

## 我國通貨膨脹預測模型之建立\*

侯德潛 徐千婷

### 摘要

維持物價穩定是各國貨幣當局最重要的政策目標，唯有維持穩定的物價水準，才能確保商品與勞務價格不受通貨膨脹之干擾，市場價格機能才能順利運作，進而提高經濟體系資源配置的效率。從中央銀行採行貨幣政策措施，到影響最終物價之間，往往需要歷經一段時間落後。因此，貨幣當局不能僅根據「當前的」物價情況採取政策反應，而必須預先掌握「未來的」物價情勢變動，以及時化解物價壓力於未然。而要充分掌握未來物價的變動，則有賴於建立一良好的通貨膨脹預測機制（註1）。本文的主要目的即在於建立一個適用於我國的通貨膨脹預測模型，以作為中央銀行釐訂貨幣政策之參據。吾人較為關心的物價有二，第一個是消費者物價指數（簡稱CPI），第二個是核心消費者物價指數（core CPI，簡稱CPIX），即剔除新鮮蔬果、魚介、及能源等項目之後的消費者物價指數。本文之通貨膨脹預測模型主要是以Hallman, Porter, and Small (1989, 1991)的貨幣學派P\*模型為基本架構，然後依據我國的實際情況，納入影響國內物價的其他因素，如

新興凱因斯學派及新興古典學派所強調的通貨膨脹預期、勞動成本等變數。此外，由於我國為一小型開放經濟體系，因此，國外物價以及匯率變動等因素，均將透過進口物價影響國內一般物價水準，因此，本文亦同時考慮如輸入性通膨等的外部因素。依此，可建立CPI與CPIX兩條縮減式模型。就樣本內的估計與檢定結果來看，CPI與CPIX預測模型的配適度以及穩定性均可接受。而就通膨預測的績效而言，經計算三種預測誤差統計量(ME, MAE, RMSE)後發現，本文所建立的通貨膨脹預測模型中，CPIX年增率的預測績效優於CPI模型的績效，與預期相符，主要係因CPIX已剔除不規則的物價干擾因素所致。而與傳統時間數列模型相比，本文所建立的兩種物價模型，其預測能力均較季節性ARIMA模型為佳；而與主計處的實際預測結果比較，發現本文CPI模型之三種預測誤差均較主計處之預測結果為低；最後，若與國外貨幣當局的物價預測績效比較，以紐西蘭準備銀行(即紐西蘭中央銀行)的物價預測模型之績效為例，其平均絕對誤差(MAE)高

\* 本文作者非常感謝行外匿名審查人之費心審閱與指正，以及經濟研究處施處長燕、施副處長遵驊、林行務委員宗耀、盧研究員志敏、汪研究員建南、葉副科長盛以及計量分析科同仁提供的寶貴意見。惟文中所持論點僅代表個人看法，與服務單位無關，如有任何錯誤，亦概由作者負責。

出本文 CPIX 模型約 0.2 至 0.4 個百分點左右，

顯示本文所建立的模型表現亦佳。

## 一、前言

維持物價穩定是各國貨幣當局最重要的政策目標之一，因為，唯有維持穩定的物價水準，才能確保商品與勞務價格不受通貨膨脹之干擾而經常發生大幅變動，如此市場價格機能才能順利運作，進而提高經濟體系資源配置的效率。此外，穩定的物價具有鼓勵儲蓄與資本累積的作用，因為它可以防止資產價格被未預料到的通貨膨脹所侵蝕。總之，穩定的物價將有助於提高就業與產出，即提高一國的福利水準；反之，過高的通貨膨脹(或通貨緊縮)勢將使經濟與社會付出龐大的成本。正由於物價穩定與國計民生及社會安定關係綦切，因此，各國中央銀行均視物價控制為其最重要的任務。

由於中央銀行採行貨幣政策措施，到影響最終物價之間，往往需要歷經一段「長而變動的」(long and variable) 時間落後；亦即，今天採行的政策措施，影響的是一段時間以後的物價，因此，貨幣當局不能僅根據「當前的」物價情況採取政策反應，而必須預先掌握「未來的」物價情勢變動，以及時化解物價壓力於未然。而要充分掌握未來物價的變動，則有賴於建立一良好的通貨膨脹預測機制。因此，如何建立一套有系統、且實務上易於操作的物價預測方法，對於中央銀行貨幣政策的制定與執行相當重要。

此外，自 1990 年初以來，有越來越多的國家採行「以通貨膨脹為目標」(inflation targeting) 的貨幣政策架構，在這種架構之下，由於物價上漲率目標的明確化與權責化，使得貨幣當局必須更致力於物價控制的工作，以建立其可信度，因而使得物價預測與貨幣政策之間的關係更形密切(註 2)。因此，在以通貨膨脹為目標的貨幣政策架構下，物價預測的工作更顯重要。

本文的主要目的即在於建立一個適用於我國經濟金融情況的通貨膨脹預測模型，以作為中央銀行釐定貨幣政策之參據。在眾多的物價中，本文較為關心的物價有二，第一個是消費者物價指數(以下簡稱 CPI)，第二個是核心消費者物價指數(core CPI，以下簡稱 CPIX)，其定義為剔除新鮮蔬果、魚介、及能源等項目之後的消費者物價指數(註 3)。選擇這兩種物價作為本文預測標的之主要原因是，CPI 是最能反映生活成本的物價指數，同時亦為大眾以及各國中央銀行關切的焦點；而 CPIX 本身由於已經排除若干貨幣當局所不能掌控與不應干預的季節性、偶發性與供給面等干擾因素，因此一般為認為是最為攸關貨幣政策制定的物價指數，因此，在以下的分析中，將分別針對這兩種物價進行相關的實證分析與預測模型之建立。

在模型建立方面，文獻上曾經提出的、或是各國貨幣當局實際運用的物價預測模型，可謂呈現百家爭鳴、莫衷一是的情況，這些模型的差異，可能係基於不同的物價決定理論，或對於經濟結構看法的歧異，甚或由於應用不同的計量方法所致。如何在眾多的模型中，建立一個比較適用於我國的物價預測模型，進而強化目前現有的通貨膨脹預測機制（註4），是本文最主要的研究動機。此外，由於經濟環境與時俱移，各種物價模型的預測績效也會隨之改變，原因在於，任何一種計量模型，只要具有一固定的結構，即可能在經濟結構發生變遷之時，出現模型設定錯誤的問題，因而使其預測能力因時空環境的改變而受到限制。在此舉出兩個較為人所熟知的例子，第一個是1970年代遭到嚴重撻伐的菲力普曲線，其時由於發生「停滯性通貨膨脹」(stagflation)，而使其合理性受到質疑；另一個則是 Hallman, Porter, and Small (1989, 1991) 的 P\*模型，此一模型被學者評為僅能適用於1980年代。有鑑於計量模型具有結構上的不確定性，因此，正如 Diebold and Pauly (1987) 所建議的，好的物價預測模型似不應侷限於某一特定的理論，而應採取較為務實的策略，以系統性的方式將較為重要的物價決定因子包含在模型之中。

因此，本文在通貨膨脹預測模型的建立上，所採取的策略主要是以 Hallman, Porter, and Small (1989, 1991) 的 P\*模型，作為物價

預測模型的基本架構，並納入影響國內物價的其他因素，如新興凱因斯學派及新興古典學派所強調的通貨膨脹預期、以及勞動成本等變數。此外，由於我國為一小型開放經濟體系，進出口占我國GDP的比重達93%（註5），因此，國外物價以及匯率變動等因素，均將透過進口物價而影響國內一般物價水準，因此，本文的模型亦同時考慮如輸入性膨脹等的外部因素 (external factors)。

本文選擇以 P\*模型作為基本架構的主要原因是，通貨膨脹，就長期而言，經常被視為是一種貨幣現象；此外，貨幣總計數在我國中央銀行的貨幣政策制定過程當中，亦扮演非常重要的角色。因此，本文所根據的主要模型即是與貨幣數量學說密切相關的 P\*模型。此外，P\*模型除了強調貨幣對物價的影響之外，同時也包含了需求面(如產出等)變數，因此，它也涵蓋(encompass)了菲力普曲線模型的精神在內。

本文的章節安排如下：除本節前言之外，第二節描述1982年至2001年我國的物價變動情況，第三節說明 P\*模型的特性，並討論其他影響國內物價的幾項因素，據以擴充原有的 P\*模型，第四節建立我國通貨膨脹預測模型，第五節為模型估計，第六節為模型預測能力之評估，第七節為模型穩定性檢定，第八節則根據本文的實證結果提出若干結論，以及可供我國貨幣當局參考的一些建議。

## 二、我國的物價變動情況：1982年至2001年

本節簡單描述過去二十年來我國物價的變動情形。圖1為1982年第一季至2001年第三季間，每季CPI與CPIX的年增率，年增率的計算方式為當季與去年同季相比的變動率；表1則為我國物價年增率時間數列的特徵，包括其平均值與標準差。

由於本文所觀察的期間，始於第二次石油危機(1979-80年)發生之後，因此，就整段樣本期間而言，物價大致處於一低而穩定的

狀態，表1顯示，此段期間CPI與CPIX的平均年增率分別為2.09%與1.96%。至於樣本期間內CPI與CPIX的變動情況可藉由圖1加以觀察，其中，除了幾個時點之外，在大部份的時間內，兩者大致展現相同的波動情況，亦即同時加速、同時減速；而比較兩者的波動幅度，其中CPI年增率的標準差為1.78%，CPIX則為1.51%，前者的波動較後者為高。此外，由圖1發現，CPI與CPIX走

圖1 CPI與CPIX年增率：1982Q1-2001Q3

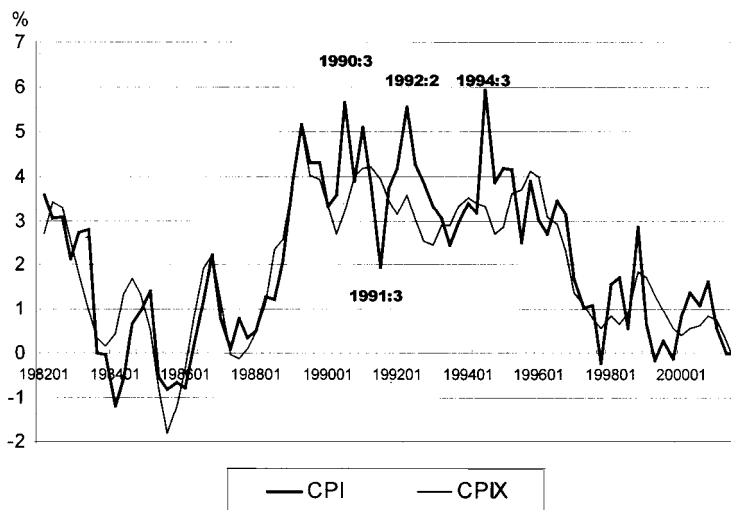


表1 我國物價演變的特徵

單位：%

	1982Q1-2001Q3	1982Q1-1988Q4	1989Q1-1996Q4	1997Q1-2001Q3
物價年增率的平均值：				
CPI	2.09	0.95	3.81	0.88
CPIX	1.96	1.04	3.42	0.85
物價年增率的標準差：				
CPI	1.78	1.35	0.94	0.82
CPIX	1.51	1.32	0.61	0.49



勢出現較為明顯背離的時點有四，其中 1990 年第三季，1992 年第二季，以及 1994 年第三季三個時點的 CPI 年增率明顯高於 CPIX 的年增率，主要均為受天候異常(颱風、豪雨)影響，使得新鮮蔬果價位走高所致；至於 1991 年第三季的 CPI 年增率則明顯低於 CPIX 年增率，主要是前者的比較基期較高所致。

進一步觀察不同時期的物價變動情況，大致可將樣本期間物價變動的情況分為三個時期：(1)1982 年至 1988 年：受國際油價下跌、新台幣升值、以及關稅稅率下降等因素影響，此一時期台灣的物價處於相當低而平穩的狀態，除了 1982、83 年之外，每年的 CPI 年增率幾乎都在 2% 以下，平均僅 0.95% (CPIX 年增率平均為 1.04%)；(2)1989 年至 1996 年：自 1989 年起，物價開始急速上揚(由 1988 年的 1.29% 上升至 1989 年的 4.42%)，主要是因為股市交易熱絡，股票及房地產等資產價格上揚，帶動國內工資及房租價格調漲，以及服務類費率上揚所致，在這段期間當中，物價處於溫和膨脹的狀態，CPI 年增率大約介於 2% 與 5% 之間，平均為 3.81% (CPIX 年增率為 3.42%)；(3)1997 年至 2001 年：受資產價格及單位勞動成本下滑等因素影響，自 1997 年起，CPI 年增率又回到

