

ISSN 1017-9623

中央銀行季刊

第三十四卷 第三期

中央銀行 編印

中華民國 101 年 9 月

中央銀行季刊

第三十四卷 第三期

中央銀行 編印

中華民國 101 年 9 月

中央銀行季刊

目錄 第三十四卷 第三期

專 載

中央銀行理監事聯席會議決議	中 央 銀 行	1
---------------------	---------	---

專題研究

金融系統流動性風險之評估	俞明德、馮立功 陳韋達、林逸苓	3
台灣地區無加速通膨失業率(NAIRU)之探討	廖俊男、張志揚	51

經濟金融動態

國內經濟金融情勢（民國101年第2季）		
總體經濟	國內經濟科	83
國際收支	國際收支科	91
貨幣與信用	金融統計科	101
金融市場	呂桂玲、許怡君 葉德勝、彭莉婷	107
國際經濟金融情勢（民國101年第2季）	國際經濟科	127

經濟金融日誌

國內經濟金融日誌（民國101年7月至9月）	國內經濟科	149
國際經濟金融日誌（民國101年7月至9月）	國際經濟科	153

中央銀行理事聯席會議決議

(101年9月20日發布)

一、本日本行理事會決議：

本行重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息1.875%、2.25%及4.125%不變。

二、本行利率政策主要考量因素如次：

(一) 我國主要貿易對手中，中國大陸經濟放緩，美國經濟成長動能不強，以及歐元區經濟衰退，全球經濟仍有下降風險，影響國外需求。

國際物價方面，原油及穀物價格居高，加上美國採行第三波量化寬鬆政策（QE3），可能帶動全球通膨預期與國際短期資本流入亞洲新興經濟體，影響物價及金融穩定，值得關注。

(二) 在外需減弱下，台灣出口持續衰退，影響民間投資，民間消費亦趨保守，惟下半年可望略為改善。主計總處8月預測第3季經濟成長率將回升為1.99%，第4季再升為4.23%。勞動市場方面，失業率因季節因素略升，但就業人數續增。

(三) 本年7、8月由於颱風豪雨，菜價大漲，致消費者物價（CPI）平均漲

幅達2.94%。由於天候因素及比較基期較低，加上原油及穀物等國際原物料價格走高，國內通膨壓力上升，主計總處8月預測第4季CPI年增率仍將達2.32%，全年預測數為1.93%。

(四) 由於景氣持續走緩，本行透過公開市場操作，調節市場資金，金融業隔夜拆款利率下降後持穩。1至8月平均銀行放款與投資及M2年增率分別為5.11%及4.50%，足以支應經濟成長所需。

綜合考量上述因素，在國際經濟前景仍具不確定性，且國內通膨有上升壓力，加上美國QE3可能導致短期資本流入，並帶動通膨預期之情況下，本行理事會認為，維持政策利率不變，有助達成物價穩定與金融穩定之經營目標。本行將持續密切注意國內外經濟金融情勢，適時採行妥適的貨幣政策。

三、新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，惟若有不規則因素(如短期資金大量進出)及季節因素，導致匯率過度波動與失序變化，對經濟與金融產生不利影響時，本行將維持外匯市場秩序。

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)。

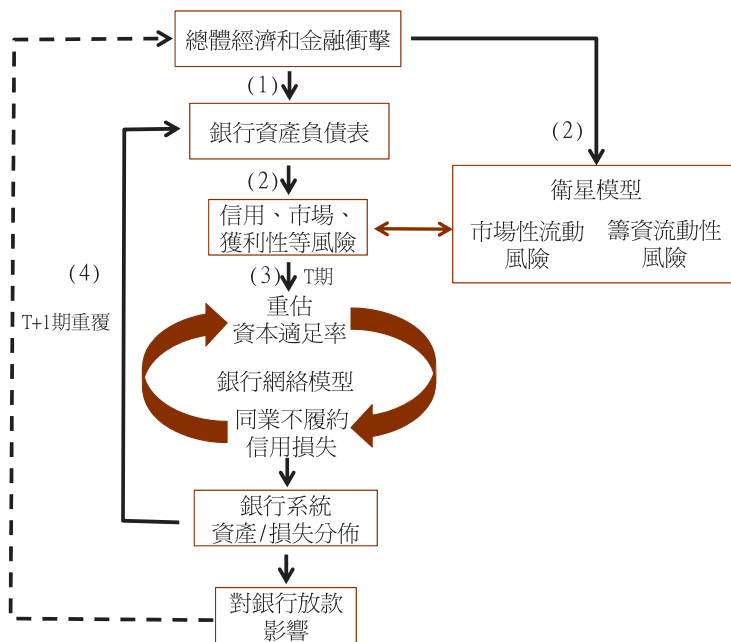
圖2-1為英格蘭銀行還在發展中的量化金融系統穩定架構，其與2005年英格蘭銀行總體壓力測試架構的差別為加入網絡模型(參照Barnhill and Schumacher (2011))。這反

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

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_{it} = & \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1}t + \Phi_i \mathbf{x}_{i,t-1} + \Lambda_{i0} \mathbf{x}_{it}^* + \Lambda_{i1} \mathbf{x}_{i,t-1}^* \\ & + \Psi_{i0} \mathbf{d}_t + \Psi_{i1} \mathbf{d}_{t-1} + \varepsilon_{it}, \\ t= & 1, 2, \dots, T, i=0, 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (3-1)$$

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 \mathbf{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。

\mathbf{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， $\mathbf{x}_{it} = (ar_{it}, loan_{it}, afs_{it}, htm_{it})$ 。銀行在 t 期可觀測到的共同總體與金融變數 \mathbf{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

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

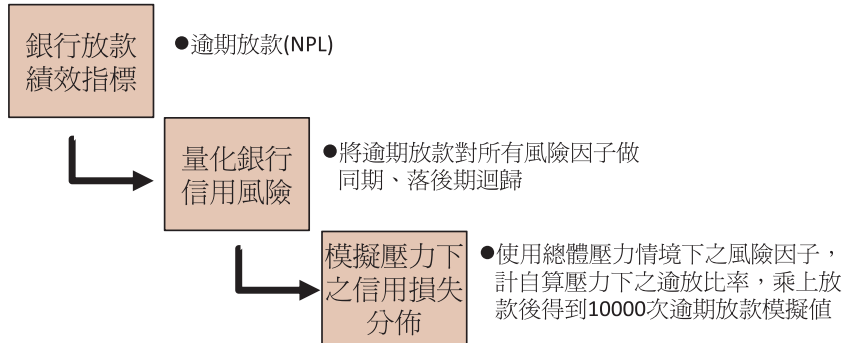
我們將模擬放款績效指標逾放比率的步驟呈現於圖4-1：

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：

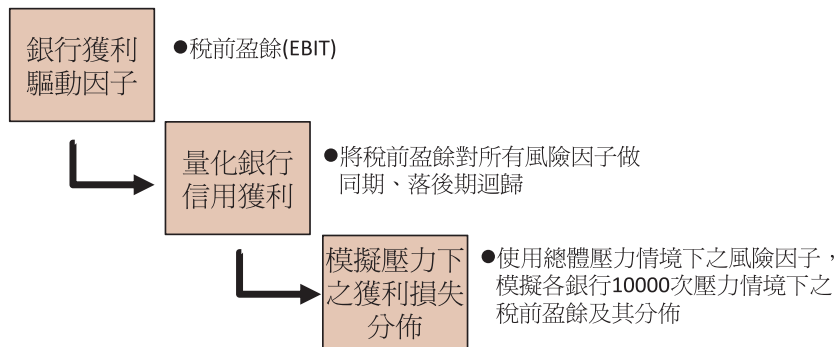
$$\begin{aligned} \Delta ebit_{i,t+1} = & \alpha_i + \sum_{p=0}^2 \beta'_{i,p} \Delta x_{i,t+1-p} + \sum_{p=0}^2 \beta^{*'}_{i,p} \Delta x_{i,t+1-p}^* \\ & + \sum_{p=0}^2 \gamma'_{i,p} \Delta d_{t+1-p} + \eta_{i,t+1}, \\ & i=1,2,\dots,N. \end{aligned} \quad (4-6)$$

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。

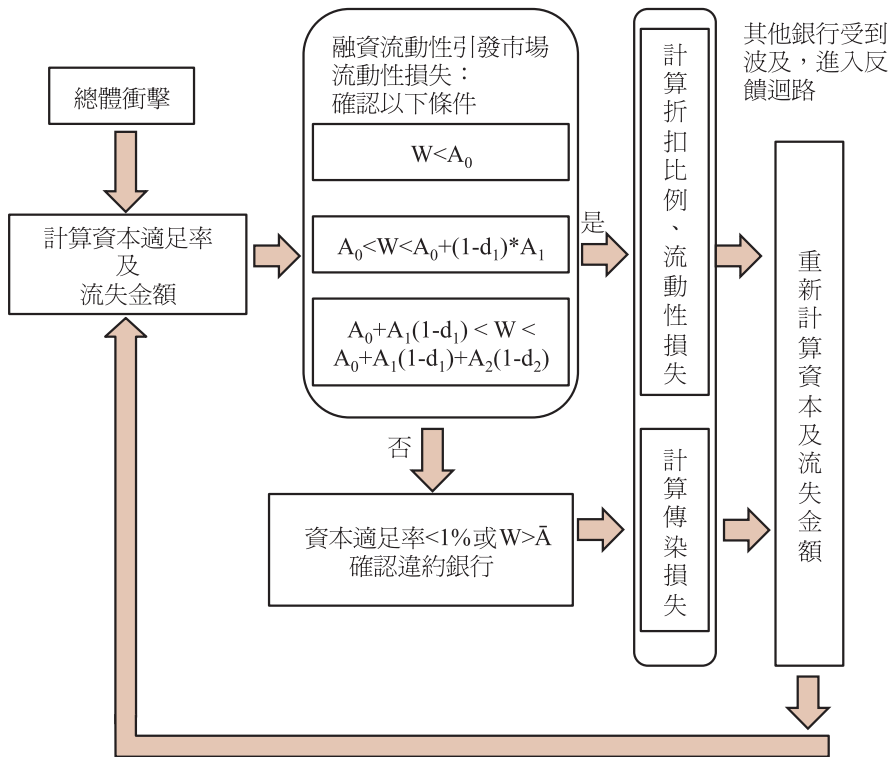
在交叉信用暴險網絡內，針對違約銀行如何進行破產後處分，Eisenger and Noe (2001)提出一個金融機構網絡模型來解決違約損失的分擔、傳遞之反饋迴路，以達到反饋迴路停止(Exits)之均衡。除了要求金融機構間借貸清償順位次於非金融機構外，

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	一階差分		無差分 且無時間趨勢	
		二階差分	無差分 但有時間趨勢	二階差分	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。

(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

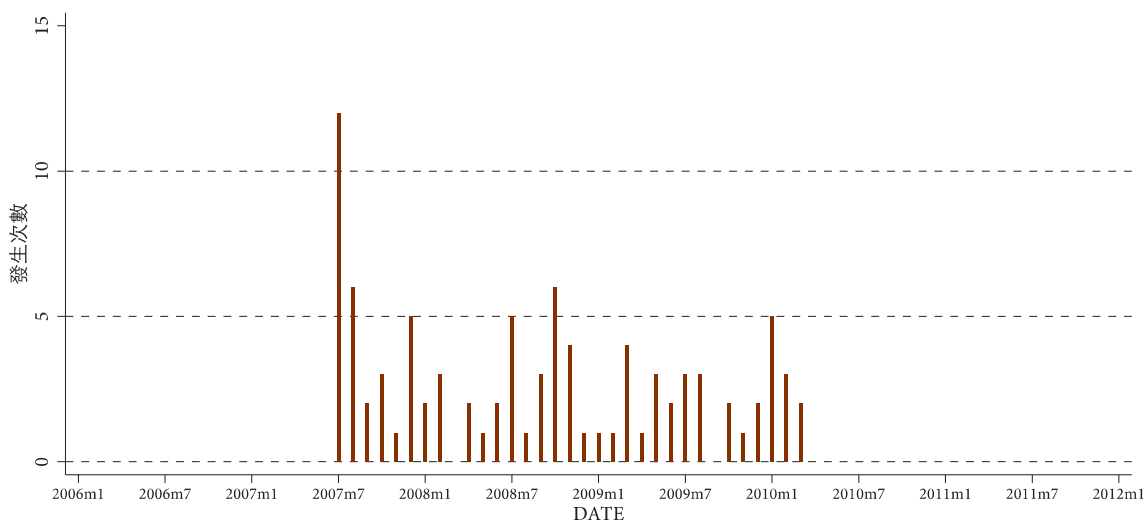
中，銀行特定系統風險因子具正向影響的有56個，而應收帳款和放款等傳統商業銀行本

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

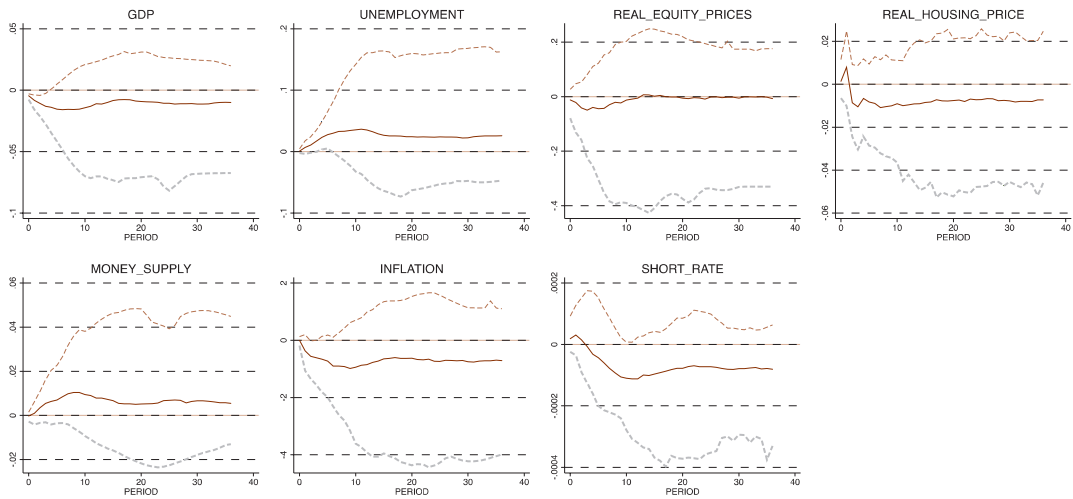


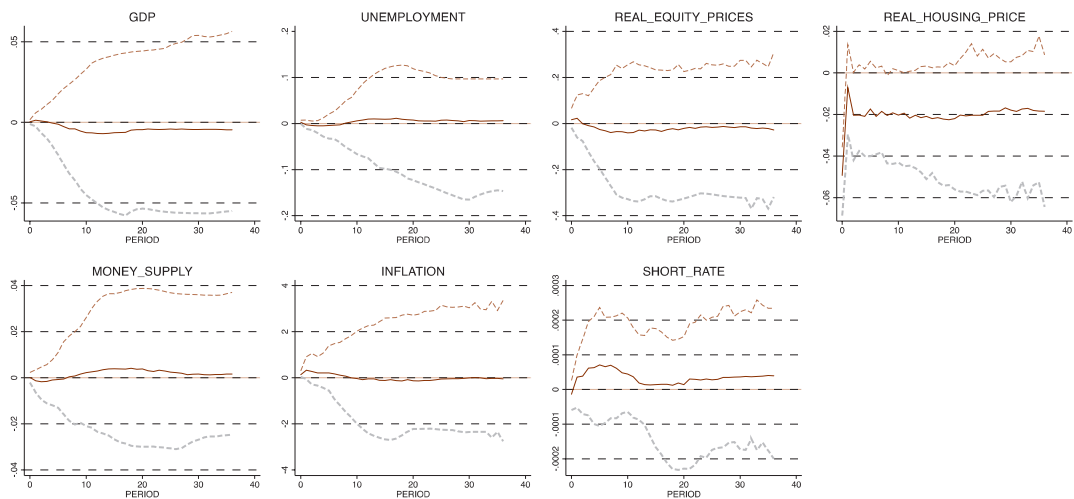
圖5-3 總體和金融變數對正2.33標準差衝擊失業率的反應



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

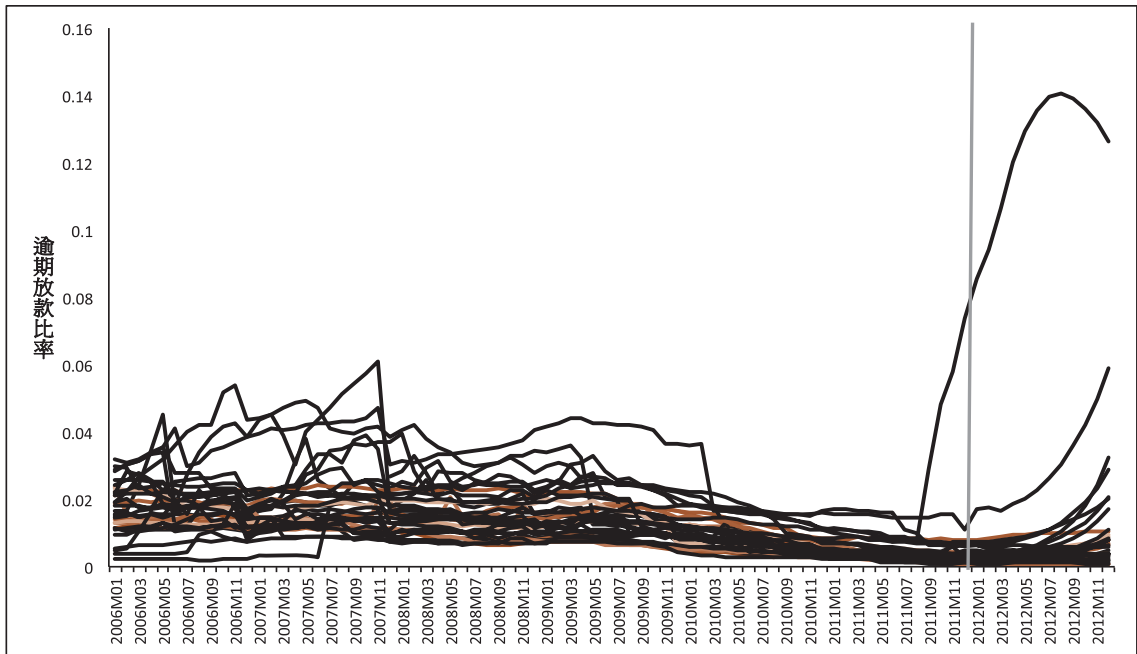
逾放比率的估計結果顯示，當期銀行放款的顯著家數是最多的，高達20家，占樣本銀行家數的60%。若將顯著性落後一期和二期銀行放款納入後，顯著家數增至26家銀行，占樣本銀行家數的76%。其次，各期經濟成長率、失業率、實質貨幣供給和實質房

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		

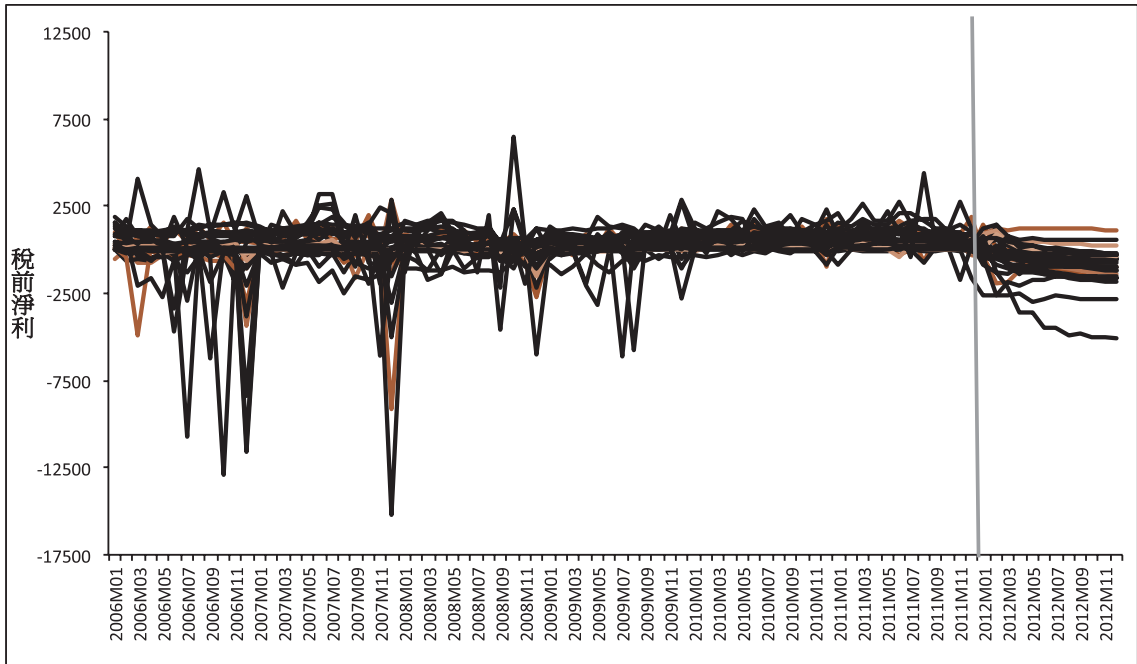
P 值 < 0.1為顯著

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



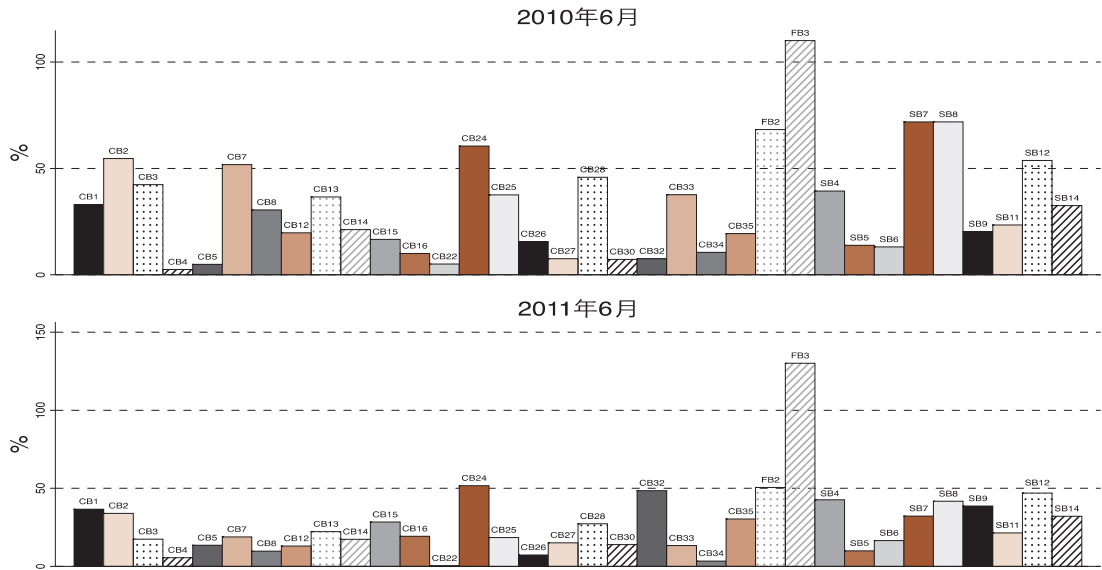
三、網絡模型的模擬結果 - 傳染性風險及流動性風險

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%。

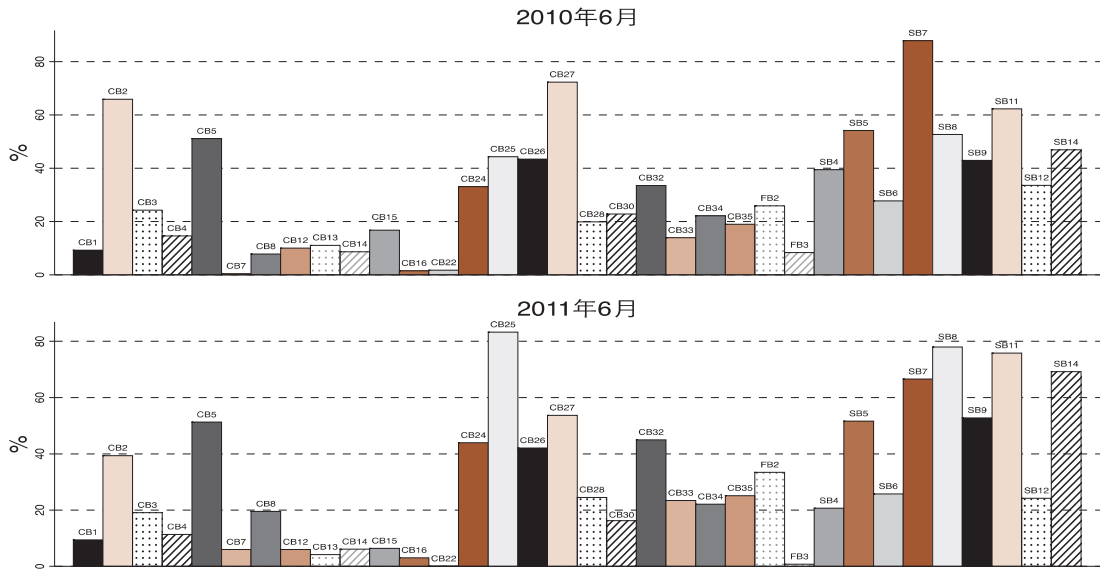
圖6-3 銀行拆出信用暴險占銀行股東權益比重



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。

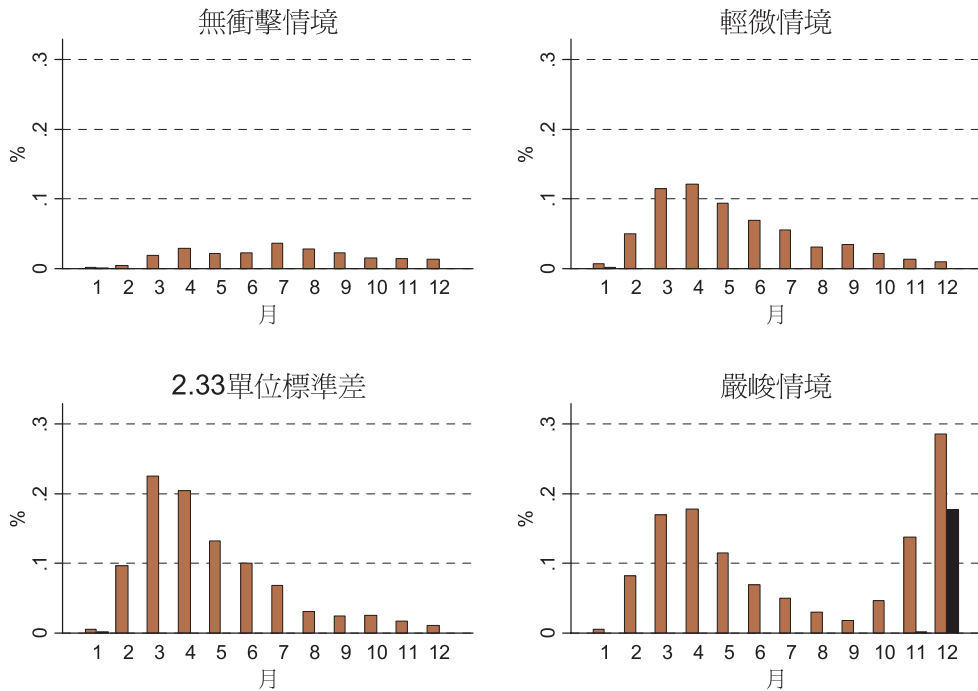
另一方面，在嚴峻情境內，除了經濟成長率和房價的標準差單位數設定低於BIS壓力測試標準，失業率和股價的標準差單位數設定則高於BIS壓力測試標準。儘管兩者總體壓力測試設定未如輕微情境有一致性差異，但經過表6-5與表6-3比對，可看出發生超過1家銀行違約的機率在嚴峻情境下不僅高於輕微情境，而且也高出BIS壓力測試標準。在嚴峻情境內，無銀行發生違約的機率下滑至13%；但是，1家銀行會發生違約的機率及超過1家銀行會發生違約的機率分別為46%和41%。

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，

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

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

$$W_2 = \begin{pmatrix} 0_{k_2 \times k_0} & 0_{k_2 \times k_0} & 0_{k_2 \times (k_1 - k_0)} & I_{k_2} & \cdots & 0_{k_2 \times k_0} & 0_{k_2 \times (k_N - k_0)} & 0_{k_2 \times m_1} \\ w_{20} I_{k_0} & w_{21} I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_1 - k_0)} & 0_{k_0 \times k_2} & \cdots & w_{2N} I_{k_0} & 0_{k_0 \times (k_N - k_0)} & 0_{k_0 \times m_1} \\ 0_{m_2 \times k_0} & 0_{m_2 \times k_1} & 0_{m_2 \times k_2} & \cdots & \cdots & 0_{m_2 \times k_0} & 0_{m_0 \times (k_N - k_0)} & I_{m_2} \end{pmatrix}$$

⋮

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

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，我但可以合理用可觀測到的向量 $\{1, t, d_t, x_t^*\}$ 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)。

台灣地區無加速通膨失業率(NAIRU)之探討*

廖俊男、張志揚**

摘要

央行貨幣政策的首要目標是維持物價長期穩定，實際失業率與無加速通膨失業率(NAIRU)的失業率缺口可用以評估通膨或通縮壓力，為央行貨幣政策執行的參考基準之一。本文利用1981:Q1-2010:Q4之季資料，以狀態空間模型，結合菲利普曲線與歐肯法則估計NAIRU。此外，本文另嘗試使用非線性失業率缺口假定下之模型估計NAIRU。實證結果顯示：

(1)長期NAIRU的趨勢向上，易升難降。尤其，2000年第3季和2008年第3季時，分別受網路科技泡沫破滅及全球金融危機影響，失業率缺口皆明顯提高，危機之後，雖可藉由寬鬆貨幣政策降低失業率缺口，惟NAIRU上升後卻不易降回危機前水準。

(2) 2009至2010年，長期NAIRU約介於4.4%~4.8%間，相對實際失業率比率約為75%~92%，意味摩擦性失業與結構性失業為主要部分，擴張性貨幣政策或可降低景氣不佳所造成的循環性失業，惟長期效果可能有限。易言之，擴張性財政政策或寬鬆性貨幣政策可能無法將長期失業率降至NAIRU以下的水準。

另本文分析可能影響NAIRU變動的因素，發現服務業吸納就業能力、長期實質利率、勞動市場部門就業移轉及海外生產比重，均可能影響台灣NAIRU變動程度。

依據實證結果，衍生之政策建議如下：(1) 提高就業媒合率，加強失業者職能訓練，以促進人力資源和產業勞動需求的配合；(2) 發展能創造就業之服務業；(3) 積極引導台商回台及外資來台投資。

* 本文初稿完成於民國101年2月。除匿名審稿人之悉心審閱外，撰稿期間承蒙本行林理事金龍、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、吳研究員懿娟、侯研究員德潛、彭研究員德明、劉副研究員淑敏與計量分析科同仁給予寶貴意見，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

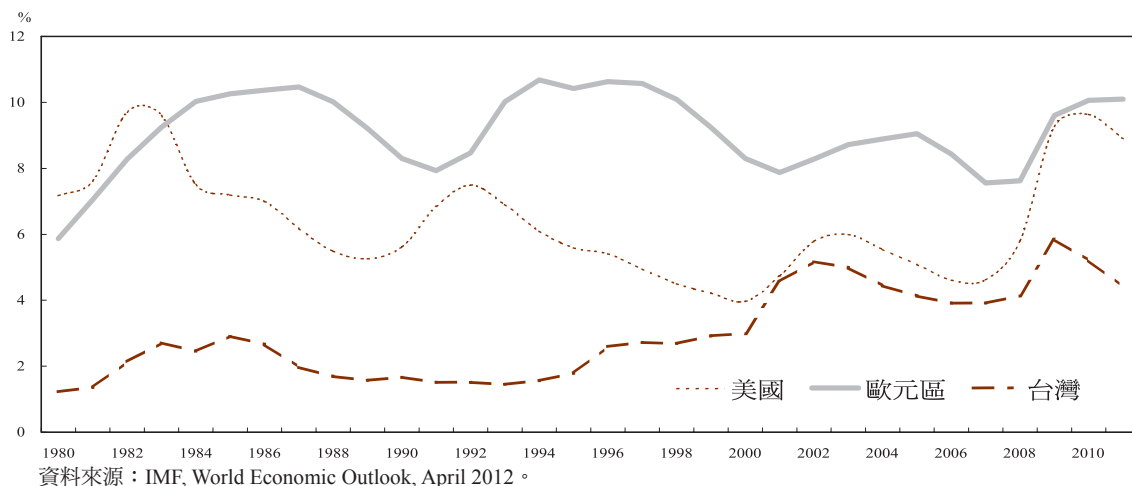
** 作者分別為中央銀行經濟研究處副研究員與辦事員。

壹、前言

近二十餘年來不論景氣多好，歐元區失業率大多居高不下，2011年歐元區經濟成長1.5%，較2008年的0.4%明顯為佳，但2011年歐元區失業率10.1%，卻仍高於2008年的7.6%。美國情況亦不樂觀，2011年經濟

成長率雖然由2008年的-0.3%提高至1.7%，惟失業率仍由2008年的5.8%升至2011年的8.9%。由於歐美國家失業率居高不下，顯示這些國家可能潛藏嚴重的「結構性失業」(structural unemployment)問題(圖1)。

圖1 美國、歐元區及台灣之失業率



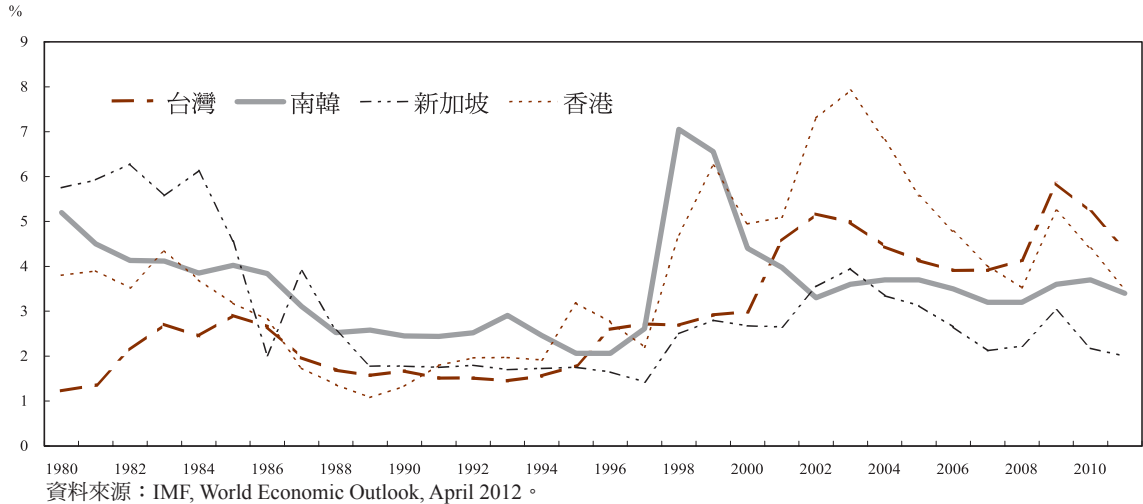
至於國內情況，2000年以前，台灣失業率始終在1.5%至2.9%之間，惟2001年發生全球網路科技泡沫及美國911事件，台灣經濟衰退2.2%，加上該年起政府陸續開放手機、筆記型電腦等多項工業產品赴中國大陸投資，我國企業順勢進入全球產業鏈分工與佈局，造成企業生產線外移。該年10月失業率一度飆升至5.33%，2002年8月更達5.35%；2008年下半年全球金融風暴之後，失業率最高甚至逾6%。雖然近年景氣曾幾度出現榮景，台灣的失業率總是在4%以上水準，

2001~2011年平均失業率為1980-2000年平均值的2.2倍。如同昔日的歐元區一樣，台灣亦可能存在嚴重的結構性失業問題。若與南韓、新加坡及香港相較，1985年前台灣失業率為四小龍最低，惟自2008年全球金融風暴之後，失業率反為最高(圖2)。就波動性而言，香港與南韓較大，前者歷經1997年亞洲金融風暴，加上IT泡沫、卡債及SARS危機，房價及股市欲振乏力，2003年失業率曾達7.9%，其後逐漸回降至2011年之3.5%；南韓則在1997年亞洲金融風暴時，失業率達

7.1%，之後逐漸回降，近年約維持在3%左右。就新加坡、南韓與香港言，似看不出失

業率如台灣一般，有易升難降之勢。

圖2 亞洲四小龍之失業率



上述現象說明，實際觀察到的台灣失業率趨勢，可能與歐美國家較為相近，除了反映受景氣變化影響的循環失業外，另反映所謂的摩擦性與結構性失業問題。

本文目的為估計台灣自1981年以來的無加速通膨失業率 (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment，以下簡稱NAIRU)，其定義為穩定通膨下的失業水準。根據 Batini and Greenslade (2006)，NAIRU可分為長期NAIRU和短期NAIRU，長期NAIRU指的是在菲利普曲線 (Phillips Curve) 模型下，需求面和供給面衝擊都不存在時，使通膨維持長期均衡的失業率水準；而短期NAIRU指的是，短期內通膨仍受失業率缺口之外的變數影響時，可使通膨穩定的失業率水準。據

此，短期NAIRU的波動會大於長期NAIRU^{註1}。

本文主要使用Apel and Jansson (1999)設定的模型，估計及分析的失業率屬於長期概念的NAIRU，主要關切的議題聚焦在勞動市場的摩擦性與結構性失業，而非短期NAIRU。

NAIRU為一隨時間變動 (time-varying) 且無法觀察的數值，其對總體經濟政策扮演舉足輕重角色^{註2}。一般而言，實際失業率與NAIRU的缺口 (即失業率缺口，等於循環失業率) 可用以評估通膨或通縮壓力。當實際失業率低於NAIRU，表示具有通膨壓力；反之，具有通縮壓力。當失業率缺口縮小時，表示通膨壓力升高或通縮壓力下降；反之，

當失業率缺口擴大時，表示通膨壓力下降或通縮壓力升高。

此外，實際失業率大於NAIRU表示有循環失業率，而NAIRU與循環失業率兩者所占比重高低，將有不同的政策意涵。若循環失業率比重較高，則政府採行擴張性政策，關注在促進就業措施，即會使失業率下降；反之，若NAIRU比重較高，而政府仍偏重採行擴張性政策，不僅對失業率下降的效果有限，且可能導致通膨率提高，此時可能必須採取合宜的產業、勞動及教育政策，降低NAIRU。

為估計NAIRU或潛在產出等無法觀察到之變數，建立狀態空間模型 (state space model, SSM) 不啻為一項不錯的選擇。本文嘗試運用的狀態空間模型，結合菲利普曲線和歐肯法則 (Okun's Law)^{註3}，以分析其對應的NAIRU水準。本文並進一步探討台灣地區失業率之上升是否僅源自於景氣走弱等因素導致的循環失業率提高，或是否已受到若干勞動市場結構性因素影響，使得近年NAIRU逐漸上揚，造成實際失業率較以往為高？其背後政策意涵為何？此外，究竟什麼因素造成NAIRU變動？均為本文關切的議題。

以台灣的文獻而言，林慈芳 (2002) 與鍾經燮、林志宇 (2007) 分別利用「貝佛里齊曲線」 (Beveridge curve) 與結構化VAR模型推估台灣自然失業率。李秀雲

(2005) 在勞動供需為訊息不對稱之市場均衡架構下，透過小型開放經濟模型來解釋台灣失業率的非定態走勢^{註4}。該文利用檢定結構轉變下單根假說的方法，進一步發現光靠結構轉變仍不足以解釋失業率之單根性質。將理論模型做狀態空間轉換 (state-space transform)，利用Kalman濾波法 (filter) 來進行實證分析，同時估計出台灣的自然失業率在1996年以後即有上升的趨勢。

