

# 全球流動性與台灣資產價格變動關係之探討\*

張志揚、陳佩玗\*\*

## 摘要

IMF (2010) 指出，受到G-4國家低利率政策的影響，2003年至2009年間全球流動性大幅增加，其實證結果顯示，全球流動性對資產價格有顯著的正向影響，且對資金淨流入國而言，全球流動性之影響力大於本國的流動性。

全球流動性擴張，熱錢大量流入可能造成金融不穩定和匯率過度波動。因而本文嘗試參考IMF及ECB等相關文獻，分析全球流動性及超額流動性對我國資產價格的影響。

本文實證期間為2003年第1季至2010年第3季。分別使用M2及M2對名目GDP的比率 (Marshallian k) 代表流動性和超額流動性變數；模型中除全球流動性外，另放入我國流動性及相關的總體經濟金融變數，在控制其他變數的影響下，以多種計量方法探討全球流動性對我國資產價格的影響。

實證結果顯示，全球流動性和我國流動性對股價皆有正向而顯著的關係，此和IMF (2010) 的實證結果類似。由於近年來外資持有台股市值比重約在3成左右，故全球流動性對我國股價會形成某種程度之影響。全球流動性對我國房價的影響則大多不顯著，此與外資投資不動產受到法令限制有關，所以房價受影響的程度小於股價。IMF (2010) 驗證，全球流動性對資產價格的影響力大過本國流動性，尤其是對資金淨流入國而言。本文的實證結果則大致顯示，我國的流動性對我國資產價格的影響大於全球流動性。此差異可能係反映我國擁有龐大的超額儲蓄，國內資金一向十分充裕，使得我國流動性的影響力相對較大。

\* 本文初稿完成於民國100年3月。本文承蒙嚴處長宗大、林副處長宗耀、陳副處長一端、吳研究員懿娟、廖副研究員俊男與匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，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。

\*\* 作者為中央銀行經濟研究處辦事員。

## 壹、前言

近年來全球資產價格強勁上漲成為政策制定者和投資者所關心的議題，一般認為，全球流動性快速增長是資產價格上漲的重要推手。自2003年以降，全球廣義貨幣以前所未有的速度增長，世界重要大國將其政策利率維持在一個相當低的水準，於是過多的資金開始流向資產市場以追求較高的收益率，這些流動性擴張推高了資產價格。Schnabl 與 Hoffmann (2007) 即指出，雖然強勁的流動性增長並未使世界上許多區域出現通貨膨脹的情形，但資產價格開始大幅攀升。而當信用違約風險越來越高，但投資報酬率低的情況下，信用泡沫破滅，2007年美國次貸問題開始浮現。

當2008-2009年全球金融危機爆發後，各國央行迫於情勢，開始將大量流動性注入銀行部門和整個經濟體系，貨幣供給的增加更為明顯。在央行的資產負債表不斷擴張的情況下，許多學者專家開始擔心會形成新一波全球流動性過剩 (global liquidity glut)，對物價和資產價格造成上升的壓力。資產價格泡沫的隱憂使政策制定者開始關心資金流入的問題。

IMF (2010) 表示，近期全球流動性擴張主要是受到G-4國家的低利率政策所造成。值得注意的是，一旦G-4國家開始採取緊縮的貨幣政策，全球的流動性可能因此萎縮，

甚至可能造成資金流入國的資產泡沫破滅。因此IMF (2010) 認為，政策制定者應針對此點進行適當的政策回應，如更有彈性的匯率制度、累積足夠的外匯存底、加強總體審慎工具的運用及適當的資本管制等，以控制近期全球流動性急遽擴張對資產價格的影響。

若全球流動性對我國資產價格具有一定影響力，其對我國金融穩定的影響便值得我們密切注意。近年全球流動性呈現快速成長，雖然我國的物價仍保持穩定，但過去已有多項實證研究結果顯示，資產價格大漲時期的通貨膨脹率並不會顯著較高，甚至可能低於非泡沫時期，顯示在物價穩定的環境下，仍可能有金融不穩定的情形發生。國際間短期資本的跨境移動具有高度的波動性，大量資本湧入可能造成資產價格出現泡沫現象，一旦資金大幅急遽外流，將對金融穩定造成嚴重後果。Belke et al. (2004) 認為全球流動性的高水位可能造成資產價格膨脹，且對金融穩定造成潛在的威脅；United Nations (2009) 則指出，金融帳自由化可能是造成金融危機的一個重要因素，在我國金融帳波動較為劇烈的情況下 (見附錄一)，其對我國金融體系的影響值得我們密切關注。

由於台灣為小型開放的金融體系，易受國際干擾的衝擊。例如近年來外資陸續加碼於我國股市，2003年時外資持有股票市值佔

總市值的比例為21.46%，2005年以來此比例約在30%左右。由於我國股市日益國際化，外資的動向也成為股市投資人重要的投資依據之一，因此，外資流出入對我國股價漲跌具有一定之影響力。

此外，我國於2001年修正土地法，允許外國人投資我國不動產，但仍有多項限制<sup>註1</sup>。由此推測，國內房地產價格或許會直接受到外資投資之影響<sup>註2</sup>，但其影響程度不若外資對股票價格之影響。

由於跨國資金的移動日益頻繁及快速，實有必要探究除了我國流動性外，全球流動性擴張對我國資產價格的影響。因此，本文

嘗試參照IMF (2010) 及其他相關文獻之概念進行研究，探討2003年以來全球資金流動對台灣資產價格造成的影響，除了使用迴歸模型、GMM模型與probit模型外，並另建置結構式向量自我迴歸模型(SVAR) 來分析全球流動性擴張與我國股價、房價變動的關係。

本文的架構如下。第一節為前言。第二節為文獻探討，主要說明全球流動性的計算方式，及文獻中全球流動性對資產價格影響的實證結果。第三節為模型建構與實證分析，說明本文模型的建構過程和結果分析。第四節則為結論。

## 貳、文獻探討

文獻上一般認為流動性和資產價格之間會有正向關係的原因，包括：(1)超額流動性增加會刺激對資產的需求，在資產供給固定的情況下，資產價格會提高；(2)若經濟情況看好，貨幣需求上升，公司獲利增加，則流動性和股價會同時上升；(3)若超額流動性使利率降低，則股價會因折現因子下降而上升。

Baks 與 Kramer (1999) 指出上述的概念也可用國際傳遞的觀點視之，並認為國際傳遞可能存在兩種管道：「推動」(push) 傳遞效果，或「拉動」(pull) 傳遞效果，且各有不同的實證意涵，舉例而言，若日本流動性

快速成長，可能會造成其他國家的股票和債券價格的上升，並降低其他國家的利率，此即為「推動」傳遞效果。而「拉動」傳遞效果則是指日本流動性快速成長，造成日本自身的資產價格上升，並促使國外資金流入日本，使得國外的資產價格下跌。換言之，本國流動性大幅成長可能造成國外資產價格上升或下跌。Baks 與Kramer (1999) 使用G-7國家的貨幣成長進行實證，探究到底是存在「推動」或者是「拉動」傳遞效果，實證結果發現G-7國家整體的貨幣成長會使整體的股價上升和利率下跌，G-7中的單一國家貨幣成長亦會使G-7國家整體的股價上升和利

率下跌，由此證實存在「推動」傳遞效果。

至於全球流動性的衡量，目前並無一致的衡量方式。Belke et al. (2008)、Becker (2009) 和IMF (2010) 以主要國家貨幣供給量按照GDP加權來衡量全球流動性。Becker (2009) 並指出，直接以主要國家之貨幣供給量換算成美元後相加的優點是可觀察貨幣供給總量，但此種衡量方式卻會受到匯率波動的直接影響，若按照GDP加權計算則可降低此問題的嚴重性。Darius 與 Radde (2010) 則認為美元和國際準備為全球最重要的交易媒介，於是他們以美國的準備貨幣和國際準備的加總來衡量全球流動性。一般常用貨幣總量對名目GDP的比例代表超額流動性 (Ruffer 與 Stracca (2006))，此比例為貨幣流動速度的倒數，文獻上稱之為馬歇爾k值 (Marshallian k)。Becker (2007)、The Economist (2007) 使用主要國家貨幣供給年增率減去名目GDP年增率來衡量超額流動性，此一衡量方法之概念係將超額流動性定義為經濟體中貨幣供給成長超過實質交易所需的部分。

在全球流動性對資產價格影響的實證分析方面，Belke et al. (2008) 針對1984Q1-2006Q4期間11個國家之產出、CPI、房價、短期利率和廣義貨幣<sup>註3</sup>，使用VAR模型進行分析。該文指出，以全球的層次觀之，流動性的成長是房價上漲的良好領先指標，對物價膨脹也會造成壓力，惟房價的反應較為迅速，這是因為二者不同的價格彈性所致<sup>註4</sup>。

IMF (2010) 則以2003年1月至2009年12月間41個國家的追蹤資料來探討全球的流動性及本國的流動性對於本國資產價格的影響，結果顯示全球流動性及本國流動性對於股價變動有顯著正向影響，而對實質利率有負向影響，其中全球流動性的效果較為顯著。這樣的結果支持不論是全球流動性或是本國流動性皆在2003-2009年間有提高本國資產價格效果的論點。Darius 與 Radde (2010) 針對1971Q1-2009Q3期間6個國家進行實證估計，VAR模型的實證結果顯示，全球流動性對房價和商品價格有正向且具持續性的影響，但股價則無顯著反應；該文亦探討「大溫和 (the great moderation)」時期 (1984Q1-2007Q4) 全球流動性對房價與股價的影響，將樣本期間切割為兩個子樣本期間 (1971Q1-1983Q4；1984Q1-2007Q4)，結果顯示大溫和時期前，全球流動性對房價和股價皆有顯著的影響力，但在大溫和時期並不顯著。

至於我國相關的研究則多著重在央行貨幣政策對我國資產價格的影響，陳南光與徐之強 (2002) 對台灣1983Q1-2000Q4的資料進行實證分析，結果發現大部分貨幣政策工具和指標均能影響股價，但並不直接影響房價，而是透過股價和銀行放款間接影響房價。李桐豪 (2003) 研究不同貨幣政策環境下對股票和債券投資報酬率的影響，結果發現無論是股票或債券之投資報酬率皆受貨幣政策顯著影響。汪建南、李光輝 (2004) 和吳懿

