

新興市場經濟體的貨幣政策法則： 論爭與實證

本文譯自：MS Mohanty and Marc Klau, “Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence,” BIS Working Papers, No. 149, March, 2004.

郭 淑 慧 譯

摘 要

本文探討新興市場各經濟體最近的貨幣政策表現與中央銀行的利率訂定行為。作者利用開放經濟的標準反應函數檢定各新興經濟體之央行是否以具有一致性及可預測的方式，對通貨膨脹、產出缺口、與匯率變動作出反應。在多數新興經濟體中，利率會對匯率作出強烈的反應；在某些新興經濟體中，此種反應相對強於對通貨膨脹或產出缺口變

動所作出的反應。在不同的模型設定與估計方法下，本文實證結果有其強韌性（robust）。此點突顯出匯率此一衝擊來源有其重要性，並且有助於證實「懼於浮動」（the fear of floating）的假說。實證結果亦顯示，某些國家的央行對通貨膨脹負向衝擊作出的反應，可能低於對通貨膨脹正向衝擊所作出的反應。

引言（註 1）

近年來，將中央銀行實際訂定的政策性利率與 1993 年首次提出的泰勒法則所預測的利率於事後加以比較，已經頗為常見。依據泰勒法則，利率會隨著產出缺口與通貨膨脹偏離目標的情形而加以調整（註 2）。過去十

年間，工業化國家此類實證文獻已有顯著增加，證明利率法則為分析貨幣政策表現的適切工具。

不同於工業化國家，新興市場經濟體貨幣當局反應函數的研究方才起步，大部分正

好合乎當前重視央行獨立性的潮流(註3)。然而，若干新近的研究已有一些重要發現。例如，Corbo (2002)檢視拉丁美洲各央行的行為後發現，其利率訂定行為不僅考慮通貨膨脹，並且亦關注其他政策目標。新加坡貨幣管理局(2002)針對1997年至1998年金融危機後東亞各國央行的行為改變進行研究指出，現在各國較以往更為重視通貨膨脹之控制，並且較有意願依據通貨膨脹預期而調整利率，可見引入通貨膨脹目標機制之後，已經使得貨幣政策公信力提高。Filosa (2001)則對新興市場經濟體貨幣當局的利率訂定行為，進行跨國研究。雖因貨幣政策制度的改變，致使難以評估各國在控制通貨膨脹與維持對外均衡二者之間係如何分派其相對重要性，惟該文發現多數央行會對匯率作出強烈的反應。

現存文獻尚有著墨不足之處，多數研究將注意力集中於個別國家或區域，甚少對不同地區的各國經驗進行比較，亦甚少探究利率訂定行為的一致性究為部分國家獨有的經驗，抑或為各新興市場經濟體貨幣政策表現的共同特徵。此外，常有論者認為，匯率對各新興經濟體央行而言尤具重要性，其理由有數端：匯率轉嫁至通貨膨脹的情形較為嚴重、為求確保貿易部門的競爭性、以及為求維持金融穩定，然而匯率在利率決策上的相對重要性如何，尚乏實證證據。此外，各新興經濟體典型的央行反應函數中，尚包括那

些其他變數呢？

本文有三重目的。第一、為初步瞭解各新興市場經濟體利率訂定行為，作者簡要地檢視其近來的貨幣政策表現，以及典型的央行反應函數中所可能包含的變數。第二、作者利用新近的資料，估計出樣本中每個國家(註4)的開放經濟泰勒法則，作為其利率訂定行為的實證證據。因此，此處的重點係放在政策分析的實證或描述，而非其規範層面。第三、透過反應函數的估計，作者試圖回答一些政策性問題。

本文實證結果顯示，多數新興市場經濟體央行的首要關注點為維持物價穩定，惟對部分國家而言，其他政策目標可能亦有其份量。在此有一項發現，亦即多數央行均有系統地調整利率，對通貨膨脹與匯率衝擊作出反應。基本上，所有樣本國家皆對匯率作出強烈反應，部份國家對匯率的反應甚至強於其對通貨膨脹率或產出缺口所作出的反應。此點突顯出匯率變動此一衝擊來源有其重要性，並有助於證實「懼於浮動」(the fear of floating)的假說。本文實證結果亦顯示，央行的反應可能會視通貨膨脹是否高於或低於其長期平均水準而有所不同；尤其，對通貨膨脹負向衝擊所作出的反應，似乎低於對正向衝擊所作出的反應。然而，本文實證結果顯示，利率的反應並未隨著通貨膨脹與產出偏離的大小而有明確的改變，亦即衝擊幅度不論大小在政策考量上似乎同等重要。

附帶一提，本文的研究有二項限制。本文的分析焦點為，各新興經濟體央行對於一組共有的經濟變數在過去所作出的實際反應情形。因此，本文並不能提供有關最適貨幣政策設定的實證證據。此類研究眾多，已經超出本文範圍。其次，過去幾年間，許多國家的貨幣政策制度已有重大變革。雖然本文估計的反應函數似乎具有強韌性（robust），不僅在不同的模型設定與估計方法下如此，並且在許多國家中亦皆如此，然而央行的反

應函數近年是否已經發生改變，本文並未獲致明確的實證結果。

以下內容的結構如次。第一部分首先簡短回顧新興市場經濟體中貨幣政策法則的功能如何，接著討論反應函數中所可能包含的變數。第二部份提出本文估得的 13 個新興經濟體反應函數。第三部份提出強韌性檢驗。第四部分檢定不對稱貨幣政策反應是否存在。第五部份提出結論。

一、文獻回顧

貨幣政策法則的功用

有關時間不一致性（time inconsistency）的文獻指出，純粹自由權衡的政策設定會導致較高的長期通貨膨脹；見 Kydland and Prescott (1977) 與 Barro and Gordon (1983) (註 5)。此種情況下，央行若承諾維持物價穩定，並信守其承諾，將可減少貨幣政策所導致的通貨膨脹偏差（inflation bias）。過去，此類承諾經常以固定匯率的方式由外部加以約束，或以貨幣成長目標的方式由內部加以約束。然而，此二方式皆已喪失其重要性：前者已被證明在面臨資本流動日益增高與金融市場不完全時將無法維繫；後者則因為貨幣需求函數受大規模衝擊的影響而失去作用。

在此背景下，新近且數量正在成長的文獻已經指出，通貨膨脹目標化提供一個方便

的機制，讓央行在執行貨幣政策時能夠兼顧法則與權衡。例如，Svensson (1999) 將通貨膨脹目標機制描述為「權衡下的決策」，亦即央行依據他所謂的「目標機制法則」訂定利率，以使附條件限制的通貨膨脹預測（conditional inflation forecast）（亦即貨幣政策「中間目標」）與通貨膨脹目標的偏離幅度，在目標期間內減低為零（註 6）。在此政策設定下，央行並未承諾受制於任何政策工具的安排，因此在訂定利率時享有相當大的彈性。其典型程序包括，央行依據當時可獲得的資訊，修改對各期（這與貨幣政策委員會會議的頻率有關）通貨膨脹與產出的預測。如果附條件限制的通貨膨脹預測高於目標，則央行將調高利率，以便在目標期間內使其偏離幅度達到最小，反之亦然。然後，私人

部門再依據央行所作出的反應，進而決定其消費與投資計畫。Blinder (1998)稱此為「開明的權衡」，並認為相當接近於許多政策制定者實務上試圖達到的做法(註7)。

新興經濟體的情況

鑑於新興市場經濟體偏高的通貨膨脹與偏低的政策公信力，故而在貨幣政策上有必要更有紀律，此點已被廣為強調。Calvo and Mishkin (2003)在最近的一份論文中探討為何新興市場經濟體容易受到資本流入驟然終止與匯率一再重貶的傷害。該文將新興市場經濟體的金融危機歸因於機構公信力薄弱，並建議此等經濟體應該採取通貨膨脹目標機制，以令央行受制於「有限度的權衡」，進而使其較難採行「過度擴張的貨幣政策」。由於此舉提高央行政策工具設定行為的透明度，並提高其公開說明的義務，因此有助穩住投資人的信心，避免容易受到危機的傷害。

有關在新興經濟體中採取以法則為基礎的貨幣政策的論點，Taylor (2002)提出另一項理由指出，央行若以系統化方式訂定利率，則貨幣政策的預期效果較高。鑒於新興市場經濟體的金融市場較不成熟，故此類預期效果可能較低，惟貨幣政策依舊可透過工資與房地產價格的變動而產生重大影響。因此，較可預測的央行行為有助於改善貨幣政策的傳遞機制與有效性。

誠然，新興市場經濟體過去十年內的貨

幣政策表現已經朝此方向邁進。例如，在本文的13個樣本國家中，除印度與台灣二個國家以外，所有國家皆已引進通貨膨脹目標機制，從1990年的智利一直到2002年的秘魯。Amato and Gerlach (2002)指出，通貨膨脹目標機制有一重要特徵，亦即它會使得央行利率對通貨膨脹作出更為系統化的反應。此類變革的必要條件為制度的配套改革，諸如提高政策工具的獨立性，提高政策制定時對經濟計量模型的倚賴程度，以及加強與社會大眾說明有關央行政策與政策效果，見 Bernanke and Mishkin (1997)。

附錄中的表1列出各新興市場經濟體央行的政策目標與其對政策工具的設定。表1係由各央行公開發布的訊息整理而得，因此可能有異於法規中所揭示的政策目標。如同表中所列，多數央行透過正式信守明確的通貨膨脹目標的方式，將首要關注焦點放在維持物價穩定。表1中另一項值得注意的特徵為，有些央行會宣佈利率訂定準則，這些準則通常包括央行對於特定衝擊將如何作出反應，以及在何種情況下可能會選擇以貨幣融通因應部分衝擊。例如，智利央行(2000)對物價衝擊事件下所將採取的措施提出清楚的說明，唯有該衝擊會影響長期通貨膨脹率趨勢纔能調整利率加以沖銷，至於對正向偏離與負向偏離則須作出對稱的反應。匈牙利央行的優先策略則為，唯有在總合需求導致通貨膨脹長期偏離目標時纔調整利率，此舉

被認為能夠減低短期利率過度波動，並避免非計劃中的產出波動，詳見匈牙利國家銀行（2002）。在墨西哥，當通貨膨脹預期偏離目標的幅度頗大時，央行即調整 corto（為墨西哥央行的貨幣政策操作工具）並沖銷外生性物價衝擊的第二波影響（Martinez et al. (2001)）。

在通貨膨脹目標機制下，央行如何對物價衝擊作出反應而訂定利率，韓國為其典型範例。當每月的通貨膨脹預測顯示物價壓力持續不斷，並且大幅偏離通貨膨脹目標時，韓國央行（Bank of Korea）即調整其附買回利率（韓國央行（2003））。該行在評估物價壓力時係採「綜合研判法」（look-at-everything approach），而非完全遵循經濟模型的預測結果（註 8）。在政策目標相互衝突的情況下，例如經濟趨緩或金融市場的不確定性正好撞上通貨膨脹高於目標時，該行將採取折衷方式，大量倚賴綜合研判。此外，除非情況特殊，否則該行將小步調整政策性利率，通常每次調幅僅為 0.25 個百分點（註 9）。

多數國家貨幣政策執行情形的改變，已經使得通貨膨脹率與其波動明顯降低。附錄中的表 2 列出過去二十年內各國的通貨膨脹表現，許多國家的通貨膨脹在 1990 年代較之前十年顯著下降。過去三年的通貨膨脹表現尤其突出，不僅通貨膨脹率進一步下降，並且通貨膨脹波動亦減少許多，已經足以媲美工業化國家。其中以拉丁美洲通貨膨脹的下

降最為令人刮目相看，以往的高通貨膨脹或超高通貨膨脹似乎已經不復可見。

仔細檢視表 1 可發現，新興經濟體的央行亦關注其他政策目標。穩定產出僅次於通貨膨脹亦為貨幣政策的重要目標，惟各國對各政策目標如何定義仍有明顯分歧。例如，菲律賓將穩定產出的目標定義為維持產出於「理想」路徑，印度將之定義為「促進」經濟成長，韓國則將之定義為「協助」經濟復甦。對照之下，智利與匈牙利則強調，在考量通貨膨脹目標的前提下，減少產出波動。值得注意的是，不論貨幣政策制度如何，穩定匯率似乎是許多國家的關注重點。智利或屬例外，其政策公開宣布容許匯率自由變動。韓國偏向於監視資產價格以利貨幣政策考量，印度央行試圖減低利率波動，拉丁美洲各國央行則偏好於穩定國際收支中的經常帳逆差（Corbo（2002））。