最近十餘年文獻上陸續出現結合經濟理論與多變量濾波法 (multivariate filter) 之分析，且應用相當廣泛。本文亦循此模式，建立與Lin and Chen (2011)類似的模型架構進行NAIRU和潛在產出的估計。本文與該文的不同點在於，該文強調實質GDP及失業率使用未經「季節調整」(以下簡稱季調)資料的模型設定^{註5}，本文則以季調資料，並配合Apel and Jansson (1999) 的原始架構建立模型；此外，由於台灣失業率長期呈現上升的趨勢，因此本文在NAIRU動態調整過程中特別加入漂移項 (drift)，隱含其為長期趨勢概念。再者，多數國內外文獻使用菲利普曲線進行NAIRU估計時，失業率缺口皆設定為線性模式，但線性模式隱含在失業率缺口固定的情況下，不論實際失業率和NAIRU高低，對通膨的影響效果皆同，此設定有其不盡合理之處。職此之故，本文亦嘗試在非線性失業率缺口的假定下進行NAIRU的估計。

此外，針對國內相關實證文獻探討影響

NAIRU變動因素者並不多見，文末亦利用簡單計量方法，進行實證分析。實證結果發現，台灣NAIRU上升速度加快可能係服務業吸納就業能力不足、實質長期利率提高、勞動市場部門就業移轉上升，以及海外生產比重提高等因素造成。

本文研究架構如下：第一節為前言；第二節為研究方法的介紹，除分析其利弊，同時將過去的實證文獻分類；第三節為

NAIRU實證模型與分析，主要結合結構模型與狀態空間模型，建立包括菲利普曲線及歐肯法則的聯立模型，然後利用Kalman濾波法及最大概似法（maximum likelihood estimation method, MLE），估計無法觀察到的NAIRU；第四節則嘗試以簡單計量方法，捕捉影響NAIRU變動的可能因素。第五節說明主要結論、政策意涵與建議，以及未來研究方向。

貳、研究方法之介紹

由於NAIRU對總體經濟具有舉足輕重的角色，主要國家亦藉助統計方法或計量模型，嘗試估計此一無法觀察到的變數。以下簡單介紹自然失業率或NAIRU的估計方法，並討論歸類本文參考文獻所採用的分析方法：

一、純統計方法

(一) 趨勢法

趨勢法(trending methods)係將實際失業率分解為確定趨勢成分 (deterministic trend component) 和循環成分 (cyclical component)，其中確定趨勢成分為自然失業率，循環成分即為殘差值，為循環失業率。假設確定趨勢成分為時間 (t) 的線性函數，可利用最小平方方法估計：

$$u_t = \alpha + \beta t + e_t \quad (1)$$

u 為實際失業率，其中自然失業率為 $\alpha + \beta t$ ，循環失業率為 e_t 。

利用趨勢法估計自然失業率的缺點，包括：無法呈現供給面的衝擊；假設潛在失業成長率為固定；部分的確定趨勢成分被分配到循環成分，將使循環成分有所偏誤（當失業率缺口非定態序列時，表示隨機趨勢並未被消除）。

(二) 單變量濾波法

1. Hodrick – Prescott (HP) 濾波法

Hodrick and Prescott (1997)提出之HP濾波法係在實際值中分解出一較為平滑的恆常序列，估計方式為：

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (u_t - u_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(u_{t+1}^* - u_t^*) - (u_t^* - u_{t-1}^*)]^2 \right\} \quad (2)$$

其中 u 為實際失業率； u^* 為自然失業率； λ 為決定 u^* 平滑度之係數， λ 越大則分解出的序列就越平滑。此法被認定為提供最適統計

配適值的失業率，其主要優點為簡單易用，主要缺點包括：估計結果易受末端樣本值影響；平滑係數為外生給定；忽略失業率與其他經濟變數間的連結（如失業率缺口與通膨率間之關係），使得使用此法所求得的自然失業率未能正確解釋何以長期趨勢可代表自然失業率。在通膨穩定的期間，使用此法可能獲得自然失業率合理的近似值，但在通膨劇烈變動時，自然失業率或可能將有明顯偏誤（見Richardson et. al (2000)）。避開此缺點的簡單方法為選擇可極小化菲利普曲線殘差值的平滑參數值。

2. Watson-Clark之「無法觀察成分模型」

Watson (1986) 與Clark (1987) 使用「無法觀察成分模型」（unobserved component model, 簡稱UC模型）推估潛在產出，此法將實際觀察到的總體經濟變數拆分為趨勢成分和循環成分，給定無法觀察變數特定的動態調整過程，再使用Kalman濾波法進行估計。Claar (2005) 則使用此法推估自然失業率。首先將可觀察到的實際失業率拆分如下：

$$u_t = u_t^p + c_t \quad (3-1)$$

其中 u_t^p 為恆久成分（permanent component）， c_t 為循環成分（cyclical component），這兩個成分彼此不相關。

恆久成分為自然失業率的估計值，並設定其動態調整過程為隨機漫步（random walk）過程：

$$u_t^p = u_{t-1}^p + \eta_t \quad (3-2)$$

暫時循環成分（transitory cyclical component）設定為AR(2)過程：

$$c_t = \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \gamma_t \quad (3-3)$$

前述模型參數可由最大概似法估計，並使用Kalman濾波法得到自然失業率的估計值。

上述提及，純統計方法的主要問題在於，估計時並不依賴任何的經濟理論，而是使用任意的（arbitrary）假設來區分恆久成分與循環成分。例如，HP濾波法將趨勢成分認定為實際失業率的加權移動平均，Kalman濾波法則假定趨勢成分為隨機漫步過程。由於估計過程中唯一使用到的資訊僅有實際失業率，於是估計得到的自然失業率必然圍繞著實際失業率，而不會有偏離過多的情形。

單變量方法有其缺點，最常討論的是其並無理論基礎（atheoretical），失業率與其他經濟變數間互動關係完全是不確定的。尤其是其未考慮通膨的動態性，因此，無法保證其估計結果可提供解釋通膨行為的實用性。

二、結構法

Blanchard and Quah (1989) 使用長期限制認定的結構化VAR模型進行估計，去除需求面衝擊後的產出，得到潛在產出。King and Morley (2007) 亦使用結構化VAR模型估計自然失業率，該文以產出、物價及

失業率三個變數進行VAR的估計，在給予三個限制：（1）供給面衝擊長期對失業率無影響；（2）需求面衝擊長期對產出和失業率無影響；（3）自然失業率衝擊長期僅對失業率有影響，再利用歷史分解（historical decomposition）去除供給面衝擊和需求面衝擊，得到自然失業率的估計值。鍾經樊、林志宇（2007）運用結構化VAR模型，以1978:Q1至2005:Q4台灣季資料進行實證分析，發現在1996年以前，自然失業率大多低於2.5%；惟自1996年起，自然失業率上升，2001年更達4.0%，至2005年才降至3.0%左右。

三、結合純統計法和結構法

由於單變量濾波法的諸多限制，最近十餘年文獻上陸續出現延伸的多變量濾波法（multivariate filter），且同時結合經濟理論與濾波法，廣為應用。例如，Laxton and Teltow（1992）使用多變量HP濾波法，將菲利普曲線和歐肯法則的殘差項平方項加入第

（2）式HP濾波法中，如（4）式所示。

$$\min\left\{\sum_{t=1}^T (u_t - \hat{u}_t)^2 + \lambda\left(\sum_{t=1}^T [(u_{t+1}^* - \hat{u}_t^*) - (u_t^* - \hat{u}_{t-1}^*)]^2 + \sum_{t=1}^T \beta_t \varepsilon_{\pi,t}^2 + \sum_{t=1}^T \gamma \varepsilon_{u,t}^2\right)\right\} \quad (4)$$

其中 $\varepsilon_{\pi,t}$ 為菲利普曲線的殘差項， $\varepsilon_{u,t}$ 則為歐肯法則的殘差項， β 和 γ 則為外生給定。

Gordon（1997）、Staiger et al.（1997）、Gruen、Pagan and Thompson（1999）、Laubach（2001）、Stephanides（2006）、Gianella et al.（2008）、Kajuth（2010）^{註6}、De la Serve and Lemoine（2011）等則結合UC模型與菲利普曲線模型，在NAIRU為隨機漫步過程的假設下^{註7}，以Kalman濾波法進行系統估計，得到NAIRU估計值。此種設定近年相當盛行，一方面相對簡化及透明，且失業率直接與通膨穩定產生連結。

Apel and Jansson（1999）、Katos, Pallis, and Katsouli（2004）、Fabiani and Mestre（2004）、Lin and Chen（2011）則除了考慮菲利普曲線模型外，進一步加入歐肯法則，結合失業率與產出資訊，以系統估計法同時估計NAIRU與潛在產出。

參、NAIRU實證模型與分析

一、實證模型

本文採用Apel and Jansson (1999) 的系統估計法進行NAIRU的估計，模型包含菲利普曲線、歐肯法則和無法觀察變數 (即NAIRU和潛在產出) 的動態調整過程。藉由這些方程式的連結，本文使用Kalman 濾波法進行NAIRU潛在產出的估計。完整的模型描述如下：

$$\pi_t = \alpha + a(L)\pi_{t-1} + \rho(L)(u_t - u_t^*) + b(L)z_t + \varepsilon_t^\pi \quad (5-1)$$

$$y_t - y_t^* = \phi(L)(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t^{yc} \quad (5-2)$$

$$y_t^* = g_y + y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad (5-3)$$

$$u_t^* = g_u + u_{t-1}^* + \varepsilon_t^{u^*} \quad (5-4)$$

$$u_t - u_t^* = \delta(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{uc} \quad (5-5)$$

其中 π_t 為通膨率； u_t 為失業率， u_t^* 為NAIRU； z_t 為未能事先預期的供給面衝擊 (如實質油價變動)^{註8}； y_t 為實質GDP， y_t^* 為潛在GDP； $a(L)$ 、 $b(L)$ 、 $\rho(L)$ 、 $\phi(L)$ 、 $\delta(L)$ 則為落遲運算子。

(5-1)式係基於Gordon (1997) 所提出的三角菲利普曲線模型 (triangle Phillips model)。原始的菲利普曲線指的是物價或工資變動和需求面因素 (如失業率) 之間的抵換關係，1970年代時再加入了供給面的衝擊以及長期無抵換關係的假設。

Gordon (1997) 提出的三角模型強調影響通膨率的三項因素：慣性 (inertia)、需求面因素和供給面衝擊。一般而言，通膨

具有強烈的慣性，這可能是由於通膨預期、名目契約 (nominal contract) 與資訊不完全 (imperfect information) 等因素所致。因通膨預期的變動較為緩慢，因此，在三角菲利普曲線模型中以通膨的落後期 $a(L)\pi_{t-1}$ 捕捉通膨的慣性。需求面因素以長期失業率缺口 ($u_t - u_t^*$) 為代表。 z_t 則為供給面衝擊。Gordon (1997) 認為在菲利普曲線當中加入供給面的衝擊，目的在於求得「在供給面衝擊不存在的情況之下，維持通膨穩定的失業率」。若忽略了供給面衝擊對通膨造成的影響，則可能會有模型誤設的問題；1970年代部分國家的通膨與失業關係呈現正相關，很可能是供給面衝擊造成 (見Apel and Jansson (1999))。(5-1)式 ρ 理論上應該小於零，隱含正的失業率缺口具有通貨緊縮的效果；反之，負的失業率缺口具有通膨效果。此外，在通膨率 π 為單根 (unit root) 情況下， $a(L)$ 係數和應等於1^{註9}。當 $u_t = u_t^*$ 且 $z_t = 0$ 時，存在均衡自然失業率，將使得通膨趨於穩定。因此，長期NAIRU代表通膨在長期均衡下之失業率^{註10}。

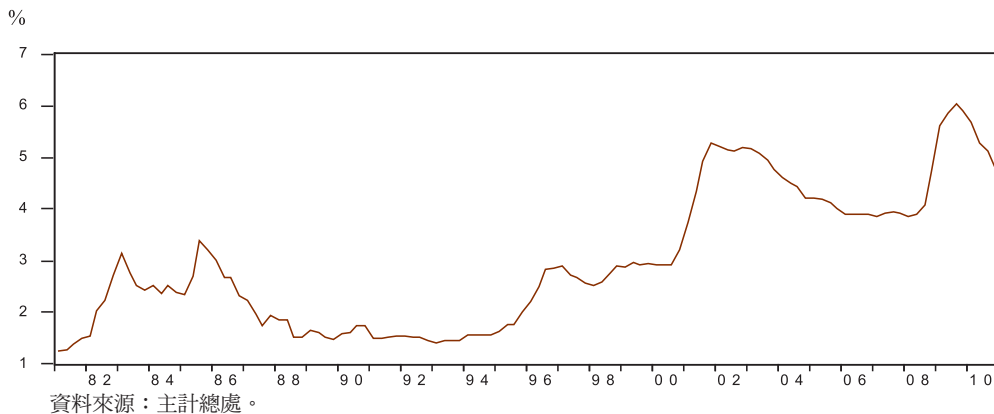
(5-2)式則為歐肯法則，用以描繪產出缺口和失業率缺口之間的關係，理論上 ϕ 應該小於零。除了菲利普曲線刻劃的通膨和失業率之間的關係外，本文進一步利用歐肯法則將失業率和產出連結起來，並在系統內同時

內生估計無法觀察到的NAIRU與潛在產出。

(5-3)式與(5-4)式為潛在產出和NAIRU的動態調整過程。傳統國內外文獻多假設潛在產出服從「含漂移項之隨機漫步過程」(random walk with drift)，而NAIRU則假設為不含漂移項之隨機漫步過程(Gordon (1997)，Apel and Jansson (1999)，Batini and Greenslade (2006)，Lin and Chen (2011))。但Laubach (2001)指出，此

假設應用於美國的實證表現良好，但對其他國家而言則未必適用。Fabiani and Mestre (2004)亦指出，不含漂移項之隨機漫步過程並不適合用於歐元區NAIRU的估計。觀察台灣的失業率資料，1981年至今，失業率呈現趨勢上升的形態(見圖3)^{註11}，包含漂移項似更適合用來刻劃台灣長期NAIRU的動態調整過程，於是本文在(5-4)式當中加入漂移項(g_u)^{註12}。

圖3 台灣經季節調整後之實際失業率



(5-5)式則為循環失業率的短期動態調整過程，如同多數文獻的作法，我們將其設定為AR過程。

(5-1)至(5-5)式當中的參數以及殘差項的變異數皆可利用最大概似估計法進行估計。在Gordon (1997)的原始模型中，僅包含三角菲利普曲線模型和NAIRU之動態調整方程式，在此簡單模型中，使用最大概似估計得到的NAIRU方程式之殘差項變異數常有

過大的情形，於是多數採用Gordon模型進行估計的文獻，皆採用外生給定「信息噪音比」(signal-to-noise ratio)^{註13}的方式來解決此問題，但在較為結構化的系統方程式中，直接使用最大概似法進行估計似乎已無此問題(Apel and Jansson (1999)、Fabiani and Mestre (2004))，於是本文不外生給定信息噪音比，直接以最大概似法估計所有參數^{註14}。

台灣文獻方面，Lin and Chen (2011) 亦使用Apel and Jansson (1999) 的系統估計法估計台灣潛在產出和NAIRU，該文強調台灣的資料多為未季調的時間序列資料，若直接使用Apel and Jansson (1999)的模型，將無法得到合理的估計值。因此，其將潛在產出和NAIRU的動態調整過程設定為考慮季節單根 (seasonal unit root) 後的隨機漫步模型 (見(5-3-1)與(5-4-1)式)：

$$y_t^* = g_y + y_{t-4}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad (5-3-1)$$

$$u_t^* = u_{t-4}^* + \varepsilon_t^{u^*} \quad (5-4-1)$$

本文採用季調實質GDP以及失業率資料^{註15}，主要因：(1) 主計總處定期公布季調資料；(2) Lin and Chen(2011)估計結果，顯示NAIRU走勢和實際失業率過於相近，在2002年之前兩者幾無差異，似乎與直覺想法不合；(3) Lin and Chen(2011)該文未採取季調的資料，估計出的NAIRU卻呈現強烈的季節性；(4) 文獻多以季調後資料進行實證分析，當然這可能是因歐美國家公布的數據多以季調後資料呈現，與台灣之國情不同。

因此，基於上述因素，本文嘗試使用季調資料，並維持Apel and Jansson (1999) 原先設定，以進一步分析是否得到與Lin and Chen (2011) 不同的結果。另如前述，台灣的失業率時間序列長期呈現上升趨勢，因此本文在NAIRU的隨機漫步過程中加入漂移項，此亦為本文與Lin and Chen (2011) 不

同之處。

在上述的模型中，失業率缺口以線性的方式進入菲利普曲線，即失業率缺口以 $u - u^*$ 表示。此設定與大多數文獻相同，但此線性設定有其不盡合理之處。舉例而言，實際失業率為3%且NAIRU為2%，和實際失業率為12%且NAIRU為11%，在線性失業率缺口假定下，兩種情境（失業率缺口皆為1%）對通膨的影響效果相同，然而，實際效果可能不同。本文參考Richardson et al. (2000)的設定方式，以失業率除以NAIRU後再取自然對數（即 $\log(u/u^*)$ ）代表失業率缺口^{註16}，反映失業率缺口變數的非線性特性^{註17}。

此外，為進行穩健性測試 (robustness test)，本文略為修改菲利普曲線和歐肯法則解釋變數皆為失業率缺口同期項的設定，在延伸模型中將失業率缺口的同期項變更為落後1期項（與Fabiani and Mestre (2004) 設定相同）。

最後，本文假定 (5-1) 式 π_{t-1} 的 $a(L)$ 及 (5-5) 式 $(u_{t-1} - u_{t-1}^*)$ 的 $\delta(L)$ 均為落後1期與落後2期，而 $\rho(L)$ 、 $b(L)$ 、 $\phi(L)$ 則設定為落後1期。以狀態空間模型言，上述模型可以矩陣表示如下：

量測方程式 (measurement equation)：

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ u_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \varphi & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^* \\ (u_t - u_t^*) \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ y_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ 0 \\ \varepsilon_t^{yc} \end{bmatrix} \quad (6-1)$$

其中定義 $\pi_t^1 = \pi_t - \alpha - a_1\pi_{t-1} - a_2\pi_{t-2} - bz_t$ 。

量測方程式中殘差項之變異數-共變異數矩陣為：

$$\begin{bmatrix} (\sigma^\pi)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\sigma^{yc})^2 \end{bmatrix} \quad (6-2)$$

狀態方程式 (state equation)：

$$\begin{bmatrix} u_t^* \\ (u_t - u_t^*) \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ y_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_u \\ 0 \\ 0 \\ g_y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \delta_1 & \delta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1}^* \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ (u_{t-2} - u_{t-2}^*) \\ y_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{u^*} \\ \varepsilon_t^{uc} \\ 0 \\ \varepsilon_t^{y^*} \end{bmatrix} \quad (6-3)$$

狀態方程式中殘差項之變異數-共變異數矩陣為：

$$\begin{bmatrix} (\sigma^{u^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (\sigma^{uc})^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\sigma^{y^*})^2 \end{bmatrix} \quad (6-4)$$

二、實證結果

本文採用1981:Q1-2010:Q4之季資料，實證變數包含實質GDP、消費者物價指數(CPI)、失業率和西德州中級原油價格。資料處理方面，除失業率外所有變數皆取自然對數；實質GDP和失業率係直接取自主計總處公布之季調序列資料，通膨率為CPI取

自然對數後對前4期差分；實質油價則經CPI調整並標準化^{註18}。

在進行最大概似估計前，需先給定各參數的起始值。本文先使用Hodrick-Prescott濾波法求得實質GDP對數值和失業率的平滑值後，將其作為潛在產出對數值和NAIRU的替代變數，再以普通最小平方法(OLS)進行迴歸分析後，將得到的估計參數作為起始值。

在線性失業率缺口假定下，模型 I 表示基準模型，模型 II 則為失業率缺口為落後1期的情形。在非線性失業率缺口假定下，模型 III 表示基準模型，模型 IV 則為失業率缺口為落後1期的情形。

(一) 線性失業率缺口假定

表1顯示估計係數的符號皆符合理論預期。不論是模型 I 或是模型 II，菲利普曲線中失業率缺口的估計係數(ρ)皆統計顯著，惟模型II的歐肯係數(ϕ)統計並不顯著，且模型II估計參數 σ^{yc} 及 σ^{y^*} 之z檢定統計量p值均為1，有違常理，因此，模型II分析結果較不具參考價值。此外，因本文通膨率 π 為無單根的I(0)序列，因此菲利普曲線非用 $\Delta\pi$ ，而 $a1$ 與 $a2$ 係數和是否應等於1，似有爭論，不過，Lin and Chen (2011)亦得到 π 的落後項係數和不等於1的結論^{註19}。

表1 線性失業率缺口假定下之模型估計結果

估計參數	模型 I (基準模型)		模型 II	
α	0.57	(0.03)**	0.57	(0.03)**
a_1	0.64	(0.00)***	0.66	(0.00)***
a_2	0.01	(0.89)	-0.01	(0.90)
ρ	-0.51	(0.02)**	-0.46	(0.01)**
b	0.47	(0.30)	0.63	(0.17)
ϕ	-0.03	(0.00)***	-0.01	(0.11)
δ_1	1.52	(0.00)***	1.51	(0.00)***
δ_2	-0.57	(0.00)***	-0.56	(0.00)***
g_y	0.03	(0.02)**	0.02	(0.00)***
g_μ	0.01	(0.00)***	0.01	(0.00)***
σ^π	0.94	(0.39)	0.96	(0.53)
σ^{yc}	0.004	(0.00)***	0.00	(1.00)
σ^{y^*}	0.06	(0.00)***	0.00	(1.00)
σ^{μ^*}	0.17	(0.00)***	0.18	(0.00)***
σ^{μ^c}	0.02	(0.00)***	0.02	(0.00)***
Log Likelihood	169.53		160.75	

註：括號內皆為z檢定統計量p值，「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

圖4為線性失業率缺口假定下，NAIRU、潛在GDP、失業率缺口和產出缺口估計值的趨勢圖。由圖3可得到三個結論：

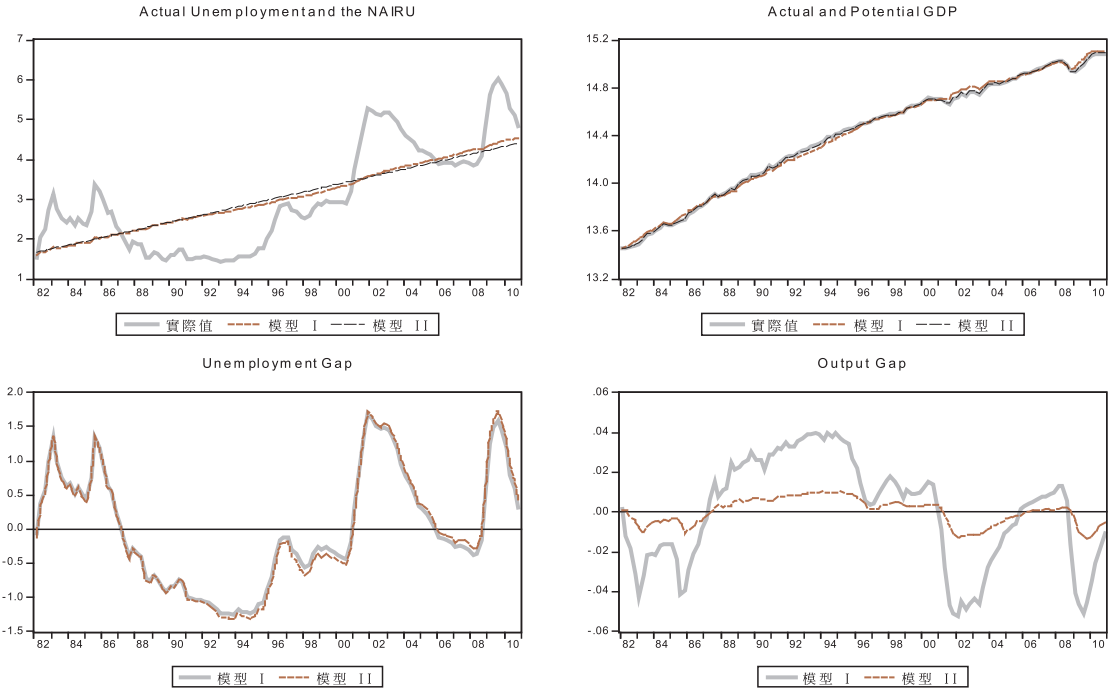
1. 模型 I和模型 II的NAIRU估計結果相當一致，NAIRU於1982年至2010年呈現緩升的趨勢，且上升的速率十分穩定。1982年之NAIRU估計值約為1.7%，2010年第4季則上升至4.4%。由失業率缺口和產出缺口的估計結果觀之，大致與實際景氣變動吻合。

2. 1987年至1997年實際失業率低於NAIRU，失業率缺口為負，此結果與Lin and Chen (2011)的結果十分類似。但Lin and

Chen (2011)估計得到的失業率缺口在2000年後開始轉正，且缺口不斷擴大；本文估計之失業率缺口亦在2000年後開始轉正，但在2001年第4季達到區間高點後缺口即開始縮小，至2008年金融海嘯後才又開始擴大，並於2009年第3季達到高點。兩相比較，顯示本文估得之失業率缺口與實際景氣變動較為吻合。

3. 模型 II產出缺口的估計值走勢雖和模型 I一致，但缺口規模卻比模型 I小，這可能是因為模型 II之歐肯係數不顯著所致。

圖4 線性失業率缺口假定下—NAIRU、潛在產出對數值、失業率缺口和產出缺口



(二) 非線性失業率缺口假定

表2列出非線性失業率缺口假定下，模型參數估計的結果。各參數的正負符號和顯著性大致上與前述的模型相同，其中歐肯法則中，失業率缺口的係數不論是在模型 III或模型 IV皆統計顯著。

圖5為非線性失業率缺口假定下，NAIRU、潛在GDP、失業率缺口和產出缺口估計值的趨勢圖。由圖4可知：

1. 實證結果顯示，1981年時NAIRU的估計值約為1.8%，2010年第4季則上升至4.6%，與線性失業率缺口假定下，估計的結果大致相同，且1987至1996年期間，NAIRU亦大於實際失業率。

2. 與線性失業率缺口設定模型相較，樣本期間內NAIRU的調整過程明顯不同。非線性設定下的NAIRU估計值並非以穩定的速度上升，1995年第3季、2000年第3季和2008年第3季NAIRU皆明顯的大幅上升。其中1995年第3季發生台海飛彈危機，2000年第3季發生全球科技泡沫破滅及美國911事件，2008年第3季則爆發全球金融風暴。至於1985年第3季則因二次石油危機復甦期，NAIRU估計值明顯下降，其餘期間則無明顯的變動。

值得一提的是，2000年第3季和2008年第3季時，受危機影響，失業率缺口皆明顯提高，如圖5圓圈所示，危機後雖可藉由寬鬆貨幣政策降低缺口，惟NAIRU上升後卻不

易再降至危機前水準。NAIRU易升難降的特性，非貨幣政策所能控制，而需藉由擬定合宜的長期產業、勞動與教育政策，才足以因應NAIRU攀高問題。

3. 在非線性失業率缺口假定下，得到樣

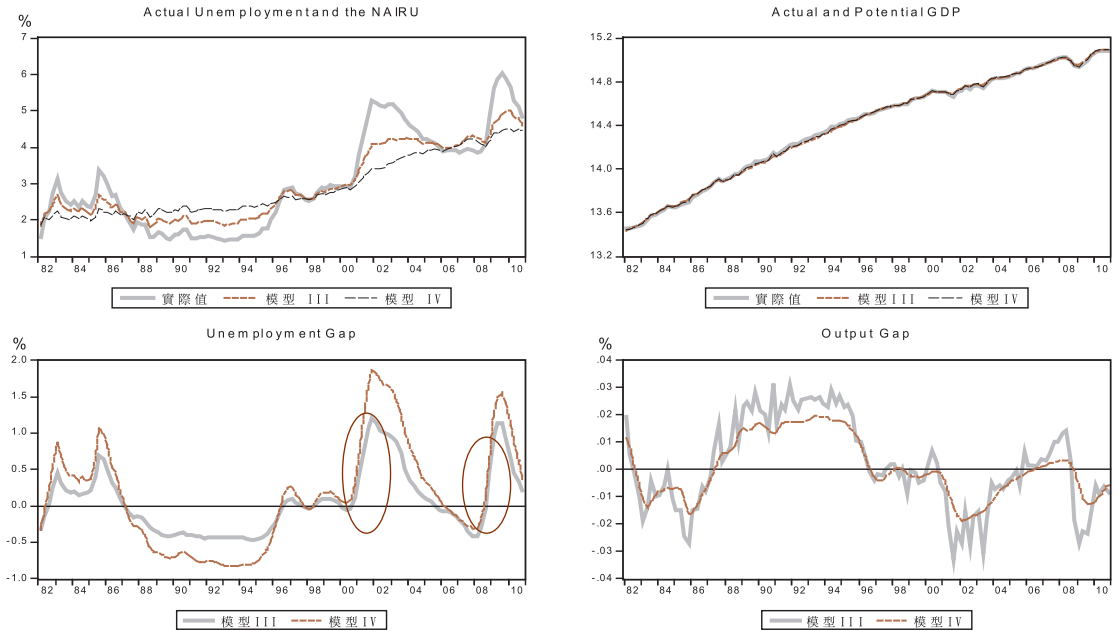
本期間內正的失業率缺口明顯大於負的失業率缺口。此顯示在景氣較差時，實際失業率遠高於NAIRU，意謂擴張性政策有降低循環性失業的空間；但另一方面，在景氣較熱絡時，實際失業率低於NAIRU的幅度卻較小。

表2 非線性失業率缺口假定下之模型估計結果

估計參數	模型 III (基準模型)		模型 IV	
α	0.56	(0.10)	0.64	(0.03)**
a_1	0.62	(0.00)***	0.62	(0.00)***
a_2	0.00	(0.97)	-0.02	(0.84)
ρ	-3.18	(0.07)*	-1.88	(0.01)**
b	0.52	(0.31)	0.56	(0.07)*
ϕ	-0.10	(0.00)***	-0.04	(0.00)***
δ_1	1.38	(0.00)***	1.61	(0.00)***
δ_2	-0.43	(0.00)***	-0.65	(0.00)***
g_y	0.01	(0.36)	0.01	(0.28)
g_μ	0.01	(0.00)***	0.01	(0.00)***
σ^π	1.01	(0.00)***	0.94	(0.35)
σ^{yc}	0.007	(0.00)***	0.00	(0.11)
σ^{y^*}	0.06	(0.00)***	0.04	(0.00)***
σ^{u^*}	0.04	(0.00)***	0.05	(0.00)***
σ^{uc}	0.01	(0.00)***	0.02	(0.00)***
Log Likelihood	271.83		276.56	

註：括號內皆為z檢定統計量p值，「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

圖5 非線性失業率缺口假定下—NAIRU、潛在GDP、失業率缺口和產出缺口



三、模型預測績效與相關性

失業率缺口最重要的功能在於提供通膨的訊息，於是本文利用各模型對通膨的預測績效進行分析比較。首先我們使用狀態空間模型中的多期預測(multi-step ahead forecasting)得到通膨的預測值，再利用 Diebold and Mariano (1995) 提出的「預測比較檢定」(forecast comparison test) 與 Theil U 不等係數評估模型的預測績效差異^{註20}，並分析不同模型的失業率缺口和通膨率之相關性。

由於失業率缺口是否落後1期在文獻上

作法不一，本文嘗試同時估計兩種作法，結果差異不大，驗證了本文模型的穩健性。實際上，本文較關注模型I與模型III之實證績效。因此，為簡化分析起見，本節以基準模型I與模型III分別代表線性失業率缺口假定和非線性失業率缺口假定之下進行模型預測績效與相關性之比較。

表3顯示向前預測期數為1至4期時，Diebold-Mariano檢定的結果皆不顯著，表示兩模型之預測績效差異不大。表4則說明當向前預測期數為1至4期時，線性失業率缺口假定下的Theil U不等係數略低，顯示線性失業率缺口假定下之模型預測績效略佳。

表3 Diebold-Mariano之預測比較檢定

預測期數	Test Statistic	P Value
1	-1.1860	0.8822
2	-1.0975	0.8638
3	-1.2584	0.8959
4	-1.2317	0.8910

資料來源：本研究。

表4 Theil U 不等係數

預測期數	線性失業率缺口假定	非線性失業率缺口假定
1	0.2055	0.2143
2	0.2109	0.2208
3	0.2115	0.2199
4	0.2206	0.2319

資料來源：本研究。

由圖6可看出，線性與非線性失業率缺口和通膨率之間的關係相當密切，當缺口為負時，通膨有上升的壓力，而缺口為正時通膨則有下降的壓力。無論是在線性或非線性失業率缺口的假定下，大部分樣本期間失業率缺口可解釋通膨率的變化。表5則列出失

業率缺口和通膨率之間的同期與跨期相關係數，結果顯示，無論失業率缺口落後期數為0或1~3期，非線性失業率缺口假定所估計的失業率缺口和通膨率之跨期相關係數的絕對值均較大，顯示非線性失業率缺口與通膨率相關性較高。

圖6 失業率缺口和實際通膨率

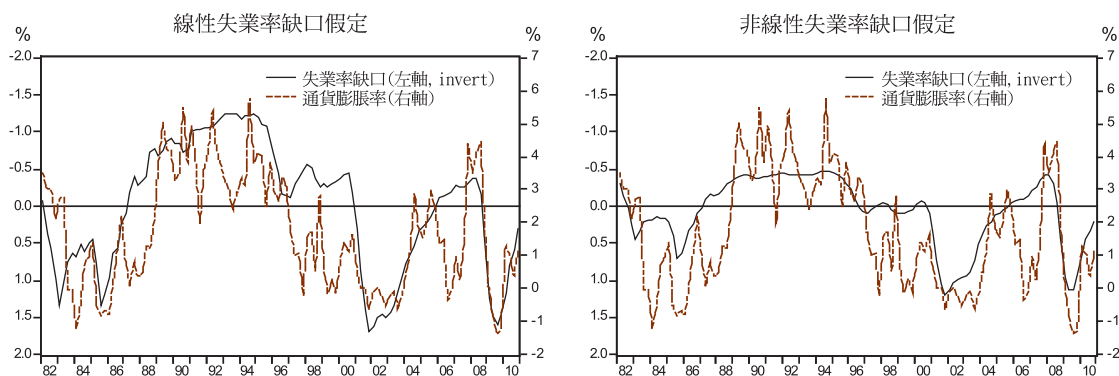


表5 失業率缺口與通膨率間之相關係數

失業率缺口落後期數	線性失業率缺口假定	非線性失業率缺口假定
0	-0.6986	-0.7321
1	-0.7008	-0.7462
2	-0.6841	-0.7203
3	-0.6506	-0.6577

資料來源：本研究。

綜合上述說明可知，模型的「預測比較檢定」(forecast comparison test)顯示線性和非線性失業率缺口假定下模型之預測績效並無顯著差異；Theil U不等係數說明線性失業率缺口假定下模型預測績效略佳；相關性則以非線性失業率缺口假定下之模型略勝一籌。此外，圖7畫出1期預測下各模型的通膨

率配適值（與4期預測結果差異亦不大），由圖中似也看不出兩者有明顯差異。因此，綜合來說，似無法明確指出，何者模型最佳。

最後，圖8畫出線性和非線性失業率缺口假定下模型所估得的NAIRU和其信賴區間。

圖7 模型配適值

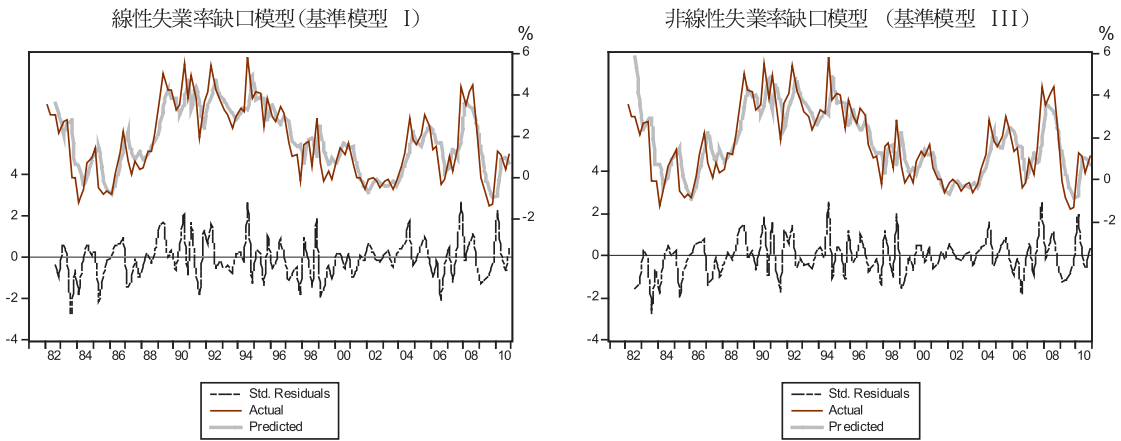
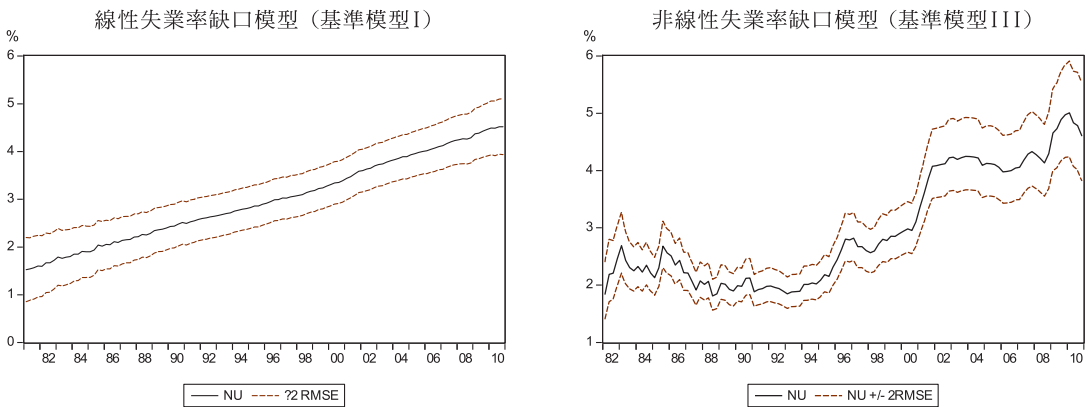


圖8 NAIRU走勢及其信賴區間



肆、影響NAIRU變動可能原因之實證分析

由圖9可知，線性失業率缺口和非線性失業率缺口假定下之NAIRU估計值及實際失業率的趨勢圖，顯示長期而言，NAIRU隨實際失業率呈現逐漸上升的走勢。透過對實際失業率的分解，表6顯示自2001年以來，除2006至2008年外，NAIRU大都低於實際失業率，且NAIRU相對實際失業率比率均相對偏高，此意味著擴張性貨幣政策或許可以降低景氣不佳所造成的短期循環性失業，然而，長期效果有侷限性。以2009與2010

年為例，NAIRU相對實際失業率比率約為75%~92%，顯示摩擦性失業與結構性失業為主要部分^{註21}，也就是說擴張性財政政策或寬鬆性貨幣政策無法將失業率降至NAIRU以下的水準，且當實際失業率愈趨近NAIRU，持續擴張貨幣只會引發通膨加速。因此，未來降低失業率的政策目標可能必須多關注在降低NAIRU（或摩擦性與結構性失業）之上。