娟 (2004) 探討貨幣政策傳遞機制的文章中皆得到貨幣數量會影響股價的結論。由於目前國內文獻尚無探討全球流動性對我國的資產

價格之影響，因此本文希望透過建構不同實證模型，以了解全球流動性對我國股價和房價的影響。

## 參、模型建構與實證分析

### 一、實證模型

本文旨在探討全球流動性對我國資產價格的影響，分別使用迴歸模型、GMM模型和probit模型，探究全球流動性對我國資產價格是否有顯著的影響力；而為捕捉變數間複雜的反饋效果，本文另以SVAR模型進行估計。依資產價格的頻率區分月模型和季模型，股價為月模型，樣本期間為2003年至2010年10月，而房價為季模型，樣本期間為2003年至2010年第3季<sup>註5</sup>。

有關線性迴歸模型、GMM模型和probit模型的變數設定，係參考IMF (2010) 概念，被解釋變數分別為股價和房價；解釋變數區分為全球市場情況變數和本國總體經濟因素，其中全球市場情況變數包含：(1)全球流動性及超額流動性：分別以G-4 (美國、歐元區、日本和英國) GDP加權之M2<sup>註6</sup> (以下簡稱G-4 M2) 及G-4 Marshallian k (G-4 M2/G-4名目GDP) 代表之；(2)市場風險：以芝加哥選擇權交易所波動率指數 (VIX)<sup>註7</sup> 代表之；(3)信用風險溢酬 (credit risk premium)：以美國換匯利率 (swap rate) 和美國公債殖利率之利差代表之<sup>註8</sup>。本國總體經濟變數包含：(1)

我國流動性：分別以我國之M2及Marshallian k (我國M2/名目GDP) 代表之；(2)匯率：為反映台灣小型開放經濟體的特性，將匯率放入模型中；(3)經濟成長率，另在月模型中使用工業生產成長率作為替代變數；(4)通貨膨脹率。

本文另使用SVAR模型進行分析，股價月模型中，選取產出、我國流動性、全球流動性、股價和物價共五個變數進行實證分析，其中以工業生產指數作為產出的替代變數。除股價外，其餘變數皆經季節調整；所有變數皆取自然對數。而房價季模型中，所放入的變數，除了將工業生產以實質國內生產毛額替代外，其餘變數與股價月模型相同，且變數處理方式一致。

本文資料來源為IFS資料庫、Fed、Bloomberg和主計處PC-AXIS多維總體統計資料庫。G-4 M2則按照購買力平價計算之GDP份額作加權。

### 二、全球流動性和我國股價間的關係

#### (一) 全球流動性和我國股價變動率間的關係

參考IMF (2010) 的作法，我們估計迴歸式如下：

$$\Delta_{12}SP_t = c + \alpha_1\Delta_{12}GM_{t-1} + \alpha_2VIX_t + \alpha_3CRS_t + \alpha_4\Delta_{12}TWM_{t-1} + \alpha_5\Delta ER_{t-1} + \alpha_6\Delta_{12}IPI_t + \alpha_7\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中為  $\Delta_{12}GM$  全球流動性年增率， $VIX$  為芝加哥選擇權交易所波動率指數， $CRS$  為信用風險溢酬， $\Delta_{12}TWM$  為我國流動性年增率， $\Delta ER$  為我國匯率月變動率， $\Delta_{12}IPI$  為工業生產年增率， $\pi$  為CPI年增率。

分別估計兩條迴歸式，第一條迴歸式分別以G-4 M2和我國M2代表全球和我國之流動性，第二條迴歸式則分別以G-4 Marshallian k和我國Marshallian k代表全球和我國之超額流動性。估計結果如表1。

由表1迴歸式(1-1)的估計結果可知，我國流動性和股價變動之間存在正向且顯著的關係，但全球流動性的效果不顯著；但若以超額流動性的角度視之，則我國和全球超額流動性皆不顯著(式1-2)。

表1 股價年增率－迴歸分析

	(1-1)	(1-2)
	以 M2 代表流動性	以Marshallian k 代表超額流動性
常數項	-0.13 (-1.20)	0.17 (2.61)***
全球市場情況		
全球流動性年增率(前1期)	0.29 (0.79)	0.02 (0.04)
VIX	-0.01 (-2.56)**	-0.01 (-4.46)***
Credit risk premium	0.13 (1.24)	0.05 (0.50)
本國總體經濟因素		
我國流動性年增率(前1期)	3.31 (3.36)***	0.60 (1.07)
匯率(前1期)	-1.43 (-1.24)	-1.27 (-1.04)
工業生產年增率	1.22 (10.61)***	1.14 (8.29)***
通貨膨脹率(前1期)	-2.59 (-2.76)***	-3.08 (-3.18)***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.77	0.75
樣本期間(月)	2003M1-2010M10	2003M1-2010M10

註1：括號內皆為t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。

註2：credit risk premium為美國10年期換匯利率(swap rate)和10年期公債殖利率之利差。

以上係參照IMF (2010) 的作法進行實證分析，解釋變數如全球流動性、我國流動性、匯率和通貨膨脹率皆為落後一期變數。但實務上，股價對總體變數的反應應極為迅速，因此我們嘗試改用當期變數進行實證分析。另對股票市場而言，預期匯率可能比當期匯率更為重要，於是我們在模型內放入匯率領先一期變數以代表匯率的預期。修正後的模型為：

$$\begin{aligned} \Delta_{12}SP_t = & c + \alpha_1\Delta_{12}GM_t + \alpha_2VIX_t + \alpha_3CRS_t \\ & + \alpha_4\Delta_{12}TWM_t + \alpha_5\Delta ER_{t+1} + \\ & \alpha_6\Delta_{12}IPI_t + \alpha_7\pi_t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

由於全球市場情況變數—全球流動性、VIX和信用風險溢酬可能影響我國之股價，但我國之股價卻難以影響全球市場情況變數，此類變數應不具內生性，但其他解釋變數卻可能存在內生性的問題。因此我們根據Hausman (1978) 的作法，針對本國總體經濟變數進行內生性檢定，檢定的方式為將欲檢定之變數對所選定的工具變數進行迴歸，而後將此縮減式 (reduced form) 的殘差項加入原結構式(structural form) 內再進行估計，最後對這些殘差項之係數進行聯合檢定；

若顯著異於0，則拒絕欲檢定之變數不具內生性之虛無假設。經檢定結果，本國總體經濟變數確實具內生性 ( $\chi^2(4)=14.09$ ，p值為0.002)。考量以上因素，使用最小平方法進行估計並不適當，於是我們改用一般化動差法 (GMM) 進行估計。

本文之估計步驟為：選取股價、全球流動性、我國流動性、匯率、工業生產和通膨等變數之落後期作為工具變數  $Z_t$ <sup>註9</sup>，此工具變數符合  $E(Z_t u_t) = 0$  的條件。而GMM 估計量係由極小化以下動差條件二次式而得：

$$J(\beta, \hat{W}_T) = Tm_T(\beta)' \hat{W}_T^{-1} m_T(\beta) \quad (3)$$

其中  $\beta$  為(2)式之係數向量， $W_t$  為加權矩陣， $m_T(\beta)$  為動差條件式。

$$m_T(\beta) = \frac{1}{T} \sum_t Z_t u_t(\beta)$$

接下來我們先令  $W = I$ ，極小化(3)式後得到第一階段的迴歸係數估計式  $\hat{\beta}_0$ ，利用  $\hat{\beta}_0$  求得最適加權矩陣後<sup>註10</sup>，代回(3)式，極小化(3)式以求得  $\hat{\beta}$ 。此即為「二階段GMM估計量」(two-step GMM estimator)。而迴歸係數的變異數-共變異數矩陣則是以Newey-West HAC估計式求之。估計的結果如表2。

表2 股價年增率—GMM模型

	(2-1)	(2-2)
	以M2 代表流動性	以Marshallian k 代表超額流動性
常數項	-0.29 (-4.90)***	0.15 (4.09)***
全球市場情況		
全球流動性年增率	0.89 (5.43)***	0.49 (2.71)***
VIX	-0.004 (-3.45)***	-0.01 (-8.67)***
Credit risk premium	0.04 (0.63)	0.02 (0.49)
本國總體經濟因素		
我國流動性年增率	5.11 (8.72)***	0.65 (2.36)**
匯率(未來一期)	0.11 (0.14)	0.14 (0.17)
工業生產年增率	1.46 (22.98)***	1.34 (17.65)***
通貨膨脹率	-0.71 (-0.89)	-2.54 (-3.98)***
J-stat	21.59	20.38
p-value	0.92	0.94
Adjusted R <sup>2</sup>	0.76	0.71
樣本期間(月)	2003M1-2010M10	2003M1-2010M10

註：同表1。

由表2的結果可知，在考慮了內生性的問題後，全球和我國流動性，或超額流動性，皆和股價報酬有正向的關係，且在1%的顯著水準下顯著。這個結果顯示，全球流動性亦有推動我國股價上漲的能力，惟效果小於我國流動性的影響。其餘解釋變數符號皆與預期相符，工業生產指數對股價有正向的關係，通貨膨脹率則為負向。此外，J統計量均無法拒絕過度認定條件為正確的虛無假設<sup>註11</sup>。

## (二) 全球流動性和我國股價高估間的關係

本小節擬進一步探討全球的流動性對我國金融市場穩定性的影響。參考IMF (2010)對股價高估的定義，迴歸式的被解釋變數為「股價的年增率減去其過去12個月的移動平均」，以此代表股價高估的程度。解釋變數皆與前述模型相同，同樣為避免內生性所可能造成的估計偏誤，使用GMM模型估計之<sup>註12</sup>。

