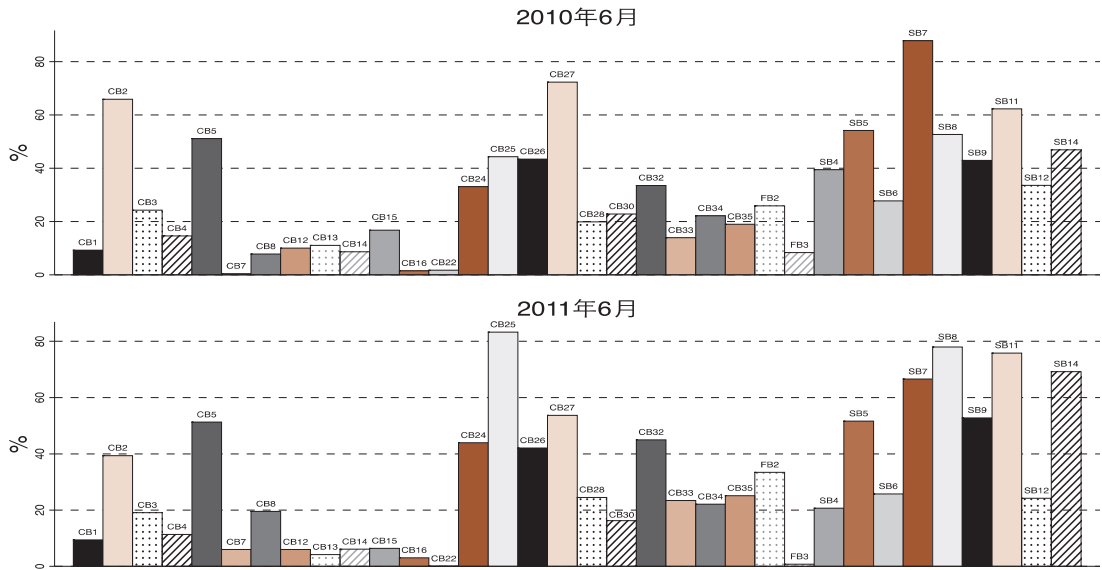
圖6-3 銀行拆出信用暴險占銀行股東權益比重



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。

(一) 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。^{註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。^註

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

(二) 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。

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

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

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。

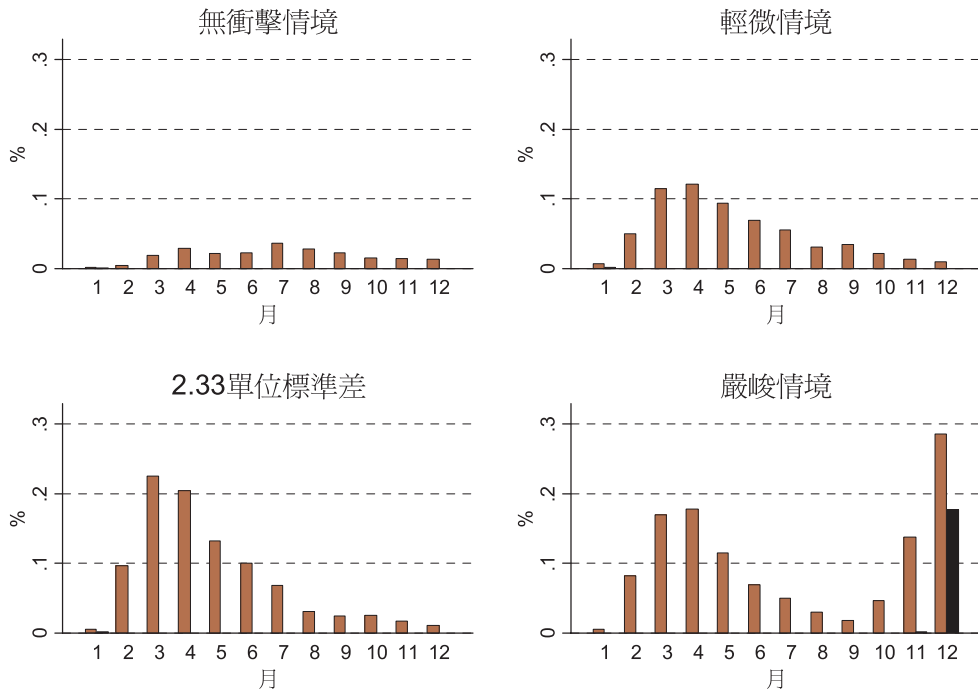
另一方面，在嚴峻情境內，除了經濟成長率和房價的標準差單位數設定低於BIS壓力測試標準，失業率和股價的標準差單位數設定則高於BIS壓力測試標準。儘管兩者總體壓力測試設定未如輕微情境有一致性差異，但經過表6-5與表6-3比對，可看出發生超過1家銀行違約的機率在嚴峻情境下不僅高於輕微情境，而且也高出BIS壓力測試標準。在嚴峻情境內，無銀行發生違約的機率下滑至13%；但是，1家銀行會發生違約的機率及超過1家銀行會發生違約的機率分別為46%和41%。

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。

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

圖6-5 各種總體和金融壓力測試情境下違約家數



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

柒、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。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。

註 釋

$$(註1) \text{cov} \left(\sum_{m=0}^2 \beta_{i,m}^* \Delta x_{i,t+1-m}^* + \eta_{i,t+1}, \sum_{n=0}^2 \beta_{j,n}^* \Delta x_{j,t+1-n}^* + \eta_{j,t+1} \right) = \text{cov} \left(\sum_{m=0}^2 \beta_{i,m}^* \Delta x_{i,t+1-m}^*, \sum_{n=0}^2 \beta_{j,n}^* \Delta x_{j,t+1-n}^* \right) \neq 0$$