2% 以下的低水準(除了 1998 年第四季以外)，此段期間平均僅 0.88% (CPIX 年增率為 0.85%)，此外，與前兩段時期比較，這個時期的 CPI 與 CPIX 的波動性發生較明顯的差異，前者的標準差為 0.82%，後者則僅 0.49%。

值得一提的是，美國在 1992 年至 2000 年的景氣擴張期間，物價並未如預期般呈現加速上揚現象，反而呈現趨穩的情況，經濟學家稱此現象為「通貨膨脹迷思」(inflation puzzle)(見 Lown and Rich, 1997)。此種 inflation puzzle 的現象，究竟肇因於資訊科技革命所引發的永久性經濟結構改變，或僅是受到暫時性生產力提高之衝擊所致？目前尚無定論。如果是前者，表示通貨膨脹與其他經濟變數間的關係，出現了結構性或永久性的變動，因而在建構物價預測模型時，有必要將此種結構變動問題考慮在內。我國物價自 1997 年以後也呈現上升幅度趨緩的現象，此是否表示我國亦發生類似美國的情況？似難以遽下斷言，因為，與美國情況不同的是，我國經濟成長自 1997 年起亦同時出現減緩的現象，因此，我國的物價變動是否發生結構性變遷，有待進一步以實證方式加以檢驗。

### 三、P\*模型及其擴充

在還未建立我國的通貨膨脹預測模型之前，先簡單敘述本文在建立模型時的基本邏

輯為何。一般而言，建立一個物價預測模型有兩個步驟：第一，先決定模型中應該包含

哪些變數？第二，決定模型中各變數間的結構關係。

就第一個步驟而言，可採取兩種策略，第一種策略是根據某種物價理論(或學派)的看法，決定模型中應該包含哪些變數。這種作法的優點在於能夠經由物價理論的推演，瞭解物價變動的過程、以及各種因素影響物價變動的機制為何，其缺點則是考慮的面向往往偏重於某一家學說，而無法就物價決定因素作全盤性的考量。例如，凱因斯學派的物價決定理論可能偏重超額需求的角色，而貨幣學派則特別強調貨幣數量的重要性。第二種策略則是利用實證方式選取若干影響物價變動的指標(如 Deravi and Hegji, 1994)，這種作法的優點是可以較為全面地考慮各種影響物價的因素，在物價模型的建構上較具彈性，其缺點則為欠缺系統性的理論根據，而且，當不同的指標出現相反的情報時，將面臨難以抉擇與取捨的困境。

本文在決定我國的通貨膨脹預測模型應該包含哪些變數時，所採取的作法介於上述兩者之間，亦即，本文預測模型的建立，基本上仍根據某種已臻成熟、且已為多數人所接受的理論；同時，也另行考慮一些特定理論所忽略的通貨膨脹指標，如國外物價的衝擊等。就物價理論部份，雖然相關的學說相當多，但少數幾個理論模型仍占據了大多數的文獻，特別是貨幣學派的模型(如 P\*模型)以及菲力普曲線模型等，因此，本文主要仍

以此二種理論為主要根據。至於就其他物價指標部份，本文則考慮了勞動成本、以及國外物價與匯率等因素。

就建立物價預測模型的第二個步驟，即決定模型中各變數間的結構關係而言，基本上，經濟理論並沒有給予太多的訊息，因此，大多數實證文獻的作法是，先設定一限制較少的結構，然後再交由實際的資料決定變數間的關係為何。本文基本上亦依循此種策略。

#### (一) P\*模型

P\*(P-Star)物價預測模型係由美國聯邦準備銀行的經濟學家 Hallman, Porter, and Small (1989, 1991) 所提出(以下簡稱 HPS 模型)。HPS 模型係以貨幣數量學說為基礎，並定義長期均衡物價水準  $P_t^*$  如下：

$$P_t^* \equiv \frac{M_t \times V_t^*}{Y} \quad (1)$$

式(1)中， $M_t$  為  $t$  期某種適當定義下的貨幣總計數(註6)， $V_t^*$  為貨幣的所得流通速度之長期均衡值， $Y_t^*$  為長期實質產出(即潛在產出值)， $t$  代表時間下標。

式(1)表示，當  $V$  與  $Y$  分別等於  $V_t^*$  與  $Y_t^*$  時，在當前的貨幣存量下所對應的物價，即為長期均衡物價水準  $P_t^*$ 。式(1)所傳達的重要訊息是， $P_t^*$  與  $M_t$  呈固定比例關係，隱含就長期而言，通貨膨脹係一種貨幣現象。此外，HPS 並假設  $V_t^*$  與  $Y_t^*$  可經由過去的歷史資料推算而得，其計算方式為： $V_t^*$  為 1955 年第一季

至 1988 年第四季貨幣流通速度的年平均値，其數值大約為 1.65 左右； $Y_t^*$  即實質潛在產出，並假設其等於實質 GNP 的平滑趨勢，亦即： $\ln Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 t$ ，其中  $\beta_0$  與  $\beta_1$  係利用普通最小平方方法 (OLS) 估計而來，經 HPS 的計算， $Y_t^*$  自 1981 年起每年約成長 2.5% 左右。

而原始的交易方程式為：

$$P_t \equiv \frac{M_t \times V_t}{Y_t} \quad (2)$$

結合(1)式與(2)式，並經由簡單的運算後，可以得到 HPS 所稱的「物價缺口」：

$$p_t - p_t^* \equiv (v_t - v_t^*) + (y_t^* - y_t) \quad (3)$$

在(3)式中，小寫英文字母為其所對應的大寫英文字母的自然對數轉換。式(3)可以解讀為： $P_t$  與  $P_t^*$  (實際物價與均衡物價) 產生差異的原因，不是  $V_t$  偏離了  $V_t^*$ ，就是  $Y_t$  偏離了  $Y_t^*$ 。也就是說，HPS 假設，一旦  $V_t$  與  $Y_t$  偏離其長期值，最終將可回復至均衡水準(通常在幾年之內即可回復)，因此在一段時間之後， $P_t$  亦將逐漸趨向於  $P_t^*$ 。根據此一物價調整的原理，即可用來解釋及預測未來物價的走向為何。

例如，當貨幣存量高於民眾願意持有的數量時，由於超額貨幣未能及時反映於當期的物價水準，而造成當期的貨幣流通速度低於長期值，以及(或)實際產出高於潛在產出，造成當期的物價水準低於長期均衡值，因而形成物價上漲壓力。經過若干調整過程之後，流通速度與產出均將回復至長期均衡值，而物價亦將恢復至長期值。就定義上

言，如果一變數存在長期均衡值，則該變數最終將趨近於其長期均衡值；惟就實際現象來看，此一說法是否成立，則須視長期均衡值的衡量方式是否恰當而定。

以上所述，簡單而言即是，當某一時點的  $P_t$  高於  $P_t^*$  時，則  $P$  的成長率(即通貨膨脹率)在未來一段期間內可望下降，而使  $P$  往下趨近於  $P_t^*$ ；而當某一時點的  $P_t$  低於  $P_t^*$  時，則  $P$  的成長率在一段時間之後即會上升，同樣地使  $P$  向上趨近於  $P_t^*$ 。也說就是，經由比較  $P_t$  與  $P_t^*$  的數值，即可判斷未來物價變動的情況(註 7)。但值得注意的是，此一推論之前提為， $V_t$  與  $Y_t$  有趨近其長期值的傾向。

不管是貨幣數量學說或是  $P^*$  模型，所描述的均為一種長期現象，因此，如欲利用  $P^*$  模型預測較短期間的物價，必須經過適當的修正。因此，HPS 根據前述的物價缺口(3)式，進一步提出下列通貨膨脹的短期動態方程式(註 8)：

$$\pi_t = \alpha (p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{j=1}^k \delta_j \pi_{t-j} \quad (4)$$

式(4)中， $\pi_t$  為通貨膨脹率， $\alpha < 0$ 。由(4)式可知，當前一期的  $P$  高於  $P^*$  時，通膨在本期會減速；反之，當前一期的  $P$  低於  $P^*$  時，通膨在本期會加速。此外，等號右邊的  $\pi$  落後項，係作為衡量預期物價上漲率的一種方式(即適應性預期)。

式(4)可以改寫為下列較一般化的型式，亦即將物價缺口以其組成項目(見(3)式)替代

之，並允許貨幣流通速度與產出缺口有不同的係數值：

$$\pi_t = \gamma_1(v_{t-1} - v_{t-1}^*) + \gamma_2(y_{t-1}^* - y_{t-1}) + \sum_{j=1}^k \delta_j \pi_{t-j} \quad (5)$$

比較(4)式與(5)式可知，式(4)中多了一項限制，即流通速度與產出缺口對於物價的影響程度(權數)相同，亦即： $\gamma_1 = \gamma_2 = \alpha$ 。此外，式(5)其實概括(encompass)了菲力普曲線模型以及貨幣學派的物價模型，因為，當 $\gamma_1 = 0$ ，且通貨膨脹預期為適應性(adaptive)時，式(5)即成爲一條包含預期的(expectation-augmented)菲力普曲線；另一方面，當 $\gamma_2 = 0$ 時，式(5)即成爲以流通速度爲基礎的貨幣學派物價模型。

事實上，如果通貨膨脹率 $\pi_t$ 爲非恆定(nonstationary)時，直接估計式(4)或式(5)會有問題，而HPS也指出，被解釋變數未必一定爲通貨膨脹率 $\pi_t$ 本身，亦可設定爲通貨膨脹率的一階差分 $\Delta\pi_t$ 。此時，物價的動態過程可以寫爲：

$$\Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta\pi_{t-j} \quad (6)$$

至於式(4)與式(6)的關係爲何？可以先將(4)式表示爲差分的型式：

$$\Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \gamma\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta\pi_{t-j} \quad (7)$$

比較式(7)與式(6)之後可以發現，當式(7)中的 $\gamma = 0$ 時，式(7)即等於式(6)，亦即，式(6)爲式(7)的特殊情況。在後面建立我國的通貨膨脹預測模型時，我們將根據物價變數本身的統計特性(即物價水準差分一次或兩次可爲恆定)，來決定係針對物價上漲率( $\pi_t$ )本身或是

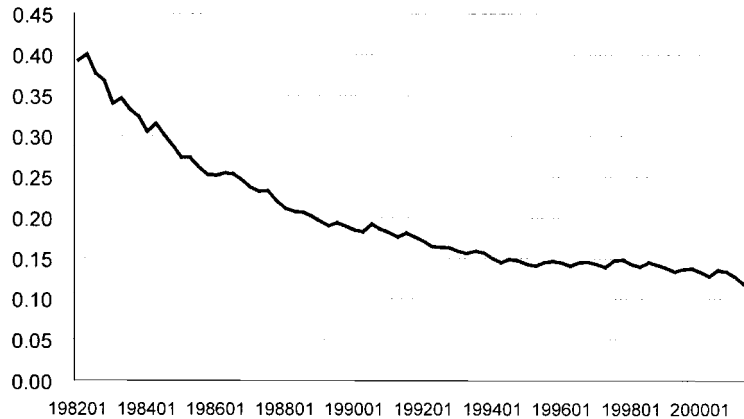
其變動( $\Delta\pi_t$ )來進行模型的設定。

HPS 利用美國 1955 年至 1988 年的資料估計(5)式，並發現貨幣流通速度與產出缺口的係數在統計上均顯著，此外， $\gamma_1 = \gamma_2$  的限制也沒有被拒絕。HPS 最重要的結論就是，P\* 模型可以有效地預測美國的物價走勢。

在前面的 HPS 模型中，物價調整的機制、以及其後短期物價動態模型的導出，主要是建立在貨幣的所得流通速度與產出最終將等於(或很快趨近於)長期均衡值的假說之上。然而，由於近二十年來金融管制的解除，使得許多國家的貨幣流通速度出現了不穩定的情況(註9)。因此，在建立我國的物價預測模型之前，首先要確認的是上述有關 $V_t^*$ 的假設在我國是否成立。圖2爲我國1982年第一季至2001年第四季每季廣義貨幣M2的所得流通速度(即名目GDP除以M2)，可以明顯地看出，V的變動大致可以分爲兩個階段，第一個階段是1982年至1993年，此一時期的M2成長速度相對於GDP的成長較快，造成流通速度快速下滑，亦即流通速度存在趨勢成份；第二個階段爲1994年至2001年，此時流通速度大致維持在每季0.15左右(或每年0.6左右)，惟自1999年開始，由於我國經濟成長趨緩，流通速度開始出現下降的情況，例如，2001年M2的年所得流通速度僅約0.5左右(註10)。

