

我國金融情勢指數之實證研究*

徐千婷**

摘要

- 一、金融情勢指數 (Financial Conditions Index, 簡稱FCI) 是貨幣情勢指數 (Monetary Conditions Index, MCI) 的擴充, 亦即在原本只包含利率與匯率的MCI中, 加入資產市場相關變數(如股價與房價等), 使得投資機構與貨幣當局在衡量一國金融情勢時, 較不易忽略資產價格變動對總體經濟的影響。
- 二、本文的主要目的在於利用三種計量方法, 先估算FCI內各項變數的權數值, 接著再編製我國的FCI指標。本文最後在五種FCI指標中選出一個與我國總需求較為相關者, 在此一擇定的FCI中, 實質利率、新台幣實質有效匯率指數 (REER)、與實質房價的權數比為1:0.69:-0.10。此外, 本文也利用相同的步驟建構我國的MCI, 並就MCI與FCI進行比較。
- 三、初步研究結果顯示, 作為我國總需求的觀測指標而言, 納入房價以後的FCI, 其指標性似乎較MCI為佳。不過, 就資料取得的及時性 (timeliness) 來看, MCI卻較FCI略勝一籌, 理由在於, 本文選澤的FCI中包含房價資料, 而目前國內的房價資料均為按季發布, 且落後時間較長, 至於利率與匯率資料則發布頻率較高(按月), 且落後時間亦較短。因此, 在實務應用上, MCI仍可作為FCI資料尚未取得之前的輔助性參考之用。畢竟, MCI與FCI並非僅能二者擇其一、而是可以相互輔助與對照的兩種參考指標。

* 感謝本處嚴處長宗大、汪研究員建南、吳研究員懿娟、金檢處盧稽核志敏與匿名審稿人對本文提出的寶貴建議, 以及國內經濟科蔡副研究員曜如與國際收支統計科提供有關房價與新台幣有效匯率的相關資料。

** 中央銀行經濟研究處副研究員。

壹、前言

自從加拿大銀行 (Bank of Canada) 於 1980 年代末期提出了「貨幣情勢指數」(monetary conditions index, 簡稱 MCI) 的概念之後, 這種將不同的價格變數(利率與匯率)融合於單一指標的作法, 受到了若干貨幣當局以及學界、金融界的重視與採用。其後, 有論者認為 (如 Mayes and Viren, 1998; Dudley and Hatzius, 2000), MCI 的概念不應侷限於利率與匯率兩個變數, 其他如資產價格(如股價、房價)等變數, 也應該納入指數的編製當中^{註1}。由此, 「金融情勢指數」(financial conditions index, 簡稱 FCI) 即應運而生。

顯然地, FCI 捕捉了 MCI 所未能掌握到的資產市場動向, 故所涵括的訊息較廣, 因此, 對於一國整體的金融情況應該掌握得較為全面。更重要的是, 從貨幣當局的角度來看, 由於從動用貨幣政策工具, 到影響最終目標之間, 其過程中所賴以傳遞的管道, 除了利率管道與匯率管道之外, 尚包括其他的傳遞途徑, 如資產價格管道等。而資產價格管道是指, 中央銀行採取某項政策行動(如降息), 影響資產價格(如股價), 進而透過財富效果 (wealth effects)、家庭與企業的信用管道 (credit channel)、以及改變企業的資本成本等三個途徑, 影響企業與家計部門的行為, 最後再影響實質經濟活動^{註2}。如果貨

幣當局在政策制定的過程中, 忽略了資產價格管道, 將會低估貨幣政策的效果, 進而可能造成所採行的政策行動出現偏誤。對於資本市場有一定發展程度的國家而言, 如果忽略貨幣政策透過影響利率、再影響資產價格、進而影響最終目標的這個管道, 將低估貨幣政策對於實質經濟的影響效果。

就我國的情況來看, 房地產占家計部門總財富約 4 成, 股票資產也達 10% 以上, 因此, 就先驗上而論, 此一經過擴充後的金融指標—FCI, 不管是對於貨幣當局或金融市場的參與者而言, 都能提供更多有用的訊息。另外, 過去的研究文獻也指出, FCI 較 MCI 更能準確預測產出與通貨膨脹(見 Goodhart and Hofmann, 2001; Lack, 2002)。但是, 對於我國而言, 實際情形如何, 尚有待透過實際資料的分析加以驗證。特別是, 國內有關 FCI 的相關研究文獻並不多見。有鑑於此, 本文的主要目的即在於透過計量實證模型的建構與分析, 試編我國的 FCI, 並進一步評估 FCI 指標是否較 MCI 具有更多有用的訊息內涵。此外, 在實證方法上, 本文在估計 FCI 內各變數的權數時, 除了使用文獻上常見的單一方程式與 VAR 模型之外, 也嘗試利用 Pesaran and Shin (1998) 提出的 ARDL (autoregressive distributed lag) Bounds Test 共整合分析法。

實證結果顯示，本文針對台灣情況所編製的FCI中，資產價格以實質房價為代表時的表現較佳，且實質利率、新台幣實質有效匯率指數 (REER)、實質房價的權數比為1：0.69：-0.10，此一比率的含意是，REER下降(代表貶值)1%對實質產出的影響效果，是利率下降1個百分點的0.69倍，而實質房價上揚1%對實質產出的影響，則是利率下降1個百分點的0.1倍。此外，本文也利用相同的實證方法建構我國的MCI，並就MCI與FCI進

行比較，結果發現，作為我國總需求的觀測指標而言，納入房價以後的FCI，其指標性較MCI為佳。

本文的章節安排如下：除本節前言之外，第二節先簡單介紹FCI的含義與主要用途，第三節為文獻回顧，第四節則透過實證模型的建立，估計FCI中各個組成項目的權數大小，據以建構我國的FCI，第五節則進行FCI與MCI的評估比較，第六節則為結論與建議。

貳、金融情勢指數的含義與用途

一、FCI的含義

FCI與MCI的計算方法大抵相同^{註3}，惟前者較後者多了一項資產價格變數：

$$FCI_t = \theta_r(r_t - r_0) + \theta_q(q_t - q_0) - \theta_a(a_t - a_0) \quad (1)$$

在(1)式中， FCI_t 為 t 期的金融情勢指數值， r 代表實質利率水準， q 代表實質有效匯率指數(經對數轉換)， a 代表實質資產價格(經對數轉換)， t 為時間下標， $t=0$ 代表基期， θ_r 、 θ_q 與 θ_a 分別為利率、匯率、與資產價格的權數， $\theta_r, \theta_q, \theta_a > 0$ ，權數值的大小係經由實證估計而來，估計方法將於第四節說明。

另外，文獻上尚有另一種編製FCI的方法如下：

$$FCI_t = \theta_r(r_t - \bar{r}_t) + \theta_q(q_t - \bar{q}_t) - \theta_a(a_t - \bar{a}_t) \quad (2)$$

在(2)式中，變數 \bar{r}_t 、 \bar{q}_t 與 \bar{a}_t 代表長期趨勢或均衡值(如Goodhart and Hofmann, 2001)。這

種編製方法的好處之一是可以由FCI本身數值的絕對大小，來判斷出某一時點的金融情況為何，例如，FCI為正值代表金融情勢過於緊縮，而負值則代表金融情勢過於寬鬆等。不過，由於各個變數的時間數列性質並不相同(有些是mean-reverting，有些則不是)，如何利用適當的方法求取各變數的長期趨勢、甚至將之視為均衡值，具有高度的不確定性。例如，利用文獻上最常用的HP過濾法(Hodrick-Prescott filter)來求算長期趨勢時，會出現端點值偏誤的問題，而端點值(特別是最後一點，即當前最新的數值)卻往往是貨幣當局最重視者。因此，為避免上述的不確定性所可能帶來的風險(特別是作為政策的參考指標時)，本文在進行FCI的編製時，係採取(1)式的作法。

一般而言，在 FCI的計算公式(即(1)式)

中，利率係以相對於基期值的「變動百分點」(percentage point change)表示，亦即第 t 期的利率水準減去第0期(基期)的利率水準；至於匯率與資產價格則是以相對於基期值的「變動百分比」(percentage change)表示，亦即取過對數後的第 t 期匯率或資產價格減去第0期的匯率或資產價格。換言之，此種計算方法得到的結果，約略等於兩期匯率或資產價格的變動率。

由於利率上升、匯率上升(有效匯率指數上升代表本國幣升值)、以及資產價格下跌，理論上對於總需求均有抑制的效果，因此，由(1)式可知，FCI數值的上升，代表金融情勢趨於緊縮；反之，當FCI數值下滑，則代表金融情勢趨於寬鬆。此外，由於資產價格的變動對總需求的影響符號，與利率、匯率是反向的，因此，在(1)式中，資產價格的權數值符號為負。

二、FCI的用途

FCI的主要用途有三：

(一) 衡量一國整體金融市場情況，據以研判未來經濟成長狀況，進而猜測未來央行的可能政策動向：此一用途是許多非貨幣當局的私人機構，特別是一些專業投資機構(如高盛，J.P. Morgan等)編製 FCI 的主要目的，亦即藉由觀察FCI的變化，瞭解投資標的國大致的金融市場情

況是鬆是緊，進而研判該國未來的經濟成長狀況，甚至用以猜測中央銀行未來的貨幣政策動向。私人投資機構之所以青睞MCI與FCI，最主要的原因就在於這類指標係將幾個不同的經濟金融元素綜合於單一數值，簡單扼要，也容易為投資人所理解。

(二) 作為貨幣當局決策的參考指標：如本文前言所指出，同時將利率、匯率、以及資產價格等三個變數納入考量，將使貨幣當局在評估採行某項政策措施對於總體經濟(特別是實質產出)的衝擊效果時，所考慮的影響管道更為全面，因而使政策的拿捏更為得當。此外，由於FCI中的變數多為高頻 (high frequency) 的資料(房價除外)，因此，當貨幣當局在研判未來的產出動向時，FCI或許可以提供較為及時的訊息。值得注意的是，由於FCI的編製中所採用的權數，代表的是利率、匯率與資產價格對於實質產出的影響，因此，如果貨幣當局關心的是未來物價的走向，而非實質產出，則在這種情況下，FCI的用途將受到若干限制。

(三) 作為評估一國貨幣政策態勢 (policy stance) 或鬆緊程度的指標：中央銀

行在動用貨幣政策操作工具(如公開市場操作等)以達成其政策目標時，通常將影響短期利率的走勢，並進一步帶動匯率、股價等變數變動，因此，我們可以藉由觀察FCI的變化，來判斷某一時期貨幣政策的鬆緊程度。惟此一用途在應用時須特別注意，因為，利率、匯率、以及資產價格的變動，除了受到貨幣當局政策措施的影響之外，還受到其他因素影響，因此，不宜僅根據 FCI 的變動，直接推論貨幣政策是鬆是緊。例如，國際油價以及

國際商品價格的改變，可能會改變一國的貿易條件 (terms of trade)，因而影響該國貨幣的對外價值，此時，FCI 值亦將隨著改變—即使貨幣政策的態勢完全沒有發生任何變化。同理，國外利率與外國通貨膨脹率的改變，以及投資者對國內資產組合偏好的改變，也會使得國內的短期利率水準以及 FCI 發生變化。因此，FCI 的變動，並不只單純反映了貨幣政策的變動；FCI 的變動並不同於貨幣政策態勢的轉變。

參、文獻回顧

本節想要歸納整理關於FCI編製的幾個關鍵問題，包括：(1)FCI中納入哪些變數？其中我們特別有興趣的是納入了哪些資產價格變數，以及(2)透過何種實證方法推估FCI權數值。

一、FCI中納入哪些資產市場變數？

首先介紹第一個將MCI擴充為FCI的高盛投資公司 (Goldman Sachs)，該公司所編製的FCI，稱為GSFCI (Goldman Sachs Financial Conditions Index) (見Dudley and Hatzius, 2000)。GSFCI中包含4個變數：3個月期實質短期利率(LIBOR)、實質長期利率(評等為A的公司債實質殖利率)、美元實質有效匯

率指數^{註4}、以及股票總市值對名目GDP的比率。高盛採用股票總市值占名目GDP的比率來反映股市的榮枯，主要理由是這個變數較能捕捉股價變動透過財富效果影響經濟體系的傳遞機制(見Dudley and Hatzius, 1999)。其他如Holz (2005) 也曾採用股票總市值占GDP的比率作為FCI的變數之一。

Mayer and Viren (2001) 針對17個國家進行分析，其中資產價格變數有兩個：實質房價與實質股價；同樣的，Goodhart and Hofmann (2001) 針對G7國家進行分析時，資產價格變數亦為實質房價與實質股價。此外，泰國中央銀行的Tanboon (2004) 所編製的FCI，也是採用這兩種資產價格變數。

Lack (2002) 針對瑞士進行分析時，所採用的資產價格變數只有一個，即實質房地產價格。至於Macroeconomic Advisers (1998) 所編的FCI中，所納入的資產價格變數為股利-股價比 (dividend-price ratio) 與家計部門股票財富兩種。

由以上可知，FCI中應該納入何種資產價格變數，似乎沒有一個放諸四海皆準的作法。本文將嘗試較多文獻採用、且資料取得較為容易的三種：實質房價、實質股價、以及股票總市值對名目GDP的比率。

二、透過何種實證方法推估FCI權數值？

在推估MCI或FCI的權數值時，文獻上最常見的作法是利用單一的縮減方程式(如IS 曲線) 進行估計，如Mayes and Viren (2001)，Goodhart and Hofmann (2001)，以及Gauthier, Graham, and Liu (2004) 等。不過，由於單一方程式假設所有解釋變數(即FCI所包含的變數)均為外生，亦即彼此並不互相影響，且被解釋變數(總需求)也不會影響這些解釋變數，因此會出現估計偏誤的問題。

有些機構的權數值係參考大型總體經濟模型的模擬結果，如GSFCI中的權數係綜合美國聯邦準備理事會的FRB/US總體計量模型估計數、以及其自身的實證結果而得；法國銀行利用IMF與OECD的總體模型來編算七大工業國(G7)的FCI (見Gauthier, Graham,

and Liu, 2004)。至於Macroeconomic Advisers (1998) 則是利用華盛頓大學的總體模型(WUMM) 來進行FCI權數值的估算。

另外一個常見的方法則是利用VAR 模型(vector autoregression model)，例如，高盛GSFCI係綜合FRB/US總體計量模型以及其自身的實證結果而得，其中高盛本身在進行估計時所採用的方法，即是根據VAR模型中某一變數對於未來實質GDP的解釋能力高低而得。至於其他如Surach Tanboon (2004)，Goodhart and Hofmann (2001)，以及Gauthier, Graham, and Liu (2004) 等^{註5}，均利用VAR模型的衝擊-反應函數進行FCI權數值的估計。例如，Goodhart and Hofmann (2001) 在利用VAR模型計算權數時，係以FCI各變數對產出進行衝擊後12季的平均影響效果為準；而Gauthier, Graham, and Liu (2004) 則認為衡量效果的平均期間可為18至24個月，因為貨幣政策充分影響產出與物價所需要的時間約為1年半至2年左右。

