

台灣貨幣政策執行及傳遞機制之探討*

張天惠、朱浩榜**

摘要

央行透過瞭解與掌握貨幣政策之傳遞機制，決定採取何種政策工具，進而評估採取貨幣政策的時機與成效，故傳遞機制對央行貨幣政策具有重大意涵。探討貨幣政策傳遞機制之文獻眾多，惟多僅聚焦於探討某幾個特定傳遞管道的存在與否，卻忽略總體經濟變數間的動態關聯。本文主要目的在探討台灣的貨幣政策傳遞機制，有別於多數文獻僅著重某些特定管道的作法，本文較全面性以結構向量自我迴歸（SVAR）模型進行實證分析。SVAR模型有別於遞迴式的排序方法，考慮貨幣政策與重要變數間的同期影響，予以適當的限制條件，使模型設定更具彈性。實證結果發現，央行可藉由公開市場操作，影響操作目標及市場利率，並進一步影響中間目標（M2）；利率管道、銀行放款管道、資產負債表管道及匯率管道均呈顯著，這些管道在台灣的貨幣政策傳遞機制扮演重要角色。

關鍵詞：貨幣政策傳遞機制、SVAR模型

JEL 分類代號：E41，E51，E52

* 本文係將東南亞國家中央銀行聯合會（South East Asian Central Banks, SEACEN）所屬研訓中心2015年度研究計畫「SEACEN 經濟體之貨幣政策傳遞機制」（Monetary Policy Transmission in the SEACEN Economies）研究報告作進一步擴充。作者感謝三位匿名審稿人給予寶貴意見，以及本行嚴副總裁宗大、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、李行務委員光輝、廖研究員俊男、侯研究員德潛、劉科長淑敏、鄭副研究員漢亮與許副研究員碧純，惟本文觀點與服務單位無關，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及四等專員。

壹、前言

貨幣政策透過許多不同的管道運作，影響經濟活動，這些管道即是一般所稱的貨幣政策傳遞機制。央行透過掌握貨幣政策之傳遞機制，決定採取何種政策工具，進而評估採取貨幣政策的時機與成效，故傳遞機制對央行貨幣政策相當重要，相關研究亦頗豐富。一般咸認，貨幣政策影響總合需求的管道，大致可區分為利率、匯率、狹義與廣義信用、通膨預期、財富等眾多管道^{註1}，惟無明確的證據顯示這些管道確切之運作方式，以及各個管道間的相對重要性（Mishkin, 1995）。

自1980年代中期以來，台灣採取貨幣目標機制作為貨幣政策架構。但過去三十幾年來，台灣的金融市場歷經許多重大變化，如金融全球化、直接金融興起、金融管制鬆綁、金融創新與衍生性商品發展等，致貨幣政策與經濟活動的聯結可能已隨時間演變而有所不同。因此，瞭解貨幣政策如何影響經濟活動，將有助貨幣政策分析與執行。

探討台灣貨幣政策傳遞管道的實證研究眾多。如吳中書與陳建福（2010）證實台灣的廣義與狹義信用管道均存在；馮立功（2009）檢驗利率管道與信用管道，發現貨幣政策衝擊的確會透過這兩種管道影響股票報酬。在其他研究中，Huang and Yu（2015）著重銀行放款在貨幣政策傳遞中的

角色，確認信用管道的有效性；王泓仁與陳南光（2011）則無法找到統計上的證據證明財富效果管道存在。然而，上述研究多僅著重在某幾個特定管道的存在與否，可能忽略總體經濟變數間的動態關聯，目前僅吳懿娟（2004）全面性地分析各個傳遞管道效果。而如前所述，貨幣政策的傳遞機制亦可能因為金融市場的變革而隨時間演變，故有必要重新估計各傳遞管道的效果。另外，貨幣傳遞機制的探討重點為中間目標對最終目標的影響，因此，央行貨幣政策的執行（包含操作工具與操作目標）能否有效影響中間目標，當為相當重要的環節，惟國內就此議題進行實證分析的文獻不多，且樣本期間較早。爰此，本文擬一併探討貨幣政策的執行、貨幣政策的傳遞管道，以及各管道的效果與速度等。

實證研究分成兩部分。首先，藉由結構向量自我迴歸模型（structural vector autoregressive, SVAR）限制貨幣政策工具（公開市場操作）及貨幣政策目標（操作目標為準備貨幣、中間目標為M2）間的同期關係，檢驗貨幣政策執行的環節，並得知央行確可藉由政策工具，影響操作目標及市場利率，並進一步影響中間目標。

其次，進一步利用SVAR模型分析貨幣政策傳遞管道。與過去大多數文獻不同的

是，本文並非僅著重某些特定管道，而是通盤檢驗不同傳遞管道的效果。估計結果顯示，利率管道、資產負債表管道、銀行放款管道及匯率管道均呈統計顯著，這些管道在台灣的貨幣政策傳遞機制扮演重要角色。以利率管道為例，當央行採取緊縮性貨幣政策時，對實質經濟活動的降溫效果約落後8個月始得顯現，提早因應當有助於防範景氣過熱，可供央行在做貨幣決策時之參考。

本文除第1節為前言之外，其餘各節安排如次：第2節簡述台灣的貨幣政策架構，並回顧近期台灣有關貨幣政策執行及傳遞管道的實證文獻。第3節說明研究方法及資料，包括SVAR模型，與用於實證分析的經濟金融變數；第4、5節分別為貨幣政策執行、貨幣政策傳遞管道的實證分析與穩健性測試；最後，第6節為本文結論。

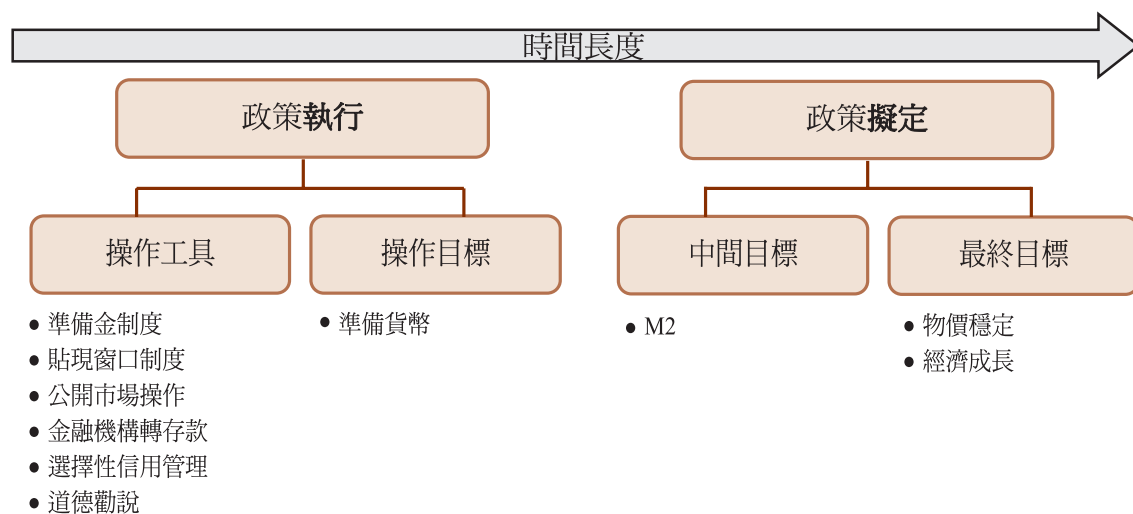
貳、台灣的貨幣政策架構與傳遞管道

一、台灣的貨幣政策架構

台灣的貨幣政策架構採貨幣目標機制，並自1992年起，每年發布M2成長目標區。在貨幣目標機制的的基本架構下，貨幣政策的最終目標為物價穩定與經濟成長。然而，貨幣政策的傳遞有時間落差，若央行等到政策

效果顯現後再調整政策，則可能錯失達到政策目標的最佳時機與效果。因此，央行會運用貨幣政策工具影響短期操作目標（準備貨幣），再由操作目標影響中間目標（M2），最終達成貨幣政策的最終目標。整體而言，台灣貨幣政策的基本架構整理如圖1。

圖1 台灣的貨幣政策架構



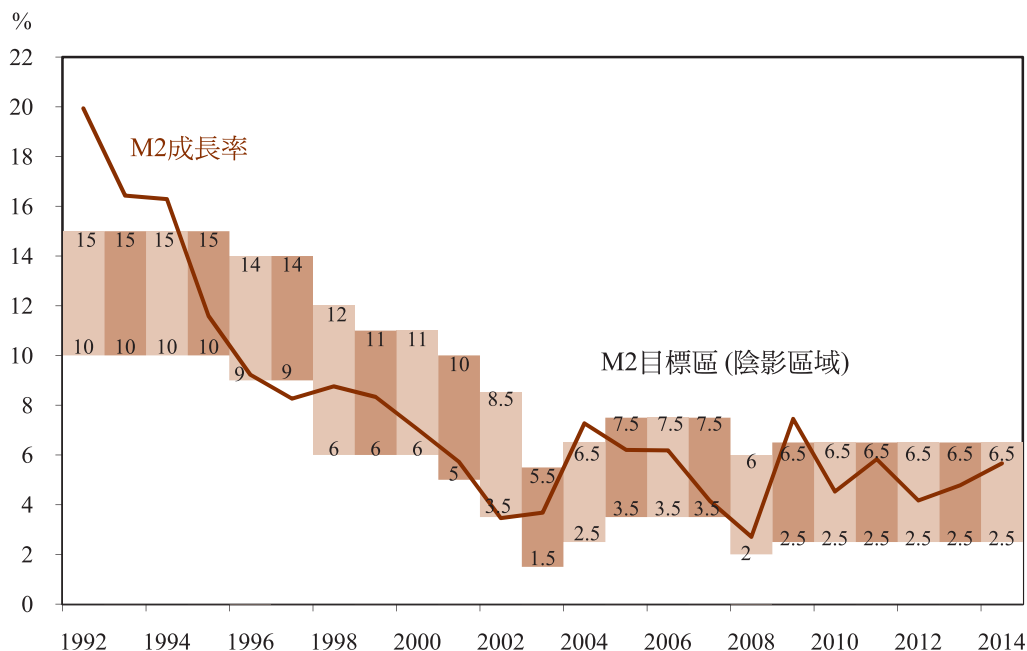
資料來源：中央銀行（2003）。

在政策擬定上，央行以貨幣總計數M2為中間目標。每年底，央行以實質GDP、預期通膨率、持有貨幣的機會成本等變數，參酌主計總處預估之次年經濟成長率與通膨率，以計量方法估算次年的貨幣需求情況；並邀集學者專家就估計結果表示意見，再經評估後提交理事會討論，擬定隔年的M2成長目標範圍。在政策執行上，由於準備貨幣可受央行政策工具直接影響，並與中間目標密切關聯，故央行採準備貨幣為操作目標，引導其日常業務操作；近年來，公開市場操作是最重要且使用頻繁的操作工具。其他政策工具包括準備金制度、貼現窗口制度、選擇性信用管理、金融機構轉存款或道德勸說