因此，HPS的假設之一，即流通速度存在一長期均衡值，且流通速度將趨近於其長

圖 2 我國的 M2 貨幣所得流通速度(季資料)：1982Q1-2001Q3



期均衡值的說法不一定成立；即使此一假說成立，以我國的情況觀之，亦不適合直接延用 HPS 推算長期均衡流通速度的作法，即假設  $V_t^*$  在整段樣本期間內固定不變，而必須另覓他法，以推算長期均衡流通速度  $V_t^*$ 。

為了解決上述流通速度不穩定的問題，本文曾嘗試另行透過貨幣需求函數導出 P\* 模型(見 Atta-Mensah, 1996)，以修正原有 HPS 的 P\* 模型，惟發現在修正後的模型中，利率缺口與實質貨幣餘額缺口並未能提高物價預測的準確度，反而增加估計程序上的困難，因此，本文在預測模型的建立上，並不納入此項修正，有關此部份的相關說明可參見文末附錄。

## (二) P\* 模型與菲力普曲線之關係

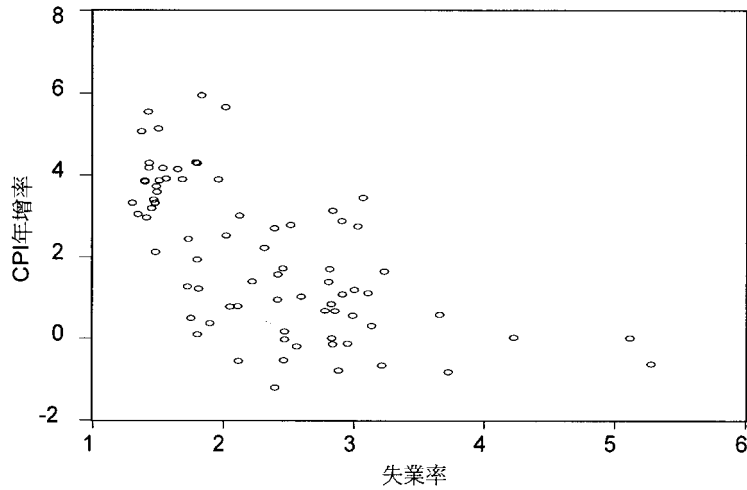
如前所述，HPS 的 P\* 模型中的第(4)式可以改寫為較一般化的(5)式，在(5)式中，允許貨幣流通速度與產出缺口有不同的係數值，因此，式(5)可視為菲力普曲線模型的一種特

定型式：即當  $\gamma_t=0$ ，且通貨膨脹預期為適應性(adaptive)時，式(5)即成為一條包含預期的菲力普曲線。其中，對通貨膨脹率的預期為適應性(adaptive)，亦即以過去物價上漲率的時差分配(distributed lag)，即 k 個落後項的加權平均，作為預期物價上漲率的代理變數。值得注意的是，由於通貨膨脹通常是一種緩慢變動的過程，故落後期數的設定亦需較長。

以現代的觀點來看，菲力普曲線一詞的含意已越來越廣，而成為聯結某種總體經濟活動指標以及某種物價上漲率關係的通稱，其中，常見的總體經濟活動指標有產出缺口、失業率缺口、或者其他的超額需求指標等(註 11)，而物價上漲率則有國民生產毛額平減指數或消費者物價指數等。

將菲力普曲線的概念應用於物價預測模型中，是否有助於物價的預測？在進一步討論之前，首先觀察我國的失業率與物價上漲率之間的關係。圖 3 為我國 1982 年第一季至

圖 3 我國的菲力普曲線：1982Q1-2001Q3



2001年第三季的失業率與CPI年增率之間的關係，由圖3可以看出，兩變數之間大致仍存在負向關係，惟失業率與CPI年增率兩變數間的散佈情形，似乎略嫌鬆散，表示兩者的負向關係並不強烈。

為避免以失業率為基礎的傳統菲力普曲線，無法精確捕捉我國物價變動與實質經濟活動之間的關係，本文另行嘗試以產出缺口替代失業率，作為衡量超額需求的指標。

### (三) 其他影響國內物價的因素

除了前述的產出缺口以及流通速度缺口等變數之外，影響一國物價變動者尚有下列因素：

#### 1. 勞動成本（註12）

勞動成本影響物價變動的概念（註13），主要源自凱因斯學派的「價格加成假說」（price markup hypothesis）。簡言之，當生

產成本提高時，廠商會將此一較高的成本以較高的商品價格轉嫁出去，因而造成物價上漲。此外，Gali and Gertler (1999) 利用較複雜的新凱因斯學派菲力普曲線 (New Keynesian Phillips curve)，將勞動成本引進其物價決定模型中，他們利用實質邊際成本 (real marginal cost) 取代產出缺口變數，並進行實證後發現，實質邊際成本是影響通貨膨脹相當重要的因素。

在實際的估計上，實質邊際成本即為單位勞動成本 (unit labor cost)，亦即每小時工資 (compensation) 除以生產力趨勢而來。以單位勞動成本代表邊際成本之理由如下。假設產出  $Y_t$  係由下列的 Cobb-Douglas 生產函數決定：

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^\beta \quad (8)$$

其中  $A_t$  代表技術， $K_t$  代表資本存量， $N_t$

代表勞動投入。因此，實質的勞動邊際成本為： $MC_t=(W_t/P_t)/(\partial Y_t/\partial N_t)$ ，即實質工資除以勞動邊際產出。經由簡單的運算可得到：

$$MC_t = \frac{S_t}{\beta} \quad (9)$$

其中， $S_t$ 為勞動的所得份額 (labor income share)，即等於實質單位勞動成本， $S_t \equiv W_t N_t / P_t Y_t$ 。

## 2. 供給面衝擊 (Supply Shocks)

一般而言，供給面衝擊的主要來源是原油供應價格的大幅變動，特別是在 1973-74 年以及 1979-80 年兩段石油危機時期，其對一般物價的衝擊程度特別大。由於本文在估計我國的通貨膨脹預測模型時，所採用的樣本期間為 1982 年第一季至 2001 年第三季，亦即在第二次石油危機發生之後，因此，模型中並未將此一供給面衝擊因素納入考慮。

## 3. 來自國外的物價影響因素

在我國，不管是 CPI 或 CPIX 的編製，均包含進口品的價格，因而這兩種物價指數將受到進口物價的影響，因此在建構我國的物價預測模型時，有必要將來自國外的影響因素考慮在內。

理論上，國內一般物價水準  $P_t$ ，是貿易財價格  $P_t^T$  與非貿易財價格  $P_t^N$  的加權平均：

$$P_t = \theta P_t^T + (1-\theta) P_t^N \quad (10)$$

其中，貿易財價格係由全球市場所決定，其在國內的市場價格為外幣價格 ( $P^f$ ) 與匯率 ( $E_t$ ，以每單位外幣可兌換的本國幣數量表示) 的乘積  $P^f \times E_t$ ，本文係以美、日兩國的出口物價 (稱  $P_t^{US}$  與  $P_t^{JPN}$ )，經過基期轉換後 (以 1996 年為基期)，分別乘以新台幣兌美元與新台幣兌日元匯率 (稱  $E_t^{US}$  與  $E_t^{JPN}$ ) (亦經換基)，並以 1996 年我國自美、日兩國進口相對比重作為權數加權平均後代表之，即：

$$P_t^f \times E_t = P_t^{US} \times E_t^{US} \times \omega + P_t^{JPN} \times E_t^{JPN} \times (1-\omega)$$

## 四、我國通貨膨脹預測模型之建立

在探討 P\* 模型以及其他影響我國物價的國內、外因素之後，可建立物價預測縮減式模型如下：

$$\begin{aligned} \pi_t = & \lambda_0 + \lambda_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \lambda_2 (v_{t-1} - v_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^{k1} \alpha_{1i} \Delta u_{t-i} \\ & + \sum_{j=1}^{k2} \alpha_{2j} \Delta p_t^f \cdot e_t + \sum_{l=1}^{k3} \alpha_{3l} \Delta y_{t-l} + \sum_{n=1}^{k4} \alpha_{4n} \Delta m_{t-n} \\ & + \sum_{q=1}^{k5} \alpha_{5q} \Delta R_{t-q} + \sum_{r=1}^{k6} \alpha_{6r} \pi_{t-r} + \sum_{s=1}^3 \delta_s Q_{st} + \eta_{1t} \end{aligned} \quad (11)$$

或

$$\Delta \pi_t = \lambda_0 + \lambda_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \lambda_2 (v_{t-1} - v_{t-1}^*)$$

$$\begin{aligned} & + \sum_{i=1}^{k1} \alpha_{1i} \Delta u_{t-i} + \sum_{j=1}^{k2} \alpha_{2j} \Delta p_t^f \cdot e_t + \sum_{l=1}^{k3} \alpha_{3l} \Delta y_{t-l} \\ & + \sum_{n=1}^{k4} \alpha_{4n} \Delta m_{t-n} + \sum_{q=1}^{k5} \alpha_{5q} \Delta R_{t-q} + \sum_{r=2}^{k6} \alpha_{6r} \pi_{t-r} + \gamma \pi_{t-1} \\ & + \sum_{s=1}^3 \delta_s Q_{st} + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (12)$$

上面同時列出兩種模型，其中(11)式是以通貨膨脹率  $\pi_t$  作為被解釋變數，其中， $\pi_t = (CPI_t / CPI_{t-4} - 1) \times 100$ ，(12)式則是以通貨膨脹率的一階差分  $\Delta \pi_t$  作為被解釋變數，至於應該選擇哪一種模型，將根據  $\pi_t$  的統計特性，亦即  $\pi_t$

為 I(0) 或 I(1) 數列，作為判斷的依據：如果  $\pi_t$  為 I(0)，則以(11)式作為本文的通貨膨脹預測模型，如果  $\pi_t$  為 I(1) 數列，則選擇(12)式（註 14）。

在(11)與(12)式中， $ulc_t$  代表單位勞動成本， $p_t^f$  代表國外物價水準， $e_t$  代表匯率（以一單位外國貨幣折合多少本國幣表示），而由於 CPI 與 CPIX 均未經季節調整，故在兩式中加入季節虛擬變數  $Q_s$ ， $S=1,2,3$ ，其餘變數代表的意義與前面幾節相同。小寫英文字母為所對應的大寫字母之對數轉換。此外，根據前面第 3 節的模型說明，式中缺口項的係數符號分別為： $\lambda_1 > 0$ ， $\lambda_2 < 0$ 。

在模型的解釋變數當中，產出與流通速度兩個缺口項變數均設定為落後一期，除了符合原模型（如 P\* 模型等）的設定之外，另一個原因在於避免因為變數內生性所導致的聯立偏誤（simultaneity bias），亦即因同期缺口變數與干擾項之間具有相關性所產生的估計問題（註 15）。

此外，模型中也加入了實質產出水準、名目貨幣數量、以及持有 M2 機會成本的一階差分項，即  $\Delta y_t$ ， $\Delta m_t$  與  $\Delta R_t$ ，其中，加入  $\Delta y_t$  的落後項，可以反映「速限」（speed limit）的效果，亦即在產出水準不變的情況下，通貨膨脹在產出變動較快時，其反應會較產出變動平緩時為大（見 Lee, 1999）。加入  $\Delta m_t$  的落後項，符合傳統貨幣學派物價模型的設定，亦即強調貨幣成長的時差遞延效果對通貨膨脹的影響。此外，

本文亦參照 Ebrill and Fries (1991) 的作法，加入持有 M2 機會成本變動  $\Delta R_t$  的落後項。至於解釋變數（包含被解釋變數本身）的落後項，則係根據 Akaike 以及 Schwarz 的 Final Prediction Error (FPE) 選取原則加以決定（註 16）。

同時，模型中也包含了通貨膨脹率（或其變動）的落後項，理由有二：（1）作為預期通貨膨脹的代理變數：由於通貨膨脹預期的衡量不易，研究者通常利用通貨膨脹率的時差分配作為代理變數，亦即， $\pi_t^e = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i}$  這種簡單的設定方式，就短期而言，特別是當貨幣政策或影響物價的因素維持於相對穩定的狀態時，不失為一種合理的方式；由於我國的物價變動經常處於一低而穩定的狀態，因此，這種預期設定方式應屬適當（註 17）。（2）使模型具有物價慣性（price inertia）的特徵：較長的落後項可以反映物價變動的遲滯性。

由於在大部份的情況下，模型建立者可以藉由相關的物價理論，決定如何選擇模型中的解釋變數，但是，卻往往不易經由理論得知應該對這些解釋變數間的結構（如應該落後幾期等）進行何種設定。在此情況下，常見的作法是先以一種限制較少的方式設定實證模型的落後期數，然後再依據資料特性或估計結果決定模型適當的落後期數。惟在決定落後期數時，尚應兼顧模型的樣本自由度問題。本文亦依循此一原則決定落後期數。