圖9 線性與非線性失業率缺口假定下之NAIRU估計值

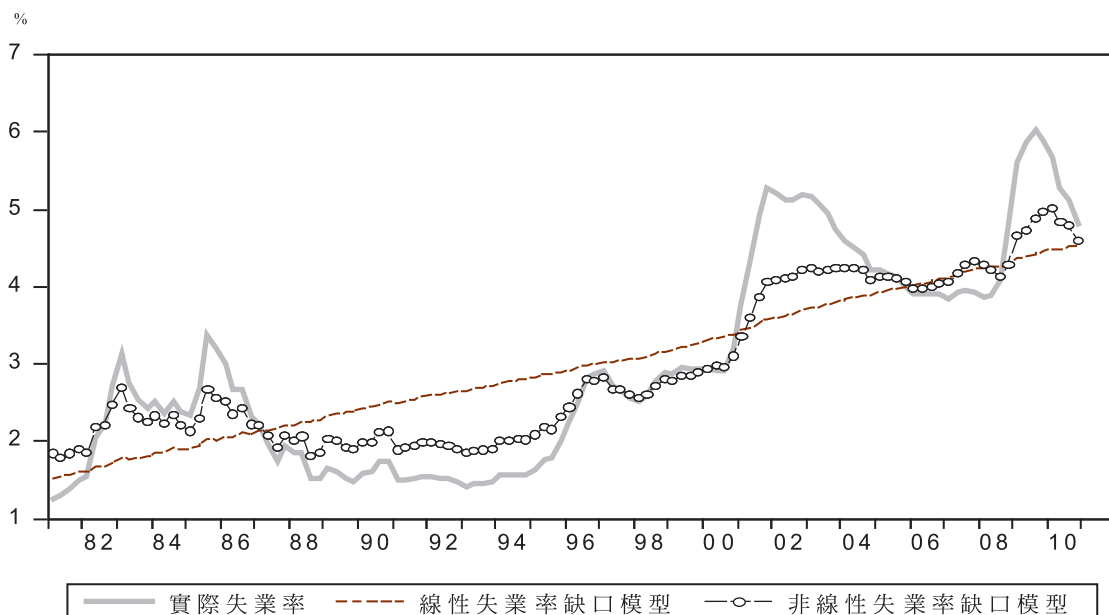


表6 兩模型下NAIRU估計值及其相對實際失業率之比率

單位: %

西元(年)	實際失業率 (1)	模型I		模型III	
		NAIRU (2)	比重 (2)*100/(1)	NAIRU (3)	比重 (3)*100/(1)
2001	4.57	3.51	76.7	3.73	81.5
2002	5.17	3.64	70.5	4.13	79.9
2003	4.99	3.76	75.4	4.23	84.7
2004	4.44	3.87	87.1	4.20	94.5
2005	4.13	3.97	96.0	4.10	99.3
2006	3.91	4.06	103.8	4.00	102.3
2007	3.91	4.18	106.9	4.21	107.8
2008	4.14	4.26	103.0	4.23	102.1
2009	5.85	4.41	75.4	4.81	82.3
2010	5.21	4.50	86.4	4.81	92.3

資料來源: 本研究整理。

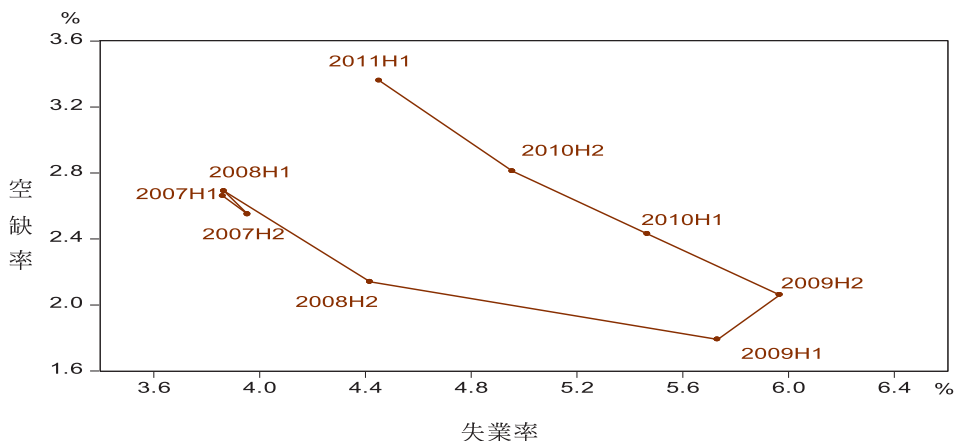
有關國內外文獻討論影響NAIRU（或自然失業率）變動走勢之可能因素分析並不多見。Johnson and Layard（1986）指出，結構移轉（structural shifts）^{註22}、接受工作的意願^{註23}、制度面因素（如就業保護法、最低工資等）等可能影響自然失業率。King and Morley（2007）則先以結構性VAR模型估計自然失業率，然後再從勞動市場搜尋理論（search theory），進一步分析發現實質失業給付（real unemployment benefit）、實質工資及勞動市場部門就業移轉（sectoral shifts）^{註24}等變數對自然失業率影響係數均為正且統計顯著。Gianella et al.（2008）則運用兩階段估計方法，先以SSM估計23個OECD國家的NAIRU，然後再以追蹤資料（panel data）分析影響NAIRU的結構性因素^{註25}。目前從OECD資料庫可獲得大部分的結構性變數資料，包括：長期實質利

率、失業給付替代率（unemployment benefit replacement ratio）^{註26}、稅楔（tax wedge）^{註27}、工會會員密度（union density）^{註28}等。其實證研究發現，長期實質利率、失業給付替代率、稅楔及工會會員密度等對NAIRU變動影響均為正，且統計顯著。

由上述說明可知，影響NAIRU的因素相當多，而各國因勞動市場發展、產業結構變遷、社會福利制度等不同，亦可能影響各國NAIRU的變化。其中，值得注意的是，產業結構轉變、區域發展的消長或生產技術創新過程中，勞動者的技能不能配合市場需求，而導致求才者與求職者間不能配合所造成之失業情況，此時失業率與空缺率（vacancy rate）兩者並存，將呈現失配（mismatch）現象。以主計總處目前每半年公布一次的空缺率資料（圖10）可知，自2009年下半年起，失業率持續走低，而全體產業及製造業

空缺率反向走高，顯示近年兩者呈現負相關，符合經濟學家所稱的「貝佛里齊曲線」(Beveridge curve) 型態。

圖10 台灣之貝佛里齊曲線



資料來源: 行政院勞工委員會統計資料庫。

雖然國外文獻討論影響NAIRU的變數很多，惟考量台灣國情的不同^{註29}，本文簡化說明可能影響NAIRU變動的因素如下：

1. 產業結構與人力結構調整之差異

產業結構調整過程中，人力結構調整經常落在產業結構調整之後，造成結構性失業。至於產業結構調整而言，長久以來，服務業GDP比重持續增加，且遠高於工業與農業，在經濟發展過程中舉足輕重，惟近年服務業就業比重增加較緩，顯示服務業不易吸納傳統產業釋出之低技術人力，因此創造就業的效果相對有限^{註30}。陳畊麗（2002）指出，造成結構性失業攀升的重要原因之一，即為服務業與ICT產業新創就業效果不足，無法完全吸納其他產業人力。本文以「服務業GDP比重與其就業比重之差距」做為產業

結構與人力結構調整差異的代理變數^{註31}，當兩者差距愈大，表示服務業吸納其他產業人力不足，將造成NAIRU增加。

2. 長期實質利率

長期實質利率代表廠商的資本成本，資本成本愈高將使得廠商生產成本愈高，減少雇用勞工的壓力也愈大，因此，長期實質利率與NAIRU為同向關係。

3. 勞動市場部門就業移轉

若偏好、技術及相對要素價格改變，將使得產業的勞動需求快速移轉。此舉將造成勞動市場不確定提高，勞工與雇主搜尋成本均增加，使得摩擦性失業提高。因摩擦性失業屬於自然失業的一部分，因此，勞動市場部門就業移轉與NAIRU應為同向關係。

4. 海外生產比重

受到全球化競爭及中國大陸的磁吸效應等因素影響，2001年後高科技產業紛紛到中國大陸投資設廠，國內產業結構持續朝向資本技術密集發展，台灣接單、海外生產比重愈高^{註32}，使得國內就業機會減少，NAIRU將上升。

5. 實質失業給付

實質失業給付增加^{註33}，將降低勞工尋找工作的成本，其他情況不變下，將使得勞工願意花更多時間尋找更佳的工作。因此，實質失業給付與NAIRU兩者應為同向變動。

6. 雇主成本負擔

實質薪資與勞保費支出負擔均影響雇主雇用勞工之意願，其中工業與服務業實質薪資增加，將減少廠商雇用勞工；而平均勞保費支出占工業與服務業平均薪資比率，此變數類似文獻上討論的「稅楔」概念，當其比率愈高，表示廠商可能減少額外雇用人力^{註34}。實質薪資與勞保費支出負擔增加，均可能使NAIRU上升。

因為模型I估計得到的NAIRU呈現溫和走高趨勢，看不出有明顯變化，而模型III估計得到的NAIRU走勢變化較為活潑明顯，因此本文以模型III的NAIRU估計值做為討論重心。再者，由於估計出來的NAIRU為隨機漫步過程，隱含其為I(1)變數，故被解釋變數以一階差分處理^{註35}。因為本文估計出來的NAIRU為不可觀察的再造變數(generated regressor)，有測量誤差(measurement error)

問題，故不能與其他可觀察變數一起作單根檢定與共整合分析。職此之故，本文以普通最小平方估計法(OLS)進行迴歸分析。

由於海外生產比重與失業給付資料始自1999年第1季，因此本節實證資料期間為1999:Q1至2010:Q4。至於本節選取的解釋變數名稱、代碼、意義及資料來源，請參見附錄一說明。有關各變數(未經季調)的走勢圖詳附錄二。由附錄二可知，服務業GDP比重與其就業比重之差距、實質工資與平均勞保費支出占平均薪資比率三者均呈現明顯季節性，因此迴歸分析時，這三個變數均利用Census X12方法進行季節調整。

從表7的(7-1)式可知，服務業GDP比重與其就業比重之差距(DIFF_SA)、長期實質利率(REAL_INT)、海外生產比重(OPR)及勞動市場部門就業移轉(SECTORAL_SHIFT)之增加，均可明顯使得NAIRU上升的幅度加快。(7-2)式與(7-4)式分別額外加入實質失業給付(LR_PER_REAL_BENEFIT)與平均勞保費支出占平均薪資比率(INSUR_WAGE_SA)解釋變數，雖然兩解釋變數影響符號均為正，但統計不顯著。(7-3)式則額外加入實質工資(LREAL_WAGE_SA)解釋變數，惟影響符號為負，與理論符號相反，且統計不顯著，顯示NAIRU也不會因此而提高。而服務業GDP比重與其就業比重之差距、長期實質利率及勞動市場部門就業移轉

等變數仍維持統計顯著。至於海外生產比重變數方面，除（7-3）式在10%顯著水準下不顯著外，在（7-2）式與（7-4）式仍維持統計顯著。

與國外文獻重要實證結果比較，本文發現：

1. 長期實質利率影響係數與King and Morley (2007) 及Gianella et al. (2008) 得到的結果一致，符號均為正且統計顯著。

2. 勞動市場部門就業移轉影響係數與

King and Morley (2007) 得到的結果相同，符號均為正且統計顯著，且勞動市場部門就業移轉的估計係數均為所有解釋變數估計係數中最大，顯示當就業市場不確定性增加，可能使得摩擦性失業提高，造成NAIRU上升速度加快。

3. 實質失業給付影響係數雖然與King and Morley (2007) 相同，均為正號，惟本文得到統計不顯著的結果。

表7 影響NAIRU變動因素之實證結果

	D(NAIRU)			
	(7-1)式	(7-2)式	(7-3)式	(7-4)式
Constant	-0.346 (0.00)***	-0.572 (0.02)**	3.976 (0.52)	-0.359 (0.03)**
DIFF_SA	0.029 (0.00)***	0.029 (0.00)***	0.026 (0.02)**	0.029 (0.00)***
REAL_INT	0.021 (0.04)**	0.023 (0.03)**	0.020 (0.06)*	0.021 (0.07)*
SECTORAL_SHIFT	0.111 (0.02)**	0.108 (0.02)**	0.106 (0.02)**	0.126 (0.01)***
OPR	0.003 (0.03)**	0.003 (0.06)*	0.002 (0.20)	0.003 (0.06)*
LR_PER_REAL_BENEFIT		0.081 (0.32)		
LREAL_WAGE_SA			-0.400 (0.48)	
INSUR_WAGE_SA				0.004 (0.92)
Adjusted R-squared	0.427	0.427	0.420	0.413
S.E. of Regression	0.082	0.082	0.082	0.083
Durbin-Watson Stat	1.69	1.77	1.59	1.68

D代表一階差分項。括弧代表P值。***、**及*分別代表1%、5%與10%統計顯著。

變數名稱說明：

NAIRU：模型III得到的NAIRU估計值。

DIFF_SA：服務業GDP比重減去服務業就業比重(季調)。

REAL_INT：五大銀行1年期平均存款利率減去CPI年增率。

OPR：外銷訂單海外生產比重。

SECTORAL_SHIFT：勞動市場部門就業移轉。

LR_PER_REAL_BENEFIT：平均實質失業給付的自然對數值。

LREAL_WAGE_SA：工業與服務業實質工資的自然對數值(季調)。

INSUR_WAGE_SA：平均勞保費支出占工業與服務業平均薪資比率(季調)。

伍、結論與建議

一、主要結論

本文採用1981:Q1-2010:Q4之季資料，建立包括菲利普曲線與歐肯法則之狀態空間模型，估計無法觀察到的NAIRU。實證結果獲得下列主要結論：

1. 在線性失業率缺口假定下，NAIRU大致呈緩慢走升且趨勢向上的走勢，而非線性失業率缺口設定下，雖然NAIRU長期趨勢向上，但調整過程明顯不同，1995年第3季、2000年第3季和2008年第3季NAIRU皆明顯的大幅上升而1985年第3季則明顯下降。

2. 在非線性失業率缺口假定下，樣本期間內正的失業率缺口明顯大於負的失業率缺口，且與線性失業率缺口假定相似，在1987至1996年期間，失業率缺口為負。

3. 比較線性和非線性失業率缺口假定對通膨的預測績效，本文運用Diebold-Mariano的「預測比較檢定」顯示兩者之預測績效並無顯著差異；Theil U不等係數說明線性失業率缺口假定的預測績效略佳，但非線性失業率缺口假定估計得到的失業率缺口和通膨率之相關性較高。因此，似無法明確指出，何者模型較佳。

4. 觀察線性和非線性失業率缺口與實際通膨率關係，發現絕大部分樣本期間失業率缺口均可合理解釋通膨率的變化。

以本文線性失業率缺口假定下的實證結

果與Lin and Chen (2011) 相較，可發現相似之處在於：(1) 樣本末端點之NAIRU估計值，較1980年代初期NAIRU值約略高3個百分點；(2) 1987年至1997年實際失業率低於NAIRU，失業率缺口為負。

相異之處在於：(1) 本文估得之NAIRU於1982年至2010年呈現緩升的趨勢，且上升的速率平穩，而Lin and Chen (2011) 得到的NAIRU則較為貼近實際失業率；(2) 本文得到的失業率缺口顯示與實際景氣變動較為吻合，而Lin and Chen (2011) 得到的失業率缺口在2000年後開始轉正，且缺口不斷擴大。

二、政策意涵與建議

根據本文實證結果顯示，最近兩年NAIRU相對實際失業率之比率約介於75~92%，就政策意涵而言，此意味著摩擦性失業與結構性失業為主要部分，擴張性貨幣政策或許可以降低景氣不佳所造成的短期循環性失業，然而，長期效果可能有限。換言之，擴張性財政政策或寬鬆性貨幣政策無法將失業率降至NAIRU以下的水準，且當實際失業率愈趨近NAIRU，持續擴張貨幣只會引發通膨加速。

本文實證結果得到長期實質利率與NAIRU變動的正向關係，此僅是說明若廠商資金成本愈高，愈可能減少雇用勞工而已，

並不能擴大解讀央行採行緊縮貨幣政策為造成NAIRU提高原因之一。貨幣政策主要最終目標在於維持物價與金融穩定，在此目標範圍內協助經濟成長，降低失業率。實際上，本文發現國內失業率較高主要為結構性問題，非單靠貨幣政策即可解決，欲降低長期失業率問題，仍應就勞動市場結構調整著手。

從2001年網路泡沫及2008年的全球金融風暴的經驗看來，若政府僅提出短期促進就業方案，絕對難以解決台灣失業率攀升的問題，職此之故，政府未來必須擬訂合宜的長期產業、勞動與教育政策，才足以因應NAIRU攀高問題。

為瞭解影響NAIRU變動之原因，本文進一步以非線性失業率缺口假定下之模型估得之NAIRU變動量作為被解釋變數，利用1999:Q1-2010:Q4之季資料，採取普通最小平方估計法（OLS）分析影響NAIRU變動的因素。本文發現服務業吸納就業能力不足、實質長期利率提高、勞動市場部門就業移轉上升、海外生產比重提高，均可能使得台灣NAIRU上升速度加快。根據NAIRU變動影響因素之實證分析結果，以下進一步說明解決現階段NAIRU偏高問題之政策建議：

(一) 提高就業媒合率，加強失業者職能訓練，以促進人力資源和產業勞動需求的配合

1. 針對實證分析得到產業勞動需求快速

移轉，造成勞動市場不確定性提高，使得摩擦性失業上升，NAIRU提高的現象，政府應建立就業媒合平台，提高就業媒合率。具體作法之一為在媒合平台上建立人力供需雙方具備的專長及有興趣領域的資料庫，提高勞動市場供需資訊的對稱性。

2. 政府應加強人力資本投資，而教育政策也必須配合產業及就業市場需要做因應調整，俾人盡其才，各得其所。

3. 針對結構性失業，政府應加強失業者培訓體系，提高勞工的就業能力。具體作法為加強失業者職業訓練與第二專長訓練計畫，並提供失業者訓練津貼，讓其早日再投入就業市場。

4. 強化產官學合作，掌握新興產業多樣化人才需求，善用資策會等政府培訓資源，提升人力素質^{註36}。

(二) 發展能創造就業之服務業

針對實證結果顯示，服務業吸納就業能力的不足，為造成NAIRU上升幅度加快的原因，政府宜積極發展能創造就業之服務業。服務業屬內需型產業，較不受國際景氣波動影響，為創造就業的最大部門，政府應輔導其健全發展。而現階段努力目標為，加強就業密集傾向（等於就業比重/附加價值比重）較高的服務業發展，如住宿與餐飲業、運輸運輸、倉儲及通信業，以及專業、科學及技術服務業等。其次，推動服務業就業形式的創新，並發展新興服務業^{註37}，以提供更多就

業機會。

(三) 積極引導台商回台及外資來台投資

有鑑於實證結果顯示，海外生產比重提高，可能使NAIRU走升幅度加快，政府應改善國內投資環境，積極引導台商將海外賺到的利潤匯回台灣投資，以及鼓勵外資來台投資與刺激國內民間投資，以創造更多持久性的就業機會。

三、未來研究方向

國外大部分有關NAIRU的實證研究中，用來解釋通膨率的方程式，通常是發端於Gordon（1997）的三角模型。該模型已結合「供給面衝擊」和「長期無抵換性」，且通膨預期以慣性（inertia）來表示，即以其通膨落後期作為通膨預期的替代變數。

本文建立的菲利普曲線，非完全為封閉經濟體系的設定，主要係因在供給面干擾項

中已加入國際油價變數，以捕捉全球農工原料價格變動對我國通膨的影響。儘管如此，未來或可參考李秀雲（2005）乙文嘗試加入貿易條件等變數，以彰顯台灣為開放經濟的特點。

其次，三角模型認為通膨率與失業率缺口間為線性關係，即估計係數為線性的。然而，台灣經濟的結構轉型和勞動市場發展，線性模型可能無法解釋通膨率與失業率缺口之間的變動關係，換言之，建構非線性門檻模型（threshold model）的菲利普曲線將是未來可能的研究方向。

此外，根據統計資料顯示，台灣似存在景氣轉壞，失業率快速增加，而景氣轉佳，失業率卻無法等速降低的現象^{註38}，此種經濟成長與失業率非線性的歐肯法則，也是未來可以繼續研究的課題。

註 釋

- (註1) 另外，NAIRU和自然失業率是否同義，文獻上並無定論。Barro and Gordon(1981)、Ball and Mankiw、吳中書和林金龍(2002)等認為兩者同義；Estrella and Mishkin (1998)、Walsh (1998)等則認為NAIRU與自然失業率二者為不同的概念。本文不擬討論NAIRU和自然失業率是否相同。
- (註2) 若長期NAIRU為固定不變數值，隱含菲利普曲線為垂直線，此時失業率維持在自然失業率上。
- (註3) 請參閱Okun (1962)之說明。
- (註4) 以失業率趨勢以及一般常用之ADF檢定來看，台灣的失業率亦不拒絕單根的存在(顯著水準為0.44)。本文參考之文獻當中，Gordon (1997)、Apel and Jansson (1999)視NAIRU為I(1)，Laubach (2001)、Fabiani and Mestre更將NAIRU視為I(2)數列。基於本文參考之多數文獻皆指出NAIRU為非定態數列，因此本文直接假設其非定態的特性。
- (註5) 該文的實質GDP及失業率使用季節單根 (seasonal unit root) 加上AR(4)設定。
- (註6) Kajuth (2010) 較特別的是其認為通膨率可能包含趨勢成分，而此未受循環失業率波動影響，因此其作法為以趨勢通膨率為另一未觀察到變數，其二其考慮失業率缺口與通膨率缺口的潛在內生性問題，因此讓兩者受相同變數影響。
- (註7) 差別在於有些文獻NAIRU設定有包含漂移項 (drift)，且設定漂移項為隨機過程 (stochastic process)，而有些文獻則無。
- (註8) 本文亦曾參酌其他文獻，嘗試使用進口物價、實質有效匯率和生產力指數等變數作為供給面衝擊的代理變數，惟效果不佳。
- (註9) 見Apel and Jansson (1999)，Batini and Greenslade (2006)。大部分國外文獻實證估計菲利普曲線時，多令(5-1)式之等號左邊為 $\Delta \pi$ ，右邊的通膨率落後項亦取差分，也未檢定a(L)係數和是否應等於1。
- (註10) Batini and Greenslade (2006)由長期NAIRU推導出短期NAIRU，見該文第35頁之第(6)式。
- (註11) 雖然少部分期間失業率呈下降走勢(如2002至2008年及2010年等)，惟拉長來看，失業率仍呈上升趨勢。
- (註12) 至於漂移項本身應為一常數，或是為一呈隨機漫步走勢的隨機過程 (stochastic process)，文獻並無定論。若為前者，則此模型稱為local level model；反之則為local trend model。不同於Fabiani and Mestre (2004)，本文採用local level model，亦即漂移項為一常數而非隨機過程。
- (註13) 為狀態方程式和量測方程式殘差項變異數之比率。給定此一比率，便可限定NAIRU的平滑程度。
- (註14) 本文亦曾嘗試自行給定信息噪音比，惟未能得到較佳的結果。
- (註15) 誠然，使用季節調整資料有其缺點，包括平滑與過濾過程可能剔除原始資料的結構特性，並引入扭曲的噪音；此外，使用非季調失業資料，可直接與實際失業率或失業人數連結。
- (註16) Debelle and Laxton (1997)指出，線性失業率缺口設定並不合理，因此其改用 $(u^* - u) / u$ 代表非線性失業率缺口，估計澳洲的NAIRU。
- (註17) 此處失業率缺口「變數」係非線性，但「估計係數」仍為線性。此處與本文結論指出，未來研究方向為菲利普曲線的失業率缺口與通膨率之間的非線性關係(估計係數為非線性，亦即隨時間變動 (time-varying))，兩者意義不同。
- (註18) 以西德州中級原油價格(以美元/桶表示)，乘上新台幣兌美元匯率，折算為以新台幣表示之油價，並以CPI平減得到實質油價。最後，將此時間序列資料減去樣本期間內之平均實質油價，並除以樣本期間內標準差，即得到經標準化後之實質油價。
- (註19) 本文與Lin and Chen (2011)另一個差異為本文第(5-1)式包括了常數項。

- (註20) 該檢定的虛無假設為兩模型之預測績效相同。
- (註21) 林慈芳(2002)利用「貝佛里齊曲線」(Beveridge curve)實證推估式,首先設定失業率為「服務業就業人數占總就業人數比重」、「有效求職就業率」及「缺工率」之函數,然後在失業率等於缺工率的假定下,求得台灣自然失業率。根據其推算,2001年失業率4.57%,其中循環失業率1.93個百分點,自然失業率2.64個百分點,自然失業率約占6成(57.8%)。
- (註22) 指勞動需求型態與勞動供給型態均轉變,且兩者間不能配合,使得自然失業率提高。
- (註23) 如失業給付相對所得替代率(replacement ratio)提高,使得自然失業率增加。
- (註24) 係以不同部門當期與前期就業比重變動之絕對值和做為勞動市場部門就業移轉的替代變數。
- (註25) 實際上,Gianella et al.(2008)曾考慮以一階段進行估計,即在模型中NAIRU方程式設定為受結構性因素影響,惟因OECD國家的結構性變數多為年資料,且部分國家資料期間較短,加上追蹤資料可協助檢視哪些變數可做為長期結構失業的解釋變數,因此該文捨棄一階段估計方法。若本文考慮一階段估計法,則模型內可能有接近20個參數要估計,且部分結構變數資料(如實質失業給付、海外生產比重)自1999年起才有資料,在資料點不足情況下,以一階段估計的結果可能並不理想。因此,綜合考量之後,本文仍運用Gianella et al.(2008)兩階段方法估計。
- (註26) 等於平均失業給付相對平均所得之比率。
- (註27) 結合勞動與消費之稅率。就勞動供給言,稅楔代表雇主願意支付的工資與勞工稅後實際收到工資的差距,若差距較大,將使勞工願花更長時間去尋找更好的工作機會。就勞動需求言,稅楔代表雇主對社會保險的支出,在既定實質工資下,若雇主必須額外增加社會保險的支出,將降低勞動需求。Gianella et al.(2008)實證研究發現稅楔稅率愈高,NAIRU將愈高。
- (註28) 加入工會的勞工人數占總就業人數的百分比。
- (註29) 例如台灣勞工相對於雇主處於弱勢,談判及議價能力不足,因此,本文不討論基本工資與工會會員密度變數。此外,基於大陸工資相對低廉及其市場龐大等理由,台商相繼赴大陸投資,造成台灣接單、海外生產比重偏高,可能為國內結構性失業日趨嚴重的重要原因之一,因此本文特別討論海外生產比重對NAIRU之影響。
- (註30) 服務業為創造就業機會主要來源,2001至2011年間,我國服務業就業比重約介於55.9~58.9%間,而服務業GDP比重約介於66.6~69.4%,顯示服務業GDP比重明顯高於其就業比重,反映國內服務業不易吸納其他部門釋出的人力,創造就業效果相對有限。與美國、德國及新加坡比較,2011年其服務業就業比重分別達81.1%、70%及68.6%,遠高於台灣的58.6%,顯示台灣服務業就業比重仍有提升空間。
- (註31) 吳中書、林金龍(2002)係以服務業就業比重作為產業結構調整解釋自然失業率的替代變數,當其影響係數為負時,表示服務業就業比重上升,將有減緩自然失業率的效果。其實證得到的估計係數為正,惟統計並不顯著。
- (註32) 2010年3月台灣接單、海外生產比重首次逾50%,其後大致在50%上下波動。
- (註33) 依據1998年12月30日公布的「勞工保險失業給付實施辦法」,1999年1月正式開辦勞保失業給付,開辦初期,申請案件及金額較少,之後,隨2000年網路泡沫破滅,失業人數激增,核付案件及金額明顯增加。2002年5月進一步制訂公布「就業保險法」,明確規範失業給付標準、期間及年資計算等,原先「勞工保險失業給付實施辦法」亦廢止停用。
- (註34) 吳中書、林金龍(2002)以平均每位勞工之勞工保險費占平均製造業薪資比率做為自然失業率的解釋變數之一。
- (註35) Gianella et al.(2008)的NAIRU被解釋變數主要以一階差分處理,而King and Morley(2007)的被解釋變數使用一階差分與水準值,估計方法上同時搭配普通最小平方方法(OLS)及兩階段最小平方方法(2SLS)。
- (註36) 參酌林淑華、李怡萱、李岱青(2010)之說明。
- (註37) 陳昉麗(2002)指出政府應發展能提升國民生活品質的新興產業,包括:結合數位科技發展的文化創意產業、結合

文化與生態旅遊的觀光旅遊業、結合社會福利之照顧服務業及直接改善生活環境之生態環境產業等。

(註38) 此現象為「失業型復甦」(jobless recovery)，亦即經濟復甦未能有效帶動就業增加，致失業情況無法改善，失業率仍居高不下，請參閱林淑華、李怡萱、李岱青(2010)之探討。

參考文獻

- 李秀雲(2005)，「貿易條件與開放經濟失業率之單根－兼論台灣自然失業率之估計」，*經濟論文*，第33卷第1期，頁35-66。
- 林慈芳(2002)，「NAIRU之分析與對策」，*自由中國之工業*，第91卷第6期，頁111-128。
- 林淑華、李怡萱、李岱青(2010)，「台灣失業型復甦問題之探討」，中央銀行經濟研究處，未發表之論文，10月。
- 吳中書、林金龍(2002)，「台灣潛在國內生產毛額的推估及其在政策上的應用」，*自由中國之工業*，第91卷第10期，頁1-34。
- 陳畊麗(2002)，「創新、結構轉變與就業創造」，*自由中國之工業*，第91卷第6期，頁79-110。
- 鍾經樊、林志宇(2007)，「應用結構VAR模型探討臺灣NAIRU」，*國民經濟動向統計季報*，第116期。
- Apel, M. and P. Jansson(1999), "System Estimates of Potential Output and NAIRU," *Empirical Economics*, Vol.24, No.3, 373-88.
- Batini, N. and J. Greenslade (2006), "Measuring the UK Short-Run NAIRU", *Oxford Economic Papers*, Vol.58, 28-49.
- Blanchard, O. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No.4, 655-673
- Claar, Victor V. (2005), "A Kalman-Filter Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment," *Proceedings of Rijeka of Economics: Journal of Economics and Business*, Vol. 23 No. 1
- Clark, P. K.(1987), "The Cyclical Component of US Economic Activity," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.102, No.4, 797-814.
- Debelle, Guy and Douglas Laxton (1997), "Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States," *IMF Staff Papers*, Vol. 44, 249-282.
- De la Serve, Marie-Elisabeth and Matthieu Lemoine (2011), "Measuring the NAIRU: A Complementary Approach," *Working Paper*, September, Banque de France.
- Diebold, Francis, and Roberto Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-63.
- Estrella, Arturo, and Frederic S. Mishkin (1998), "Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty," *NBER Working Papers*, No.6518.
- Fabiani, S., and R. Mestre(2004), "A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU," *Empirical Economics*, Vol.29, 311-341.
- Gianella, C., Isabell Koske, Elena Rusticelli, and Olivier Chatal (2008), "What Drives the NAIRU? Evidence From A Panel of OECD Countries," *OECD Economics Department Working Papers* No.649.
- Gordon, R.(1997), "The Time-varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.1, 11-32.
- Gruen, D., A. Pagan and C. Thompson (1999), "The Phillips Curve in Australia," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, 223-258.

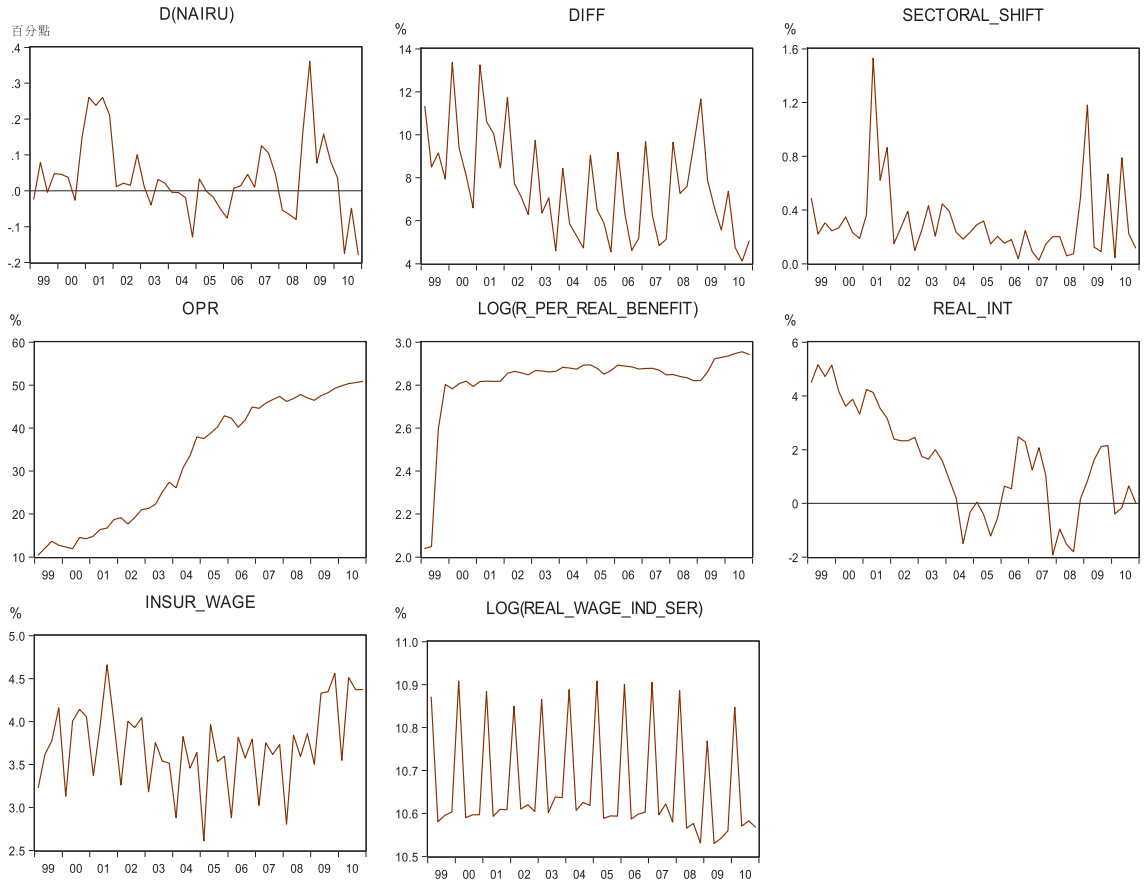
- Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.29, No.1, 1-16.
- Lin, Jin-Lung and Shin-Hui Chen (2011), "Estimating Potential Output for Taiwan with Seasonally Unadjusted Data," Research Project of National Science Council.
- Johnson, G.E. and P.R.G. Layard (1986), "The Natural of Unemployment : Explanation and Policy," in O.C. Ashenfelter, and R. Layard: *Handbook of Labor Economics Volume II*, Amsterdam : Elsevier Science Publishers BV, 921- 999.
- Kajuth, F. (2010), "NAIRU Estimates for Germany: New Evidence on the Inflation-Unemployment Trade-off," *Discussion Paper*, Deutsche Bundesbank.
- Katos, A., D. Pallis, and E. Katsouli (2004), "System Estimates of Cyclical Unemployment and Cyclical Output in the 15 European Union Member-States," *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol.1, Issue 4, 5-26.
- King, T. B. and J. Morley (2007), "In Search of the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No.2, 550-564.
- Laubach, Thomas (2001), "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies," *The Reviews of Economics and Statistics*, Vol.83, No.2, 218-31.
- Laxton, D., and Tetlow, R. (1992), "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output," Technical Report No.59, Bank of Canada.
- Okun, A. M. (1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance," *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, Alexandria, VA: American Statistical Association, 98-104.
- Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae and D. Turner (2000), "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 250.
- Staiger, D., James H. Stock, and Mark W. Watson (1997), "How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?," in *Reducing Inflation : Motivation and Strategy* (Eds) C.D. Romer and D.H. Romer, University of Chicago Press, Chicago and London, 195-242.
- Stephanides, George (2006), "Measuring the NAIRU: Evidence from the European Union, USA and Japan," *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 1, 29-35.
- Walsh, Carl E. (1998), "The Natural Rate, NAIRU, and Monetary Policy," *FRBSF Economic Letter*, No. 98-28, Sept. 18.
- Watson, M.W. (1986), "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, No.1, 49-75.