(註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。

(註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。

(註4) 本文亦嘗試採用0%，2%作為違約門檻，結果並無太大差異。

(註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)。

(註6) 關於Level 2資產的定義請參考BCBS (2010)。

(註7) 公式為 $\theta = \ln(2 - \frac{P_i}{P_j}) = \ln(2 - 0.85)$

(註8) 以債券來說，距到期時間愈短的債券愈無流動性，折價比例較高，距到期時間愈長的債券愈有流動性，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。

(註9) 有關有序性退場均衡說明見附錄二。

(註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。

(註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。

(註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。

(註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。

(註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。

(註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。

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. Pühr (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). "Durable Financial Stability: Getting There from Here," *Global Financial Stability Report*, 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

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

或者，

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

式中，

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

$$W_1 = \begin{pmatrix} 0_{k_1 \times k_0} & I_{k_1} & 0_{k_1 \times k_0} & 0_{k_1 \times (k_2 - k_0)} & \cdots & 0_{k_1 \times k_0} & 0_{k_1 \times (k_N - k_0)} & 0_{k_1 \times m_1} \\ w_{10}I_{k_0} & 0_{k_1 \times k_0} & w_{12}I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_2 - k_0)} & \cdots & w_{1N}I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_N - k_0)} & 0_{k_0 \times m_1} \\ 0_{m_1 \times k_0} & 0_{m_1 \times k_1} & 0_{m_1 \times k_0} & 0_{m_1 \times (k_2 - k_0)} & \cdots & 0_{m_1 \times k_0} & 0_{m_1 \times (k_N - k_0)} & I_{m_0} \end{pmatrix}$$

$$W_2 = \begin{pmatrix} 0_{k_2 \times k_0} & 0_{k_2 \times k_0} & 0_{k_2 \times (k_1 - k_0)} & I_{k_2} & \cdots & 0_{k_2 \times k_0} & 0_{k_2 \times (k_N - k_0)} & 0_{k_2 \times m_1} \\ w_{20} I_{k_0} & w_{21} I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_1 - k_0)} & 0_{k_0 \times k_2} & \cdots & w_{2N} I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_N - k_0)} & 0_{k_0 \times m_1} \\ 0_{m_2 \times k_0} & 0_{m_2 \times k_1} & 0_{m_2 \times k_2} & \cdots & \cdots & 0_{m_2 \times k_0} & 0_{m_2 \times (k_N - k_0)} & I_{m_2} \end{pmatrix}$$

⋮

$$W_N = \begin{pmatrix} 0_{k_N \times k_0} & 0_{k_N \times k_0} & 0_{k_2 \times (k_N - k_0)} & \cdots & 0_{k_N \times k_0} & 0_{k_{N-1} \times (k_{N-1} - k_0)} & I_{k_N} & 0_{k_2 \times m_1} \\ w_{N0} I_{k_0} & w_{N1} I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_N - k_0)} & \cdots & w_N I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_{N-1} - k_0)} & 0_{k_0 \times k_N} & 0_{k_0 \times m_1} \\ 0_{m_N \times k_0} & 0_{m_N \times k_1} & 0_{m_N \times k_2} & \cdots & 0_{m_N \times k_2} & 0_{m_N \times (k_{N-1} - k_0)} & 0_{m_N \times k_N} & I_{m_N} \end{pmatrix}$$

W_i 為 $(k_i + k_i^* + m) \times k$ 階而 $k = \sum_{i=0}^N k_i$ 。

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

$$, \quad \Gamma_d^* = \sum_{j=0}^N W_j \Gamma_{jd}, \quad \Gamma_f^* = \sum_{j=0}^N W_j \Gamma_{jf}, \quad \xi_t^* = \sum_{j=0}^N W_j \xi_{jt}$$

。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：

$$\Delta \xi_t^* \xrightarrow{\text{quadratic mean}} 0, \text{ 亦即,}$$

$$\xi_t^* \xrightarrow{\text{quadratic mean}} \xi^*.$$

ξ_t^* 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_{ij}^* 為完全行秩 ($h \geq m_u$) 假設，我們可得無法觀測到的共同因子 f_t

$$f_t \xrightarrow{\text{quadratic mean}} \left(\Gamma_{ij}^* \Gamma_{ij}^* \right)^{-1} \left(x_t^* - \delta_0^* - \delta_1^* t - \Gamma_d^* d_t - \xi^* \right),$$

因此，我但可以用可觀測到的向量 $\{1, t, d_t, x_t^*\}$ 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(pi, qi) 模型

$$\Phi_i(L, p_i) x_{it} = a_{i0} + a_{it} t + Y_i(L, q_i) d_i + \Lambda(L, q_i) x_{it}^* + u_{it}, \quad (4)$$

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， $\Lambda(L, q_i)$ 。

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 $e (\in R^N)$ 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 $d \in R_+^N$ 表示銀行對其他銀行系統同業的總負債，即 $d_i = \sum_{j \in N} \ell_{ij}$ 。定義新矩陣 $\Pi \in R[0,1]^{N \times N}$ 是由將 L 中的子項用總債務標準化後而產生。

Π 的子項

$$\pi_{ij} = \begin{cases} \ell_{ij}/d_i & \text{if } d_i > 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (1)$$

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

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

(2) 式更簡要的可寫成

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

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 (d_i / p_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)。