反應函數的變數

基於上述討論，有理由相信，新興市場經濟體各央行的反應函數必須考慮多重政策目標。依據 Taylor (1999)，(1)至(3)式可概略描繪出封閉經濟下的標準總合模型（standard aggregate model），其央行係依據通貨膨脹與產出缺口訂定利率：

$$y_t = -\beta(i_t - \pi_t - \gamma) + u_t \dots\dots\dots (1)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + e_t \dots\dots\dots (2)$$

$$i_t = g_0 + g_1 \pi_t + g_2 y_t \dots\dots\dots (3)$$

式中， y 、 i 、 π 與 r 分別代表產出缺口、

政策性利率、通貨膨脹與長期均衡實質利率。(1)與(2)式為封閉經濟下的總合需求與總合供給函數（亦即傳統的後顧型菲利普曲線（traditional backward-looking Phillips curve））， β 與 α 分別為斜率參數，而 u 與 e 則為隨機干擾項。(3)式描述政策法則，亦即央行在 g_1 、 g_1 、 g_2 的政策參數下，依據當期通貨膨脹率與產出而調整政策性利率（註 10）。通貨膨脹反應係數（ g_1 ）大於一為本模型具有穩定性的重要前提（註 11），因此總合需求函數對通貨膨脹率呈現負斜率。央行面臨物價衝擊（ e ）時會調高利率，並且其調高幅度大於通貨膨脹提高的幅度，亦即會調高實質利率直到通貨膨脹回到目標。

在(2)式的菲利普曲線下，反應函數中的產出缺口係數（ g_2 ）取決於二項因素，亦即總合供給曲線的斜率及損失函數中產出波動的比重。例如，水平供給曲線意味為降低通貨膨脹而採取的政策衝擊將大幅提高產出波動，假設其他情況不變，則表示產出缺口係數相當小。

再者，許多學者遵循傳統慣例，將前期利率納入反應函數(3)，反映出央行試圖使利率調整趨於平滑化。對於利率調整平滑化的經濟學理，經濟文獻已經多所著墨（註 12）。朝同一方向採小步方式調整政策性利率，會提高此舉對長期利率的衝擊，由於市場參與者預期利率會持續調整，因此會將其預期計入遠期利率（forward rates）。當模型參數具

有高度不確定性，且政策制定者必須在資訊不完整的情況下採取行動時，漸進式行動亦可減低政策錯誤的風險。另一項理由為，央行可能會慮及其政策措施對金融體系的影響，亦即如果市場進行利率避險的能力有限，則突然大幅調整利率可能會使市場參與者暴露於資本損失的風險之下，並可能使系統性金融風險提高。其他理由則可能包括，避免因利率調整方向突然逆轉，進而損及央行聲望（註 13）。

匯率

匯率為開放經濟體的一項可能相當重要的變數。當匯率轉嫁高度影響物價時，匯率可能會在貨幣政策中具有特殊的重要性。惟貨幣政策要對匯率作出何種反應，可能係取決於央行是否有其他政策工具可供使用。這可能不僅包括傳統的工具，諸如外匯干預，另外也包括非傳統性的工具，諸如暫時性的資本管制、債務轉換（debt swaps）、以及與匯率連動之各項金融工具，凡此皆可使匯率預期趨於穩定（註 14）。表 A 以高度制式化的方式列出匯率變動下的各種政策反應。

Taylor (2001) 首先提出一項如今廣為週知的論點，亦即如果匯率因暫時性干擾而下滑，則利率應維持不變（見表 A 第一列）。其原因係此類匯率變動對通貨膨脹預期的影響不大，並且央行對通貨膨脹作出反應時，會間接將匯率變動的影響納入考量（註 15）。如果匯率下滑係起因於出口需求降低，則央

表 A 貨幣政策對匯率變動的反應

	實質衝擊	金融衝擊
短暫性	不作反應	不作反應
永久性	財政政策	貨幣政策

行將面臨物價正向衝擊及總體需求負向衝擊，進而使得調高利率的必要性降低。Ball (1999)指出，在此種狀況下，釘住剔除匯率影響後的長期通貨膨脹率較為有利，此舉雖然有可能提高短期通貨膨脹波動，然而卻能大幅減低產出波動。

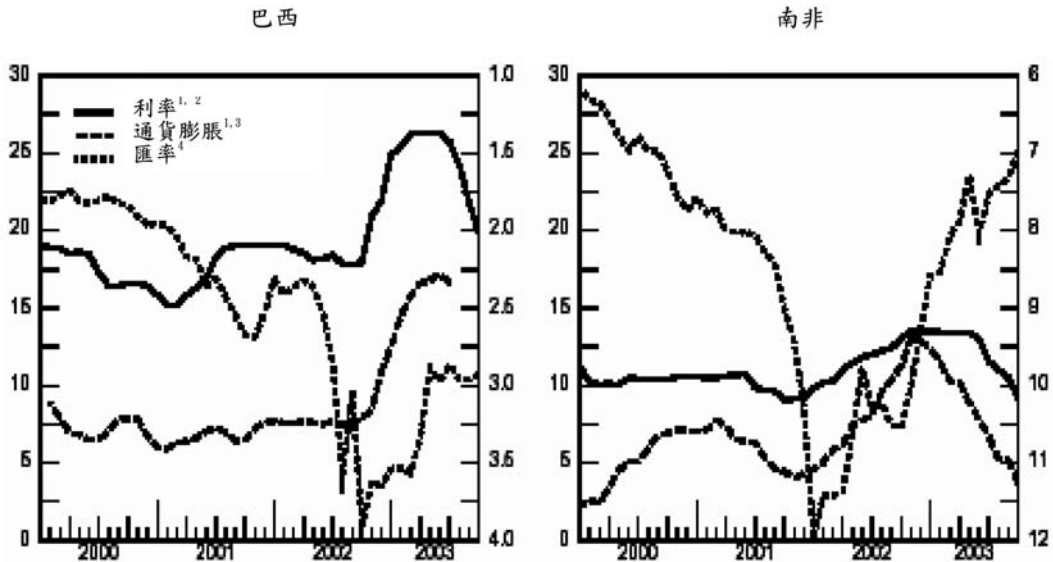
理論上貨幣政策不作出反應的另一情況為永久性實質衝擊所致之匯率下滑，例如貿易條件長期惡化，或產出負向衝擊。此時的最佳政策可能係調整其他政策，尤其是財政政策，以資配合經濟體中的總合吸納水準（見表 A 第二列左項）。反之，Ball (2002)指出，如果有害的匯率衝擊係源於金融面（例如，外國投資人突然撤離），則為穩定通貨膨脹與產出，調高利率可能係適當的政策反應（見表 A 第二列右項）。此時，在通貨貶值會提高對外需求與物價之際，相對較高的利率水準將可減低國內需求，並穩定通貨膨脹（註 16）。

儘管如此，實務上許多新興市場經濟體

卻透過調整利率的方式大規模進行干預，藉以穩定匯率。此種行為有一項合乎理論的理由，亦即新興市場經濟體的重大通貨貶值通常肇因於金融衝擊，往往導致高通貨膨脹。再者，新興經濟體的匯率衝擊傾向於大幅而持久，這可能會令央行陷入兩難困境。央行若選擇任由匯率下滑，則可能面臨通貨膨脹率高出目標的風險，進而喪失公信力。反之，若企圖穩定匯率，則可能必須調整利率至相當高的水準，進而可能導致產出大幅損失。Ho and McCauley (2003)最近的研究指出，未能達成通貨膨脹目標的新興經濟體通常為蒙受匯率急遽變動的國家。這意味面臨通貨大貶時，央行雖可快速調高利率，惟央行亦可能選擇避免經濟急遽緊縮，而付出未能達成通貨膨脹目標的代價。

南非與巴西最近的經驗正可闡明此一論點。圖 1 顯示，在最近的通貨危機中，二國匯率、通貨膨脹與利率變動相當類似。在匯率投機壓力累積、風險趨避行為增多與區域

圖 1 利率、匯率與通貨膨脹



¹左座標 ²以百分點為單位；短期利率 ³年變動百分比 ⁴右座標；本國通貨兌1美元；增加表示升值
資料來源：Bloomberg、Consensus Economics、國際貨幣基金、各國資料

政治不確定性升高之後，南非幣於 2001 年承受重大貶值壓力，在該年年底最後二個月內貶值逾 20%。南非央行當時未加干預，僅在 2002 年 1 月通貨貶值導致重大通貨膨脹壓力時，才調高利率（註 17）。最後，匯率回穩，而南非央行則未達成通貨膨脹目標。2002 年下半年巴西實質匯率下滑逾 40%，巴西央行僅在通貨貶值威脅到通貨膨脹目標時，才調高利率。巴西央行對超出通貨膨脹目標一事進行解釋時指出，調高利率主要係為避免匯率下滑對通貨膨脹的第二波衝擊。巴西央行容許第一波效果反映於物價（註 18），並將 2003 年通貨膨脹目標由 4% 提高為 8.5%。

新興市場經濟體的央行也可能基於穩定

物價以外的理由而給予匯率相對較高的權重，其中又以維持金融穩定最為重要。Calvo and Reinhart (2002)認為，部份新興經濟體「懼於浮動」的行為係肇因於機構公信力與政策公信力薄弱而須付出的高風險貼水（註 19）。外匯市場不活絡的國家對匯率浮動的抗拒可能特別強烈，此類市場容易受到一面倒預期（one-way expectations）與一窩蜂行為（herd behavior）的傷害。市場失序貶值可能會鼓動國際貿易各項交易與短期資本流動投機行為的提前或延後，進而使得匯率本身產生動能（momentum）。近來對外匯市場的許多干預行為正可支持此一看法。印度曾試圖透過匯率與利率干預避免匯率過度波動，部

分原因即在其外匯市場不活絡。2001年中及2003年初菲律賓披索承受重大貶值壓力時，為限制匯率投機，菲律賓央行亦曾提高法定準備。

在某些國家中，外債龐大或債務與匯率連動等金融不健全情形的存在，可能使得貨幣政策更有理由進行干預。最近，Eichengreen (2002) and Goldstein and Turner (2004) 已經指出高度美元化國家匯率下滑的不利影響。通貨在此種情況下急遽貶值可能會導致大量倒閉，甚至使總合需求函數中匯率的符號由正轉負。在此種匯率所致異乎尋常的緊縮性衝擊下，央行有必要調高利率，藉以對抗重大的匯率衝擊(註 20)。

其他資產價格

有關其他資產價格(主要為股價與房價)在央行利率決策上所扮演的角色，其實證檢定已經超出本研究範圍，在此僅簡要回顧相關議題與新興市場經濟體近來的經驗。許多論者主張，由於資產價格循環通常在經濟景氣轉佳時達到高峰，成為未來通貨膨脹的前兆，因此需要採取事前防範措施(註 21)。再者，資產價格可能含有「泡沫」因素，日後勢必反轉，進而使金融體系有潛在的不穩定傾向(註 22)。

惟央行應否對資產價格變動作出反應，論者見解互異，部分原因在於對傳遞機制的假設不同。例如，Bernanke and Gertler (2001) 在模型中對資產價格的描述，著重於資產價

格透過傳統的財富管道與資產負債表途徑對總合需求發生影響，並且指出央行若積極地對預期通貨膨脹作出反應，將可有效穩定經濟，避免受到資產價格變動的影響。反之，Bordo and Jeanne (2002)在模型中將資產價格偏離基本面所致的金融不穩定風險視為一種外生的過程，此過程有部分係取決於貨幣政策反應的性質。在其模型中，貨幣政策能夠控制債務大小與資產價格這二項變數(註 23)。因此他們認為央行必須對資產價格作出先制反應。基於相同的理由，Borio and Lowe (2002)指出，貨幣當局若未能妥善處理低通貨膨脹期間所強化的資產價格不平衡，則「有可能由於貨幣融通措施之採行，不知不覺縱容出實質經濟中無法持續且具破壞性的價格暴漲。」

第二項差異源於實務考量，央行難以準確辨識引起資產價格循環的因素，進而從泡沫中釐析出基本面(註 24)。當央行不確定資產價格對通貨膨脹與產出的影響如何時，若進行干預致使利率波動加劇，則可能形成高昂的干預成本。另外，央行若使資產價格飆漲貿然結束，亦可能不得人心。Filardo (2001)指出，此種情況下貨幣當局的反應可能取決於以下二者，一為使資產價格趨於穩定所能獲得的淨利益，二為資產價格對通貨膨脹與產出走向產生重大影響的可能性大小(註 25)。

新興經濟體家計部門的資產組合通常較

不多樣化。由於股票佔其資產組合的比例遠小於工業化經濟體，使其財富效果較低。再者，新興經濟體股價起伏較大，貨幣政策如果試圖穩定資產價格，其所導致的利率波動可能相對高得多。因此，貨幣政策對股價失衡作出反應可能獲益有限。

反之，某些國家的房地產價格則在通貨膨脹與產出走向上扮演重大角色。例如，銀行貸放不慎造成房地產價格飆漲，為1997-1998亞洲金融危機中的重要因素，其後資產價格暴跌也使香港出現通貨緊縮，同樣情形隨後亦出現於新加坡。韓國近年亦有類似情形，其住宅與抵押貸款信用於2002年急遽成長，使得家計部門債務水準過高。韓國央行因此對銀行授信採取緊縮性的審慎監理規定，並宣示將緊密監視資產價格，在訂定利率時納入考量。部分亞洲國家在過去二年內亦曾面臨類似的住宅信用激增與房地產價格飆漲。