附錄一：影響NAIRU變動因素之變數名稱與來源

變數名稱	代碼	資料處理	意義	資料來源
產業結構與人力結構調整差異	DIFF_SA	服務業GDP比重與其就業比重之差距，因為此變數有季節性，故經季節調整	兩者差距愈大，表示服務業吸納其他部門人力不足	主計總處/勞委會
長期實質利率	REAL_INT	五大銀行1年期存款利率減去CPI年增率	代表廠商的資本成本，若其愈高，代表生產成本提高	中央銀行/主計處
勞動市場部門就業移轉	SECTORAL_SHIFT	以當期與前期工業與服務業部門就業比重變動之絕對值和表示	數值愈大，反映摩擦性失業愈嚴重	勞委會
海外生產比重	OPR	已為比率(%)	台商海外投資設廠生產，外銷接單不在國內生產，將使結構性失業增加	經濟部
實質失業給付	LR_PER_REAL_BENEFIT	以失業給付金額除以CPI，再除以失業給付的核付件數表示，取自然對數	實質失業給付增加，將降低勞工尋找工作成本	勞委會
實質工資	LREAL_WAGE_SA	為工業與服務業實質薪資，因為此變數有季節性，故經季節調整，再取自然對數	實質工資愈高表示廠商成本負擔愈高	勞委會
雇主勞保成本負擔	INSUR_WAGE_SA	平均勞保費支出(=實際勞保支出/投保人數)占工業與服務業平均薪資比率(%)，因為此變數有季節性，故經季節調整	以勞保費支出相對薪資比率可做為衡量雇主成本面負擔的指標之一	勞委會

*上述解釋變數與NAIRU關係理論上應為同向變動。

附錄二：各變數（未經季調）走勢圖



國內經濟金融情勢（民國101年第2季）

總體經濟

壹、國內經濟情勢

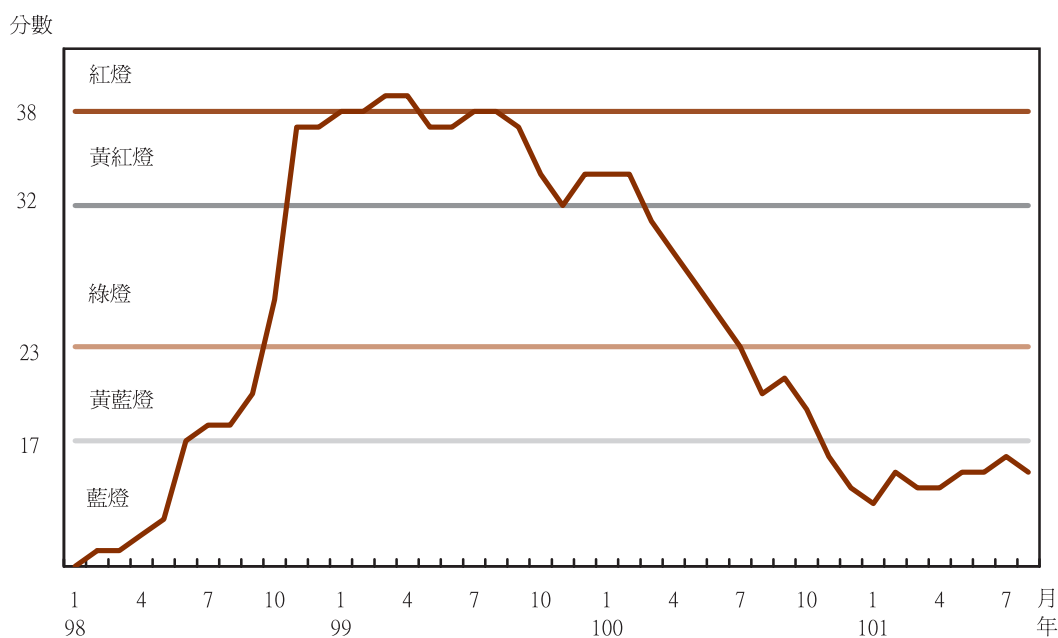
一、景氣依舊低迷

由於歐債危機持續發酵、全球景氣走緩，國內經濟活動受到波及。本年8月經建會景氣對策信號連續第10個月呈現代表景氣衰退的藍燈，顯示國內景氣依舊低迷。

另外，台灣經濟研究院製造業及服務業

營業氣候測驗點持續下降走勢，至6月分別降至87.70點及88.05點之本年低點；7月分別回升為88.53點及90.21點，8月前者續升至90.23點，惟後者跌至88.26點。國內景氣是否反轉向上，尚待觀察。

圖1 景氣對策信號綜合判斷分數



二、經濟成長仍緩

本年第2季，在外需減弱下，台灣出口及民間投資持續衰退，加以民間消費成

長減緩，GDP成長率由第1季之0.40%降為-0.18%，合計上半年為0.10%。主計總處預測，第3季GDP成長率升為1.99%。

圖2 經濟成長、投資與消費

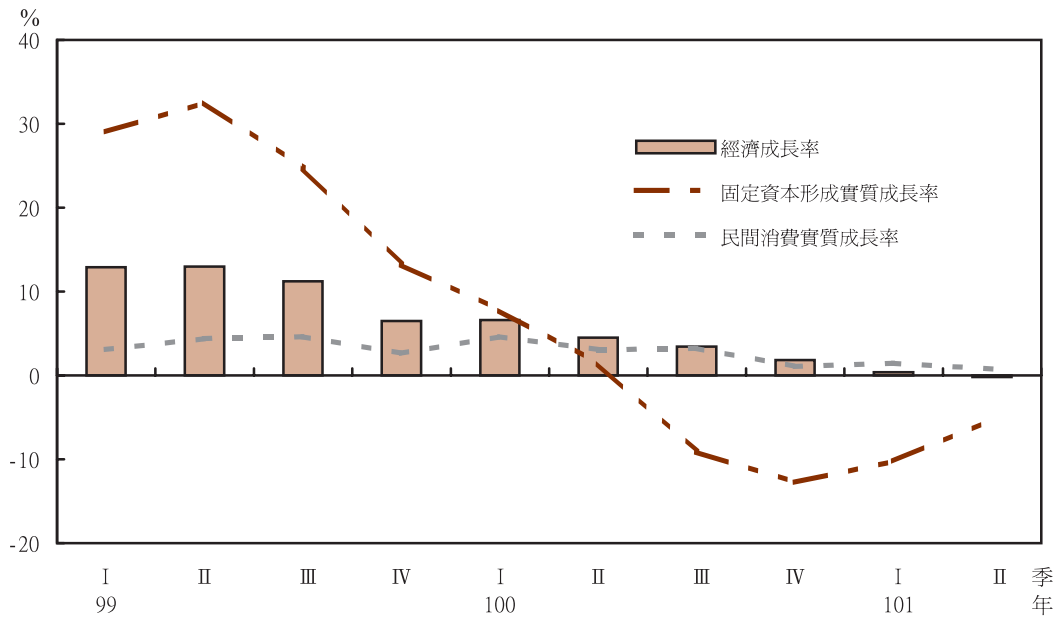


表1 各項需求實質成長率

單位：%，百分點

年/季	項目	經濟成長率	民間消費	政府消費	固定資本形成			輸出	輸入	
					合計	民間	公營事業			政府
98年		-1.81	0.76	4.01	-11.25	-18.15	2.14	15.94	-8.68	-13.10
99年		10.72	3.67	0.58	23.99	33.84	8.00	-3.10	25.56	28.23
100年		4.03	2.97	1.86	-3.89	-2.47	-14.32	-5.40	4.53	-0.68
101年 f		1.66	1.58	0.75	-2.81	-1.03	-5.03	-10.64	0.29	-1.77
102年 f		3.67	2.90	-0.14	1.81	3.18	-2.15	-3.79	4.27	2.59
100/2		4.52	3.04	0.85	1.41	4.76	-15.01	-5.38	4.94	1.78
	3	3.45	3.24	2.43	-9.13	-9.94	-3.47	-7.11	2.10	-3.72
	4	1.85	1.06	3.19	-12.76	-13.19	-18.92	-7.37	0.86	-7.40
101/1	r	0.40	1.44	2.74	-10.24	-9.03	-14.88	-17.01	-3.32	-6.86
	2 p	-0.18	0.76	2.41	-5.24	-2.21	-14.49	-16.11	-2.00	-3.70
	3 f	1.99	1.60	0.01	0.31	2.19	-8.36	-5.77	2.38	1.58
101年 第2季	貢獻百分點 p	-0.18	0.40	0.25	-0.94	-0.31	-0.18	-0.45	-1.53	-2.17

資料來源：行政院主計總處。

註：r為修正數，p為初步數，f為預測數

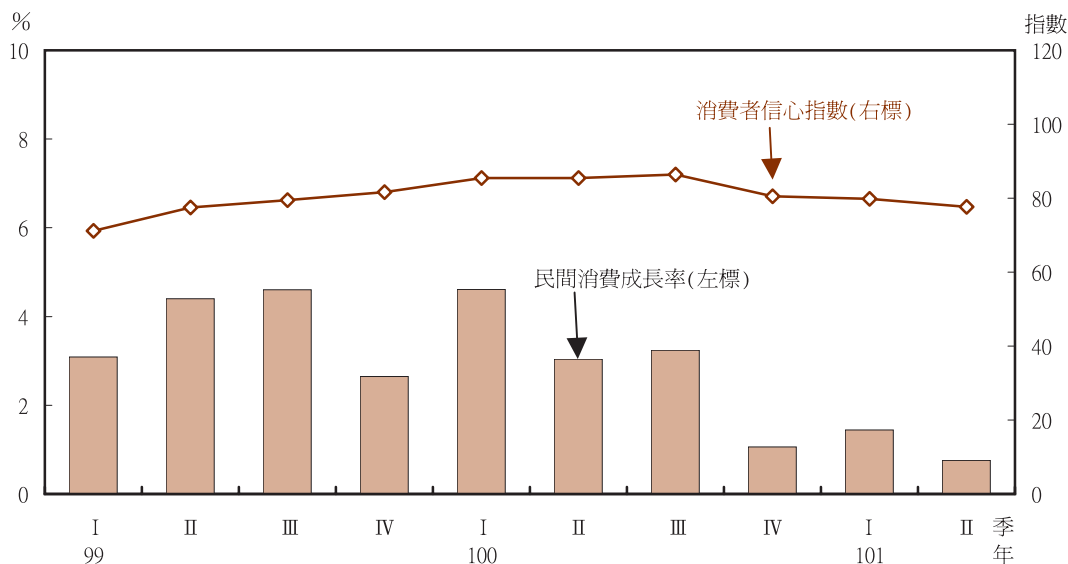
三、民間消費成長減緩

本年第2季，雖自用小客車新增掛牌數成長11.3%，零售業營業額隨之成長3.7%，餐飲業營業額亦成長3.0%，惟因股市交投清淡，金融財富縮水，削弱消費動能，消費者信心指數由第1季之79.85降為77.63，民間消

費成長率亦由第1季之1.44%降為0.76%。

至7、8月自用小客車新增掛牌數分別成長5.8%、10.1%，8月零售業及餐飲業亦分別成長3.9%及5.4%。主計總處預測，第3季民間消費成長率升為1.60%。

圖3 消費者信心指數與民間消費

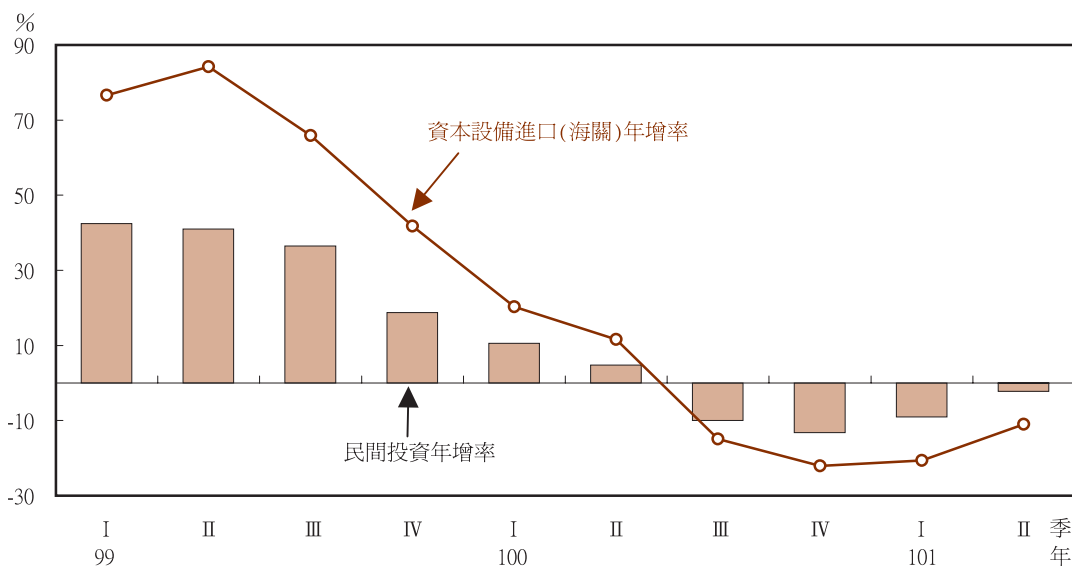


四、民間投資持續不振

本年第2季，因出口衰退，廠商產能過剩，科技業者大多持續削減資本支出，以新台幣計價之資本設備進口持續衰退8.88%(以美元計價衰退11.0%，其中，機械設備進口衰退14.8%)，機器設備及運輸工具投資

分別衰退8.39%、4.48%，致民間投資衰退2.21%。7月以新台幣計價之資本設備進口雖恢復成長11.7%(以美元計價成長7.6%)，惟8月又轉呈衰退1.0%(以美元計價衰退4.7%)。主計總處預測，第3季民間投資恢復成長2.19%。

圖4 民間投資與資本設備進口



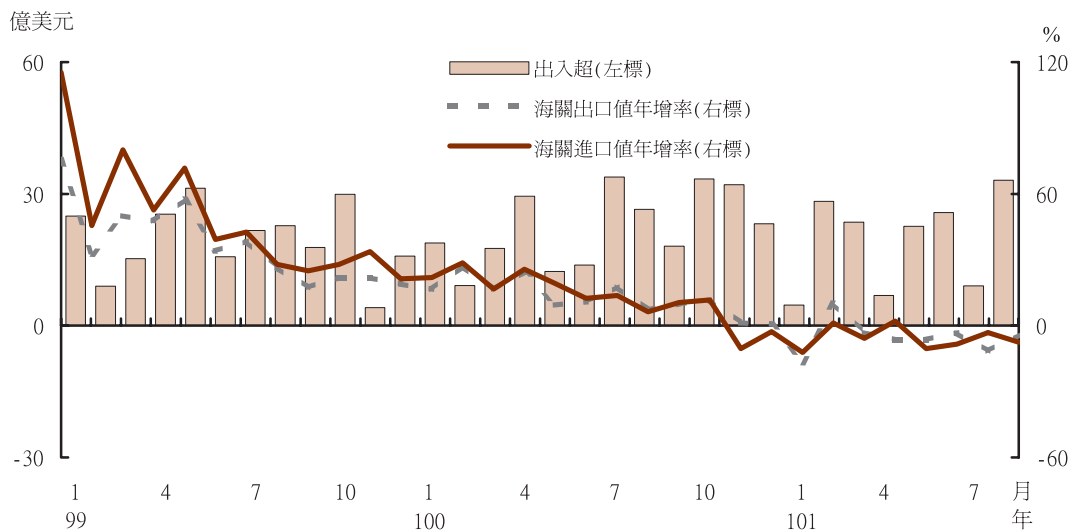
五、對外貿易持續衰退

本年以來，隨全球景氣趨緩，外需疲弱。據海關統計，商品貿易之出口、進口成長率呈下降走勢，至7月分別為-11.6%、-3.2%。8月出口衰退幅度雖縮小為-4.2%，資訊與通信產品及化學品等主要產品仍分別衰退23.9%及20.0%；進口年增

率為-7.6%，主因農工原料進口衰退8.7%所致。

本年第2季，商品及服務併計之輸出、輸入分別衰退2.00%、3.70%。主計總處預測，第3季輸出、輸入成長率分別為2.38%與1.58%，惟出口衰退現象較預期嚴重，實際成長情況恐不樂觀。

圖5 進出口貿易

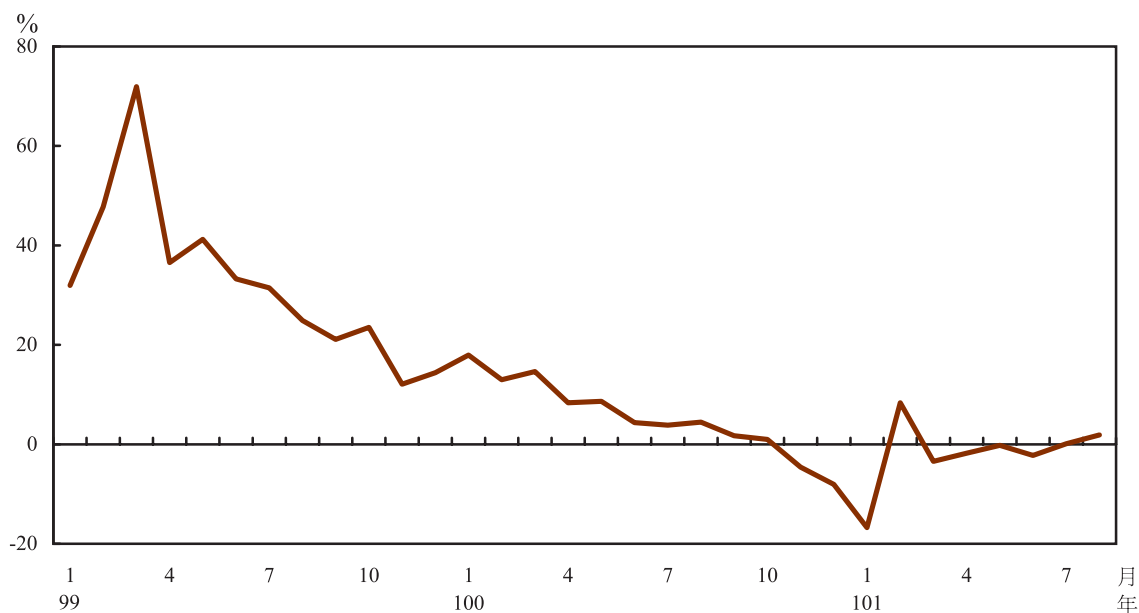


六、工業生產略有回穩

今年上半年，受國內外景氣趨緩影響，工業生產續呈衰退，7月以來略為回穩。8月工業生產指數年增率為1.89%，係連續第2個月正成長，主因半導體與面板訂單增加，帶

動電子零組件業生產成長。8月製造業生產年增率為1.80%；四大業別中，化學、資訊電子及民生工業分別增產5.53%、5.31%及0.98%，惟金屬機械工業因鋼鐵市場需求不振以及國際鋼價持續下挫，減產8.16%。

圖6 工業生產年增率



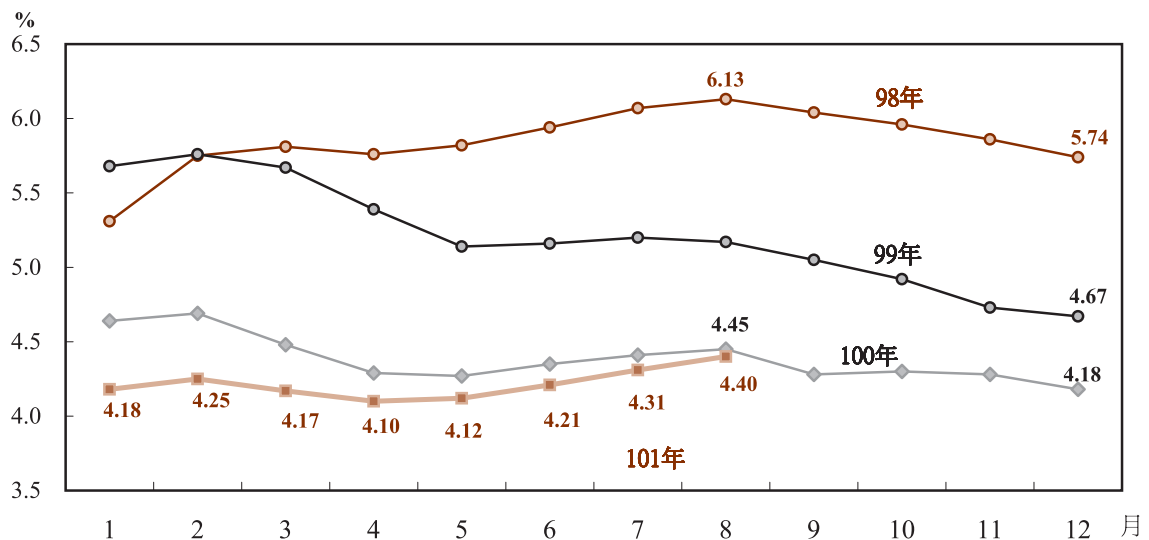
七、失業率上升、薪資成長緩慢

本年4月失業率降至4.10%，嗣受景氣不振及畢業生投入尋職行列之季節性因素影響，至8月升為4.40%，較上年同月則仍下降0.05個百分點。就業人數持續增加，至8月為

1,090.1萬人。

由於景氣不振，薪資成長仍緩，7月受僱員工薪資(非農業部門每人每月平均薪資)年增率為-0.44%，其中經常性薪資年增率為1.63%。

圖7 失業率

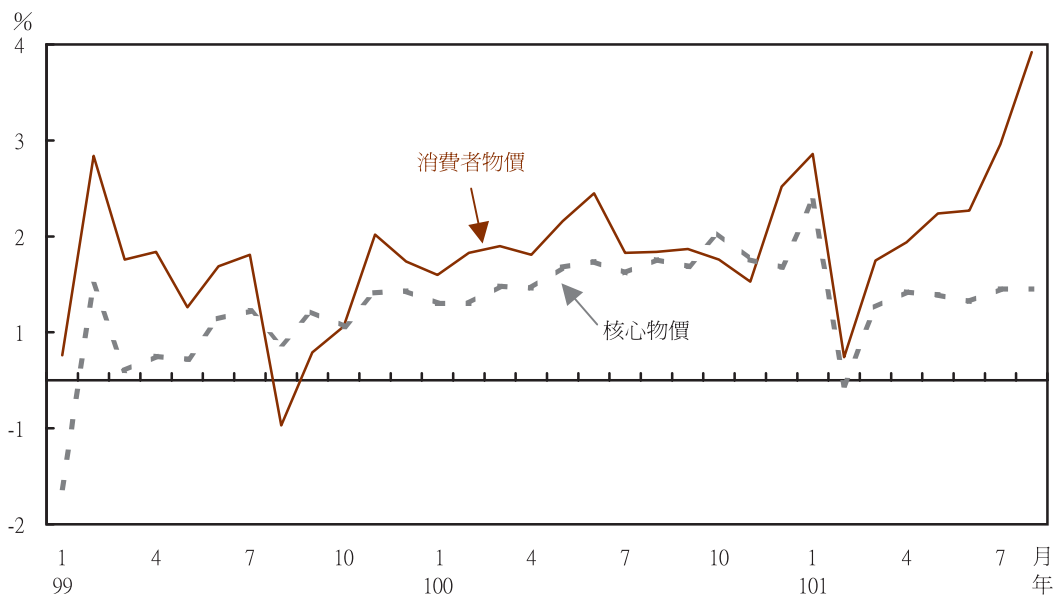


八、消費者物價漲幅升高

本年7月因豪雨、颱風連續來襲，蔬果產量銳減，價格高漲，加上國際原油及穀物等價格居高，CPI年增率升為2.46%，8月再升為3.42%，其中蔬菜、水果價格分別大漲57.93%、20.14%，合計使CPI年增率上

升1.89個百分點，影響最大；至於電費上漲4.48%，使CPI年增率上升0.11個百分點，影響相對較小。不包括蔬果之CPI年增率則為1.59%，不包括蔬果、水產及能源之CPI(即核心CPI)年增率僅為0.95%。

圖8 消費者物價與核心物價



貳、經濟展望

本年第2季經濟成長率為-0.18%；由於長率為1.66%，國內各預測機構平均預估值
 外需動能不足，以及民間投資與民間消費疲則為1.95%。
 弱不振，行政院主計總處預估101年經濟成

表2 國內預測機構預估之101年經濟成長率

單位：%

項目	預測機構	主計總處	寶華經研院	台經院	中經院	中研院	平均值
發布日期		101.8.17	101.9.27	101.7.26	101.7.23	101.7.18	
實質國內生產毛額		1.66	1.38	2.41	2.36	1.94	1.95
實質民間消費支出		1.58	1.53	2.12	1.91	2.10	1.85
實質政府消費支出		0.75	---	0.05	0.05	0.05	0.23
實質固定投資		-2.81	---	-3.24	-3.47	-2.13	-2.91
實質民間投資		-1.03	-1.53	-1.93	-2.23	-0.50	-1.44
實質政府投資		-10.64	---	-11.38	-11.38	-11.38	-11.20
實質輸出		0.29	-0.37	1.22	2.26	0.87	0.85
實質輸入		-1.77	-2.28	-1.83	-0.56	-1.06	-1.50
貿易差額(億美元)		314.93	---	---	---	---	314.93

國際收支

壹、概況

本季我國經常帳順差9,999百萬美元，金 加3,111百萬美元(表1及圖1)。
融帳淨流出6,986百萬美元，央行準備資產增

表1 國際收支

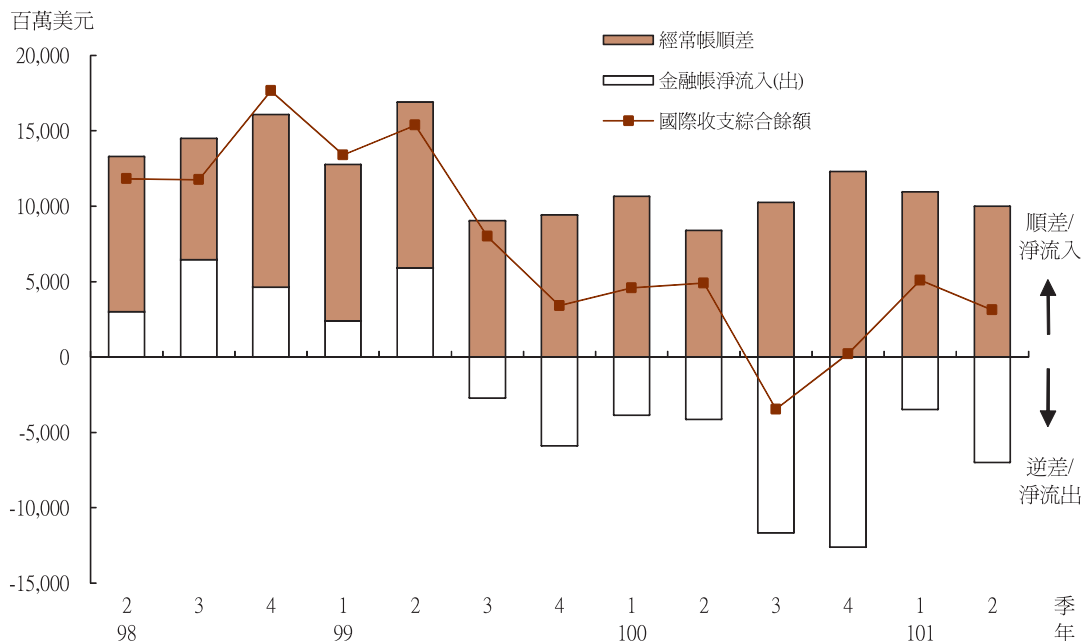
民國101年第二季暨民國100年第二季

單位：百萬美元

	(1) 101年 第2季	(2) 100年 第2季	(1)-(2)
A. 經常帳	9,999	8,391	1,608
商品出口(f.o.b.)	75,584	79,994	-4,410
商品進口(f.o.b.)	-69,967	-74,242	4,275
商品貿易淨額	5,617	5,752	-135
服務：收入	11,969	11,296	673
服務：支出	-10,555	-10,796	241
服務淨額	1,414	500	914
所得：收入	5,959	5,883	76
所得：支出	-2,392	-2,589	197
所得淨額	3,567	3,294	273
經常移轉：收入	1,363	1,345	18
經常移轉：支出	-1,962	-2,500	538
經常移轉淨額	-599	-1,155	556
B. 資本帳	-20	-24	4
資本帳：收入	0	0	0
資本帳：支出	-20	-24	4
合計，A加B	9,979	8,367	1,612
C. 金融帳	-6,986	-4,126	-2,860
對外直接投資	-2,258	-3,349	1,091
來台直接投資	292	880	-588
證券投資(資產)	-7,421	-12,905	5,484
股權證券	-3,074	-5,868	2,794
債權證券	-4,347	-7,037	2,690
證券投資(負債)	-6,109	5,319	-11,428
股權證券	-6,068	2,814	-8,882
債權證券	-41	2,505	-2,546
衍生金融商品	421	362	59
衍生金融商品(資產)	1,426	1,378	48
衍生金融商品(負債)	-1,005	-1,016	11
其他投資(資產)	8,075	-8,739	16,814
一般政府	3	7	-4
銀行	8,031	-8,990	17,021
其他	41	244	-203
其他投資(負債)	14	14,306	-14,292
貨幣當局	0	0	0
一般政府	0	0	0
銀行	-996	13,379	-14,375
其他	1,010	927	83
合計，A至C	2,993	4,241	-1,248
D. 誤差與遺漏淨額	118	662	-544
合計，A至D	3,111	4,903	-1,792
E. 準備資產	-3,111	-4,903	1,792

註：無符號在經常帳及資本帳表示收入，在金融帳表示資本流入或資產減少或負債增加，在準備資產表示資產減少；負號在經常帳及資本帳表示支出，在金融帳表示資本流出或資產增加或負債減少，在準備資產表示資產增加。

圖1 國際收支



一、經常帳

商品方面，由於上年基期較高，且受大陸經濟轉型經濟成長放緩，以及歐美景氣疲軟影響，外需減弱，本季出口較上年同季減少5.5%；進口因出口引申需求及資本設備進口減少，亦較上年同季減少5.8%。由於出口減額大於進口減額，本季商品貿易順差減為5,617百萬美元，較上年同季減少135百萬美元或2.3%。

服務方面，本季服務收入11,969百萬美元，為歷年單季次高，較上年同季增加673百萬美元，主要係三角貿易淨收入及旅行收入增加；服務支出10,555百萬美元，較上年同季減少241百萬美元，主要係專利權、商

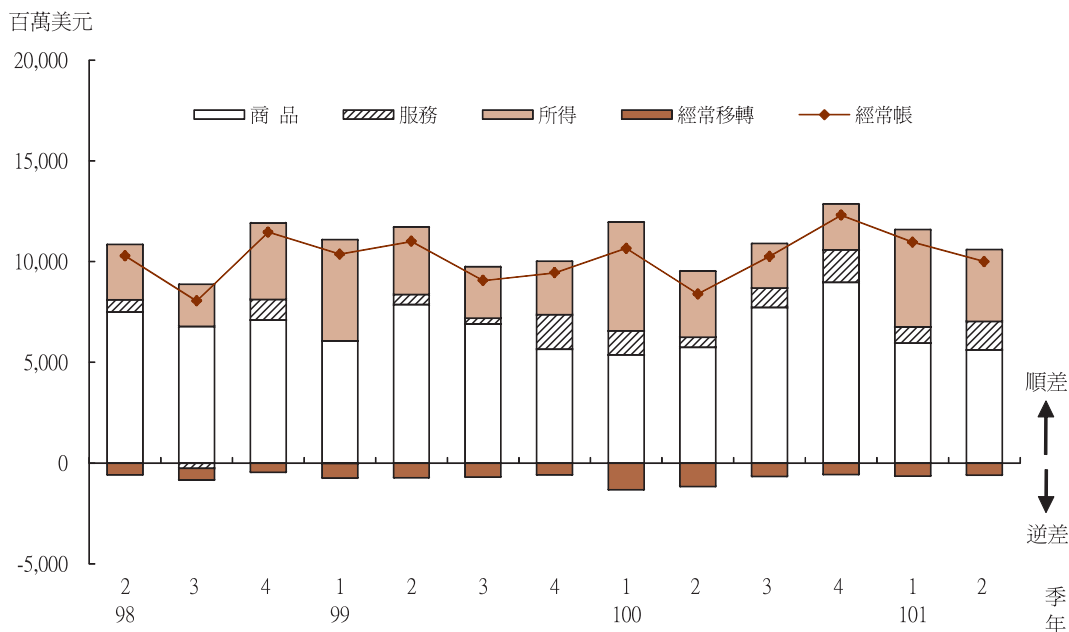
標等使用費支出減少。由於收入增加、支出減少，本季服務收支順差由上年同季500百萬美元增加為1,414百萬美元。

所得方面，本季所得收入5,959百萬美元，較上年同季增加76百萬美元，主要係OBU利息收入增加；所得支出2,392百萬美元，較上年同季減少197百萬美元，主要係支付外資股利減少。本季所得收支順差為3,567百萬美元，較上年同季增加273百萬美元。

經常移轉方面，本季經常移轉淨支出由上年同季的1,155百萬美元減為599百萬美元，主要係上年第2季對日本311震災捐款，導致經常移轉支出較大。

本季雖然商品貿易順差減少，惟服務與

圖2 經常帳



所得順差增加，且經常移轉逆差減少，致經常帳順差9,999百萬美元，較上年同季增加1,608百萬美元或19.2%(圖2)。

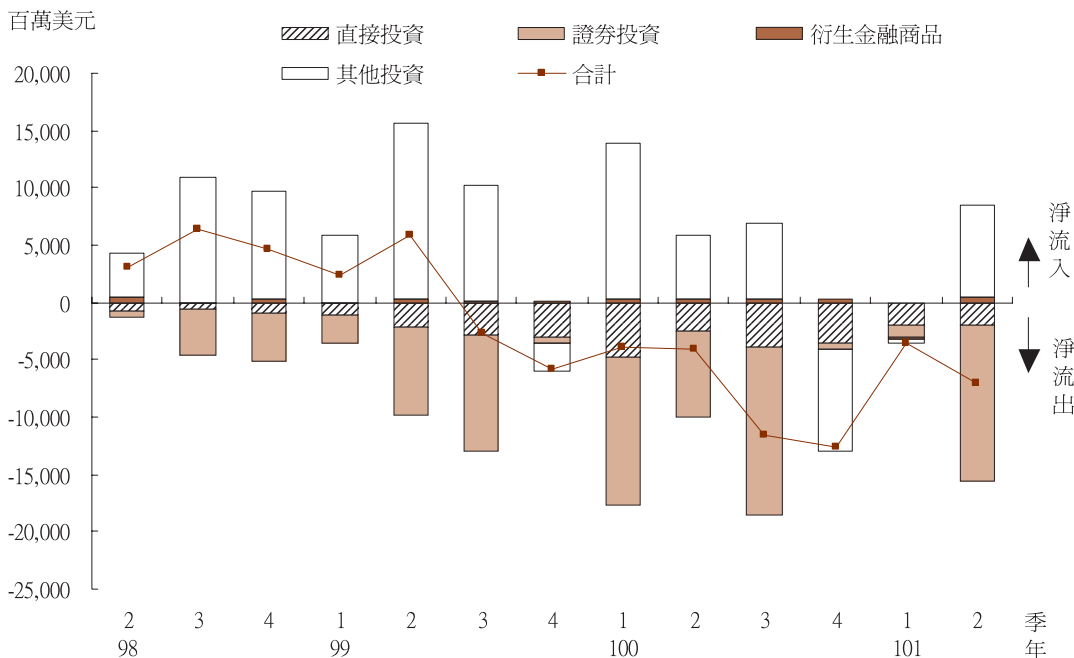
二、資本帳

資本帳包括資本移轉(資本設備之贈與、債務之免除及移民移轉)與非生產性、非金融性資產交易(如專利權、商譽等無形資產之買賣斷)。本季資本帳逆差20百萬美元，主要係移民匯出款。

三、金融帳

本季金融帳淨流出6,986百萬美元。其中直接投資呈淨流出1,966百萬美元，居民對外直接投資及非居民來台直接投資淨額分別呈淨流出2,258百萬美元及淨流入292百萬美元。證券投資呈淨流出13,530百萬美元，其中居民對外證券投資淨流出7,421百萬美元，主要係保險公司投資國外債權證券及居民投資國外基金增加；非居民證券投資亦淨流出6,109百萬美元，主要係外資減持台股。衍生金融商品呈淨流入421百萬美元。其他投資呈淨流入8,089百萬美元，主要係銀行收回國外短期放款及國外聯行放款(圖3)。

圖3 金融帳



貳、經常帳

一、商品貿易

本季商品貿易，依國際收支基礎（根據海關進出口貿易統計，就計價基礎、時差、類別及範圍予以調整）計算，商品出口計75,584百萬美元，較上年同季減少4,410百萬美元或5.5%；商品進口計69,967百萬美元，較上年同季減少4,275百萬美元或5.8%。由於出口減額大於進口減額，商品貿易順差減為5,617百萬美元，較上年同季減少135百萬美元或2.3%。

以下根據海關進出口貿易統計，就貿易結構、主要貨品與主要貿易地區別進一步分

析出、進口概況。

就貿易結構而言，出口方面，本季農產加工品較上年同季成長20.6%，惟工業產品及農產品分別較上年同季減少5.6%及1.2%；工業產品中的重化工業產品向為我國出口主力（出口比重達82.1%），受大陸經濟轉型與歐美景氣疲軟影響，較上年同季減少6.3%。進口方面，資本設備及農工原料分別較上年同季減少11.0%及5.5%，消費品則略增0.5%。資本設備進口衰退係因廠商看淡未來景氣，廠商投資需求下降所致；農工原料衰退主要因化學品與基本金屬及其製品進口減少；消費品則以手機進口增額較大。

就主要貨品而言，與上年同季相比，出口方面以「資訊與通信產品」、「化學品」、「電子產品」及「基本金屬及其製品」減額較大，四者合計占出口總減額的73.2%；進口貨品中，則以「電子產品」、「化學品」、「基本金屬及其製品」及「機械」減額較大，四者合計達進口總減額的1.04倍。

就主要貿易地區而言，出口方面，本季對中國大陸（含香港，以下同）的出口，較上年同季減少2,576百萬美元或8.0%，為出口減額最大的地區；其次為對美國出口，較上年同季減少1,411百萬美元或14.2%。進口方面，相較上年同季，自韓國進口減少1,010百萬美元或20.8%最大，自日本進口減少989百萬美元或7.4%次之。就主要出口市場比重來看，仍以中國大陸所占比重最高，達39.0%，其次為東協六國的18.3%，美國的11.3%及歐洲的9.8%分居第三、四位。主要進口來源仍以日本所占比重最高，達17.5%，其次為中國大陸的16.1%，中東國家的15.6%及東協六國的11.3%分居第三、四位。

二、服務

本季服務收入11,969百萬美元，較上年同季增加673百萬美元；服務支出計10,555百萬美元，較上年同季減少241百萬美元。由於服務收入增加、服務支出減少，服務收支

順差由上年同季500百萬美元增為1,414百萬美元。茲將服務收支主要項目之內容及其變動說明如下(表2)：

(一) 運輸

就運輸而言，可區分為旅客運輸、貨物運輸及其他（主要為國外港口、機場費用）。本季運輸收入計2,563百萬美元，較上年同季增加88百萬美元，主要係國航國際客運收入增加。運輸支出計2,636百萬美元，較上年同季減少199百萬美元，主要係海運公司支付國外港埠費用支出減少。收支相抵，本季運輸淨支出由上年同季之360百萬美元減為73百萬美元。

(二) 旅行

本季旅行收入計2,904百萬美元，較上年同季增加153百萬美元，主要係因來台旅客人次（以中國大陸來台旅客增加最多）成長。旅行支出計2,609百萬美元，較上年同季增加119百萬美元，主要係國人出國人次及平均每人每日消費金額增加。收支相抵，本季旅行淨收入由上年同季261百萬美元增為295百萬美元。

(三) 其他服務

其他服務包括通訊、營建、保險、金融、電腦與資訊、專利權使用費、三角貿易、營運租賃、專業技術與雜項服務及個人、文化與休閒以及政府服務等項目。本季其他服務收入計6,502百萬美元，較上年同季增加432百萬美元，主要係三角貿易淨收入

表2 服務貿易

單位：百萬美元

	101年第2季			100年第2季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2)	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4)	(5) 收入	(6) 支出
服務	11,969	10,555	1,414	11,296	10,796	500	673	-241
一、運輸服務	2,563	2,636	-73	2,475	2,835	-360	88	-199
(一)客運	586	500	86	481	518	-37	105	-18
(二)貨運	1,869	1,290	579	1,887	1,289	598	-18	1
(三)其他	108	846	-738	107	1,028	-921	1	-182
二、旅行	2,904	2,609	295	2,751	2,490	261	153	119
三、其他服務	6,502	5,310	1,192	6,070	5,471	599	432	-161
(一)通訊	133	145	-12	108	129	-21	25	16
(二)營建	111	71	40	97	53	44	14	18
(三)保險	192	327	-135	106	293	-187	86	34
(四)金融	223	84	139	237	57	180	-14	27
(五)電腦與資訊	134	123	11	91	87	4	43	36
(六)專利權、商標等使用費	209	1,136	-927	204	1,367	-1,163	5	-231
(七)其他事務服務	5,401	3,200	2,201	5,102	3,228	1,874	299	-28
1. 三角貿易及與貿易有關服務	4,263	1,040	3,223	4,034	1,258	2,776	229	-218
2. 營運租賃	57	352	-295	86	370	-284	-29	-18
3. 專業技術與雜項	1,081	1,808	-727	982	1,600	-618	99	208
(八)個人、文化與休閒服務	38	67	-29	31	54	-23	7	13
(九)不包括在其他項目的政府服務	61	157	-96	94	203	-109	-33	-46

增加。其他服務支出計5,310百萬美元，較上年同季減少161百萬美元，主要係專利權、商標等使用費及貿易佣金支出減少。收支相抵，本季其他服務淨收入為1,192百萬美元，較去年同季增加593百萬美元。

三、所得

所得包括薪資所得及投資所得。本季所得收入5,959百萬美元，較上年同季增加76百萬美元，主要係OBU利息收入增加所致；所得支出2,392百萬美元，較上年同季減少197百萬美元，主要係支付外資股利減少。收支

相抵，本季所得淨收入由上年同季的3,294百萬美元增為3,567百萬美元(表3)。

四、經常移轉

本季經常移轉收入計1,363百萬美元，較上年同季增加18百萬美元；支出計1,962百萬美元，較上年同季減少538百萬美元，主要係上年第2季對日本311震災捐款，導致經常移轉支出較大。收支相抵，本季經常移轉淨支出由上年同季的1,155百萬美元減為599百萬美元。