至於第四種作法是主成份分析法(principal component analysis)，如Deutsche Bank (2007) 曾編製G3國家的FCI，其作法首先針對眾多的金融變數，利用主成份分析法求取其主成份，其後並利用簡單迴歸式，針對GDP的成長率進行迴歸，以求取主成份等變數的權數值。而English, Tsatsaronis, and Zoli (2005) 也是利用主成份分析法，自一大群的金融變數中，萃取出潛藏變數(latent

variable)，並分析其對產出、物價等變數的預測能力。

綜合上述，在接下來的第四節中，本文將採用單一縮減式模型以及VAR模型來進行有關FCI權數的實證分析。此外，由於截至

目前為止，尚未有文獻利用共整合分析法進行此一問題的研究，因此，本文也嘗試利用Pasaran and Shin (1998) 的ARDL Bounds Test 共整合分析法，來估算FCI的權數。

肆、實證分析

FCI編製過程中的各個權數值，係分別代表利率、匯率與資產價格變動之後對於總需求(或國內物價)的相對影響程度，其數值大小是經由實證分析而來，本節目的即在估算這些權數。

一、實證模型簡介

由本文前面的文獻回顧可知，在估算FCI權數時，較常採用的包括單一方程縮減式模型、總體結構模型、以及向量自我迴歸模型 (VAR) 模型等三種。由於FCI的數值將受到權數大小的影響，為使編製出來的FCI具有可信度及強韌性 (robustness)，本文在建構FCI時，將分別採取幾種不同的實證方法來估計利率、匯率、與資產價格的權數。詳言之，本文用以估算FCI權數的實證模型，分別是單一方程式、VAR模型、以及ARDL共整合分析法，其中，單一方程式是MCI或FCI的相關研究中，最常被使用的方法；至於VAR模型則是屬於非結構的時間數列分析法，是一種沒有限制的自我迴歸模型，且屬於短期的動態分析法，因此，本文另行建構

一個隱含變數間長期限制的模型，即ARDL共整合分析法。各模型的細節將於稍後說明。

在尚未進行實證分析之前，有一點必須先加以說明。大部份文獻在估算FCI(MCI)權數值時，係將FCI的權數大小，視為利率、匯率、與資產價格變動對一國「總需求」的影響程度，因此，在實證模型的設定上，主要是觀察這幾個變數對於一國總產出(如實質GDP)的影響。但是，從另一個角度來看，對於大部份的中央銀行而言，物價才是他們最重視的目標，因此，似乎應該根據利率、匯率、以及資產價格變動對未來「物價」的相對影響程度，來決定FCI權數值的大小。

如果利率、匯率、與資產價格主要是透過總需求，進而對物價產生影響，則在估算FCI權數時，模型的設定是針對「總需求」或「物價」，結果應該相去不遠；但是，實際情況似乎並非如此。例如，以匯率為例，匯率變動對於國內物價的衝擊，除了透過總需求的管道間接影響國內物價之外，另外也

可能透過進口物價而帶動國內物價上揚(或下跌)，因此，實證模型是針對「總需求」或是「物價」，所得到的權數應該有所差異。不過，即使如此，就實作上的情況觀察，不管是編製FCI(MCI)的機構、或者是相關的文獻，幾乎皆採取以總需求作為實證分析基礎的作法，惟Nadal De Simone *et al.* (1996) 以及Mayes and Viren (1998) 二者研究則是例外。

另外有一個較為務實的理由，可以說明為何大部份的MCI或FCI權數值的估計，均以總需求作為依據，因為，如前所述，MCI或FCI的權數大部份均利用一簡單的IS方程式估計而來，而如欲進一步探討利率、匯率等變數變動對於物價的影響，則必須建構一個較為完整的、包含物價決定式的模型。而即使欲透過建立一條物價的單一方程式

模型，來估算FCI權數，文獻上對於此種物價模型應該放進哪一些變數，也沒有一致的看法。不過，這其中的例外是，Duguay (2004) 曾經建立一預期擴充的菲力普曲線(expectations-augmented Phillips curve) 來估計加拿大的利率與匯率變動對於物價的影響。

因此，本文在決定FCI權數時，在前述的三種實證模型中，將參考大部份文獻的作法，僅針對總需求進行分析。

綜上所述，由於實證的過程將涉及了3種不同的實證模型－單一方程式、VAR模型、以及ARDL共整合分析法，以及4資產價格變數－實質股價，股票總市值占名目GDP的比例，實質房屋平均單價，以及實質信義房價指數，為避免混淆，謹將各種可能的組合列於表1。

表1 各種實證設定組合

實證模型種類	模型中包含哪些資產價格變數？	股市以何種資料代表？	房價以何種資料代表？
單一方程式	股市變數	加權股價指數 (經物價平減)	信義房價指數 (經物價平減)
VAR模型	房價變數	股票總市值/GDP	房地產景氣指標中的 房屋平均單價 (經物價平減)
ARDL共整合	股市與房價變數		

(一) 縮減式模型

單一縮減式模型由於概念上較為清楚而富於直覺，在模型的建構上也非常簡單，因此，雖然就計量的觀點來看，此種簡化的模型存在較多的潛在問題(如解釋變數內生性

的問題)，但仍為多數文獻所採用。

本節參考 Duguay (1994)、Lin (1999) 以及Mayes and Viren (2001) 的作法，建立一條擴充後的總需求方程式(IS曲線)如下：

$$\begin{aligned} \Delta_4 y_t = & \beta_0 + \sum_i \beta_{1i} \Delta_4 y_{t-i} + \sum_j \beta_{2j} \Delta_4 r_{t-j} + \sum_k \beta_{3k} \Delta_4 q_{t-k} - \sum_l \beta_{4l} \Delta_4 a_{t-l} \\ & + \beta_5 Q1_t + \beta_6 Q2_t + \beta_7 Q3_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

在上式中， y_t 代表實質國內總需求(實質GDP)， r_t 為實質利率， q_t 代表新台幣實質有效匯率指數(取對數)， a_t 代表資產價格變數(取對數)，其中 a_t 可為 sp_t (實質股價)、 sv_gdp_t (股票總市值/名目GDP)、 hp_ci_t (實質平均房屋單價)、以及 hp_xinyi_t (實質信義房價)^{註6}。 Δ_4 為季節差分運算元 (seasonal differencing operator)，亦即， $\Delta_4 x_t = x_t - x_{t-4}$ ^{註7}。至於模型中的動態結構，亦即等號右邊 $\Delta_4 y_t$ 、 $\Delta_4 r_t$ 、 $\Delta_4 q_t$ 與 $\Delta_4 a_t$ 的落後期數 i 、 j 、 k 、 l 值的決定，將根據實證估計結果，即所對應的係數在統計上的顯著性、以及AIC準則加以選取^{註8}。 $Q1_t$ 、 $Q2_t$ 、 $Q3_t$ 為季節虛擬變數， ε_t 為國內需求的隨機干擾項。

(二) 向量自我迴歸模型 (VAR)

其次利用向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model, VAR) 中的衝擊反應函數 (impulse-response function)，觀察利率、匯率、資產價格變動對總需求的衝擊程度。VAR模型的好處是將模型內變數視為內生，因而可以減輕單一方程式變數非外生性 (non-exogeneity) 所產生的估計偏誤 (biased estimates) 問題。本文採用一般化的衝擊反應函數 (generalized impulse response functions)，故不致因模型變數的排序不同而有不同的結果(見Pesaran *et al.*, 2001)。至於FCI權數則是參照Gauthier, Graham, and

Liu (2004) 的作法，以「累積衝擊反應」(accumulated impulse response) 來衡量。

本文VAR模型的內生變數可能組合有： (y, r, q, sp) 、 (y, r, q, sv_gdp) 、 (y, r, q, hp) 、 (y, r, q, sp, hp) ，以及 (y, r, q, sv_gdp, hp) 等， hp 為實質房價，其中房價又有兩種可能性— hp_ci 以及 hp_xinyi 。在進行VAR模型的估計時，是否應先對變數進行差分，有兩種不同的看法。原則上，當單根檢定發現變數的水準值為非恆定 (nonstationary) 時，應該要進行差分，因為時間數列必須要恆定，所作的統計推論才有意義。但是，也有文獻在進行VAR估計時，係以未受限制的水準值、而非差分來進行估計(如Bernanke and Blinder, 1992; Christiano *et al.*, 1994)，主要的原因是，雖然不取差分會損失估計效率，但是取差分卻會損失資料的訊息，故研究者應就這兩者間的利害得失進行取捨。此外，除了統計上的考量之外，利用水準值、而非取一次差分後再估計VAR，還有其經濟上的理由：VAR模型在計算利率對於產出「一次差分」的衝擊效果時，隱含利率變動這種貨幣政策衝擊對於產出的影響是永久性的；相形之下，利率對於產出「水準值」的衝擊，則是根據資料本身來決定利率衝擊屬於暫時性還是永久性。或許這就是為什麼大部份有關貨幣政策效果的文獻多是以水準值來估計VAR (以上

有關VAR模型估計是否應取差分的問題，在Ramaswamy and Slok (1998)的附錄中有詳細的說明)。因此，本文利用變數的水準值來估計VAR模型。

(三) ARDL Bounds Test共整合分析

由於許多經濟變數都是具有時間趨勢的非恆定的過程(如本文的實質GDP等)，如果直接針對此種隨機過程利用傳統方法進行估計，會產生「虛假迴歸」(spurious regression)的問題。因此，一種常見的作法是，先就變數水準值進行差分，讓變數成為恆定(stationary)數列後再加以估計。但是，進行差分時，常常可能因為過度差分而喪失資料所包含的訊息。因此，另一種策略則是利用變數間的長期均衡關係，亦即共整合(cointegration)分析，直接針對變數的水準值進行估計。本節也採用此一策略來估計FCI的權數值。

就本文的研究目的而言，利用長期均衡共整合分析法來進行權數值推估，還有一個重要的考量，那就是，如同本文的(1)式中所呈現的，在編製FCI時所採用的利率、匯率、資產價格等均為同期的資料，但是，一般而言，利率等變數變動後對於總需求的影響效果，其時間分配情形不盡相同，此點亦可由稍後單一方程式的估計結果中看出。在這種情況下，如何選擇適當的利率、匯率、與資產價格的落後期，是一個相當重要、但卻不易解決的問題。觀察目前各種編製

FCI(或MCI)的作法後發現，有關落後期的選擇，常常發生不一致的現象，例如，假如FCI中的利率採用第 $(t-i)$ 期的彈性值，而匯率採用第 $(t-j)$ 期，若採用的落後時點不一致(亦即 $i \neq j$)，將發生政策效果顯現時點不同，但FCI的編製公式中卻隱含兩者同期的情況；而如果採用的落後時點相同(亦即 $i = j$)，如此雖然與FCI的編製邏輯一致，亦即利率與匯率兩者的政策效果顯現時點相同，但究之實際現象卻不太可能發生。而由本文前面的估計結果亦可發現，兩者的效果顯現時點通常不同。

文獻上較常見的共整合分析法，早期有Engle and Granger (1987)的兩階段分析法，1990年代以後則以Johansen and Juselius (1990)的最大概似共整合分析法為主流，這類共整合分析法的中心精神在於，非恆定變數之間經過某種線性組合之後，將變成一個 $I(0)$ 的恆定數列，此時，稱這些非恆定的變數之間具有長期均衡共整合關係。不過，這類的共整合分析法有兩個潛在的問題：第一，時間數列(如本文的利率、匯率等)必須是非恆定的 $I(1)$ 數列。第二，檢定時間數列是否具有單根的方法，普遍被認為效率(efficiency)太低(見Atkins and Coe, 2002)。

有鑑於此，本節利用一個文獻上新近提出的共整合方法，稱為ARDL (autoregressive distributed lag) Bounds Test，來估計變數之間的長期均衡關係。此法是由Pesaran and Shin

(1998) 提出，與前述的Johansen共整合分析法最大不同之處在於，採用ARDL Bounds Test法進行分析時，毋須假設時間數列的整合階次 (order of integration) 是1，也就是說，即使變數全部是I(0)數列，也可以進行共整合的估計；換言之，利用ARDL Bounds Test進行共整合分析之前，不須事先進行單根檢定。本文採用此法的另一個著眼點在於，利用ADF (augmented Dickey-Fuller) 檢定利率、匯率等變數是否具有單根時，檢定式中設定不同的落後期數，有時會產生不同的結果，例如，實質利率在設定不同的落後期數時，得到的檢定結果可能是I(0)或I(1)。限於篇幅，將各模型變數的ADF單根檢定結果置於文末附錄一。

以下即利用ARDL Bounds Test進行共整合分析以及FCI權數值的估計^{註9}。一般而論，ARDL Bounds Test係從一個沒有限制的VAR模型出發：

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{j=1}^p \boldsymbol{\Phi}_j \mathbf{x}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4)$$

在(4)式中， \mathbf{x} 為所有內生變數所構成的向量，內生變數可為I(0)或I(1)。 $\boldsymbol{\mu}$ 為常數向量， $\boldsymbol{\Phi}_j$ 是落後 j 期之VAR參數所形成的矩陣， $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \text{IN}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ 。

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 r_{t-1} + \delta_3 q_{t-1} + \delta_4 a_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2,j} \Delta r_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^k \beta_{3,j} \Delta q_{t-j} + \sum_{j=0}^l \beta_{4,j} \Delta a_{t-j} + d_1 Q1_t + d_2 Q2_t + d_3 Q3_t + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)可稱為一個ARDL(p, q, k, l)模型。

經過移項與重新整理後，(4)式可表示成一個向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM) 如下：

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\lambda} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \boldsymbol{\gamma}_j \Delta \mathbf{x}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (5)$$

在(5)式中， $\boldsymbol{\gamma}_j = -\sum_{k=j+1}^p \boldsymbol{\Phi}_k$ ， $\boldsymbol{\lambda}$ 為長期乘數矩陣， $\boldsymbol{\lambda} = -(\mathbf{I} - \sum_{j=1}^p \boldsymbol{\Phi}_j)$ 。

ARDL Bounds Test檢定最多只能檢定出一組長期關係，因此，在 $\boldsymbol{\lambda}$ 長期乘數矩陣中，非對角元素應有 $(k-1)$ 個等於零， k 為模型內生變數的個數。以本文所欲進行的實證分析而言，本文主要是探討利率、匯率、資產價格等變數對於實質產出的影響，因此，隱含產出對於利率、匯率、資產價格等沒有長期衝擊，套用Pesaran *et al.* (2001) 的術語來說，就是利率、匯率、資產價格等變數對於產出而言，是一種「長期驅動力」(long-run forcing)。不過，值得注意的是，就短期而言，這並不表示產出對於利率、匯率與資產價格沒有影響；其影響效果係透過短期反應係數 $\boldsymbol{\Phi}_1$ 至 $\boldsymbol{\Phi}_p$ 加以傳遞。

利用 $\boldsymbol{\lambda}$ 矩陣中非對角元素有 $(k-1)$ 個為零，以及(4)式中殘差項間的關係式，可將VECM模型(5)式中的產出方程式表示如下：

以下即檢定實質產出與利率、匯率、資產價格之間是否存在長期關係。如果聯合虛無假設 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ 成立，代表變數間不具有長期關係；相反的，如果對立假設 $\delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$ 成立，則表示變數之間存在一個穩定的長期關係如下：

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 r_t + \theta_2 q_t + \theta_3 a_t + v_t \quad (7)$$

其中， $\theta_0 = -\delta_0 / \delta_1, \theta_1 = -\delta_2 / \delta_1, \theta_2 = -\delta_3 / \delta_1, \theta_3 = -\delta_4 / \delta_1, v_t$ 為一恆定的隨機過程。