等（中央銀行，2003）。

圖2為歷年的M2成長率及目標區。M2成長目標區在1998年因亞洲金融危機造成不確定因素增加，目標區調降並擴大為6%至12%。2001年因國內景氣衰退，貨幣需求下降，目標區調降為5%至10%；2002年、2003年再持續調降。2004年隨國內景氣復甦，目標區調升為2.5%至6.5%，2005年至2007年進一步調升為3.5%至7.5%。2008年因美國次貸風暴引起的金融危機導致全球性的景氣衰退，目標區隨之調整為2%至6%。其後，2009年至2014年，目標區均維持在2.5%至6.5%。

圖2 M2成長率及目標區



二、國內相關文獻

(一) 貨幣政策執行的文獻

一般而言，貨幣政策傳遞機制聚焦在操作目標或中間目標對最終目標的影響；而操作工具與操作目標對中間目標之間的關係，則屬「政策執行」的環節（圖1）。然而，若要界定有效的傳遞管道，央行須能有效影響中間目標；因此，操作目標與中間目標的關係便相當重要（汪建南與李光輝，2004）。

國內文獻方面，汪建南與李光輝（2004）發現，央行可搭配使用定存單與債券附條件交易等操作工具，有效影響隔拆利率及準備貨幣等操作目標，且隔拆利率對實質利率具顯著並可控的影響；而陳一端與劉淑敏（2007）則就準備貨幣與準備金總額進行操作目標分析，發現準備貨幣具較佳的操作目標性質。由於國內相關的實證文獻較少，且樣本期間較早，故本文在探討貨幣政策傳遞管道之前，擬就此議題進行實證分析，以瞭解貨幣政策執行的環節。

(二) 貨幣政策傳遞管道的文獻

過去探討台灣貨幣政策傳遞管道的文獻眾多，本文就近期的實證文獻擇要回顧。首先，利率管道是傳統貨幣傳遞的主要管道，從貨幣的觀點來看，貨幣供給增加將導致利率下降，影響家計單位與廠商之消費及投資決策，進而使GDP上升。

林金龍（2003）以VAR模型、衝擊反應分析與總體計量模型分別對各種利率的日、月、季資料與相關的總體變數，進行利率政策效果與傳遞機制的探討。該研究發現重貼現率變動，對各種市場利率具顯著影響，惟其對經濟成長及物價影響效果皆不顯著。然而，Ho and Yeh（2010）認為林金龍（2003）估得的貨幣政策效果不顯著，可能係無法正確認定（identified）貨幣政策衝擊所致。該文利用VAR模型及符號限制法（sign restrictions）認定結構衝擊，其估計結果顯示，緊縮性的貨幣政策衝擊對GDP及CPI均具顯著且持續的負向影響，貨幣政策衝擊解釋GDP變動與CPI變動的變異數比率均約20%。

傳統的利率管道在貨幣政策傳遞機制中扮演重要的角色，惟利率管道無法解釋實際經濟活動的擴大（amplification）、持續（persistence）效果，以及支出組成（composition）反應的差異（Bernanke and Gertler, 1995），因此，經濟學家透過信用、資產價格等其他管道尋求答案。

信用管道包括銀行放款管道（bank lending channel，狹義信用管道）與資產負債表管道（balance sheet channel，廣義信用管道）等2種。其中，銀行放款管道主要是透過改變銀行的準備金，影響銀行可貸資金的運作；因此，當央行採取緊縮性貨幣政策時，銀行將減少放款，進而投資、消

費等經濟活動也將下降，此管道對於依賴銀行（bank-dependent）之中小型企業影響較大。而資產負債表管道則強調貨幣政策的變動會影響廠商的淨值，當採行擴張性的貨幣政策時，股價上漲，資產價格與現金流量增加，導致廠商淨值上升，使逆選擇與道德風險下降，則銀行放款意願將隨之提升，進一步增加投資支出與總合需求。

吳中書與陳建福（2010）建構季頻率的台灣總體計量模型，分析貨幣政策的信用傳遞管道。情境模擬結果顯示，準備貨幣增加將帶動銀行放款及民間投資擴增，代表狹義信用管道存在；隔拆利率下降會影響股市、房市、銀行放款及國內需求，驗證廣義信用管道存在。此外，國際經濟情勢惡化也會造成信用緊縮，並對民間消費與投資造成負面影響。

而張瑞娟等（2010）搜集商業銀行自1993年1月至2008年6月的追蹤資料（panel data），估計貨幣政策對銀行放款的不對稱效果，並以隔拆利率為貨幣政策的代理變數。該文發現台灣的貨幣政策可透過銀行放款管道傳遞，惟效果具不對稱性，即緊縮性貨幣政策對銀行放款的影響較寬鬆性政策為大。至於不對稱性的效果則取決於銀行資產負債表的特性，如銀行資產規模、持有流動性資產強度等。近來，Huang and Yu（2015）運用VAR模型，以1997年1月至2011年5月台灣的商業銀行分類放款資料，

從銀行放款的供給面研究狹義信用管道。該文發現，面對緊縮的貨幣政策衝擊時，銀行放款決策行為將導致銀行放款組合改變，使得企業放款與擔保放款增加、消費性放款與無擔保放款減少，證實銀行放款管道在台灣扮演重要角色。

關於財富效果，係指擴張性的貨幣政策或將提高股票與房地產等資產價格，使資產持有者的財富增加，有助提高其消費支出。王泓仁與陳南光（2011）使用1992年第1季至2009年第3季的總體資料，以及1996年至2006年的家戶調查資料，估計資產價格變動對民間消費支出的影響。根據該文的估計結果，股票的財富效果顯著但影響不大；在家戶層級上，年輕世代對股價的反應不顯著，中、老年世代卻會隨股價上升而增加消費。房地產的財富效果並不顯著，且在家戶層級上，房地產價格上升對年輕世代、老年世代與租屋者的消費支出有顯著的負面影響。

匯率管道為貨幣政策可透過匯率影響淨出口。具體而言，擴張性的貨幣政策使利率下降，國外的資產報酬率較國內高，致本國貨幣貶值，使得本國商品的國際價格競爭力提高，淨出口增加。台灣為小型開放經濟體，與國際貿易活動之關係密切，因此匯率通常被認為是重要的傳遞管道。Osorio et al.（2011）利用加權總和（weighted-sum）及主成分分析（principal components analysis）等方法，以2001年第1季至2010年

第2季的資料，建構13個亞洲經濟體的金融情勢指數（financial condition index, FCI）。該文發現，匯率管道對台灣相對重要，如同香港、新加坡等依賴出口的小型開放經濟體。

另外，亦有許多文獻同時探討數個不同管道的傳遞效果。吳懿娟（2004）利用1985年至2003年的季資料，以向量自我迴歸（vector autoregression, VAR）模型綜合分析不同管道的效果，並發現利率管道、銀行放款管道、資產負債表管道及匯率管道均呈顯著，僅財富效果管道不顯著。而汪建南與李光輝（2004）則以SVAR模型、向量誤差修正模型（vector error correction model, VECM）、VAR模型等方式分析貨幣傳遞管道。該文發現，利率對總體經濟具顯著影響，資金供給增加將透過銀行放款增加使GDP上升，而股價上升則可增加實質民間投資。因此，利率管道、銀行放款管道、資產負債表管道均呈顯著。

林建甫（2006）建構總體計量季模型，就貨幣政策對總體經濟的影響進行情境分析。模擬結果顯示，央行調升隔拆利率將使經濟成長率及CPI年增率下降；新台幣兌美元匯率升（貶）值，亦將使經濟成長率及CPI年增率下降（上升）。該文結果支持利

率及匯率管道存在。馮立功（2009）則針對利率與信用管道進行研究，該文以1989年至2008年的日資料，擷取SVAR模型隔拆利率變動的正交殘差（orthogonal residual）作為貨幣政策意外變量，估計台灣的貨幣政策衝擊對股票報酬的影響。其估計結果支持利率管道存在，尤其對資本密集及與景氣相關性較高之消費部門影響較大；此外，估計結果亦支持信用管道存在，且以受財務制約較強的公司影響較大。

綜上所述，本文將台灣貨幣政策傳遞機制的相關實證文獻整理如表1。從表1可知，台灣大部分的傳遞管道均顯著，包括利率管道（吳懿娟，2004；林建甫，2006；Ho and Yeh, 2012；馮立功，2009）、銀行放款管道（吳懿娟，2004；吳中書與陳建福，2010；張瑞娟等，2010；Huang and Yu, 2015）、資產負債表管道（吳懿娟，2004；馮立功，2009；吳中書與陳建福，2010）與匯率管道（吳懿娟，2004；林建甫，2006；Osorio et al., 2011）等，僅財富效果管道不顯著（吳懿娟，2004；王泓仁與陳南光，2011）。由於台灣的財富效果不顯著或效果不大，因此，本文的實證部分將聚焦於其餘較重要與有效的傳遞管道。

表1 台灣貨幣政策傳遞的相關文獻

文獻	估計方法	樣本期間	主要結論
林金龍（2003）	事件分析法/VAR/總體計量模型	-2002 ^a	政策利率變動對市場利率具顯著影響，惟對經濟成長及通膨則否
吳懿娟（2004）	VAR	1982Q1-2003Q4	利率管道、匯率管道、信用管道均呈顯著
汪建南與李光輝（2004）	VAR/SVAR/VECM	1981Q1-2001Q4/ 1992M7-2003M9/ 1996M1-2003M9	利率管道顯著，資金供給可藉銀行放款影響GDP，且股價上升可增加實質民間投資
林建甫（2006）	總體計量模型	1983Q1-2004Q4	隔拆利率及匯率之變動均會影響GDP及CPI
馮立功（2009）	OLS	1989/1/1-2008/12/31	貨幣政策衝擊會透過利率管道與信用管道影響股票報酬
Ho and Yeh（2010）	VAR（符號限制法）	1981Q1-2005Q4	貨幣政策衝擊對GDP與CPI具顯著且持續的效果
吳中書與陳建福（2010）	總體計量模型	-2008Q2 ^b	狹義與廣義信用管道均存在
張瑞娟等（2010）	追蹤資料GMM	1993M1-2004M6	貨幣政策可透過銀行放款管道傳遞，且不對稱效果取決於銀行資產負債表的特性
Osorio et al.（2011）	建構FCI（加權總和/主成分分析）	2001Q1-2010Q2	匯率管道對台灣相對重要
王泓仁與陳南光（2011）	OLS/2SLS/VECM/隨機效果模型	1992Q1-2009Q3/ 1996-2006	財富效果不顯著或效果不大
Huang and Yu（2015）	VAR	1997M1-2011M5	貨幣政策衝擊會影響銀行部門的放款供給

說明：^a資料頻率為日、月、年資料，且各變數起始時間不一致。

^b各變數起始時間不一致，作者未明確說明樣本起始時間。

參、研究方法及資料

一、結構向量自我迴歸模型

由於VAR模型可衡量產出或物價等經濟活動受到特定衝擊後的變化，故廣為運用於貨幣政策傳遞的實證文獻，其濫觴為Sims（1980）對於貨幣政策的研究。然而，Cushman and Zha（1997）認為，一般的VAR模型可能較適合相對封閉且規模較大的經濟體，較不適合小型開放經濟體。與縮減式（reduced form）且運用遞迴式排序（recursive order）的VAR模型相較，SVAR模型對模型參數的限制更具彈性，並可估計變數間的同期關係。因此，本文藉限制變數間之同期影響的認定條件（identification）建立SVAR模型，並估計衝擊反應函數（impulse response function）與預測誤差變異數分解（forecast error variance decomposition），以分析貨幣政策變動對總體經濟（即產出與物價）的影響。