由表3的估計結果可知，在1%顯著水準

下，不論是我國或全球流動性增加，對我國股價高估的程度皆有正向而顯著的關係(式

3-1)，且我國流動性的影響效果較大；但全球超額流動性的影響力則不顯著(式3-2)<sup>註13</sup>。

表3 股價高估—GMM模型

	(3-1)	(3-2)
	以M2 代表流動性	以Marshallian k 代表超額流動性
常數項	-0.50 (-3.72)***	0.15 (2.53)**
全球市場情況		
全球流動性年增率	1.41 (4.09)***	0.35 (1.35)
VIX	-0.0002 (-0.08)	-0.009 (-6.87)***
Credit risk premium	0.02 (0.18)	-0.18 (-1.59)
本國總體經濟因素		
我國流動性年增率	7.98 (5.52)***	5.22 (10.54)***
匯率(未來一期)	1.14 (0.88)	1.29 (1.09)
工業生產年增率	1.10 (6.29)***	1.48 (11.96)***
通貨膨脹率	-4.90 (-3.36)***	-6.61 (-6.54)***
J-stat	19.83	20.15
p-value	0.95	0.95
Adjusted R <sup>2</sup>	0.55	0.60
樣本期間(月)	2003M1-2010M10	2003M1-2010M10

註：同表1。

### (三) 全球流動性和我國股價大幅上升機率間的關係

對資產價格大幅上漲的定義，本文採用「股價上升幅度大於過去12個月移動平均的15%」代表「股價大幅上升」<sup>註14</sup>，若股價上升幅度大於過去12個月移動平均的15%，則被解釋變數的數值訂為1，否則為0。解釋變數皆與前述模型相同。本節採用probit模型分

析流動性的增加是否會造成股價大幅上升的機率提高，在此模型中同樣可能因內生性而造成估計偏誤，於是我們採取兩階段的估計方式，即先以內生變數(X)對工具變數(Z)進行迴歸，以得到各內生變數的配適值( $\hat{x}$ )，經此處理後所得到的配適值已和殘差項無相關，我們便可將各內生變數的配適值代回原估計式。probit模型的估計結果如表4<sup>註15</sup>。

表4 股價大幅上升—probit 模型

	(4-1)		(4-2)	
	以M2代表流動性		以 Marshallian k 代表超額流動性	
	係數值	邊際效果	係數值	邊際效果
常數項	-8.28 (-3.22)***	-1.07	-2.61 (-2.16)**	-0.41
全球市場情況				
全球流動性年增率	27.80 (3.14)***	3.57	7.18 (1.03)	1.12
VIX	0.05 (1.25)	0.01	-0.02 (-0.46)	-0.003
Credit risk premium	0.63 (0.36)	0.08	2.71 (1.75)*	0.42
本國總體經濟因素				
我國流動性年增率	65.45 (3.34)***	8.42	22.30 (1.85)*	3.48
匯率(未來一期)	-8.03 (-0.30)	-1.03	-28.69 (-1.12)	-4.48
工業生產年增率	6.18 (2.76)***	0.79	10.14 (2.77)***	1.58
通貨膨脹率	-42.01 (-2.49)**	-5.40	-57.98 (-3.20)***	-9.05
McFadden R <sup>2</sup>	0.47		0.41	
樣本期間(月)	2003M1-2010M10		2003M1-2010M10	

註1：邊際效果為probit在各變數平均值所求得。

註2：括號內皆為z值，其餘同表1。

式(4-1)估計結果顯示，若以M2代表流動性，不論是我國M2或G-4 M2的年增率上升，皆顯著增加我國股價大幅上升的機率。G-4 M2的年增率上升1個百分點會使股價大幅上升的機率增加3.57個百分點，我國M2的年增率上升1個百分點則會使股價大幅上升的機率增加8.42個百分點。式(4-2)改以Marshallian k代表流動性，則全球流動性的影響力變為不顯著，此結論與第二小節之股價高估模型類似。

#### (四) SVAR模型及衝擊反應分析

在Rüffer 與Stracca (2006)、Belke et al. (2008)、Sousa 與Zaghini (2007) 和Bracke 與Fidora (2008) 等文獻中，皆使用SVAR模型探討全球流動性可能造成的影響，使用SVAR模型進行估計的優點有：(1) 可捕捉變數間的互動關係；(2) 不需武斷認定何變數為外生變數；(3) 衝擊反應函數分析可清楚分析流動性的衝擊對其他變數可能造成的動態影響。基於以上理由，本文使用SVAR模型進行分析。我們選取產出、我國流動性、全球流動性、股價和物價共五個變數進行實

證分析，同樣以工業生產指數作為產出的替代變數。另除股價外，其餘變數皆經季節調整；所有變數皆取自然對數。

在SVAR模型當中，除了每個內生變數落後期的影響外，亦考慮變數之間的同期關係。一個包含 $k$ 個內生變數， $p$ 個落後期的SVAR模型可表示如下：

$$y_t = A_0 y_t + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B u_t$$

其中  $y_t$  為內生變數向量， $A_0 \dots A_p$  為一  $k \times k$  的矩陣， $\mu_t$  為結構性衝擊，且結構性衝擊之間為正交， $E(\mu_t \mu_t') = I$ 。結構性衝擊之間需正交的理由是：在進行衝擊反應分析時，我們希望了解的是在其他衝擊不變之下，特定衝擊模型內變數之動態影響。

值得注意的是，我們並無法直接以OLS估計得到SVAR的係數，而是需藉由其所對應的縮減式模型和若干認定條件進行估計。上述之SVAR模型所對應的縮減式模型為

$$\begin{aligned} y_t &= (I - A_0)^{-1} A_1 y_{t-1} + (I - A_0)^{-1} A_2 y_{t-2} + \dots + \\ &\quad (I - A_0)^{-1} A_p y_{t-p} + (I - A_0)^{-1} B \mu_t \\ &= \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + e_t \end{aligned}$$

此縮減式模型我們可用OLS估計之。縮減式殘差  $e_t = (I - A_0)^{-1} B \mu_t$  間具相關性，其共變異矩陣為

$$\begin{aligned} E(e_t e_t') &= (I - A_0)^{-1} B E(\mu_t \mu_t') B' (I - A_0)^{-1'} \\ &= (I - A_0)^{-1} B B' (I - A_0)^{-1'} \\ &= \Omega \end{aligned}$$

估計縮減式模型後，我們還需要對SVAR模型參數加以限制，方能達到模型認定的目的。常用的基本限制如下：

### (1) 假設B矩陣為對角矩陣

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & b_{22} & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \dots & 0 & b_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{kk} \end{bmatrix}$$

### (2) 標準化假設，限制主對角線上元素為0

$$A_0 = \begin{bmatrix} 0 & a_{12} & \dots & a_{1k} \\ a_{21} & 0 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ a_{k1} & a_{k2} & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

除了以上的常用認定條件外，我們還需要 $k(k-1)/2$ 個認定條件，方能達成適足認定(just-identified)。一般常用之方式為對  $A_0$  的元素做限制，此等同於對變數之間的同期關係進行限制，此稱之為短期限制模型。

文獻常使用短期遞迴限制模型進行分析，即限定  $A_0$  為下三角矩陣。在短期遞迴模型中，變數的排序具重要意義，越傾向於外生的變數排序應越前面。雖然此法估計簡便，且能達到適足認定條件，但以變數排序方式作為變數間同期影響關係的方式較缺乏經濟意義。於是本文採用較靈活之限制方式，以結合經濟理論與VAR模型。

本文之實證模型設定可表示如下：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & a_{25} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ a_{51} & 0 & 0 & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{IPI} \\ e^{TWM} \\ e^{GM} \\ e^{SP} \\ e^{CPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{ipi} \\ \varepsilon^{TWM} \\ \varepsilon^{GM} \\ \varepsilon^{SP} \\ \varepsilon^{CPI} \end{bmatrix}$$

將認定條件分項說明如下：

(1) 許多文獻皆發現產出的調整頗為遲緩，這可能是因為契約限制或調整成本等因素，使得廠商不會立刻對事前未預期到的衝擊做出反應 (王泓仁(2005))。於是本文設定產出不受其他變數之當期影響，Sousa 與 Zaghini (2007) 亦有相同設定。

(2) 根據貨幣需求函數，貨幣受所得和物價之影響，因此設定  $a_{21}$  和  $a_{25}$  不為0。

(3) 由於台灣為一小型經濟體，所以設定本國之總體變數對全球流動性無影響。

(4) 根據效率市場假說，股價對各經濟情勢之反應應十分迅速，於是設定股價受到所有其他變數的當期影響。

(5) 一般咸認，貨幣對物價的影響具有遲滯性，於是我們設定物價當期不受我國和全球流動性的影響。

至於單根的處理，文獻上對SVAR模型中變數的單根和共整合關係並沒有系統性的討論，許多使用SVAR模型所進行的實證皆直接以變數的水準值進行估計 (如Sousa 與 Zaghini (2007)、Bracke 與Fidora (2008))。而 Toda 與 Yamamoto (1995) 認為可用其他的設定方式，得到對模型係數合理的檢定，Toda

與Yamamoto建議採用p+d作為最適的落後期數，其中p為以一般方法選定之最適落後期數，而d為所有變數中可能存在的最大整合積數 (integration)，通常d為1。本文依照多數文獻的作法，直接以變數之水準值進行估計。仿照Toda 與 Yamamoto (1995) 和王泓仁 (2005) 的作法，以p+d作為模型最適之落後期數，以增加模型檢定的可靠性。

由於本模型之認定條件為「過度認定」(over-identified)，我們可以使用概似比檢定： $LR = 2(l_u - l_r)$ ，以驗證此模型所採用的認定條件是否合理，其中  $l_u$  和  $l_r$  分別為縮減式VAR和SVAR的對數概似值。結果顯示該統計量為  $\chi^2(2) = 1.04$ ，p值為0.60，不拒絕認定條件為合理的虛無假設。

至於落後期的選擇，AIC準則指出最適的落後期應為2期，經LM自我相關檢定 (autocorrelation LM test) 可知殘差項已無自我相關情形，而我們再依照Toda 與Yamamoto (1995) 的建議增加1期，於是此模型之落後期選擇為3。

圖2和圖3為此模型計算出的衝擊反應函數圖形，反應期間為24期。至於信賴區間的計算，雖然解析解 (analytical derivatives) 的

方式較為簡便，但由於衝擊反應函數的非線性性質，使用解析解並不那麼適當。本文嘗試採用bootstrap的方式求得衝擊反應函數的信賴區間，圖中虛線部分為重覆抽樣10000次所求得之90%信賴區間。

圖1為各變數受全球流動性衝擊的反應，當全球流動性增加時，股價初期即有正向而顯著的反應，此大致驗證了本文的預期，即全球流動性對我國股價會有一定的影響力。我國的產出會有正向而顯著的反應。而我國的流動性則大約在1年後有正向且顯著反應。對我國物價方面，亦大致呈正向反應，且於4至10期間較為顯著。