在某些國家中，長期債券利率此項資產

價格似乎亦有其重要性。為影響長期利率，有許多新興經濟體央行會直接在債券市場進行干預，但此類干預未必基於通貨膨脹與產出的考量（註26）。例如，穩定長期利率一向是印度明白揭示的政策目標（見表1）。為達成此政策目標，印度準備銀行不時進行干預，試圖穩定長期債券殖利率，這在風險貼水上升且印度政府必須發行鉅額債券以融通財政赤字時，尤其如此（註27）。

此類債券市場干預的一項明顯理由為，利率期限結構未必表現良好，在金融不確定性高且債券市場欠缺流動性時，尤其有此情形。此類情況下，金融市場的風險貼水可能居高且易變，進而降低預期機能市場利率水準決定上的重要性。穩定長期利率的其他理由尚可能包括金融體制不健全，例如政策性利率至實際貸放利率的傳遞效果不彰，以及在欠缺「適當」（譯注：原文為 *inadequate*，顯有誤）風險移轉機制的情況下銀行須承受較高的利率風險。

二、反應函數估計

有關上節的一些假說，作者試圖在本節中提出實證上的答案。附錄中的表3與表4列出本文13個樣本國家的短期利率、通貨膨脹率、產出缺口與匯率的主要統計量，作為初步檢驗。多數國家的短期利率與通貨膨脹率有強烈的正相關（表3）。印度、菲律賓、與南非例外，此三國中上述二項變數的關聯

相當低。除智利外，利率與匯率似乎有負相關，通貨貶值與利率的提高有關聯，反之亦然。對照之下，短期利率與產出缺口之間則關係微弱，部分國家並出現違反理論的令人訝異結果。例如，匈牙利、墨西哥與南非的短期利率與產出缺口出現負相關，貨幣政策似乎反而助長經濟波動。

表 4 列出變數標準差作為波動指標。表中通貨膨脹率與匯率變動較大國家，其短期利率波動亦較大；金融環境相對穩定的國家則反是。尤其，拉丁美洲各國的短期利率波動，較亞洲與中歐各國劇烈，反映出其頻仍的通貨貶值與居高的通貨膨脹。除印度外，各國產出缺口較其他變數穩定。總之，初步研究顯示，利率緊密地隨著通貨膨脹率與匯率而變動，惟其與產出缺口的共變異關係則含糊不明。

開放經濟體泰勒法則

本文依循 Taylor (2001)，將焦點放在開放經濟體利率反應函數，其中央行依據下式對實際通貨膨脹率、產出缺口與匯率變動作出反應：

$$i_t = \delta_0 + \delta_1 \pi_t + \delta_2 y_t + \delta_3 \Delta x_{t-1} + \delta_4 \Delta x_{t-1} + \delta_5 i_{t-1} \dots (4)$$

式中 i 為短期名目利率或央行政策性利率， π 為通貨膨脹年率， y 為實際產出與潛在產出的偏離幅度， xr 為取對數後的實質有效匯率（提高意味升值，反之亦然）， Δ 則為一階差分運算因子。所有變數的測定係採季底值，多數樣本國家自 1990 上半年開始至 2002 年底結束。理論上，(4) 式參數的正負號為 δ_0 ， δ_2 ， $\delta_5 > 0$ ； $\delta_1 / (1 - \delta_5) > 1$ ， $\delta_3 < 0$ ；以及 $\delta_4 < 0$ 。本文稱(4)式為基準模型（baseline model）。為檢驗實證結果的強韌性，本文將對變化式進行估計，其中實際通貨膨脹與匯率係由其與趨勢值的偏離幅度所取代（亦即缺口模型）（註 28）。

根據 Taylor (2001)，由於 δ_4 大致等於 $-\delta_3$ ，因此 (4) 式中匯率的重要性可能不高（註 29）。如表 A 所示，其中隱含的假設為，匯率衝擊係暫時偏離其長期均值，因此央行有可能對當期的通貨貶值作出反應，進而調高利率；然而由於匯率會回歸平均值，亦即對央行的通貨膨脹預測並無重大影響，因此央行會在下期調降利率。惟若匯率衝擊係屬大幅而持續，並且央行賦予匯率穩定相對較高的權重，則預期(4)式中當期與前期的匯率變數皆將出現顯著的負係數。

基準模型實證結果

附錄中的表 5 列出 13 個樣本國家的基準模型實證結果。表中的產出缺口係使用 HP 過濾法估計趨勢產出值後計算而得。在某些樣本國家中，本文對於其發生危機的時期則利用適當的虛擬變數加以表現。本文以短期利率（在多數國家中為金融業隔夜拆款利率）作為反應函數等號左方的變數。選擇此一作法係由於許多央行尚無正式的政策性利率。再者，由於樣本期間貨幣政策操作制度變革頗鉅，短期市場利率較實際政策性利率更能適當反映操作程序的變化。總之，所有國家的政策性利率與短期利率二者之間皆有高度的相關性。惟印度除外，該國係採用多項政策利率工具，藉以影響通知存款利率（call money rate）（表 6）。

本模型之實證結果顯示，簡單貨幣政策法則相當能夠合理解釋新興經濟體的利率設

定行為。(4)式能夠解釋多數國家短期利率實際變動的 70-90%。在此並未出現誤差項自我相關的問題，並且雖然部份係數僅符合弱的顯著性，但所有估計係數的正負號皆符合預期。如附錄中的圖 A 1 所示，本模型能夠相當接近地描繪出貨幣政策的歷史軌跡，並且捕捉到 1990 年代中期後之大多數轉折點。巴西與南非的誤差似乎較高，巴西自 1999 年實質匯率下滑後，估得的貨幣政策法則對短期利率的預測大多偏高，至於本模型對南非在 1998 年 2001 年之間政策性利率的預測則大多偏低。自從當前這一波景氣循環開始以來，預測偏高似乎為各國之間共同現象，特別是亞洲的貨幣政策轉趨寬鬆，因此尤其有此現象。

表 B 列出有關的短期與長期反應係數(註 30)。新興經濟體的央行似乎有一項共通的做法，亦即皆以小步方式調整利率；前期利率係數平均為 0.6，這意味利率的初次調整僅有 40%。匈牙利、秘魯、波蘭、南非與台灣的利率調整平滑化程度特別高，但在智利與菲律賓則低。

另外，亞洲與拉丁美洲的貨幣政策對通貨膨脹作出的反應似乎較中歐為高，而南非作出的反應則特別強烈。大約有一半國家的通貨膨脹長期反應係數大於一，這顯示各國央行會避免在通貨膨脹壓力下採取貨幣融通措施。以亞洲而言，印度與菲律賓估得的通貨膨脹長期反應係數較低，這或許可以解釋

此二國相對較高的通貨膨脹率。以拉丁美洲而言，反應係數顯示出智利、墨西哥與秘魯均避免貨幣融通的政策立場，而巴西的反應則似乎較弱。中歐的貨幣政策反應相對較弱，必須小心解釋，1990 年代中歐逐漸解除物價管制，導致相對物價大幅變動，嚴重影響其通貨膨脹率。本文的實證結果再次證實其他研究的發現，亦即為降低產出成本，轉型中經濟體的央行可能會以貨幣融通措施因應部份的非貨幣性物價壓力(註 31)。

有關穩定產出方面的實證證據則顯得強弱不一。以捷克、印度、韓國、墨西哥、波蘭、台灣與泰國而言，產出缺口係短期利率的決定因素，並且在統計上具有顯著性；至於其他國家，則顯著性較弱，或者不具顯著性。新興經濟體的總合供給面衝擊相對較為重要，在估計其潛在產出時較工業化經濟體更為困難，由於本模型的產出缺口估計值可能不足以充分衡量總合需求缺口，因此這些係數估計值可能偏低。

估得的長期彈性顯示，拉丁美洲與中歐的貨幣政策對產出的反應強於亞洲。除智利外，拉丁美洲與中歐所有國家的貨幣政策對產出缺口的反應皆大於一。此一實證結果可能與其他政策在穩定產出上所扮演的角色有關。例如，在 1997 年至 1998 年的金融危機之後，財政政策在亞洲扮演重要的角色，貨幣政策作出積極反應的必要性或許因此減低。反之，許多新近的研究顯示，拉丁美洲

表 B 根據簡單反應函數計算而得的貨幣政策反應¹

	通貨膨脹		產出		匯率	
	短期	長期	短期	長期	短期	長期
印度	0.13	0.43	0.13	0.43	-0.18	-0.60
韓國	0.66	1.53	0.29	0.67	-0.29	-0.67
菲律賓	0.51	0.71	0.35	0.49	-0.09	-0.13
台灣	0.23	1.35	0.13	0.76	-0.03	-0.18
泰國	0.56	1.33	0.37	0.88	-0.31	-0.74
巴西	0.08	0.29	0.98	3.50	-0.10	-0.36
智利	0.97	1.43	0.32	0.47	0.00	0.00
墨西哥	0.55	1.10	0.74	1.48	-0.79	-1.58
秘魯	0.19	1.36	0.15	1.07	-0.38	-2.71
捷克	0.12	0.75	0.32	2.00	0.03	-0.19
匈牙利	0.20	0.80	0.35	1.40	-0.15	-0.60
波蘭	0.17	0.68	0.66	2.64	-0.05	-0.20
南非	0.08	4.00	0.04	2.00	-0.12	-6.00

¹根據附錄表5的泰勒法則設定。

各國的財政政策對產出所作出的反應一向極弱，甚或助長經濟景氣循環（註 32），因此央行可能會在穩定產出上扮演更活躍的角色。舉例言之，Sidaoui (2003)指出，墨西哥財政政策傾向於強化而非緩和總合需求面衝擊，因此其央行必須更積極地對總合需求的波動作出反應。

實證結果強烈拒絕央行不對匯率波動作出反應的假設。除智利外，所有國家反應函數的當期實質匯率變動一律帶有負號，這顯示當匯率貶值時，央行會藉由提高利率而進

行「反向操作」。除捷克、波蘭及台灣外，此一關係在所有國家中皆具有統計上的顯著性。

如前所述，前期匯率變動的反應係數如果具有顯著性，並且帶有正號，則顯示匯率變動會回復均值（mean reverting），並且意味央行會反向扭轉其利率措施。然而，由表 5 可見，前期匯率的係數有正號時，並不具有統計上的顯著性。相反地，當此係數有負號時，則具有統計上的顯著性，這顯示韓國、印度、墨西哥、秘魯、泰國及南非的匯率衝

表 C 通貨膨脹、產出及匯率對利率波動的貢獻

	通貨膨脹		產出		匯率	
	β	ε	β	ε	β	ε
印度	0.16	0.08	0.22	0.10	11.68	-0.40
韓國	0.22	0.27	0.15	0.24	19.47	0.31
菲律賓	0.40	0.29	0.13	-0.08	7.57	0.34
台灣	0.23	0.07	0.10	-0.10	1.63	0.10
泰國	0.22	0.22	0.22	0.68	14.36	0.96
巴西	0.28	0.05	0.10	-0.00	3.61	0.40
智利	0.54	0.49	0.10	-0.00	0.00	-0.00
墨西哥	0.76	0.46	0.24	-0.09	42.44	-0.25
秘魯	0.15	0.04	0.05	-0.00	13.28	0.02
捷克	0.17	-0.26	0.10	0.01	0.84	-1.04
匈牙利	0.19	0.16	0.05	-0.01	3.05	-0.30
波蘭	0.27	0.12	0.15	-0.08	2.23	-0.14
南非	0.23	0.09	0.28	0.80	15.71	3.89

註：由附錄中表5的基準模型估計值推算而得。

擊有高度的持續性。智利當期與前期匯率係數有「不正常」的正負號，惟其正負號彼此抵銷，意味匯率變動並不影響貨幣政策。

總之，本文實證結果顯示，利率會對匯率作出強烈反應，並且匯率對利率變動的平
均值與標準差皆有重大貢獻（表C）。表中的 β 係數係衡量所有變異數以標準差加以標準

化之後對利率變動的貢獻。同理， ε 係數係衡量對平均值變動的貢獻。如表中所示，在所有國家中，匯率波動顯然是利率波動的最大貢獻因素，通貨膨脹及產出的貢獻相對較小。觀察樣本期間內，此三變數對利率平均值的貢獻情形亦屬如此。

三、強韌性檢驗

在本節中，對基準實證結果進行強韌性檢驗，一則檢視這些結果在不同的模型設定

下是否依舊成立，二則檢視本文所估得的關係式是否會有重大改變。估計值的不穩定

性有若干潛在來源：第一、本文基準估計值的計算係基於通貨膨脹率與匯率的絕對變動幅度，而非其偏離目標或趨勢的幅度。第二、由於部分國家在過去三、四年間已改採通貨膨脹目標機制，加上其分派至不同政策目標間的權重已有重大改變，因此不穩定性的來源有部分已可認定。然而，由於通貨膨脹目標機制的採行經驗尚相當短暫，因此對上述目標權衡的改變難以獲致具體結論。第三、本文係在央行對實際值而非預期變數作出反應的利率法則下計算基準估計值，這在前瞻性政策設定（forward-looking policy setting）下未必有效。