表3 所得及經常移轉

單位：百萬美元

	101年第2季			100年第2季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2)	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4)	(5) 收入	(6) 支出
所得	5,959	2,392	3,567	5,883	2,589	3,294	76	-197
一、薪資所得	129	89	40	108	111	-3	21	-22
二、投資所得	5,830	2,303	3,527	5,775	2,478	3,297	55	-175
(一)直接投資	1,234	1,516	-282	1,253	1,317	-64	-19	199
(二)證券投資	282	555	-273	321	990	-669	-39	-435
(三)其他投資	4,314	232	4,082	4,201	171	4,030	113	61
經常移轉	1,363	1,962	-599	1,345	2,500	-1,155	18	-538

參、金融帳

金融帳根據投資種類或功能分為直接投資、證券投資、衍生金融商品與其他投資。本季金融帳淨流出6,986萬美元。茲將本季金融帳變動說明如下(表4)：

表4 金融帳

單位：百萬美元

	101年第2季			100年第2季			增減比較	
	(1) 資產	(2) 負債	(1)+(2) 淨額	(3) 資產	(4) 負債	(3)+(4) 淨額	(1)-(3) 資產	(2)-(4) 負債
一、直接投資	-2,258	292	-1,966	-3,349	880	-2,469	1,091	-588
(一)對外直接投資	-2,258	—	-2,258	-3,349	—	-3,349	1,091	—
(二)來台直接投資	—	292	292	—	880	880	—	-588
二、證券投資	-7,421	-6,109	-13,530	-12,905	5,319	-7,586	5,484	-11,428
(一)股權證券	-3,074	-6,068	-9,142	-5,868	2,814	-3,054	2,794	-8,882
(二)債權證券	-4,347	-41	-4,388	-7,037	2,505	-4,532	2,690	-2,546
1.債券與票券	-4,150	54	-4,096	-7,176	2,505	-4,671	3,026	-2,451
2.貨幣市場工具	-197	-95	-292	139	0	139	-336	-95
三、衍生金融商品	1,426	-1,005	421	1,378	-1,016	362	48	11
四、其他投資	8,075	14	8,089	-8,739	14,306	5,567	16,814	-14,292
(一)貿易信用	343	-83	260	-659	110	-549	1,002	-193
(二)借款	4,808	3,985	8,793	-5,004	6,749	1,745	9,812	-2,764
(三)現金與存款	3,348	-4,275	-927	-795	6,698	5,903	4,143	-10,973
(四)其他	-424	387	-37	-2,281	749	-1,532	1,857	-362
合 計	-178	-6,808	-6,986	-23,615	19,489	-4,126	23,437	-26,297

註：無符號表示資本流入或資產減少或負債增加；負號表示資本流出或資產增加或負債減少。

一、直接投資

本季直接投資淨流出1,966百萬美元。其中，對外直接投資呈淨流出2,258百萬美元，投資地區仍以中國大陸居首，主要投資行業為電子零組件製造業、批發零售業及金融保險業；非居民來台直接投資淨流入292百萬美元，主要投資行業為金融保險業、批發零售業及其他製造業。

二、證券投資

本季證券投資呈淨流出13,530百萬美元。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

本季居民投資國外證券呈淨流出7,421百萬美元。其中股權證券淨流出3,074百萬美元，債權證券投資呈淨流出4,347百萬美元，主要係保險公司投資國外債權證券及居民投資國外基金增加。債權證券投資中，債券與票券及貨幣市場工具分別呈淨流出4,150百萬美元及197百萬美元。

(二) 負債方面

本季非居民投資國內證券呈淨流出6,109百萬美元，其中股權證券投資呈淨流出6,068百萬美元，主要係外資減持台股，而債權證券投資呈淨流出41百萬美元。債權證券投資中，債券與票券呈淨流入54百萬美元，貨幣市場工具則呈淨流出95百萬美元。

三、衍生金融商品

本季衍生金融商品淨流入421百萬美元，資產方面淨流入1,426百萬美元，主要是銀行部門承做衍生金融商品交易利得；負債方面呈淨流出1,005百萬美元，主要為銀行部門承做衍生金融商品交易損失。

四、其他投資

其他投資包括貿易信用、借款、現金與存款及其他資產與負債。本季其他投資呈淨流入8,089百萬美元，主要係銀行收回國外短期放款及國外聯行放款。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

居民對外其他投資呈淨流入8,075百萬美元，表示居民對非居民之其他債權減少。其中，貿易信用呈淨流入343百萬美元；借款呈淨流入4,808百萬美元，主要係銀行部門收回國外短期放款；現金與存款呈淨流入3,348百萬美元，主要係銀行部門收回國外存款；其他資產呈淨流出424百萬美元，主要係民間部門其他短期資金流出。

(二) 負債方面

非居民對本國其他投資呈淨流入14百萬美元，表示居民對非居民之其他負債增加。其中，貿易信用呈淨流出83百萬美元；借款呈淨流入3,985百萬美元，主要係銀行部門短期借款增加；現金與存款呈淨流出4,275百萬

美元，主要係外商銀行減少自國外聯行引進 要係銀行部門其他短期負債增加。
資金；其他負債呈淨流入387百萬美元，主

肆、中央銀行準備資產

本季國際收支呈現順差，反映在中央銀行準備資產增加3,111百萬美元。

貨幣與信用

壹、概述

本年第2季以來，由於國內景氣不振，資金需求下降，致銀行放款與投資成長減緩，加以外資呈淨匯出，第2季日平均貨幣總計數M2及M1B年增率持續走低，分別為4.44%及3.40%；8月外資雖轉呈匯入，惟銀行放款與投資成長下滑，M2及M1B年增率續降至3.69%及2.73%。

由於國內經濟成長疲弱，本季本行政策利率維持不變，季底台銀、合庫銀、土銀、一銀及華銀等五大銀行一年期存款固定利率為1.36%，與上季底相同，至8月底維持不

變。在基準放款利率方面，五大銀行平均基準放款利率上季底為2.887%，至7月，受一銀及華銀調升利率影響，上升為2.927%；8月，一銀及華銀復調降利率，8月底五大銀行平均基準放款利率降為2.923%。在新承做放款利率方面，五大銀行新承做放款加權平均利率自3月之1.588%升至6月之1.686%；7月，受新承做國庫借款金額較多影響，降為1.596%；8月，因未新承做國庫借款，再升至1.779%，較3月上升0.191個百分點。

表1 重要金融指標年增率

單位：%

年 / 月	貨幣總計數			準備貨幣	主要金融機構存款	主要金融機構放款與投資	主要金融機構對民間部門債權
	M1A	M1B	M2				
98	13.37	16.54	7.45	11.55	5.68	0.71	-1.13
99	14.51	14.93	4.53	5.43	5.29	6.15	6.71
100	8.08	7.16	5.83	7.24	4.18	6.00	6.25
100/ 8	9.45	7.44	6.16	7.15	5.21	7.31	7.55
9	8.84	6.28	5.85	7.58	5.10	7.94	8.15
10	7.50	5.12	5.54	6.89	4.63	7.41	7.69
11	6.37	4.22	5.10	6.74	4.45	6.89	7.23
12	5.85	3.51	5.01	6.89	4.18	6.00	6.25
101/ 1	4.22	3.86	5.22	9.03	4.57	5.22	5.37
2	1.16	2.84	4.92	2.40	4.23	5.16	5.20
3	2.74	3.47	5.05	4.88	4.70	5.30	4.64
4	4.89	3.77	4.72	4.84	4.01	5.53	4.55
5	4.55	3.24	4.40	4.87	4.01	5.22	4.69
6	4.51	3.18	4.19	4.67	3.60	4.58	4.24
7	4.05	2.88	3.80	4.53	3.02	5.21	4.74
8	2.35	2.73	3.69	4.18	3.85	4.70	4.07

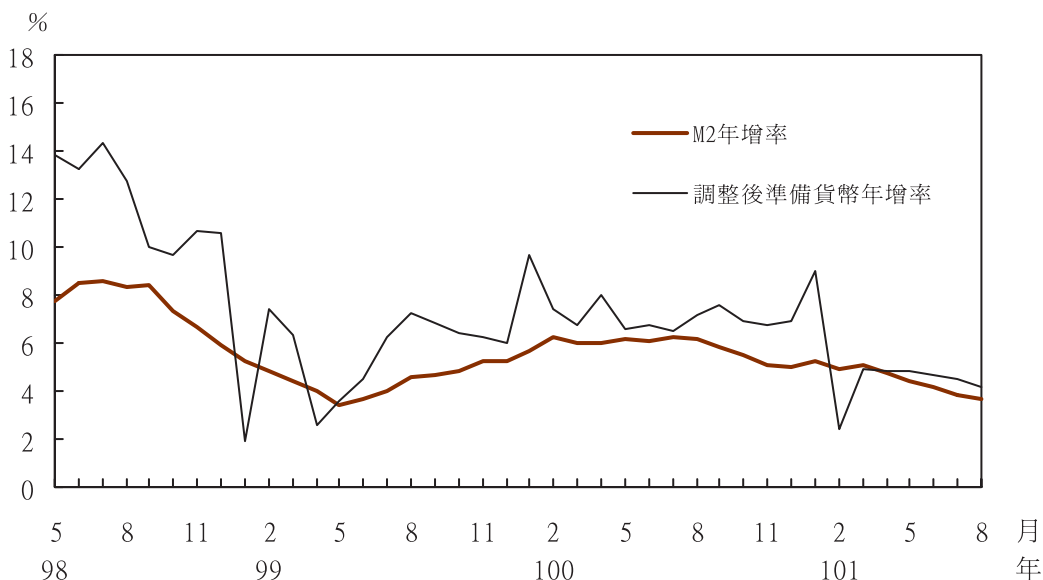
註：M1A、M1B、M2與準備貨幣年增率係日平均資料(準備貨幣為經調整存款準備率變動因素後之資料)；其餘各項年增率則係月底資料。放款與投資之「證券投資」係以原始成本衡量。

貳、準備貨幣年增率大抵下降

本年第2季日平均準備貨幣年增率為4.80%，較上季之5.38%減緩，其中，4月日平均準備貨幣年增率為4.84%，較上月之4.88%下降0.04個百分點，主要受財政部研議課徵資本利得稅影響，股市量能縮小，活期性存款比重下降，使應提準備金減少所致；5月因上年同月利率走升及股市交易趨緩，民眾將資金由活期性存款轉向定期性存款，以致上年同月應提準備金減少，由於基期較低，導致本年5月準備貨幣年增率上升至4.87%；6月年增率因綜合所得稅繳納，銀

行存款規模減少，年增率回跌至4.67%。7月及8月，準備貨幣年增率續呈下跌，至8月年增率為4.18%。就準備貨幣變動來源分析，本年第2季雖有國庫券到期與公債付息、財政部償還銀行借款、發放各項分配款及補助款等寬鬆因素，惟因有財政部發行公債與國庫券、國庫向銀行借款、稅款繳庫，以及本行陸續發行定期存單等緊縮因素，日平均準備貨幣較上季減少。至於本年7月及8月日平均準備貨幣則轉呈增加。

圖1 準備貨幣及M2年增率



參、貨幣總計數M2年增率持續下滑

本年第2季以來，由於國內景氣不振，資金需求下降，致銀行放款與投資成長減緩，加以外資呈淨匯出，第2季日平均貨幣總計數M2及M1B年增率持續走低，分別為

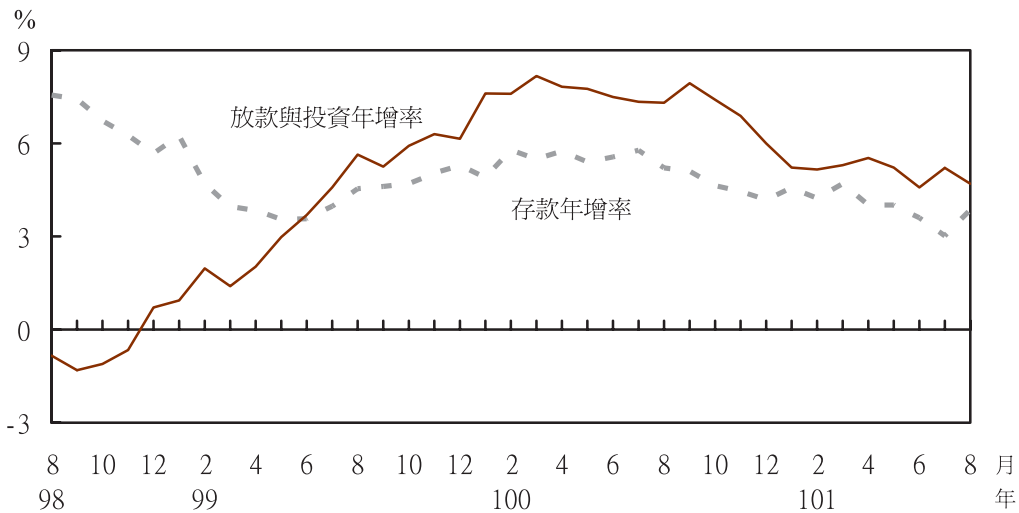
4.44%及3.40%；8月外資雖轉呈匯入，惟銀行放款與投資成長下滑，M2及M1B年增率續降至3.69%及2.73%。

肆、存款年增率呈下降趨勢

本年第2季全體貨幣機構存款年增率呈下降趨勢，由3月底的4.70%降至6月底的3.60%，主要係因銀行放款與投資成長減緩及外資呈淨匯出所致。7月因外資持續淨匯出，年增率續降至3.02%，8月受外資轉呈淨匯入影響，年增率回升至3.85%。就各類存款觀察，活期性存款方面，因外資呈淨匯出，年增率由上季底之3.09%降至本季底之2.81%；7月因景氣不佳，加上外資淨匯出，致年增率續降至2.44%，8月則因外資淨匯入，年增率升至2.62%。定期性存款方面，本季底年增率由上季底之6.02%下降至4.65%，主要因本季底定期及定期儲蓄存款

之年增率降幅較大所致；7月續降至3.70%，8月因外匯存款大幅增加，致年增率升為4.99%。政府存款方面，本季底年增率由上季底之-5.51%降至-9.41%，主要因國庫償還借款及國庫券還本付息增加；7月因國庫借款增加，年增率升至-4.83%，8月則因國庫償還借款，年增率降至-6.39%。比重方面，活期性存款占存款總額之比重由上季底之32.87%續降為32.72%，定期性存款所占比重則由上季底之64.46%續升至64.51%，政府存款所占比重則由上季底之2.67%增至2.78%。8月底，活期性、定期性及政府存款比重分別為33.10%、64.18%及2.72%。

圖2 全體貨幣機構存款及放款與投資年增率



伍、銀行放款與投資年增率續降

本年第2季底全體貨幣機構放款與投資餘額，以成本計價較上季底增加967億元，其中放款與投資分別減少809億元與增加1,776億元，年增率由上季底之5.30%下降為本季底之4.58%，主要因政府償還銀行借款所致。7、8月，由於銀行對民間部門債權穩定成長，8月底年增率回升為4.70%。若包含人壽保險公司放款與投資，並加計銀行轉列之催收款及轉銷呆帳金額，以及直接金融，本季底全體非金融部門取得資金總額年增率由上季底之4.78%下降為4.50%，至8月底再降為4.43%。

就放款與投資之對象別觀察，受國內景氣不振，資金需求下降影響，本季底全體貨幣機構對政府債權、公營事業債權及民間部門債權年增率均較上季底下降，分別為

7.49%、0.64%及4.24%；8月底對政府債權年增率增為9.50%，對公營事業及民間部門債權成長則趨緩，年增率分別降為-0.02%及4.07%。比重方面，本季底對民間部門債權比重由上季底之79.16%升為80.14%，至8月底續升為80.21%，主要為對民營企業放款增加所致；對政府債權比重由上季底之16.74%下降為15.74%，至8月底續降為15.62%，主要為政府償還銀行借款所致；對公營事業債權比重由上季底之4.09%略升為4.12%，至8月底續升為4.16%，主要為對公營事業證券投資增加所致。

在全體銀行對民營企業放款行業別方面，本季底對民營企業放款總餘額較上季底增加659億元，其中以對服務業放款增加549億元為最多，其次為對批發零售業放款增加

426億元，但對製造業放款則減少545億元；8月底，全體銀行對民營企業放款總餘額，較本季底增加1,523億元，主要為對製造業放款增加723億元，其次為對服務業放款增加329億元。就各業別比重而言，本季底以對製造業放款比重47.95%為最高，其次為對服務業之23.70%，再次為對批發零售業之12.74%，其中對服務業及批發零售業放款

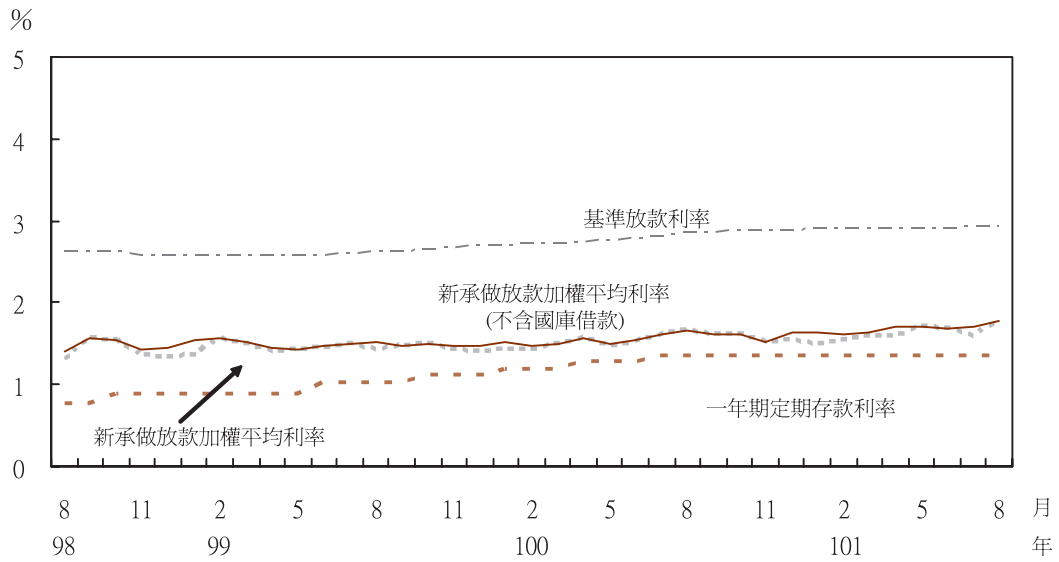
比重較上季底上升，但對製造業放款比重則較上季底下降，至於對營造業放款比重，則由上季底之2.68%略升為本季底之2.77%。8月底對製造業及批發零售業放款比重分別為47.97%及12.84%，較本季底略為上升，對服務業及營造業放款比重分別為23.66%及2.70%，則較本季底略為下降。

陸、銀行業利率上升

本年第2季以來，由於景氣不振及國際金融市場仍不穩定，國內經濟成長趨緩，本行維持政策利率不變，主要銀行存款利率亦維持不變，以台銀、合庫銀、土銀、一銀及華銀等五大銀行為例，本季底五大銀行一年期存款固定利率為1.36%，與上季底相同，至8月底維持不變。基準放款利率方面，五大銀行平均基準放款利率上季底為2.887%，至7月受一銀及華銀調升利率影響，上升為2.927%，8月一銀及華銀復調降利率，8月底

五大銀行平均基準放款利率降為2.923%。在新承做放款利率方面，五大銀行新承做放款加權平均利率自3月之1.588%升至6月之1.686%，7月受新承做國庫借款金額較多影響，降為1.596%，8月因未新承做國庫借款，再升至1.779%，較3月上升0.191個百分點；若不含新承做的國庫借款，五大銀行新承做放款加權平均利率自3月之1.637%上升至6月的1.691%，7、8月續升，至8月為1.779%，較3月上升0.142個百分點。

圖3 本國五大銀行平均利率*



註：*五大銀行係指台銀、合庫銀、一銀、華銀及土銀。

金融市場

壹、貨幣市場

本（101）年第2季由於政府宣布油電價格解除凍漲，為防杜油電雙漲引發通膨預期，本行4、5月加強公開市場操作，收回市場餘裕資金，金融業隔夜拆款加權平均利率由3月之0.402% 上升至6月之0.513%。

惟下半年以來，受中國大陸經濟降溫，美國經濟成長動能不強，以及歐元區經濟衰退影響，外需力道減弱，出口持續衰退，民間投資與消費減緩，致民間部門資金需求走緩，影響所及，金融業隔夜拆款加權平均利率轉呈下降，至8月為0.388%；貨幣機構¹日平均淨超額準備則由第2季平均之124億元上升至8月之176億元。

以下分別就本年4月至8月之資金情勢、利率走勢及票券流通餘額加以分析：

一、資金情勢

本年第2季貨幣機構日平均淨超額準備平均為124億元，較上季平均之171億元為低，市場資金大致呈現寬鬆帶緊情勢。就各月資金情勢觀察，4、5及6月受外資匯出及所得稅款陸續繳庫等緊縮因素影響，日平均淨超額準備持續低檔，分別為118億元、127

億元及127億元；7月則因政府償還公債增加等寬鬆因素影響，日平均淨超額準備略升為142億元；至於8月受國庫借款到期及提前償還、統籌分配款及政務支出撥款增加等寬鬆因素影響，日平均淨超額準備再升至176億元。

二、利率走勢

受歐債危機影響，全球經濟下滑風險升高，本行於上年7月1日升息後，迄今未再調息，重貼現率及擔保放款融通利率分別維持在1.875%及2.25%不變。

金融業隔夜拆款利率方面，本年4月起，為防杜油電雙漲引發通膨預期，本行加強公開市場操作，收回市場餘裕資金，金融業隔夜拆款加權平均利率遂由3月26日之0.399% 明顯上升至6月1日之0.523% 後，回檔狹幅盤整至6月底，4、5及6月金融業隔夜拆款加權平均利率分別為0.476%、0.512%及0.513%；下半年以來，由於國內景氣持續趨緩，民間部門資金需求不強，7、8月金融業隔夜拆款加權平均利率持續下降至0.445%及0.388%後持穩。至於票券市場利率方面，

¹ 貨幣機構包含本國銀行、外國及大陸銀行在台分行、信用合作社、農漁會信用部、中華郵政公司儲匯處及貨幣市場共同基金。

圖1.1 貨幣市場利率與貨幣機構淨超額準備

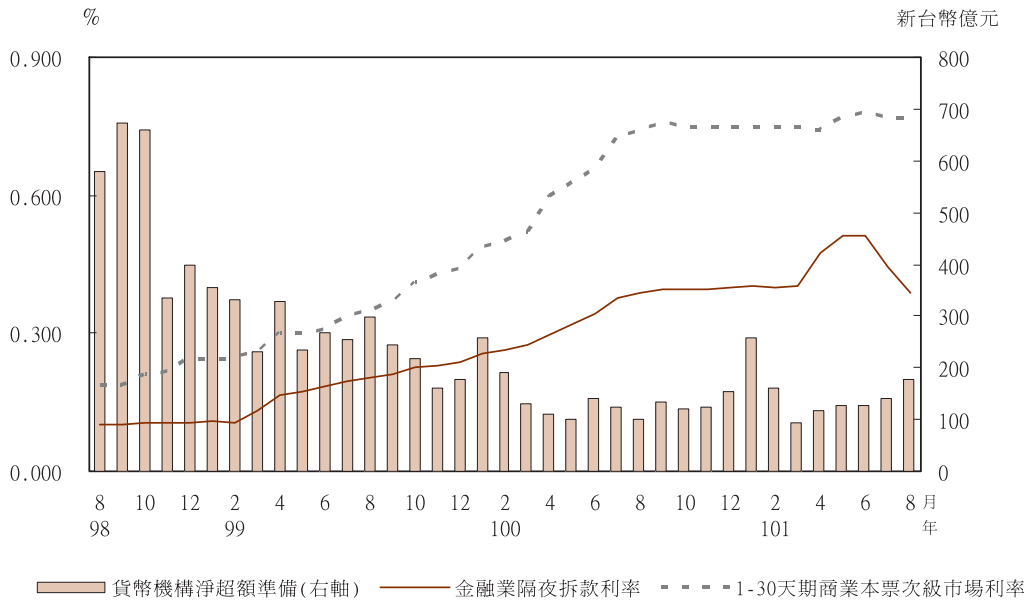


表1.1 貨幣市場利率

單位：年息百分率

年/月	金融業 隔夜 拆款	商業本票						中央銀行定期存單			
		初級市場			次級市場			初級市場			
		1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-91天	92-182天	274天-1年
98	0.109	0.58	0.68	0.71	0.21	0.24	0.29	0.58	0.62	0.72	-
99	0.185	0.47	0.58	0.60	0.33	0.38	0.46	0.62	0.66	0.73	0.70
100	0.341	0.79	0.85	0.97	0.66	0.70	0.81	0.82	0.88	0.99	0.95
100/ 8	0.388	0.88	0.87	1.03	0.74	0.77	0.79	0.87	0.93	1.05	1.05
9	0.394	0.84	0.98	0.95	0.76	0.80	0.91	0.87	0.93	1.05	1.00
10	0.395	0.87	0.92	1.12	0.75	0.82	0.86	0.87	0.93	1.05	0.98
11	0.396	0.88	1.00	1.04	0.75	0.81	1.02	0.87	0.93	1.05	0.96
12	0.400	0.88	0.98	1.00	0.75	0.79	0.84	0.87	0.93	1.05	0.90
101/ 1	0.403	0.87	1.04	1.00	0.75	0.79	0.83	0.87	0.93	1.05	0.90
2	0.399	0.87	0.95	0.97	0.75	0.79	0.89	0.87	0.93	1.05	0.89
3	0.402	0.84	0.88	0.94	0.75	0.79	0.88	0.87	0.93	1.05	0.88
4	0.476	0.85	0.89	0.95	0.74	0.79	0.86	0.87	0.93	1.05	0.89
5	0.512	0.86	0.90	0.94	0.77	0.81	0.88	0.87	0.93	1.05	0.89
6	0.513	0.86	0.93	0.94	0.78	0.82	0.88	0.87	0.93	1.05	0.88
7	0.445	0.86	0.88	0.92	0.77	0.80	0.88	0.87	0.93	1.05	0.87
8	0.388	0.84	0.87	0.90	0.77	0.80	0.84	0.87	0.93	1.05	0.85

利率走勢相對穩定，1-30天期商業本票發行利率由6月之0.86%略降至8月之0.84%；次級市場利率則由0.78%略降至0.77%，變動均不大。

三、票券流通餘額

本年8月底票券流通餘額合計為1兆3,454億元，較第1季底增加403億元。其中商業本票增加862億元為最多，主要係本年以來商業本票發行利率維持低檔，台電、中油等

公營事業大量發行免保商業本票，以及部分大型民營企業透過短期票券循環信用融資（Note Issuance Facilities, NIFs），循環發行商業本票，以取得類似中長期性質的資金；至於國庫券則減少503億元，主要係稅款繳庫，財政部為調節國庫收支，本季連續3個月國庫券發行金額較到期償還金額為少所致；至於可轉讓定期存單及銀行承兌匯票則分別增加49億元及減少5億元，變動比率均不大。

表1.2 短期票券之發行、償還及餘額

單位：新台幣億元

年/月	合計			國庫券			商業本票			銀行承兌匯票			可轉讓定期存單		
	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額
98	62,934	62,202	10,431	4,350	3,268	2,150	53,977	54,366	6,513	219	220	49	4,388	4,348	1,719
99	71,408	70,164	11,675	3,650	3,400	2,400	59,034	58,687	6,861	331	317	62	8,393	7,760	2,352
100	74,240	73,988	11,926	3,212	3,810	1,803	62,705	62,214	7,352	301	306	57	8,022	7,658	2,715
100/ 8	6,122	6,417	10,543	300	462	1,326	5,116	5,068	6,796	27	34	59	679	853	2,362
9	6,777	6,257	11,064	350	300	1,376	5,534	5,269	7,061	24	23	60	870	665	2,566
10	5,665	5,325	11,403	250	310	1,317	4,941	4,633	7,370	24	24	59	450	358	2,657
11	6,240	5,940	11,703	200	0	1,517	5,361	5,304	7,428	20	24	55	658	612	2,703
12	7,187	6,963	11,926	812	526	1,803	5,637	5,713	7,352	22	21	57	715	703	2,715
101/ 1	4,861	4,581	12,207	0	0	1,803	4,590	4,178	7,764	18	30	46	253	373	2,595
2	5,978	5,409	12,776	0	0	1,803	5,638	5,021	8,380	21	22	45	320	365	2,549
3	6,597	6,322	13,051	0	0	1,803	6,161	5,846	8,696	25	16	53	411	460	2,499
4	6,394	6,194	13,251	300	520	1,583	5,674	5,295	9,074	23	26	50	398	353	2,545
5	6,987	6,372	13,820	250	271	1,562	6,136	5,535	9,676	24	24	49	577	543	2,533
6	6,694	7,287	13,270	250	512	1,300	5,665	6,080	9,260	22	16	55	757	678	2,655
7	6,695	6,262	13,703	300	300	1,300	6,014	5,610	9,663	19	28	47	363	325	2,693
8	7,633	7,882	13,454	200	200	1,300	6,647	6,753	9,558	21	19	48	765	910	2,548

貳、債券市場

本(101)年第2季債券發行市場，政府公債方面，中央政府為因應舉新還舊之需，本季持續執行定期適量發行政策，共發行公債1,850億元；公司債方面，由於股市交易清淡，資金轉向債市，本季發行規模擴增為1,427億元；金融債券方面，本季共有13家金融機構發行金融債券，發債目的均為充實資本及支應中長期營運資金需求，本季金融債券發行總額為549億元，較上季增加360億元；資產證券化商品方面，本季共發行206億元，均為定期循環發行；至於外國債券及國際債券方面，本季均無新案發行。

債券流通市場部分，本年第2季因交易日較第1季多，加以股市表現不佳，資金流向債市，致交易量擴增為23兆1,297億元，較上季增加1兆8,825億元或8.86%。

以下就發行市場與流通市場分別加以說

明：

一、發行市場

(一) 中央政府公債

本季中央政府共發行甲類非自償性建設公債1,550億元及乙類自償性建設公債300億元，發行年期有5年、10年、20年及30年期。就得標利率觀察，由於4月初以來，油電價格擬議調漲，通膨預期心理升高，第2季各期別公債發行得標利率，除6月27日發行之10年期公債外，均較第1季同期之得標利率為高，以市場交易量較大的5年期公債為例，4月標售之最高得標利率較1月標售之最高得標利率高出3個基本點。累計至本季度，中央政府公債發行餘額為4兆6,896億元，較上季底增加1,850億元或4.11%，至本年8月底發行餘額續增至4兆7,296億元。

表2.1 中央政府公債標售概況表

期別	發行日	年期	發行額 (億元)	最高得標利率 (%)	行業得標比重(%)			
					銀行業	證券業	票券業	保險業
※101甲1	4.13	5	400	1.029	61.75	28.50	4.75	5.00
※101甲2	4.27	20	400	1.725	37.00	24.12	0.50	38.38
※101甲4	5.04	30	350	1.835	38.72	29.71	0.00	31.57
101乙2	5.24	10	300	1.271	55.01	31.33	3.66	10.00
※101甲5	6.27	10	400	1.210	46.12	40.13	6.00	7.75

※為增額公債。

表2.2 國內債券發行概況統計表

單位：新台幣億元

年/月	合計		中央政府公債		直轄市政府公債		公司債		金融債券		資產證券化 受益證券		外國債券及 國際債券	
	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額
98	10,649	62,559	4,700	38,296	256	1,414	2,039	11,369	987	8,125	2,439	2,644	228	711
99	13,936	66,202	6,100	41,876	193	1,467	3,297	12,022	1,585	8,158	2,568	2,168	193	511
100	13,937	71,135	6,200	45,096	200	1,348	3,966	13,510	1,946	9,004	1,625	1,783	-	394
100/ 8	1,200	69,118	600	43,747	-	1,148	291	13,193	125	8,768	184	1,818	-	444
9	965	69,751	350	44,096	-	1,148	422	13,365	181	8,913	12	1,785	-	444
10	1,212	70,155	400	44,096	125	1,272	452	13,655	186	8,957	49	1,781	-	394
11	1,375	70,928	650	44,746	-	1,272	345	13,651	146	9,014	234	1,851	-	394
12	978	71,135	350	45,096	75	1,348	343	13,510	174	9,004	36	1,783	-	394
101/ 1	1,220	71,032	800	44,796	-	1,348	263	13,620	143	9,090	14	1,784	-	394
2	1,017	71,291	650	45,046	-	1,348	186	13,719	20	9,031	161	1,753	-	394
3	1,183	71,482	800	45,046	-	1,348	346	13,983	26	9,020	11	1,691	-	394
4	1,190	72,460	800	45,846	-	1,348	247	14,088	122	9,141	21	1,643	-	394
5	1,284	73,297	650	46,496	-	1,348	292	14,182	168	9,234	174	1,643	-	394
6	1,558	74,405	400	46,896	-	1,348	888	14,907	259	9,436	11	1,509	-	309
7	671	74,187	300	46,696	-	1,348	354	14,915	0	9,406	17	1,513	-	309
8	1,756	75,644	600	47,296	-	1,348	829	15,620	153	9,558	174	1,513	-	309

資料來源：

- (1) 中央銀行「中華民國金融統計月報」。
- (2) 行政院金管會銀行局「資產證券化案件統計表」。
- (3) 中央銀行外匯局「國際金融組織在台發行債券概況」。

(二) 直轄市政府公債

本年1至8月直轄市政府均未發行與償還公債，各月底發行餘額均維持在1,348億元。

(三) 公司債

因股市交易清淡，資金轉向債市，本季公司債發行總額為1,427億元，較上季增加632億元或79.50%。就發行內容觀察，90%為不可轉換公司債；無擔保公司債占82%；

前六大發債公司為台電、中油、聯華電子、台塑石化、台灣塑膠及台新金控，合計發債金額達842億元，占發行總額59%；就債券發行內容觀察，本季仍以5年期券占46%為最大宗，加權平均發行利率為1.33%。截至本月底，公司債發行餘額為1兆4,907億元，較上季底增加924億元或6.61%，至本年8月底發行餘額持續增加至1兆5,620億元。

(四) 金融債券

因股市交易清淡，資金轉向債市，本季計有13家金融機構發行金融債券，總金額為549億元，較上季189億元大幅增加360億元或190.48%。發行債券主要目的為強化資本結構及支應營運需求，發行債券內容主要為次順位債，占75%；以合庫銀發行主順位債116.5億元，規模最大；發行期間以10年期券及7年期券為最大宗，分別占42.4%及41.7%；7年期券及10年期券加權平均發行利率分別為1.69%及1.66%，7年期券較10年期券發行利率高，主要因發行7年期券之部分銀行債信較差，致其發行利率較高所致。2年期券發行利率為1.05%，5年期券發行利率為1.25%。累計至本季度，金融債券

發行餘額為9,436億元，較上季底增加416億元或4.61%，至本年8月底發行餘額再擴增為9,558億元。

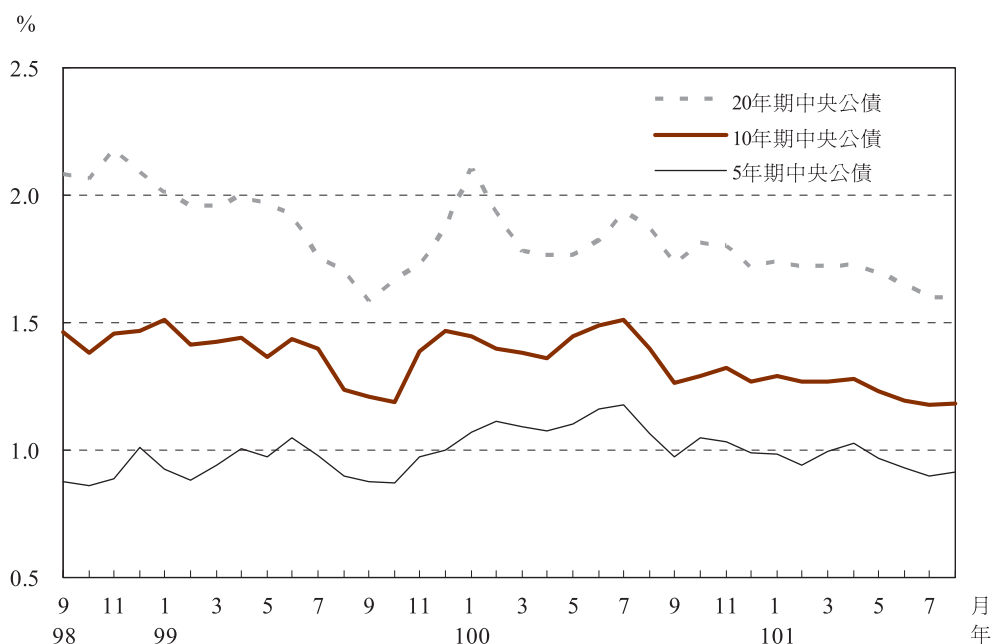
(五) 資產證券化受益證券

本季資產證券化商品無新案發行，僅有定期循環發行金額206億元，累計至本季度資產證券化受益證券發行餘額為1,509億元，較上季底減少182億元或10.76%，至本年8月底發行餘額小幅增為1,513億元。

(六) 外國債券及國際債券

本季外國債券及國際債券均無新案發行，截至本季度發行餘額為309億元，較上季底減少85億元，至本年8月底發行餘額仍維持在309億元。

圖2.1 各期別公債殖利率走勢圖



二、流通市場

本年4月，10年期公債殖利率在1.28%附近小幅盤整；5月因歐債危機擴大，中國大陸經濟趨緩及美國經濟復甦緩慢，我國景氣亦趨緩，股市交易量大幅萎縮，資金轉往債市，致10年期公債殖利率下降，至6月8日降至1.1723%，嗣後因股價反彈，10年期公債殖利率轉而上升至7月4日的1.2315%。惟7月初以來受歐債危機延宕影響，避險資金湧入債市，10年期公債殖利率再降至7月26日的1.1276%本年最低點，7月下旬以來，隨美

國債券殖利率上揚及國內股價上漲，轉呈回升，至9月28日為1.1692%。

就整體債市交易規模觀察，本年第2季因交易日數較第1季多，加以股市表現不佳，各類債券成交總額擴增為23兆1,297億元，較上季增加1兆8,825億元或8.86%，其中，附條件交易增加1兆9,166億元或11.84%(占成交總額比重，由76.2%升至78.3%)，買賣斷交易減少341億元或0.67%(占成交總額比重，由上季23.8%降至21.7%)。若就各類債券交易來看，7成為政府公債交易，本季政府公債交易金額為17兆

表2.3 國內債券市場買賣斷及附條件交易統計表

單位：新台幣億元

年/月	總成交金額	買賣斷		附條件交易	
		金額	比重(%)	金額	比重(%)
98	975,475	394,047	40.4	581,428	59.6
99	1,063,180	426,516	40.1	636,664	59.9
100	978,091	268,567	27.5	709,524	72.5
100/					
8	91,458	25,839	28.3	65,619	71.7
9	87,220	29,672	34.0	57,548	66.0
10	74,556	18,735	25.1	55,821	74.9
11	75,285	14,861	19.7	60,424	80.3
12	75,326	13,806	18.3	61,520	81.7
101/					
1	56,448	12,594	22.3	43,854	77.7
2	73,019	18,369	25.2	54,650	74.8
3	83,005	19,610	23.6	63,395	76.4
4	72,416	17,654	24.4	54,762	75.6
5	77,726	15,603	20.1	62,123	79.9
6	81,155	16,975	20.9	64,180	79.1
7	83,307	19,892	23.9	63,415	76.1
8	74,518	13,385	18.0	61,133	82.0