接著，利用普通最小平方方法 (OLS) 估計 (6) 式，並計算出虛無假設 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ 下的 F 統計量。其次，Pesaran *et al.* (2001) 的 ARDL Bounds Testing 作法是，將此一 F 統計量與兩個漸近臨界值 (上限與下限) 比較，若 F 統計量超出上限臨界值，則將拒絕「無共整合關係」的虛無假設，也就是變數之間具有共整合關係，不管這些變數是 I(0) 還是 I(1)；若 F 統計量落在下限臨界值之外，則無法拒絕 (即接受) 「無共整合關係」的虛無假設，也就是變數之間不具有共整合關係；至於如果 F 統計量落在上、下限之內，則無法判斷變數間是否有共整合關係。當 F 檢定拒絕「無共整合關係」的虛無假設，也就是變數間具有共整合關係時，則進一步計算出實質產出對於利率、匯率、資產價格等變數的長期反應係數，即 θ_1 、 θ_2 與 θ_3 ，其中 $\theta_1 < 0, \theta_2 < 0, \theta_3 > 0$ 。

二、利率、匯率與資產價格變數說明

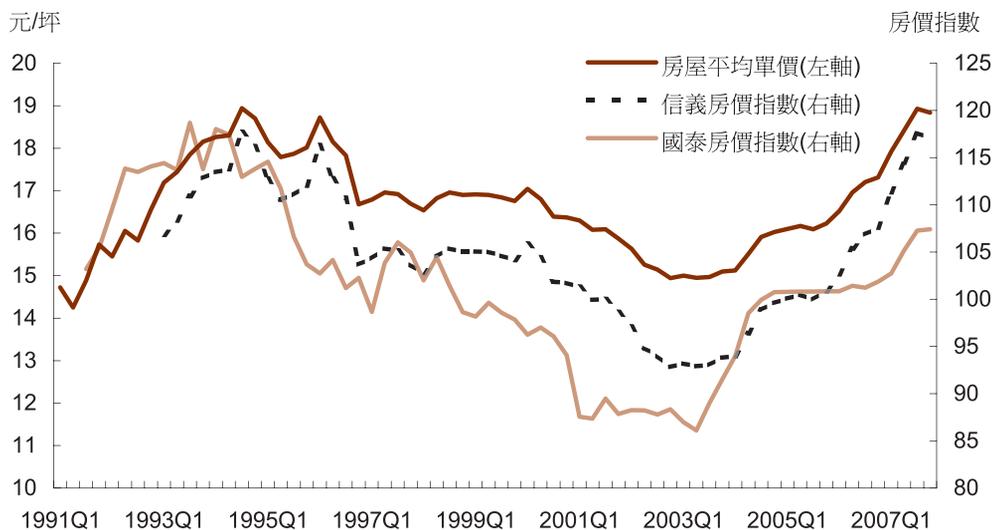
如前所述，FCI 是利率、匯率、與資產價格的加權平均，因此，在計算我國的 FCI 之前，必須先決定採用何種利率、匯率與資產價格變數。然而，在眾多的變數中，應該如何進行選擇？有關利率與匯率變數的部份，本文採用金融業隔夜拆款加權平均利率 (以下簡稱「拆款利率」)，以及新台幣實質有效匯率指數 (REER)，來建構我國的 FCI。採用拆款利率的理由為，此一利率是我國中央銀行較為重視的利率，而相對於其他利率，央行對於拆款利率的影響力也比較大；同時，拆款利率在我國央行貨幣政策的實際運作上，也比較接近貨幣政策操作目標的概念。至於採取多邊的有效匯率指數，而非某種雙邊匯率，理由在於多邊的匯率指數能較全面的反映出我國的出口價格競爭力。至於資產價格變數方面，由前面的文獻可知，較常被採用的是實質房價、實質股價、以及股票總市值占名目 GDP 的比例，因此，本文嘗試利用這三種變數來代表資產價格。

綜上所述，在利率方面，本文係以金融業隔夜拆款加權平均利率 (以下簡稱「拆款利率」) 減去消費者物價指數 (CPI) 年增率，代表實質利率，其中每期的消費者物價 (CPI)，係利用過去 12 個月 (含當月) 的移動平均代表，然後再據以計算年增率^{註10}。在匯率部份，我們採用的是新台幣實質有效匯率指

數 (REER)。至於資產價格方面，股市部份有兩個變數：實質股價－台灣加權平均股價指數經CPI平減(亦為12個月移動平均)，以及股票總市值占名目GDP比例，至於房價部份，國內研究較常採用的有：房地產景氣指標中的房屋平均單價、信義房價指數(中古屋與成屋)、以及國泰房價指數(新推案)，圖

1為這三種房價的走勢，由圖可知，其中的信義房價指數與國泰房價指數的變動情形頗為一致，為簡化分析，本文將採用房地產景氣指標中的房屋平均單價以及資料期間較長的信義房價指數，兩者在實證分析時均先經CPI平減。有關資料的詳細說明，請參見文末附錄二。

圖1 三種房價走勢



三、實證結果與比較

在進行實證分析時，模型中的變數除了利率之外，其餘均經過對數轉換。此外，由於本文的資料，除了信義房價指數之外，其餘資料的期間均始於1982年第1季，而所有資料均截至2008年第1季止。由於台灣在1982年至2008年間，不管在經濟結構或金融環境上，均歷經了相當程度的改變，為避免樣本期間過長而發生結構變遷的問題，

本文在進行實證分析時，均分別利用全樣本(1982Q1-2008Q1)以及後段樣本(1991Q1-2008Q1)的季資料來分析^{註11}。利用1991第1季作為分段點的主要原因是，本文所關切的FCI組成變數中的資產價格－包括股價與房價，在1990、1991年左右出現明顯的轉變(見圖2)：台灣加權股價指數在歷經1980年代後期的快速飆漲後，於1990年第1季達到最高點，自此開始崩跌，而於1991年以後開

始呈現另一種型態的走勢；至於房價在1980 右。

年代後期的漲勢，亦中止於1990年第2季左



(一) 縮減式模型估計結果

首先利用普通最小平方法 (OLS) 估計前面的縮減式((2)式)，並利用由繁至簡 (general to specific) 的原則，從落後8期開始，逐步剔除 p 值較大(即較不顯著)的解釋變數。此外，由於估計採用的資料頻率為季資料，且資料均未經過季節調整，因此初步估計顯示，方程式的殘差項出現季節性的序

列相關問題(即 ε_t 與 ε_{t-4} 之間有相關)。由於此將使得OLS估計結果產生若干問題^{註12}，因此，我們在估計的過程中，將此一殘差項序列相關的現象納入模型的設定中，亦即假設(3)式中的殘差項為AR(4)： $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-4} + u_t$ ，其中 u_t 為白噪音^{註13}。依此，最後得到的估計結果列如表2。

表2(a) 單一方程式估計結果：1982Q1-2008Q1

被解釋變數： $\Delta_4 y_t$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta_4 y_{t-1}$	0.919*** (19.32)	0.954*** (19.62)	0.972*** (20.33)	0.923*** (18.92)	0.931*** (19.53)
$\Delta_4 r_{t-k}$	-0.206** (4) (-2.07)	-0.168* (1) (-1.81)	-0.249** (4) (-2.42)	-0.218** (4) (-2.17)	-0.219** (4) (-2.15)
$\Delta_4 q_{t-k}$	-0.095** (2) (-2.22)	-0.048 (1) (-1.27)	-0.118** (1) (-2.60)	-0.089** (2) (-2.15)	-0.087** (2) (-2.13)
$\Delta_4 sp_{t-k}$	0.006 (14) (1.66)	—	—	0.005(12) (1.45)	—
$\Delta_4 sv_gdp_{t-k}$	—	0.001 (7) (0.26)	—	—	0.005(12) (1.32)
$\Delta_4 hp_ci_{t-k}$	—	—	0.013* (12) (1.84)	0.005 (1) (0.61)	0.004 (2) (0.61)
AR(4)	-0.482*** (-4.79)	-0.487*** (-4.91)	-0.460*** (-4.76)	-0.474*** (-4.86)	-0.473*** (-4.85)
\bar{R}^2	0.7635	0.7788	0.7983	0.7854	0.7847
Q(4)	2.551	1.858	1.301	4.239	4.407
AIC	3.412	3.549	3.432	3.445	3.448

- 說明：1. 表中估計係數右方括弧內的數字代表該解釋變數的落後期數，估計係數下方括弧內的數字代表t值，上標***、**、及* 分別表示估計係數在1%、5%、及10%的顯著水準下顯著異於零。
2. SSR為迴歸誤差平方和 (sum squared error of regression)，Q 為 Ljung-Box 自我相關檢定之Q檢定統計量，Q後面括弧內的數字代表落後期數。
3. 為節省篇幅，表中省略方程式中常數項的估計結果。

表2(b) 單一方程式估計結果：1991Q1-2008Q1

被解釋變數： $\Delta_4 y_t$

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta_4 y_{t-1}$	0.902*** (15.30)	0.908*** (15.44)	0.887*** (15.12)	0.831*** (12.36)
$\Delta_4 r_{t-k}$	-0.172 (4) (-1.49)	-0.167 (4) (-1.44)	-0.186* (4) (-1.64)	-0.220 (4) (-1.54)
$\Delta_4 q_{t-k}$	-0.106** (2) (-2.01)	-0.105* (2) (-1.92)	-0.128** (1) (-2.43)	-0.218*** (2) (-3.02)
$\Delta_4 sp_{t-k}$	0.006 (14) (1.53)	—	—	—
$\Delta_4 sv_gdp_{t-k}$	—	0.006 (14) (1.38)	—	—
$\Delta_4 hp_ci_{t-k}$	—	—	0.019** (12) (2.43)	—
$\Delta_4 hp_xinyi_{t-k}$	—	—	—	0.038 (3) (1.24)
AR(4)	-0.495*** (-4.51)	-0.499*** (-4.58)	-0.544*** (-5.09)	-0.513*** (-4.09)
\bar{R}^2	0.7332	0.7315	0.7465	0.7260
Q(4)	2.626	2.623	2.715	2.394
AIC	3.468	3.475	3.417	3.571

表2(b) 單一方程式估計結果：1991Q1-2008Q1 (續)

被解釋變數： $\Delta_4 y_t$

	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta_4 y_{t-1}$	0.856 ^{***} (11.52)	0.564 ^{***} (5.54)	0.831 ^{***} (12.04)	0.692 ^{***} (7.74)
$\Delta_4 r_{t-j}$	-0.170 (4) (-1.43)	-0.206 (4) (-1.50)	-0.119 (4) (-1.07)	-0.278* (4) (-1.84)
$\Delta_4 q_{t-k}$	-0.083 (1) (-1.65)	-0.252 ^{***} (2) (-3.86)	-0.096 ^{**} (2) (-2.03)	-0.242 ^{***} (1) (-3.36)
$\Delta_4 sp_{t-l}$	0.009 (1) (1.05)	0.040 ^{***} (1) (3.31)	—	—
$\Delta_4 sv_gdp_{t-m}$	—	—	0.011 (1) (1.20)	0.039 ^{***} (1) (3.00)
$\Delta_4 hp_ci_{t-n}$	0.019* (10) (1.97)	—	0.025 ^{**} (12) (2.36)	—
$\Delta_4 hp_xinyi_{t-k}$	—	0.021 (6) (0.75)	—	0.007 (5) (0.27)
AR(4)	-0.509 ^{***} (-4.70)	-0.459 ^{***} (-3.47)	-0.527 ^{***} (-5.00)	-0.460 ^{***} (-3.53)
\bar{R}^2	0.7351	0.7586	0.7439	0.7449
Q(4)	2.836	1.743	1.740	3.038
AIC	3.475	3.474	3.441	3.531

說明：1. 表中估計係數右方括弧內的數字代表該解釋變數的落後期數，估計係數下方括弧內的數字代表t值，上標***、**、及* 分別表示估計係數在1%、5%、及10%的顯著水準下顯著異於零。

2. Q 為 Ljung-Box 自我相關檢定之Q檢定統計量，Q後面括弧內的數字代表落後期數。

3. 為節省篇幅，表中省略方程式中常數項的估計結果。

先觀察全樣本下的估計結果，即表2(a)。在5條方程式的設定中，GDP落後項的係數頗高，表示我國GDP的成長具有高度的慣性 (inertia)。雖然實質利率與REER的係數估計值幾乎全部顯著異於零，且符號亦均為負，與理論預期一致，但是資產價格變數的係數估計值，除了第(3)式的實質房屋平均單價年增率 ($\Delta_4 hp_ci_{t-12}$) 之外，其餘全部均不顯著。

再觀察後段樣本下的表2(b)，在8種設定中，與全樣本的情況相同的是，只有模型(3)的實質利率、REER、以及資產價格變數的

係數估計值均顯著(在10%的顯著水準下)，且符號與理論預期相符。

此外，從表2的下半部可以看出模型的設定是否適當，首先，從配適度來看，調整後判定係數 (\bar{R}^2) 均在0.72以上，以被解釋變數為變動率的情況來看，這種配適結果是可以接受的。而所有方程式的自我相關檢定Q統計量均顯示，模型的殘差項存為白噪音 (white noise)，亦即沒有序列相關。

(二) 向量自我迴歸模型 (VAR) 估計結果

首先分析內生變數為 (y, r, q, sp) 的情況。在進行估計之前，必須先決定VAR的落後

期數。在全樣本的情況下，利用不同的落後期數選取準則得到不一致的結果，即AIC (Akaike Information Criterion) 的落後期數為6期，SIC (Schwarz Information Criterion) 與HQ (Hannan-Quinn Criterion) 則為3期，所以無法決定，因此，本文均先以落後期數較少者(3期)開始估計，並觀察模型殘差項是否有序列相關，若有，則增加1期的落後期數，並觀察是否有序列相關，依此步驟進行檢定，一直到殘差項沒有序列相關為止。結果發現，在落後5期時，利用LM檢定無法拒絕模型無序列相關的虛無假設。最後根據此一模型進行衝擊反應函數分析，得到的累積衝擊反應函數如圖3。由圖3可知，衝擊反應分析的符號與理論預期相符，即利率、匯率衝擊對產出的影響符號為負^{註14}，實質股價衝擊對於產出的影響方向則在前11期是正的。但是，實質利率對於產出的影響卻全部不顯著，至於REER與實質股價對於產出的影響也分別在第3期與第7期以後變成不顯著。

利用部份樣本時，在AIC (Akaike Information Criterion) 標準下，落後期數為

4期，SIC (Schwarz Information Criterion) 與HQ (Hannan-Quinn Criterion) 則為3期，同樣也是無法判定，因此，本文從落後3期開始估計，結果發現，設定落後期數為3時，利用LM檢定無法拒絕模型無序列相關的虛無假設。依此一設定進行衝擊反應函數分析，得到的累積衝擊反應函數如圖4。由圖4可知，衝擊反應分析的結果與全樣本下的結果大體一致，即影響方向與理論預期相符，即利率、匯率衝擊對產出的影響符號為負，實質股價衝擊對於產出的影響方向則是正的。但是，實質利率與REER對於產出的影響卻全部不顯著，至於實質股價對產出的影響在第17期以前則是顯著的。

至於其他可能變數組合的模型估計與衝擊反應函數分析結果，限於篇幅，不擬一一細述，僅將最後結果彙總於表3。由表3可知，在所有的變數組合中，沒有一個模型的利率、匯率與資產價格衝擊對產出的影響符號均符合理論預期、同時衝擊反應函數也顯著異於零。因此，我們無法利用VAR模型，得到一個有效且可信賴的FCI權數值。