模型設定的敏感度

首先，以通貨膨脹與匯率偏離趨勢的幅度，分別取代基準模型中通貨膨脹與匯率變動的絕對值，再進行估計。本文使用HP法估計通貨膨脹趨勢值，而非當局公開宣布的目標值。惟此二者勢必緊密相關，因為HP過濾法將使長期通貨膨脹呈現趨勢傾向，而實際的通貨膨脹目標則似乎緊追其後。

表7所列的實證結果顯示，雖然模型的解釋能力以及部分國家的個別參數在統計上的顯著性有所下降，惟參數的正負號與大小則很少有重大的變動。除墨西哥與南非顯屬例外，利率對通貨膨脹與產出的反應在缺口模型中均較基準模型下降。儘管如此，在匯率方面，其結果則印證了基準模型的研究結果。除智利之外，當期匯率的係數在所有國

家中皆帶有負號，而且在大多數國家中皆具有顯著性。如同基準模型所顯示，其結果證實了匯率衝擊的重要性以及央行會對之作出反應。

估計值的穩定性

首先，本文針對每一個樣本國家進行結構穩定性檢定（Chow breakpoint tests），假定關係式中可能出現轉折點的日期為亞洲金融危機爆發後1999年貨幣政策新時代的開始。對所有國家，尤其對拉丁美洲與中歐國家而言，雖然此一日期之斷點（breakpoint）可能看來武斷，然而其中似乎顯現共通的一致性，亦即對控制通貨膨脹的重視在這時間前後顯著提高。在多數亞洲國家、巴西、墨西哥、與波蘭，亦即在經歷貨幣制度重大變革的國家中，其估計式含有此種變化的實證證據（表D）。

由於結構穩定性檢定係假設估得的關係式在一個特定的最末未知端點的前後具有穩定性，因此更適當的方法為對(4)式中各個參數的係數以遞歸（recursive）方式重新估計。除了巴西、墨西哥、與韓國在1990年代末有一些不穩定性之外，圖2中各係數的圖示並未顯示樣本內參數有明顯的不穩定性。由於時間範圍相當短，因此這些結果應該小心解釋。本文使用遞歸殘差作為第三項穩定性檢定，除巴西與墨西哥外，並無任何殘差超出標準誤差區間之外（見附錄之附圖A2）。

估計方法的敏感度

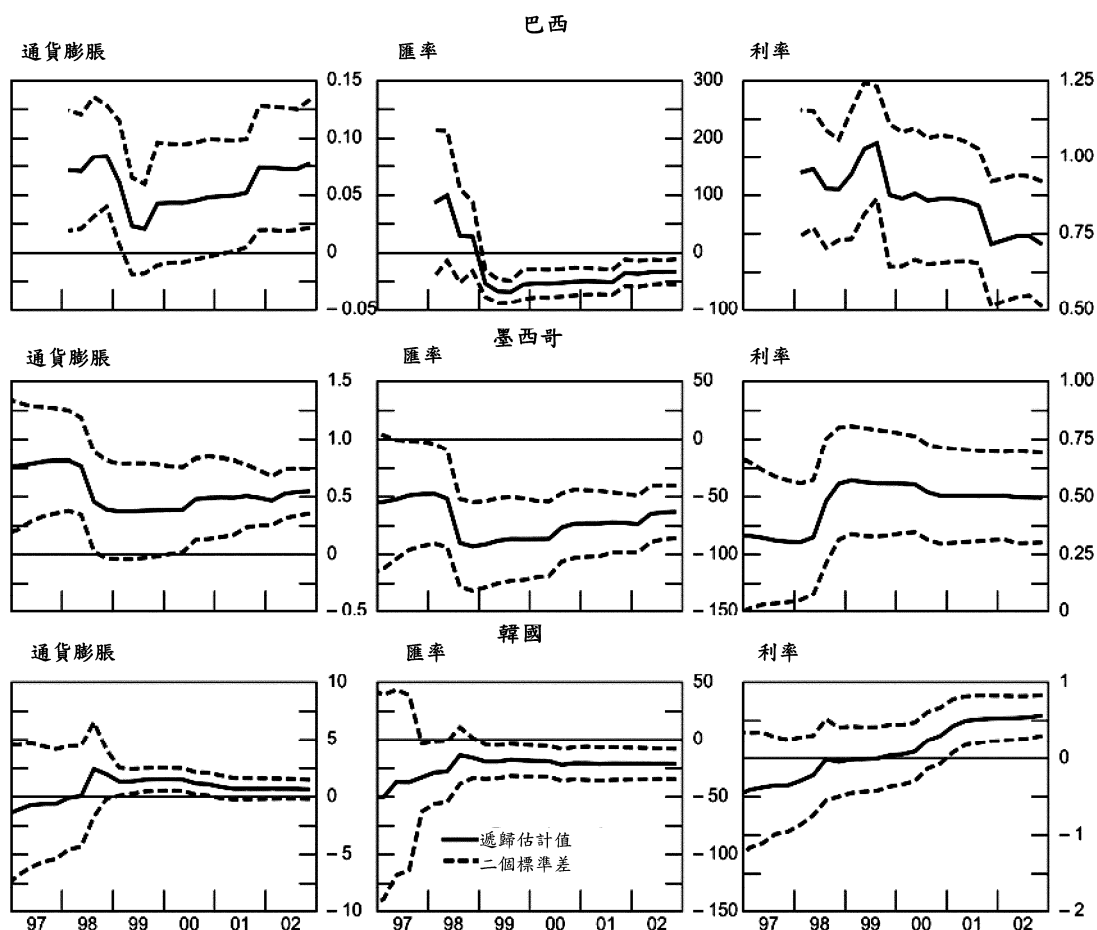
表D 樣本內結構穩定性檢定

	印度	韓國	菲律賓	台灣	泰國	南非	巴西	智利	墨西哥	秘魯	捷克	匈牙利	波蘭
F 統計 量	0.53	2.69*	2.99*	1.91	2.19*	1.62	18.48*	0.56	5.05*	1.07	1.12	1.39	3.95

註：對1999年第1季資料進行結構穩定性檢定（惟墨西哥係採1998年第1季資料，波蘭係採1998年第1季資料，泰國係採1997年第3季資料）。

*代表無結構轉變的虛無假設已被拒絕。

圖2 巴、墨、韓三國之遞歸估計值與各項係數¹



¹ 依據表5的模型設定

本文使用 13 個樣本國家自 1998 年開始的月資料，假定貨幣政策係屬事先防範而非事後反應，並以變數預期值的方式估計出反應函數，作為最後檢定。若將樣本縮短至最新近的期間，即可對結構性改變進行檢定，並可補充上文的穩定性檢定，較短的樣本期間並將容許本文使用央行宣布的實際通貨膨脹目標。

本模型使用前數期的短期利率以及當期與前數期的貨幣供給成長、出口成長、匯率與產出缺口的數值作為工具（註 33），透過一般化動差法進行估計，時間落差的長短因國家而異，係取決於基本的短期動態運作；本文選用的加權矩陣，係能夠滿足在參數估計值與工具（註 34）之間零相關之正交條件，以及對任一型態的變異數異質性與自我相關具強韌性。為檢驗過度認定的狀況，附錄中的

表 8 列出相關的 J 統計量的機率值。如同表中所示，對多數國家而言，過度認定的虛無假設在 90% 的信賴水準下被拒絕。

GMM 估計值的結果列於附錄中的表 9。相當值得注意的是，前瞻性反應函數再度確認簡單法則的研究結果，這意味新興市場經濟體模型具有強韌性。當本文採用預期變數而非實際變數時，僅有極少數發生正負號逆轉，惟反應係數的大小則有一些改變。亞洲與中歐（除了波蘭對通貨膨脹的反應之外）利用預期變數估得的利率，對通貨膨脹與產出的反應程度顯著降低；反之，拉丁美洲對通貨膨脹的反應程度一般而言則有提高。然而，這在對匯率的反應上並不成立，亦即對匯率的反應程度在菲律賓、台灣、巴西、秘魯與捷克都大為提高。

四、非線性與非對稱性反應函數檢定

表 5 中所估計的反應函數，係假設央行對通貨膨脹與產出衝擊會作出線性且對稱性的反應。具體言之，估得的反應函數各項係數顯示，央行對正向與負向物價壓力以及經濟上揚與下滑情形給予相同的權重，並且他們的反應係數並不隨著衝擊幅度大小而改變。惟若此等假設不成立，則反應函數會出現設定錯誤（mis-specified）的情形。

作者在本節中針對央行反應是否取決於通貨膨脹與產出偏離幅度的大小與正負號，

進行檢定。對於通貨膨脹及產出與其目標值的負向偏離，央行是否會作出不同於正向偏離下的反應？相較於較小幅度的衝擊，較大幅度的衝擊是否意味會有較強烈的政策反應？

經濟文獻已經辨識出非對稱性與非線性貨幣政策反應的二項可能來源。首先，在物價與工資有重大僵固性時，透過通貨膨脹與產出二者之間的非線性關係，即可引入非對稱性。例如，正常工資在向下調整時，可能

具有僵固性；但是向上調整時，則具有彈性，因此產生一條非線性菲律普曲線（註 35）。由於工資向上調整具有彈性，因此當通貨膨脹出現正向偏離時，將導致在接下來的期間內物價膨脹率加速；至於當通貨膨脹出現負向偏離時，則將因工資向下調整的僵固性影響而受到抑制。在此類情況下，Dolado et al. (2002)指出，為抵消非線性菲律普曲線的影響，最適政策涉及作出某種程度的非對稱反應。執此之故，相較於通貨膨脹的負向偏離，央行可能會加強對抗通貨膨脹的正向偏離，並且其政策反應可能也會取決於衝擊幅度的大小（註 36）。

其次，非對稱貨幣政策反應的來源可能出自於，央行的損失函數與通貨膨脹及產出偏離幅度大小之間有非線性關係。有論者主張，為保護央行的公信力，具有獨立性的央行可能會偏向於，使其操作結果未達其通貨膨脹目標，而非超過其通貨膨脹目標，繼而導致貨幣政策的通貨緊縮偏差。Goodhart (1999)舉出可能彼此抵銷的二項央行政策上的非對稱性，亦即雖然央行有緊縮偏差，但卻較傾向於延後緊縮決策，而較不會延後寬鬆決策。另有論者主張，政治上的權責性與未來經濟發展上的不確定性，可能會鼓勵央行較為強力避免經濟衰退，而較不強力避免經濟擴張，見Blinder (1998)及Cukierman (1999)（註 37）。

為檢定利率反應是否隨著通貨膨脹與產

出偏離的正負號而改變，本文在(4)式中納入二項斜率虛擬變數，在通貨膨脹與產出低於趨勢值的各季之中，斜率虛擬變數的值为1。央行對通貨膨脹與產出作出的反應係由通常的係數與斜率虛擬變數二者的組合所決定。負及顯著的斜率虛擬變數意味對通貨膨脹與產出的負向偏離作出相對較弱的反應，而帶正號的斜率虛擬變數則反是。

其結果列於附錄中的表 10。捷克、匈牙利、韓國、波蘭與泰國的通貨膨脹斜率虛擬變數有或強或弱的顯著性。其中，波蘭似乎迥異於其他各國，有帶正號的係數，顯示其對通貨膨脹負向衝擊作出較強的反應，而對正向衝擊則非如此。其他各國中，韓國與泰國的斜率虛擬係數帶有負號且超過對通貨膨脹的反應係數，捷克與匈牙利斜率係數則相較於對通貨膨脹之反應係數並不低。這項實證證據顯示，利率對通貨膨脹負向衝擊作出較弱的反應。以另一方面而言，由於所有國家的產出缺口斜率虛擬係數皆在統計上不具顯著性，因此央行會隨著實際產出低於或高於趨勢而作出不同反應的此種看法，實證證據薄弱。

為對反應強度之非對稱性或非線性進行檢定，遂將(4)式擴大，加上通貨膨脹與產出缺口的平方項，如下式（註 38）：

$$i_t = \delta_0 + \delta_1 \pi_t + \delta_2 y_t + \delta_3 \Delta x r_t + \delta_4 \Delta x y_{t-1} + \delta_5 i_{t-1} + \delta_6 (\pi_t)^2 + \delta_7 (y_t)^2 \dots \dots \dots (5)$$

所謂對稱性檢定亦即對參數限制式 $\delta_6 =$

$\delta_7=0$ 進行檢定。接受限制式，亦即接受央行在調整利率時，並不會將衝擊幅度的大小納入考量。表 11 所列出的結果顯示，除捷克、巴西、秘魯與泰國外，Wald 檢定的 ρ 值並未拒絕通貨膨脹與產出缺口平方項之係數為零的限制式，這意味對衝擊幅度大小所作出的

利率反應並無顯著差異。即使在這四個國家，其通貨膨脹與產出平方項的係數大多為負數，因此不具經濟意義。另外，納入通貨膨脹與產平方項之後，也導致印度、台灣與南非在其他參數上有一些奇怪的符號改變。