首先，假設 k 個內生變數且落後 p 期的SVAR模型：

$$\mathbf{A}\mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i L^i \mathbf{y}_t + \mathbf{e}_t,$$

其中 \mathbf{y}_t 為 $k \times 1$ 的向量， \mathbf{A} 與 $\mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_p$ 為 $k \times k$ 的矩陣， L^i 為落後運算元（lag operator）， \mathbf{e}_t 則為具白噪音（white noise）性質的殘差向量，符合

$$E[\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t'] = \mathbf{D},$$

其中 \mathbf{D} 為正定（positive definite）矩陣， $E[\mathbf{e}_{it} \mathbf{e}_{jt}] = 0$ 且 $i \neq j$ 。

由於 \mathbf{A} 矩陣代表變數間的同期關係，因此認定條件即透過限制 \mathbf{A} 矩陣規範變數間的同期影響效果。 \mathbf{A} 矩陣又稱作短期限制（short-run restrictions）。遞迴式排序是一種常見的短期限制條件。在遞迴式模型中， \mathbf{A} 矩陣設定為下三角矩陣，代表 y_{jt} 受 y_{it} 同期影響（ $i < j$ ），但反之則不然，故變數的排序有其經濟意義。雖然遞迴式的SVAR模型可完全認定（just-identified）且較易估計，但僅以變數排序決定變數之間的關係卻使模型的應用受到限制且缺乏彈性。因此，為了避免這項缺點，Blanchard and Watson（1986）、Bernanke（1986）、Sims（1986）及Sims and Zha（2006）等建議更一般化的SVAR模型，使用非遞迴的結構式限制參數間的同期影響。

值得注意的是，SVAR模型有兩項議題可進一步探究。首先，對於應使用變數的水準值或差分值進行估計，文獻上頗為分歧。對於VAR模型的變數，一般有3種處理方式：（1）取差分使變數轉呈定態；（2）仿照Sims（1980）與Christiano et al.（1996），逕以變數的水準值估計SVAR模型；（3）應用向量誤差修正模型（vector error correction

model) 進行共整合分析。以上作法皆各有支持或反對的理由，惟目前尚無明確論據認為VAR模型的變數須為定態或水準值^{註2}，何種作法較佳仍待探討。例如，Bernanke and Blinder (1992)、Sims (1992)、Levy and Halikias (1997)、Peersman and Smet (2001) 使用變數的水準值估計VAR模型；Kim and Roubini (2000) 使用變數的水準值估計SVAR模型；而Monticelli and Tristani (1999) 則採定態變數估計SVAR模型。

再者，Toda and Yamamoto (1995) 指出單根檢定在有限樣本的情況下的檢定力不高，且共整合檢定並不十分可靠，故依此對變數取差分或進行共整合分析可能有事前檢定誤差 (pretest biases) 的問題。此外，對變數取差分亦將喪失其部分訊息，因此本文將以變數的水準值估計SVAR模型。

另一個議題是有關落後期數的選擇。

在SVAR模型的相關文獻中，落後期數的選擇通常較為任意 (ad hoc)。例如，一樣都是採月資料的文獻中，Cushman and Zha (1997) 選擇落後12期的落後期數，而Gordon and Leeper (1994)、Kim and Roubini (2000) 與Kim (2003) 則選擇6期的落後期數。本文依據Toda and Yamamoto (1995) 的建議，採用 $p + d_{max}$ 作為模型的落後期數；其中 p 為一般評選方法選出的最適落後期數， d_{max} 則為變數可能存在的最大積數 (integration)。

二、資料說明

本文分析2000年後主要貨幣政策管道的傳遞效果，樣本期間為2000年1月至2014年12月，共180筆月資料。變數及資料來源整理如表2。

表2 變數說明及資料來源

變數符號	變數說明	資料來源
Y	工業生產指數	工業生產統計月報
P	消費者物價指數	物價統計月報
L	全體貨幣機構放款與投資 一對民間部門債權	金融統計月報
NCD	央行可轉讓定期存單	金融統計月報
RM	準備貨幣	金融統計月報
M2	貨幣總計數M2	金融統計月報
R	金融業隔夜拆款利率	金融統計月報
ER	新台幣兌美元匯率	金融統計月報
SP	台股加權指數	金融統計月報
WI	世界工業生產指數	IHS Global Insight
OIL	國際原油價格 (世界均價)	IMF

主要的實質經濟活動變數包含產出（Y）與物價（P）。由於GDP的資料頻率為季度，故以工業生產指數作為產出的替代變數。物價的替代變數則為消費者物價指數，兩者的基期年皆為2011年。本文以「全體貨幣機構放款與投資一對民間部門債權」作為銀行放款（L）的替代變數^{註3}。值得注意的是，選用「全體貨幣機構放款與投資」而非「全體貨幣機構放款」^{註4}，主因全體貨幣機構的投資涵蓋公司債等，是企業融資的重要管道之一；且全體貨幣機構投資的變動也會影響貨幣總計數M2，因此全體貨幣機構投資亦與經濟活動及M2有關^{註5}。

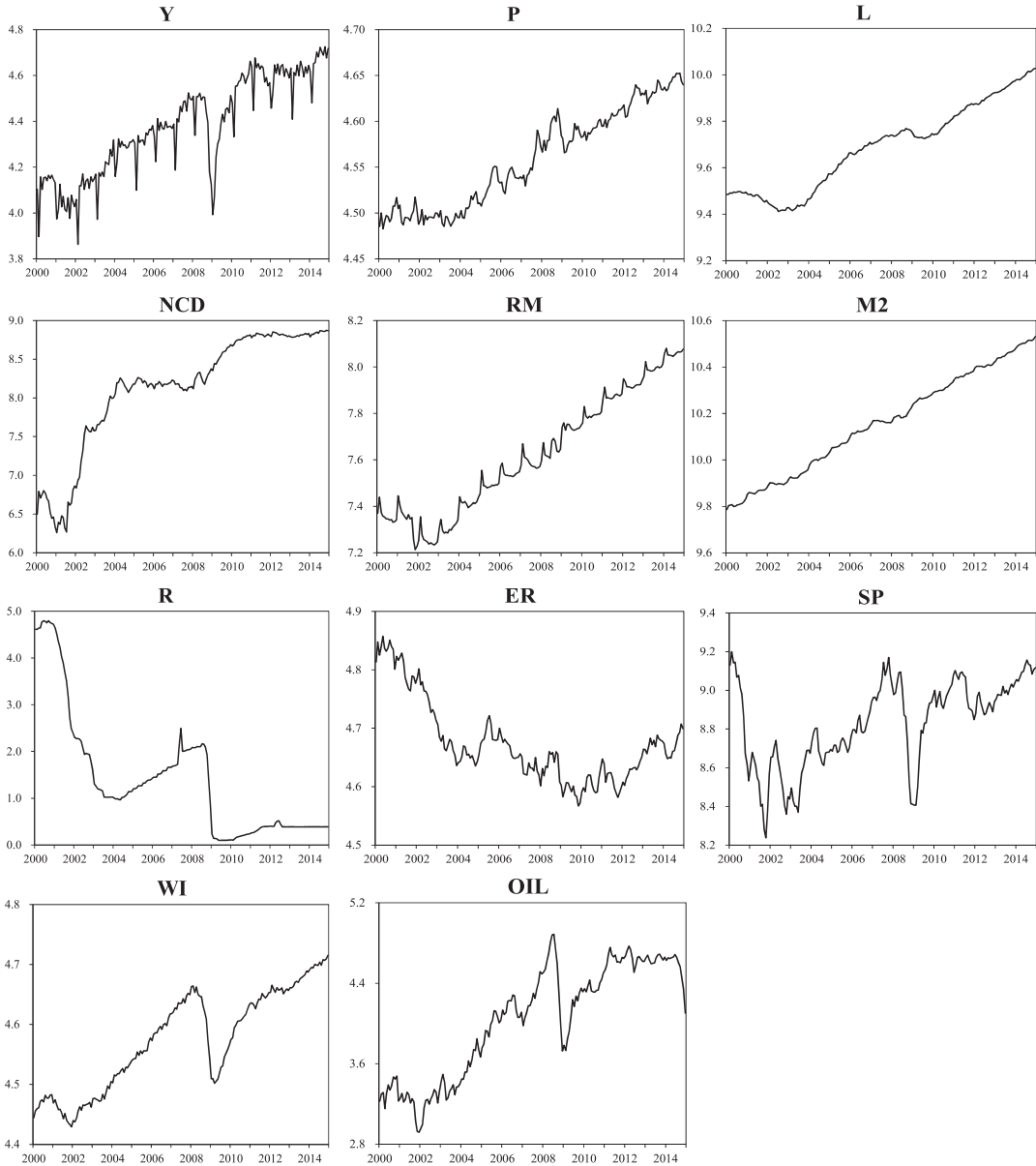
其他變數方面，本文以金融業隔夜拆款利率（R）作為貨幣政策的代理變數。匯率變數（ER）為新台幣兌美元匯率。股票市場的表現（SP）則以台股加權指數作為代理變數。此外，台灣為小型開放經濟體，經濟活動易受國際因素影響，故本文將世界工業生產指數（WI）與國際原油價格（OIL）作為外生變數，以捕捉國際景氣及國際油價的效果。

另一方面，為瞭解台灣貨幣政策執行的

環節，本文亦估計政策工具及貨幣政策目標之間的關係。貨幣政策目標包括中間目標與操作目標等兩種，前者為貨幣總計數M2，後者為準備貨幣（RM），係逐日操作之標的。由於公開市場操作為最重要且最常用的貨幣政策工具，其中央行最常使用的公開市場操作工具為央行可轉讓定期存單（NCD），故本文以NCD餘額作為政策工具變數。

除了利率之外，所有的變數皆取對數值，而變數的時間序列走勢繪於圖3。觀察圖3，可知產出與國際景氣關係密切，並在2008年的金融危機期間大幅衰退。物價與國際油價走勢相近，尤其從2007年中至2008年，兩者皆明顯走升。利率在樣本期間內兩次大幅下降，分別是2001年中至2003年，以及2008年的金融危機期間，主要反映經濟衰退及國內需求不振等因素。NCD餘額分別在2001年中至2003年，以及2008年中至2010年兩度明顯上升，至2014年底累計約新台幣7.1兆元。準備貨幣有明顯的季節性，主因農曆春節致貨幣需求暫時性增加。