圖3 產出對一個標準差的利率、匯率與股價之累積衝擊反應：1982Q1-2008Q1

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

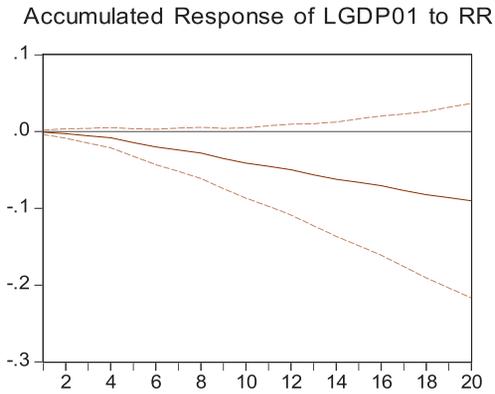


圖4 產出對一個標準差的利率、匯率與股價之累積衝擊反應：1991Q1-2008Q1

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

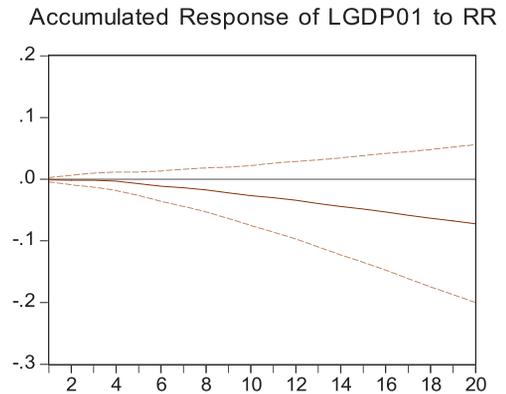


表3 VAR模型衝擊反應函數結果彙總

樣本期間：1982Q1-2008Q1：

模型變數	落後期數	利率、匯率與資產價格衝擊對產出的影響符號是否正確？				衝擊反應函數在統計上是否顯著？			
		利率	匯率	股價	房價	利率	匯率	股價	房價
y,r,q,sp	5	Y	Y	Y	—	N	Y	Y	—
y,r,q,sv_gdp	5	Y	Y	Y	—	N	Y	Y	—
y,r,q,hp_ci	5	Y	Y	—	N	N	Y	—	N
y,r,q,sp,hp_ci	5	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y	N
y,r,q,sv_gdp,hp_ci	5	Y	Y	Y	N	N	Y	Y	N

樣本期間：1991Q1-2008Q1：

模型變數	落後期數	利率、匯率與資產價格衝擊對產出的影響符號是否正確？				衝擊反應函數在統計上是否顯著？			
		利率	匯率	股價	房價	利率	匯率	股價	房價
y,r,q,sp	3	Y	Y	Y	—	N	N	Y	—
y,r,q,sv_gdp	3	Y	Y	Y	—	N	N	Y	—
y,r,q,hp_ci	3	N	Y	—	Y	N	N	—	N
y,r,q,sp,hp_ci	3	N	Y	Y	Y	N	N	Y	N
y,r,q,sp,hp_xinyi	3	N	Y	Y	Y	N	N	Y	Y
y,r,q,sv_gdp,hp_ci	3	N	Y	Y	Y	N	N	N	N
y,r,q,sv_gdp,hp_ci_xinyi	3	N	Y	Y	Y	N	N	N	Y

(三) ARDL Bounds Test共整合分析估計結果

與縮減式及VAR模型相同的是，在共整合分析中，也將樣本分為全樣本與後段樣本兩種情況，進行(6)式的估計，落後期數 p, q, k, l 係利用AIC與HQ標準加以選取，最大落後期數設定為10期。此外，由於在ARDL Bounds Test中有一項非常重要的假設，即ECM模型(6)式中的干擾項 u_t 沒有序列相關，因此，我們也就此一假設進行檢定，並將Box-Pierce-Ljung序列相關Q統計量列出。結果列於表4。

在表4(a)與表4(b)中，首先列出F統計量，其所對應的虛無假設是沒有長期關係，表中也列出殘差項是否存在序列相關的Q檢定統計量。此外，如果某一模型拒絕沒有長期關係的虛無假設，我們亦在表中的最右幾欄列出長期關係的參數估計值，亦即(7)式中的常數項估計值 $\hat{\theta}_0$ ，產出(y)對於實質利率(r)變動的長期反應 $\hat{\theta}_1$ ，產出對於REER(q)變動的長期反應 $\hat{\theta}_2$ ，產出對於股市變數變動的長期反應 $\hat{\theta}_3$ ，以及產出對於房價變動的長期反應 $\hat{\theta}_4$ 。

由表4(a)，亦即全樣本的估計結果可

知，5種模型的F統計量，即使在10%的顯著水準下，也全部均未超過上限值(F=4.78)，亦即均接受沒有長期關係的虛無假設，表示變數間不存在長期共整合關係。

接著，由表4(b)，亦即後段樣本的估計結果可知，在全部共計8種變數的組合中，在10%的顯著水準下，有5個模型的F統計量超過上限值(F=4.78)，即表示變數間存在長

期共整合關係，且其中有3個模型在1%的顯著水準下超過上限值(模型(4)、(6)、(8))。至於本文所關心的係數值而言，就係數符號來看，其中模型(4)、(6)、(7)、(8)等4個模型符合 $\theta_1 < 0, \theta_2 < 0, \theta_3 > 0, \theta_4 > 0$ 的條件，但由於其中的模型(8)的殘差項存在序列相關問題，因此予以剔除。

表4(a) 式(5)的估計與相關檢定結果：全樣本

模型代號	解釋變數	F統計量	序列相關 Q統計	$\hat{\theta}_1$ (-)	$\hat{\theta}_2$ (-)	$\hat{\theta}_3$ (+)	$\hat{\theta}_4$ (+)
(1)	<i>r,q,s,p</i>	2.52	3.879	—	—	—	—
(2)	<i>r,q,sv_gdp</i>	2.10	4.256	—	—	—	—
(3)	<i>r,q,hp_ci</i>	3.13	2.455	—	—	—	—
(4)	<i>r,q,sp,hp_ci</i>	2.92	4.076	—	—	—	—
(5)	<i>r,q,sv_gdp,hp_ci</i>	3.05	4.371	—	—	—	—

說明：1. 在1%顯著水準下，ARDL Bounds Testing共整合檢定的上限值為7.84，下限值為6.84；在5%的顯著水準下，上限值為5.73，下限值為4.94，在10%的顯著水準下，上限值為4.78，下限值為4.04。

2. 上標***，**，與*分別代表在1%、5%與10%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. 序列相關檢定的落後期數至8期。

表4(b) 式(5)的估計與相關檢定結果：後段樣本

模型代號	解釋變數	F統計量	序列相關 Q統計	$\hat{\theta}_1$ (-)	$\hat{\theta}_2$ (-)	$\hat{\theta}_3$ (+)	$\hat{\theta}_4$ (+)
(1)	<i>r,q,s,p</i>	1.33	3.793	—	—	—	—
(2)	<i>r,q,sv_gdp</i>	3.25	4.697	—	—	—	—
(3)	<i>r,q,hp_ci</i>	3.35	3.879	—	—	—	—
(4)	<i>r,q,hp_xinyi</i>	17.13	4.685	-5.189	-2.289	—	2.626
(5)	<i>r,q,sp,hp_ci</i>	4.78	5.798	-4.715	-1.056	0.209	-0.088
(6)	<i>r,q,sp,hp_xinyi</i>	12.44	13.307	-3.625	-1.845	0.125	0.324
(7)	<i>r,q,sv_gdp,hp_ci</i>	5.31	3.560	-4.106	-0.613	0.320	0.139
(8)	<i>r,q,sv_gdp,hp_xinyi</i>	10.90	21.80***	-3.342	-1.473	0.159	0.297

說明：1. 在1%顯著水準下，ARDL Bounds Testing共整合檢定的上限值為7.84，下限值為6.84；在5%的顯著水準下，上限值為5.73，下限值為4.94，在10%的顯著水準下，上限值為4.78，下限值為4.04。

2. 上標***，**，與*分別代表在1%、5%與10%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. 序列相關檢定的落後期數至8期。

由前面三種模型的分析結果可知，在單一方程式模型的實證結果中，利用全樣本與後段樣本估計的模型(3)，其實質利率、REER、以及資產市場變數的係數估計值顯著，且符號與理論預期相符；而VAR分析的結果則均不理想；至於ARDL Bounds Testing

共整合分析中，後段樣本下的模型(4)、(6)、(7)的估計結果同時在理論上與統計上符合預期。因此，以下將利用這5種估計結果來建構我國的FCI。首先將5種FCI權數彙總如表5。

表5 FCI 權數值彙總

估計方法	樣本期間	模型代號	FCI權數比
單一方程式：	1982Q1-2008Q1	(3)	實質利率：REER：實質標準住宅單價 =-0.249:-0.118:0.013
	1991Q1-2008Q1	(3)	實質利率：REER：實質標準住宅單價 =-0.186:-0.128:0.019
ARDL共整合：	1991Q3-2008Q1	(4)	實質利率：REER：實質信義房價 =-5.189:-2.289:2.626
	1991Q3-2008Q1	(6)	實質利率：REER：實質股價：實質信義房價 =-3.625:-1.845:0.125:0.324
	1991Q1-2008Q1	(7)	實質利率：REER：股票總市值占GDP比例：實質信義房價 =-4.106:-0.613:0.320:0.139

由表5可知，選取不同的資產市場變數，得到的權數值亦有所不同。以ARDL共整合法下的模型(6)為例，實質利率、匯率、實質股價、實質信義房價的係數值比率為-3.625：-1.845：0.125：0.324，這樣的權重比例表示，利率上升(下降)1個百分點對於總需求的影響效果，是REER上升(下降)1%效果的2.0倍(3.625 ÷ 1.845)，是實質股價下跌(上揚)1%效果的29倍(3.625 ÷ 0.125)，且是實質房價下跌(上揚)1%效果的11.2倍(3.625 ÷ 0.324)。

我們將進一步把FCI權數的單位轉化為與利率的衡量單位相同，亦即利用利率的權數值來進行標準化。詳言之，若原來估計式中的利率、匯率、與資產價格的權數值分別為 θ_r, θ_q ，與 θ_a ，則標準化即為將權數值分別轉換為 $\theta_r / \theta_r = 1$ 、 θ_q / θ_r 、以及 θ_a / θ_r 。如此一來，FCI的數值即相當於同一幅度的利率變動百分點。依此，將表5中的FCI權數比標準化如表6，並將每一種權數比下的FCI依序命名為FCI1、FCI2、FCI3、FCI4與FCI5^{註15}。

表6 標準化後的FCI 權數

FCI代號	估計方法	變數	原權數比	標準化後權數比
FCI1	單一方程式(全樣本)： (3)	實質利率：REER： 實質房屋單價	-0.249:-0.118:0.013	1：0.47：-0.013
FCI2	單一方程式(後段樣本)： (3)	實質利率：REER： 實質房屋單價	-0.186:-0.128:0.019	1：0.69：-0.10
FCI3	ARDL共整合： (4)	實質利率：REER： 實質信義房價	-5.189:-2.289:2.626	1：0.44：-0.50
FCI4	(6)	實質利率：REER： 實質股價：實質信義房價	-3.625:-1.845:0.125:0.324	1：0.51：-0.03：-0.09
FCI5	(7)	實質利率：REER： 股票總市值占GDP比例： 實質信義房價	-4.106:-0.613:0.320:0.139	1：0.15：-0.08：-0.03

由前面的權數彙整結果可知，在建構我國的 FCI 時，利率、匯率與資產市場變數的權數比有5種可能的選項，本節即分別利用表6中五種權數比率，先初步建構5個 FCI 數列，然後再利用不同的標準，評估哪一個 FCI數列的指標性較佳。

一般而言，在編製每一個時點的FCI 值時，利率、匯率、與資產市場變數習慣上係以相對於某個基期值($t=0$)的變動來表示(故稱為「指數」)，至於基期的選擇，有兩種思考邏輯：一種是任意決定的 (arbitrary)，無一定的選擇標準，此時，FCI 的絕對數值大小不具有任何意義；第二種則是假設基期的金融情況為適中、不過鬆亦不過緊的情況，此時，高於基期值即代表金融情勢趨緊，反之則為趨鬆。不過，欲以第二種方法來選取基期並不容易，因為要選取一個金融情況適中的時期，並沒有一個客觀的標

準，因此，實務上還是以任意選取的作法較為常見。值得注意的是，有些機構在編製 FCI時，基期是任意擇定的，但是在判斷某一時點的FCI偏鬆或偏緊時，卻又與基期值進行比較，若較基期值高，則謂之過於寬鬆，反之則謂之過於緊縮。這種作法並不妥當。例如，高盛編製的GSFCI (Goldman Sachs Financial Conditions Index) 即任意選取1987-1995年的FCI平均值作為基準值，且以此一基準值來作為判斷當前金融情況的標準，甚至認為當前的FCI若低於此一基準值，隱含Fed未來應該採取調升利率的緊縮性政策(見Dudley and Hatzius, 1999, 2000)。

本文的作法是，在基期的選擇上，我們是以2001年全年的FCI平均值作為基期，且此一時點是任意選取的。依據上述作法，我國 FCI 值的計算方式可以下列的 (8) 式表達如下(以ARDL共整合模型(6)式為例)：

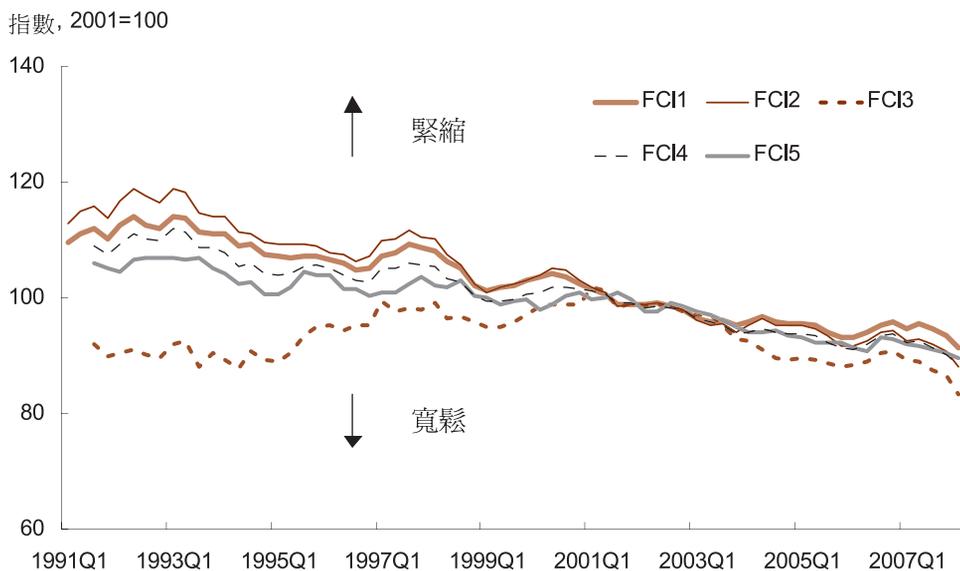
$$\begin{aligned}
 FCI_t = & 100 + (r_t - r_0) + 0.51 \times [\ln(REER_t) - \ln(REER_0)] \times 100 \\
 & - 0.03 \times [\ln(stkp_t) - \ln(stkp_0)] \times 100 \\
 & - 0.09 \times [\ln(hp_xinyi_t) - \ln(hp_xinyi_0)] \times 100
 \end{aligned} \tag{8}$$