## 五、模型估計

本節將先說明模型中兩個缺口變數如何推算，然後再進行物價模型的估計、以及估計結果的解讀。其中，在推算缺口變數的方法上，由於產出與流通速度變數的長期均衡值，不管在理論上、資料的統計特性上、以及文獻較常採用的方法上，均不盡相同，因此，本文將分別採取不同的推估方法，並於以下各小節中分別說明理由。

### (一) 潛在產出(及產出缺口)的推算

產出缺口係指實際的實質產出( $y$ )與潛在產出( $y^*$ )之間的差距占潛在產出的比率，即： $y_{GAP} = (y - y^*) / y^*$ 。先驗上，當  $y$  低於  $y^*$  時，物價將維持穩定，而當  $y$  高於  $y^*$  時，物價將有上揚壓力。潛在產出有兩種含意：第一是指經濟體系在產能充分發揮的情況下，所能生產出來的一種假設性的產出數量，即充分就業下的產出水準；第二係指與穩定的通貨膨脹率一致的產出水準（註 18）。潛在產出及產出缺口的衡量方式是否適當，攸關利用產出缺口預測物價的成效（註 19）。然而，衡量潛在產出卻並非易事，因為，一方面，潛在產出係無法觀察到的一種數列，另一方面，估計潛在產出的方法有好幾種，但卻沒有一種是毫無缺陷的（見 Adams and Coe, 1990）。

文獻上用來估計潛在產出的方法中，較常見者有二：第一個方法是估計一條生產函數，且假設當所有的生產要素均充分就業的

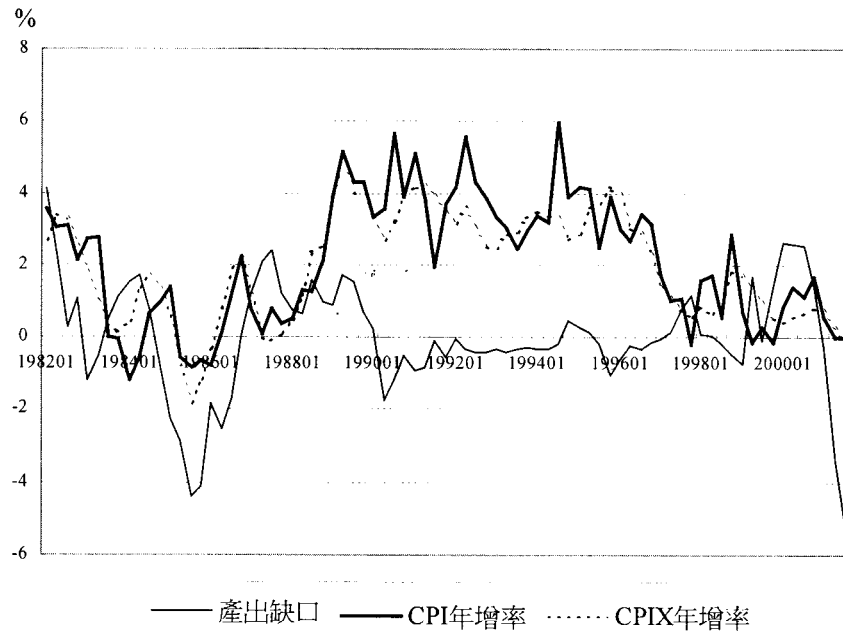
情況下，所對應的產出水準即視為潛在產出（例如，IMF, 1991; OECD, 1994）。此法的優點為，可以明確瞭解產出成長的來源為何，其缺點則是，實務上在進行估算時，通常偏重資本與勞動投入部份，對於總要素生產力 (total factor productivity) 則多未加以解釋，或未進行適當的處理。第二種方法是利用單一變數的平滑技巧來決定趨勢產出，其中最常被援用的方法即是 Hodrick-Prescott (1997) 的平滑法(以下簡稱 HP 法)，此種單變數過濾法最大的優點在於推算潛在產出的過程較為簡單，其缺點則是不確定性較高，亦即潛在產出趨勢估計值的信賴區間通常較大，而在樣本的尾端信賴度更低。

由於本文估計潛在產出的目的在於推算潛在產出缺口，並以此來解釋未來的物價變動，至於潛在產出成長的來源為何，並非本文所關心者；此外，就預測實務而言，HP 法亦較為簡便，因此，本文擬利用 HP 法進行潛在產出的估計。以下簡單說明 HP 法的基本概念。HP 趨勢值的推算，即等於求出一個序列  $\tau_{y,t}$ ，使得下式極小化：

$$L = \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_{y,t})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{y,t+1} - \tau_{y,t}) - \tau_{y,t} - \tau_{y,t-1}]^2 \quad (13)$$

在(13)式中，使用者可以藉由平滑參數 (smoothing parameter)  $\lambda$  值的選擇，以決定趨勢序列的平滑程度，其中， $\lambda$  值越高，趨勢將

圖 4 產出缺口與物價變動



越平滑，值越低則越接近原始的序列(如  $y_t$ )。本文依照 Hodrick and Prescott (1997) 的建議，亦即，若所要進行平滑的數列為季資料時，通常將  $\lambda$  值設定為 1600。

利用 HP 法推估我國 1982 年第一季至 2001 年第三季的潛在產出後，將產出缺口繪於圖 4，而在圖中也同時畫出同期間的 CPI 與 CPIX 年增率。值得注意的是，利用 HP 法估計潛在產出缺口之前，實質 GDP 必須先進行季節調整。本文採用 X-11 方法進行季節調整。經估計，產出缺口約介於  $\pm 4.5\%$  之間。大體而言，產出缺口與物價呈現同向變動的關係。因此，雖然 HP 法在樣本的两端容易發生偏誤，但有鑒於我國資本存量資料的推估亦存在相當大的不確定性，因此，本文最後仍

採取 HP 法、而非生產函數法進行潛在產出的推估。

#### (二) 流通速度缺口的求算

我國的 M2 所得流通速度在 1982 年至 2001 年間，大致出現兩種不同形態的變動情形(見圖 2)，而進一步經由 ADF 單根檢定 (augmented Dickey-Fuller unit root test)，接受了流通速度具有單根的虛無假設，亦即樣本期間內的流通速度並非恆定序列，因而無法採取與 HPS (1991) 在設定美國 1955-1988 年的長期流通速度時之方式，亦即假設長期流通速度為一固定值，進而利用流通速度的樣本平均值來代表長期流通速度。本文亦曾嘗試將樣本期間劃分為兩個時期，即 1982 年第一季至 1993 年第四季，以及 1994 年第一季

至 2001 年第三季，其中前一時期係假設流通速度為一具直線型趨勢的序列，而後一時期則先檢定流通速是否為一恆定序列，若是則逕行利用此一期間的流通速度平均值，代表長期均衡值。惟經 ADF 檢定後發現，兩段期間均無法拒絕流通速度具有單根的虛無假設，亦即皆非恆定序列。因此，必須另覓他法，以計算我國的貨幣長期流通速度以及流通速度缺口。

因此，本文參照 Koenig (1996) 的作法，建立一條長期流通速度決定式，來估算我國的 M2 長期均衡流通速度：

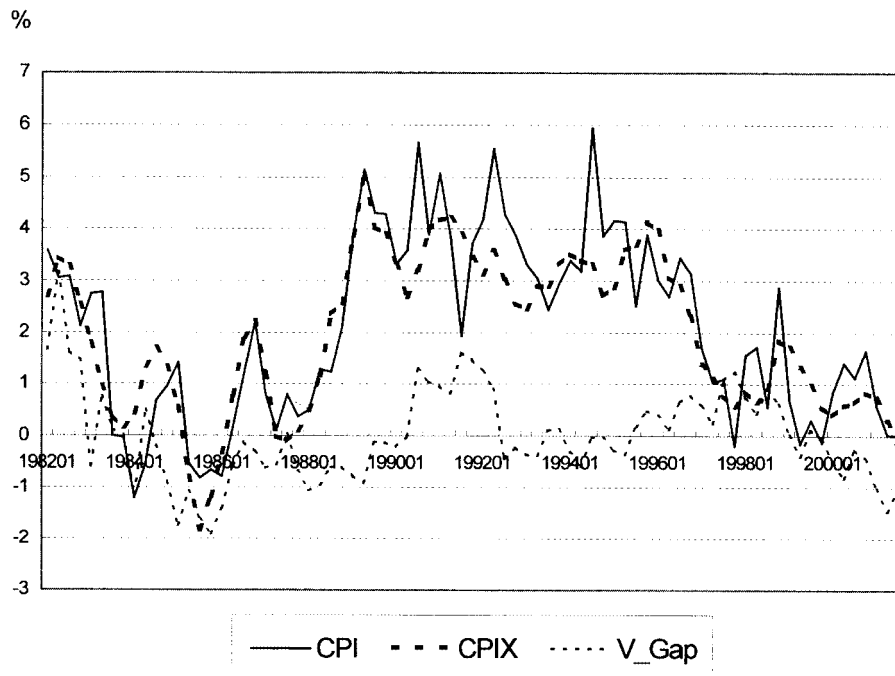
$$v_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 oc_t + \alpha_4 D9203_t + \sum_{i=1}^3 \alpha_{5i} Q_{i,t} + \mu_t \quad (14)$$

在(14)式中，M2 的流通速度  $v_t$  係由線性時間趨勢  $t$ 、二次時間趨勢  $t^2$ 、持有 M2 的機會成本  $oc_t$ 、以及反映制度面因素所造成的流通速度永久性變動的虛擬變數  $D9203_t$  所決定，其中， $D9203_t$  的數值在 1992 年第三季以前為 0，1992 年第三季以後(含第三季)為 1 (註 20)。至於持有 M2 的機會成本計算如下：

$$oc_t = \omega_t R_t^{SY} + (1 - \omega_t) R_t^{CP} - R_t^{M2} \quad (15)$$

在(15)式中， $R_t^{SY}$  為五年期公司債的報酬率(票面利率)， $R_t^{CP}$  為 31-90 天期商業本票次級市場利率， $R_t^{M2}$  為持有 M2 的報酬率，其計算方式為將 M2 各組成項目的自身報酬率加權平均，權數則為所對應的組成項目占 M2 總規模的比率。此外，式(15)中的  $\omega$  係以全體公司債

圖 5 流通速度缺口與物價變動



及商業本票發行餘額的相對比重代表，其間如果無公司債報酬率資料，則假設該時點的  $\omega$  等於零。

式(14)的估計結果如下(其中機會成本  $oc_t$  的係數估計值不顯著)：

$$v_t^* = 0.38^{***} - 0.008^{***} t + 0.00006^{***} t^2 + 0.01^{***} D9203, \\ \begin{matrix} (115) & (-41.4) & (26.68) & (3.55) \end{matrix} \\ \bar{R}^2 = 0.98, S.E.R = 0.009$$

茲將所得到的流通速度缺口，即  $v\_gap_t = (v_t - v_t^*) * 100$  繪於圖 5，同時也將 CPI 與 CPIX 的年增率置入圖 5，初步觀察圖 5 發現，流通速度缺口與物價變動之間的關係並無法直接由圖形明顯看出。

### (三) 模型估計

以下即利用我國 1982 年第一季至 2001 年第三季的季資料來進行通貨膨脹模型的估計(註 21)。前面曾經提及，本文的通貨膨脹模型有兩種，一種是針對物價上漲率  $\pi_t$  (即(11)式)，一種是針對物價上漲率的一次差分  $\Delta\pi_t$  (即(12)式)，至於應該選擇哪一種模型？由表 2 可知，ADF 單根檢定顯示 CPI 與 CPIX 可能為 I(2) 序列，但 Phillips-Perron 檢定則顯示 CPI 與 CPIX 為 I(1) 序列。本文依照文獻上多數認為物價水準為 I(1) 之傳統假設(如 Stock and Watson, 1999)，而將 CPI 與 CPIX 視為 I(1) 處理。

至此，本文所欲估計的 CPI 與 CPIX 通貨膨脹預測模型如下：

$$\pi_t = \lambda_0 + \lambda_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \lambda_2 (v_{t-1} - v_{t-1}^*) \\ + \sum_{i=1}^{k1} \alpha_{1i} \Delta ulc_{t-i} + \sum_{j=1}^{k2} \alpha_{2j} \Delta p_t^f \cdot e_t + \sum_{l=1}^{k3} \alpha_{3l} \Delta y_{t-l} \\ + \sum_{n=1}^{k4} \alpha_{4n} \Delta m_{t-n} + \sum_{q=1}^{k5} \alpha_{5q} \Delta R_{t-q} + \sum_{r=1}^{k6} \alpha_{6r} \Delta \pi_{t-r}$$

$$+ \sum_{s=1}^3 \delta_s Q_{st} + \eta_{1t} \quad (11)$$

其中， $\pi_t$  為 CPI 或 CPIX 年增率。

根據標準的計量分析程序，在設定實證模型之前，必須先就模型中各變數的整合級次 (order of integration) 進行檢定，以確定各變數均為定態的 (stationary)，而避免發生如 Granger and Newbold (1974) 所指出的假性迴歸 (spurious regression) 問題。各變數的單根檢定結果如表 2 所示。由表 2 可知，在缺口項部份，產出缺口與流通速度缺口均可視為 I(0) (註 22)；至於  $ulc_t$  與  $p_t^f \cdot e_t$  則經一次差分後均為恆定序列。