圖3 各變數時間序列走勢圖



肆、貨幣政策的執行

一、認定條件

近年來，公開市場操作是央行執行貨幣政策最重要且使用頻繁的操作工具。為檢

視貨幣政策執行的環節，本文建構4個變數的SVAR模型，探討公開市場操作的政策工具，是否能有效影響貨幣政策的操作目標及中間目標。

公開市場操作為中央銀行在公開市場買賣債券或票券，藉以調節銀行體系的準備金。由於我國進出口貿易長期出超，銀行體系資金較為充裕，故央行在公開市場以賣出的操作為主。具體而言，央行藉由發行NCD收回銀行體系的過剩資金，使銀行準備金減少，進而使作為操作目標的準備貨幣減少；另一方面，提供金融機構間短期資金借貸的金融業拆款市場，其隔夜拆款利率則將上升。而受準備貨幣減少或隔拆利率上升影響，中間目標M2將隨之減少。因此，SVAR模型的變數向量為 $y = [NCD, R, RM, M2]'$ ，其中NCD為政策工具，R、RM分別代表金融業隔夜拆款利率、準備貨幣，M2為貨幣政策的中間目標。模型的認定條件如下：

$$Ay_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} NCD_t \\ R_t \\ RM_t \\ M2_t \end{bmatrix} \\ = \sum_{i=1}^p A_i L^i y_t + Zx_t + \begin{bmatrix} e_t^{NCD} \\ e_t^R \\ e_t^{RM} \\ e_t^{M2} \end{bmatrix}$$

由於NCD發行與否、發行量皆可由央行自行決定，故模型第一式假設政策工具NCD不會受其他變數同期影響^{註6}。第二及第三式

假設央行藉NCD的發行量分別影響隔夜拆款利率與準備貨幣，故R與RM受NCD的同期影響。第四式假設中間目標M2受利率及準備貨幣影響，故NCD係透過R與RM間接影響M2。另外， x_t 為外生變數向量，包含月虛擬變數、農曆春節假期變數^{註7}，以及2008年金融危機虛擬變數等外生變數^{註8}。

若估計結果顯示NCD可影響R與RM，且RM可影響M2，表示央行可藉貨幣政策工具，有效影響操作目標及中間目標。

二、實證結果

本文根據赤池資訊評選準則（Akaike information criterion, AIC），得到模型最適落後期數為7（ $p=7$ ）。由於總體時間序列變數可能存在的最大積數通常為1，故本文假設 $d_{max}=1$ ，並據此選定模型的落後期數為8（ $p + d_{max}=8$ ）。

表3為同期相關影響係數的估計結果，R、RM與M2的衝擊反應函數則繪示於圖4。衝擊反應函數為某一變數在面對外生結構性衝擊時的動態行為，有助瞭解政策變動時的效果。衝擊大小為1個標準差的正向結構性衝擊，兩側虛線為顯著水準95%的信賴區間，反應期間為30期。

表3 同期相關影響係數（模型1）

	係數	標準誤	t-統計量	p-值
a_{21}	0.056	0.151	0.374	0.708
a_{31}	0.053	0.034	1.564	0.118
a_{42}	0.005*	0.003	1.798	0.072
a_{43}	-0.073***	0.012	-6.262	0.000

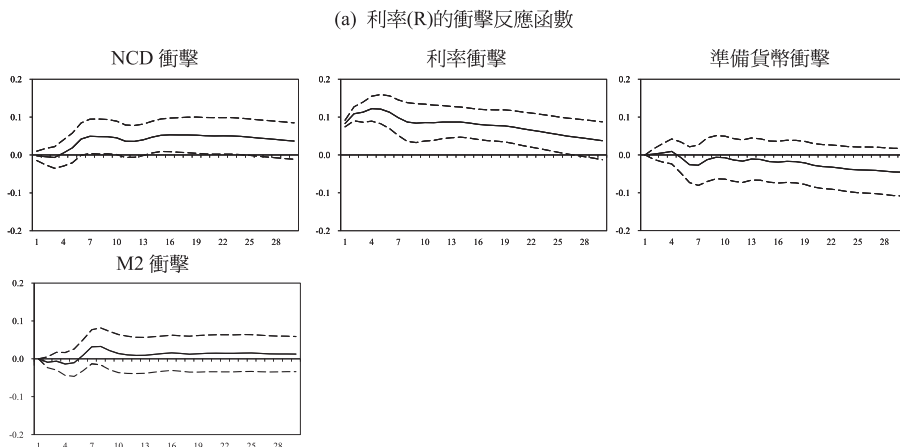
說明：***、**與*分別表在1%、5%與10%的水準下顯著。

從表3可知，隔拆利率及準備貨幣對M2的同期影響皆呈顯著：隔拆利率下降，M2上升（ $a_{42} > 0$ ）；準備貨幣上升，M2上升（ $a_{43} < 0$ ）。雖然NCD對R與RM的同期影響並不顯著，但從圖4的衝擊反應函數可知，央行增加發行NCD之衝擊將使準備貨幣顯著下降，隔拆利率亦將上升，表示央行仍可藉NCD影響R與RM。另外，準備貨幣增加的衝擊對M2有正向且持久的效果，利率上升的衝擊亦對M2具負向影響。

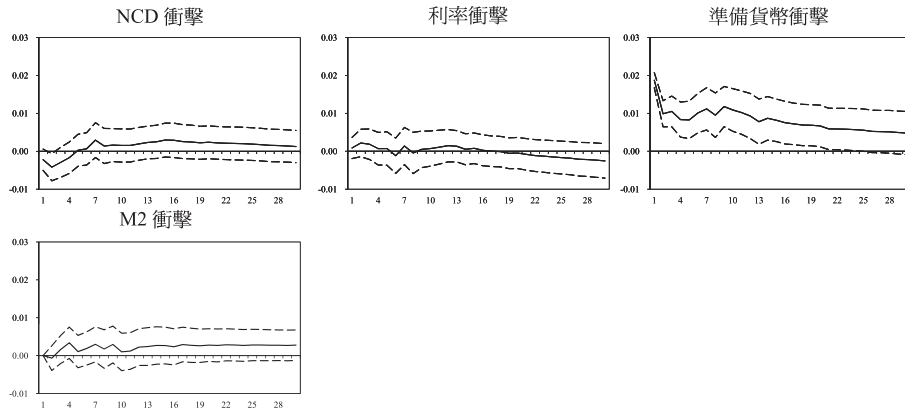
值得說明的是，此SVAR模型的概似

比率（Likelihood Ratio, LR）檢定的檢定統計量及其顯著水準分別為 $\chi^2(2) = 5.785$ 與0.055。統計上，LR檢定仍可於10%的顯著水準下拒絕虛無假設，主因本文假設 $a_{41} = 0$ ，使受限前後模型的對數概似函數（log likelihood function）差異較大所致。然而，若放寬 $a_{41} = 0$ 的假設，雖可通過LR檢定，但結果將較不合理^{註9}，且是否放寬 $a_{41} = 0$ 的假設，對其他係數的估計結果及各衝擊反應函數圖形幾乎無影響，故本文仍維持 $a_{41} = 0$ 的假設。

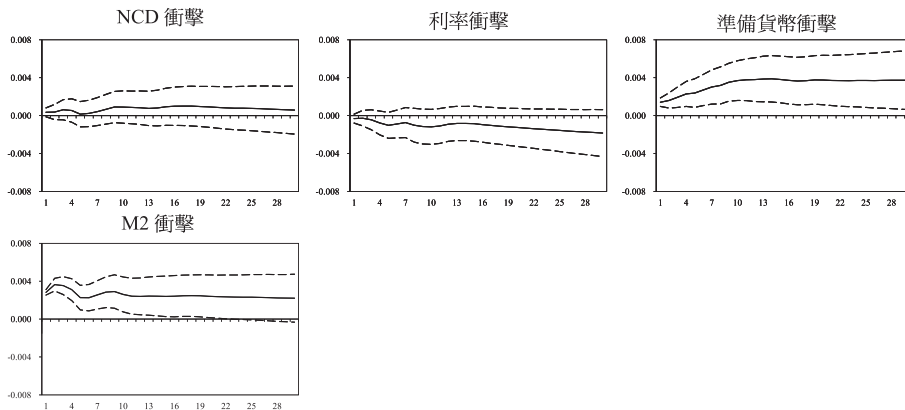
圖4 衝擊反應函數（模型1）



(b) 準備貨幣(RM)的衝擊反應函數



(c) M2的衝擊反應函數



說明：1. 衝擊大小為1個標準差；
2. 虛線為95%信賴區間。

另外，估計結果顯示NCD對RM的同期影響仍不及10%的顯著水準 (a_{31})，且NCD對R的同期影響亦不顯著 (a_{21})，或因本文使用的政策工具變數「NCD餘額」僅能捕捉部分公開市場操作行為所致：(1) 實際上，央行NCD餘額係由短天期（如14天、21天等）及長天期（如364天、2年等）等不同天期的NCD組成，且各具不同的利率，並包括申購與標售等發行方式；(2) 在樣本期間內，除了NCD以外，央行亦曾使用附買回票券等操作工具。例如，在2001年上半

年、2002年6月至2004年9月間，或是金融海嘯期間，央行均曾進行附買回票券之操作。因此，實際上的公開市場操作業務應更為複雜，較難以單一變數捕捉。

惟整體而言，本文的實證結果顯示，在貨幣政策架構下，央行可藉由發行NCD吸收過剩流動性，影響隔拆利率與準備貨幣，並進一步影響M2。因此，央行可藉由政策工具，影響操作目標與市場利率，以及中間目標^{註10}。

伍、貨幣政策的傳遞管道

一、認定條件

為檢視台灣貨幣政策的傳遞管道，在第2個SVAR模型中，將模型的變數向量設為 $\mathbf{y} = [Y, P, L, M2, R, ER, SP]'$ 。前兩個變數，工業生產指數（Y）與消費者物價指數（P）分別代表產出與物價，為貨幣政策的最終目標。為檢視個別管道的效果^{註11}，本文考慮銀行放款（L）、隔拆利率（R）、匯

率（ER）及股價（SP）等4個中間變數，分別代表銀行放款、利率、匯率及資產負債表等不同4個傳遞管道^{註12}。由於央行可藉公開市場操作影響利率，故R亦可代表貨幣政策態勢。此外，台灣貨幣政策係採M2目標機制，M2為重要的中間變數，故亦將M2納入考量。參考相關實證文獻，本文貨幣政策傳遞管道SVAR模型的認定條件如下：

$$\mathbf{A}\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & a_{35} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & a_{67} \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ L_t \\ M2_t \\ R_t \\ ER_t \\ SP_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i L^i \mathbf{y}_t + \mathbf{Z}\mathbf{x}_t + \begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^P \\ e_t^L \\ e_t^{M2} \\ e_t^R \\ e_t^{ER} \\ e_t^{SP} \end{bmatrix}.$$

模型的第一及第二式描述實質經濟活動。由於合約限制或調整成本等因素，產出及物價的調整皆較為遲滯，故假設Y與P皆不受其他變數的同期影響。

第三式描述當銀行部門對民間部門做放款決策時，會將總體經濟與貨幣政策態勢納入考量，故假設L受Y、P與R的同期影響。第四式假設M2受Y、P、R與L的同期影響。根據貨幣數量理論，M2為產出、物價及利率的函數；而銀行放款增加也會導致M2擴增，故M2也是銀行放款的函數。第五式代

表總體經濟情勢為貨幣政策的最終目標，產出與物價為央行制定貨幣政策（以隔拆利率表示）時的主要考量因素，因此假設R受Y與P的同期影響。

最後，由於匯率與股價皆具前瞻性資產價格的特性，故第六及第七式假設ER與SP將立即受其他經濟金融變數影響，即時反映市場訊息。然而，當股價表現佳（差）時，可能會誘使資本流入（出）致匯率變動，故假設ER將立即反應SP的變動，反之則不然。另外， \mathbf{x}_t 為外生變數向量，包含月虛擬