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心。

表2.4 國內債券市場各類債券交易統計表

單位：新台幣億元

年/月	合計	政府公債	公司債		金融債券	資產證券化 受益證券	外國債券及 國際債券
			普通	可轉換			
98	975,475	959,933	4,804	8,611	1,524	2	601
99	1,063,180	952,114	84,055	11,556	13,618	1,233	605
100	978,091	810,960	128,207	20,016	16,767	1,523	618
100/ 8	91,458	75,233	12,269	2,206	1,535	149	66
9	87,220	72,420	11,462	1,826	1,346	133	33
10	74,556	59,941	11,791	1,404	1,311	85	24
11	75,285	59,230	13,054	1,357	1,465	155	24
12	75,326	59,297	12,925	1,358	1,545	171	30
101/ 1	56,448	44,510	9,924	856	1,046	100	12
2	73,019	59,542	11,036	1,105	1,221	93	22
3	83,005	67,807	12,301	1,388	1,322	170	17
4	72,416	59,354	10,559	1,012	1,394	80	17
5	77,726	63,108	11,770	1,141	1,619	70	18
6	81,155	65,192	12,953	1,132	1,715	146	17
7	83,307	68,716	12,262	941	1,311	60	17
8	74,518	58,218	13,554	968	1,693	59	26

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心。

註：自99年4月起，各類債券交易資料包含買賣斷及附條件交易；之前，因缺乏詳細資料，附條件交易均歸入「政府債券」。

1,859億元，其餘依序為公司債3兆6,610億元、金融債券3,589億元、資產證券化受益證券363億元及外國債券與國際債券51億元。

至7月，因資金轉往債市，債券交易量上升至8兆3,307億元，8月股市回穩，債市交易量轉而降至7兆4,518億元。

參、股票市場

受證所稅復徵、歐債危機不斷惡化，以及美國經濟復甦趨緩等利空因素打擊，4至7月台股持續走跌，7月26日指數跌至6,971點；8月份由於國際股市回升，外資轉為買超，使台股止跌回升，至8月31日漲至7,397點，惟仍較3月底下挫6.8%。

一、大盤股價指數變動

101年4月份股市續跌，4月底加權指數較上月底下跌5.44%。此期間主要利空因素包括：1.歐債危機升高，國際股市下跌；2.油電價格調漲，通膨預期心理增溫；3.證所稅復徵之不確定性因素干擾，外資賣超台股。

101年5月份股市續跌，5月底加權指數較上月底下跌2.67%。此期間主要利空因素包括：1.希臘退出歐元區的疑慮再度升高，國際股市續跌；2.國際資金流出新興經濟體，外資大幅賣超台股。

101年6月份股市先升後跌，6月底加權指數較上月底小跌0.07%。台股於6月4日跌至6,895點後，於6月8日至20日期間緩步走升，此期間主要利多因素包括：1.歐洲央行延長短期再融資操作至年底；2.希臘國會大選，支持摶節政策之新民主黨獲勝；3.市場預期聯準會及全球央行將採取行動提振經濟景氣。6月下旬股市走跌，此期間主要利空

因素包括：1.歐美及中國大陸經濟數據不如預期；2.證所稅復徵之不確定性，持續衝擊台股。

101年7月份股市下跌，7月底加權指數較上月底續跌0.35%。此期間主要利空因素包括：1.國內電子業第3季成長幅度下修，旺季不旺；2.上市櫃公司上半年獲利不如預期；3.IMF與主計總處均下修今年經濟成長預測。

101年8月份股市反轉走升，至8月底加權指數較上月底上漲1.74%。此期間主要利多因素包括：1.蘋果股價攀高，國際股市轉強；2.iPhone 5、iPad mini及Windows 8新產品將陸續問市，相關產業供應鏈可望受惠；3.國際資金回流新興經濟體，外資大幅買超台股。

二、各類股股價指數變動

就各類股股價的變動而言，101年4月份由於外資賣超台股，多數類股呈下跌局面。由於油電價格調漲，傳產業者生產成本恐大幅增加，致汽車類股及玻璃陶瓷類分別大跌18.21%及12.68%；貿易百貨類股下跌8.37%，主要係因油電價格調漲，通膨預期心理增溫，民眾減少消費所致。

101年5月份由於外資大幅賣超台股，多數類股呈下跌局面。由於油價走跌，塑化報

價下滑恐減少獲利，油電燃氣類股及塑膠類股分別下跌9.96%及8.27%。惟汽車類股受中國大陸推出汽車下鄉等刺激車市政策影響，大漲10.42%。

101年6月份多數類股略跌，但水泥業因價格調升，獲利表現不錯，上漲4.3%；生技醫療為中國十二五計畫重點，隨著陸股醫療族群的行情加溫，生技醫療類股上漲3.94%；而玻璃陶瓷類股跌幅最大，達8.92%。

101年7月各類股漲跌互見，但上漲之類股仍較下跌之類股多。其中，玻璃陶瓷類股因跌深反彈，上漲幅度達15.4%；受惠夏季

飲料旺季及中元普渡需求拉升，食品類股上漲6.31%；預期兩岸貨幣清算協議簽訂，金融股上漲5.19%；然受面板、DRAM營收不佳拖累，電子股下跌3.87%。

101年8月在外資買超激勵下，大型類股上漲。其中，建材營造類股漲幅最大，達9.96%，主要係不動產申報登錄制度8月上路後，營建股利空淡化，加上政府釋出可能重啟國有地標售等措施而大幅反彈；汽車類則因上半年獲利優於預期，漲幅達5.53%；電子股也在蘋果股價攀升，激勵相關產品供應鏈之股價表現，呈上漲4.03%。

圖3.1 集中市場價量變動趨勢

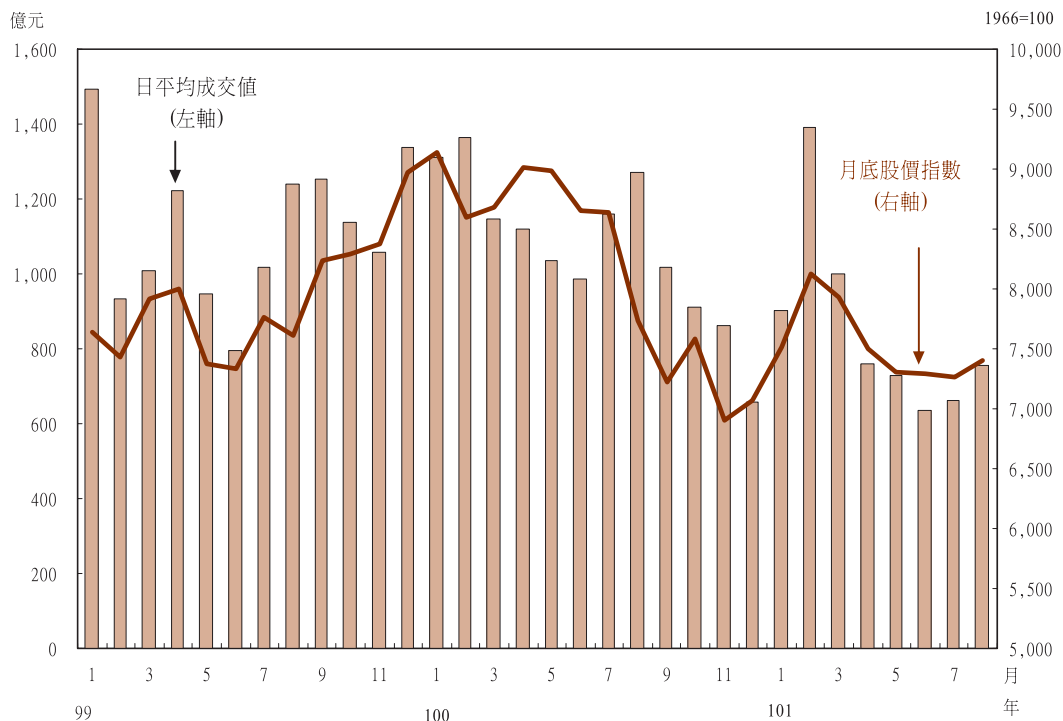


表3.1 集中市場各類股股價指數之變動

類股名稱 日期	加權指數	電子	金融保險	水泥	食品	塑膠	紡織纖維	電機機械	電器電纜	玻璃陶瓷	造紙
101年3月底	7933.0	303.0	823.7	118.5	934.7	245.0	412.4	119.6	39.6	77.4	171.4
101年4月底	7501.7	284.2	787.2	117.8	966.3	231.3	391.6	112.9	37.3	67.6	159.9
101年5月底	7301.5	279.9	756.7	116.5	956.8	212.1	377.7	113.6	35.4	64.1	153.0
101年6月底	7296.3	277.0	765.6	121.5	980.3	214.5	381.1	113.3	35.6	58.4	151.6
101年7月底	7270.5	266.3	805.4	121.8	1042.1	224.5	392.7	109.0	36.6	67.4	148.7
101年8月底	7397.1	277.0	765.6	121.5	980.3	214.5	381.1	113.3	35.6	58.4	151.6
101年4月底 與上月底比%	-5.44	-6.20	-4.43	-0.61	+3.38	-5.60	-5.05	-5.57	-5.74	-12.68	-6.70
101年5月底 與上月底比%	-2.67	-1.50	-3.87	-1.10	-0.98	-8.27	-3.55	+0.62	-5.04	-5.22	-4.30
101年6月底 與上月底比%	-0.07	-1.06	+1.18	+4.30	+2.45	+1.12	+0.91	-0.33	+0.65	-8.92	-0.89
101年7月底 與上月底比%	-0.35	-3.87	+5.19	+0.25	+6.31	+4.67	+3.05	-3.78	+2.69	+15.40	-1.97
101年8月底 與上月底比%	+1.74	+4.03	-4.93	-0.25	-5.93	-4.46	-2.96	+3.93	-2.62	-13.35	+2.00

類股名稱 日期	鋼鐵	橡膠	汽車	建材營造	航運	觀光	貿易百貨	油電燃氣	化學	生技醫療	其他
101年3月底	107.7	304.5	237.4	280.5	84.5	141.8	210.7	116.4	118.2	73.4	164.9
101年4月底	102.9	299.8	194.2	263.8	77.8	134.8	193.0	114.8	110.4	69.8	167.2
101年5月底	99.8	300.1	214.4	255.3	75.6	126.7	187.0	103.4	110.0	66.5	168.1
101年6月底	99.5	307.6	222.8	259.0	78.5	123.9	188.4	102.6	109.5	69.2	167.2
101年7月底	95.6	322.5	223.3	248.7	77.6	129.5	197.7	109.8	108.2	71.9	178.7
101年8月底	93.3	329.2	235.7	273.5	74.8	130.9	198.6	108.1	110.7	74.3	177.3
101年4月底 與上月底比%	-4.41	-1.54	-18.21	-5.96	-7.99	-4.95	-8.37	-1.37	-6.59	-4.90	+1.39
101年5月底 與上月底比%	-3.02	+0.10	+10.42	-3.24	-2.83	-5.99	-3.14	-9.96	-0.34	-4.74	+0.54
101年6月底 與上月底比%	-0.33	+2.50	+3.93	+1.47	+3.90	-2.18	+0.79	-0.81	-0.49	+3.94	-0.55
101年7月底 與上月底比%	-3.95	+4.87	+0.23	-4.00	-1.21	+4.45	+4.91	+7.05	-1.19	+4.01	+6.88
101年8月底 與上月底比%	-2.36	+2.07	+5.53	+9.96	-3.53	+1.08	+0.48	-1.56	+2.35	+3.35	-0.79

三、法人買賣超

觀察三大法人買賣超情況，101年4月起外資連續4個月均呈賣超，累計4月至7月外資賣超達2,172億元，主要係歐債危機持續惡化，國際股市走跌，與證所稅復徵之不確定因素所致。8月在國際資金陸續回流下，外資轉為買超921億元。

投信法人方面，101年4月賣超主要係因

證所稅復徵之不確定性因素干擾；5至8月轉呈買超，主要係因台股跌深，促使投信法人逢低承接。

此外，自營商通常採取較短線操作策略，在股市行情上揚時即有買超，而股市下跌時便出現賣超。101年3至5月因台股行情疲軟出現賣超，6至7月則因區間操作而出現買超，8月因實現獲利而轉呈小幅賣超。

表3.2 集中市場機構投資人買賣超

單位：億元

年 月	外 資	投 信	自 營 商	合 計
99年 全 年	2,812	-678	27	2,161
100年 全 年	-2,776	94	-456	-3,138
100年 8 月	-1,903	103	-112	-1,913
100年 9 月	-787	30	-75	-832
100年 10 月	513	42	16	570
100年 11 月	-617	-32	-64	-713
100年 12 月	394	-19	3	378
101年 1 月	513	-71	46	488
101年 2 月	635	-52	87	670
101年 3 月	323	-55	-80	188
101年 4 月	-312	-16	-59	-387
101年 5 月	-1,128	7	-16	-1,137
101年 6 月	-262	27	42	-193
101年 7 月	-470	94	36	-340
101年 8 月	921	55	-9	967

四、股市重要措施

本期間股市主要措施有：

1.101年4月18日，金管會開放證券商及其直接、間接持股百分之百之子公司得投資大陸地區創業投資事業、創業投資管理顧問公司及財務諮詢顧問公司等事業。

2.101年6月18日，證交所公告，因應證券交易法第141條修正，將上市公司與交易簽訂之上市契約，由「核准」制改為應報請主管機關「備查」。

3.101年7月3日，金管會公告，同意國內公開發行公司赴海外發行人民幣計價之普通公司債。

4.101年7月25日，立法院三讀通過所得稅法修正案及所得基本稅額條例修正案，自102年1月1日起，復徵證券交易所所得稅。

5.101年8月31日，中央銀行與大陸中國人民銀行同步宣布簽署「海峽兩岸貨幣清算合作備忘錄」，並自簽署日起60天內，各自完成相關準備後生效。

肆、外匯市場

一、新台幣匯率走勢

101年第2季（4至6月）新台幣對美元匯率最低為6月4日之30.050元，最高為4月30日之29.232元，差距為0.818元。季底新台幣對美元匯率為29.900元，較上季底貶值1.2%，對日圓、人民幣及韓元亦分別較上季底貶值4.3%、0.4%及0.2%；對歐元則較上季底升值4.9%。

101年第3季（本季）底與第2季底比較，新台幣雖對歐元、日圓及韓元均貶值，惟對美元及人民幣升值（圖4.1），致新台幣對主要貿易對手國一籃通貨之加權平均匯價（以進出口比重為權數）升值0.1%。以下分別分析本季新台幣對各幣別之匯率變動。

新台幣對美元匯率：本季最低為7月25日之30.206元，最高為9月28日之29.342元，差距為0.864元。受到歐債危機未解，國際美元走強；加上國內因外資賣出台股並匯出資金，新台幣走貶，至7月25日達30.206低點。嗣後，因歐債問題緩解，以及美國再採行寬鬆政策(QE3)，外資回流亞洲等新興國家，新台幣對美元隨之走升。本季底新台幣對美元匯率為29.342元，較上季(第2季)底升值1.9%，就平均匯率而言，本季新台幣對美元較上季貶值0.7%。

新台幣對歐元匯率：由於西班牙、義大

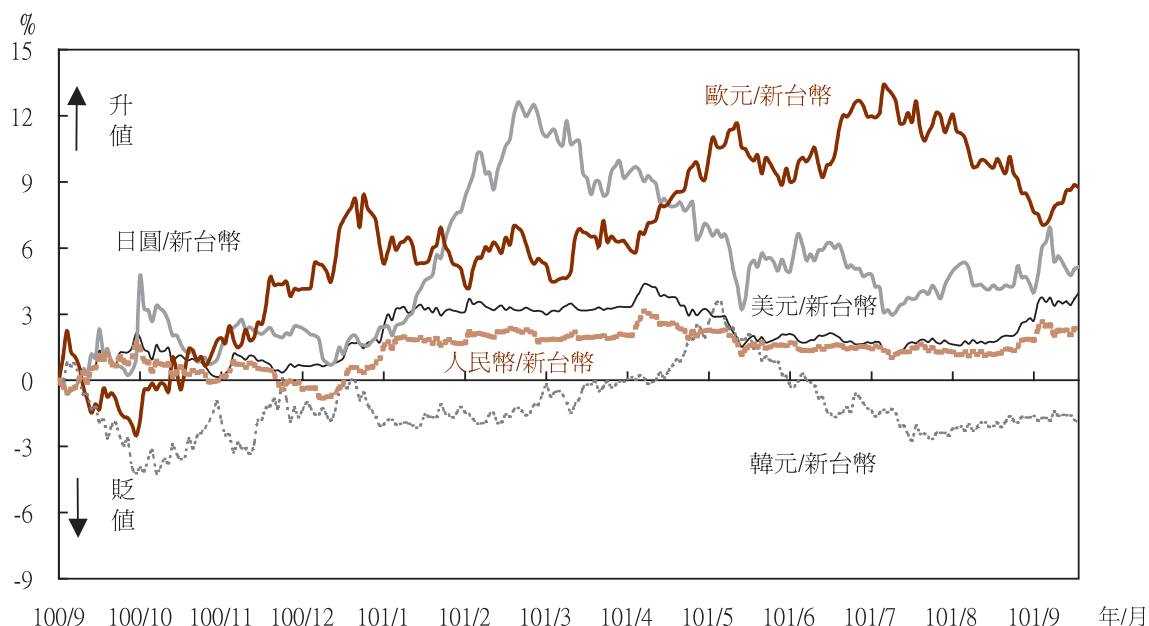
利等國公債殖利率飆升，加以Moody's調降德國、荷蘭與盧森堡信評，歐債危機再度升高，歐元對美元持續走貶。8月以來，因歐洲央行聲明將捍衛歐元，多數國家亦表示願盡力協助深陷債務危機的國家解決問題，以確保歐元區的完整性，歐元對美元回升，至9月17日的高點後，受到西班牙的國債將到期，市場憂慮歐元區前景，歐元對美元略為轉貶。本季底新台幣對歐元較上季底貶值1.0%。惟就平均匯率而言，本季新台幣對歐元較上季升值1.8%。

新台幣對日圓匯率：因歐債問題持續延燒，國際避險資金湧入，加上日本經濟溫和復甦，支撐日圓匯價，本季日圓對美元維持在77.5至79.9區間震盪。本季底新台幣對日圓較上季底貶值0.7%，就平均匯率而言，本季新台幣對日圓亦較上季貶值2.5%。

新台幣對人民幣匯率：7月以來，由於中國大陸多項經濟數據表現不如預期，經濟前景展望不佳，人民幣對美元貶值，至7月25日6.3885低點後，在市場預期歐美將持續推出寬鬆貨幣政策下，人民幣匯價緩步走升，至9月美國宣布推行QE3後，達到9月28日6.2849的最高點。本季底新台幣對人民幣較上季底升值0.8%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對人民幣較上季貶值0.4%。

新台幣對韓元匯率：因出口成長明顯趨

圖4.1 新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶幅度
(與100/9/30比較)



緩與內需不振，為振興經濟，南韓央行於7月12日降息，且國際美元因避險需求提高而走強，韓元對美元小幅貶值。惟7月下旬以來，隨歐債危機緩和，國際美元走弱，加上惠譽調升南韓債信，外資流入南韓，韓元對美元回升。本季底新台幣對韓元較上季底貶值1.1%，就平均匯率而言，本季新台幣對韓元較上季貶值2.5%。

二、外匯市場交易

101年5月至7月外匯市場（含DBU及OBU交易）各類商品之全體外匯交易淨額為15,891.7億美元，較上期（101年2月至4月，以下同）增加6.2%，日平均交易淨額增為244.4億美元，反映國內外資金進出規模仍

大。其中，OBU外匯交易淨額為1,533.7億美元，較上期增加14.0%，占外匯市場總交易量9.7%。

各交易類別中，以換匯交易最多，交易量高達6,708.2億美元，較上期成長6.2%；即期交易居次，交易量為6,116.9億美元，較上期成長5.8%；兩者合計占外匯市場總交易量比重超過八成，分別為42.2%及38.5%。匯率選擇權與遠匯交易則分居第三及第四，兩者比重分別為10.9%及7.7%，匯率選擇權交易較上期增加12.2%，遠匯交易則增加6.7%（表4.1及圖4.2）。

按交易幣別分，以新台幣對美元交易最多，101年5月至7月的交易比重為45.8%，較上期增加1.3個百分點；新台幣對其他外幣交

易比重則甚低，僅約1.8%；第三種貨幣間的交易比重為52.4%，其中美元對歐元交易比重為15.5%，較上期減少0.9個百分點；對日圓交易比重為7.5%，較上期減少1.5個百分點；其他外幣間的交易比重為29.4%，較上期增加1.1個百分點（圖4.3）。

按交易對象別分，以國內銀行與國外銀行間的交易最多，101年5月至7月交易比重為48.0%，較上期減少0.9個百分點；國內銀行間的交易居次，比重為26.3%，較上期增加0.9個百分點；國內銀行與顧客間的交易比重25.7%為最少，與上期比重相同（圖4.4）。

表4.1 台北外匯市場各類商品交易量(含OBU之交易)¹

單位：百萬美元

年 / 月	即期	換匯	國內銀行 間新台幣 對外幣	遠期	新台幣對外 幣無本金交 割遠匯 ²	保證金 交易	換匯換利	匯率 選擇權	交易淨額	OBU 交易淨額	日平均總 交易淨額
97	2,455,394	1,548,763	471,974	459,399	124,377	34,871	40,097	307,857	4,846,381	259,316	19,367
98	1,841,951	1,627,020	703,409	283,233	93,659	20,809	26,927	311,353	4,111,293	226,613	16,222
99	2,192,719	2,166,897	946,940	290,075	75,893	18,295	23,848	423,261	5,115,095	284,193	20,232
100	2,570,319	2,454,626	967,972	415,459	77,315	19,016	24,587	529,351	6,013,357	407,968	24,169
100 / 5	241,814	190,726	69,735	26,959	5,271	1,337	1,715	49,870	512,419	32,182	24,401
6	245,155	218,534	79,364	26,024	5,335	1,487	2,674	48,609	542,482	34,515	25,832
7	231,872	190,929	69,698	35,338	5,914	1,355	2,042	52,481	514,018	34,034	24,477
8	286,372	235,599	87,624	48,267	7,933	1,510	3,306	58,541	633,594	39,919	27,548
9	222,827	232,654	89,787	54,263	10,208	1,607	1,539	48,403	561,292	38,725	26,728
10	195,870	225,237	85,731	52,622	13,054	1,854	1,187	43,143	519,912	40,248	25,996
11	193,548	213,097	88,533	41,019	5,961	1,742	1,879	44,104	495,389	37,182	22,518
12	147,026	200,935	81,585	29,388	4,061	1,596	1,410	33,315	413,670	29,988	18,803
101 / 1	152,060	174,779	80,774	32,745	5,345	1,751	2,039	42,630	406,005	37,570	23,883
2	198,266	210,685	89,901	35,528	5,952	2,140	3,018	43,253	492,890	41,907	24,644
3	212,243	215,042	89,657	39,209	6,472	1,998	5,437	57,660	531,590	47,375	23,113
4	167,913	206,223	89,554	39,632	6,225	1,772	3,681	53,222	472,443	45,290	23,622
5	220,114	241,392	105,899	42,652	7,298	1,470	2,192	67,249	575,068	57,160	26,139
6	202,896	212,884	92,029	35,924	5,612	1,748	2,288	51,769	507,508	47,744	24,167
7	188,678	216,548	100,263	43,475	5,511	1,621	2,408	53,859	506,590	48,464	23,027

註：1. 本表各類交易量已剔除「銀行間交易」重複計算部分。此外，與匯率有關之衍生性金融商品交易均列於此表。

2. 新台幣對外幣無本金交割遠匯(NDF)為遠期交易之一部分。

圖4.2 外匯交易-按交易類別

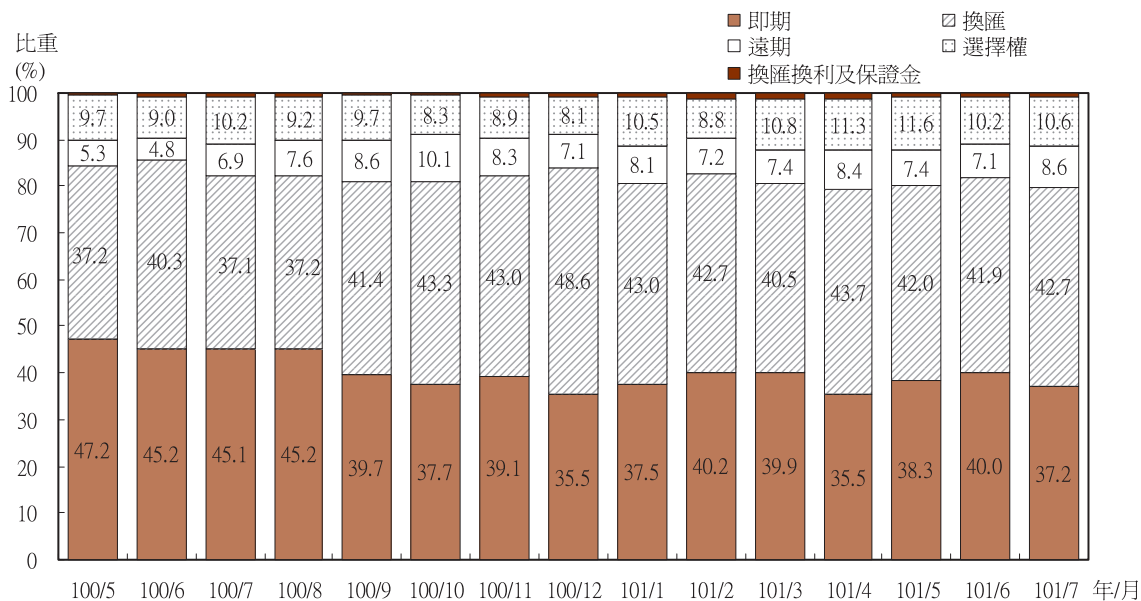


圖4.3 外匯交易-按幣別

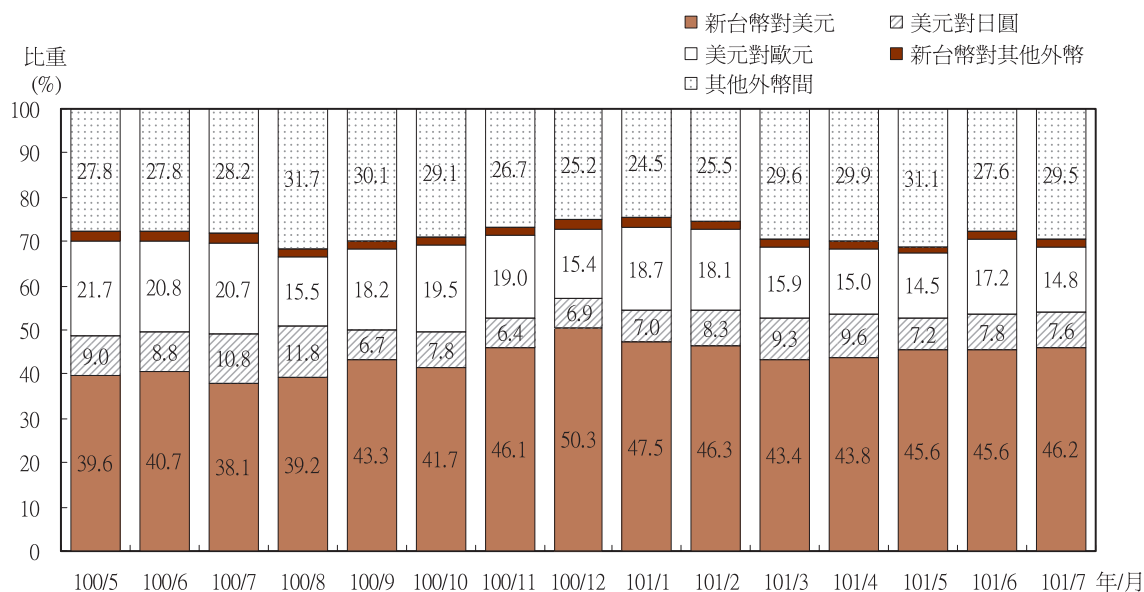
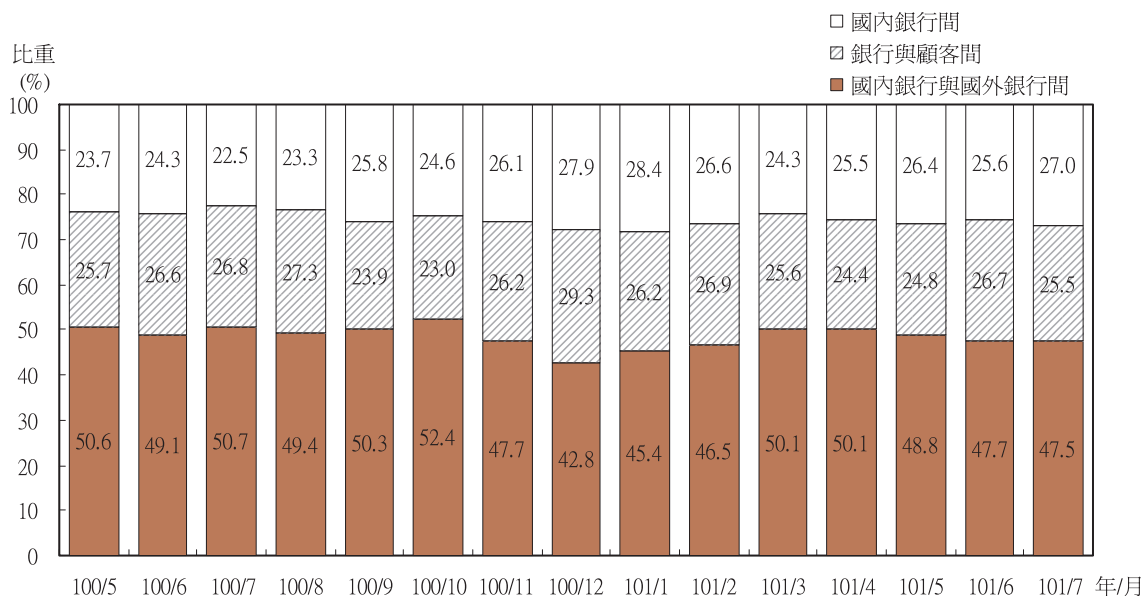


圖4.4 外匯交易-按交易對象別



三、銀行間換匯及外幣拆款交易

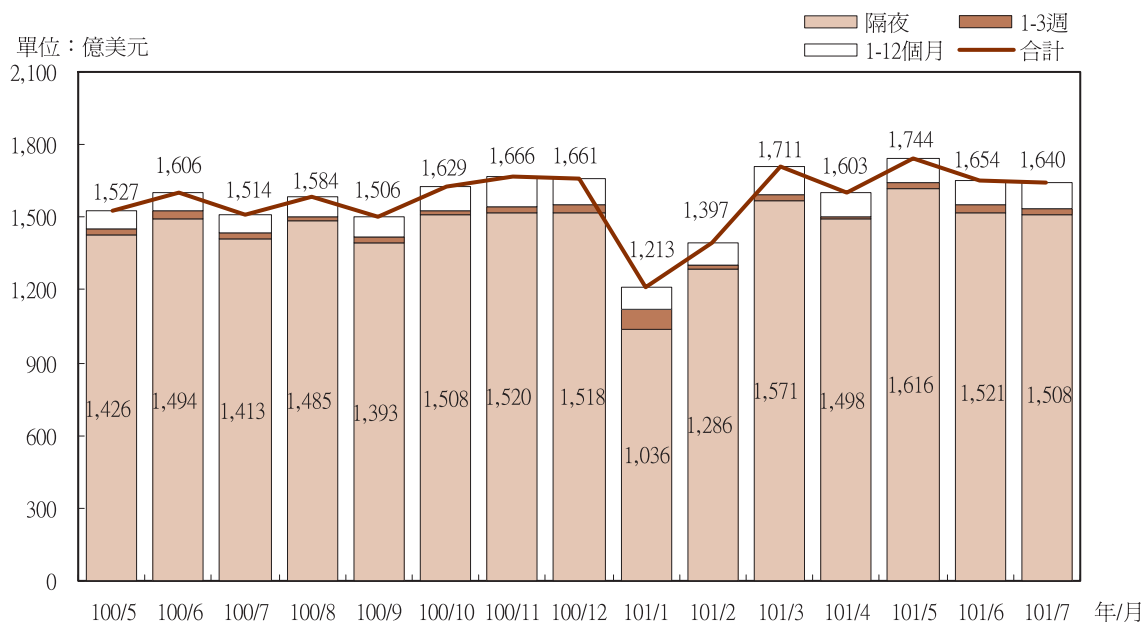
國內銀行間新台幣與外幣換匯市場及銀行間外幣拆款市場係銀行調度外幣資金的主力市場，以下分別說明之。

在新台幣與外幣換匯交易方面(表4.1)，101年5月換匯交易量為1,059.0億美元，較上月增加18.3%，主要受下列因素影響：(1)壽險業等客戶除了到期續作金額較高外，亦對新增海外投資辦理換匯交易以規避匯率風險，銀行間拋補金額隨之增加；(2)市場擔憂歐債危機，美元避險需求大增，匯銀增加長天期換匯交易。6月交易量為920.3億美元，較上月減少13.1%，主要係歐債問題惡化，長天期換匯貼水成本高，降低銀行承作意願，致長天期換匯交易量大幅減少。7月交易量為1,002.6億美元，較上月增加8.9%，主

要受下列因素影響：(1)壽險業等客戶海外投資辦理換匯交易金額提高；(2)歐洲央行、中國大陸降息及英國央行持續量化寬鬆，國際美元資金充裕，銀行為調節多餘美元資金，以短天期換匯交易因應，交易量隨之增加。

銀行間外幣拆款市場交易方面(圖4.5)，5月交易量為1,744.0億美元，較上月增加8.8%，主要係因歐債危機未解，歐美銀行減少提供資金以保留較多流動性，加上部分銀行外匯存款大幅減少，需增加拆款以支應資金調度。6月交易量為1,654.4億美元，較上月減少5.1%，主要係銀行外匯存款大增，可運用外幣資金增加，減少在拆款市場調度資金。7月交易量為1,639.9億美元，較上月略減0.9%，主要係部分銀行調高美元存款利率吸收外幣存款，因此對外幣拆款之需求相對減少。

圖4.5 外幣拆款市場月交易量



四、匯率以外涉及外幣之衍生金融商品

101年5月至7月匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易金額為514.2億美元，較上期

減少12.1%。其中，以外幣利率期貨交易金額342.6億美元最多，占匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易量的66.6%，惟較上期減少4.9%；外幣換利交易居次，所占比重為21.2%，較上期減少28.6%（表4.2）。

表4.2 匯率以外涉及外幣之衍生金融商品的交易金額

單位：百萬美元

年 / 月	外幣 換利	外幣遠期 利率協議	外幣利率 選擇權	外幣利率 期貨	商品價格交 換及選擇權	股價指數 選擇權	信用衍生 商品	合計
97	205,911	18,799	8,860	172,918	17,875	126	3,586	428,075
98	469,003	5,715	4,999	208,636	18,360	51	3,312	710,076
99	125,541	842	6,043	392,368	18,060	105	10,126	553,085
100	76,153	902	3,569	254,703	22,728	421	5,204	363,681
100 / 5	5,555	0	101	22,010	1,952	27	340	29,986
6	13,533	242	629	26,925	3,148	70	543	45,090
7	8,219	0	467	19,847	1,793	64	896	31,285
8	7,165	0	192	17,494	2,653	24	433	27,960
9	1,975	100	119	18,635	2,023	5	596	23,452
10	2,642	0	284	12,686	3,130	40	350	19,132
11	1,484	0	226	15,653	1,392	21	549	19,325
12	2,651	560	196	11,742	1,273	8	99	16,528
101 / 1	3,924	0	809	9,140	1,355	29	213	15,471
2	3,289	400	272	11,693	2,337	54	387	18,432
3	8,831	0	293	14,164	1,454	41	290	25,073
4	3,127	0	441	10,148	1,080	54	148	14,998
5	3,796	0	304	12,923	1,320	83	349	18,776
6	3,096	5	247	11,649	1,161	16	163	16,338
7	3,993	634	505	9,686	1,376	71	44	16,310

五、外匯自由化與外匯管理

本行為持續落實自由化、國際化既定政策，及促進銀行外匯業務的健全發展，持續同意指定銀行採事後報備方式，函報開辦新種外匯業務及衍生外匯商品業務等。

為促進兩岸經貿活動及金融合作，兩岸貨幣管理機構經多次協商，於8月31日簽署「海峽兩岸貨幣清算合作備忘錄」，主要內容包括建立兩岸貨幣清算機制的架構及對貨幣清算機構的管理合作，並於9月17日遴選

臺灣銀行（上海分行）擔任大陸地區新臺幣清算行。

兩岸貨幣清算機制建立後，不僅增加兩岸經貿活動可使用的幣別，提升廠商資金調度之靈活性，亦有助政府推動「發展具兩岸特色之金融業務」計畫，包括金融機構辦理人民幣業務、發行人民幣債券及提供人民幣計價商品等。此外，成立人民幣清算行，建立人民幣兌換與回流機制，均有利臺灣發展人民幣離岸市場。

國際經濟金融情勢（民國101年第2季）

壹、概述

本(2012)年下半年以來，雖然西班牙債務問題嚴重，惟歐洲央行宣布無限額購債計畫，之後德國憲法法院裁定歐洲穩定機制(ESM)並未違憲，致歐債危機稍解。然而歐元區經濟仍弱，中國大陸景氣持續放緩，美國成長動能不強，全球經濟下降風險仍在。

國際機構預測本年全球經濟成長率均較上(2011)年為低，明(2013)年則略為回溫。其中，IMF於7月預測今、明兩年全球經濟成長率分別為3.5%及3.9%(表1)；Global Insight 9月預測值均為2.6%(表1)。

物價方面，本年6月底以來國際原油價格

表1 全球經濟成長展望

單位：%

區域別或國別	2011	2012		2013	
		(1)	(2)	(1)	(2)
全球	3.9 (3.0)	3.5	2.6	3.9	2.6
先進經濟體	1.6 (1.5)	1.4	1.3	1.9	1.2
OECD國家	1.8 (1.6)	1.6	1.4	2.2	1.2
美國	1.8	2.0	2.2	2.3	1.8
日本	-0.8	2.4	2.4	1.5	1.3
德國	3.0	1.0	0.9	1.4	0.7
英國	0.8	0.2	-0.3	1.4	0.9
歐元區	1.4	-0.3	-0.5	0.7	-0.3
四小龍	4.0	2.7		4.2	
台灣	4.03	3.6	1.5	4.7	3.7
香港	5.0	2.6	1.9	4.2	3.8
新加坡	4.9	2.7	2.2	3.9	3.4
南韓	3.6	3.5	2.2	4.0	2.1
東協五國	4.5	5.4		6.1	
泰國	0.1	5.5	5.4	7.5	3.5
馬來西亞	5.1	4.4	4.8	4.7	4.1
菲律賓	3.9	4.2	5.2	4.7	4.8
印尼	6.5	6.1	6.0	6.6	5.9
越南	5.9	5.6	5.1	6.3	5.3
中國大陸	9.3	8.0	7.4	8.5	7.6
印度	7.5	6.1	5.7	6.5	6.6
其他新興市場暨發展中國家	6.2	5.6		5.9	

註：1. 資料中粗體字表實際值，其餘為預測值。

- 2011年之經濟成長率，全球及先進經濟體括弧外數字為IMF資料，OECD國家括弧外數字為OECD資料，括弧內數字均為Global Insight資料。
- 先進經濟體共33個經濟體，包括G7、歐元區、澳、紐及亞洲新興工業經濟體(四小龍)等；其他新興暨發展中國家，為先進經濟體以外國家共149國，包括非洲、中歐及東歐、俄羅斯、中國大陸、印度、東協、中東及中南美洲國家等。

資料來源：

- (1)預測值採用IMF World Economic Outlook, April 2012資料，及IMF World Economic Outlook Update, July 2012，僅OECD國家採用OECD's Economic Outlook Report, May 2012資料。
- (2)預測值採用Global Insight World Overview, September 2012資料。