在計量方法上，由於(11)式的干擾項  $\eta_{1t}$  符合標準的假設(見稍後的檢定結果)，因此，在估計上並無特別的計量問題，因而用普通最小平方方法 (OLS) 即可得到有效率的估計結果，本文利用 OLS 法對(11)式進行估計，樣本期間為 1982 年第一季至 2001 年第三季。估計的步驟為，先根據由繁至簡 (general-to-specific) 的原則，估計一個較為一般化的模型，然後再根據參數精簡原則 (parsimony principle)，剔除部份係數不顯著的變數後，得到最後的估計結果如表 3 所示。

由於我國的流通速度在樣本期間內呈現較大的變動，且出現結構性的改變，因此，其是否如 HPS 模型所假設，將往長期均衡值趨近？似乎存在若干不確定性；此外，流通速度的長期均衡值的求算也將面臨較大的困難。因此，不管就模型估計或未來的物價預測上，加入流通速度缺口變數未必能提高物價模型的績效。因此，本文另行估計一條不

表 2(a) ADF 單根檢定結果

水準值	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	一階 差分項	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
$cpi_t$	-0.34	-1.91	$\Delta cpi_t$	-1.31	-1.01
$cpix_t$	-0.89	-2.10	$\Delta cpix_t$	-2.23*	-1.63
$y_t - y_t^*$	-3.54***	-3.39**	$\Delta(y_t - y_t^*)$	-4.66***	-4.56***
$v_t - v_t^*$	-2.72*	-2.49	$\Delta(v_t - v_t^*)$	-3.58***	-3.63**
$m2_t$	-2.54	-0.13	$\Delta m2_t$	-1.44	-3.47**
$y_t$	-2.92**	-0.22	$\Delta y_t$	-1.49	-2.78
$R_t$	-3.59***	-3.54**	$\Delta R_t$	-4.64***	-4.55***
$ulc_t$	-2.38	-1.30	$\Delta ulc_t$	-3.19**	-3.81**
$p_t^f \cdot e_t$	-1.62	-1.19	$\Delta(p_t^f \cdot e_t)$	-4.27***	-4.62***

說明：1.  $\tau_{\mu}$  表示 ADF 檢定迴歸式中包含常數項之檢定統計量， $\tau_{\tau}$  則表示同時包含常數項與時間趨勢時的檢定統計量；由於 ADF 檢定統計量在這兩種情況下的分配不同，故臨界值亦有所差異。  
 2. \*\*\*, \*\*與\*分別表示在 1%，5%與 10%的顯著水準下拒絕單根的虛無假設。  
 3. 除了缺口項之外，其餘各變數的一階差分項均指與落後四期的變數相減，即：  
 $\Delta x_t = x_t - x_{t-4}$ 。

表 2(b) Phillips-Perron 單根檢定結果

水準值	$PP_{\mu}$	$PP_{\tau}$	一階 差分項	$PP_{\mu}$	$PP_{\tau}$
$cpi_t$	-0.21	-1.29	$\Delta cpi_t$	-3.89***	-3.58**
$cpix_t$	-0.30	-1.17	$\Delta cpix_t$	-5.43***	-5.92***
$y_t - y_t^*$	-3.40**	-3.38*	$\Delta(y_t - y_t^*)$	-7.19***	-7.15***
$v_t - v_t^*$	-2.80*	-2.73	$\Delta(v_t - v_t^*)$	-11.26***	-11.22***
$m2_t$	-9.06***	0.76	$\Delta m2_t$	-6.36***	-11.85***
$y_t$	-3.59***	-0.71	$\Delta y_t$	-10.28***	-11.74***
$R_t$	-4.23***	-4.09***	$\Delta R_t$	-10.98***	-11.02***
$ulc_t$	-5.75***	-9.19***	$\Delta ulc_t$	-61.0***	-66.0***
$p_t^f \cdot e_t$	-1.47	-1.15	$\Delta(p_t^f \cdot e_t)$	-6.29***	-6.38***

說明： $PP_{\mu}$  表示 Phillips-Perron 檢定迴歸式中包含常數項之檢定統計量， $PP_{\tau}$  則表示同時包含常數項與時間趨勢時的檢定統計量。

包含流通速度缺口的物價預測方程式，即假設(11)式中的流通速度缺口項係數  $\lambda_2$  等於零，加入此一限制後的模型即為菲力普曲線模型，我們將此一模型的估計結果一併列表於表 3，並就 P\*模型與菲力普曲線模型的估計結果進行比較。

在表 3 的估計結果中，各係數下方括弧

內的數字代表 t 值，而\*\*\*，\*\*與\*分別代表估計係數在 1%，5%與 10%的顯著水準下顯著異於零。在表下方的檢定統計量中， $\hat{\sigma}$  指迴歸式的標準差 (standard error of regression)，Q 代表 Ljung-Box Q 檢定統計量，與 Breusch-Godfrey LM 檢定相同，均用來檢視殘差項是否存在序列相關(serial correlation)，其中 Q(1)

表 3(a) CPI 物價模型估計結果

被解釋變數： $\pi_t^{CPI}$

解釋變數	係數估計值	
	P*模型	菲力普曲線模型
常數項	0.004** (2.27)	-0.0048 (-1.39)
$(y-y^*)_t-1$	0.0015* (1.77)	0.0019** (2.23)
$(v-v^*)_t-1$	-0.0011* (-1.85)	—
$\pi_{t-1}^{CPI}$	0.0072*** (9.71)	0.0077*** (11.64)
$\Delta R_{t-1}$	-0.0026** (-2.49)	-0.0033*** (-3.28)
$\Delta R_{t-2}$	0.0038*** (3.63)	0.0038*** (3.69)
$\Delta R_{t-3}$	-0.0017* (-1.71)	-0.0022** (-2.17)
$\Delta y_{t-7}$	—	0.0012** (2.64)
$\Delta p^f \cdot e_{t-1}$	0.0003** (2.28)	0.0003** (2.36)
$\Delta ulc_{t-8}$	0.0006** (2.22)	0.0008*** (3.15)
檢定統計量：		
$\bar{R}^2$	0.7622	0.7752
$\hat{\sigma}$	0.0085	0.0083
$Q(1)$	0.089	0.65
$Q(4)$	9.575**	11.21**
$LM : \chi^2 =$	0.195	1.782
$ARCH : \chi^2 =$	4.189	2.552
$Hetero : \chi^2 =$	9.141	11.769
$Normality : JB =$	2.057	1.536
$RESET : F =$	1.757	3.751**

與 Q(4)所要檢定的是一階與四階的序列相關。ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) 代表 Engle 的自我迴歸條件異質變異數檢定。Hetero 則代表異質變異數檢定。Normality 係指殘差項的 Jarque-Bera 常態分配檢定，RESET 指 Ramsey 所提出的迴歸設定錯誤檢定 (Regression Specification Error Test)，主要在檢定諸如遺漏解釋變數、不正確的函數型式、以及解釋變數與誤差項間具有相關等迴歸設定問題。其中，LM 檢定與 ARCH 檢定的落後項為 2，RESET 檢定階次至 3。

最後，由檢定結果可知，由於被解釋變數為物價水準的一次差分，依此觀之，各模型調整後的  $R^2$  應不算低，表示模型能解釋大部份的 CPI 與 CPIX 的變動，特別是 CPIX 模型的解釋度更高達 92% 以上。此外，殘差項並無異質變異數的現象，且符合常態分配假設。不過，CPI 的兩種模型之殘差項均出現 4 階的序列相關，而 CPIX 中的菲力普曲線模型亦有相同情形。進一步觀察樣本內的配適情形。圖 6 與圖 7 為模型的樣本內物價變動配適值與實際值。圖形顯示，迴歸式的殘差估

表 3(b) CPIX 物價模型估計結果

被解釋變數： $\pi_t^{CPIX}$ 

解釋變數	係數估計值	
	P*模型	菲力普曲線模型
常數項	0.0046* (1.84)	-0.0016 (-0.71)
$(y - y^*)_{t-1}$	0.0009* (1.97)	0.0008* (1.78)
$(v - v^*)_{t-1}$	-0.0012*** (-3.42)	—
$\pi_{t-1}^{CPIX}$	0.0127*** (12.89)	0.0140*** (13.87)
$\pi_{t-2}^{CPIX}$	-0.0049*** (-5.07)	-0.0051*** (-5.31)
$\Delta y_{t-6}$	—	0.0007*** (2.74)
$\Delta M2_{t-1}$	-0.0015*** (-3.51)	-0.0013*** (-2.99)
$\Delta M2_{t-2}$	0.0021*** (3.74)	0.0024*** (4.38)
$\Delta M2_{t-4}$	-0.0007** (-2.32)	-0.0012*** (-3.88)
$\Delta R_{t-1}$	—	-0.0009* (-2.00)
$\Delta p^f \cdot e_{t-1}$	0.0003*** (3.57)	0.0006*** (4.62)
$\Delta p^f \cdot e_{t-2}$	—	-0.0004*** (-2.82)
$\Delta ulc_{t-5}$	0.0003* (1.89)	0.0004*** (2.79)
檢定統計量：		
$\bar{R}^2$	0.9236	0.9321
$\hat{\sigma}$	0.0042	0.0040
$Q(1)$	0.054	1.103
$Q(4)$	7.337	10.763**
$LM : \chi^2 =$	0.242	10.154***
$ARCH : \chi^2 =$	1.272	1.957
$Hetero : \chi^2 =$	21.92	31.49*
$Normality : JB =$	0.492	0.173
$RESET : F =$	4.681	5.838

計值為 white noise，表示模型的設定應無太大問題。因此，就統計上來看，CPI 模型與 CPIX 模型的設定均堪稱允當。

進一步比較 P\*模型與菲力普曲線模型的估計結果後發現，不論就 CPI 或 CPIX 而言，菲力普曲線模型的調整後  $R^2$  值均較 P\*模型略高，而迴歸的標準誤則略低。而就檢定結果來看，CPI 物價中的菲力普曲線模型並未能通過 RESET 檢定，而 CPIX 物價中的菲力普

曲線模型則出現 4 階的序列相關。因此，綜合來看，P\*模型與菲力普曲線模型的樣本內估計結果各有優劣，故以下將就此兩種模型之預測績效進行評比，最後再選取一種較適合我國的物價預測模型。

#### (四) 估計結果的解讀

不管就 CPI 或 CPIX 上漲率的估計結果，產出缺口以及流通速度缺口的係數估計值均

圖 6(a) CPI 物價變動配適值，實際值，以及殘差項：P\*模型

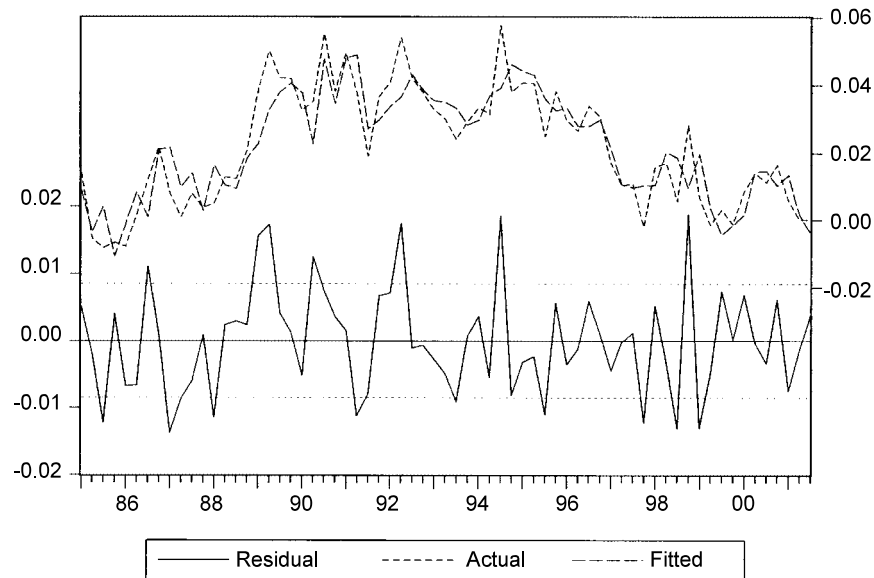
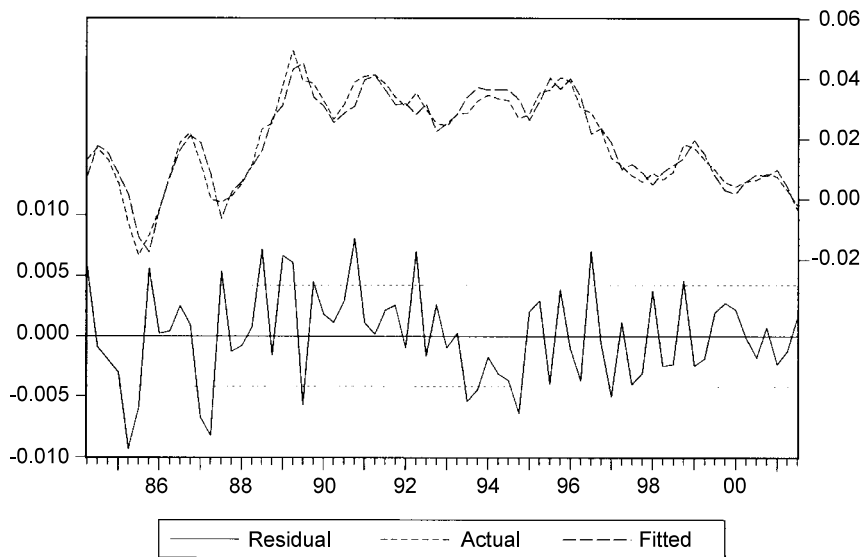