變數、農曆春節假期變數、2008年金融危機虛擬變數，以及反映國際景氣的世界工業生產指數與國際油價等外生變數。

二、實證結果

在估計SVAR模型前，仿照前述選定模型落後期數的做法，首先根據AIC得到最適落後期數為2，再加上總體變數可能存在的

最大積數（通常為1），據此選定模型的落後期數為3。

本文根據模型的估計結果，得到LR檢定的檢定統計量及其顯著水準分別為 $\chi^2(1) = 1.542$ 與 0.214，顯示無法拒絕虛無假設，因此SVAR模型的認定條件應屬合理。模型同期相關影響係數的估計結果列於表4。

表4 同期相關影響係數（模型2）

	係數	標準誤	t-統計量	p-值
a_{31}	-0.017*	0.009	-1.816	0.069
a_{41}	0.012**	0.006	2.065	0.039
a_{51}	-0.525***	0.155	-3.394	0.001
a_{61}	0.022	0.020	1.140	0.254
a_{71}	-0.346***	0.095	-3.640	0.000
a_{32}	0.099*	0.060	1.654	0.098
a_{42}	-0.096**	0.038	-2.503	0.012
a_{52}	0.496	1.049	0.473	0.636
a_{62}	0.250**	0.124	2.013	0.044
a_{72}	0.380	0.627	0.607	0.544
a_{43}	-0.082*	0.048	-1.713	0.087
a_{63}	-0.090	0.153	-0.585	0.559
a_{73}	0.037	0.774	0.048	0.962
a_{64}	0.396	0.252	1.569	0.117
a_{74}	-5.229***	1.212	-4.316	0.000
a_{35}	0.003	0.004	0.803	0.422
a_{45}	0.001	0.003	0.288	0.774
a_{65}	-0.009	0.009	-1.040	0.298
a_{75}	-0.011	0.044	-0.240	0.810
a_{67}	0.075***	0.015	5.006	0.000

說明：***、**與*分別表在1%、5%與10%的水準下顯著。

表4中，呈現統計顯著的同期相關影響係數估計值，符號多與理論預期相符。如產出上升將增加對銀行放款的需求（ $a_{31} < 0$ ）。雖然產出對M2的同期影響為負（ $a_{41} > 0$ ），但M2對產出的衝擊反應在當期後仍將轉正

（參見附圖），故產出上升將致M2需求增加，惟存有落後效果；而物價上升亦將致M2需求增加（ $a_{42} < 0$ ）。此外，產出上升將使利率調升（ $a_{51} < 0$ ）；物價對利率的影響（ a_{52} ）並不顯著，有兩個可能的解釋：

(1) 在樣本期間內，台灣的通膨率已經維持在低而穩定的水準^{註13}；(2) 央行係以前瞻性 (forward-looking) 的方式制定貨幣政策 (陳旭昇與吳聰敏，2010)。

(一) 衝擊反應分析

本文的目的在探討貨幣政策如何影響經濟活動的傳遞管道，因此將討論焦點集中在產出及物價。圖5為產出與物價的衝擊反應函數，衝擊大小為1個標準差的正向結構性衝擊，兩側虛線為顯著水準95%的信賴區間，反應期間為30期 (關於銀行放款、M2及股價的衝擊反應函數，參見附圖)。

圖5上半部為產出的衝擊反應函數。如圖所示，面對利率上升的衝擊，產出在第8個月後顯著下降且持續約9個月，利率管道具顯著性。亦即當央行採取緊縮性貨幣政策時，對實質經濟活動的降溫效果約落後8個月始得顯現，提早因應當有助於防範景氣過熱。面對新台幣貶值 (匯率上升) 的衝擊，本國商品以外幣計價的價格相對便宜，有利出口競爭，產出顯著上升 (第8至14個月)，顯示在貨幣政策傳遞的過程中，匯率亦為重要的管道。面對銀行放款增加的衝擊，產出於第8至12個月顯著上升，表示銀行放款管道顯著。

面對股價上升的衝擊，產出顯著上升，並於第9個月回復至初始水準，故資產負債表管道亦呈顯著。當股價上升時，借款人的資產負債表改善，使得外部融資溢酬下降，

可貸資金上升，投資增加。值得注意的是，股價衝擊對產出的影響較大且立即，可能係因股價變動除了資產負債表管道之外，尚反映其他因素。例如，廠商股票資產的市場價值與重置成本比 (即Tobin's Q值) 提高，使廠商的投資意願與支出提高；或是其他產業面的變化，包括產業動態或外來衝擊的影響 (如國際經濟情勢的變化) 等。

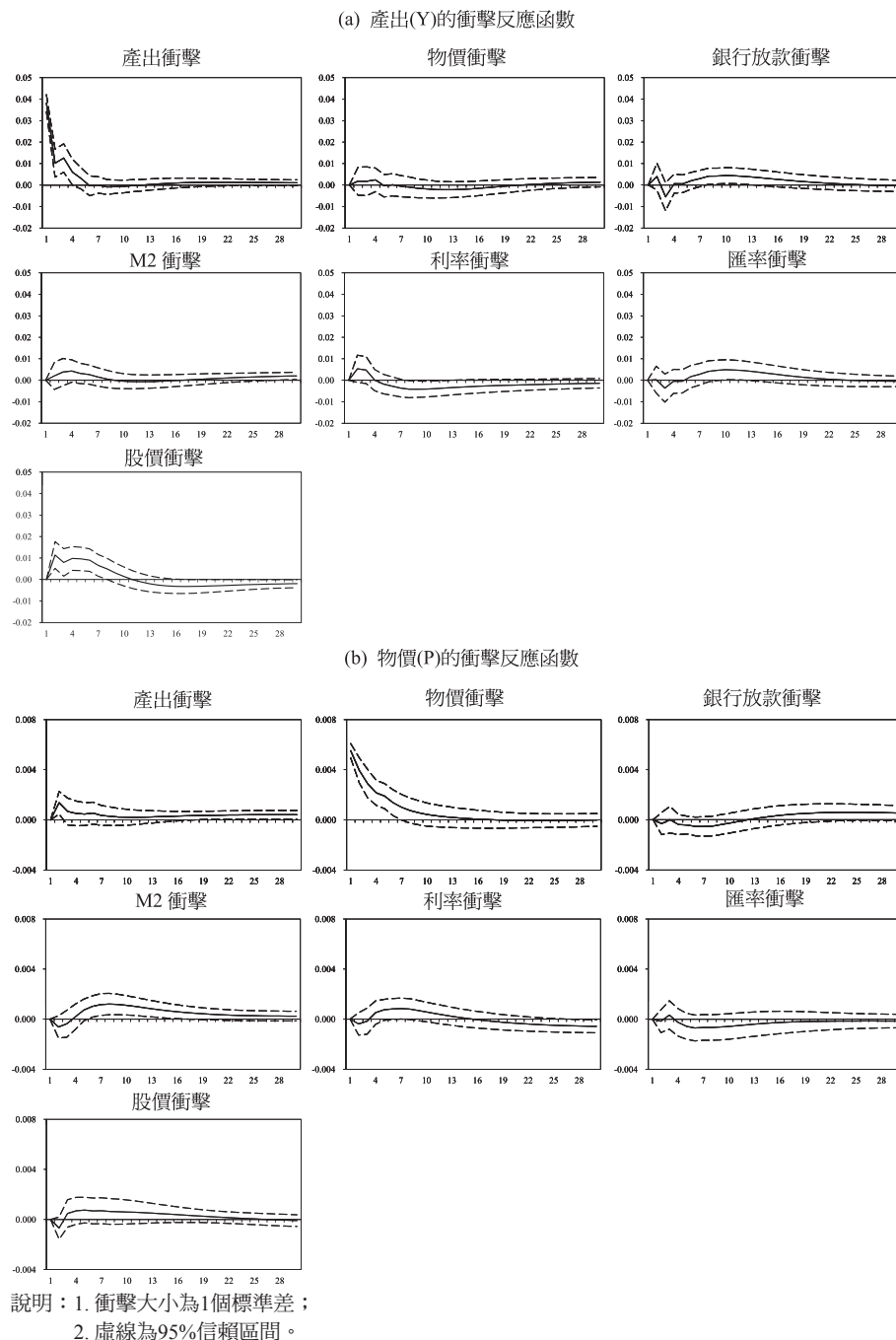
此外，當面對M2上升的衝擊時，產出於第22個月後顯著上升，顯示M2須歷經一段期間才能提高產出，貨幣政策中間目標之傳遞有時間的落差。因此，央行應綜合研判經濟金融情勢及其未來走勢，即時調整貨幣政策，俾助最終目標之達成。

圖5下半部為物價的衝擊反應函數。面對銀行放款增加的衝擊，物價在第16個月後顯著上升，遞延效果較長。面對利率上升的衝擊，雖然物價於第6至8個月顯著上升，但之後即轉呈不顯著且持續下降，並於第21個月後顯著低於初始水準，並未出現貨幣政策緊縮，卻反而使物價持續上漲 (persistent increases) 的價格謎團 (price puzzle) 現象。

新台幣貶值衝擊對物價的影響不顯著。新台幣貶值對物價的影響較為複雜，與廠商的轉嫁能力，或是CPI的組成、貿易財的價格，以及受國際影響的程度等有關；另一方面，Mihaljek and Klau (2008) 亦發現，新興經濟體匯率轉嫁到國內物價的效果在

1990年代中期後已大幅下降，原因或係民眾對貨幣當局控制通膨之信心增加，致匯率對通膨的訊息（signal）效果下降（Mohanty and Turner, 2008）。最後，面對M2上升的衝擊，物價自第6個月後顯著上升，且效果持續11個月^{註14}。

圖5 產出與物價的衝擊反應函數（模型2）



(二) 預測誤差變異數分解

由於產出與物價為貨幣政策關心的最終經濟變數，因此本文利用預測誤差變異數分

解，以瞭解各個變數衝擊對產出與物價之影響力，實證結果列於表5。

表5 產出與物價的預測誤差變異數分解（模型2）

(a) 產出(Y)							
期數 (月)	Y (%)	P (%)	L (%)	M2 (%)	R (%)	ER (%)	SP (%)
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	70.80	1.61	1.90	2.76	2.49	1.31	19.13
12	62.54	1.92	4.30	2.51	4.65	4.84	19.23
18	58.97	1.99	4.97	2.40	6.16	5.89	19.61
24	57.07	2.17	4.89	2.76	6.47	5.75	20.91
30	55.51	2.64	5.07	3.55	6.36	5.73	21.14

(b) 物價(P)							
期數 (月)	Y (%)	P (%)	L (%)	M2 (%)	R (%)	ER (%)	SP (%)
1	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	4.86	85.50	0.62	2.58	2.46	1.01	2.98
12	6.07	72.52	0.95	8.36	5.10	1.74	5.26
18	6.82	66.78	4.12	9.22	5.04	1.61	6.41
24	7.25	61.46	8.26	8.80	6.69	1.49	6.05
30	7.75	57.21	10.28	8.46	8.99	1.56	5.75

關於產出的變動，除了其本身，股價變動所能解釋的變異數比率最高。股價變動可能改變借款者的淨值或現金流量，進而影響產出；惟如前所述，股價變動尚反映其他產業面的變化，包括產業動態或外來衝擊（如國際經濟情勢）的影響，或是廠商資產的Tobin's Q值提高，使廠商的投資意願與支出提高等因素，因而使股價衝擊對產出的影響較大且持續。因此，股價變動所能解釋的變異數比率中，或非僅含資產負債表效果，應