五、總 結

本文突顯出新興經濟體中的若干議題。在一連串金融危機的背景之下，近來這些國家的論爭已經日益聚焦於如何建立貨幣政策公信力，讓央行受制於「有限度的權衡」並提高其政策措施可預測性的建議，已經被認為有其重要性。誠然，新興經濟體近年的貨幣改革似乎已經朝此方向邁進。在各國採取通貨膨脹目標機制的同時，已經出現改進政策透明度的努力，部分國家的央行並宣布訂定利率的準則。在此同時，政策目標仍有諸多含糊不明之處，雖然貨幣政策日益聚焦於物價穩定，但是其他政策目標亦依舊有其重要性，本文已經強調匯率穩定即為此類政策目標之一。本文檢視近來影響外匯市場壓力的事件發現，各央行經常進行干預試圖穩定匯率，對部分國家而言，某些時候這可能相

對上更重視利率的變化。

本文的實證結果再次證實先前有關央行利率訂定行為的研究。在許多新興經濟體中，利率對通貨膨脹的反應大於一，這意味貨幣政策對物價衝擊係採非貨幣融通的立場。然而，多數國家估得的關係式亦顯示，利率對於匯率變動會有強烈的反應，並且匯率對於利率的波動有其重大貢獻。這反映出二項因素的聯合效果：第一、匯率衝擊似乎呈現持續性；第二、央行似乎傾向偏好於動用貨幣政策工具藉以穩定匯率。本文實證結果亦顯示，部分國家的央行對通貨膨脹正向偏離所作出的反應，可能大於其對通貨膨脹負向偏離所作出的反應。惟利率反應會取決於通貨膨脹或產出衝擊幅度的大小一說，則實證證據不足。

附 註

(註 1) 作者在此感謝 Jefery Amato, Palle Andersen, Joe Bisignano, Claudio Borio, Andrew Filardo, Al Gebreen, Gabriele Galati, John Harkins, Corinne Ho, Ramon Moreno, Klaus Schmidt-Hebbel, Rainer Schweickert, Philip Turner, Bill White 與印度準備銀行、國際清算銀行及 Kiel 世界經濟學會所舉辦的研討會中的與會者所提供的各項有價值的評論，並感謝 Clare Batts 及 Karina Tarling 在文書上的協助，惟一切訛誤仍歸於作者。

- (註 2) 有關最近這方面的評論，請看 Taylor(1999), Svensson (1999, 2002)及 Clarida et al. (1999, 2000)。
- (註 3) 有關最近這方面的評論，請看 Loayza and Schmidt-Hebbel (2002)。
- (註 4) 這些國家包括：亞洲的印度、韓國、菲律賓、台灣及泰國；拉丁美洲的巴西、智利、墨西哥及秘魯；中歐的捷克、匈牙利及波蘭；及南非。
- (註 5) 其理由在於央行會傾向於製造預期之外的通貨膨脹以暫時提高產出，惟此種行為被視為與物價穩定政策目標有相互矛盾之處。
- (註 6) 相同地，Bernanke and Mishkin (1997)將通貨膨脹目標機制描述為一個架構，政策制定者即在此架構下行使其「有限的權衡」。依據 White (2002)，貨幣政策法則有一項實務上的重要益處，亦即可以限制央行的行為，並提高透明度。
- (註 7) Taylor (1993, 2002)對此亦有所闡明，他將法則定義為央行對通貨膨脹與產出偏離情形所作出的系統化反應，惟並非為一僵化的貨幣政策設定。
- (註 8) 詳見韓國央行 (2003)。該行將「綜合研判法」定義為，在衡量通貨膨脹壓力時，考量所有可能的指標，包括計量模型原始資料、與其他最近的指標（例如，產出缺口、NAIRU、流動性缺口、貨幣衝擊指標（monetary thrust index）等），再據以設定貨幣政策的方向。
- (註 9) 該行遵循所謂的「葛林斯班兒步」方式，亦即若利率調整係屬有利但未必需要時，則每次調整 0.25 個百分點；若利率調整係屬關鍵措施時，則調整半個百分點。
- (註 10) Taylor (1993)曾經配出美國的反應函數，其中美國聯準會係根據下列法則調整聯邦資金利率：。此一法則假設實質利率與長期通貨膨脹目標固定不變（各為 2%），成為眾所皆知的「泰勒法則」。
- (註 11) 將(1)式帶入(3)式，即可得出總合需求函數的斜率為 $-\beta(g1 - 1)/(1 + \beta g2)$ 。因此政策法則具有穩定性的前提為 $g1 > 1$ 。
- (註 12) 有關最近這方面的探討，請見 Lowe and Illis (1997)與 Sack and Wieland (1999)。
- (註 13) 見 Goodhart (1999)。他指出在不確定性升高時，最適反應可能意味更加積極調整利率，包括調升與調降。但在實務上，央行不傾向於反向扭轉其措施。
- (註 14) 由最近的實例可看出此等非傳統的政策工具種類繁多：詳細的說明請見 Ho and McCauley (2003)與 Mohanty and Scatigna (2003)。值得注意的實例包括巴西與土耳其，為使匯率預期趨於穩定，這二國過去曾經廣泛使用匯率指數連動債券（exchange rate indexed bonds）。1998 年以前，為遏止匯率投機，智利對短期資本流入訂有以準備金提存方式強制轉存央行的規定。為遏止其通貨升值，阿根廷與泰國最近曾引入各種資本流入管制。為避免立即違約，並防止通貨進一步貶值，烏拉圭於 2003 年曾將其短期美元債務中的一大部分轉換為長期證券。
- (註 15) Mishkin and Savastano (2001)指出，對匯率變動作出的反應若「過大或過於頻繁」，則匯率成為貨幣政策實際基準（de facto anchor）的風險將會提高。
- (註 16) Ball (2002)指出，在此情況下最適政策工具為匯率與利率二者的組合（為一貨幣情勢指數(MCI)），而非僅利率一項。利用澳洲與紐西蘭最近的經驗，他證明當金融性干擾造成衝擊時，以 MCI 為基礎所作出的政策反應將可降低產出波動，優於以利率為基礎所作出的反應。Wollmershauser (2003)亦得到類似結論，亦即央行透過對金融性干擾所致的匯率衝擊作出反應，將能減低產出與通貨膨脹的不確定性。然而，此一觀點有個問題，亦即 MCI 並非政策工具，並且金融性與實質衝擊二者難以區分。
- (註 17) 見南非準備銀行 (2002)。
- (註 18) 見巴西央行總裁致財政部長公開函（巴西央行 (2003)）。
- (註 19) Alesina and Wagner (2003)在一份最近的報告中指出，「懼於浮動」主要取決於政治制度的良窳。相對於政治體制健全的國家而言，政治體制不健全的國家匯率會有較大波動。
- (註 20) 見 Kamin and Klau (1997)論匯率所致的產出緊縮效果。
- (註 21) Goodhart (1995)為此一論點的先驅。
- (註 22) 例如，Cecchetti et al. (2000)指出，央行訂定利率時，將資產價格（包括股價與匯價）偏離基本面的情形納入考量，則通貨膨脹與產出的綜合表現將顯著改善。
- (註 23) Bordo and Jeanne (2002)提出的一項重要結論為，考量資產價格偏離基本面的情形，擴展簡單線性泰勒法則，並不足以避免金融不穩定。鑑於央行措施與私部門預期之間複雜而非線性的互動情形，因此最適貨幣政策亦涉及人為判斷。

- (註 24) Bernanke and Gertler (2001)指出，央行在辨識資產價格的基本面因素時所遭遇的困難，遠高於辨識潛在產出的基本面因素。然而，Borio and Lowe (2002)指出，央行若對導致金融失衡強化的情況（其中以低通貨膨脹時期銀行信用的過度成長最為重要）作出反應，即無上述問題。
- (註 25) 使資產價格趨於穩定的淨利益主要來自減少通貨膨脹波動以及相對較高的利率波動所導致的各種成本，Filardo (2001)指出，以美國而言，當聯準會 60% 確知資產價格對經濟有影響時，則對資產價格作出反應的淨利益即轉為正數。
- (註 26) 例如M ohanty (2002)。
- (註 27) 有關鉅額財政赤字帶給貨幣當局的挑戰，其討論見 Reddy (2002)。
- (註 28) 若以符號表示，即為。
- (註 29) 本文模型與 Tylor 不同，本文假設央行係對匯率變動而非匯率水準作出反應。
- (註 30) 在理想的情況下，長期彈性應該也包括對短期利率的間接回饋效果，此一效果在相對開放程度較高的經濟體中可能相當大，惟此種作法必須估計整個總體經濟模型，這已經超出本文的範圍。
- (註 31) 例如見 Coorey et al. (1998) and Pujal and Griffiths (1998)。
- (註 32) 例如見 Gavin and Perotti (1997) and IMF (2001)。
- (註 33) 本模型中有效的目標達成期間 (effective targeting horizon) 設定為一個月。
- (註 34) 本模型係透過二階段最小平方方法產生初步共變異數矩陣，在以反覆收斂法找出最適的加權矩陣。
- (註 35) Akerlof et al. (1996)指出，當通貨膨脹處於低水準，並且勞工抗拒因失業率提高而縮減名目工資時，很可能出現此種現象。
- (註 36) Gerlach (2000)提出工業國家非對稱性貨幣政策反應的證據。Dolado et al. (2002)確認歐州亦符合此一研究結果，並且發現央行對通貨膨脹與產出衝擊的反應，在正負號及強度上皆顯現非對稱性。
- (註 37) Gukeirman's (1999)模型得出貨幣政策上的通貨膨脹偏差，相似於 Barro-Gordon 類型的模型，但央行並不試圖達成超過經濟潛在可能的產出水準。
- (註 38) 此檢定的正式推導過程詳見 Surico (2003)。

參考資料

- Akerlof, George A, William T Dickens, George L Perry (1996): "The macroeconomics of low inflation", *Brookings Papers on Economic Activity* (1), pp 1-76.
- Alesina, Alberto and Alexander Wagner (2003): "Choosing (and renegeing on) exchange rate regime", *NBER Working Paper*, 9809, June.
- Amato, J D and Stefan Gerlach (2002): "Inflation targeting in emerging and transition economies: lessons after a decade", *European Economic Review*, 46, pp 781-90.
- Ball, Laurence (1999): "Policy rules for open economies", in John B Taylor (ed), *Monetary policy rules*, NBER, pp 127-56.
- (2002): "Policy rules and external shocks", in Norman Loayza and Klaus Schmidt-Hebbel (eds), *Monetary policy: rules and transmission mechanisms*, Central Bank of Chile, pp 47-63.
- Banco Central Do Brasil (2003): Open letter by the Governor to the Minister of Finance, 21 January.
- Bangko Sentral ng Pilipinas (2002): *Inflation report*, various issues.
- Bank of Korea (2003): *Monetary policy in Korea*.
- Barro, Robert J and David B Gordon (1983): "A positive theory of monetary policy in a natural rate model", *Journal of Political Economy*, 91, pp 589-610.
- Bernanke, Ben S and Federic S Mishkin (1997): "Inflation targeting: a new framework for monetary policy", *Journal of Economic Perspectives*, 11, pp 97-116.
- Bernanke, Ben S and Mark Gertler (2001): "Should central banks respond to movements in asset prices", *American Economic Review Papers and Proceedings*, (May), pp 253-57.
- Blinder A S (1998): *Central banking in theory and practice*, The MIT Press, Cambridge, MA.

- Bordo, Michael D and Olivier Jeanne (2002): Boom-bust in asset prices, economic instability and monetary policy, Discussion Paper Series, 3398, Centre for Economic Policy Research.
- Borio, Claudio and Philip Lowe (2002): "Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus", *BIS Working Papers*, 114 (July).
- Calvo, Guillermo A and Carmen M. Reinhart (2002): "Fear of floating", *Quarterly Journal of Economics*, CXVII(2), pp 379-408.
- Calvo, Guillermo A and Federic S Mishkin (2003): "The mirage of exchange rate regimes for emerging market economies", *NBER Working Paper*, 9808, June.
- Cecchetti, Stephen G, H Genberg, J Lipsky and S Wadhvani (2000): "Asset prices and central bank policy", *Geneva Reports on the World Economy*, 2, International Centre for Monetary and Banking Studies and Centre for Economic Policy Research, July.
- Central Bank of Chile (2000): *Monetary policy of the central bank of Chile: objectives and transmission*.
- Clarida Richard, Jordi Gali and Mark Gertler (1999): "The science of monetary policy: a new Keynesian perspective", *Journal of Economic Literature*, XXXVII (December), pp 1661-707.
- (2000): "Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory", *Quarterly Journal of Economics* (February), pp 147-80.
- Corbo, Vittorio (2002): "Monetary policy in Latin America in the 1990s", in Norman Loayza and Klaus Schmidt-Hebbel (eds), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, pp 117-65.
- Coorey, Sharmini, Mauro Mecagni and Erik Offerdal (1998): "Disinflation in transition economies: the role of relative price adjustments", in Carlo Cottarelli and Gyorgy Szpary (eds), *Moderate inflation: the experience of transition economies*, International Monetary Fund and National Bank of Hungary, 44, pp 59-80.
- Cukierman, Alex (1999): "The inflation bias result revisited", Tel-Aviv University, mimeo.
- Dolado, Juan J, Ramon Maria-Dolores and Manuel Naveira (2002): "Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve", Department of Economics, Universidad Carlos III de Madrid, mimeo.
- Eichengreen, Barry (2002): "Can emerging markets float? Should they inflation target?", *Working Paper Series*, Banco Central do Brasil, February.
- Filarido, Andrew J (2001): "Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results", in G Kaufman (ed), *Asset price bubbles: implications for monetary and regulatory policies*, Elsevier Science Ltd, pp 99-123.
- Filosa, Renato (2001): "Monetary policy rules in some mature emerging economies", *BIS Papers*, no 8, pp 39-68, November.
- Gavin, M and R Perotti (1997): "Fiscal policy in Latin America", *NBER Macroeconomics Annual*.
- Gerlach, Stefan (2000): "Asymmetric policy reactions and inflation" (manuscript), Bank for International Settlements, April.
- Goldstein, Morris and Philip Turner (2004): "Controlling currency mismatches in emerging economies: an alternative to the original sin hypothesis", Institute for International Economics (forthcoming).
- Goodhart, Charles A (1995): "Price stability and financial fragility", in Charles A Goodhart (ed), *The central bank and the financial system*, Cambridge: MIT press.
- Goodhart, Charles A (1999): "Central bankers and uncertainty", *Bank of England Quarterly Bulletin*, February, pp 102-21.
- Ho, Corinne and Robert N McCauley (2003): "Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging economies", *BIS Working Papers*, 130.
- International Monetary Fund (2001): *World Economic Outlook* (Chapter III: Fiscal improvement in advanced economies: how long will it last?).
- Kamin, Steven and Marc Klau (1997): "Some multi-country evidence on the effects of real exchange rates on output", *BIS Working Papers*, no.8.
- Kydland, Finn E and Edward C Prescott (1977): "Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans", *Journal of Political Economy*, 85, pp 473-91.