在(8)式中，等號右邊加上100，是為了使基期值剛好等於100，以符合一般指數編製的慣例。依此，我國2001年的平均 FCI 值為100。FCI數值越高，代表金融情勢越緊俏；反之，FCI越低，則表示金融情勢越寬鬆。如前所述，FCI本身的絕對大小不具任何意義，在觀察FCI時，比較適當的作法是比較兩個不同時點的數值，以觀察這兩個時點之間金融情勢發生的變化情形。

圖5為我國1991年第1季至2008年第1季的FCI走勢。此一圖形有三個值得觀察之處：第一，除了FCI3之外，自1991年以來，FCI都是呈現向下的趨勢，且波動情形大體一致，第二，在2001年以後，除了FCI1與

FCI3之外，其餘3條FCI的走勢非常接近，第三，就近一、兩年來看，以FCI3資產市場變數為信義房價)代表的金融情勢最為寬鬆，而以FCI1資產市場變數為房地產景氣指標中的標準住宅單價)代表的金融情勢最為緊縮。如果進一步觀察5個FCI的權數值，發現FCI3的資產價格變數的權數值相較於其他四個特別高，亦即FCI3中的實質信義房價的權數高達0.51，至於其他四種FCI的資產價格權數合計僅介於0.05至0.12之間。相形之下，FCI1的資產價格權數則僅有0.013。由於我國房價自2003、2004年間開始明顯上揚(見圖1)，因而使得FCI3較為寬鬆，而FCI1則較為緊縮。

圖5 我國FCI的走勢：1991Q1-2008Q1



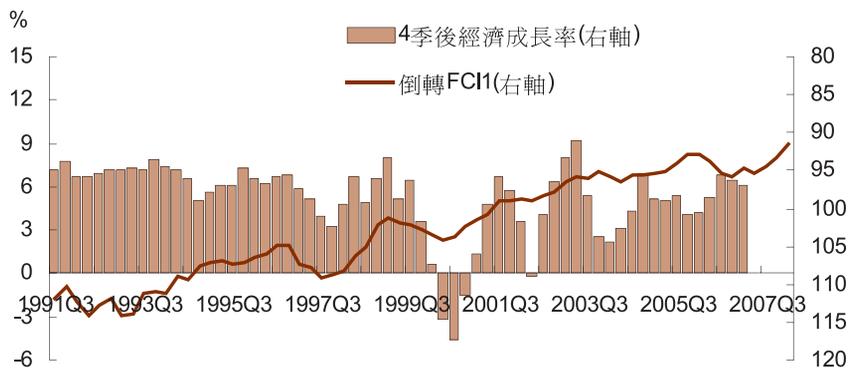
在前一小節，我們利用5組FCI權數值計算出5種FCI，本小節將從這5個FCI中，選擇一個指標性較佳者。至於應該利用種標準加以選取呢？如前所述，FCI的編製，係建立在「利率、匯率、與資產價格的變化，與總體經濟變數(如總需求等)，應有一密切關聯」的假設上，而FCI的使用者也希望透過觀察FCI，而預知在當前的金融情勢下，未來的經濟活動將如何發展。因此，一個好的FCI指標，其基本條件之一是-FCI的變化與總需求呈現一定的相關性。因此，本文利用下列三項標準來判斷哪一個FCI的指標性較佳：

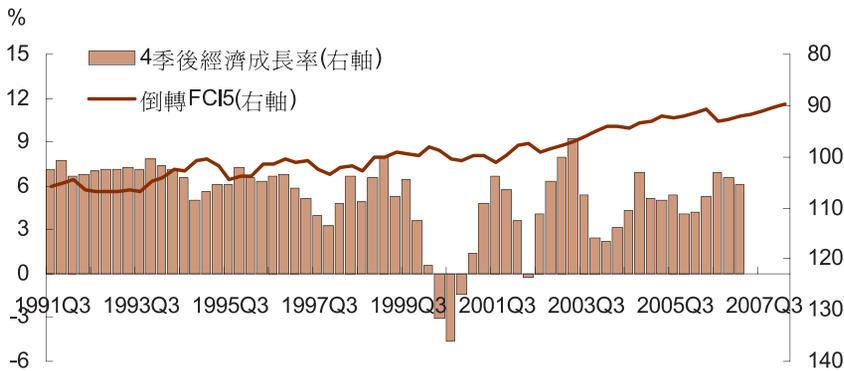
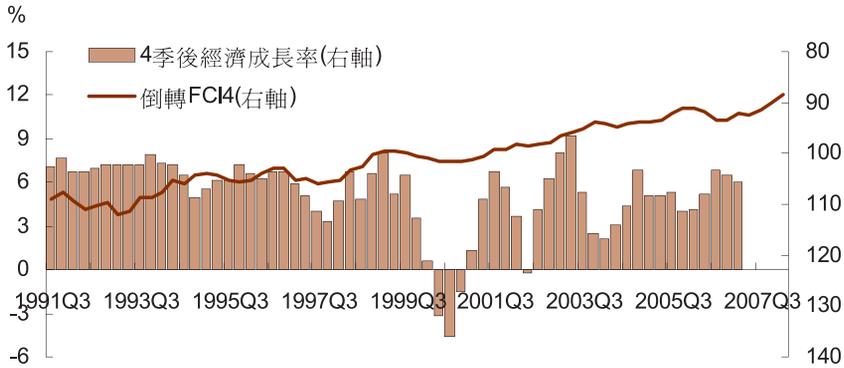
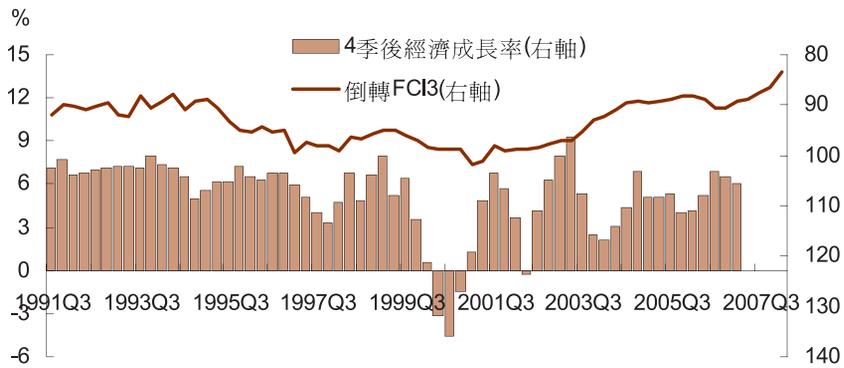
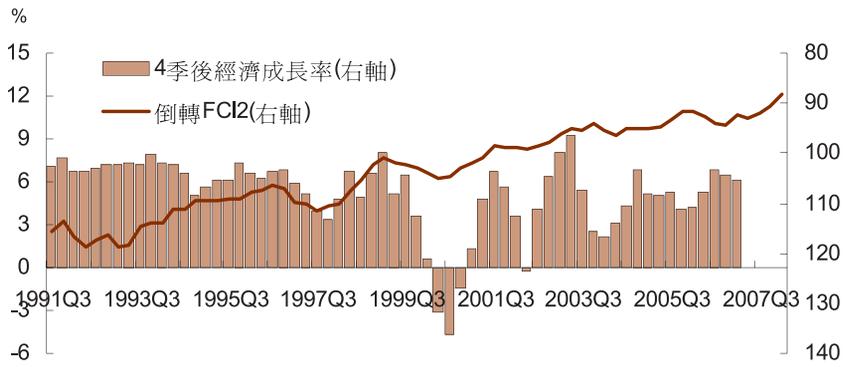
- (1) FCI能否捕捉景氣循環的轉折點；
- (2) FCI在樣本內解釋產出的能力；
- (3) FCI在樣本外預測產出的能力。

由於FCI1至FCI5的權數皆主要是根據1991年以後的樣本估計而得，因此，以下的分析也將以1991年第1季至2008年第1季為樣本期間。首先觀察FCI與經濟成長率的

圖形，來判斷FCI是否能捕捉景氣變動的轉折點，亦即是否可作為一個好的景氣領先指標，見圖6。圖6繪出各個FCI與4季後經濟成長率的走勢。由於FCI上揚，代表金融情況趨緊，理論上未來經濟成長會隨之下滑，亦即FCI與經濟成長呈反向變動，因此在圖6中，我們將FCI的座標軸(右軸)倒轉(inverted)，經過此一轉換後，FCI與經濟成長率的走勢應該呈現同方向的變動。由圖6可以看出，倒轉的FCI1、FCI2與FCI4與4季以後的經濟成長率大致呈現同向變動的關係，尤以1997年以後較為明顯，亦即當倒轉的FCI線上揚時(代表金融情勢較為寬鬆)，將造成未來的經濟成長率提高；反之，當倒轉的FCI線下降時(代表金融情勢較為緊縮)，將造成未來的經濟成長率下滑。此外，比較各圖後可以看出，如以2001年景氣下滑時期來看，以FCI1與FCI2的走勢變化較能明確的捕捉這波景氣的下挫。

圖6 FCI與4季後的經濟成長率





其次利用FCI在樣本內解釋產出、以及樣本外預測產出的能力，來判斷哪一個FCI表現較佳。本文參考English, Tsatsaronis, and

Zoli (2005) 的作法，建立一條經濟成長率的預測方程式如下列(9)式：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m a_j y_{t-j} + \sum_{k=0}^n \beta_k \pi_{t-k} + \gamma \Delta FCI_{t-l} + e_t \quad (9)$$

在(9)式中， $l=4,8$ ^{註16}。以下根據(9)式，進行下列的計量分析：

(1) Wald係數檢定，即檢定(9)式中的 $\gamma=0$ 在統計上是否顯著，以及符號是否正確，如果是，表示FCI影響未來4季或8季後的總需求。

(2) 觀察各個FCI對於未來經濟成長率的預測能力，也就是利用(9)式的設定來預測未來1年至2年後的總體經濟變數，亦即預測

5至8季後的 y ，其中(9)式中的 l 為5、6、7、8，此一預測時程與貨幣政策效果的時間落後長度一致^{註17}。

Wald係數檢定結果如表7所示。由表7可知，只有FCI1與FCI2在 $l=4$ 時，拒絕 $\gamma=0$ 的虛無假設(在10%的顯著水準下)，且 γ 值為負，與理論預期相符，利用其餘3種FCI得到的 γ 估計值均與零無顯著差異。

表7 式(9)檢定結果：FCI

	$l=4$		$l=8$	
	γ 值	p 值	γ 值	p 值
FCI1	-0.21	0.07	0.04	0.72
FCI2	-0.20	0.04	0.02	0.78
FCI3	-0.11	0.38	-0.05	0.73
FCI4	-0.24	0.19	0.008	0.97
FCI5	-0.02	0.91	0.24	0.21

最後，我們進一步比較FCI的預測能力，亦即利用(9)式來進行經濟成長率(y)的預測。本文採用的預測誤差衡量方法是平均絕對誤差 (mean absolute error, MAE) 與均方根誤差 (root mean squared error, RMSE)，預測方法是以滾動迴歸 (rolling regression) 的方式，即先以1991Q1-2000Q4為樣本期間，並預測5至8季以後(即2002年第1季至第4季)的

經濟成長率^{註18}，然後再加入4個樣本點進行估計(即估計期間為1991Q1-2001Q4)，並進行2003年第1至4季經濟成長率的預測，如此持續進行，總共可得到25個預測值，預測績效的統計結果列於表8。由表8可以發現，對未來5-8季經濟成長率的預測誤差，FCI3的MAE最小，而FCI2的RMSE最小。

表8 FCI對於經濟成長率的預測能力

單位：%

	MAE	RMSE
FCI1	1.779	2.075
FCI2	1.726	2.040
FCI3	1.692	2.086
FCI4	1.859	2.226
FCI5	1.728	2.105

說明：預測時假設(9)式中的 $l=4$ 。

以前述三種標準進行比較的結果顯示，在5種FCI中，以FCI2的表現相對較佳，其頗能捕捉主要的景氣循環轉折點，在樣本內解釋產出的能力最佳，且樣本外預測產出的誤差也最小。因此，以下將以FCI2作為分析的主體。由前面可知，FCI2包含三個變數，分別是實質利率、REER、與實質標準住宅單價，三者的權數比是1：0.69：-0.10。

圖7分別繪出FCI2與其各別組成項目的走勢，先觀察圖7(a)的FCI2與實質利率，在

1998年以前，兩者的波動似無明顯的一致性，但在1998年至2005年間，實質利率與FCI均呈現持續下降的走勢。就圖7(b)來看，在所觀察的整段樣本期間內(1991年至2008年第1季)，FCI2與REER的幾乎呈現亦步亦趨的狀態。最後，在圖7(c)，FCI2與實質房價在1994年以前、以及2003年以後，有較密切的同向關係，至於在觀察期間的中段，則沒有明顯的相關性。

圖7(a) FCI2與實質利率

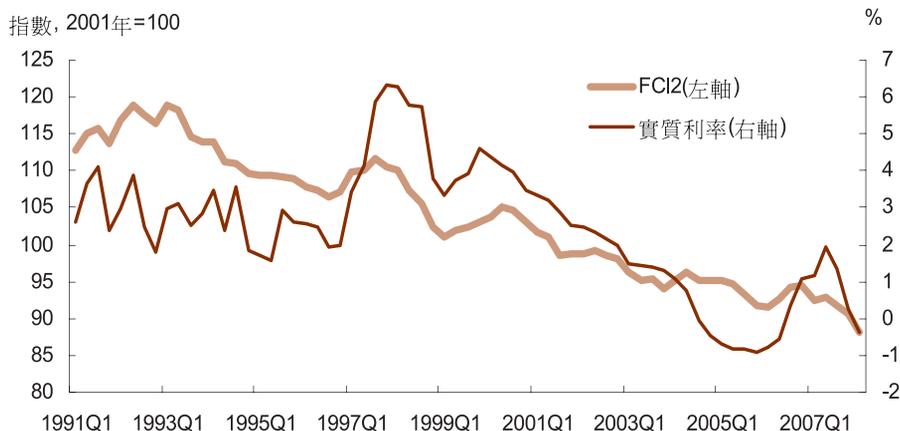


圖7(b) FCI2與REER

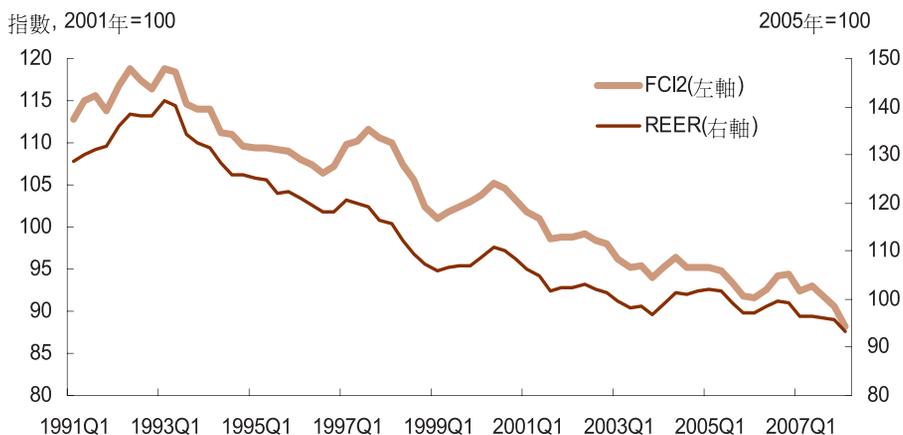
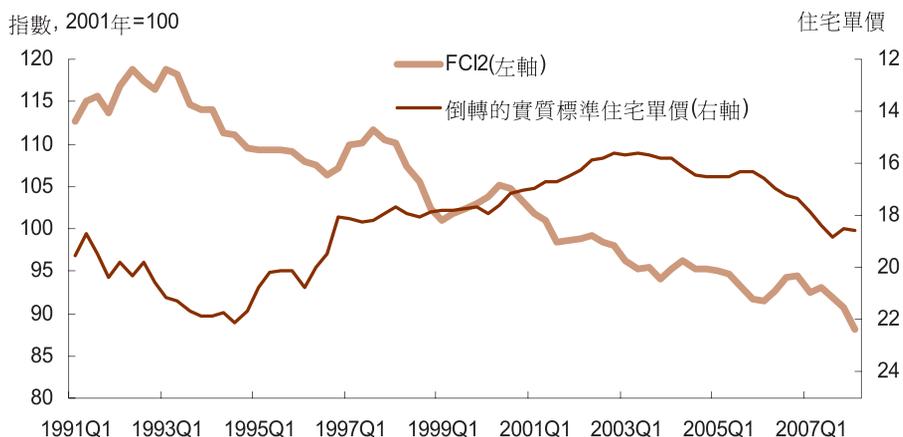