予留意。

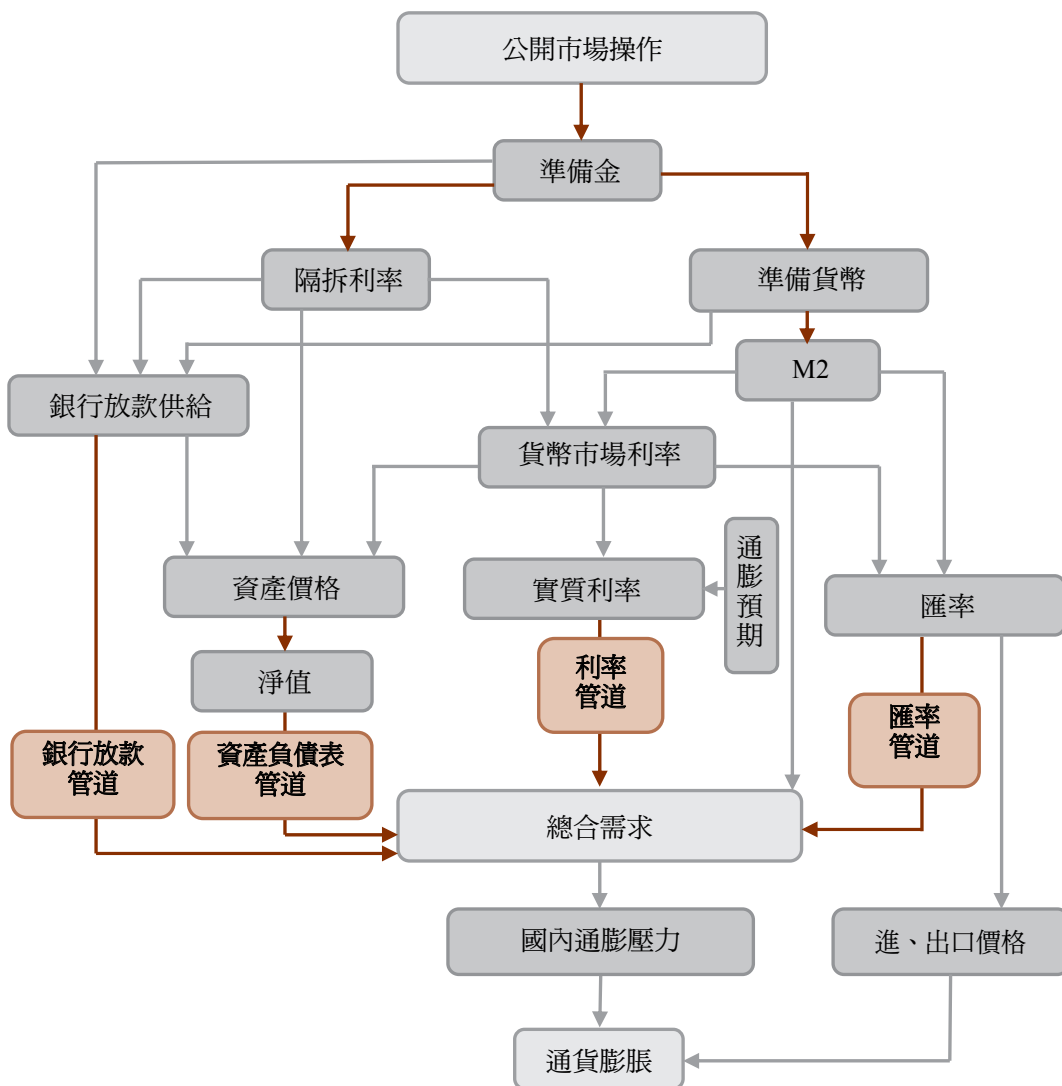
此外，在第18個月後，銀行放款、利率與匯率的變動合計占產出約17%的變異數比率。關於物價的變動，除了其本身，M2在18個月內所能解釋的變異數比率最高，顯示部分的物價變動為貨幣現象；在第24個月後，銀行放款及利率對物價的影響力均明顯上升。

根據上述衝擊反應函數及預測誤差變異數的分析結果，產出的變動可由銀行放款、

利率、匯率及股價等衝擊解釋。因此，在台灣的貨幣政策傳遞機制中，銀行放款管道、利率管道、匯率管道及資產負債表管道皆呈顯著，此實證結果與相關文獻一致；且有別

於多數文獻僅著重某些特定管道的作法，本文較全面性地分析貨幣政策傳遞效果。最後，貨幣政策影響產出與物價之主要傳遞管道整理如圖6。

圖6 台灣的貨幣政策傳遞管道



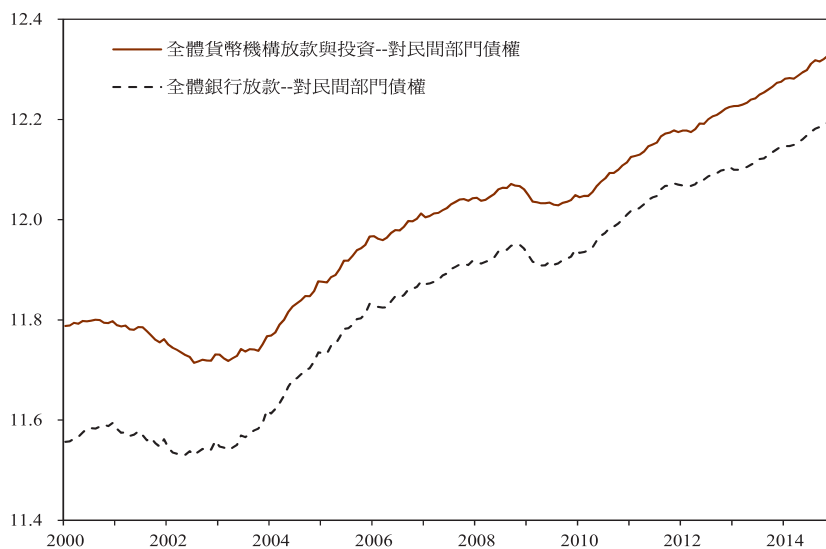
三、穩健性測試

本文以兩種方式測試實證結果的穩健性。首先，前文採用「全體貨幣機構放款與投資一對民間部門債權」作為銀行放款的替代變數，但部分文獻採用「銀行貸款」探討台灣信用管道的存在與否（吳中書與陳建福，2010；張瑞娟等，2010；Huang and Yu, 2015）；因此，本文亦使用「全體銀行放款一對民間部門債權」作為銀行放款的替代

變數^{註15}。

圖7為「全體貨幣機構放款與投資一對民間部門債權」與「全體銀行放款一對民間部門債權」的時間序列走勢圖（對數值）。在樣本期間內，「全體銀行放款一對民間部門債權」占「全體貨幣機構放款與投資一對民間部門債權」約80%至90%，且兩者走勢十分相近。

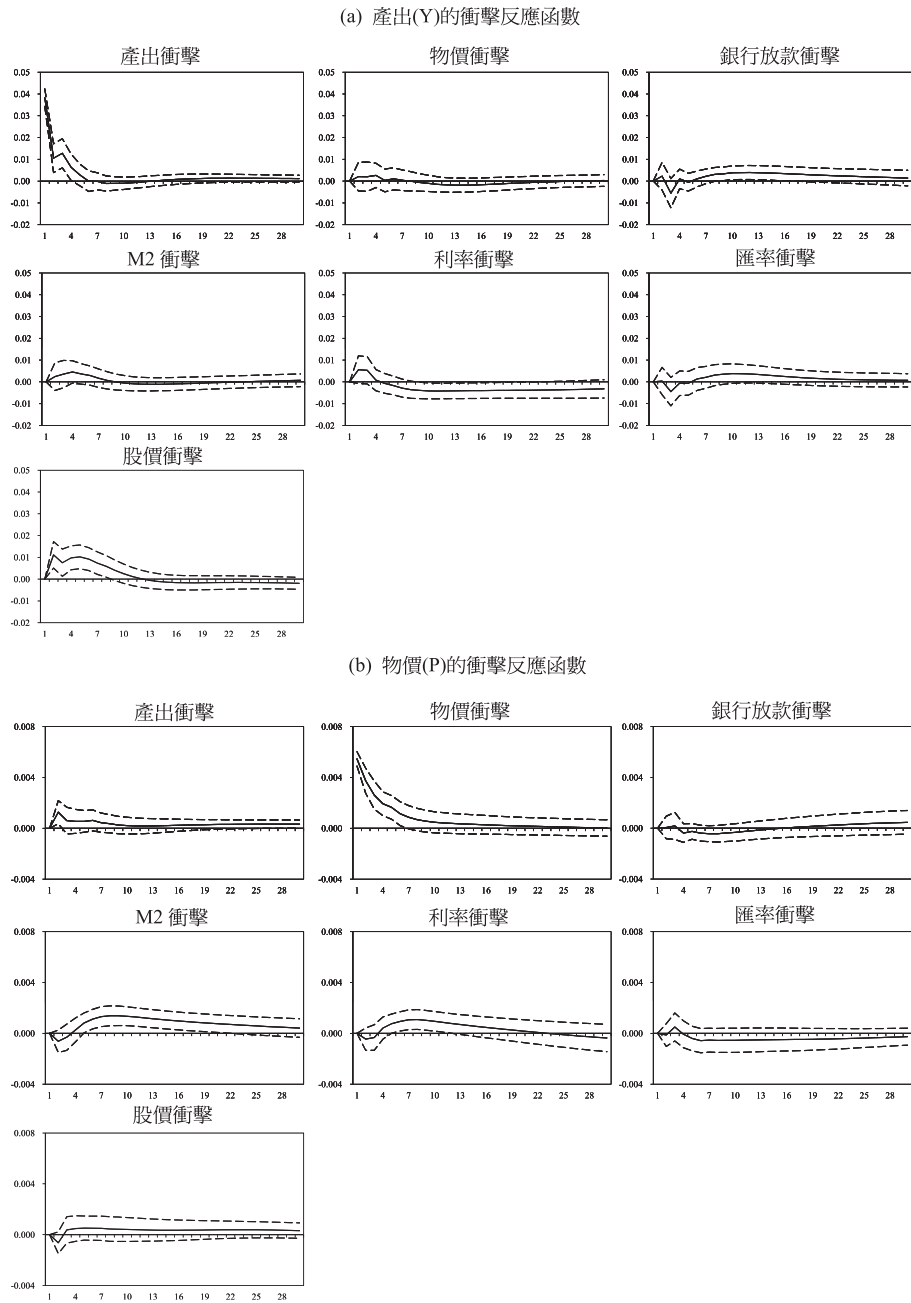
圖7 不同的銀行放款變數



使用不同的銀行放款變數後，本文將產生與物價的衝擊反應函數繪於圖8，可發現

其走勢與圖5相近，僅銀行放款衝擊對物價的影響轉呈不顯著。

圖8 產出與物價的衝擊反應函數（模型2，不同的銀行放款變數）



說明：1. 衝擊大小為1個標準差；
2. 虛線為95%信賴區間。

表6列示預測誤差變異數分解，可發現M2及銀行放款解釋物價變動的變異數比率，與表5相較，差異較大：前者明顯上升、後者則明顯下降，其餘變異數比率的相

對大小均與表5相近，顯示多考慮貨幣機構投資對物價變動具顯著影響；若使用不含貨幣機構投資的銀行放款變數，其效果將透過M2顯現。

表6 產出與物價的預測誤差變異數分解（模型2，不同的銀行放款變數）

(a) 產出(Y)							
期數 (月)	Y (%)	P (%)	L (%)	M2 (%)	R (%)	ER (%)	SP (%)
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	71.63	1.68	1.68	2.85	2.23	1.63	18.30
12	65.10	1.73	3.19	2.68	4.19	3.67	19.43
18	61.10	1.87	4.42	2.56	6.76	4.56	18.74
24	58.91	1.81	4.72	2.49	8.61	4.51	18.95
30	57.52	1.86	4.66	2.67	9.49	4.40	19.41
(b) 物價(P)							
期數 (月)	Y (%)	P (%)	L (%)	M2 (%)	R (%)	ER (%)	SP (%)
1	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	5.03	84.61	0.43	3.63	3.24	1.00	2.06
12	4.81	66.05	0.69	13.75	9.33	2.13	3.23
18	4.96	59.60	0.90	17.66	9.86	2.76	4.25
24	5.45	55.81	2.17	18.69	9.35	3.16	5.38
30	5.93	52.27	4.33	18.24	9.97	3.21	6.05