圖 6(b) CPI 物價變動配適值，實際值，以及殘差項：菲力普曲線模型



顯著，且符號均與理論預期相符，亦即 $\lambda_1 > 0$ ， $\lambda_2 < 0$ 。也就是說，當前期實際產出高於潛在產出時，本期物價將上升；當貨幣的所得流通速度高於長期均衡流通速度時，物價將下降，以回復長期均衡。而兩個缺口項的彈性均不大，表示物價收斂至長期均衡物價的速

度緩慢，隱含物價變動具有相當程度的慣性現象。

至於就短期動態項的係數估計結果，在CPI 部份，對於CPI 的短期波動似乎不具太大的影響力，而對CPIX的影響則相當顯著，表示貨幣數量的變動，與一些季節性、偶發



圖 7(a) CPIX 物價變動配適值，實際值，以及殘差項：P\*模型

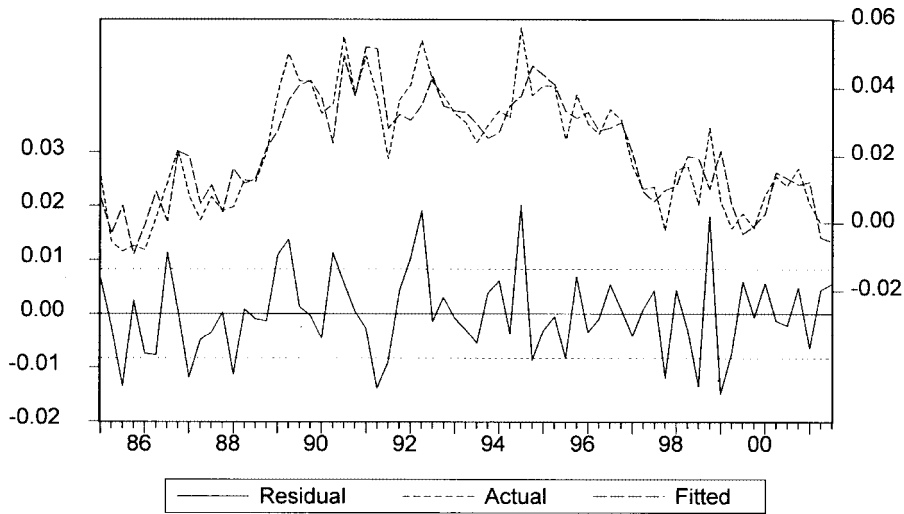
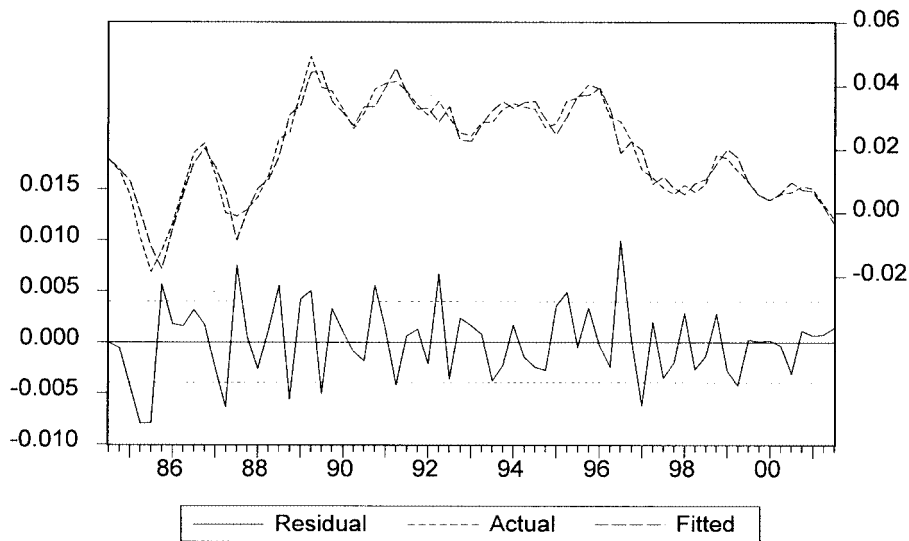


圖 7(b) CPIX 物價變動配適值，實際值，以及殘差項：菲力普曲線模型



性或供給面的干擾因子所造成的物價波動，彼此之間並沒有相關；至於產出的短期動態項，由於模型中已包含產出缺口項，因此加入產出的落後動態項僅能略微增加模型的解釋力；而利率(即持有M2的機會成本)的短期動態項則對於物價變動有顯著的解釋力，特別是對於CPI而言更為明顯，例如，在CPI

的P\*模型與菲力普曲線模型中， $\Delta R_t$ 的落後一期、落後二期、及落後三期的估計係數在統計上均顯著，而在CPIX的P\*模型與菲力普曲線模型中， $\Delta R_t$ 的落後一期項亦顯著異於零。

就其他影響物價的因素來看，單位產出勞動成本指數對於兩種物價的變動沒有太大影響，此一估計結果與Mehra (1990)的實證

結果相近，其原因可能是因為勞動成本的上揚，主要來自於總需求的壓力上升所致，而此一因素已反應在產出缺口變數之上。就進口物價項來看，其對 CPI 與 CPIX 的影響效果均顯著。

最後，通貨膨脹率落後項的係數和，在 CPI 的 P\*模型與菲力普曲線模型模型中分別為 0.0072 與 0.0077，在 CPIX 模型中則分別為 0.0078 與 0.0089，數值均不大，隱含物價上漲過程雖有物價慣性的現象，但並不強烈。

### 六、模型預測能力之評估

#### (一) 外生變數值的設定

在進行通貨膨脹率的預測之前，必須先推估模型外生解釋變數的數值。以下說明解釋變數值的推估方法，其中，大部份變數均利用下列的 Box-Jenkins 季節性 ARIMA 模型進行預測：

$$\Phi_p(B^S)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^S)^p M_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)\varepsilon_t, \quad (16)$$

其中：

$$\Phi_p(B^S) = (1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_p B^{pS}),$$

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\Theta_Q(B^S) = (1 + \Theta_1 B^S + \Theta_2 B^{2S} + \dots + \Theta_Q B^{QS}),$$

$$\theta_q(B) = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q),$$

$\varepsilon_t$  為一服從常態分配  $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  的 white noise， $B$  為落後運算元 (lag operator)。式(16)的模型通常可以表示成 ARIMA  $(p, d, q) \times (P, D, Q)_S$ ，其中下標  $S$  代表季節性期數(由於本文使用之資料為季資料，故  $S=4$ )。各解釋變數值的推估方法詳述如下。

解釋變數	定義	推估方法
$y_t$	實質 GDP	利用下列的季節性 ARIMA 模型進行預測： ARIMA(4,0,8)×(3,1,0) <sub>4</sub>
$M2_t$	名目貨幣總計數 M2	利用下列的季節性 ARIMA 模型進行預測： ARIMA(3,0,7)×(8,1,0) <sub>4</sub>
$oc_t$	持有 M2 的機會成本	利用下列的單變數 ARIMA 模型進行預測： ARIMA(5,0,5)×(1,0,3) <sub>4</sub>
$v_t$	M2 之所得流通速度	利用 $(M2 / GDP)$ 而來，其中名目 GDP 利用下列的季節性 ARIMA 模型進行預測： ARIMA(4,0,8)×(2,1,0) <sub>4</sub>
$v_t^*$	貨幣流通速度之長期趨勢值	利用下列方程式進行推估： $v_t^* = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 oc_t + a_4 D^{9203}_t + \sum_{i=1}^3 \alpha_i Q_{t,i} + \mu_t$
$\pi_{t-1}^{CPI}, \pi_{t-1}^{CPIX}$	物價上漲率的落後項	利用動態模擬方式得出。
$p^f \cdot e_t$	進口物價	利用下列的季節性 ARIMA 模型進行預測： ARIMA(5,0,8)×(0,1,7) <sub>4</sub>
$ulc_t$	單位產出勞動成本	利用下列的季節性 ARIMA 模型進行預測： ARIMA(5,0,8)×(6,1,0) <sub>4</sub>

## (二) 模型預測能力

本節針對前面所建立的物價預測模型，進行樣本外預測 (out-of-sample forecast)，並就模型的預測績效進行評估，以決定最適當的通貨膨脹預測模型為何。在預測時程 (forecast horizon or lead time) 方面，係就 1 至 8 季以後的物價進行預測，即估計期間為 1982 年第一季至 1999 年第三季，預測期間則為 1999 年第四季至 2001 年第三季，故得到的預測值個數為 8 個。

本文利用三種統計量，即平均誤差 (mean error, ME)，平均絕對誤差 (mean absolute error, MAE)，以及均方根誤差 (root mean squared error, RMSE)，來衡量模型預測誤差的大小，其中，MA 係用以衡量預測模型是否持續性的高估或低估物價上漲率，而 RMSE 則是最常見預測誤差統計量，各誤差統計量之定義如下：

$$ME = \frac{1}{n^0} \sum_i (\pi_t - \hat{\pi}_t), \quad (17)$$

$$MAE = \frac{1}{n^0} \sum_i |\pi_t - \hat{\pi}_t|, \quad (18)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n^0} \sum_i (\pi_t - \hat{\pi}_t)^2} \quad (19)$$

其中， $\pi_t$  代表 CPI 或 CPIX 年增率的實際值， $\hat{\pi}_t$  代表預測值， $n^0$  為預測值的個數，本文中  $n^0 = 8$ 。兩種物價的預測誤差統計量列於表 4。

由表 4 發現，CPI 年增率的預測誤差均明顯高於 CPIX 年增率的誤差，與預期相符，主要係因 CPIX 已剔除不規則的物價干擾因素所致，故不確定性較低。而不管就 CPI 或 CPIX 的預測，菲力普曲線模型的預測誤差均較 P\* 模型為低。因此，就我國情況而言，菲力普曲線模型不管在預測 CPI 或 CPIX 上，均較 P\* 模型為佳。

至於兩種物價年增率的預測值與實際值的比較可見圖 7，由圖 7 可以看出，就 CPI 而言，預測期間的前段出現高估的現象，但在後段則並未呈現系統性高估或低估；至於就 CPIX 來看，模型的預測值與實際值則相當接

表 4 樣本外預測結果(預測期間為 1999Q4-2001Q3)

單位：百分點

	CPI 年增率		CPIX 年增率	
	P*模型	菲力普曲線 模型	P*模型	菲力普曲線 模型
ME	0.51	-0.45	0.24	-0.05
MAE	0.61	0.49	0.27	0.14
RMSE	0.71	0.65	0.35	0.20

近。由於自 1997 年以來，我國物價出現走緩的現象，因此，本文所建立的模型，對於近年來通貨膨脹率下滑的現象，似乎並無明顯高估的情況，顯示模型的建立雖然根據過去 20 年的物價變動情形，但模型預測能力仍相當穩定。

### (三) 與其他預測結果比較

除了利用前述的預測誤差衡量指標，評估預測物價模型的績效之外，我們也想知道，相較於其他的模型，本文的模型之預測績效如何？以下從三個角度進行比較，第一是與時間數列模型相比；第二是與國內主要預測機構之物價預測結果相比，第三則是與國外的預測結果相比。