- Loayza, Norman and Klaus Schmidt-Hebbel (2002): *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile.
- Lowe, Philip and Luci Ellis (1997): "The smoothing of official interest rates", *Monetary policy and inflation targeting*, Reserve Bank of Australia, pp 287-312.
- Martinez, Lorenza, Oscar Sanchez and Alejandro Werner (2001): "Monetary policy and the transmission mechanism in Mexico", *BIS Papers*, 8 (November).
- Mishkin, F S and M A Savastano (2001): "Monetary policy strategy for Latin America", *Journal of Development Economics*, 66, pp 415-44.
- Mohanty, M S (2002): "Improving liquidity in government bond markets: what can be done?" in the development of bond markets in emerging economies, *BIS Papers*, 11 (June).
- Mohanty, M S and Michela Scatigna (2003): "Has globalisation reduced monetary policy independence?", *BIS papers*, forthcoming.
- Monetary Authority of Singapore (2000): "Kicking the habit and turning over a new leaf: monetary policy in East Asia after the currency crisis", *Occasional Paper*, 21, December.
- National Bank of Hungary (2002): *Monetary policy in Hungary* (second revised edition).
- National Bank of Poland (1998): Medium-term strategy of monetary policy (1999-2003), Monetary Policy Council (September).
- Pujal, Thierry and Mark Griffiths (1998): "Moderate inflation in Poland: a real story", in Carlo Cottarelli and Gyorgy Szpary (eds), *Moderate inflation: the experience of transition economies*, International Monetary Fund and National Bank of Hungary, 44, pp 179-229.
- Reserve Bank of India (2002): Annual Report.
- Reddy, Y V (2002): "Issues and challenges in the development of the debt market in India", in the development of bond markets in emerging economies, *BIS Papers*, 11 (June), pp 117-26.
- Sack, Biran and Volker Wieland (1999): "Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: A review of recent empirical evidence", *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, Washington DC.
- Sidaoui, Jose (2003): "Implications of fiscal issues for central banks: Mexico's experience", in fiscal issues and central banking in emerging economies, *BIS Papers*, 20, (December).
- South African Reserve Bank (2002): *Monetary Policy Review*, April.
- Surico, Paolo (2003): "US monetary policy rules: the case for asymmetric preferences", Bocconi University, Milan (February).
- Svensson Lars E O (1999): "Inflation targeting as a monetary policy rule", *Journal of Monetary Economics*, 43, pp 607-54.
- Svensson Lars E O (2002): "Inflation targeting: should it be modelled as an instrument rule or a target rule". *European Economic Review*, 46, pp 771-80.
- Taylor, John B (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp 195-214.
- (1999): "The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidance for interest rate setting by the European Central Bank", *Journal of Monetary Economics* 43, pp 655-77.
- (2001): "The role of the exchange rate in monetary-policy rules", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 91, pp 263-67.
- (2002): "Using monetary policy rules in emerging market economies", *Stabilisation and Monetary Policy*, Banco de Mexico, pp 441-57.
- White, William (2002): "Changing views on how best to conduct monetary policy", speech at the Central Bank Governors' Club Meeting held in Nafpio (Greece), Bank for International Settlements.
- Wollmershäuser, Timo (2003): "Should central banks react to exchange rate movements? An analysis of the robustness of simple policy rules under exchange rate uncertainty", paper presented at the 2nd Workshop on Macroeconomic Policy Research, Budapest, 2-3 October.

附 件

表 1 新興經濟體的政策目標與工具設定

	通貨膨脹	產出	匯率	其他
印度	維持穩定的通貨膨脹	維持適度的流動性以促進經濟成長	確保外匯市場有秩序；避免匯率過度波動	維持利率穩定
韓國	降低通貨膨脹至中期通貨膨脹目標	在物價穩定下協助經濟復甦		緊密監視實質資產與金融資產的價格
菲律賓	維持未來通貨膨脹於理想的目標路徑	維持產出成長於理想的路徑	其決策係視傳遞管道（匯率與資產價格）與銀行體系的健全與否而定	
智利	追求通貨膨脹目標；採取預防措施避免通貨膨脹趨勢未來的偏離；對不會影響趨勢通貨膨脹的物價衝擊則不作出反應；對通貨膨脹偏離則作出對稱性反應	將短中期內物價穩定對經濟活動與就業的影響納入考量	傾向於容許匯率自由變動	
墨西哥	避免未來通貨膨脹壓力；對外生物價衝擊沖銷其第二波影響並部份避免其第一波影響		維持外匯與貨幣市場有秩序	
匈牙利	達成物價目標；降低短期利率波動；對長期通貨膨脹偏離作出反應	在產出波動的成本最小化下達成通貨膨脹目標	影響匯率以利維持通貨膨脹目標	
波蘭	達成預定的通貨膨脹目標		基於貨幣政策之理由得進行干預	
台灣	維護對內幣值之穩定	在促進金融穩定、健全銀行業務、維護對內及對外幣值之穩定之上列目標範圍內，協助經濟之發展。	維護對外幣值之穩定	促進金融穩定、健全銀行業務

資料來源：智利央行（2002）、印度準備銀行（2002）、匈牙利國家銀行（2003）、菲律賓央行（2002）、波蘭國家銀行（1998）、韓國央行（2003）、台灣央行（2002）、Martinez et al.（2001）
 譯註：台灣之資料係譯者所附加，引用自台灣之央行法。

表 2 新興經濟體的通貨膨脹率¹

	1980 年代		1990-94 年		1995-99 年		2000-02 年	
	年平均	標準差	年平均	標準差	年平均	標準差	年平均	標準差
印度	8.1	4.9	10.5	2.4	6.2	2.2	4.3	1.7
韓國	8.1	9.1	7.0	1.9	4.4	2.4	3.0	0.9
菲律賓	14.4	13.9	11.6	4.7	7.6	1.8	4.5	1.5
台灣	4.4	7.0	3.8	0.6	1.9	1.4	0.4	0.8
泰國	5.7	5.9	4.8	1.1	5.1	2.9	1.2	0.6
巴西	229.1	418.9	1397.7	988.7	17.3	26.5	7.4	0.9
智利	21.2	7.4	17.4	6.2	6.0	1.9	3.3	0.8
墨西哥	65.1	38.7	16.1	8.3	24.2	9.5	6.4	1.4
秘魯	193.6	1041.2	315.1	3287.6	8.3	3.3	2.0	1.8
捷克	13.9	21.9	7.8	3.3	3.5	1.5
匈牙利	13.7	4.2	25.4	6.1	18.7	7.3	8.0	2.5
波蘭	45.8	244.3	16.2	8.0	5.8	4.1
南非	14.6	2.1	12.4	2.9	7.3	1.4	7.0	2.5
備參：								
美國	5.5	3.6	3.6	1.2	2.4	0.5	2.6	0.9
日本	2.5	2.3	2.0	1.1	0.4	0.8	-0.8	0.1
德國	2.9	2.2	3.8	1.1	1.3	0.5	1.6	0.3

¹消費者物價通貨膨脹率（印度資料為躉售物價）。

表 3 各變數與利率之相關係數¹

	π	y	Δxr
印度	0.38	0.77	-0.17
韓國	0.72	0.04	-0.44
菲律賓	0.41	0.26	-0.33
台灣	0.55	0.19	-0.11
泰國	0.86	0.06	-0.21
巴西	0.61	0.25	-0.08
智利	0.61	0.12	0.26
墨西哥	0.75	-0.28	-0.06
秘魯	0.64	0.06	-0.18
捷克	0.84	0.27	-0.03
匈牙利	0.96	-0.37	-0.33
波蘭	0.88	0.33	-0.21
南非	0.10	-0.11	-0.06

註： π =消費者物價（印度為躉售物價）年變動率； y =產出缺口； Δxr =實質有效匯率的季變動（提高表示升值）。

¹相關係數係以1995年至2002年期間的季資料計算而得。

表 4 變數的標準差¹

	<i>i</i>	π	<i>y</i>	Δx_r
印度	1.9	2.6	4.0	2.4
韓國	5.8	1.9	3.1	7.9
菲律賓	3.5	2.7	1.3	5.7
台灣	1.9	1.8	1.4	2.9
泰國	6.8	2.9	4.1	6.3
巴西	13.0	47.4	1.4	10.0
智利	6.3	3.2	2.0	4.4
墨西哥	8.9	12.3	2.8	9.6
秘魯	5.3	4.1	1.8	3.5
捷克	4.2	4.5	2.2	3.1
匈牙利	7.7	7.4	1.0	3.0
波蘭	6.8	10.9	1.4	5.2
南非	1.8	2.5	0.9	7.1

符號定義：見表3。

¹係以1995年至2002年期間的季資料計算而得。

表 5 泰勒反應函數 (基準模型)

	常數	π	y_t	Δxr_t	Δxr_{t-1}	i_{t-1}	R^2	BG-LM
印度	1.11 (1.66)	0.13 (3.10)	0.13 ¹ (2.70)	-0.09 (-3.44)	-0.09 (-2.00)	0.70 (7.25)	0.88	0.02
韓國	1.15 (1.31)	0.66 (1.54)	0.29 (1.78)	-0.21 (-5.04)	-0.08 (-1.70)	0.57 (3.80)	0.76	1.13
菲律賓	4.35 (4.17)	0.51 (3.77)	0.35 (0.78)	-0.15 (-2.25)	0.06 (1.01)	0.28 (2.74)	0.71	0.35
台灣	0.49 (1.31)	0.23 (1.85)	0.13 (2.04)	-0.04 (-0.78)	0.01 (0.40)	0.83 (9.10)	0.96	0.30
泰國	1.19 (1.85)	0.56 (1.86)	0.37 (2.61)	-0.11 (-3.28)	-0.20 (-2.41)	0.58 (3.48)	0.86	0.30
巴西	4.12 (1.08)	0.08 (3.35)	0.98 (0.93)	-0.33 (-2.20)	0.23 (1.28)	0.72 (5.11)	0.81	2.20
智利	0.32 (0.25)	0.97 (4.87)	0.32 (1.25)	0.35 (2.78)	-0.35 ² (-2.40)	0.32 ² (4.03)	0.75	0.98
墨西哥	1.79 (1.28)	0.55 (4.71)	0.74 (2.09)	-0.63 (-2.93)	-0.16 (-2.03)	0.50 (3.93)	0.86	1.15
秘魯	2.57 (1.44)	0.19 (2.37)	0.15 (1.09)	-0.15 (-2.05)	-0.23 (-4.11)	0.86 (12.98)	0.92	0.46
捷克	0.56 (1.36)	0.33 (2.69)	0.20 (2.37)	-0.06 (-1.11)	0.04 (0.49)	0.66 (5.98)	0.96	0.28
匈牙利	0.96 (1.03)	0.20 (1.76)	0.35 ³ (1.11)	-0.19 (-2.02)	0.04 (0.53)	0.75 (5.69)	0.97	2.11
波蘭	2.13 (1.94)	0.17 (3.31)	0.66 (4.89)	-0.07 (-1.16)	0.02 (0.31)	0.75 (8.38)	0.96	0.29
南非	-0.59 (-0.42)	0.08 (1.09)	0.04 ³ (0.21)	-0.06 (-2.86)	-0.06 (-2.46)	0.98 (11.50)	0.74	0.37