再者，根據本文的實證結果，可知M2是模型中的重要變數（如M2對物價有直接的影響）。然而，在大部分的文獻中，M2通常不被視為「傳遞管道」，而僅視為管道內的一個環節；故本文去除模型中的M2，留下其餘6個變數，以測試其他管道的穩健性。

剔除M2後，本文將產出與物價的衝擊反應函數繪於圖9，其走勢仍與圖5相近。表7列示剔除M2後的預測誤差變異數分解，可發現除利率解釋產出變動的變異數比率提高外，其餘各變數的相對重要性與表5相近；至於物價的變動，除了本身以外，產出的相對重要性則較為提高。

圖9 產出與物價的衝擊反應函數（模型2，剔除M2）

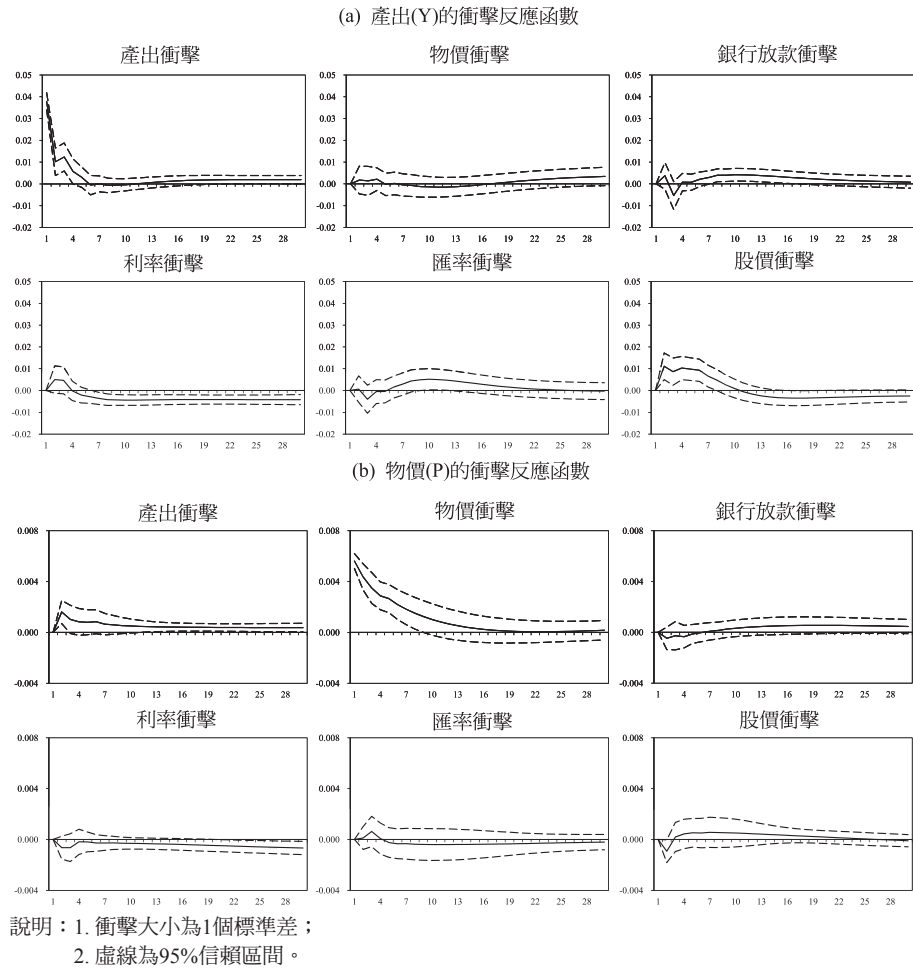


表7 產出與物價的預測誤差變異數分解（模型2，剔除M2）

(a) 產出(Y)

期數 (月)	Y (%)	P (%)	L (%)	R (%)	ER (%)	SP (%)
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	71.82	1.64	1.87	2.48	1.42	20.77
12	62.65	1.64	4.31	5.66	5.59	20.15
18	57.03	1.67	5.22	9.34	6.60	20.13
24	53.01	3.12	4.96	11.95	6.13	20.83
30	49.93	5.44	4.61	13.60	5.76	20.66

(b) 物價(P)

期數 (月)	Y (%)	P (%)	L (%)	R (%)	ER (%)	SP (%)
1	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	8.15	88.00	0.32	0.89	0.73	1.92
12	9.97	82.51	1.86	1.11	0.80	3.75
18	10.54	76.99	5.08	2.04	0.94	4.41
24	10.82	72.18	7.71	3.91	1.14	4.24
30	11.12	67.77	9.18	6.58	1.32	4.03

綜上所述，無論是使用不同的銀行放款變數，或是從模型中剔除M2，估計結果仍大致相同，均證實台灣的銀行放款管道、利

率管道、匯率管道及資產負債表管道存在，顯示本文的實證結果具穩健性。

陸、結 論

鑒於探討台灣貨幣政策傳遞機制的文獻眾多，但大多僅針對某些特定管道的存在與否，卻忽略總體經濟變數間的動態關聯。此外，台灣自1992年起，即每年發布M2成長目標區，惟過去二十多年以來，金融市場歷經許多重大變革，貨幣政策與經濟活動間的關聯可能受其影響而有所改變。爰此，本文探討台灣的貨幣政策傳遞機制，並就過去15年來，貨幣政策的執行及傳遞管道進行實證分析。

首先，本文討論台灣的貨幣政策架構，以及其下之政策擬定與執行；且在此架構下，歷年M2多能在目標區內穩定成長。接著，藉由SVAR模型進行實證分析。有別於遞迴式的排序方法，本文的SVAR模型考慮貨幣政策與重要變數間的同期影響，再予以適當的限制條件，描繪變數間的同期關係，使模型設定更具彈性。

本文實證分析分為兩部分。首先檢視貨幣政策執行的有效性，結果發現央行可藉由貨幣政策工具（公開市場操作），透過操作目標（準備貨幣）影響中間目標（M2），顯示台灣貨幣政策的執行是有效的。其次，通盤檢驗不同傳遞管道的效果。雖然台灣研究貨幣政策傳遞的實證文獻眾多，但多僅著重某些特定管道的存在與否，而忽略總體經濟變數間的動態關聯。估計結果顯示，銀行放款管道、利率管道、匯率管道及資產負債表管道均呈顯著。此外，實證結果也顯示台灣易受外來衝擊（如國際經濟情勢）影響，符合小型開放經濟體的特性。本文的實證結果與相關文獻結果一致。最後，無論改採用「全體銀行放款一對民間部門債權」作為銀行放款的替代變數，或從模型中剔除M2，其估計結果仍大致相同，顯示本文的實證結果具穩健性。

附 註

- (註1) 可參考Mishkin (1995) 或近期的Mishkin (2007, Chap.23)、Boivin et al. (2010)，對貨幣政策傳遞管道有更全面且詳盡的討論。
- (註2) 可參考Hamilton (1994) 對多變量時間序列模型 (VAR或SVAR) 全面且技術性的討論。
- (註3) 除銀行外，「全體貨幣機構」尚包括信用合作社、農漁會信用部等其他信用創造機構。
- (註4) 在樣本期間內，「全體貨幣機構放款」占「全體貨幣機構放款與投資」約88%至96%。
- (註5) 另外，本文亦使用「全體銀行放款一對民間部門債權」取代「全體貨幣機構放款與投資一對民間部門債權」作為穩健性測試，但結果差異不大，詳後討論。
- (註6) 實際上，NCD可能因為央行的防衛性操作 (如外資大幅進出) 而受準備貨幣影響，故本文亦曾嘗試放寬 $a_{31}=0$ 的假設，惟估計結果並無改變。作者感謝評論人之提醒。
- (註7) 本文利用美國普查局 (U.S. Census) 提供之Genhol程式取得農曆假期虛擬變數，詳情可參考X-12使用手冊。
- (註8) 2008年金融危機虛擬變數，其值自2008年9月至2009年8月設定為1，其餘為0。
- (註9) LR檢定統計量與顯著水準將各為 $\chi^2(1) = 0.360$ 與 0.549 ；而 a_{41} 係數與標準誤則將各為 -0.012 與 0.005 ，表示央行增加發行NCD，M2卻反將上升，較不合理。
- (註10) 作者感謝匿名評論人之建議。事實上，此模型的設定或未臻完善。例如，可能忽略變數間的重要關係，無法辨別NCD與隔拆利率縮減式殘差間的相關僅來自單向影響，或是央行可能在短期內發行NCD，維持隔拆利率的穩定 (如準備金需求上升時，央行可能減少發行NCD以減緩隔拆利率的上升壓力)。爰此，未來或可依據Bernanke and Mihov (1998) 的作法，同時考量準備金市場的需求面及供給面衝擊，即除了需求面衝擊，亦考量央行因應需求面衝擊採取資金供給面順應性 (accommodative) 操作的可能性，以反映準備金市場的運作與央行公開市場操作的角色，另可再納入台灣市場及政策操作的特性，建構完整的準備金市場模型。據此分析貨幣政策的操作應更為妥當。
- (註11) 如前所述，由於財富效果皆不顯著或影響不大 (吳懿娟，2004；陳南光與王泓仁，2011)，因此本文不考慮財富效果管道。
- (註12) 作者感謝匿名評論人之提醒，以單一經濟變數代表傳遞管道，有可能不足以認定不同的傳遞管道。例如，銀行放款的變動可能來自需求面 (資產負債表管道) 或供給面 (銀行放款管道)，僅以總體資料可能無法分辨此二管道。然而，受限於模型自由度，僅能選取少數經濟變數進行分析；且需求面因素導致的放款增加往往會與股價上升同時發生，供給面因素則通常僅使放款增加，而SVAR模型的結構性衝擊具正交性質，彼此不具相關性，應有助辨別放款增加係源自何種衝擊。
- (註13) 自2000年1月至2014年12月，CPI年增率的平均值為1.07%，樣本標準差為1.45%。
- (註14) 不同文獻的估得貨幣政策傳遞效果之落後期皆不盡相同，原因係貨幣政策的傳遞通常具落後期長且不固定 (both long and variable) 之特性，且不同文獻的資料頻率、樣本期間、模型設定與估計方法亦不同 (Havranek and Rusnak, 2013)。
- (註15) 「全體銀行放款一對民間部門債權」係依借戶部門別，由「對民營企業」與「對個人等」相加而得，資料來源為金融統計月報。