#### 1. 與時間數列模型比較

在衡量模型的預測績效時，最常使用的基準 (benchmark) 模型就是純粹的時間數列模型，如果根據經濟理論所建立的通貨膨脹預測模型，其預測值並未較無理論依據的時間序列模型為佳，則表示該等模型的政策參考價值將不高。至於應該使用哪一種時間數列模型？文獻上的作法有許多種，其中有利用最單純 (naive) 的模型，如隨機漫步 (random walk) 模型(見 Anderson, *et al.*, 2001)；亦有利用較為複雜的貝氏 (Bayesian) VAR 模型者(如 Zarnowitz and Braun, 1993)。

本文選擇以季節性 ARIMA 模型作為比較基準 (註 23)。利用 1982 年第一季至 2001 年第三季的資料(取過對數)，分別估計 CPI 與

CPIX 的季節性 ARIMA 模型如下：

$$\begin{aligned} & (1+0.19B^4-0.15B^{20}-0.65B^{28})(1-0.92B \\ & \quad (-3.28)^{***} \quad (3.11)^{***} \quad (13.13)^{***} \quad (19.93)^{***} \\ & +0.62B^4-0.64B^5)(1-B^4)cpi_t \\ & \quad (-6.23)^{***} \quad (7.03)^{***} \\ & = (1-0.93B^7)\varepsilon_t \\ & \quad (-17.21)^{***} \end{aligned} \quad (20)$$

$$\bar{R}^2=0.7897, \text{ SSR}=0.008, \text{ DW}=2.01,$$

$$\begin{aligned} & (1-1.12B^4+0.13B^{16})(1-0.38B+0.24B^2 \\ & \quad (14.72)^{***} \quad (-1.78)^* \quad (3.44)^{***} \quad (-2.14)^{**} \\ & +0.49B^4)(1-B^4)cpi_t=\varepsilon_t \\ & \quad (-4.86)^{***} \end{aligned} \quad (21)$$

$$\bar{R}^2=0.9134, \text{ SSR}=0.005, \text{ DW}=2.03,$$

式(20)與式(21)中估計係數下方括弧內數字為 t 值。\*\*\*, \*\*及\*分別表示估計係數在 1%, 5%與 10%之顯著水準下顯著異於零。

表 5 列出利用本文所建立的模型進行物價預測時，所得到的預測誤差(ME, MAE, RMSE)，與利用季節性 ARIMA 模型之預測誤差的相對比率，當此一比率大於一，表示本文所建立的模型，其預測能力較時間數列模型為差，亦即預測誤差較高，如小於一則結果恰好相反。由表 5 可以看出，不論就 ME, MAE 或 RMSE 來看，P\*模型的誤差比值大約等於一，表示 P\*模型對於 CPI 或 CPIX 的預測能力並未較單變數時間數列模型為佳；但是菲力普曲線模型之預測誤差比則均小於一，顯示不管就預測 CPI 或 CPIX 而言，菲力普曲線模型模型均較時間序列模型之預測能力為佳。

#### 2. 與主要預測機構之預測結果比較

表 5(a) 本文 CPI 模型相對於季節性 ARIMA 模型的預測誤差比

單位：%

P*模型			菲力普曲線模型		
ME	MAE	RMSE	ME	MAE	RMSE
-0.84	1.00	1.00	0.74	0.81	0.92

表 5(b) 本文 CPIX 模型相對於季節性 ARIMA 模型的預測誤差比

單位：%

P*模型			菲力普曲線模型		
ME	MAE	RMSE	ME	MAE	RMSE
1.84	1.04	0.93	-0.41	0.53	0.52

另一種評估本文物價模型預測績效之作法為，與國內其他單位的預測結果作一比較。本文選擇以行政院主計處的 CPI 預測值作為比較的依據，而由於主計處並未對 CPIX

進行預測，故無法比較。由於主計處每季均發布未來一至兩年內的各季預測值，本文係以一季之前的預測結果作為評比依據，詳細情形見表 6。由表 6 可知，主計處對於一季以

表 6 主計處物價預測績效

預測日期	預測點	1 季後的 CPI 年增率預測值 (%)	CPI 年增率實際值 (%)	預測誤差 (百分點)
1999.08.20	1999 年第 4 季	0.49	-0.13	0.62
1999.11.19	2000 年第 1 季	1.60	0.85	0.75
2000.02.18	2000 年第 2 季	2.18	1.40	0.78
2000.05.19	2000 年第 3 季	2.60	1.12	1.48
2000.08.14	2000 年第 4 季	1.89	1.65	0.24
2000.11.24	2001 年第 1 季	2.08	0.58	1.50
2001.02.16	2001 年第 2 季	1.44	0.02	1.42
2001.05.25	2001 年第 3 季	1.74	0.01	1.73
平均誤差 (ME)				<b>-1.06</b>
平均絕對誤差 (MAE)				<b>1.06</b>
均方根誤差 (RMSE)				<b>1.18</b>

說明：物價年增率為去年同期相比的變動率。  
資料來源：行政院主計處。

後的 CPI 年增率，其預測誤差分別是：ME 爲-1.06，MAE 爲 1.06，RMSE 爲 1.18 個百分點，分別高於本文 CPI 預測模型(以菲力普曲線模型爲準)的-0.45，0.49 與 0.65 個百分點。

### 3. 與國外預測結果比較

就誤差統計量的數值而言，菲力普曲線模型之 CPI 年增率預測值的 MAE 爲 0.49 個百分點，CPIX 爲 0.14 個百分點，與其他模型

的預測績效比較，例如以紐西蘭準備銀行(Reserve Bank of New Zealand，即紐西蘭的中央銀行)的物價(指 underlying rate of inflation，相當於我國的 CPIX)預測模型之績效爲例，其 MAE 約爲 0.4 至 0.5 個百分點左右(見 Christiansen, 1997)，較我國 CPIX 預測之 0.14 個百分點爲高，顯示本文所建立的模型之預測能力尚佳。

## 七、模型穩定性檢定

一計量模型具備良好預測能力的先決條件之一爲，模型的變數間必須具備穩定的關係，因此，模型穩定性檢定是建構模型的過程中非常重要的步驟。以下利用幾種 Chow 檢定來檢驗菲力普曲線模型的穩定性(註 24)。

(1) Chow 樣本分割(或結構變遷)檢定：此一檢定在於觀察模型參數在某一時點是否發生改變。選擇係數發生改變的分裂點(breakpoint)並不容易，往往需根據過去的歷史事件在先驗上作主觀的判斷，本文選擇 1989 年第一季爲分裂點(註 25)，主要係因自該時點起，物價開始急速上揚，而呈現較以往不同的表現。檢定結果顯示，CPIX 年增率在 1989 年第一季出現結構性變遷，而 CPI 年增率在該時點則無明顯的結構性變遷。

(2) Chow 預測檢定：樣本估計期間爲 1982 年第一季至 1988 年第四季，預測期間則涵蓋 1989 年第一季至 2001 年第三季，檢定

結果爲，在 5% 的顯著水準下，不論 CPI 或 CPIX 式，均無法拒絕沒有結構變遷的虛無假設。

(3) Chow 一期後(1-step ahead)預測檢定：此檢定主要根據遞迴殘差值(recursive residuals)的計算而來，亦即顯示一期後的預測值是否顯著不同於實際值。由檢定結果可知，遞迴殘差值並未超出兩個標準差的界線之外，且在不同的顯著水準下，拒絕參數穩定之虛無假設的樣本點並不多。因此，樣本期間內 CPI 與 CPIX 模型均屬穩定。

(4) CUSUM 及 CUSUMQ 檢定：CUSUM 係指 "cumulative sum of the recursive residuals"，CUSUMQ 則指 CUSUM of squares，由於不管是 CUSUM 或 CUSUMQ 均未超出 5% 的信賴(顯著)水準線，因此，兩種物價模型堪稱穩定。

(5) 各係數的遞迴估計值(recursive estimates of individual coefficients)：由 CPI 模型

與 CPIX 模型中各係數的遞迴估計值，以及其兩個標準差的界限，亦即  $\hat{\beta}_i$  與  $\hat{\beta}_i \pm 2ese(\hat{\beta}_i)$  (estimated standard errors)。可以看出，各係數值隨樣本點的增加，並未出現明顯的變動。

由以上的穩定性檢定結果可知，兩條物

價預測模型具有充分的穩定性，故應可作為預測我國物價的基礎。此外，由模型的穩定結果可以推知，在過去 20 年間，我國的通貨膨脹過程大致而言並未出現太大的變化。

## 八、結 論

從中央銀行採行貨幣政策，到影響最終物價之間，通常有一段長而變動的時間落後，因此，事前對於物價變動情況的充分掌握，對貨幣當局而言非常重要。本文的主要目的即在於建立一個適用於我國的通貨膨脹預測模型，以供貨幣政策決策之參據。

預測模型的型式種類繁多，從超過一千條方程式以上的大型模型，到簡單的經驗法則 (rule of thumb) 均有。本文的預測模型係屬於縮減式模型，其中解釋變數的選取，主要考慮貨幣學派的 P\* 模型，以及凱因思學派的菲力普曲線模型等的物價理論之外，同時也加入了其他影響物價變動的重要因素，如新古典學派的單位產出勞動成本、以及衡酌輸入性膨脹的進口物價等變數。

在預測模型的建立上，本文建立並估計兩種模型，即 P\* 模型與菲力普曲線模型，兩者的差別主要在於，前者多了一項貨幣的流通速度缺口。雖然這兩種模型的樣本估計與檢定結果差異不大，但在樣本外預測方面，菲力普曲線模型的預測誤差則明顯低於 P\* 模型，其原因可能是我國的 M2 流通速度在過

去二十年間，呈現較大的變動，因而在推估其長期趨勢值的過程中，亦存在較大的困難度或不確定性。如進一步引申，則可能是建構在貨幣數量學說之上的 P\* 模型，其背後所隱含的物價調整機制，在當前貨幣涵蓋範圍越來越廣的經濟金融情況下，其適用性已產生問題。例如，Ericsson *et al.* (1998) 即曾指出，民眾之所以對廣義貨幣產生需求，主要是因其可作為投資組合中的一項資產 (portfolio asset)，交易功能已非大眾持有貨幣的主要動機，因而即使貨幣數量出現相當程度的增減變化，對物價也不會產生顯著的影響效果。

就模型的預測績效而言，本文所建立的兩個通貨膨脹模型中，CPIX 年增率的預測績效優於 CPI 模型的預測績效，與預期相符，主要因 CPIX 已事先剔除不規則物價干擾因素所致。此外，若就兩種物價年增率的平均預測誤差來看，CPI 的 MAE 絕對值較大 (-0.45)，顯示模型可能有系統性低估的問題；至於就 CPIX 來看，其 MAE 則僅 0.14，應無系統性高估或低估的問題。

與傳統時間數列模型相比，經由比較模型的三種預測誤差之後，發現本文所建立的菲力普模型，其預測能力較季節性 ARIMA 模型為佳。而經由與主計處的實際預測結果比較，亦發現本文的模型之預測誤差均較主計處之預測結果為低。與國外貨幣當局的物價預測績效比較，以紐西蘭準備銀行(即紐西蘭中央銀行)的物價預測模型之績效為例，其平均絕對誤差高出本文模型約 0.2 至 0.4 個百分點左右，顯示本文所建立的模型表現亦佳。

雖然本文所建立的模型，其預測能力尚佳，但與其他所有計量模型相同的是，若干無法量化的經濟情勢變動因素，並無法反映於模型中。例如，在全球化的趨勢下，廠商之間的競爭越來越激烈，造成國內的製造業

與零售業者難以提高售價以擴大其利潤或減少其損失，而此一因素則較無法反映在物價模型中。在這種情況下，應注意預測模型是否有高估物價上漲率的現象。

由於物價的決定過程相當複雜，因而並不易於預測，造成預測結果具有相當程度的不確定性。因此，未來在進行物價預測時，除了提出預測結果的點估計值之外，亦可考慮同時列出預測結果的不確定性之高低，如計算預測結果的信賴區間，或動態模擬各種可能預測結果的機率分配等(英格蘭銀行的扇形圖 fan chart，即屬後者)，適度揭露預測風險情況，如此對於預測資料的使用者當更具參考價值。



## 附錄：P\*模型的修正—由貨幣需求函數導出 P\*模型

加拿大銀行的 Atta-Mensah (1996) 曾對 HPS 模型進行若干修正，亦即在 HPS 模型中，加入長期均衡貨幣需求的概念。修正後的模型與原來的 HPS 模型最大的差異在於，Atta-Mensah 的長期均衡物價水準 P\* 並非根據貨幣數量學說推導而來，而是以長期貨幣需求函數為基礎而來，因而在其 P\* 決定式中，並沒有流通速度缺口此一變數，茲說明如下。