註：括弧中為 t 統計量。

符號定義： π = 消費者物價之年變動百分比（印度為躉售物價）； y = 產出缺口； Δxr = 實質有效匯率的季變動（提高表示升值）； i = 利率（為應變數）；BG-LM = Breusch-Godfrey 序列相關 LM 檢定（既定 F 統計量）。

¹工業產值。² t-4。³ t-1。

表 6 政策性利率與金融業拆款利率之相關係數¹

巴西	智利	墨西哥	秘魯	印度	韓國	菲律賓	台灣	泰國	捷克	匈牙利	波蘭	南非
1.00	1.00	0.60	0.86	0.27	0.99	0.79	0.92	0.88	0.72	0.99	1.00	0.74

¹月資料；期末；係以1995年至2002年期間的資料計算而得。

資料來源：Bloomberg；Datastream。

表 7 泰勒反應函數（缺口模型）

	常數	πgap_t	y_t	$\Delta xrgap_t$	$\Delta xrgap_{t-1}$	i_{t-1}	R ²	BG-LM
印度	1.39 (2.07)	0.16 (2.46)	0.16 ¹ (3.46)	-0.09 (-3.13)	-0.09 (-1.93)	0.72 (7.13)	0.88	0.11
韓國	2.40 (2.26)	0.15 (0.45)	0.19 (1.36)	-0.26 (-5.70)	-0.06 (-1.44)	0.73 (6.27)	0.80	1.14
菲律賓	6.60 (3.75)	0.53 (2.05)	0.94 (2.05)	-0.30 (-2.94)	-0.09 (-1.06)	0.43 (2.98)	0.43	0.87
台灣	0.11 (0.42)	0.15 (1.08)	0.11 (1.89)	-0.04 (-1.21)	0.06 (1.60)	0.94 (17.37)	0.88	2.42
泰國	1.12 (1.27)	0.10 (0.31)	0.34 (2.11)	-0.09 (-1.98)	-0.10 (-1.09)	0.86 (7.40)	0.82	2.00
巴西	4.77 (1.31)	0.08 (3.27)	1.04 (1.00)	-0.34 (-2.02)	0.24 (1.20)	0.73 (5.68)	0.79	2.08
智利	3.72 (2.72)	0.93 (1.20)	0.14 (0.49)	0.42 (3.36)	-0.16 ² (-0.67)	0.43 ² (3.61)	0.62	0.69
墨西哥	7.97 (3.78)	1.09 (5.43)	0.40 (1.11)	-0.60 (-4.67)	-0.23 (-2.04)	0.56 (5.92)	0.82	0.99
秘魯	1.83 (1.03)	0.33 (1.84)	0.17 (1.26)	-0.15 (-1.79)	-0.22 (-3.94)	0.92 (16.38)	0.95	0.53
捷克	0.86 (1.79)	0.12 (1.27)	0.32 (3.42)	-0.04 (-0.73)	0.07 (0.65)	0.84 (13.76)	0.95	0.57
匈牙利	0.40 (0.35)	0.06 (0.41)	0.19 (0.47)	-0.21 (-1.95)	0.06 (0.76)	0.93 (11.86)	0.97	2.59
波蘭	1.75 (1.70)	0.32 (2.60)	0.46 (2.67)	-0.06 (-1.35)	-0.02 (-0.52)	0.87 (14.92)	0.95	1.03
南非	1.04 (0.89)	0.31 (3.42)	0.28 (1.40)	-0.08 (-4.61)	-0.08 (-3.96)	0.93 (11.20)	0.81	0.37

註：括弧中為 t 統計量。

符號定義： π = 消費者物價年變動百分比（印度為躉售物價）； y = 產出缺口； $\Delta xrgap$ = 實質有效匯率的季變動（提高表示升值）； i = 利率（為應變數）；BG-LM = Breusch-Godfrey 序列相關 LM 檢定（既定 F 統計量）。

¹工業產值。² t-4。

表 8 過度認定限制檢定¹

	印度	韓國	菲律賓	台灣	泰國	南非	巴西	智利	墨西哥	秘魯	捷克	匈牙利	波蘭
機率值	0.990*	0.892*	0.968*	0.936*	0.992*	0.987*	0.981*	0.865*	0.966*	0.993*	0.943*	0.900*	0.970*

¹依據 GMM 基準模型（捷克與南非係依據缺口模型）。

*代表運用 J-統計量檢定過度認定限制的虛無假設已被拒絕。

表 9 GMM 估計值之反應函數

	常數	π	y_t	Δxr_t	Δxr_{t-1}	i_{t-1}	R^2
印度	0.85 (3.73)	0.04 (2.06)	0.05 ^{1,2} (8.01)	-0.05 ² (-4.02)	-0.06 ³ (-4.95)	0.85 (22.39)	0.86
韓國	0.48 (6.14)	0.04 (1.23)	0.03 (3.76)	0.05 (2.69)	-0.10 (-5.15)	0.87 (78.25)	0.91
菲律賓	2.23 (6.48)	0.37 (9.24)	0.03 (1.70)	-0.15 (-3.63)	-0.12 (-4.76)	0.53 (10.93)	0.38
台灣	0.33 (1.81)	0.10 (2.60)	0.03 (3.40)	-0.06 (-1.86)	-0.05 (-2.33)	0.89 (23.39)	0.92
泰國	0.60 (10.76)	0.09 (3.67)	0.01 (0.63)	-0.19 (-6.70)	0.09 (4.74)	0.70 (52.41)	0.92
巴西	1.36 (2.92)	0.16 (19.80)	0.17 (1.84)	-0.10 (-1.34)	-0.12 (-1.86)	0.85 (44.15)	0.91
智利	2.20 (4.10)	1.15 (4.21)	0.48 (6.89)	0.21 (2.28)	-0.22 (-3.10)	0.75 (10.53)	0.63
墨西哥	1.15 (2.90)	0.20 (2.48)	0.42 (4.31)	-0.23 (-2.62)	0.13 (2.42)	0.78 (11.15)	0.92
秘魯	0.31 (1.49)	0.22 (6.98)	0.01 ² (1.53)	-0.32 ⁴ (-7.00)	-0.11 ⁵ (-5.48)	0.95 (9.68)	0.97
捷克	0.21 (1.75)	0.11 (5.21)	0.03 (3.07)	-0.15 (-7.95)	0.10 (5.65)	0.92 (50.27)	0.98
匈牙利	0.08 (0.92)	0.02 (2.09)	0.01 ⁴ (1.66)	-0.12 (-3.43)	0.02 (1.45)	0.97 (75.11)	0.98
波蘭	0.69 (1.96)	0.34 (7.99)	0.07 (3.26)	-0.04 (-1.12)	-0.04 (-2.89)	0.81 (19.35)	0.96
南非	0.86 (4.52)	0.04 (7.09)	0.07 (7.52)	-0.04 (-5.84)	0.03 (7.18)	0.88 (76.41)	0.88

註：括弧中為 t 統計量。

符號定義： π = 消費者物價之年變動百分比（印度為躉售物價，捷克與南非為缺口模型）； y = 工業產出缺口； Δxr = 實質有效匯率的季變動（提高表示升值）； i = 利率（為應變數）。

GMM 法所使用的工具變數包括前期消費者物價年變動率、工業產值缺口、實質有效匯率的變動、廣義貨幣的年變動百分比、出口的年變動百分比。

¹ 工業產值。² t-1。³ t-3。⁴ t-2。⁵ t-4。

表 10 通貨膨脹正負向偏離下利率反應之對稱性檢定

	常數	π_t	y_t	Δx_t	Δx_{t-1}	i_{t-1}	π_t^2	y_t^2	Wald test (p value)
印度	1.67 (2.32)	-0.20 (-0.90)	0.10 ¹ (1.90)	-0.11 (-3.27)	-0.09 (-2.20)	0.76 (7.04)	0.02 (1.48)	-0.02 (-0.44)	0.107*
韓國	0.66 (0.55)	0.75 (1.62)	0.43 (2.25)	-0.20 (-3.93)	-0.12 (-2.00)	0.49 (3.08)	-0.01 (-0.09)	0.03 (0.43)	0.911*
菲律賓	3.14 (1.60)	1.05 (1.22)	0.10 (0.38)	-0.13 (-1.79)	0.06 (1.25)	0.21 (1.87)	-0.04 (-0.68)	0.38 (2.17)	0.089*
台灣	0.53 (1.23)	-0.13 (-0.94)	0.22 (2.98)	-0.03 (-0.88)	0.03 (1.17)	0.87 (2.78)	0.07 (2.45)	-0.05 (-1.60)	0.636*
泰國	1.04 (1.06)	0.52 (1.17)	0.39 (2.49)	-0.10 (-2.76)	-0.16 (-1.89)	0.68 (2.93)	-0.01 (-0.14)	-0.03 (-0.92)	0.004
巴西	3.83 (1.21)	0.64 (3.03)	0.70 (0.74)	-0.39 (-2.19)	0.22 (1.42)	0.54 (4.17)	-0.00 (-2.66)	-0.27 (-0.61)	0.029
智利	-0.58 (-0.30)	1.42 (2.08)	0.38 (1.44)	0.34 (2.88)	-0.34 ² (-2.43)	0.33 ² (3.73)	-0.03 (-0.63)	-0.15 (-2.29)	0.062*
墨西哥	2.84 (1.25)	0.68 (2.63)	0.94 (2.35)	-0.57 (-2.36)	-0.19 (-2.86)	0.38 (2.81)	0.00 (0.02)	-0.12 (-1.36)	0.293*
秘魯	3.68 (1.94)	0.85 (3.34)	0.09 (0.75)	-0.17 (-2.24)	-0.21 (-3.90)	0.78 (10.30)	-0.05 (-2.64)	-0.03 (-0.45)	0.025
捷克	1.02 (1.48)	0.15 (0.65)	0.25 (2.38)	-0.09 (-1.22)	0.04 (0.65)	0.67 (7.39)	0.01 (0.82)	-0.01 (-0.53)	0.010
匈牙利	1.54 (1.34)	0.21 (1.72)	0.18 ³ (0.59)	-0.19 (-1.82)	-0.01 (-0.18)	0.70 (5.27)	0.00 (0.05)	0.04 (0.14)	0.988*
波蘭	1.75 (1.76)	0.39 (2.87)	0.54 (3.65)	-0.08 (-1.35)	-0.01 (-0.11)	0.69 (7.51)	-0.00 (-1.75)	0.04 (0.51)	0.109*
南非	1.51 (1.04)	0.42 (2.69)	-0.04 ³ (-0.14)	-0.07 (-4.74)	-0.06 (-2.87)	0.91 (10.38)	-0.01 (-1.11)	0.06 (0.27)	0.518*