圖2則為各變數對我國流動性衝擊的反應，結果顯示股價初期有正向而顯著的反應，顯示我國流動性增加亦對股價有所影響。產出的反應約於6期後轉正，且在9期至11期間較為顯著；物價的反應則在13期至17期之間為正而顯著。

同樣的，我們分別使用G-4 Marshallian k和我國的Marshallian k代表全球和我國超額流動性，以類似的架構進行SVAR的估計<sup>註16</sup>，衝擊反應函數的結果如圖3和圖4。結果顯示，我國之股價、產出和物價受我國超額流動性的正向影響，但受全球超額流動性的影響則不顯著。

圖1 各變數對全球流動性衝擊的反應

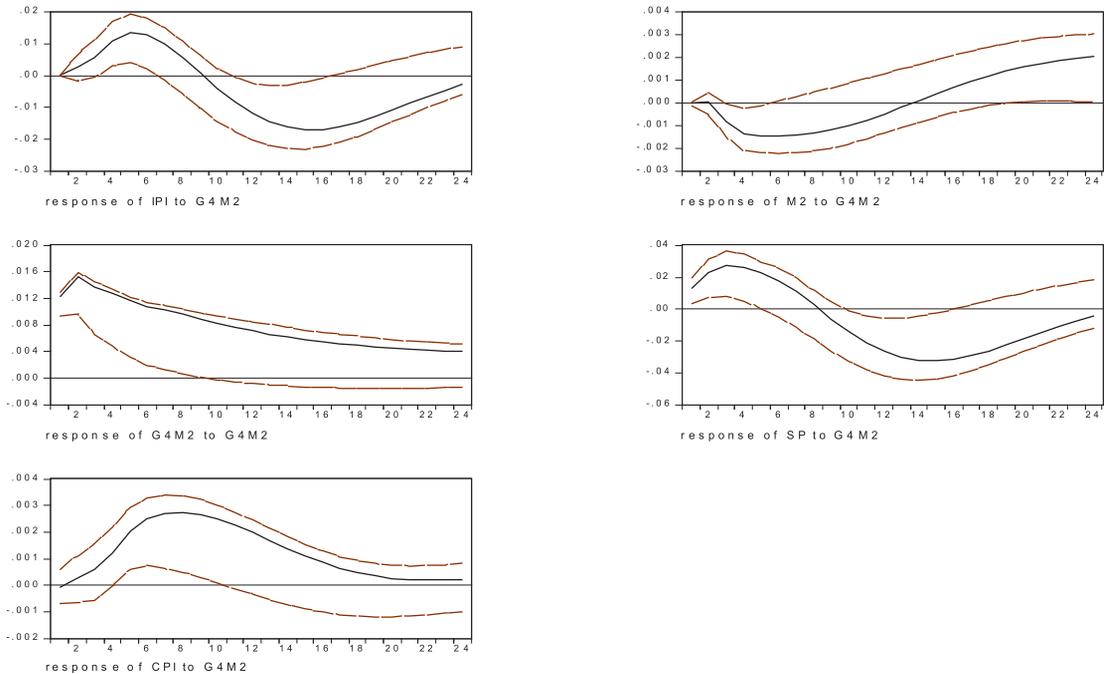


圖2 各變數對我國流動性衝擊的反應

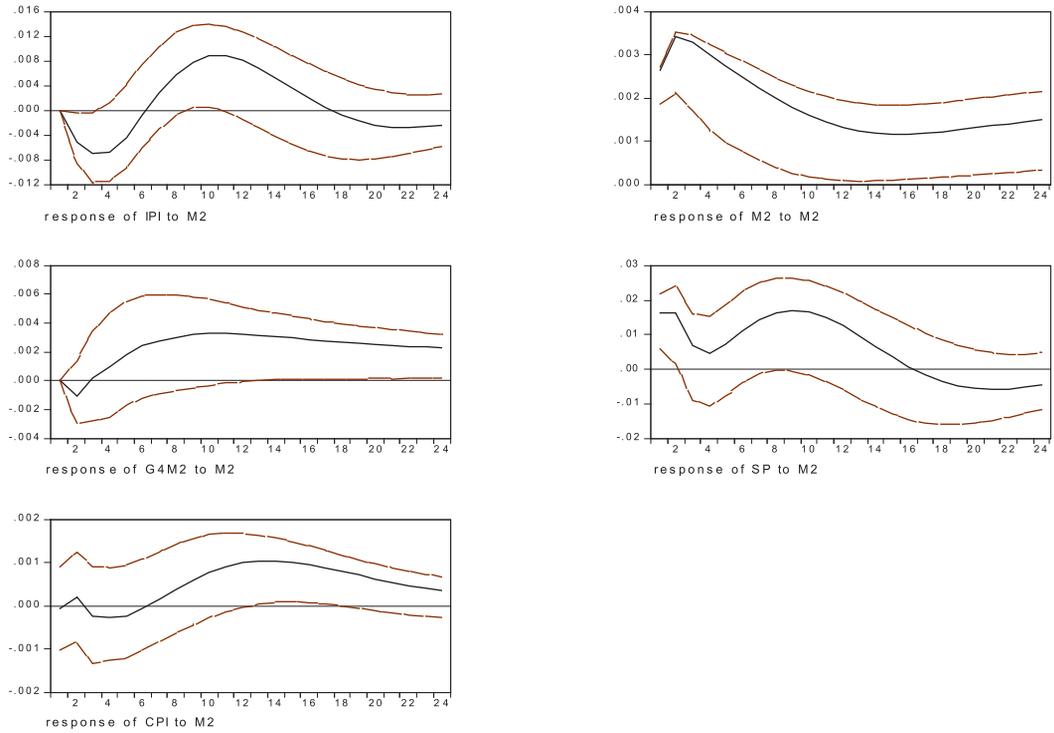


圖3 各變數對全球超額流動性衝擊的反應

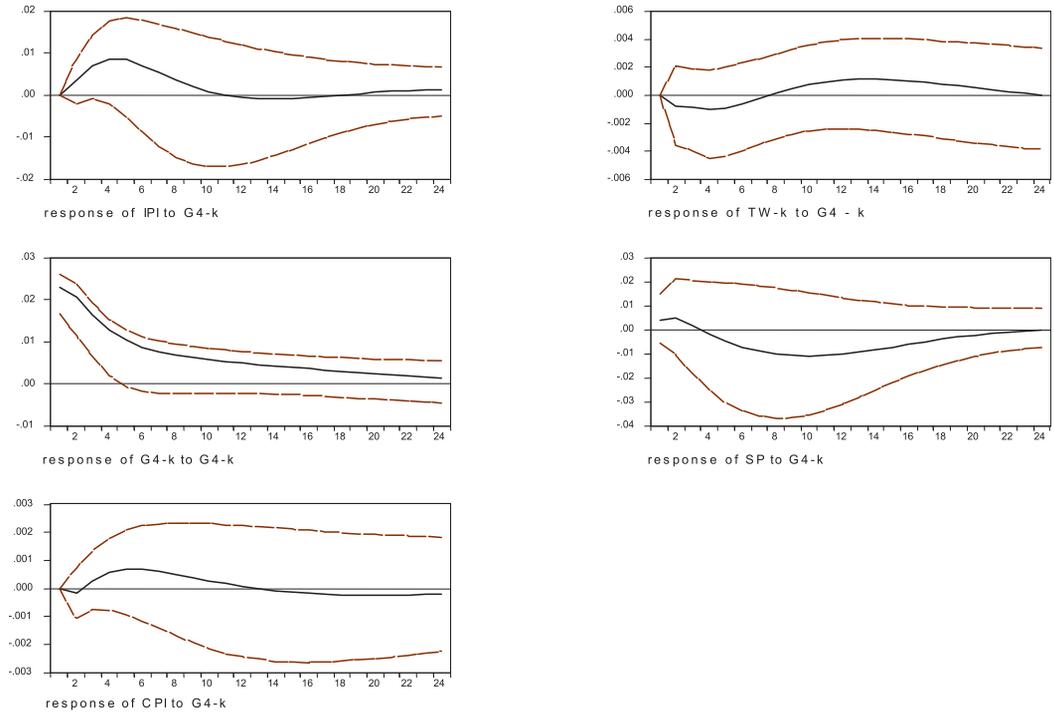
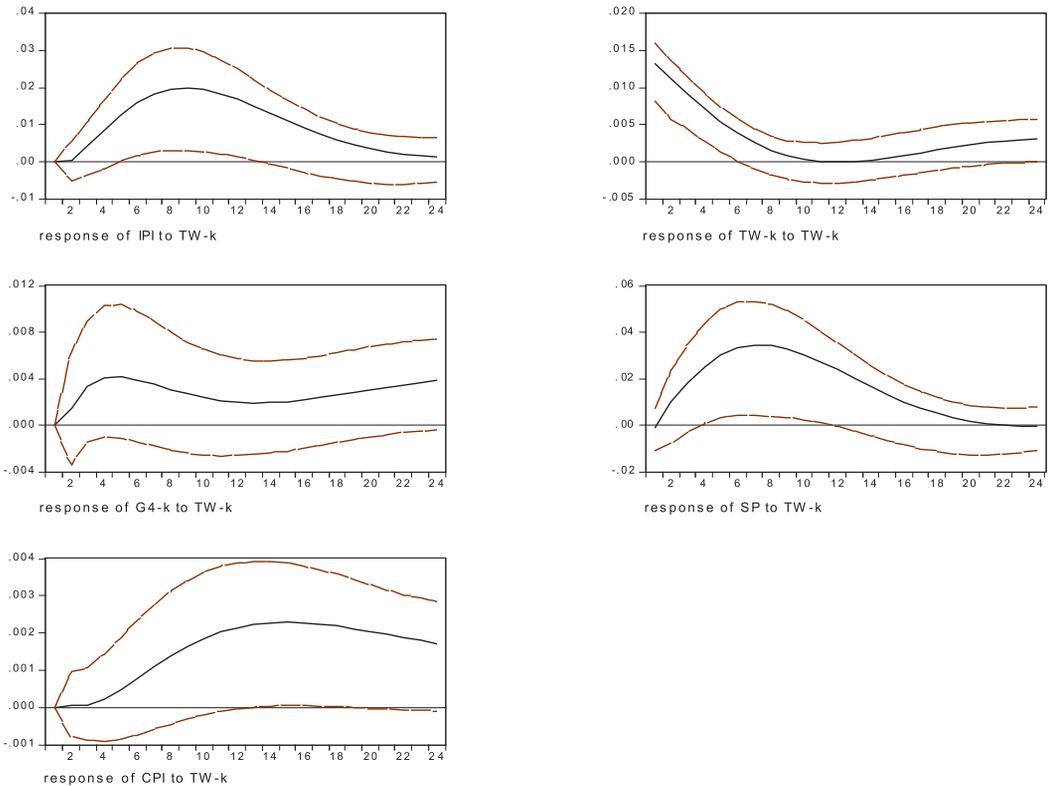