反轉走升，穀物價格亦因美國等地乾旱而遽升。惟9月下旬起，沙國揚言壓低油價，美國旱象緩解，農作收成優於預期，復因美國QE3效應未如預期，國際原物料價格回跌，全球通膨壓力稍解。Global Insight 9月預測今、明兩年全球通膨率分別為3.1%及2.7%。

貨幣政策方面，7月以來，中國大陸調降1年期存、放款基準利率各0.25及0.31個百分點，分別至3.00%及6.00%；菲律賓亦調降隔夜借款及貸款利率各0.25個百分點，分別至

3.75%及5.75%；歐元區及南韓各調降政策利率0.25個百分點至0.75%及3.00%；9月美國決議維持聯邦資金利率目標區間於0%~0.25%，並可能維持至2015年年中，另宣布將每月額外購買400億美元機構房貸擔保證券(Agency MBS)，且繼續採行延長持有債券平均年期之計畫至2012年底。加拿大、澳洲、日本、印尼、印度及泰國等經濟體則維持政策利率不變(圖1、圖2)。

圖1 先進經濟體政策利率

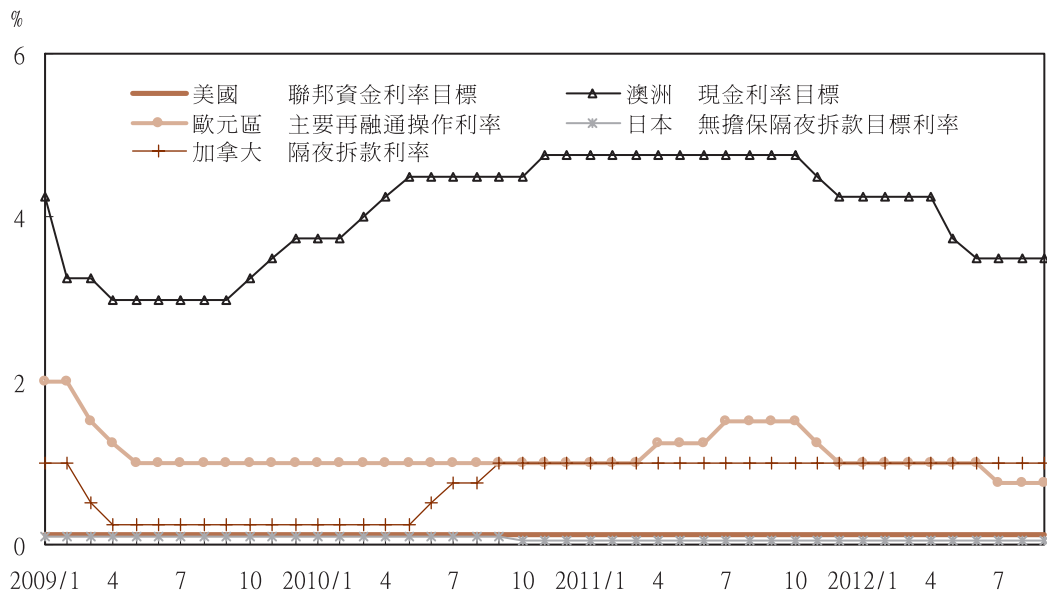
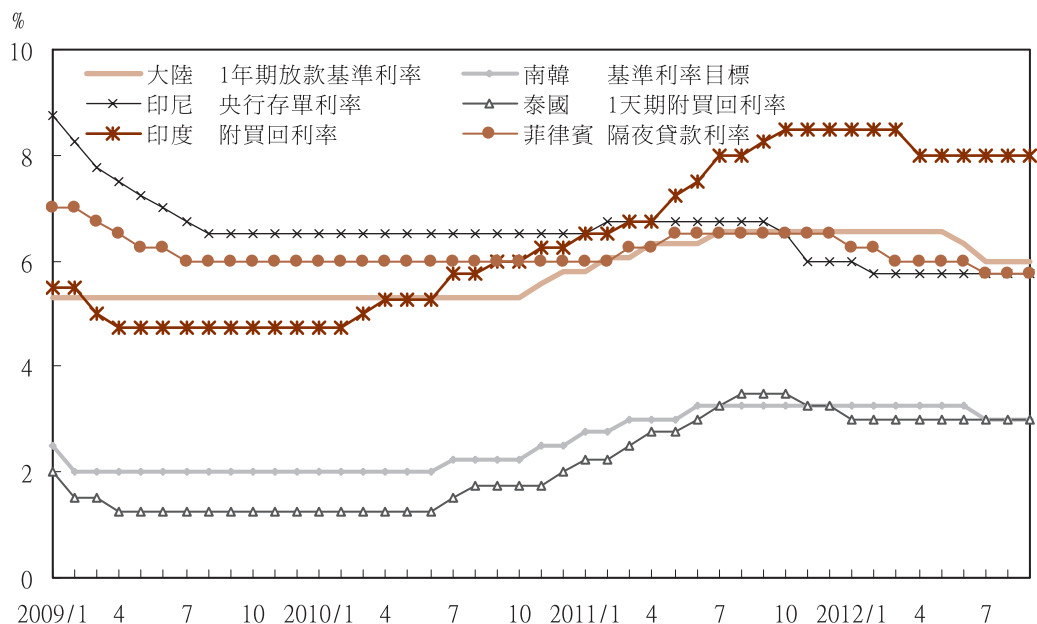


圖2 亞洲新興經濟體之政策利率



貳、美國經濟成長放緩，就業市場仍然疲弱，Fed維持寬鬆政策

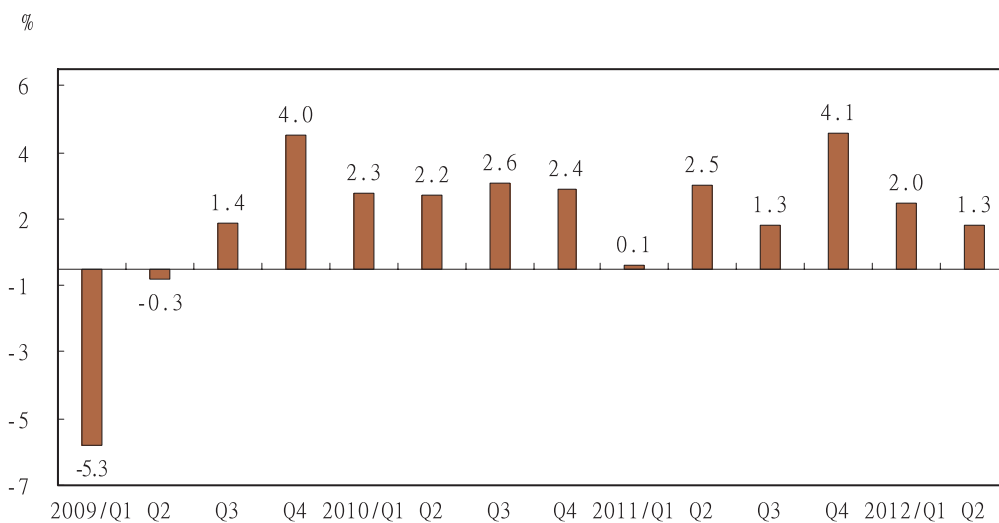
一、經濟成長放緩

本年第2季，受民間消費及投資成長減速影響，美國經濟成長率由第1季之2.0%降至

1.3%(與上季比，換算成年率)(圖3)。經濟活動

本年上半年略微放緩，就業增加幅度下滑，失業率居高不下仍為隱憂，預期今、明兩年經濟

圖3 美國經濟成長率



仍僅溫和成長。Global Insight預測今、明兩年經濟成長率分別為2.2%及1.8%；美國Fed的預測值分別為1.7%~2.0%、2.5%~3.0%。

根據美國海關貿易統計，本年第2季出、進口分別成長6.1%與4.0%，貿易入超增為1,838億美元(表2)。7月出、進口則分別成長3.5%及0.6%，貿易入超為567億美元。

勞動市場方面，本年8月新增非農就業人數自7月之14.1萬人下滑至9.6萬人；截至9月22日當週初領失業救濟金人數由上週之38.5萬人減少至35.9萬人；8月失業率由7月之8.3%降為8.1%，惟主要係因謀職者放棄尋找工作，勞動

力大量退出所致，就業市場依然疲弱。

二、通膨降溫

本年第2季消費者物價指數(CPI)年增率由第一季之2.8%降至1.9%，主要係能源及食品價格下跌所致，8月則由7月之本年低點1.4%回升至1.7%；8月扣除能源與食品之核心CPI年增率則持續下滑至1.9%，為1年多來最低；8月個人消費支出物價指數(PCEPI)年增率則略高於7月之1.3%，為1.5%。Global Insight預測今、明兩年CPI年增率分別為2.0%及1.4%。

表2 美國重要經濟指標

年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	核心消費者 物價指數 (1982-84=100)	消費者物 價指數 (1982-84=100)	生產者 物價指數 (1982=100)	貿易收支 (百萬美元)
				年增率 %	年增率 %	年增率 %	
2009	-3.1	9.3	-11.4	1.7	-0.4	-2.5	-503,583
2010	2.4	9.6	5.4	1.0	1.6	4.2	-634,896
2011	1.8	8.9	4.1	1.7	3.2	6.0	-727,391
2011/ 9	1.3	9.0	3.2	2.0	3.9	7.2	-58,537
10		8.9	4.2	2.1	3.5	6.0	-59,189
11		8.7	4.1	2.2	3.4	5.8	-62,179
12	4.1	8.5	3.8	2.2	3.0	4.7	-64,294
2012/ 1		8.3	4.5	2.3	2.9	4.2	-65,953
2		8.3	5.2	2.2	2.9	3.5	-59,480
3	2.0	8.2	3.7	2.3	2.7	2.8	-66,664
4		8.1	5.0	2.3	2.3	1.8	-64,803
5		8.2	4.7	2.3	1.7	0.8	-62,303
6	1.3	8.2	4.7	2.2	1.7	0.8	-56,669
7		8.3	4.3	2.1	1.4	0.5	-56,722
8		8.1	2.8	1.9	1.7	2.0	

資料來源：Board of Governors of the Federal Reserve System、Bureau of Economic Analysis及 Bureau of Labor Statistics。

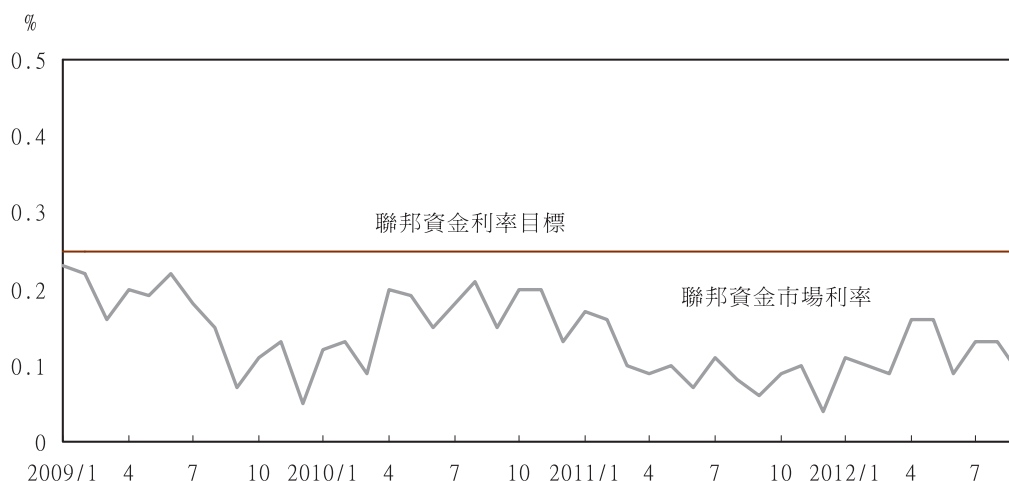
三、Fed將維持低利率目標至少到2015年年中，並採行第三輪量化寬鬆措施

由於數月來美國經濟溫和成長，惟就業成長緩慢，失業率仍位於高點；美國聯邦公開市場委員會(FOMC)擔憂若未進一步寬鬆貨

幣政策，未來經濟成長幅度恐無法改善就業市場，本年9月決議維持聯邦資金利率目標區間於0%~0.25%(圖4)，並可能維持此一超低利率水準至2015年年中，另宣布將每月額外購買

400億美元機構房貸擔保證券(即市場所稱第三輪量化寬鬆措施或QE3)，且繼續採行延長持有債券平均年期之計畫至2012年底。

圖4 美國聯邦資金利率目標與市場利率



參、歐元區經濟前景暗淡，通膨溫和，歐洲央行(ECB)7月降息後維持利率不變

一、預期經濟微幅衰退

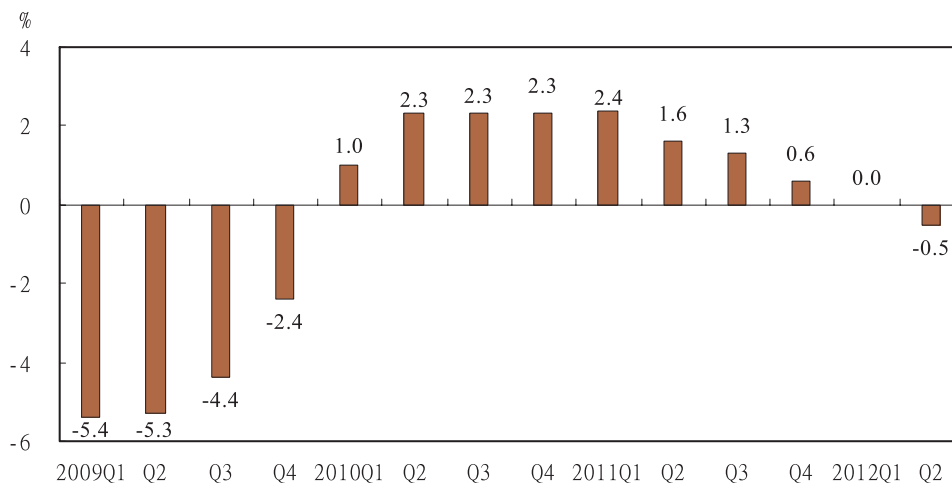
本年第2季，歐元區經濟成長率由第1季之0.0%降至-0.5%(圖5)；與上季比之季變動率則由第1季之0.0%降為-0.2%。其中，輸出成長擴增，民間消費及固定資本形成則持續負成長。近期西班牙因銀行業壞帳率持續攀高，資金嚴重外流，加以地方政府財政問題嚴重，恐申請全面紓困。由於歐債危機惡化，恐使歐元區經濟陷入微幅衰退。Global Insight預測今、明兩年經濟成長率分

別為-0.5%及-0.3%。

德國本年第2季經濟成長率由第1季之1.2%降至1.0%；與上季比之季變動率則由第1季之0.5%降為0.3%。其中，民間消費及輸出成長擴增，固定資本形成則持續衰退。Global Insight預測今、明兩年經濟成長率分別為0.9%及0.7%。

勞動市場方面，7月歐元區失業率持續維持在11.3%之歷史新高(表3)，其中，法國失業率由第2季之10.1%續升至7月之10.3%，德國失業率至8月仍維持在6.8%。

圖5 歐元區經濟成長率



二、通膨溫和

歐元區本年第3季調和消費者物價指數(HICP)年增率由第2季之2.5%略升至2.6%(圖6)；第2季扣除能源及未加工食品之核心HICP年增率為1.8%，7、8月分別為1.9%及

1.7%。

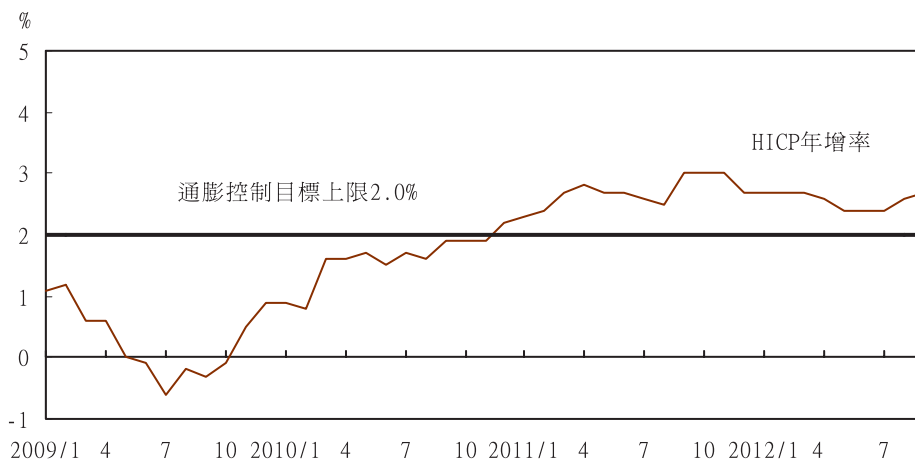
ECB預期本年通膨率將超出ECB通膨目標2%，明年則可望降至2%以下。Global Insight預測歐元區今、明兩年通膨率分別降至2.3%及1.9%。

表3 歐元區重要經濟金融指標

年 / 月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產年增率 (不包括營建業) %	出口年增率 %	進口年增率 %	貿易收支 (百萬歐元)	M3年成長率 %	調和消費者物價指數 (HICP) 年增率 (2005=100) %	主要再融通操作利率 %
2009	-4.4	9.6	-14.9	-17.9	-20.5	16,644	-0.4	0.3	1.00
2010	2.0	10.1	7.3	20.1	21.6	691	-0.7	1.6	1.00
2011	1.4	10.1	3.4	13.3	14.0	-9,220	2.3	2.7	1.00
2011/10		10.5	1.0	6.1	9.5	273	1.4	3.0	1.50
11		10.6	0.0	10.9	5.8	5,532	1.5	3.0	1.25
12	0.6	10.7	-1.5	10.9	3.6	7,187	1.5	2.7	1.00
2012/1		10.8	-1.5	10.9	4.2	-8,593	2.0	2.7	1.00
2		10.9	-1.7	11.1	7.6	1,529	2.5	2.7	1.00
3	0.0	11.0	-1.8	4.7	0.6	7,425	2.9	2.7	1.00
4		11.1	-2.6	6.0	0.1	4,216	2.4	2.6	1.00
5		11.2	-2.5	5.8	0.4	7,139	2.9	2.4	1.00
6	-0.5	11.3	-1.9	12.4	3.2	13,557	3.1	2.4	1.00
7		11.3	-2.7	11.3	2.1	15,614	3.6	2.4	0.75
8							2.9	2.6	0.75
9								2.7	0.75

資料來源：ECB、Eurostat及Thomson Datastream。

圖6 歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率



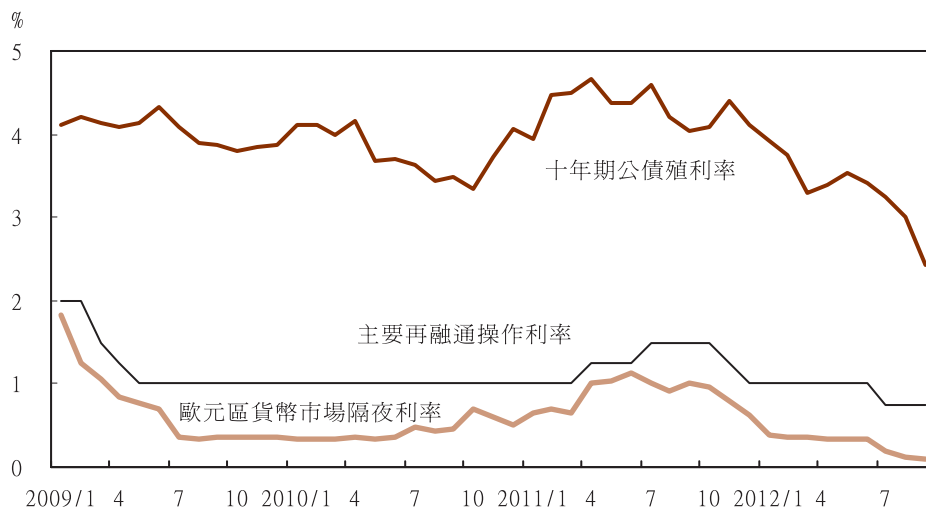
三、ECB 7月降息後維持利率不變

鑑於經濟下滑風險升高，本年7月5日ECB管理委員會(Governing Council)將政策利率(主要再融通操作利率)由1.0%調降至0.75%之歷史低點(圖7)，另將ECB隔夜存款利率由0.25%降至0%，以鼓勵銀行增加同業間拆放。

此外，9月6日之決策會議雖維持利率不

變，但宣布直接貨幣交易(Outright Monetary Transactions)計畫，ECB將在次級市場無限額購買1至3年期之歐元區主權債券，收購目標將侷限於向EFSF/ESM提出紓困申請，並且遵守其設立之財政撙節與相關改革計畫國家之債券，ECB並放棄優先債權人地位，以降低債務陷入困境國家的舉債成本。

圖7 歐元區官方及長短期市場利率



肆、日本經濟復甦放緩，央行擴大資產購買規模

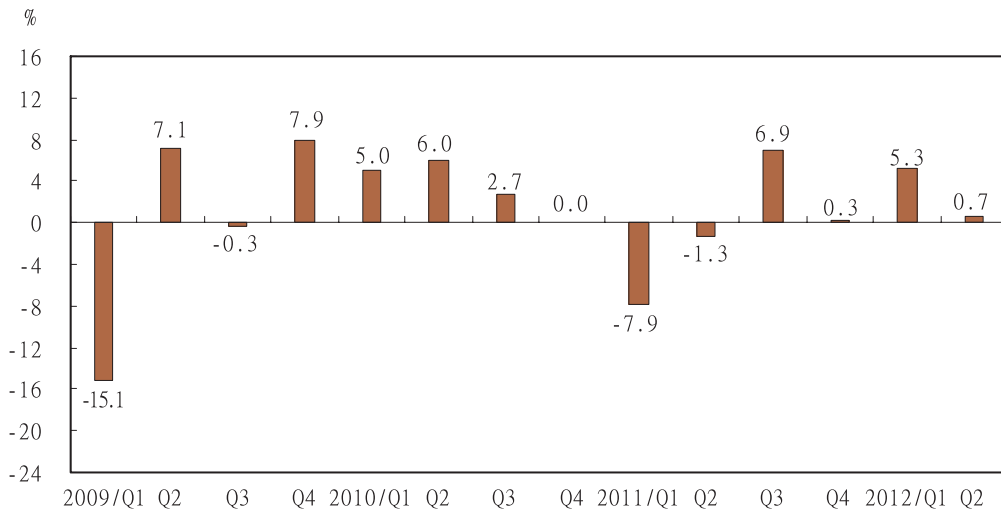
一、經濟再度陷入低迷

因出口疲弱，加以政府補助民眾購買節能汽車措施告一段落，本年第2季日本經濟成長率(與上季比，換算成年率)由第1季之5.3%大幅下滑至0.7%(圖8)。由於全球需

求疲弱，加以上年3月震災重建需求逐漸呈現疲軟走勢，恐不利未來經濟復甦。Global Insight預測今、明兩年經濟成長率分別為2.4%及1.3%。

對外貿易方面，由於上年震災後出口大

圖8 日本經濟成長率



幅萎縮，以致基期較低，本年第2季出口成長4.8%；進口則因火力發電之能源需求增加而成長5.0%，貿易入超仍達1.37兆日圓(表4)。由於外需疲弱，7、8兩月平均出口大幅衰退7.0%，進口亦衰退1.7%，貿易入超為1.28兆日圓。

勞動市場方面，由於求職者大量投入災區醫療及社福相關事業，失業率持續由4月4.6%之高點下滑，至8月為4.2%。

二、通貨緊縮壓力仍在

本年第2季，企業物價指數年增率由第1季之0.3%降至-0.8%，7、8月分別續降至-2.2%及-1.8%，主要係能源價格下跌所致。第2季CPI年增率則由第1季之0.3%略降至0.2%，7、8月分別續降至-0.4%及-0.5%；第2季剔除生鮮食品之核心CPI年增率，亦由第1季之0.1%略降至0.0%，7、8月續降，均為-0.3%。Global Insight預測今、明兩年CPI年增率分別為0.0%及-0.7%。

表4 日本重要經濟指標

年/月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2010=100)		企業物價指數 (2005=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (億日圓)
				總合 年增率 %	剔除生鮮食品 年增率 %	年增率 %			
2009	-5.5	5.1	-21.9	-1.4	-1.3	-5.3	-33.1	-34.8	26,712
2010	4.5	5.1	16.5	-0.7	-1.0	-0.1	24.4	18.0	66,347
2011	-0.8	4.5	-2.4	-0.3	-0.3	1.5	-2.7	12.1	-25,647
2011/ 9	6.9	4.2	-2.4	0.0	0.2	2.0	2.3	12.2	2,888
10		4.4	0.1	-0.2	-0.1	1.3	-3.8	17.9	-2,830
11		4.5	-2.9	-0.5	-0.2	1.3	-4.5	11.5	-6,912
12	0.3	4.5	-3.0	-0.2	-0.1	0.8	-8.0	8.2	-2,083
2012/ 1		4.6	-1.6	0.1	-0.1	0.3	-9.2	9.6	-14,815
2		4.5	1.5	0.3	0.1	0.4	-2.7	9.3	254
3	5.3	4.5	14.2	0.4	0.2	0.3	5.9	10.6	-871
4		4.6	12.9	0.5	0.2	-0.4	7.9	8.1	-5,239
5		4.4	6.0	0.2	-0.1	-0.7	10.0	9.4	-9,172
6	0.7	4.3	-1.5	-0.1	-0.2	-1.4	-2.3	-2.2	591
7		4.3	-0.8	-0.4	-0.3	-2.2	-8.1	2.2	-5,226
8		4.2	-4.3	-0.5	-0.3	-1.8	-5.8	-5.4	-7,559

資料來源：內閣府及Thomson Datastream。

三、日本央行擴大資產購買規模

鑑於全球經濟進一步減速，國內經濟成長走緩，日本央行於本年9月19日決議進一步寬鬆貨幣政策，將資產購買金額由70兆日圓增加至80兆日圓，包括購買長期公債金

額自現行的29兆日圓追加5兆日圓至34兆日圓，購買國庫短期證券金額自原先的9.5兆日圓追加5兆日圓至14.5兆日圓；無擔保隔夜拆款目標利率則維持於0%~0.1%不變。

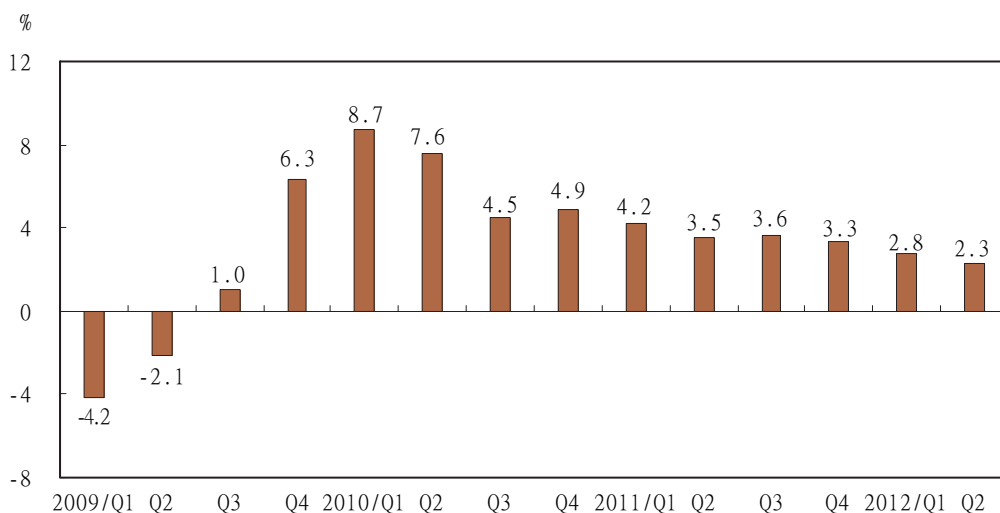
伍、南韓經濟持續走緩，通膨率下滑，7月降息後維持利率不變

一、經濟成長持續走緩

本年第2季南韓經濟成長率由第1季之2.8%續降至2.3%(圖9)，主因企業設備投資衰退，民間消費及出口亦進一步走緩。由於

外需不振，加上家計部門負債較高，致民間消費疲弱。Global Insight預測今、明兩年經濟成長率分別為2.2%及2.1%。

圖9 南韓經濟成長率



對外貿易方面，第2季出、進口分別衰退1.7%及2.6%，貿易出超為94.6億美元，7、8兩月平均出、進口衰退幅度分別擴大為7.5%及7.6%(表5)。

勞動市場方面，儘管出口不振，但自僱勞工及服務業工作增加，第2季失業率由第1季之3.8%降至3.3%，7、8月分別再降至3.1%、3.0%。

二、通膨率下滑

本年第2季躉售物價指數(WPI)年增率，由第1季之3.2%降至1.7%，7、8月續降至-0.1%及0.3%。第2季CPI年增率亦由第1季

之3.0%降至2.4%，7、8月分別續降至1.5%及1.2%；第2季剔除農產品及能源之核心CPI年增率亦由第1季之2.5%降至1.6%，7、8月分別續降至1.2%及1.3%。Global Insight預測今、明兩年CPI年增率分別為2.0%及1.9%。

三、南韓央行7月降息後維持利率不變

由於經濟成長較預期疲弱，南韓央行於本年7月12日之貨幣政策會議將基準利率目標自3.25%調降至3.00%，係2009年2月以來首度降息；9月13日之貨幣政策會議則維持基準利率目標不變。

表5 南韓重要經濟指標

年/月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2010=100)		躉售物價指數 (2005=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (百萬美元)
				總合 年增率 %	剔除農產品及能源 年增率 %	年增率 %			
2009	0.3	3.6	-0.1	2.8	3.6	-0.2	-13.9	-25.8	40,449
2010	6.3	3.7	16.3	3.0	1.8	3.8	28.3	31.6	41,172
2011	3.6	3.4	6.9	4.0	3.2	6.1	19.0	23.3	30,801
2011/ 9	3.6	3.0	7.4	3.8	3.3	5.7	18.0	29.4	1,231
10		2.9	6.6	3.6	3.2	5.6	7.6	15.4	3,904
11		2.9	5.7	4.2	3.5	5.1	11.5	11.2	3,002
12	3.3	3.0	2.9	4.2	3.6	4.3	8.2	13.6	2,255
2012/ 1		3.5	-2.1	3.4	3.2	3.4	-7.3	3.5	-2,244
2		4.2	14.4	3.1	2.5	3.5	20.5	23.7	1,320
3	2.8	3.7	0.7	2.6	1.9	2.8	-1.5	-1.2	2,309
4		3.5	0.0	2.5	1.8	2.4	-5.0	-0.4	2,086
5		3.1	2.9	2.5	1.6	1.9	-0.9	-1.4	2,300
6	2.3	3.2	1.6	2.2	1.5	0.8	0.9	-6.1	5,069
7		3.1	0.2	1.5	1.2	-0.1	-8.7	-5.4	2,780
8		3.0	0.4	1.2	1.3	0.3	-6.2	-9.7	1,996

資料來源：Thomson Datastream。

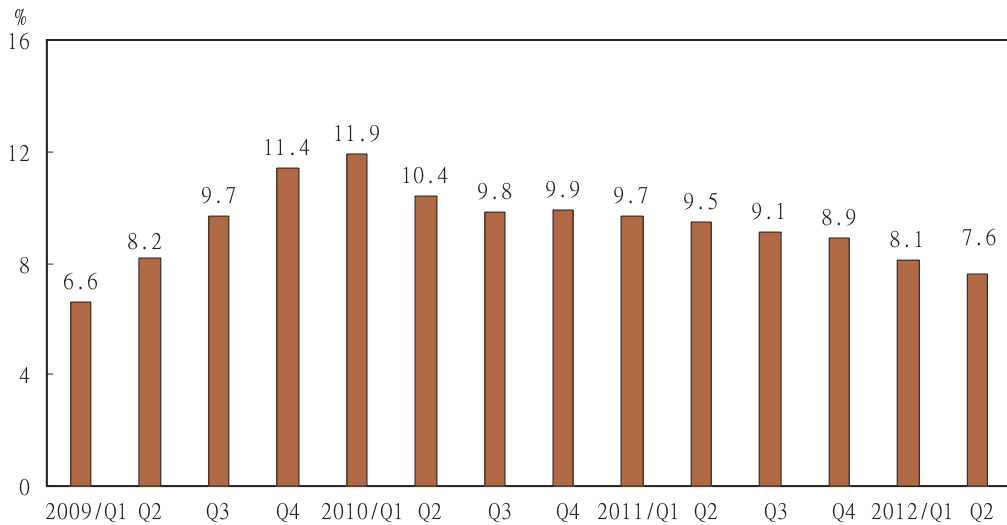
陸、中國大陸經濟持續降溫，中國人民銀行7月降息後改以附買回操作釋金

一、經濟成長連續6季走緩

本年第2季，中國大陸經濟成長率由第1季之8.1%降至7.6%(圖10)，連續6季走緩，且為近13季來之新低，主要係內外需持續疲弱所致。7月工業生產年增率為9.2%，8月續降至8.9%，係近3年來新低；另7月出、進口年增率分別降至1.0%及4.7%，8月出口年增

率略升至2.7%，進口年增率則降至-2.6%，均遠低於第2季之10.5%及6.5%；7、8月消費品零售總額年增率分別為13.1%及13.2%，亦低於第2季之13.9%，景氣下降風險持續增大。Global Insight預測今、明兩年經濟成長率分別為7.4%及7.6%。

圖10 中國大陸經濟成長率

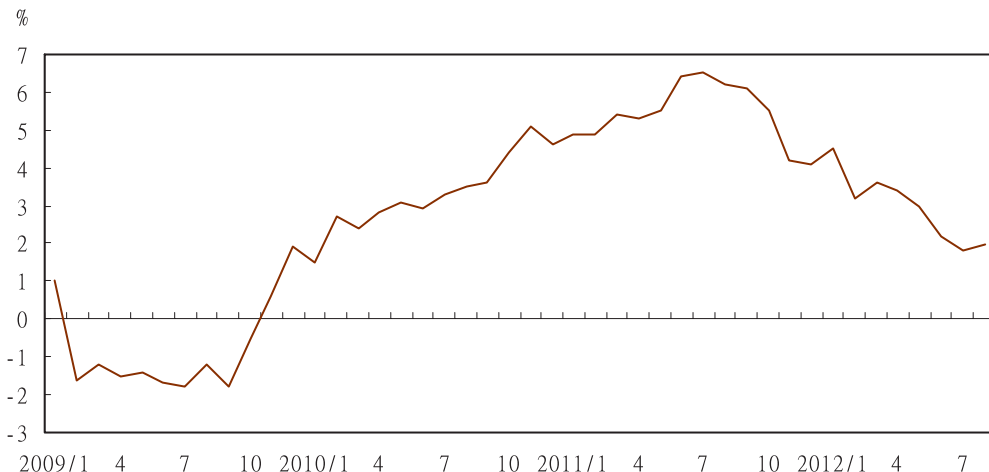


二、通膨壓力續降

因食品價格漲勢明顯走緩，非食品類價格走勢平穩，本年第2季CPI年增率由第1季之3.8%降至2.9%，7月再降為1.8%，8月則略

回升至2.0%(圖11)。第2季工業品PPI年增率亦由第1季之0.1%降至-1.4%，7、8月分別續降至-2.9%及-3.5%。Global Insight預測今、明兩年CPI年增率分別為2.5%及1.7%。

圖11 中國大陸消費者物價年增率



三、因應經濟成長走緩，7月降息後維持利率不變，以附買回操作方式釋出資金

在通膨壓力紓緩下，為因應經濟成長明顯走緩，中國人民銀行繼6月降息後，於7月6日再度調降金融機構存、放款基準利率，

其中1年期存、放款基準利率各降0.25及0.31個百分點，分別至3.00%及6.00%，且調整放款利率浮動區間，讓存放利差縮小，銀行訂價自主權提高。人民銀行自7月降息後，改以附買回操作方式釋出資金，自6月下旬起在公開市場進行7天期及14天期之附買回操

作，並於9月中旬重啟28天期操作，提供較長天期資金。

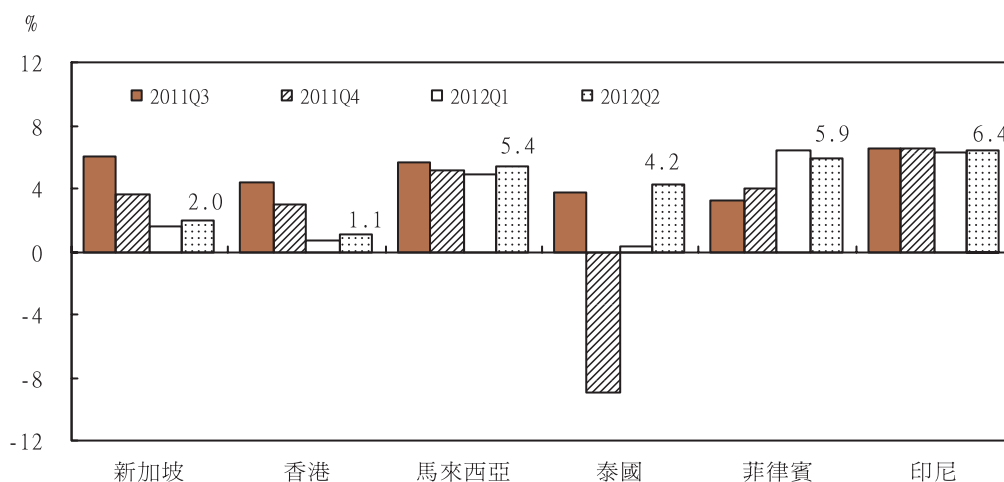
在寬鬆貨幣政策下，7、8月銀行人民幣放款餘額年增率分別升至16.0%及16.1%，高於第2季之15.7%，M2年增率則分別為13.9%及13.5%，亦高於第2季之13.2%。

柒、多數亞洲新興國家預期經濟成長放緩，陸續降息

亞洲新興國家除菲律賓外，本年第2季經濟成長率均高於第1季(圖12)。其中，新加坡本年第2季經濟成長率，由第1季之1.6%增

至2.0%，主要成長動力來自民間消費及固定資本形成，Global Insight預測其今、明兩年經濟成長率分別為2.2%及3.4%。

圖12 亞洲新興經濟體經濟成長率

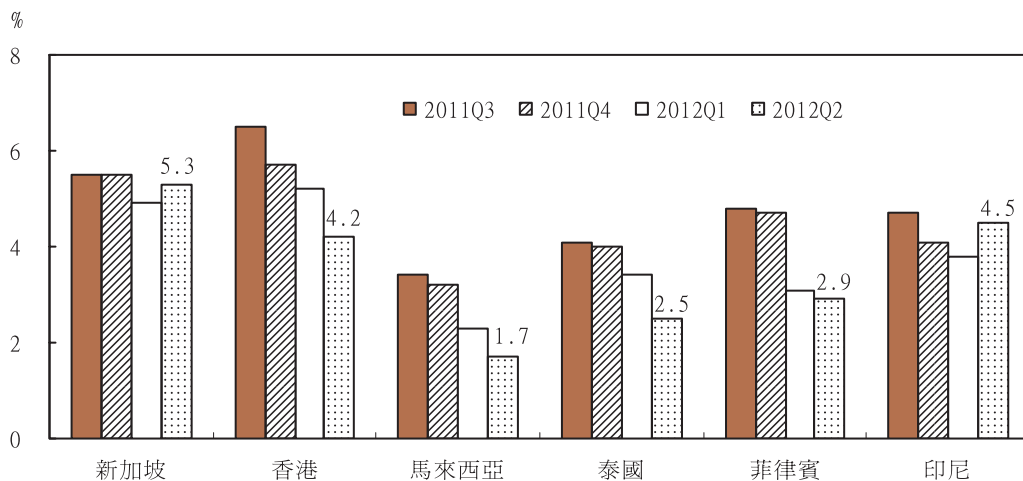


物價方面，因全球經濟成長放緩，第2季亞洲新興國家之WPI及CPI年增率多數下滑(圖13)，Global Insight預測今、明兩年多數亞洲新興國家通膨率持續下降。