圖7(c) FCI2與實質標準住宅單價



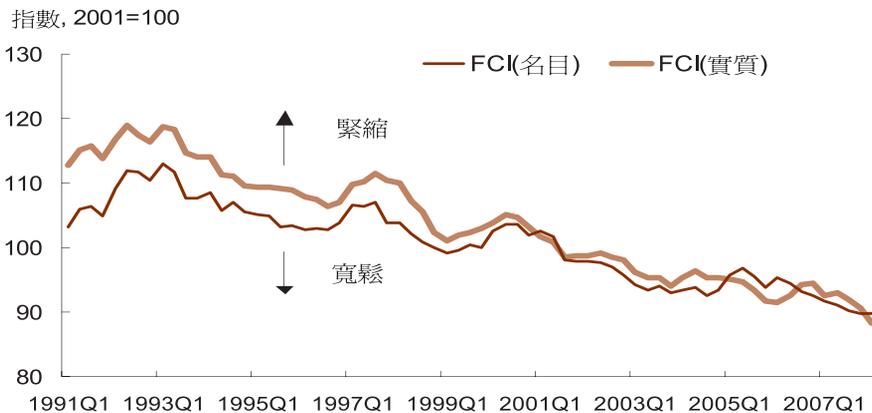
由於FCI 的編製可為名目與實質兩種，前者係利用名目利率、名目匯率與名目資產價格計算，後者則為利用實質利率、實質匯率與實質資產價格計算而得。從經濟理論上看，影響總需求者應為「實質」變數，故實質 FCI (及MCI)應為貨幣當局較關注的指標；但是，基於實務上操作的簡便起見，有些編製單位以名目FCI (或MCI)作為主要的觀察對象，有些機構則編製實質FCI，如高

盛的GSFCI即以實質表示。以加拿大銀行為例，就短期而言，該行較重視名目 MCI，而非實質 MCI 的編製與分析，其主要理由是，在計算實質 MCI 的過程中，必須先取得主要貿易對手國的物價資料，並據以計算實質有效匯率指數，因而實質 MCI 的計算上將產生較長的時間落後；此外，就短期觀點來看，名目 MCI 所提供的訊息與實質 MCI 相去不遠，因為相對於名目利率與

匯率，物價的變動通常較為漸進^{註19}。因此，雖然隨著時間的逐漸累積，名目FCI與實質FCI的水準值容或將產生若干偏離，但在較短的期間來看，兩者的變動情況應相當一致。不過，為求嚴謹起見，除了編製實質FCI之外，本文也一併編製名目FCI，編製

方法與式(8)相似，亦即權數均與實質FCI2相同，只不過所包含的三個變數全部均以名目值代入。圖8為名目FCI與實質FCI的變動情形。由圖8可知，與前面推測的情況類似的是，就短期而言，兩者的變動情況相當一致。

圖8 名目與實質FCI



在解讀FCI權數值的時候，必須注意的是，單單觀察各變數權數值的相對大小，無法看出不同變數對於總需求影響的相對重要性。舉例來說，在表6中，利率的權數值均大於匯率的權數值，但這並不表示利率變動對於總需求的影響程度大於匯率。事實上，個別變數對於實質產出之影響的大小，尚須視此變數本身的實際波動程度而定。例如，一個權數小的變數，如果其本身的波動幅度很大，則其對於FCI的貢獻，可能要比一個權數大、但波動不大的變數來得高。例如，以近幾年的情況來看，實質利率要上揚一個

百分點，可能需要長達幾年的時間，也就是說，利率變數本身的波動性不大；相形之下，股價可能在一天之內就變動好幾個百分點。

為進一步說明，以下利用圖示的方式說明利率、匯率、房價等在FCI中的相對重要性。圖9為各個組成項目的實際走勢偏離基期值的部份，圖10為圖9的數值乘上個別變數的權數。

由圖9與圖10可知，雖然實質利率的權數值最高，但它卻不是主導整個FCI走勢的最主要變數，因為實質利率本身的波動性非

常低，此點可由圖9看出：在圖9中，它是3個變數中波動最小者。相形之下，波動最大的變數是REER與實質房價，而REER的權數相對於實質房價又來得高，因此，在圖10中，REER對於FCI的影響特別突出，我們可以看到，紅色線為REER，由於此一變數

的波動性頗大，加上其權數亦頗高(0.69)，因此，它可說是主導我國FCI走勢最重要的變數。至於利率與房價變數，前者雖權數最大，但波動性最小；後者則是波動性雖高，但權數相對較小，因此兩者在FCI中均非扮演決定性的角色。

圖9 FCI組成項目實際走勢偏離基期值情況

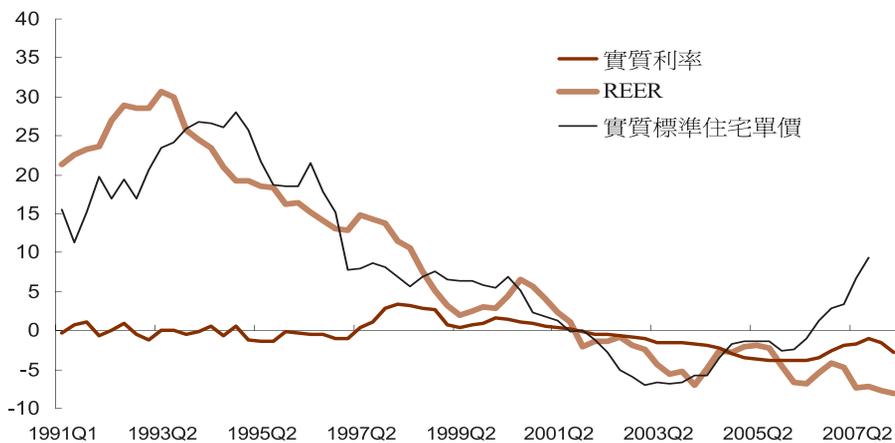
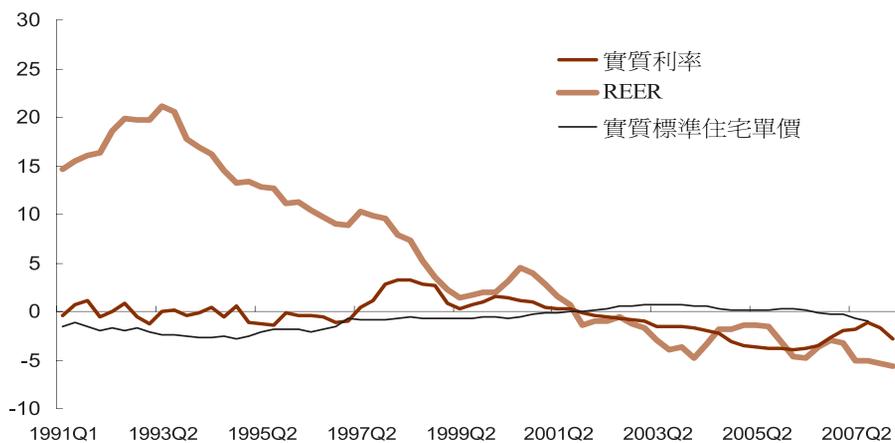


圖10 FCI組成項目實際走勢偏離基期值 × 權數



伍、FCI與MCI的比較

為瞭解FCI與MCI哪一個指標對於貨幣當局能提供較為有用的訊息，本節擬利用前面提到的三種實證方法，來推估MCI的權數。與FCI不同的是，MCI只需估計實質利率與新台幣實質有效匯率指數的權數。由於估計方法、步驟與FCI相同，因此以下僅直

接將結果列出。

首先是單一方程式的估計結果(見表9)，不管就全樣本或後段樣本而言，實質利率與REER的係數估計值均不顯著異於零，但符號均為負，與理論預期一致。

表9 MCI權數單一方程式估計結果

被解釋變數： $\Delta_4 y_t$

	1982Q1-2008Q1	1991Q1-2008Q1
$\Delta_4 y_{t-1}$	0.949 ^{***} (20.20)	0.901 ^{***} (15.56)
$\Delta_4 r_{t-j}$	-0.148 (4) (-1.45)	-0.082 (4) (-0.77)
$\Delta_4 q_{t-k}$	-0.060 (2) (-1.62)	-0.039 (3) (-0.99)
AR(4)	-0.476 ^{***} (-4.82)	-0.529 ^{***} (-5.03)
\bar{R}^2	0.7782	0.7248
Q(4)	2.456	2.828
AIC	3.542	3.486

說明：1. 表中估計係數右方括弧內的數字代表該解釋變數的落後期數，估計係數下方括弧內的數字代表t值，***、**、及* 分別表示估計係數在1%、5%、及10%之顯著水準下顯著異於零。

2. Q 為 Ljung-Box 自我相關檢定之Q檢定統計量，Q後面括弧內的數字代表落後期數。

3. 各式落後期數係依據AIC原則選取(利用SIC得到的結果相同)。

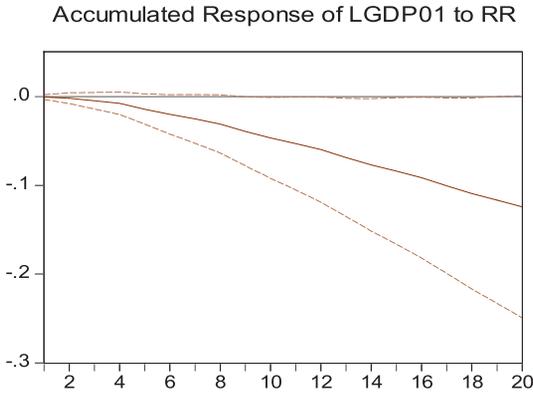
4. 為節省篇幅，省略迴歸式中常數項的估計結果。

其次利用VAR模型推算 MCI權數，此時內生變數為 (y, r, p) 。先就全樣本來看，利用AIC與HQ得到的落後期數為6期，SIC為3期，先以落後期數較少的3期開始估計，並觀察模型殘差項是否無序列相關，結果發現，在落後5期時，利用LM檢定，無法拒絕模型無序列相關的虛無假設。依此一落後結構的模型進行衝擊反應函數分析，得到的累

積衝擊反應 (accumulated impulse response) 見圖11。由圖11可知，衝擊反應分析的符號與預期相符，即利率衝擊對產出的影響效果為負，匯率衝擊對於產出的影響方向則是先正後負。不過，匯率衝擊對於產出的影響效果，僅有前兩期在統計上顯著，至於利率的衝擊效果則均不顯著。

圖11 利率、匯率一般化後的一個標準差對產出的累積衝擊反應：1982Q1-2008Q1

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Accumulated Response of LGDP01 to LREER

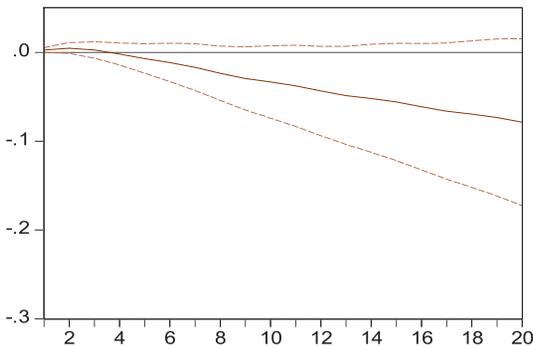
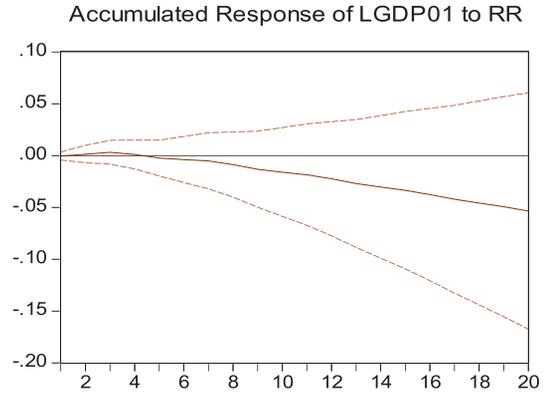
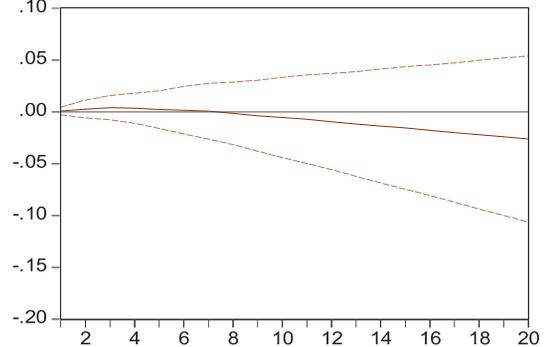


圖12 利率、匯率一般化後的一個標準差對產出的累積衝擊反應：1991Q1-2008Q1

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Accumulated Response of LGDP01 to LREER



再就後段樣本來看，利用AIC得到的落後期數為5期，SIC與HQ則為3期，先以落後期數較少的3期開始估計，並觀察模型殘差項是否無序列相關，結果發現，在落後3期時，利用LM檢定，無法拒絕模型無序列相關的虛無假設。依此一落後結構的模型進行衝擊反應函數分析，得到的累積衝擊反應 (accumulated impulse response) 見圖12。由圖

12可知，利率衝擊對產出的影響效果在第6期以後為負，匯率衝擊對於產出的影響方向則是在第6期以後為負。不過，可惜的是，兩種衝擊對於產出的影響效果均不顯著。

最後利用ARDL Bounds Test進行共整合分析以及MCI權數值的估計，此時誤差修正模型為：

$$\Delta y_t = \alpha + \delta_0 y_{t-1} + \delta_1 r_{t-1} + \delta_2 q_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2,j} r_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_{3,j} q_{t-j} + d_1 Q1_t + d_2 Q2_t + d_3 Q3_t + u_t \quad (10)$$

結果列於表10。

表10 ARDL式(7)的估計與相關檢定結果：MCI

樣本期間	F 統計量	序列相關 Q 統計	$\hat{\theta}_1$ (-)	$\hat{\theta}_2$ (-)
1982Q1-2008Q1	13.53	7.191	-0.409	-0.087
1991Q1-2008Q1	19.08	15.12*	-5.995	23.137