圖4 各變數對我國超額流動性衝擊的反應



(五) 本節結論

我們首先以迴歸模型探討流動性和股價年增率之關係，在考慮內生性問題可能造成之偏誤後，另以GMM模型進行分析，結果大致顯示全球流動性對我國的股價變動率有顯著的影響力，但我國流動性的影響力大過全球流動性，此外，以Marshallian k代表的超額流動性亦獲致類似結果。

另我們分別使用GMM模型和probit模型探討流動性和我國股價高估及股價大幅上升機率間的關係，結果亦顯示，我國流動性或全球流動性皆有正向而顯著的影響。此外，雖然我國超額流動性的影響亦為顯著，但全

球超額流動性的影響則為不顯著。

SVAR模型的衝擊反應函數亦顯示，無論是我國流動性或是全球流動性衝擊皆對我國股價有正向的影響力；雖然我國超額流動性衝擊的影響亦為顯著，但全球超額流動性衝擊則對我國股價無顯著影響。

由於近年來外資持有台股市值比重約在3成左右，故全球流動性對我國股價會形成某種程度之影響，此可由上述實證結果獲得驗證。

三、全球流動性和我國房價的關係

本節以國泰房價指數代表房價<sup>註17</sup>，樣本

期間為2003年至2010年第3季，試圖了解全球流動性或是我國流動性是否會對房價造成影響。由於國泰房價指數為季資料，本節使用季模型進行分析。首先以迴歸模型分析全球流動性和我國房價之間的關係。然後分析全球流動性對我國房價高估程度的影響，再探討流動性增加是否會增加我國房價大幅上升的機率，最後以SVAR模型之衝擊反應函數來分析變數之間的相互關係。

### (一) 全球流動性和我國房價變動率間的關係

除遠期匯率採用90天期遠期匯率季底數，其餘模型所放入的變數與IMF (2010) 相同。直覺上，房價受貨幣之影響應較具遲滯性，因此在房價模型中將流動性放入落後一

期變數，而非如股價模型放入當期變數；另放入當期之遠期匯率代表匯率的預期。

同樣分別使用M2和Marshallian k代表流動性及超額流動性，估計結果如表5。由表5之迴歸式(5-1)及(5-2)估計結果，可以發現我國M2對於國泰房價年增率有正向影響，但不顯著；全球流動性年增率對國泰房價年增率為負向影響，但並不顯著。若考慮超額流動性，則全球及我國超額流動性對國泰房價年增率有負向影響，但並不顯著。

另由內生性檢定結果可知，房價模型並無內生性問題。因此，本小節使用普通最小平方法估計的係數應不致產生明顯的偏誤或不一致性。

表5 房價年增率—迴歸分析

	(5-1)	(5-2)
	以 M2	以 Marshallian k
	代表流動性	代表超額流動性
常數項	-3.78 (-0.72)	-0.666 (-0.26)
全球市場情況		
全球流動性年增率(前1期)	-0.22 (-1.25)	-0.20 (-1.16)
VIX	-0.007 (-0.08)	-0.011 (-0.11)
Credit risk premium	12.81 (2.37)**	9.76 (1.77)*
本國總體經濟因素		
我國流動性年增率(前1期)	0.41 (0.82)	-0.12 (-0.41)
遠期匯率	-7.85 (-0.34)	-2.25 (-0.09)
經濟成長率(前1期)	0.63 (3.67)***	0.48 (2.18)**
通貨膨脹率	-0.57 (-0.79)	-0.49 (-0.66)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.38	0.34
樣本期間(季)	2003Q1-2010Q3	2003Q1-2010Q3

註1：迴歸式中經濟成長率為實質GDP年增率。

註2：credit risk premium為美國2年期換匯利率(swap rate)和2年期公債殖利率之利差。

註3：其餘同表1。

## (二) 全球流動性和我國房價高估間的關係

本小節進一步採用「房價的季增率減去其過去4季的移動平均」作為被解釋變數，用以代表「房價高估」的程度，以探討流動性及超額流動性對我國房價高估程度的影

響，估計結果見表6。由估計結果(6-1)式可知，全球流動性以及我國流動性對我國房價高估的程度並無顯著正向的影響。而我國超額流動性亦對我國房價高估程度無顯著正向影響；全球超額流動性對我國房價為負向不顯著的影響<sup>註18</sup>。

表6 房價高估－迴歸分析

	(6-1) 以M2 代表流動性	(6-2) 以Marshallian k 代表超額流動性
常數項	-0.01 (-0.52)	-0.00 (-0.003)
全球市場情況		
全球流動性季增率(前1期)	0.128 (0.78)	-0.05 (-0.60)
VIX	0.0004 (0.78)	0.0001 (0.29)
Credit risk premium	-0.013 (-0.50)	-0.004 (-0.16)
本國總體經濟因素		
我國流動性季增率(前1期)	0.338 (0.55)	0.105 (0.63)
遠期匯率	0.094 (0.85)	0.087 (0.82)
經濟成長率(前1期)	0.003 (3.25)***	0.270 (3.38)***
通貨膨脹率	-0.005 (-1.55)	-0.59 (-1.86)*
Adjusted R <sup>2</sup>	0.35	0.35
樣本期間(季)	2003Q1-2010Q3	2003Q1-2010Q3

註：同表5。

## (三) 全球流動性和我國房價大幅上升機率的關係

本小節也同樣嘗試以probit模型來分析全球流動性的增加是否會造成房價大幅上升的機率提高。以「房價上升幅度大於過去4季移動平均的4%」代表「房價大幅上

升」<sup>註19</sup>，若房價上升幅度大於過去4季移動平均的4%，則被解釋變數數值訂為1，否則為0<sup>註20</sup>。式(7-1)估計結果顯示，我國和全球流動性對房價大幅上升的機率影響效果皆不顯著。式(7-2)改使用超額流動性變動，亦有類似之結果(結果詳見表7)。

表7 房價大幅上升—probit 模型

	(7-1)		(7-2)	
	以M2代表流動性		以 Marshallian k代表超額流動性	
	係數值	邊際效果	係數值	邊際效果
常數項	-6.79 (-1.79)*	-1.196	-3.45 (-1.81)*	-0.577
全球市場情況				
全球流動性年增率(前一期)	-3.62 (-0.39)	-0.639	-1.54 (-0.18)	-0.258
VIX	-0.023 (-0.42)	-0.004	-0.052 (-0.72)	-0.009
Credit risk premium	6.81 (1.76)*	1.201	4.42 (1.45)	0.739
本國總體經濟因素				
我國流動性年增率(前一期)	40.12 (1.22)	7.07	5.16 (0.31)	0.864
遠期匯率	36.3 (1.52)	6.397	34.96 (1.55)	5.851
經濟成長率(前1期)	56.14 (2.53)**	9.893	52.81 (2.39)**	8.838
通貨膨脹率	-86.48 (-1.70)*	-15.24	-74.16 (-1.61)	-12.41
MacFadden R <sup>2</sup>	0.50		0.44	
樣本期間(季)	2003Q1-2010Q3		2003Q1-2010Q3	

註：邊際效果為probit在各變數平均值所求得，括號內皆為z值，其餘同表5。

#### (四) SVAR模型及衝擊反應分析

前面實證分析中，嘗試以SVAR模型來探討全球流動性及我國流動性對股價的影響。本小節同樣使用SVAR模型，來分析房價及其他變數之間的相互關係。模型中所放

入的變數，除了將工業生產以實質國內生產毛額替代外，其餘變數與前面分析股價時相同，且變數處理方式一致，惟房價資料為季資料，故本小節的SVAR模型為季模型。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & a_{25} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{RGDP} \\ e^{TWM} \\ e^{GM} \\ e^{HP} \\ e^{CPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{RGDP} \\ \varepsilon^{TWM} \\ \varepsilon^{GM} \\ \varepsilon^{HP} \\ \varepsilon^{CPI} \end{bmatrix}$$

本模型認定條件與前節進行股價SVAR模型設定大致相同，不同是將國泰房價指數設定為不受所有變數的當期影響，且物價只受產出當期的影響。模型最適之落後期數為2期<sup>註21</sup>，此外並驗證該模型所採用的認定條件是否合理，檢定結果顯示統計量為 $\chi^2(7)=10.34$ ，不拒絕認定條件為合理的虛無假設，另檢驗模型殘差項亦無自我相關性。

圖5及圖6為模型計算出的衝擊反應函數圖形，反應期間為8期，信賴區間亦採用bootstrap的方式求得。

圖5為各變數對全球流動性衝擊的反應，可知當全球流動性增加時，我國的流動

性約在5期至8期時呈現顯著正向反應，顯示長期而言全球流動性衝擊會對我國流動性造成正向的影響。國泰房價指數約在3期起有正向的反應，惟並不顯著。另對我國產出及物價的影響，亦在初期有正向影響。

圖6則為各變數對我國流動性衝擊的反應。結果顯示，第5期起我國流動性增加開始對國泰房價有正向影響，且第7至8期為顯著正向影響，可知我國流動性長期而言對國泰房價指數存在正向影響。而產出及物價對我國流動性衝擊的反應，符合理論預期，為正向反應。