貨幣政策方面，部分亞洲新興國家為因

應國內外景氣減緩，陸續調降政策利率。繼印度4月降息，7月菲律賓亦調降隔夜借款及貸款利率各0.25個百分點，分別至3.75%及5.75%。

圖13 亞洲新興經濟體消費者物價年增率



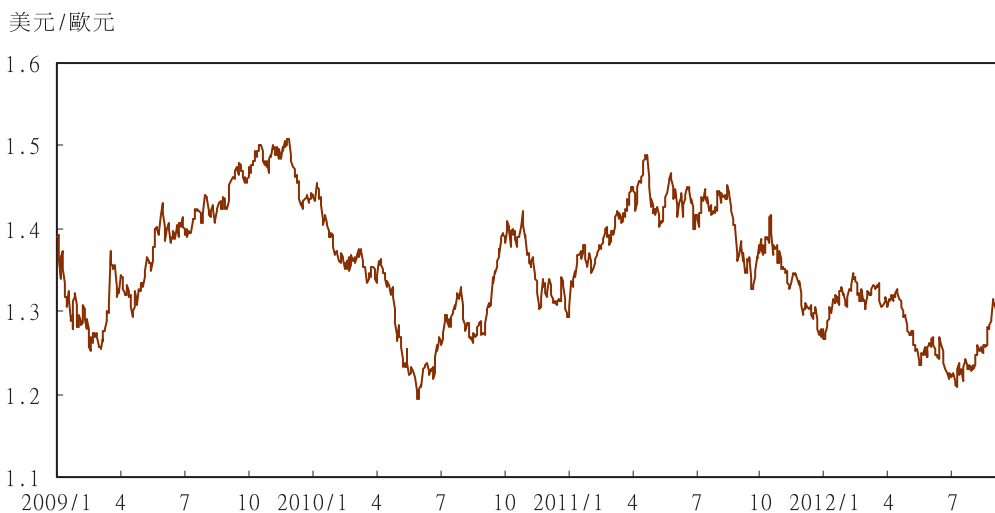
捌、歐元回升，日圓盤整，亞洲新興國家貨幣升值

一、歐元自低點回升

本年7月起，受ECB降息、希臘債務危機未除，以及西班牙地方政府財政惡化之衝擊，歐元持續走貶，至7月24日為1歐元兌1.206美元，為2010年6月以來之低點。之後，在市場預期ECB將採取進一步措施以因

應歐債危機下，歐元止貶回升；9月起復受ECB宣布無限額購債計畫、德國憲法法院判決歐洲穩定機制(ESM)並未違憲，以及Fed推出QE3等影響，歐元大幅走升；9月下旬，因西班牙是否申請全面紓困仍不明朗，加以政治動盪，歐元略貶，至9月28日為1歐元兌1.2859美元(圖14)，較6月底升值1.6%。

圖14 歐元對美元匯率



二、日圓於高點盤整

本年7月隨歐債危機升高，日圓因避險需求大增而升值，至7月31日為1美元兌78.13日圓。之後，日圓大抵在1美元兌78~80日圓

區間盤整；9月初以來，在市場預期美國即將推出QE3之下，日圓再度走升，至9月28日為1美元兌77.92日圓(圖15)，較6月底升值2.4%。

圖15 美元對日圓匯率



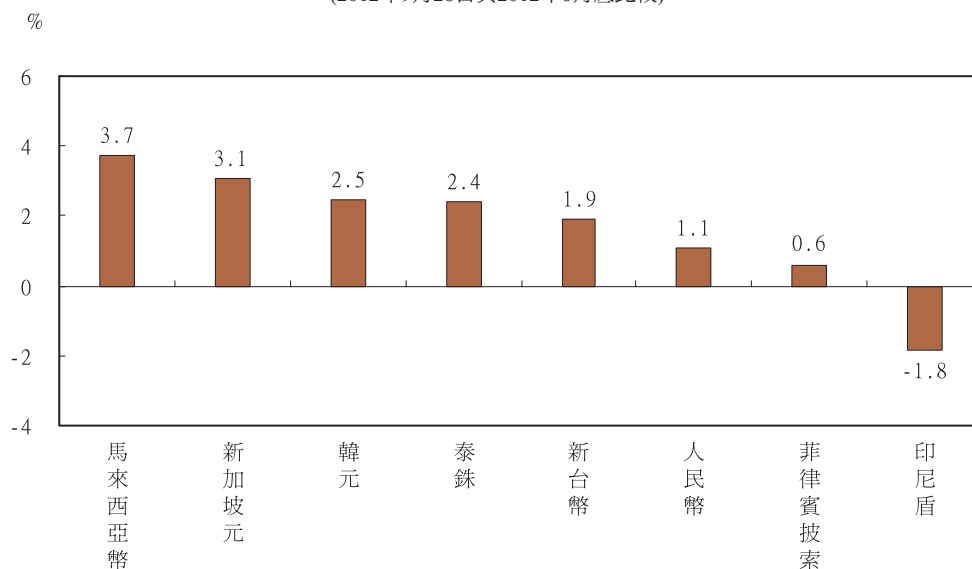
三、多數亞洲新興國家貨幣升值

本年7月以來，受歐債危機惡化影響，多數亞洲新興國家貨幣走貶，惟自7月下旬起，在外資回流之激勵下，多數國家貨幣止

貶回升。9月28日與6月底比較，除印尼盾對美元貶值外，其餘亞洲新興國家貨幣均升值(圖16)。

圖16 亞洲新興經濟體貨幣對美元升貶值幅度

(2012年9月28日與2012年6月底比較)



玖、國際股市普遍回升

本年7月下旬，因西班牙瓦倫西亞地區要求中央政府金援，歐美股市一度下挫。8月起，在ECB宣布無限額購債計畫、德國憲法法院判決ESM並未違憲，以及Fed推出QE3等激勵下，歐美股市震盪走升。9月28日與6月底比較，美國道瓊工業及那斯達克股價指數分別上漲4.3%及6.2%，泛歐道瓊

上漲7.9%。日本股市則因日圓持續升值打擊出口，加以中日因釣魚台事件關係緊張，影響股市走勢，日經下跌1.5%。亞洲新興國家股市除中國大陸因經濟成長大幅下滑、企業利潤縮減而持續下挫，越南亦下跌外，其餘均普遍上揚(圖17、圖18、圖19、圖20、圖21)。

圖17 美國道瓊工業股價指數

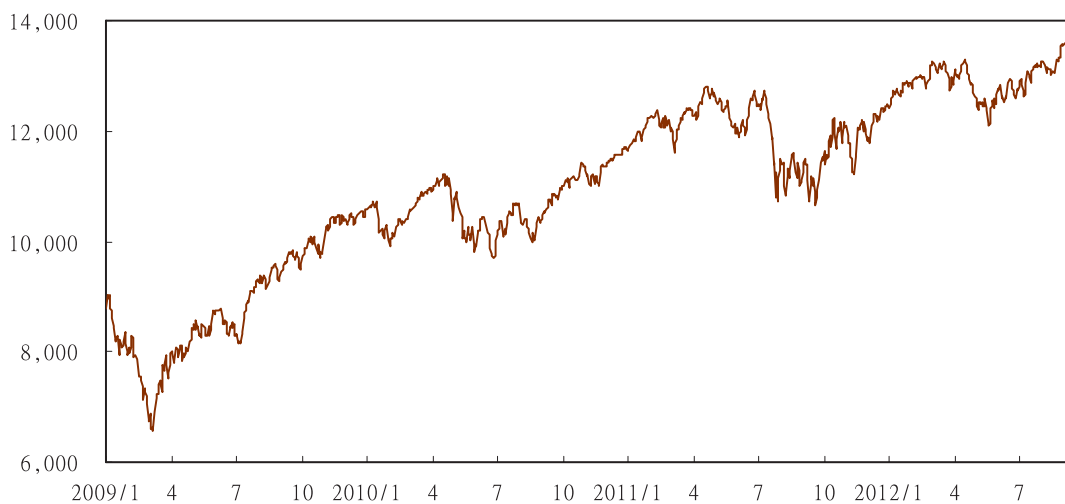


圖18 美國那斯達克股價指數



圖19 泛歐股價指數

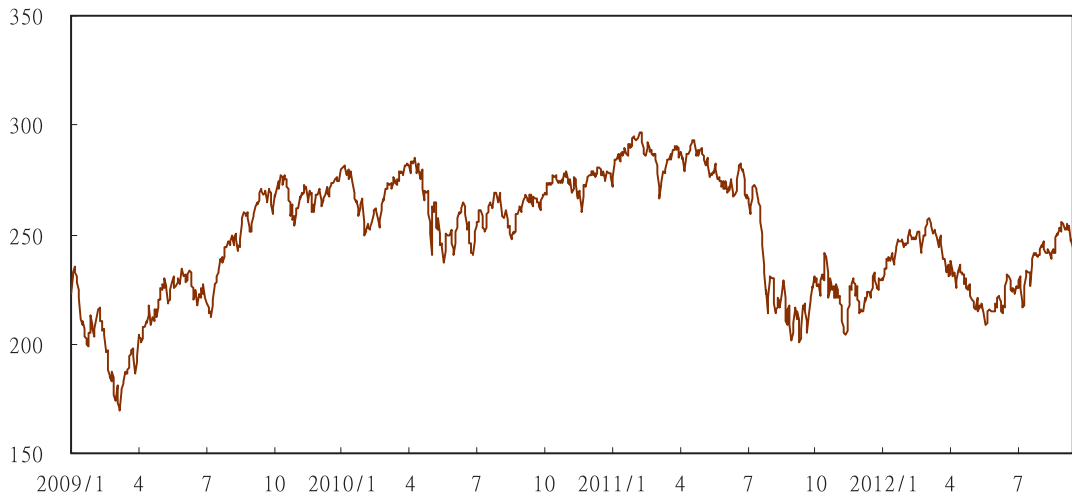
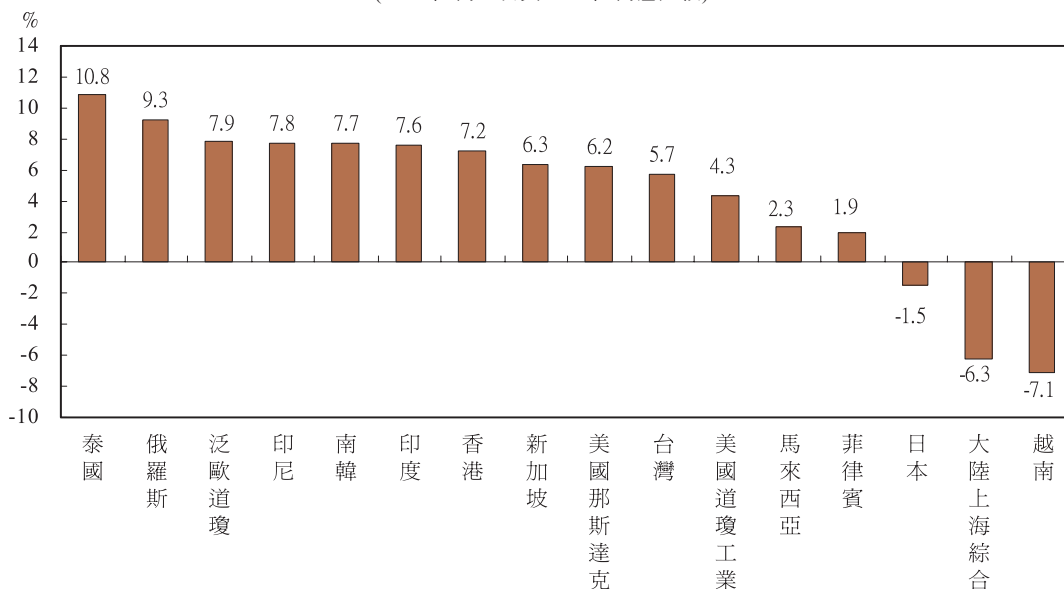


圖20 日本N225股價指數



圖21 國際股價變動幅度
(2012年9月28日與2012年6月底比較)



拾、國際商品價格由近期高點略下滑

今年上半年，受全球經濟成長放緩影響，國際原油(北海布蘭特原油)價格下滑，至6月25日達每桶88.69美元之本年低點。7月起受挪威石油工人罷工、歐盟對伊朗實施石油禁運、美國因颶風暫時關閉鑽油平台，及9月初美國駐利比亞領事館遇襲之影響，原油價格反彈回升。9月下旬起沙烏地阿拉伯表示將採必要措施壓低油價，復因美國QE3效應未如預期，油價下滑，至9月28日為每桶111.25美元，惟仍較6月底上漲17.9%(圖22)。

國際能源總署(IEA)指出，由於全球經濟疲軟，加以日本核電廠重新運作，預期原油需求下降，未來油價將回穩。美國能源資

訊署(EIA) 9月11日預測本年布蘭特原油價格為每桶111.81美元，仍略高於上年之111.26美元，明年則降為103.38美元。石油輸出國組織(OPEC)秘書長9月19日並表示，至本年年底，市場石油供應充足。

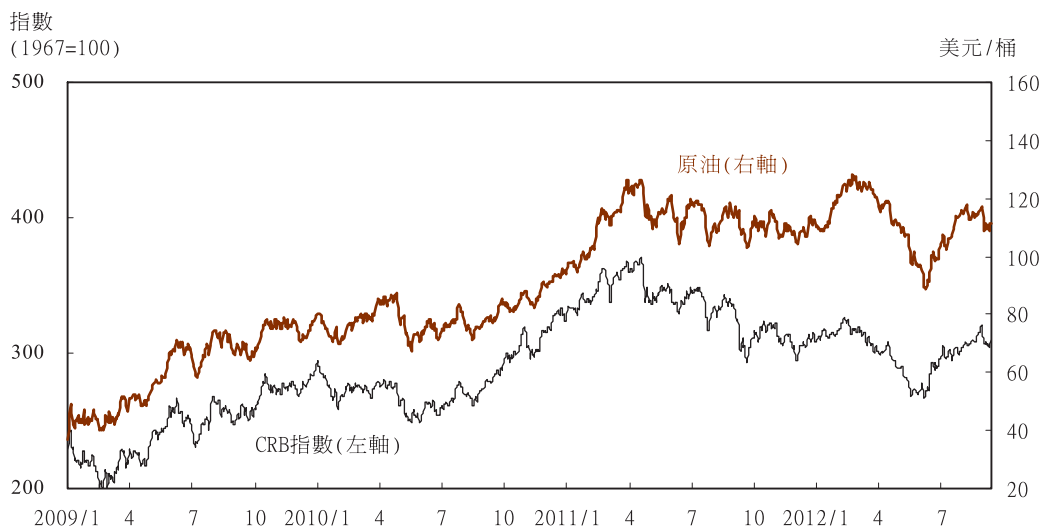
穀物市場方面，本年下半年起，黃豆及玉米產量占全球逾30%之美國發生50年來最嚴重的乾旱，重創其穀物產量，全球穀物價格大幅上揚。聯合國糧農組織9月指出，本年全球穀物庫存可能下滑，惟9月以來美國旱象緩解，黃豆及玉米等收成優於預期，糧價大漲情況已暫停歇，可望避免重演糧食危機。

7月起，隨原油及穀物價格上揚，

Thomson Reuters/Jefferies CRB期貨價格指數
 走升，至9月28日為309.298點，較6月底上漲
 8.8%(圖22)。JOC指數亦自6月底之114.53點

觸底反彈，至9月28日為124.43點，較6月底
 上漲8.6%。

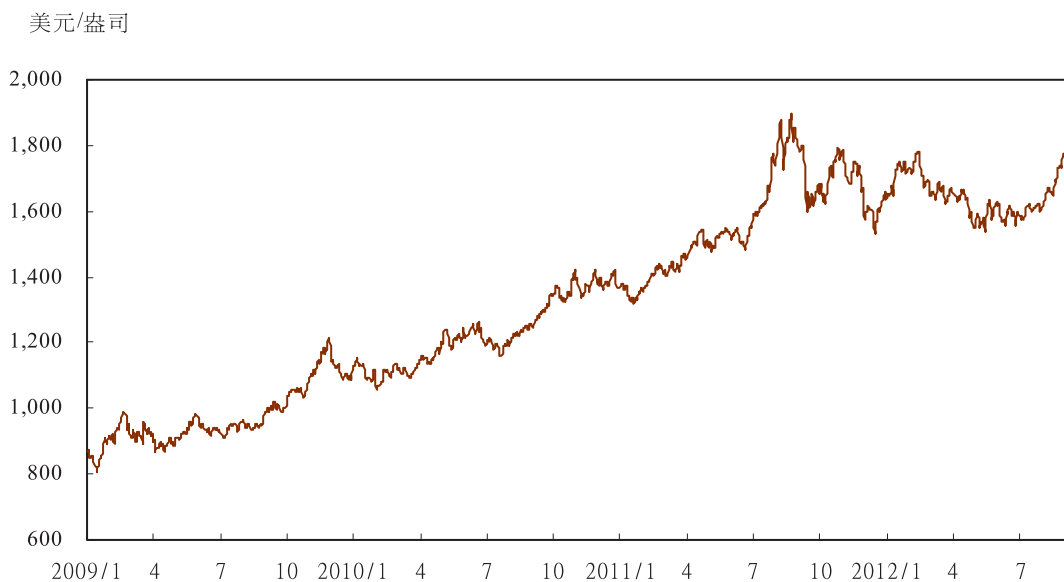
圖22 布蘭特原油價格及CRB期貨指數



國際黃金方面，上半年受中國大陸經濟
 成長放緩，及歐債危機擴大之影響，5月30
 日金價跌至每盎司1,540美元之本年新低。
 7、8月在歐債紛擾與土耳其、俄羅斯、中國
 大陸及南韓等各國央行持續購入黃金下，金

價震盪回升。9月起受美、日央行先後推出
 量化寬鬆措施，及避險需求大增影響，金價
 持續走揚，9月21日達每盎司1,784.5美元之
 本年高點，至9月28日為1,776美元，較6月底
 上漲11.1%(圖23)。

圖23 倫敦黃金現貨價格



拾壹、影響全球經濟前景之變數

歐債問題、美國「財政懸崖」，及中國大陸景氣恐持續疲弱為目前全球經濟最主要的風險。雖然9月以來歐債危機略為緩解，惟歐盟成員國對籌組銀行聯盟計畫意見分歧，西班牙遲未申請紓困，若信評機構再度

調降其主權評等至垃圾等級，將造成該國債券殖利率飆升，財政更為惡化；此外，歐盟、ECB和IMF亦將公布最新之希臘檢視報告，均係歐盟未來將面臨之考驗。

國內經濟金融日誌

民國101年7月份

- 1日 △為提升人口政策委員會之層級，統籌及策劃人口政策，行政院成立人口政策會報，每6個月定期召開一次。
- △配合行政院組織改造，金管會由委員合議制改為首長制，改制後另增財政部部長、經濟部部長與法務部部長為當然委員，委員會議功能屬諮詢性質。
- 2日 △中央銀行通函本國銀行及外商銀行台北分行，自101年9月起，已開辦人民幣業務之國際金融業務分行(OBU)，應按月申報跨境貿易人民幣結算量統計。
- △金管會公告，高雄企銀、中興銀行、花蓮企銀、臺東企銀及寶華銀行等5家經營不善之金融機構，自7月10日起終止接管，並自同一時點起勒令停業清理。
- 3日 △金管會宣布開放國內公開發行公司赴海外發行人民幣計價之普通公司債，公開發行公司依「發行人募集與發行海外有價證券處理準則」及相關規範即可辦理，並鼓勵國際金融業務分行(OBU)優先投資。
- 7日 △連江縣政府依據「離島建設條例」等規定，就馬祖設置觀光賭場案舉行地方性公民投票，結果以贊成1,795票，反對1,341票，通過該案。
- 10日 △臺灣銀行上海分行正式開業。
- 11日 △財政部核釋，公開發行股票公司發行限制員工權利新股，以可處分日標的股票之時價超過認購價格之差額部分，計入員工當年度之其他所得課稅。
- 19日 △金管會公告修正「保險業資金辦理專案運用公共及社會福利事業投資管理辦法」，將保險業投資同一公共投資事業之限額提高，至被投資對象實收資本額之35%，引導保險業參與公共建設投資。
- 24日 △行政院核定經建會所報「跨域增值公共建設財務規劃方案」，未來可創造收益的公共建設，將可運用增額容積、土地使用計畫變更、增額稅收財源、跨域異業結合等方式規劃開發。政府可回收「計畫外部收益」，充裕公共建設財源。
- 25日 △立法院三讀通過所得稅法修正案及所得基本稅額條例修正案，自102年1月1日起，復徵證券交易所稅。
- 26日 △立法院三讀通過食品衛生管理法修正案，授權衛生署訂定萊克多巴胺安全容許

量，訂定範圍以牛肉為限，不包括豬肉及豬、牛內臟。

△立法院三讀通過公司法修正案，未來公司私募公司債將不必強制信託。

民國101年8月份

- 1日 △內政部實施不動產成交案件實際資訊申報登錄制度。地政事務所辦理買賣登記申請案件、不動產仲介經紀業簽定租賃契約書案件、不動產代銷經紀業簽有起造人或建築業委託代銷之成交案件，均須申報登錄。
- 7日 △經濟部宣布推動「加強投資策略性服務業實施方案」，由國發基金匡列100億元，帶動創投業投資策略性服務業。該方案執行期間13年，為政府首度針對服務業成立的投資基金。
- 9日 △第8次「江陳會談」於台北舉行，海基會與大陸海協會簽署「海峽兩岸投資保障和促進協議」與「海峽兩岸海關合作協議」，並共同發表「人身自由與安全保障共識」，於雙方各自完成相關程序並以書面通知後生效。
- 10日 △青輔會與經濟部共同宣布開辦「青年築夢創業啟動金貸款」，申請資格為20至45歲之國民，貸款額度最高200萬元。
△經濟部宣布成立「台美產業合作推動辦公室」，整合台美雙方交流合作平台，並初步鎖定綠能、生技、智財權及資通訊技術等領域，推動雙方「創新產業化」合作。
- 11日 △行政院舉行首場「財經議題研商會議」，會中陳冲院長宣布將親任「國際經貿策略聯盟布局小組」召集人。後續將就能源、金融業務、觀光、勞資關係等議題，分場次邀集相關業者代表討論並聽取建言。
- 13日 △國科會宣布，行政院已核定中部科學工業園區第四期（二林園區）轉型為精密機械園區計畫，該會將配合啟動「高科技前瞻設備研發產學合作計畫」，媒合業界與學界的研發合作。
- 16日 △金管會通函16家不動產放款比重偏高的銀行，要求降低房貸、土建融及素地授信餘額，否則須增提準備金。
- 23日 △金管會邀集工程會、經建會、壽險公會及相關學者討論「壽險資金投入公共建設」議題，會中決定成立專案平台，並提出3大公共工程供業者優先投資。
- 28日 △金管會公告，保險業辦理不動產投資之年化收益率以不得低於2年期郵政定儲小

額存款機動利率加3碼為準；惟公告生效前取得之不動產，得以加2碼為準；溯自8月24日生效。

- 29日 △永豐餘董事會決議發行海外有擔保普通公司債3億人民幣，支應中國大陸地區轉投資事業資本支出需求，為國內首家直接赴海外發行人民幣債券之上市櫃公司。
- 30日 △銀行公會理監事會通過授信準則修正案，增訂利率訂價須考量合理利潤；倘對客戶利息減碼，亦需合理原因，並應訂定內規，確實執行、稽核。
- 31日 △中央銀行與大陸中國人民銀行同步宣布簽署「海峽兩岸貨幣清算合作備忘錄」，並自簽署日起60天內，各自完成相關準備後生效。

民國101年9月份

- 6日 △行政院核定金管會提報之「發展具兩岸特色之金融業務計畫」，以及中央銀行與大陸中國人民銀行簽署之「海峽兩岸貨幣清算合作備忘錄」。
- 10日 △金管會核准新北市政府發行1年期以內的「市庫券」，屬票券金融管理法規定之短期票券，為地方政府首例。
- 11日 △行政院發布「經濟動能推升方案」，期藉調整產業結構、促進投資出口及調節人力供需，提升我國中長期競爭力。
- △金管會函釋，銀行辦理「臺灣地區與大陸地區金融業務往來及投資許可管理辦法」第11條規定之業務，得使用大陸地區發行之貨幣。
- △金管會、中央銀行會銜廢止「臺灣地區銀行辦理人民幣業務規定」，並自即日生效。
- 17日 △行政院宣布，原訂於12月10日起實施之第2階段電價調整，暫緩至102年10月1日起實施。調整幅度依原公告，合計平均調幅約10.7%，其中住宅平均調幅為4.8%。
- △中央銀行公布，大陸地區新臺幣清算行由臺灣銀行上海分行擔任。
- 18日 △交通部宣布「桃園國際機場園區及附近地區特定區計畫」(簡稱桃園航空城核心計畫)正式啟動。
- 20日 △中央銀行理事會決議，重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率維持不變，年息各為1.875%、2.25%及4.125%。
- △金管會發布「以臺灣為主之國人理財平臺方案」，將與中央銀行等相關機關共同

推動辦理，以發展我國資產管理業務。

- 26日 △行政院核定勞委會所提基本工資調整建議，時薪部分自102年1月1日起調整為109元，月薪調整至19,047元應俟連續2季GDP成長超過3%或連續2月失業率低於4%後施行。
- 28日 △金管會函令，廢止國內投信基金及全權委託投資資產投資大陸地區證券市場以掛牌上市之有價證券為限，且總額不得超過該基金淨資產價值30%之規定。
- △中央銀行修正發布「票據交換及銀行間劃撥結算業務管理辦法」。

國際經濟金融日誌

民國101年7月份

- 5日 △鑑於經濟加速走緩，通膨壓力舒緩，中國人民銀行宣布自7月6日起調降金融機構存放款基準利率，其中1年期存、放款基準利率分別降0.25個百分點及0.31個百分點，至3.00%及6.00%；此外將放款利率浮動下限自0.8倍下調至0.7倍，存款利率浮動上限則維持在1.1倍不變。
- △鑑於歐元區經濟下滑風險增加，歐洲央行（ECB）宣布調降主要再融通操作利率1碼至0.75%，存款利率由0.25%調降至0%，邊際貸放利率則由1.75%降至1.50%。
- 10日 △歐盟財長會議同意西班牙銀行業紓困案，7月底前「歐洲金融穩定基金」（EFSF）將先撥付300億歐元予西班牙，且將西班牙減赤目標達成時間由2013年延長至2014年。
- 11日 △西班牙首相拉霍伊（Mariano Rajoy）宣布，將實施新一輪財政緊縮措施，未來2年半將削減650億歐元支出，主要包括將增值稅標準稅率從18%升至21%、削減公務員獎金及降低失業救濟等。
- 12日 △鑑於出口及國內需求不振，南韓央行宣布調降政策利率0.25個百分點至3.00%，係2009年2月以來首度降息。
- 13日 △穆迪（Moody's）將義大利長期主權債信評等由「A3」調降2級至「Baa2」，主因該國短期經濟展望惡化，且融資成本恐將大幅上升。
- 16日 △IMF之「世界經濟展望最新預測報告」（World Economic Outlook Update）指出，鑑於歐元區邊陲國家的金融市場及主權債務壓力加大，部分新興經濟體經濟成長低於預期，全球景氣進一步疲軟，因此分別下調2012、2013兩年全球經濟成長率預測值至3.5%及3.9%。
- 16日 △穆迪（Moody's）調降義大利13家銀行之信用評等，主因該國政府恐無法提供銀行業財務援助。
- 18日 △德國標售兩年期公債，得標利率首次出現負值，主因GIIPS（希臘、義大利、愛爾蘭、葡萄牙及西班牙）五國主權債務風險升高，致資金大量流入歐盟資產安全性較高之國家。

- 19日 △亞洲開發銀行（ADB）之「亞洲經濟整合監測報告」（Asian Economic Integration Monitor）指出，開發中亞洲面臨三大風險：歐債危機惡化，恐重創全球經濟；大量且波動性高的資金移動風險；中國大陸經濟成長放緩速度可能高於預期。
- 23日 △穆迪（Moody's）因歐債危機不確定升高，將德國、荷蘭及盧森堡等3國信評展望由「穩定」降為「負向」。
- 25日 △穆迪（Moody's）將EFSF的信評展望由「穩定」降為「負向」。
- 26日 △因全球經濟前景恐將持續低迷，菲律賓央行貨幣委員會決議調降隔夜附賣回利率及隔夜附買回利率各1碼，分別至3.75%及5.75%。

民國101年8月份

- 3日 △為提振市場對西班牙財政的信心，西班牙政府宣布新一輪財政緊縮措施，將於2012~2014年間削減1,021億歐元支出，金額較原7月規劃之650億歐元擴增57%。
△標準普爾（S&P）調降義大利15家銀行之信用評等，主因該國經濟衰退程度較預期嚴重，恐衝擊該國銀行業。
- 7日 △標準普爾（S&P）將希臘信評展望由「穩定」降為「負向」，主因希臘政府恐難達成減赤目標，而無法獲得下一筆紓困金。
- 12日 △OECD包括34個成員國之6月份綜合領先指標（Composite Leading Indicators）由上月的100.4微幅下跌至100.3。先進經濟體中，歐元區經濟依然最為疲弱，美國及日本領先指標則下降；包含中國大陸、印度及俄羅斯等發展中經濟體，其經濟成長則低於長期趨勢。
- 17日 △西班牙央行公布，銀行業6月壞帳金額達1,643.6億歐元，壞帳比率達9.42%，創歷史新高。
- 30日 △美國本年第2季GDP成長率由1.5%上修至1.7%，主因淨輸出改善，以及民間消費與政府消費暨投資增加影響。

民國101年9月份

- 3日 △穆迪（Moody's）將歐盟（EU）信評展望由「穩定」降為「負向」。
- 6日 △歐洲央行（ECB）宣布直接貨幣交易（Outright Monetary Transactions）計畫，ECB將在次級市場無限額購買1至3年期之歐元區主權債券，收購目標將侷限於向

EFSF/ESM提出紓困申請，並且遵守其設立之財政摺節與相關改革計畫國家之債券，ECB並放棄優先債權人地位，以降低債務陷入困境國家的舉債成本。

△經濟合作暨發展組織（OECD）之「全球經濟展望期中評估報告」（Interim Economic Assessment）指出，歐債危機持續衝擊全球經濟成長，尤其是歐元區前三大經濟體德國、法國、義大利2012年下半年將陷入經濟衰退，有賴ECB、IMF等決策機構採取積極行動，才能讓經濟脫離衰退。

7日 △標準普爾（S&P）將希臘的信評展望由「穩定」降為「負向」。

12日 △德國憲法法院判決歐洲穩定機制（ESM）並未違憲，惟要求在未取得下議院核准下，德國對ESM的負擔不得超過1,900億歐元，且有關ESM的決議均需經德國國會之核准。

△歐盟執委會（EC）向歐洲議會提出籌組銀行聯盟計畫，擬賦予ECB監督歐元區所有銀行的權力，並可對違規銀行開罰與撤照。

13日 △荷蘭國會大選結果揭曉，支持財政摺節措施之首相Mark Rutte所領導的自民黨（VVD），和Diederik Samsom領導的勞工黨（PvdA）在下議院150席次中分別取得41席和38席，可望組成聯合政府。

△為提振經濟，改善就業市場，美國聯邦公開市場委員會（FOMC）決議，維持聯邦資金利率目標區間於0%~0.25%，並可能維持此一超低利率水準至2015年年中，另宣布將每月額外購買400億美元機構房貸擔保證券（即市場所稱第三輪量化寬鬆措施或QE3）直到就業市場明顯改善，且繼續採行延長持有債券平均年期之計畫至2012年底。

18日 △西班牙央行公布，銀行業7月壞帳金額達1,693億歐元，壞帳比率達9.86%，創歷史新高。

19日 △鑑於全球及國內經濟成長減速，日本央行政策委員會決定將資產購買金額由70兆日圓增加至80兆日圓，包括：（1）購買長期公債金額自現行的29兆日圓追加5兆日圓至34兆日圓；（2）購買日本國庫短期證券金額自原先的9.5兆日圓追加5兆日圓至14.5兆日圓。

中央銀行出版品一覽

序號	統一編號	出版單位	刊名	出版週期	定價 (新臺幣) 每期	備註
1	1009502856	業務局	中央銀行貨幣在支付系統中扮演之角色	圖書	190	
2	1009801703	業務局	中華民國支付及清算系統	圖書	150	
3	12029870018	發行局	臺幣·新臺幣圖鑑	圖書	3,500	
4	2005800020	金融業務檢查處	金融業務參考資料	月刊	60	
5	2008600047	金融業務檢查處	本國銀行營運績效季報	季刊	240	
6	2009701740	金融業務檢查處	中華民國金融穩定報告	半年刊	300	
7	2009703514	金融業務檢查處	Financial Stability Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	半年刊	300	
8	2005900017	金融業務檢查處	金融機構業務概況年報	年刊	320	
9	2005900016	金融業務檢查處	金融機構重要業務統計表	年刊	350	
10	1009500679	金融業務檢查處	金融監理與風險管理選輯	圖書	400	
11	1009900249	金融業務檢查處	全球金融危機專輯	圖書	400	
12	1009900973	金融業務檢查處	全球金融危機專輯(增訂版)	圖書	400	
13	2005100020	經濟研究處	中華民國金融統計月報	月刊	100	
14	2007000052	經濟研究處	Financial Statistics	月刊	40	
15	2006800019	經濟研究處	中央銀行季刊	季刊	250	
16	2007000029	經濟研究處	中華民國國際收支平衡表季報	季刊	110	
17	2006700023	經濟研究處	國際金融參考資料	半年刊	300	
18	2005100018	經濟研究處	中央銀行年報	年刊	250	
19	2005100019	經濟研究處	Annual Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	年刊	250	
20	2005900018	經濟研究處	中華民國資金流量統計	年刊	350	
21	2005700016	經濟研究處	中華民國公民營企業資金狀況調查結果報告	年刊	350	
22	12062810024	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能(80年版)	圖書	350	

23	12062850033	經濟研究處	The Central Bank of China: Purposes and Functions (1961-1991)	圖書	500	
24	1009203273	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能 (92年版)	圖書	500	
25	1009203552	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能 (92年版)	圖書	600	精裝
26	1009501943	經濟研究處	The Central Bank of China (Taiwan) : Purposes and Functions (1992-2004)	圖書	350	
27	12061810019	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第一輯)	圖書	500	
28	12061820026	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第二輯)	圖書	500	
29	1009203958	法務室	各國中央銀行法選譯 (92年版)	圖書	600	
30	1009302083	法務室	各國中央銀行法選輯 (2003年版) 《中英對照本》	圖書	1,200	
31	1009405080	法務室	中央銀行業務規章彙編上冊 (94年12月修訂版)	圖書	580	
32	1009405081	法務室	中央銀行業務規章彙編下冊 (94年12月修訂版)	圖書	450	
33	1009600601	法務室	中央銀行規章彙編上冊 (95年12月修訂版) 《中英對照本》	圖書	1,040	
34	1009600602	法務室	中央銀行規章彙編下冊 (95年12月修訂版) 《中英對照本》	圖書	880	
35	12072880010	秘書處	認識通貨膨脹	圖書	贈閱	
36	12072890017	秘書處	認識中央銀行	圖書	贈閱	
37	1009004168	秘書處	中央銀行在我國經濟發展中的貢獻	圖書	贈閱	
38	1009200895	秘書處	The Central Bank of China (Taiwan)	圖書	贈閱	
39	2007300032	中央印製廠	印刷科技季刊	季刊	100	
40	1009701447	中央印製廠	中央印製廠遷台60週年歷年印製鈔券圖輯	圖書	1,200	
41	1009200061	中央造幣廠	中央造幣廠幣章圖鑑82年至92年	圖書	600	



中央銀行暨所屬中央印製廠、中央造幣廠均設有行政革新信箱，供各界革新建言，歡迎多加利用：

中央銀行：

信箱號碼：台北郵政第5-64號信箱

專線電話：02-2357-1870

傳真號碼：02-2357-1981

另於國庫局及業務局營業大廳設有革新專用信箱

中央印製廠：

信箱號碼：台北郵政第16-1號信箱

專線電話：02-2215-7011

傳真號碼：02-2214-2636

中央造幣廠：

信箱號碼：桃園郵政第224號信箱

專線電話：03-3295174 轉 150 分機

傳真號碼：03-3291412



中央銀行季刊 (第三十四卷第三期)

發行人：彭淮南
主編：林宗耀
編輯委員：陳一端 林淑華 李光輝 張炳耀
汪建南 黃富櫻 彭德明
行政編輯：江麗惠
發行所：中央銀行
地址：10066台北市羅斯福路1段2號
出版品網址：<http://www.cbc.gov.tw/>
電話：(02) 2357-1530
電子出版品電話：(02) 2357-1724
出版年月：中華民國 101 年 9 月
創刊年月：中華民國 68 年 3 月
定價：新台幣250元

展售處：

一、五南文化廣場／網路書店：<http://www.wunanbooks.com.tw>

台中總店／地址：40042台中市中區中山路6號

電話：(04) 2226-0330 傳真：(04) 2225-8234

台北法學店／地址：10054台北市中正區銅山街1號

電話：(02) 3322-4985 傳真：(02) 3322-4983

二、三民書局／網路書店：<http://www.sanmin.com.tw>

重南門市／地址：10045台北市重慶南路一段61號

電話：(02) 2361-7511 傳真：(02) 2361-7711

復北門市／地址：10476台北市復興北路386號

電話：(02) 2500-6600 傳真：(02) 2506-4000

三、國家書店／網路書店：<http://www.govbooks.com.tw>

松江門市／地址：10485台北市中山區松江路209號1樓

電話：(02)2518-0207

印刷者：震大打字印刷有限公司
地址：10077臺北市南昌路一段51巷7號
電話：(02) 2396-5877

GPN:2006800019

ISSN:1017-9623

◆ 著作財產權人保留對本刊依法所享有之所有著作權利。欲重製、改作、編輯或公開口述本刊全部或部分內容者，須先徵得著作財產權管理機關之同意或授權。(請洽承辦人江麗惠，電話：2357-1717) ◆

每一個領域 都有妳的位置

| 消除對婦女一切形式歧視 |

消除性別歧視是國際社會潮流。

我國透過立法保障婦女在各領域的基本權益，
讓婦女在社會上能夠平等參與、共治共決，
獲得平等發展的機會，擁有屬於自己的位置。

CEDAW上路，需要你我共同協力來成就性別平等的友善社會。



簡稱
CEDAW

政府正推動 《消除對婦女一切形式歧視公約》

更多資訊請上行政院性別平等會
<http://www.gec.ey.gov.tw>

我國已於101年1月1日實施「消除對婦女一切形式歧視公約施行法」，致力於各項法規及行政措施之檢討與改進，在政治、社會、經濟、就業、文化、教育、健康、法律、家庭、人身安全等各個領域，保障婦女獲得平等的發展機會，建立性別平權的幸福國度。



深夜了， 孩子在哪裡？

暑假是染毒高峰期 別讓毒品K了孩子的命

在學學生第一次施用非法藥物多在國中時期，社會新鮮人則在22-24歲之間。

約有37.1%的吸毒者，初次接觸毒品的地方，是在網咖、PUB、MTV、KTV、舞廳、

撞球場與電影院等休閒場所，這些場所是孩子在暑假時常與同學朋友聚會的地方。

如果發現孩子有夜歸、作息不正常等傾向，請多留心注意他。

您的關心能幫助孩子遠離毒害。

◎戒毒成功專線：0800-770-885

◎無毒家園網：<http://refrain.moj.gov.tw>