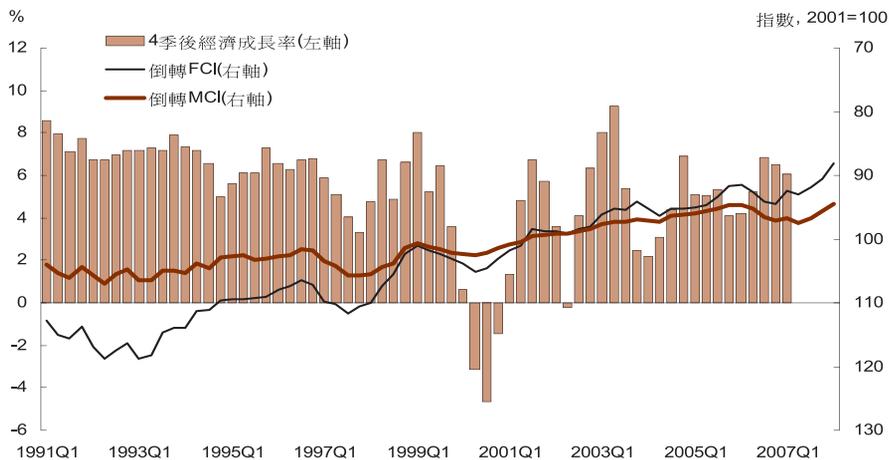
說明：1. 在1%顯著水準下，上限值為7.84，下限值為6.84；在5%的顯著水準下，上限值為5.73，下限值為4.94，在10%的顯著水準下，上限值為4.78，下限值為4.04。
2. 上標***，**，與*分別代表在1%、5%與10%的顯著水準下，拒絕虛無假設。
3. 序列相關檢定最長的落後期數為8期。

由表10可知，從F統計量來看，全樣本與後段樣本的估計，在1%的顯著水準下(對應的上限值為7.84)均超過上限值，表示拒絕沒有長期關係的虛無假設，亦即變數間存在長期共整合關係。至於就係數值而言，就全樣本而言，利率與匯率的符號均為負，與理論預期相符，至於後段樣本的匯率係數估計值為正，與理論預期不符。

綜合三種實證結果，我們採用ARDL Bounds Test中的全樣本估計結果來編算MCI。因此，利率與匯率的權數比

為 $-0.409 : -0.087 = 1 : 0.21$ 。為比較MCI與FCI的走勢，以及它們與總需求的關係，以下將這兩個指標的時間趨勢以及4季後的經濟成長率同繪於圖13中。由圖13可以發現，FCI與MCI大致均可以捕捉幾個主要的景氣變動轉折點，不過，由於MCI的變動較為平滑，因此，在觀察景氣的轉折時，FCI所發送的訊息內涵似乎更為清楚，例如，以2001年經濟成長大幅衰退的情況為例，透過FCI我們可以更清楚的捕捉該年各季經濟成長的起伏。

圖13 MCI與FCI



接著，我們延續前面評估FCI的方法，觀察MCI與經濟成長率之間的相關性，以瞭解MCI與經濟活動的關係，是否較FCI密切。

首先檢定式(9)中的 $\gamma=0$ 是否成立，檢定結果如表11所示。表11的檢定結果均無法拒絕 $\gamma=0$ 的虛無假設，也就是在統計上沒有證

據可以支持MCI影響未來總需求。接著，進一步觀察MCI對於總產出的預測能力，預測的進程序與前述的FCI相同，結果列於表12。比較表12與表8中FCI2的預測誤差後可以發現，不管就MAE或RMSE而言，MCI對於經濟成長率的預測誤差均較FCI2來得高。

表11 式(9)檢定結果：MCI

$l=4$		$l=8$	
γ 值	p 值	γ 值	p 值
-0.11	0.41	0.06	0.61

說明：預測時假設(9)式中的 $l=4$ 。

表12 MCI對於總需求的預測能力

MAE	RMSE
1.735	2.109

綜合樣本內的解釋能力與樣本外的預測績效分析結果來看，就作為我國總需求的觀測指標而言，納入房價以後的FCI，其指標性似乎較MCI為佳。不過，就資料取得的及時性 (timeliness) 來看，MCI卻較FCI略勝一籌，理由在於，本文選澤的FCI中包含房價資料，而目前國內的房價資料均為按季發

布，至於利率與匯率資料則資料發布頻率較高(按月)，且時間落後亦較短。因此，在實務運用上，MCI可作為FCI資料尚未取得之前的一項輔助性參考指標。畢竟，MCI與FCI並非二者僅能擇其一，而是可以相互輔助與對照。

陸、結論與建議

金融情勢指數 (FCI) 將原本只納入利率與匯率的MCI指標加以擴充，納入資產價格變數，因而使得投資機構與貨幣當局在衡量一國的金融情勢時，較不易忽略資產價格變動對總體經濟的影響，因此，FCI指標對於一國央行的貨幣政策，應具有若干參考價值。本文不僅是FCI相關研究中，首先利用共整合分析法進行FCI之分析，同時也是國內第一篇針對台灣情況進行FCI實證分析的研究。

實證結果顯示，利用VAR模型進行衝擊反應分析的結果，在統計上均不顯著，因此，我們最後根據單一方程式與ARDL Bounds Test共整合分析的實證結果，建構出5條FCI數列，並從中選取一個與總需求的變動相關性較高的FCI，此一最後擇定的FCI，其實質利率、REER、實質標準住宅單價的權數比是1：0.69：-0.10。

本文也利用相同的實證步驟建構MCI，並與FCI進行比較，結果發現，無論就樣本內的解釋能力、或樣本外的預測績效來看，就作為我國總需求的觀測指標而言，FCI的指標性似乎略勝MCI一籌。不過，由於MCI所涵蓋的資料較為及時，因此，在實際運用上，MCI作為FCI的一項輔助指標。

另外須強調的一點是，由於FCI在編製上仍存在一些問題，例如，FCI權數估計的

不確定性，以及其他的計量問題等，因此，應用時應該特別注意這些限制。此外，在解讀 FCI 時，由於利率、匯率、以及資產價格的變動，除了受到貨幣當局變動操作工具的影響之外，尚受到其他非貨幣當局所能掌控的其他變數所影響，因此，不宜將 FCI 的變動視為衡量貨幣政策鬆緊程度或貨幣政策意向的指標。例如，國際油價以及國際商品價格的改變，可能會改變一國的貿易條件 (terms of trade)，因而影響該國貨幣的對外價值，此時，FCI 值亦將隨著改變—即使貨幣政策的態勢 (stance) 完全沒有發生任何變化。同理，國外利率與外國通貨膨脹率的改變，以及投資者對國內資產組合偏好的改變，也會使得國內的短期利率水準—以及 FCI—發生變化。因此，建構 FCI 的變數改變，並不只單純反映了貨幣政策的變動，在這種情況下，FCI 的變動並不同於貨幣政策態度的轉變，因而在解讀 FCI 數值的變化時，必須特別謹慎。

除了計量的問題之外，一個比較根本的問題是，由於 FCI 指標是綜合兩個以上的經濟變數而得，因此，相較於分別觀察個別的單一指標，這種綜合性的指標有何優點與缺失？簡言之就是一「合」會比「分」好嗎？

在本文的前言中已經說明過，從貨幣當局的角度來看，由於 FCI 這項單一指標中，

隱含了利率、匯率與資產價格的效果，因此，藉由此項指標，將有助於避免貨幣當局低估貨幣政策的效果。這是FCI的第一個優點。其次，FCI這種綜合指標的好處就是「簡化」，特別是對於投資機構而言，可讓他們更容易清楚的傳達對未來景氣或政策動向的研判。但是這第二項優點，對於中央銀行而言似乎不是那麼突出；對於貨幣政策制定者而言，對於個別訊息變數進行更細緻的分析，似乎更為重要。誠如Mayes and Viren (2001) 所說的，「外部機構試圖利用某些指標推測中央銀行的政策動向，是一回事；至於本身即對貨幣政策決策背後的訊息充份掌握的中央銀行去使用這些指標，則又完全是另外一回事。」

綜合性指標的第三個問題是，如果個別變數變動，到影響未來經濟活動之間的時間落差是不一致的，則我們很難判斷將變數合在一起的FCI發生變動之後，要經過多少時間才會對經濟活動產生影響。

最後一個問題是，由於利率、匯率、股價、房價等變數的時間數列性質不同，有些是均數回復的 (mean-reverting)，有些則是具有明顯的時間趨勢，因此，將這些不同性質的變數混合在一起的時候，其時間數列性質到底變成什麼？或許並不容易釐清。這樣的結果對於貨幣當局而言會帶來一個問題，即通常在觀察某項指標(如FCI或個別利率等)的變動時，常常會需要藉助於某一基準值來進

行比較，如平均值或長期趨勢值等，例如，利率通常是均數回復的，因此常常是以某段期間的平均值來作為一基準值；至於股價等則是具有長期趨勢，因而可能採行某種平滑方法(如移動平均或HP過濾器)來推算其長期趨勢，並以之作為一比較基準。但是，對於FCI這種混合指標而言，究竟應該以平均值或移動平均來推算基準值？似乎是仁智互見。一種解決的辦法就是直接檢定FCI的整合級次，以瞭解其是I(0)或I(1)數列，然後再決定如何得出一個基準參考值較為適當^{註20}。

除了藉由與一個基準值比較，以判斷當期的金融情勢屬於寬鬆或緊縮之外，另外還可以藉由類似泰勒法則 (Taylor's Rule) 的概念，來推論當前的金融情勢是否適當。例如，Lawrence Ball (1999) 即曾建構一個針對MCI的法則 (MCI-based rule)，據以瞭解當前的FCI是否適當。未來如欲以從FCI中萃取訊息者，亦可仿照此一精神，建構一個以FCI為基礎的政策回饋法則。

另外一個實務上運用時可能面臨的問題是，一般在解讀FCI的走勢時，常常會將兩個不同時點的FCI值進行比較，以判斷金融情勢產生了何種變化。不過，在進行比較時，有一點值得注意的是，在不同的經濟時空環境下，所對應的「均衡」或「最適」的FCI通常是不同的，因此，所比較的兩個FCI，相隔的時間不宜太長，否則會有誤導的可能。例如，雖然2008年3月的FCI比1990

年3月的FCI為低，例如前者為105，後者為120，然而這並不一定代表前者的金融情勢比較寬鬆，因為這兩個時點的經濟金融時空背景有所不同，故對應的「均衡」金融情勢也有所差異。如果2008年3月時的均衡FCI值為110，而1990年3月時的均衡FCI值為130，則2008年3月的實際FCI偏離均衡FCI幅度為 $(105-110=-5)$ ，而1990年3月實際FCI偏離均衡FCI幅度則為 $(120-130=-10)$ ，後者偏離均衡值的情況更為嚴重，也就是過於寬鬆的情形更為嚴重。

最後值得一提的是，Dudley and Hatzius

(2000)認為，在以市場為基礎 (market-based) 的金融體系中(如美國)，相較於貨幣總計數、銀行信用等量化指標，利率與資產價格等價格變數與經濟活動的關係，應該比較密切；而在以銀行為基礎 (bank-based) 的金融體系中(如歐洲地區、日本、以及我國等)，則貨幣總計數仍為較重要的指標。因此，貨幣當局在運用FCI或MCI作為貨幣政策的指引時，宜考量其自身的金融結構，並輔以其他的指標(如貨幣總計數等)，以降低偏向單一指標所帶來的可能風險。

附註

- (註1) 高盛公司 (Goldman Sachs) 是第一個將股價變數加入MCI者(見Dudley and Hatzius, 1999)。
- (註2) 所謂財富效果源自於Ando and Modigliani 提出的生命週期/永久所得消費理論(life-cycle/permanent income consumption theory)，也就是當人們的財富增加時，不管是來自於股票、房地產、或其他資產價格的上揚，對於消費支出均將產生正向影響。而家庭與企業部門的信用管道，又稱為抵押品效果 (housing collateral effects) 或資產負債表管道 (balance sheet channel)，是指當資產價格(特別是房地產價格)上揚時，抵押品價值將提高，進而提高借款者的貸款能力，並刺激消費與投資 (Bernanke and Gertler, 1989; Kiyotaki and Moore, 1997; Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1998)。至於資本成本是指資產價格變動之後，將透過股市籌資成本的變化而影響民間投資，例如，當股價下跌時將使得企業的資本成本提高，進而不利於企業籌資與企業投資。
- (註3) 由於FCI是由MCI延伸而來，因此，一些FCI與MCI所共有的基本概念與問題的探討，本文予以略過，有興趣的讀者可參考徐千婷 (2001) 中MCI的相關論述。
- (註4) 此一指數係Goldman Sachs 自行編製，稱為Goldman Sachs貿易加權美元指數 (Goldman Sachs Trade-Weighted Dollar Index, GSTWI)。
- (註5) Goodhart and Hofmann (2001) 與Gauthier, Graham, and Liu (2004) 均同時採用單一方程式與VAR模型進行分析。
- (註6) 本文曾嘗試採用與Duguay (2004) 相同的作法，亦即將利率、匯率變動等解釋變數先經過移動平均後，再進行估計，惟這些解釋變數的係數估計值均將變得不顯著異於零。此外，在進行估計時，有些文獻係以產出缺口取代實質GDP的變動率作為被解釋變數，本文亦曾嘗試利用此一設定進行估計，但估計結果並不理想。
- (註7) 由於我國的國民所得統計資料未經過季節調整，同時，Lin (1999) 在對1980年至1998年GDP序列進行季節性單根 (seasonal unit root) 進行檢定之後亦發現，我國的GDP資料的確有季節性單根。因此，本文採取與Lin相同的作法，

即模型中的資料先經過季節差分之後再進行迴歸分析。

- (註8) 利用SC標準進行選取的結果大體上是一致的。
- (註9) 有關ADRL Bounds Test法的詳細說明，請參見Pesaran *et al.* (2001)。
- (註10) 實質利率本應為名目利率減去預期物價上漲率，在此假設人們的預期行為是適應性預期 (adaptive expectation)，故以過去的實際物價上漲率代替預期物價上漲率。
- (註11) 在進行後段樣本的實證分析時，如果模型中包含信義房價變數，則樣本期間將自1991Q3開始。
- (註12) 殘差項若出現序列相關，將使迴歸估計結果產生下列問題：(1) OLS的估計將不再是有效率的 (efficient)，(2) 利用一般的OLS估計值的標準差計算公式所算出的標準差是不正確的，(3) 如果方程式右手邊的變數包含了被解釋變數的落後項，則OLS估計值將是偏誤的、且不具有一致性。
- (註13) 在(3)式的模型設定中，等號右邊原擬加入Q1、Q2、Q3三個季節虛擬變數，以捕捉季節性因素，但經由估計後顯示，季節虛擬變數在所有的式子中均不顯著；而即使保留這三個不顯著的變數，模型在4階以後還是存在明顯的序列相關。因此，本文最後假設式中殘差項為AR(4)再進行估計。
- (註14) 匯率衝擊對產出的影響符號，在一開始的前3季為正，代表當REER上升(代表台幣升值)時，一開始將造成產出增加；反之，當REER下降(代表台幣貶值)時，一開始將造成產出減少。這可能是反映J曲線效果—即本國貨幣貶值後，一開始將使實質進口增加，以本國產出為計算單位的實質出口不變，故貿易餘額下滑，然後實質進口減少、實質出口增加，貿易餘額較原水準上升。
- (註15) 亦可進一步令所有變數的權數值加總後為1，此一轉換僅使FCI線整條移動，故並不影響FCI的判讀。
- (註16) 一般而言，貨幣政策效果的落後時間大約是1至2年，再加上為簡化分析起見，因此將(9)式中的 l 設定為4與8。
- (註17) Bernanke *et al.* (1999) 認為中央銀行採取政策行動到影響其最終目標(通膨)之間，大約需歷時2年，他們並將這「2年」的時間落後稱為“a common estimate”；Gerlach and Svensson (2001) 則指出，根據ECB的研究，歐元區的貨幣成長與通膨變動之間，大約有18個月的時間落後；Gruen *et al.* (1997) 的實證研究則發現，澳洲準備銀行 (Reserve Bank of Australia) 的貨幣政策措施對於產出的影響，平均落後時間約為5或6季。
- (註18) 與前面相同的是，選擇預測5至8季後的經濟成長率，係為與一般認為貨幣政策的時間落後長度(1至2年)一致。
- (註19) 但就較長期的貨幣決策而言，使用實質 MCI 應較名目 MCI 來得適當。
- (註20) 以1991年第1季至2008年第1季為樣本期間，進行FCI2的單根檢定，結果顯示，本文的FCI2為I(1)數列。