圖5 各變數對全球流動性衝擊的反應

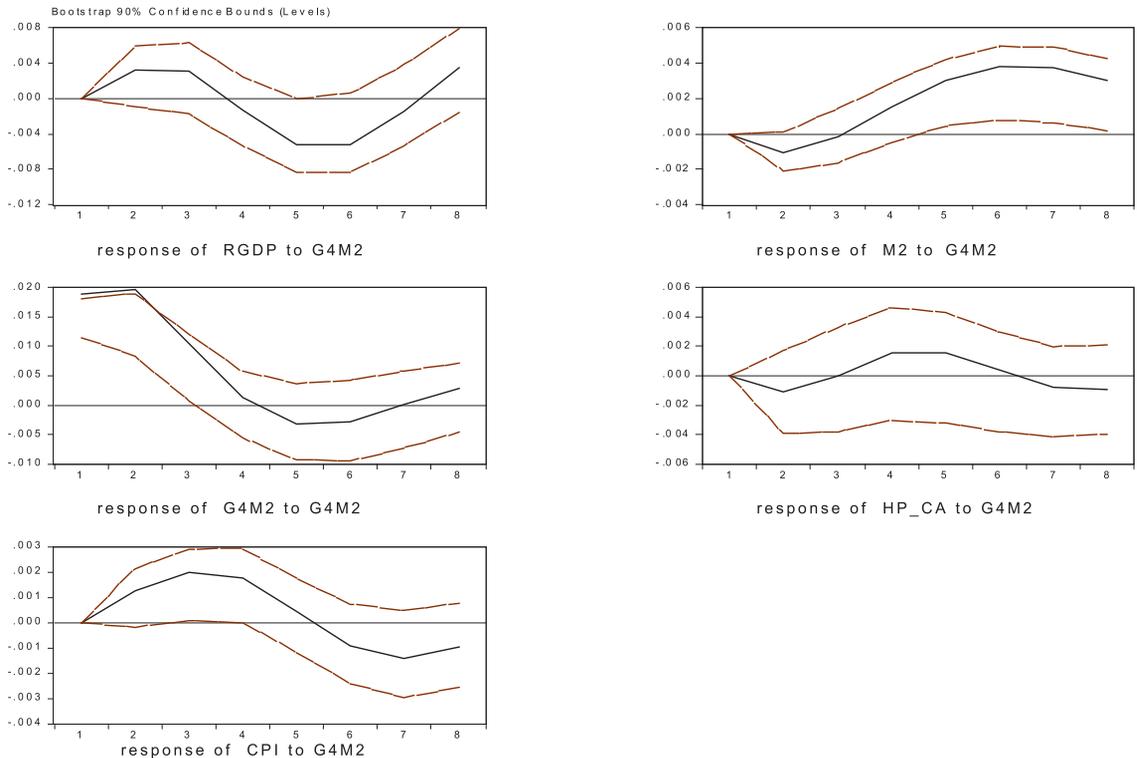
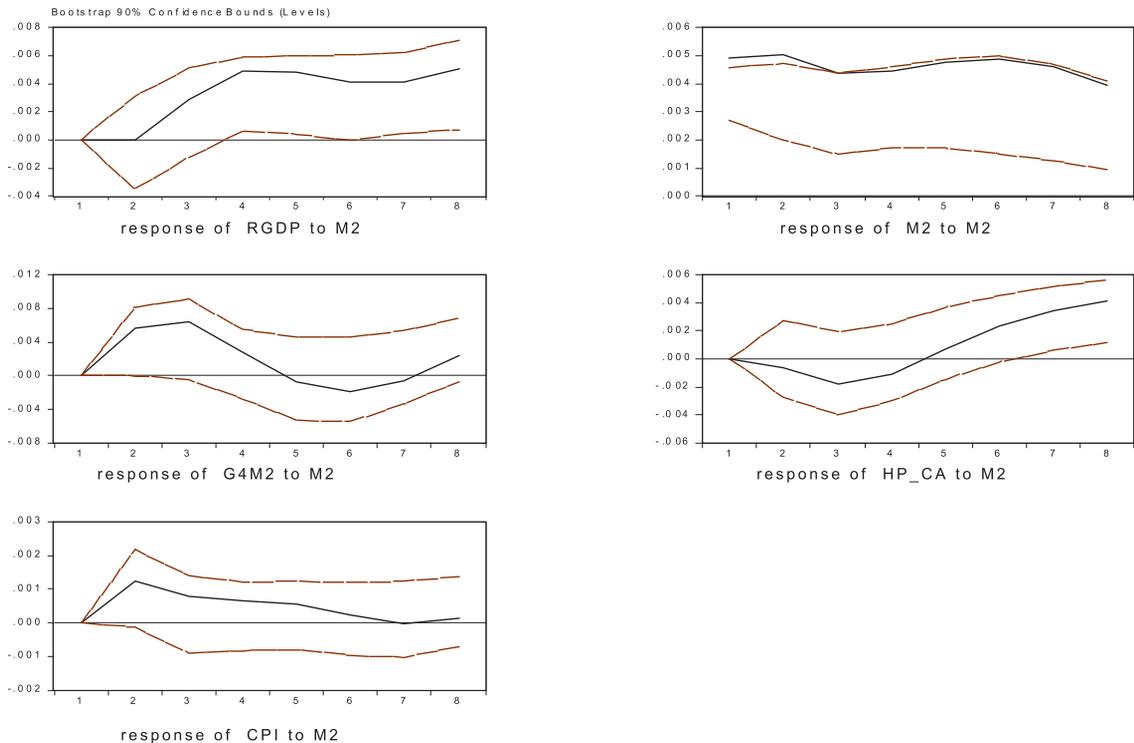


圖6 各變數對我國流動性衝擊的反應



### (五) 本節結論

依據上述結果，線性迴歸模型、probit 模型以及SVAR模型之實證結果可知，我國流動性對我國房價之影響大多不顯著。其中僅SVAR模型顯示長期而言我國流動性對國泰房價指數存在顯著正向影響，而全球流動性對我國房價指數之影響大致不顯著。

上述結果大致符合IMF (2010) 的實證結果<sup>註22</sup>，亦符合本文推測，即國內房地產價格或許會受到外資投資之影響，但因法令限制，致其影響程度不若外資對股票價格之影響。本節針對房價的分析，其樣本期間為2003年至2010年第3季，然美國於2010年11

月3日宣布執行第二次量化寬鬆政策後，此舉引起新興市場國家之關注，因第二次量化寬鬆政策可能會使得資金外流至利率及經濟成長率較高的新興市場國家，使其貨幣大幅升值，且有資產價格泡沫發生的風險。因此我國仍需持續密切關注全球流動性對於房價的影響，以避免金融市場的不穩定。

### 四、全球流動性和我國流動性間的關係

面對全球流動性擴張，熱錢的大量湧入可能造成金融不穩定和匯率過度波動的情況下，央行為維持匯率穩定買入外幣資產，

使得外匯存底增加，本國流動性亦受影響。本文參考IMF (2010) 的作法，先以迴歸分析探討全球流動性對我國外匯存底的影響，以檢視全球流動性的傳遞管道；另亦再採用Granger因果關係檢定來探討全球流動性擴張是否會傳遞至我國流動性的成長。

全球流動性對我國外匯存底的影響效果可見表8。結果顯示，G4-M2月增率對外匯

存底月增率有顯著正向影響，此結果與IMF (2010) 的結論相同<sup>註23</sup>。而Granger因果檢定中(見表9)，我們發現，不論是以年增率或是月增率來看，G-4 M2都顯著Granger cause我國M2，反之則不然。

上述實證結果大致驗證了全球流動性的增加，透過跨境資金的移動，會對我國流動性有所影響。

表8 外匯存底月增率—迴歸分析

	外匯存底月增率
常數項	0.002 (1.11)
G-4M2月增率	0.45 (5.60)***
M2月增率	0.97 (2.99)***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.30
樣本期間(月)	2003M1-2010M10

註1：「\*\*」表示在5%顯著水準下摒棄虛無假設；「\*\*\*」表示在1%顯著水準下摒棄虛無假設

註2：月增率為  $\Delta \log X_t = \log(X_t) - \log(X_{t-1})$

表9 G-4 M2和我國M2之Granger因果關係檢定

	虛無假設：		F-統計量	P值
G-4 M2年增率 ( $\Delta_{12} \text{LOG}(G-4 M2)$ )	不Granger Cause	我國M2年增率 ( $\Delta_{12} \text{LOG}(M2)$ )	10.77	0.00***
我國M2年增率 ( $\Delta_{12} \text{LOG}(M2)$ )	不Granger Cause	G-4 M2年增率 ( $\Delta_{12} \text{LOG}(G-4 M2)$ )	0.28	0.84
G-4 M2月增率 ( $\Delta \text{LOG}(G-4 M2)$ )	不Granger Cause	我國M2月增率 ( $\Delta \text{LOG}(M2)$ )	4.80	0.01**
我國M2月增率 ( $\Delta \text{LOG}(M2)$ )	不Granger Cause	G-4 M2月增率 ( $\Delta \text{LOG}(G-4 M2)$ )	1.19	0.31

註1：「\*\*」表示在5%顯著水準下摒棄虛無假設；「\*\*\*」表示在1%顯著水準下摒棄虛無假設

註2：Granger因果關係檢定的落後期數選取準則為AIC準則。

註3：2003M1-2010M10之月資料。

註4：月增率為  $\Delta \log X_t = \log(X_t) - \log(X_{t-1})$ ，年增率為  $\Delta_{12} \log(X_t) = \log(X_t) - \log(X_{t-12})$

## 肆、結 論

本文主要結論說明如下：

- 一、首先使用迴歸模型，採用普通最小平方法之估計結果：(1) 我國流動性對股價年增率有正向而顯著的影響，但全球流動性的影響並不顯著；(2) 全球和我國流動性對房價年增率的影響則皆不顯著。
- 二、在考量內生性可能造成估計偏誤後之分析結果：(1) 股價模型變數間具有內生性，另採用GMM模型進行估計，發現全球和我國流動性對股價年增率皆有顯著的正向影響，惟全球流動性之影響力小於我國流動性，另超額流動性亦獲致類似結果；(2) 房價模型變數間不具內生性，因此上述使用普通最小平方法估計的迴歸係數應不致產生明顯之偏誤或不一致性。
- 三、(1) 以「股價的年增率減去其過去12個月的移動平均」，用以代表「股價高估」的程度，並使用GMM模型估計。其結果亦驗證全球和我國流動性對股價高估的程度，皆有正向而顯著的影響，且我國流動性之影響效果較大。但全球超額流動性對股價高估的影響則不顯著。(2) 同樣的，我們以「房價的季增率減去其過去4季的移動平均」代表「房價高估」的程度，迴歸模型估計的