參考文獻

中文文獻

- 中央銀行（2003），「中華民國中央銀行制度與功能」，台北：中央銀行。
- 王泓仁、陳南光（2011），「資產價格變動對民間消費支出影響效果之研究」，中央銀行季刊，第33卷第1期，頁7-40。
- 汪建南、李光輝（2004），「我國貨幣政策操作及傳遞機制之實證分析—兼論銀行信用管道與股票價格管道」，中央銀行季刊，第26卷第3期，頁17-56。
- 吳中書、陳建福（2010），「臺灣信用管道之探討」，臺灣經濟預測與政策，第41卷第1期，頁121-153。
- 吳懿娟（2004），「我國貨幣政策傳遞機制之實證分析」，中央銀行季刊，第26卷第4期，頁33-68。
- 林金龍（2003），「利率政策的傳遞機制及其對總體經濟金融影響效果之實證分析」，中央銀行季刊，第25卷第1期，頁5-47。
- 林建甫（2006），「台灣總體經濟金融模型之建立」，中央銀行季刊，第28卷第1期，頁5-41。
- 張瑞娟、權清全、吳杰聰（2010），「台灣貨幣政策與銀行信用之非對稱性效果—動態縱橫資料分析」，經濟與管理論叢，第6卷第2期，頁229-246。
- 馮立功（2009），「貨幣政策傳遞之信用管道—來自臺灣股市證據」，第10屆全國實證經濟學論文研討會。
- 陳一端、劉淑敏（2007），「以準備金總額為操作目標之妥適性分析」，中央銀行季刊，第29卷第2期，頁13-44。
- 陳旭昇、吳聰敏（2010），「台灣貨幣政策法則之檢視」，經濟論文，第38卷第1期，頁33-59。

英文文獻

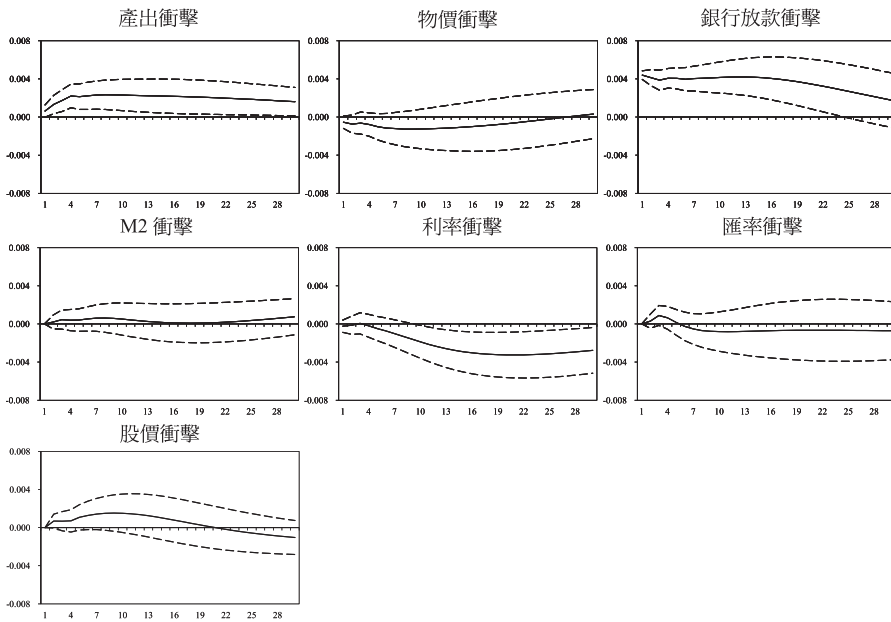
- Bernanke, B. S. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, Vol.25, pp.49-99.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Vol.82, No.4, pp.901-921.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, pp.27-48.
- Bernanke, B. S. and I. Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.3, pp.869-902.
- Blanchard, O. J. and M.W. Watson (1986), "Are Business Cycles All Alike?" Gordon, R. (Ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*. University of Chicago Press, Chicago IL, pp.123-156.
- Boivin, J., M. Kiley, and F. Mishkin (2010), "How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?" NBER Working Paper No.15879.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans (1996), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds," *Review of Economics and Statistics*, Vol.78, No.1, pp.16-34.
- Cushman, D. O. and T. A. Zha (1997), "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol.39, No.3, pp.433-448.
- Gordon, D. B. and E. M. Leeper (1994), "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification," *Journal of Political Economy*, Vol.102, No.6, pp.1228-1247.
- Havranek, T. and M. Rusnak (2013), "Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis," *International Journal of Central*

Banking, Vol.9, No.4, pp.39-75.

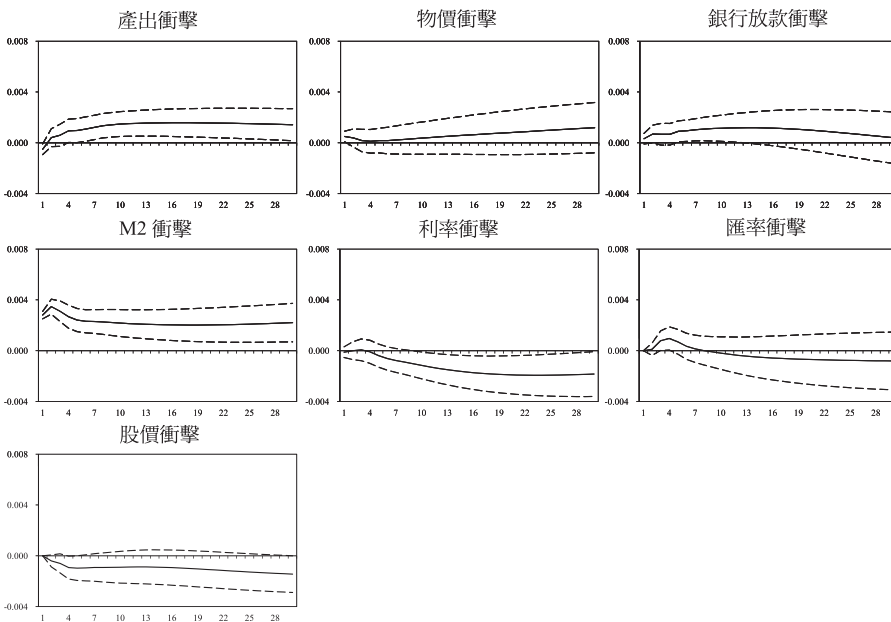
- Ho, T. K. and K. C. Yeh (2010), "Measuring Monetary Policy in a Small Open Economy with Managed Exchange Rates: The Case of Taiwan," *Southern Economic Journal*, Vol.76, No.3, pp.811-826.
- Huang, C. H. and L. H. Yu (2015), "Bank Lending Behavior and a Credit Channel in Monetary Transmission: Evidence from Taiwan," *Taiwan Economic Review*, Vol.43, No.2, pp.219-242.
- Kim, S. (2003), "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in a Unifying Framework," *Journal of International Economics*, Vol.60, No.2, pp.355-386.
- Kim, S. and N. Roubini (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach," *Journal of Monetary Economics*, Vol.45, No.3, pp.561-586.
- Levy, J. and I. Halikias (1997), "Aspects of Monetary Transmission Mechanism under Exchange Rate Targeting: The Case of France," IMF Working Paper No.44.
- Mihaljek, D. and M. Klau (2008), "Exchange Rate Pass-through in Emerging Market Economies: What Has Changed and Why?" *BIS Papers*, No.35, pp.103-130.
- Mishkin, F. (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, pp.3-10.
- Mishkin, F. (2007), "The Economics of Money, Banking, and Financial Markets," 8th Edition, Pearson.
- Mohanty, M. S. and P. Turner (2008), "Monetary Policy Transmission in Emerging Market Economies: What Is New?" *BIS papers*, No.35, pp.1-59.
- Monticelli, C. and O. Tristani (1999), "What Does the Single Monetary Policy Do? A SAVR Benchmark for the European Central Bank," European Central Bank Working Paper No.2.
- Osorio, C., R. Pongsaparn, and D. F. Unsal (2011), "A Quantitative Assessment of Financial Conditions in Asia," IMF Working Paper No.11/173.
- Peersman, G and F. Smet (2001), "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis", European Central Bank Working Paper No.91.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, No.1, pp.1-48.
- Sims, C. A. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol.10, No.1, pp.2-16.
- Sims, C. A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts," *European Economic Review*, Vol.36, No.5, pp.975-1011.
- Sims, C. A. and T. A. Zha (2006), "Does Monetary Policy Generate Recession?" *Macroeconomic Dynamics*, Vol.10, No.2, pp.231-272.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol.66, No.1, pp.225-250.

附圖 銀行放款、M2與股價的衝擊反應函數

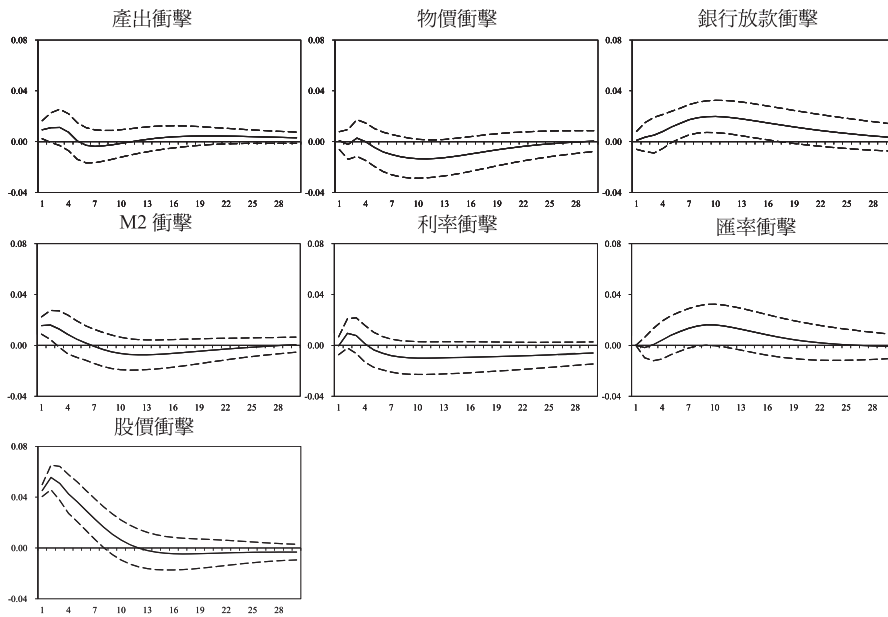
(a) 銀行放款(L)的衝擊反應函數



(b) M2 的衝擊反應函數



(c) 股價(SP)的衝擊反應函數



說明：1. 衝擊大小為1個標準差；
2. 虛線為95%信賴區間。