假設長期實質貨幣需求函數為：

$$m_t - p_t = \phi_0 + \phi_1 y_t + \phi_2 R_t + \varepsilon_t \quad (1A)$$

其中  $m_t$ ， $p_t$ ，及  $y_t$  分別為貨幣存量，物價水準及實質所得(均取過對數)， $R_t$  為持有貨幣的機會成本(未取對數)，係數  $\phi_1 > 0$ ， $\phi_2 < 0$ 。

另外，Atta-Mensah 定義長期均衡物價水準  $p_t^*$  如下：

$$p_t^* = m_t - \phi_0 - \phi_1 y_t^* - \phi_2 R_t^* \quad (2A)$$

其中， $y_t^*$  為潛在產出， $R_t^*$  為長期均衡利

率(或機會成本)。由(1A)式與(2A)式可以導出「物價缺口」如下：

$$p_t - p_t^* = \Phi_1 (y_t - y_t^*) + \Phi_2 (R_t - R_t^*) + \varepsilon_t \quad (3A)$$

式(3A)中， $\Phi_1 = -\phi_1 < 0$ ， $\Phi_2 = -\phi_2 > 0$ 。式(3A)的涵意為：物價缺口為產出缺口(經所得彈性  $\Phi_1$  加權)、利率缺口(經半利率彈性  $\Phi_2$  加權)、以實質貨幣餘額缺口 ( $\varepsilon_t$ ) 之和。由以上可知，Atta-Mensah 導出物價缺口的過程，與 HPS 相似。

若進一步仿照 HPS 的作法，則物價的短期動態方程式可表示如下：

$$\Delta \pi_t = \lambda_0 + \lambda_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \lambda_2 (R_{t-1} - R_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^k \omega_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4A)$$

由式(4A)可知，當  $y_t > y_t^*$  時， $p_t$  將小於  $p_t^*$ ，亦即未來物價將上揚，故  $\lambda_1 > 0$ ；而當  $R_t > R_t^*$  時， $p_t$  將大於  $p_t^*$ ，亦即未來物價將下跌，故  $\lambda_2 < 0$ 。

## 附 註

- 1 雖然「通貨膨脹」一詞，在學理上係指一般物價水準呈現「持續性」上揚的現象，但本文所指的「通貨膨脹」則泛指一般物價水準(本文為消費者物價指數或核心消費者物價指數)上揚的情況，並與「物價上漲」視為同義詞。
- 2 有些學者甚至主張，應直接以「物價上漲率的預測值」作為貨幣政策的中間目標(稱為 "inflation forecast targeting")，此時，物價預測的精確度將更為重要。
- 3 本文 CPIX 之定義與主計處按月公布之剔除新鮮蔬果、魚介、及能源等項目之後的消費者物價指數相同。
- 4 本行現有的物價預測機制主要有二：一是核心消費者物價領先指標，二是總體經濟結構模型。
- 5 指 2000 年全年海關進口加出口金額占同年名目 GDP 的比重。
- 6 HPS 以美國 Fed 所定義的 M2 代表(1)式中的  $M_t$ ，M2 包含通貨發行、旅行支票、支票存款、活期存款、存簿儲蓄存款 (passbook savings)、貨幣市場活期性帳戶 (money-market demand accounts)、貨幣市場共同基金、小額定存、隔夜歐元 (overnight Eurodollar)、以及附買回協定等。有關 Fed 貨幣定義的詳細內容，可參考 Walter (1989)。
- 7 雖然 HPS 強調其模型主要建立於 M2 與物價具長期穩定關係的概念上，但在物價的短期動態設定上，並沒有貨幣數量 M2 此一變數，這是因為，在計算 P\*時，即已將 M2 的影響包含在內，所以 M2 對於物價上漲率的影響，係間接透過 P\* 加以傳遞。此為 P\*模型與傳統貨幣學派模型最大的差異。
- 8 HPS (1991) 中有關短期物價預測模型的設定，主要係根據 Mussa (1981) 與 McCallum (1980) 的理論架構而來。
- 9 存款貨幣機構的大幅解除管制，如果造成持有 M2 的機會成本下降，將使流通速度發生永久性下降之結構改變。
- 10 事實上，我國經濟成長在 1998 年即出現減緩情形(實質 GDP 年增率為 4.57%)，惟由於同年之物價上漲率較高(GDP 物價平減指數年增率為 2.64%)，使得該年之名目 GDP 年增率仍達 7.33%，故該年之流通速度並未出現明顯下降現象。
- 11 例如，Stock and Watson (1999) 即利用 168 個經濟數列所組成的指標——他們稱之為「經濟活動指標」(Activity Index)——來衡量總體經濟活動。
- 12 加入單位勞動成本變數的好處之一是，它考慮了生產力變動對於通貨膨脹的影響。Lown and Rich (1997) 在傳統的菲力普曲線中加入名目單位勞動成本變動率變數，並發現模型的配適度獲得顯著改善；而 Muhra (1990) 也曾在其物價模型中加入單位勞動成本變數，並得到相當好的結果。
- 13 此因素亦可視為「成本推升的」(cost-push) 的通貨膨脹因素。
- 14 對於許多國家而言，物價指數通常為 I(1)或 I(2)序列，見 de Brouwer and Ericsson (1998)，至於在經濟含意或考慮其他因素下，應該選擇哪一種模型，在 Ebrill and Fries (1991) 一文中有詳細的探討。
- 15 本文採用單一方程式，即物價的縮減式模型，而非採用聯立模型，因此，解釋變數可能與誤差項相關，因而就統計觀點來看，並非嚴格的外生，故利用 OLS 進行估計可能會產生偏誤的 (biased) 係數估計值。為了避免此種單一方程式的設定所可能導致的偏誤，等號右邊變數只出現解釋變數的落後期，如此較不易發生聯立偏誤的問題。
- 16 FPE 準則為：
$$FEP(k) = \frac{T+k}{T-k} \sigma^2$$
其中 k 為落後期數，T 為估計時所用到的觀察值個數， $\sigma^2$  為殘差項的變異數。使得上式的值達到最小的 k 將被選取。
- 17 此外，Fuhrer (1997) 利用美國的資料進行實證後發現，預期物價在解釋當前的物價上漲率上，扮演無足輕重的角色(亦即統計上的係數與零無顯著差異)。因此，Fuhrer 認為，在通貨膨脹模型的設定上，特別是用以預測物價的模型設定上，向過去看的 (backward-looking) 模型要優於向未來看的 (forward-looking) 模型。
- 18 在物價模型中，產出缺口模型係以產出缺口代表物價上漲的壓力來源，而另一種相對應的型式即為 NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) 模型，在 NAIRU 模型中，係利用失業缺口——指實際失業率減去 NAIRU 的差距——來代表物價上漲的壓力來源。NAIRU (或稱為自然失業率)係指與穩定的通貨膨脹率相對應的失業率。事實上，產出缺口與失業缺口的概念相當接近，可說是一體的兩面。
- 19 以 1990 年代美國的物價研究為例，在多數研究中所衡量的產出缺口均遠高於其趨勢值，但通貨膨脹率卻遠低於其趨勢值，因而造成物價上漲率持續被高估的現象，可能原因之一即是產出缺口的衡量不當所致，見 Lown and Rich (1997)。

- 20 1990 年以後影響 M2 以及 M2 流通速度較大的制度面因素主要有三：第一，1992 年 8 月中國信託改制為銀行；第二，1994 年 10 月慶豐銀行成立；第三，1997 年 1 月 M2 貨幣定義的改變，包括加入郵政儲金、附買回交易餘額、以及外國人新台幣存款，並剔除大眾持有之金融債券、儲蓄券、以及國庫券淨額等。惟估計結果顯示，只有 1992 年 8 月發生的制度面因素的影響在統計上顯著。
- 21 由於模型中各變數的資料長度不同，例如，CPIX 及單位勞動成本指數等資料自 1981 年起才有，而 M2 日平均資料起點則為 1982 年第一季，故本文所有的實證分析均自 1982 年第一季開始。
- 22 產出缺口為恆定，是因為在建構潛在產出序列時，即限制產出必須回歸至其潛在值，故潛在產出在本質上即呈現一種回歸平均值的恆定序列特性。
- 23 本文曾按照匿名審查人的建議，建立一個包含物價、產出、M2、利率、以及 M2 流通速度等內生變數，以及單位勞動成本、國外物價、季節虛擬變數等外生變數的 VAR 模型，同時亦考慮加入內生變數共整合關係的 VECM (vector error correction model) 模型，並分別利用 VAR 與 VECM 兩種模型進行 CPI 與 CPIX 的預測，惟其預測績效均未較單變數季節性 ARIMA 模型為佳。
- 24 有關這些檢定的詳細介紹，可以參考 Hendry, D.F. (1995)，第三章。限於篇幅，檢定結果並未列出，有興趣者可逕向作者索取。
- 25 事實上，1997 年第一季開始，CPI 與 CPIX 的年增率有明顯走緩的情形，惟由於 1997 至 2001 年的樣本期間太短，為避免產生估計上的偏誤，故僅選擇 1989 年第一季作為分裂點。

### 參考文獻

- 邱正雄，侯德潛 (1995)，物價、貨幣政策指標與貨幣供給—台灣經驗，中央銀行季刊，第十七卷，第二期，頁 23-41。
- Adams, C. and D.T. Coe (1990), "A Systems Approach to Estimating the Natural Rate and Potential Output for the United States," *IMF Staff Papers*, 37, 232-93.
- Arize, A.C. and S.S. Shwiff (1993), "Cointegration, Real Exchange Rate and Modelling the Demand for Broad Money in Japan," *Applied Economics*, 25, 717-726.
- Atta-Mensah, J. (1996), "A Modified P\*-Model of Inflation Based on M1," *Bank of Canada Working Paper* 96-15.
- De Brouwer, G. and N.R. Ericsson (1998), "Modeling Inflation in Australia," *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 4, 433-449.
- Deravi, K. and C.E. Hegji (1994), "The Relative Efficiency of Inflation Indicators: A Vector Autoregressive Study," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 34, 2, 159-172.
- Diebold, F.X. and P. Pauly (1987), "Structural Change and the Combination of Forecasts," *Journal of Forecasting*, 6, 1, 21-40.
- Ebrill, L. and S. Fries (1991), "Broad Money Growth and Inflation in the United States," *IMF Staff Papers*, 38, 736-750.
- Ericsson, N.R., D.F. Hendry, and K.M. Prestwich (1998), "The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878-1993," *Scandinavian Journal of Economics*, 100, 289-324.
- Fama, E.F. (1982), "Inflation, Output, and Money," *Journal of Business*, 55, 201-231.
- Fama, E.F. (1983), "Financial Intermediation and Price Level Control," *Journal of Monetary Economics*, 12, 7-28.
- Friedman, M. (1970), "A Theoretical Framework for Monetary Analysis," in *Milton Friedman's Monetary Framework: A Debate with his Critics*, edited by G. Gordon, University of Chicago Press.
- Fuhrer, J. (1997), "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 3, 338-350.
- Gali, J. and M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 111-120.
- Hallman, J., R. Porter and D. Small (1989), "M2 Per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level," Board of Governors of

- the Federal Reserve System, Staff Study 157.
- Hallman, J., R. Porter and D. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*, 81, 841-858.
- Hendry, D.F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- International Monetary Fund (1991), *World Economic Outlook, May 1991: Survey by the Staff of the International Monetary Fund*, World Economic and Financial Surveys (Washington).
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- 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.
- Koenig, E.F. (1996), "Interest Rates and the Recent Weakness in M2: An Extension to the P\* Model of Inflation," *Journal of Economics and Business*, 48, 487-498.
- Laidler, D. (1990), *Taking Money Seriously*, Cambridge (MA), MIT Press.
- Lown, C.S. and R.W. Rich (1997), "Is There an Inflation Puzzle?" Federal Reserve Bank of New York *Quarterly Review*, 51-69.
- McCallum, B.T. (1980), "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 12, 716-46.
- McNown, R. and M.S. Wallace (1992), "Cointegration Tests of a Long-Run Relation between Money Demand and the Effective Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*, 11, 107-114.
- Mehra, Y.P. (1990), "Real Output and Unit Labor Costs as Predictors of Inflation," Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review*, July/August, 76/4, 31-39.
- Mussa, M. (1981), "Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Expectations Model of the Inflation Process," *American Economic Review*, 71, 1020-1027.
- Organization for Economic Cooperation and Development (1994), *OECD Economic Outlook*, Paris: OECD.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1999), "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 44, 293-335.
- Tallman, E.W. (1995), "Inflation and Inflation Forecasting: An Introduction," Federal Reserve Bank of Atlanta *Economic Review*, January/February, 13-27.
- Walter, J.R. (1989), "Monetary Aggregates: A User's Guide," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, 75 (January/February), 20-28.