結果顯示，全球和我國流動性對我國房價高估程度的影響大致皆不顯著。

- 四、以「股價上升幅度大於過去12個月移動平均的15%」及「房價上升幅度大於過去4季移動平均的4%」，分別代表股價和房價大幅上升的事件，並以probit模型分析流動性增加對股價和房價大幅上升機率的影響。結果顯示：(1) 全球流動性增加1個百分點會使我國股價大幅上升的機率增加3.57個百分點；我國流動性增加1個百分點會使我國股價大幅上升的機率增加8.42個百分點。但全球超額流動性對股價大幅上升機率的影響並不顯著；(2) 全球和我國流動性對房價大幅上升的機率的影響則皆不顯著。
- 五、SVAR模型及衝擊反應分析的結果顯示：(1) 不論是我國或是全球的流動性增加，皆會使我國的股價有立即正向的顯著反應；但股價受全球超額流動性的影響則不顯著；(2) 房價對全球流動性衝擊的反應不顯著，但對我國流動性衝擊的反應長期有正向且顯著的反應。
- 六、迴歸分析顯示，全球流動性對我國外匯存底有顯著正向影響。此外，Granger因果關係檢定的結果亦顯示，全球流動性顯著Granger 領先我國流動性，反之則不然，顯示透過跨境資金的移動，全

球流動性擴張會傳遞至我國流動性的成長。

使用多種模型進行實證分析後，可得知全球流動性和我國流動性對股價有正向而顯著的關係，此與IMF (2010) 的結果相符。惟IMF (2010) 指出，全球流動性對資產價格的影響力大過本國流動性，本文的實證結果則大致顯示，我國的流動性對我國資產價格的影響大於全球流動性。由我國經常帳觀之(見附錄一)，我國擁有龐大的超額儲蓄<sup>註24</sup>，國內資金十分充裕，致我國流動性的影響力大過全球流動性，此為我國和許多新興國家(淨資金流入國)較為不同之處。

本文的實證結果顯示，全球流動性對我國股價有相當程度的影響力，但對房價的影響則大致不顯著，本文推測此與外資投資不動產受到法令限制有關。雖然如此，但由於張金鵬等 (2010) 指出，自2009年以來，台北市房市泡沫現象轉趨嚴重，且美國於2010年11月3日宣布執行第二次量化寬鬆政策，可能會使得資金外流至利率及經濟成長率較高

的新興市場國家，使其貨幣大幅升值，且有資產價格泡沫發生的風險。因此我們仍須持續關注流動性擴張與房價變動間的關係。

在驗證全球流動性對資產價格具有一定影響力之後，本文亦得到全球流動性對我國流動性具有外溢效果的結論。此結論驗證了，對資產價格波動和金融穩定而言，全球流動性所扮演的重要角色。

為因應流動性擴張可能造成的問題，2010年4月以來，本行已多次發行364天期NCD以回收市場資金；6月本行理監事會議時決議升息，以引導市場利率逐漸回復正常水準；另鑒於銀行新增房貸偏重於大台北都會區，且該區房價所得比及貸款負擔率均高於其他地區，因此，本行針對大台北地區房貸訂定針對性審慎措施，以利房市之健全發展。此外，在管理國際短期資本移動方面，除了採行彈性匯率操作外，並密切監視大額資金進出情況。上述多項措施皆為因應流動性對我國經濟金融的影響，期能遏止資產泡沫，並防範通膨壓力於未然。

## 附 註

- (註1) 外國人在我國取得不動產或設定負擔之限制：一、平等互惠原則；二、土地類別限制（林地、漁地、狩獵地、鹽地、礦地、水源地、要塞軍備區域及領域邊境之土地不得移轉、設定負擔或租賃）。三、土地用途限制（(1)住宅;(2)營業處所、辦公場所、商店及工廠;(3)教堂;(4)醫院;(5)外僑子弟學校;(6)使領館及公益團體之會所;(7)墳場;(8)有助於國內重大建設、整體經濟或農牧經營之投資，並經中央目的事業主管機關核准）。四、申辦程序限制（需經直轄市或縣(市)政府核准）。
- (註2) 另外資對我國房價仍可能透過其他的傳遞管道，如外資匯入影響我國M2，進一步影響信用，最後傳遞至房價。
- (註3) 該文中所使用的全球流動性為11個國家的貨幣供給量按GDP加權計算而得。
- (註4) 作者以總合需求與總合供給的架構來解釋，指出商品的短期供給線趨近水平線，但房產之短期供給線較接近垂直線，於是當貨幣供給增加使得總合需求線右移時，房價會有立即的反應。
- (註5) IMF (2010)指出G-4 M2在2003-2009年間增加將近一倍，為便於和IMF(2010)所探討之結果作比較，本文選擇與IMF(2010)類似的樣本期間，僅將其延長至本文實證結果完稿時之最新資料。
- (註6) 本文亦曾使用準備貨幣作為流動性的替代變數，但結果並不顯著。
- (註7) 美國芝加哥選擇權交易所（Chicago Board Options Exchange）編製的VIX指數（Volatility Index），用以反映 S&P 500指數期貨的波動程度，測量未來三十天市場預期的波動程度，通常用來評估未來風險，因此也有人稱作恐慌指數。
- (註8) 一般而言，換匯利率（swap rate）與相同期限之政府公債殖利率的利差（swap spread），是市場上衡量信用風險溢酬（risk premium）的常用指標。此利差擴大顯示信用風險升高，投資人要求較高的風險補貼。
- (註9) 本文的工具變數包含常數項、全球流動性年增率、VIX、credit risk premium的當期值；以及我國流動性、匯率、工業生產年增率和通貨膨脹率的落後1至6期。
- (註10) 此處使用Newey and West (1987)的估計量計算最適加權矩陣。
- (註11) 本文亦曾嘗試以股價月增率作為被解釋變數，以GMM模型進行實證分析。結果顯示，若以M2代表流動性，則結果大致不變；若使用Marshallian k代表的超額流動性進行分析，則多項變數之係數正負號不符合理論預期，且配適度偏低。
- (註12) IMF (2010) 中並未考慮內生性問題，並使用ARCH模型估計之。本文亦嘗試按照IMF (2010) 的方式進行估計，結果見附錄二之附表1。
- (註13) 亦曾嘗試將股價高估程度延伸至二年或三年，估計結果顯示，無論是延伸至二年或三年，係數之正負號及顯著性皆與一年相同，顯示模型具穩健性。
- (註14) 本文此一概念來自IMF (2009)第94頁註3，IMF (2009)定義-20%的年增率為「股價泡沫破滅(bust)」的門檻值，而-5%的年增率為「房價泡沫破滅」的門檻值，然IMF(2009)並未定義「股價大幅上升」及「房價大幅上升」的門檻，本文採取對稱概念，何棟欽 (2010)亦有類似作法。本文亦嘗試以股價上升幅度大於其移動平均的20%代表股價大幅上升，由台灣資料觀之，符合其定義之資料點過少，於是本文採用15%。另亦嘗試16%,17%,18%,19%，所得到的係數正負號及顯著性皆相同，證實此模型具穩健性。
- (註15) IMF (2010) 中並未考慮內生性問題，本文亦嘗試按照IMF (2010) 的方式進行估計，結果見附錄二之附表2。
- (註16) 由於前述的設定在此會使最大似函數求解時無法收斂，此處將短期限制變更為，物價當期不受股價影響。
- (註17) 本文另亦嘗試使用信義房價指數來代表房價，惟實證結果與國泰房價指數的結果不同，即全球與本國流動性對信義房價指數呈現負向關係，但統計不顯著。信義房價指數與國泰房價指數分別代表中古屋和新屋的價格，兩者走勢未必一致，本文推測隨近年土地標售價格走高，後續新推案房價亦上漲，國外資金流入房市的部份，較可能用於炒作

新成屋，因此造成新成屋價格上漲。在IMF(2010)中，也特別提醒，因為房價資料樣本受侷限，因此解釋上需特別小心。

(註18) 另亦分別嘗試以「房價的季增率減去其過去8季的移動平均」及「減去其過去12季的移動平均」代表房價高估的程度，結果與「減去其過去4季的移動平均」一致。

(註19) 同註14。

(註20) 本文也嘗試另以房價上升幅度大於其4季移動平均的5%代表房價大幅上升，但發現在2003至2010年第3季此段樣本期間中，只有5個樣本點符合，且集中在2007年及2010年。為避免造成偏誤，故改以房價上升幅度大於其4季移動平均的4%代表房價大幅上升，以此進行分析。另亦嘗試以房價上升幅度大於其4季移動平均的3%代表房價大幅上升，結果與4%一致。

(註21) 落後期的選擇，AIC準則指出最適的落後期應為1期，再依照Toda與Yamamoto (1995)的建議增加1期，於是此模型之落後期選擇為2期。

(註22) IMF (2010) 針對11個國家：澳洲、加拿大、中國、冰島、印尼、韓國、馬來西亞、紐西蘭、挪威、南非及泰國，發現整體之國內流動性對房價有顯著的正向關係，而全球流動性對房價則不顯著。