附錄一：ADF單根檢定結果

以下進行實質GDP(y)、CPI(p)、實質利率(r)、新台幣實質有效匯率指數($reer$)、實質股價(sp)、股票總市值占名目GDP比率(sv_gdp)、以及兩種實質房價(hp_ci, hp_xinyi)的ADF單根檢定。在進行檢定之前，先將各數列的時間趨勢繪於附圖1(a)與1(b)。此外，延續前面的作法，樣本期間也分為全樣本(1982Q1-2008Q1)以及後段樣本(1991Q1-2008Q1)。

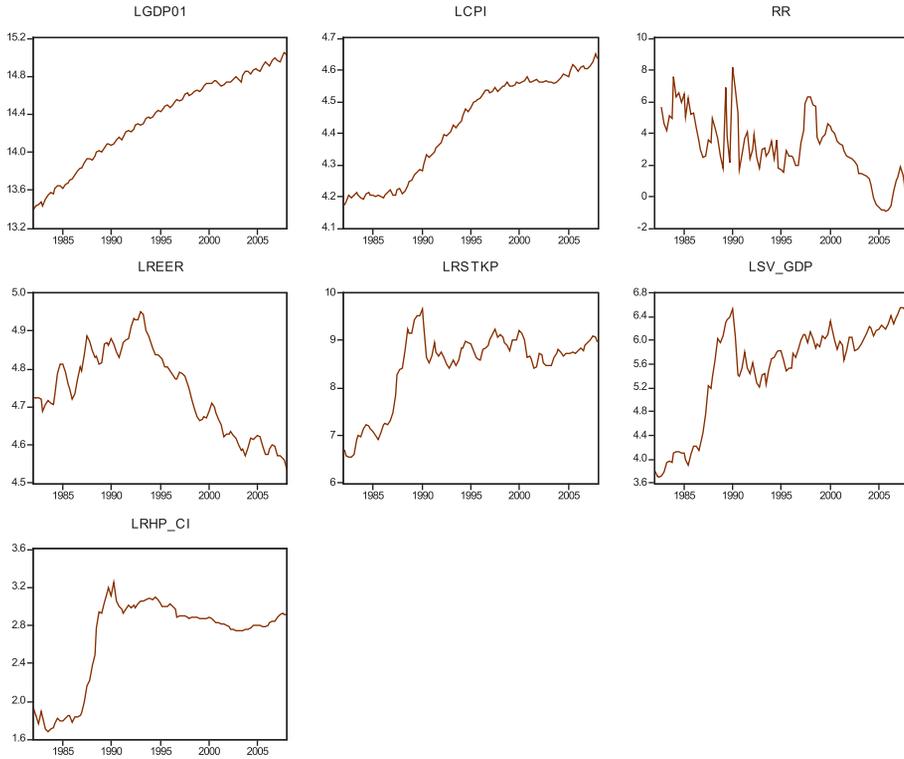
在進行ADF (augmented Dickey-Fuller) 單根檢定時，必須先決定檢定式中的落後期數。本文係以AIC (Akaike Information Criterion)、SIC (Schwarz Information Criterion)及HQ (Hannan-Quinn Criterion) 等三種落後期數選取標準，來決定落後期數。檢定結果列於附表1(a)與1(b)。

由附表1(a)可以發現，實質利率(r)在檢定式中包含常數項的設定下，不同的落後期數，得到的檢定結果亦不相同：以AIC及HQ決定的落後期數為2，且在此一落後期數的設定下，無法拒絕實質利率具有單根，

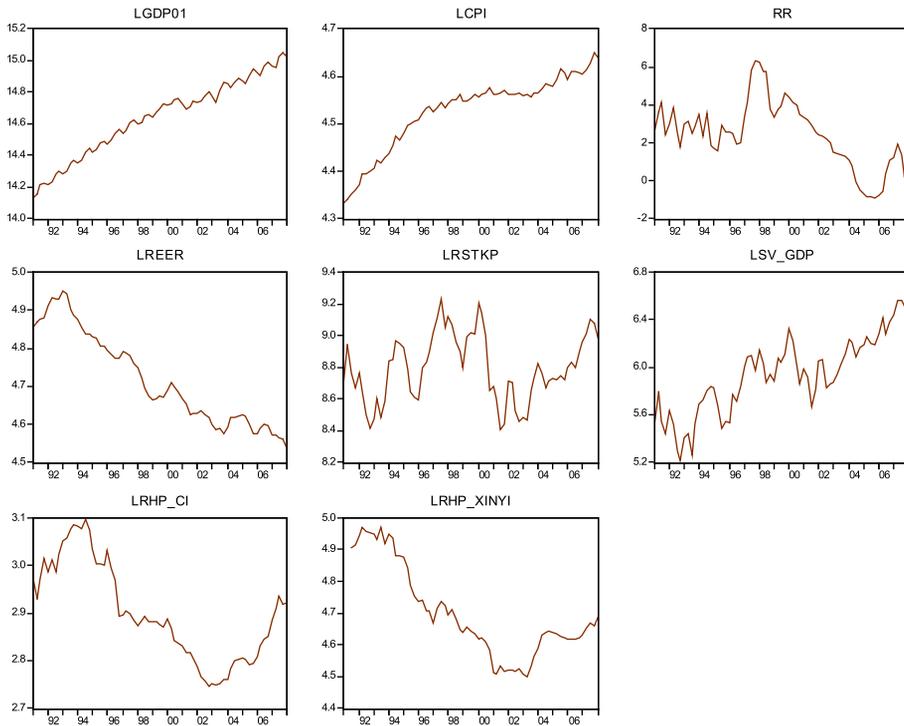
即 r 為I(1)數列；但以SIC決定的落後期則為0期，在此設定下，拒絕實質利率具有單根，亦即表示 r 為I(0)數列。而觀察圖1(a)的實質利率走勢，的確可以看到利率似乎是介於mean-reverting數列與具有時間趨勢數列之間的一個變數。至於在檢定式中同時包含常數項與時間趨勢的設定下，也出現不一致的情形。另外一個變數是股價 sp ，這個變數也有類似的 inconsistence 情形。

如果樣本期間縮短為只觀察1991年以後的情況，則ADF單根檢定結果如附表1(b)，此時股票總市值/名目GDP比率(sv_gdp)在檢定式中包含常數項與時間趨勢的假設下，不同的落後期數，也會得到不一致的檢定結果：以AIC及HQ決定落後期數時，無法拒絕 sv_gdp 具有單根，即 sv_gdp 為I(1)數列；但如以SIC法決定的落後期數為0，且在這種設定下，拒絕 sv_gdp 具有單根，即 sv_gdp 為I(0)數列。不過，如果觀察附圖1(b)， sv_gdp 似乎比較不像是mean-reverting的過程，而比較接近I(1)數列。

附圖1(a) 各數列的時間趨勢：全樣本



附圖1(b) 各數列的時間趨勢：後段樣本



附表1(a) ADF單根檢定結果：全樣本

變數	檢定式中含常數項			檢定式中含常數項與時間趨勢		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
<i>y</i>	0.06* (8)	0.06* (8)	0.06* (8)	0.89(8)	0.89(8)	0.89(8)
<i>p</i>	0.90(5)	0.90(5)	0.90(5)	0.23(9)	0.63(5)	0.63(5)
<i>r</i>	0.40(2)	0.03**(0)	0.40(2)	0.15(2)	0.00*** (0)	0.00*** (0)
<i>reer</i>	0.96(7)	0.88(1)	0.98(5)	0.40(7)	0.63(5)	0.63(5)
<i>sp</i>	0.07* (3)	0.10(1)	0.07* (3)	0.33(3)	0.41(1)	0.33(3)
<i>sv_gdp</i>	0.20(4)	0.26(1)	0.27(2)	0.24(4)	0.37(1)	0.24(4)
<i>hp_ci</i>	0.13(3)	0.31(2)	0.13(3)	0.54(3)	0.81(2)	0.54(3)

說明：1. 實際樣本估計期間，因各個檢定式中所設定之落後期數而有所不同。

2. 變數除實質利率外，餘均已經過對數轉換。

3. 表中數字為ADF檢定t統計量所對應的機率值(p值)，括弧內數字為所選取的落後期數，上標***，**，與*分別代表在1%、5%與10%的顯著水準下，拒絕「有單根」的虛無假設。

4. 選取落後期數時，最大落後期數為12期。

附表1(b) ADF單根檢定結果：後段樣本

變數	檢定式中含常數項			檢定式中含常數項與時間趨勢		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
<i>y</i>	0.60(8)	0.32(5)	0.60(8)	0.53(8)	0.58(5)	0.53(8)
<i>P</i>	0.01** (2)	0.06*(0)	0.01**(2)	0.45(5)	0.38(0)	0.38(0)
<i>R</i>	0.59(0)	0.59(0)	0.59(0)	0.43(0)	0.43(0)	0.43(0)
<i>reer</i>	0.95(7)	0.94(1)	0.94(1)	0.08*(5)	0.05*(1)	0.05*(1)
<i>sp</i>	0.17(7)	0.11(0)	0.17(7)	0.45(7)	0.31(0)	0.45(7)
<i>sv_gdp</i>	0.78(8)	0.43(0)	0.87(7)	0.21(8)	0.05**(0)	0.28(7)
<i>hp_ci</i>	0.75(7)	0.67(1)	0.75(7)	0.91(7)	0.99(0)	0.91(7)
<i>hp_xinyi</i>	0.55(0)	0.55(0)	0.55(0)	0.99(0)	0.99(0)	0.99(0)

說明：選取落後期數時，最大落後期數為10期。

附錄二：資料說明

定義	樣本期間	資料出處
消費者物價指數(2001年=100)	1982Q1-2008Q1	主計處物價統計月報
實質GDP(2001年為基期)	1982Q1-2008Q1	主計處國民所得統計
金融業隔夜拆款加權平均利率	1982Q1-2008Q1	中央銀行金融統計月報
新台幣實質有效匯率指數	1982Q1-2008Q1	中央銀行國際收支統計科
台灣加權股價指數	1982Q1-2008Q1	中央銀行金融統計月報
台灣股票總市值	1982Q1-2008Q1	中央銀行金融統計月報
房地產景氣指標－標準住宅單價(元)	1982Q1-2008Q1	內政部建築研究所(政大台灣房地產中心)
信義房價指數(1991Q1=100)	1991Q3-2008Q1	信義房屋(美國西維吉尼亞大學)
國泰房價指數 (2001年=100)	1993Q1-2008Q1	國泰建設(政大台灣房地產中心)

參考文獻

- 徐千婷 (2001)·我國貨幣情勢指數之實證研究·《中央銀行季刊》·23卷1期·頁95-116。
- Atkins, Frank J. and Patrick J. Coe (2002), “An ARDL Bounds Test of the Long-Run Fisher Effect in the United States and Canada,” *Journal of Macroeconomics*, 24, 255-266.
- Ball, Lawrence (1999), “Efficient Rules for Monetary Policy,” *International Finance*, 2(1), 63-83.
- Bernanke, B.S. and A. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, Vol. 82 (September), pp 901-21.
- Bernanke, B.S. and M. Gertler (1989), “Agency Costs, Collateral and Business Fluctuations,” *American Economic Review*, 79, pp 14-31.
- Bernanke, B.S., M. Gertler, and S. Gilchrist (1998), “The Financial Accelerator in a Quantative Business Cycle Framework,” *NBER Working Paper* No. 6455.
- Bernanke, B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin, and A. Posen (1999), *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton: Princeton University Press.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C.L. Evans (1994), “Identification and the Effects of Moneatry Policy Shocks,” *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper* No. WP-94-7.
- Deutsche Bank (2007), *Global Economic Perspectives*, June 11.
- Dudley, William (1999), “The Goldman Sachs Financial Conditions Index: Still Accommodative After All These Years,” *Goldman Sachs Global Economics Paper*, No. 26.
- Dudley, William and Jan Hatzius (2000), “The Goldman Sachs Financial Conditions Index: The Right Tool for a New Monetary Policy Regime,” *Goldman Sachs Global Economics Paper*, No. 44.
- Duguay, P. (1994), “Empirical Evidence on the Strength of Monetary Transmission Mechanism in Canada” , *Journal of Monetary Economics*, 33, 39-61.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing” , *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), pp. 251-276.
- English W., K. Tsatsaronis, and E. Zoli (2005), “Assessing the Predictive Power of Measures of Financial Conditions for Macroeconomic Variables,” in *Investigating the Relationship between the Financial and Real Economy*, BIS Paper No. 22.
- Freedman, C. (2000), “The Framework for the Conduct of Monetary Policy in Canada: Some Recent Developments,” Notes for Presentation to the Ottawa Economics Association, January 25, 2000.
- Gauthier, C., C. Graham, and Y. Liu (2004), “Financial Conditions Indexes for Canada,” *Bank of Canada Working Paper* 2004-22.
- Gerlach, S. and Lars E.O. Svensson (2001), “Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?” BIS Working Paper No. 98.
- Gruen, D., J. Romalis, and N. Chandra (1997), “The Lags of Monetary Policy,” Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper No. 9702.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2001), “Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy,” paper prepared for the conference on ‘Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy’ , Stanford University, March 2-3.
- Holz, M. (2005), “A Financial Conditions Index as Indicator for Monetary Policy in Times of Low, Stable Inflation and High

- Financial Market Volatility,” paper prepared for presentation in the 9th Workshop “Macroeconomics and Macroeconomic Policies – Alternatives to the Orthodoxy,” 28-29 October in Berlin.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—With applications to the demand for money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997), “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105, pp 211-248.
- Lack, C. (2002), “A Financial Conditions Index for Switzerland,” paper prepared for the BIS Autumn Central Bank Economist Meeting of 14-15 October.
- Lin, Jin-Lung (1999), “The Monetary Conditions Index in Taiwan” , *Academia Economic Papers*, 27:4, 459-479.
- Macroeconomic Advisers (1998), “From the U.S. Economic Outlook,” Technical Notes: September 5.
- Mayes, D. and M. Viren (1998), “The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area,” *Bank of Finland Discussion Papers* No. 1998-27.
- Mayes, D. and M. Viren (2001), “Financial Conditions Indexes,” *Bank of Finland Discussion Papers* No. 2001-17.
- Nadal-De Simone, F. R. Dennis, and P. Redward (1996), “A Monetary Conditions Index for New Zealand,” *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, No. G96/2.
- Pesaran M.H. and Y. Shin (1998), “An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Steinar Strom eds, Cambridge: Cambridge University Press, 371-413.
- Pesaran M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships” *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Ramaswamy, R. and Slok T. (1998), “The Real Effects of Monetary Policy in the European Union: What Are the Differences?” *IMF Staff Papers*, 45(2), 374-396.
- Tanboon S. (2004), “A Financial Conditions Index for Thailand,” Mimeo.