註：(1)括弧中為 t 統計量。(2) *表示 Wald test 未能拒絕通貨膨脹率平方之參數=產出缺口平方之參數=0的虛無假設。

符號定義：見表5。

¹工業產值。² t-4。³ t-1。

表 11 通膨與產出衝擊下利率反應強度之非對稱性檢定

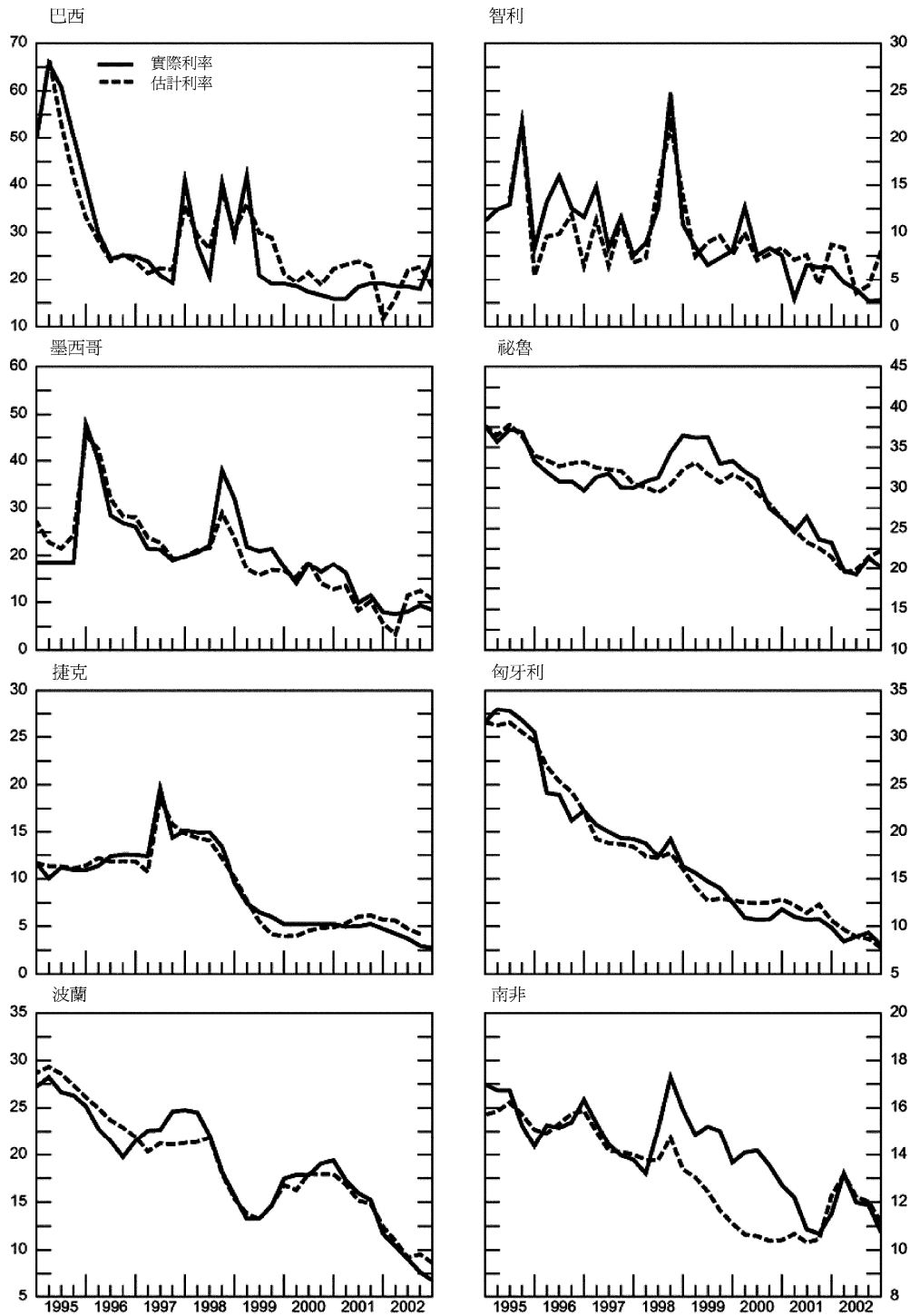
	常數	π_t	y_t	Δx_t	Δx_{t-1}	i_{t-1}	π_t^2	y_t^2	Wald test (p value)
印度	1.67 (2.32)	-0.20 (-0.90)	0.10 ¹ (1.90)	-0.11 (-3.27)	-0.09 (-2.20)	0.76 (7.04)	0.02 (1.48)	-0.02 (-0.44)	0.107*
韓國	0.66 (0.55)	0.75 (1.62)	0.43 (2.25)	-0.20 (-3.93)	-0.12 (-2.00)	0.49 (3.08)	-0.01 (-0.09)	0.03 (0.43)	0.911*
菲律賓	3.14 (1.60)	1.05 (1.22)	0.10 (0.38)	-0.13 (-1.79)	0.06 (1.25)	0.21 (1.87)	-0.04 (-0.68)	0.38 (2.17)	0.089*
台灣	0.53 (1.23)	-0.13 (-0.94)	0.22 (2.98)	-0.03 (-0.88)	0.03 (1.17)	0.87 (2.78)	0.07 (2.45)	-0.05 (-1.60)	0.636*
泰國	1.04 (1.06)	0.52 (1.17)	0.39 (2.49)	-0.10 (-2.76)	-0.16 (-1.89)	0.68 (2.93)	-0.01 (-0.14)	-0.03 (-0.92)	0.004
巴西	3.83 (1.21)	0.64 (3.03)	0.70 (0.74)	-0.39 (-2.19)	0.22 (1.42)	0.54 (4.17)	-0.00 (-2.66)	-0.27 (-0.61)	0.029
智利	-0.58 (-0.30)	1.42 (2.08)	0.38 (1.44)	0.34 (2.88)	-0.34 ² (-2.43)	0.33 ² (3.73)	-0.03 (-0.63)	-0.15 (-2.29)	0.062*
墨西哥	2.84 (1.25)	0.68 (2.63)	0.94 (2.35)	-0.57 (-2.36)	-0.19 (-2.86)	0.38 (2.81)	0.00 (0.02)	-0.12 (-1.36)	0.293*
秘魯	3.68 (1.94)	0.85 (3.34)	0.09 (0.75)	-0.17 (-2.24)	-0.21 (-3.90)	0.78 (10.30)	-0.05 (-2.64)	-0.03 (-0.45)	0.025
捷克	1.02 (1.48)	0.15 (0.65)	0.25 (2.38)	-0.09 (-1.22)	0.04 (0.65)	0.67 (7.39)	0.01 (0.82)	-0.01 (-0.53)	0.010
匈牙利	1.54 (1.34)	0.21 (1.72)	0.18 ³ (0.59)	-0.19 (-1.82)	-0.01 (-0.18)	0.70 (5.27)	0.00 (0.05)	0.04 (0.14)	0.988*
波蘭	1.75 (1.76)	0.39 (2.87)	0.54 (3.65)	-0.08 (-1.35)	-0.01 (-0.11)	0.69 (7.51)	-0.00 (-1.75)	0.04 (0.51)	0.109*
南非	1.51 (1.04)	0.42 (2.69)	-0.04 ³ (-0.14)	-0.07 (-4.74)	-0.06 (-2.87)	0.91 (10.38)	-0.01 (-1.11)	0.06 (0.27)	0.518*

註：(1)括弧中為 t 統計量。(2) *表示 Wald test 未能拒絕通貨膨脹率平方之參數=產出缺口平方之參數=0的虛無假設。

符號定義：見表5。

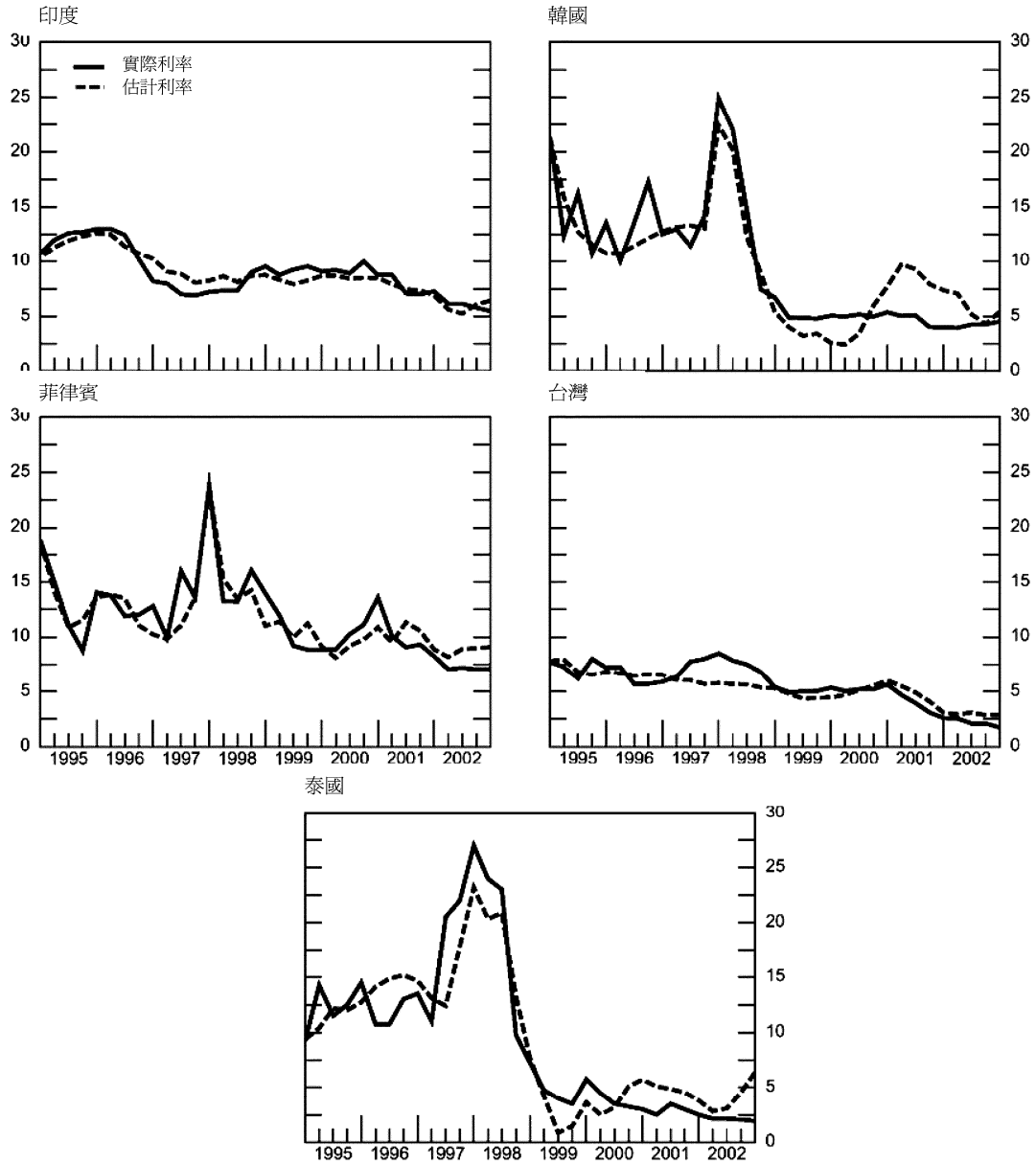
¹工業產值。² t-4。³ t-1。

圖 A1 實際與估計之利率 (取自簡單反應函數設定)¹



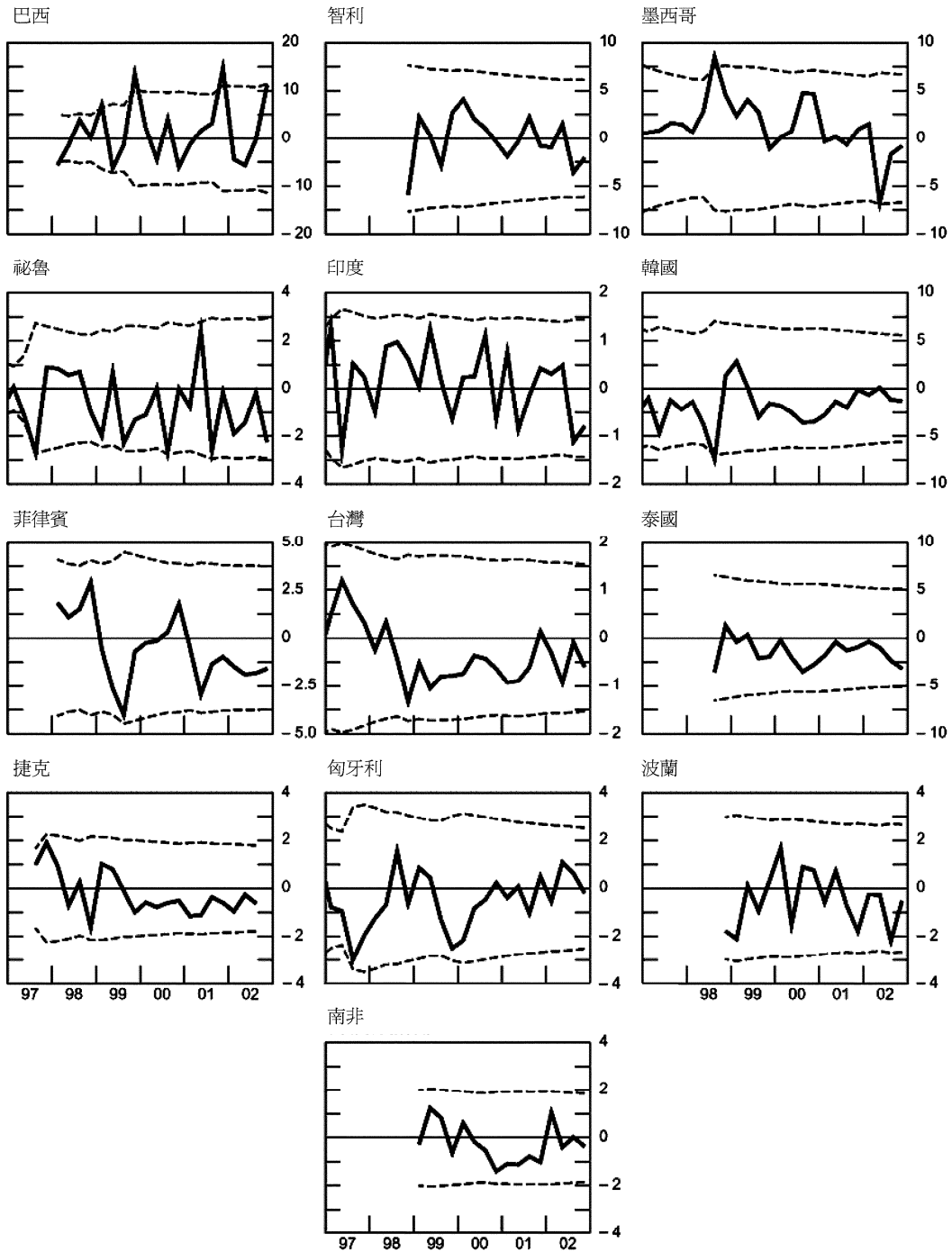
¹圖中之利率係利用通貨膨脹率依據泰勒法則估計值進行估計而得。

圖 A1 (續) 實際與估計之利率 (取自簡單反應函數設定)¹



¹圖中之利率係利用通貨膨脹率依據泰勒法則估計值進行估計而得。

圖 A2 各樣本國之遞歸殘差¹



¹依據表5之設定。

(本文完稿於民國 94 年 9 月，譯者現為本行經濟研究處網資與網管小組二等專員)