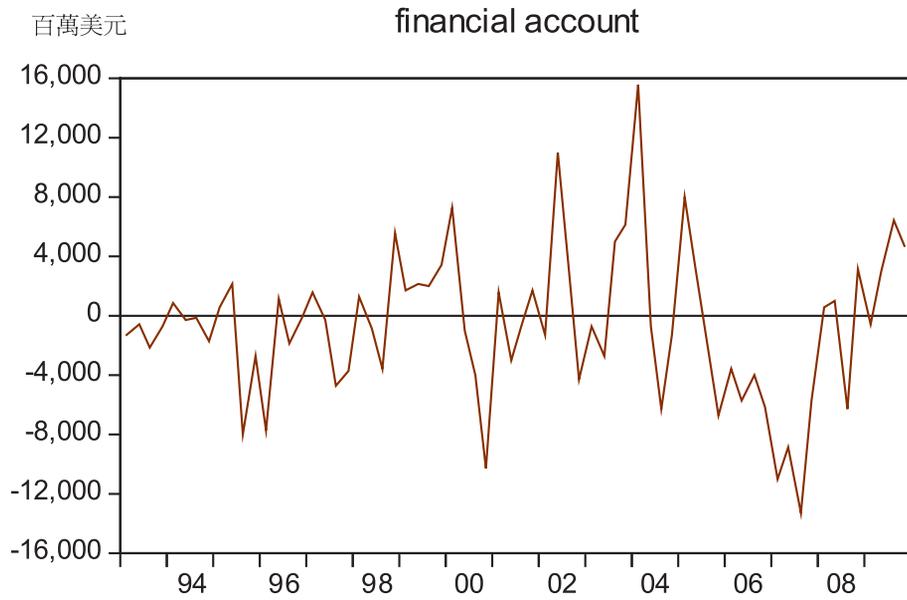
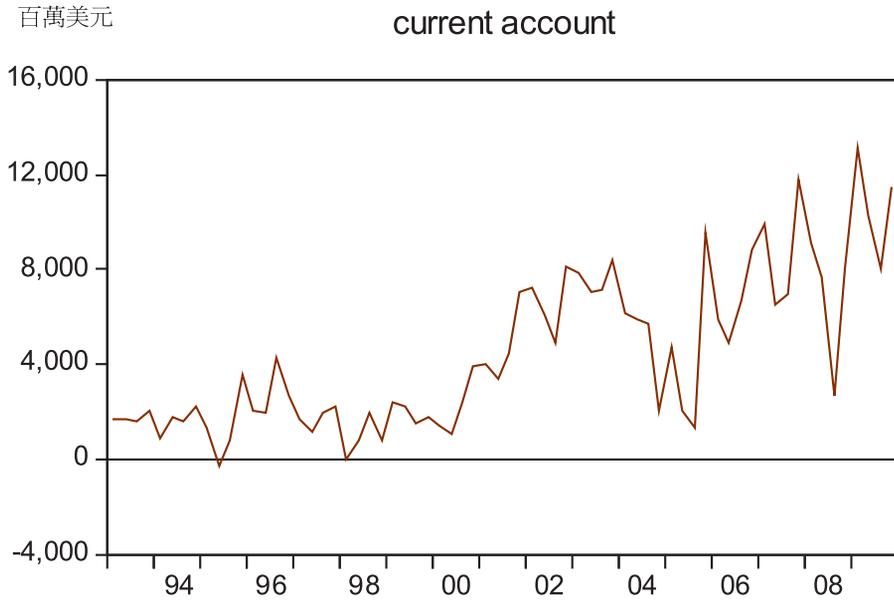
(註23) 另嘗試使用季增率、年增率來進行分析，亦得到相同結果。

(註24) 由國民所得帳可知，國民可支配所得=消費+政府支出+投資+經常帳收支，即 $GNDY=C+G+I+CA$ ，而儲蓄 $S=GNDY-C-G$ ，所以超額儲蓄 $ES=S-I=GNDY-C-G-I=CA$ ，可知超額儲蓄即等於對外經常帳收支餘額。

## 參考文獻

- 王泓仁(2005)，「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」，中央銀行季刊，第二十七卷第一期，頁13-46。
- 李桐豪(2003)，「我國貨幣政策對投資績效表現影響分析」，行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告。
- 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，第二十六卷第三期，頁17-56。
- 何棟欽(2010)，「資產價格泡沫及央行面臨之挑戰：貨幣政策、總體審慎工具、各國因應措施」，中央銀行出國報告。
- 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，第二十六卷第四期，頁33-68。
- 陳南光、徐之強(2002)，「資產價格與中央銀行政策—台灣的實證分析」，中央銀行季刊，第二十四卷第一期，頁45-82。
- 張金鶚、陳明吉、楊智元(2010)，「台北市房價泡沫之再驗」，民99年7月28日，取自：<http://www.housing.nccu.edu.tw/>。
- Baks, K. and C. F. Kramer (1999), "Global Liquidity and Asset Prices: Measurement, Implications, and Spillovers," *IMF Working Papers 99/168*, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Becker, S. (2007), "Global Liquidity 'Glut' and Asset Price Inflation," *Deutsche Bank Research*, Deutsche Bank, May 2007.
- Becker, S. (2009), "Is the Next Global Liquidity Glut on Its Way?" *Deutsche Bank Research*, Deutsche Bank, July 2009.
- Belke, A., W. Kesters, M. Leschke, and T. Polleit (2004), "Towards a 'More Neutral' Monetary Policy," *ECB Observer No. 7*, Frankfurt a. M.
- Belke, A., W. Orth, and R. Setzer (2008), "Global Liquidity and House Prices: A VAR Analysis for OECD Countries," *Research On Money in the Economy Discussion Paper 2008-02*.
- Bracke, T. and M. Fidora (2008), "Global Liquidity Glut or Global Savings Glut?" *ECB Working Paper Series No. 911*.
- Darius, R. and S. Radde (2010), "Can Global Liquidity Forecast Asset Prices?" *IMF Working Paper WP/10/196*, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- International Monetary Fund (2009), "Lessons for Monetary Policy from Asset Price Fluctuations," *World Economic Outlook*, October, Chapter 3.
- International Monetary Fund (2010), "Global Liquidity Expansion: Effects on 'Receiving' Economies and Policy Response Options," *Global Financial Stability Report*, Chapter 4.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, PP. 1251-1271.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," *International Economic Review* Vol. 28, PP. 777-787.
- Rüffer, R. and L. Stracca (2006), "What Is Global Excess Liquidity, and Does It Matter?" *ECB Working Paper Series No. 696*.
- Schnabl, G. and A. Hoffmann (2007), "Monetary Policy, Vagabonding Liquidity and Bursting Bubbles in New and Emerging Markets – An Overinvestment View," *CESifo Working Paper No. 2100*.
- Sousa, J. M. and A. Zaghini (2007), "Global Monetary Policy Shocks in The G5: A SVAR Approach," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 17, PP. 403-419.
- The Economist (2007), "The Mandarins of Money: Central Banks in the Rich World No Longer Determine Global Monetary Conditions," *Economics Focus*, Economist.com, Aug 9, 2007.
- Toda, Hiro Y. and Taku Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Economics* Vol. 66, PP. 225-250.
- United Nations (2009), *The Global Financial Crisis and the Asia-Pacific Region*, UNDP (Regional Centre for Asia and the Pacific), Nov. 2009.

### 附錄一 我國經常帳和金融帳餘額



## 附錄二 不考慮內生性的情形下之股價高估模型和probit模型

### 一、全球流動性和我國股價高估間的關係

本小節在不考慮內生性的情形下，按照IMF (2010)的方式，探討全球流動性和我國股價高估間的關係。由於迴歸式的殘差經檢定得知有ARCH效果，於是使用ARCH(1)模型估計之，即：

$$\begin{aligned} \Delta_{12}SP_t = & c + \alpha_1\Delta_{12}GM_{t-1} + \alpha_2VIX_t + \alpha_3CRS_t \\ & + \alpha_4\Delta_{12}TWM_{t-1} + \alpha_5\Delta ER_{t-1} \\ & + \alpha_6\Delta_{12}IPI_t + \alpha_7\pi_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = & \sqrt{h_t}v_t, \text{ 其中 } v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} (0,1), h_t = c_v + \alpha_v\varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned}$$

由附表1的估計結果可知，以M2代表流動性時，在1%顯著水準下，全球流動性增加對我國股價高估的程度有正向而顯著的關係。

### 二、全球流動性和我國股價大幅上升機率間的關係

在不考慮內生性的情形下，採用probit模型分析流動性的增加是否會造成股價大幅上升的機率提高，估計結果如附表2。

估計結果顯示，若以M2代表流動性，不論是我國M2或G-4 M2的年增率上升，皆顯著增加我國股價大幅上升的機率。G-4 M2的年增率上升1個百分點會使股價大幅上升的機率增加1.88個百分點，我國M2的年增率上升1個百分點則會使股價大幅上升的機率增加4.85個百分點。若改以Marshallian k代表超額流動性，則全球流動性的影響變為不顯著。

附表1 股價高估－ARCH模型

	(a2-1)	(a2-2)
	以M2 代表流動性	以Marshallian k 代表超額流動性
常數項	-0.11 (-1.24)	0.32 (5.36)***
全球市場情況		
全球流動性年增率(前一期)	0.77 (3.10)***	-0.12 (-0.36)
VIX	-0.01 (-4.31)***	-0.01 (-7.14)***
Credit risk premium	-0.02 (-0.30)	-0.38 (-4.47)***
本國總體經濟因素		
我國流動性年增率(前一期)	4.19 (4.74)***	4.82 (8.86)***
匯率(前一期)	-1.80 (-2.60)***	-1.40 (-1.26)
工業生產年增率	0.37 (2.62)***	0.88 (9.06)***
通貨膨脹率(前一期)	-2.44 (-2.63)***	-5.76 (-6.31)***
條件變異數方程式		
$c_v$	0.003 (1.65)*	0.006 (3.32)***
$\alpha_v$	1.09 (2.60)***	0.86 (2.63)***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.44	0.65
樣本期間(月)	2003M1-2010M10	2003M1-2010M10

註：括號內皆為z值，其餘同表3。

附表2 股價大幅上升—probit 模型

	(a3-1)		(a3-2)	
	以M2代表流動性		以 Marshallian k代表超額流動性	
	係數值	邊際效果	係數值	邊際效果
常數項	-5.91 (-2.76)***	-0.68	-2.74 (-2.16)**	-0.35
全球市場情況				
全球流動性年增率(前一期)	16.41 (2.23)**	1.88	3.46 (0.49)	0.44
VIX	0.04 (0.90)	0.004	-0.02 (-0.34)	-0.002
Credit risk premium	1.40 (0.83)	0.16	2.69 (1.64)	0.34
本國總體經濟因素				
我國流動性年增率(前一期)	42.27 (2.61)***	4.85	29.00 (2.55)**	3.67
匯率(前一期)	-9.58 (-0.40)	-1.10	-6.57 (-0.30)	-0.83
工業生產年增率	5.56 (2.28)**	0.64	12.24 (3.02)***	1.55
通貨膨脹率(前一期)	-69.60 (-3.56)***	-7.98	-74.54 (-3.86)***	-9.42
McFadden R <sup>2</sup>	0.51		0.52	
樣本期間(月)	2003M1-2010M10		2003M1-2010M10	

註：同表4。