

# 台灣的市場預期通貨膨脹率序列

李秀雲

國立中正大學經濟學系

林瓊香\*

建國科技大學國際企業管理系

關鍵詞：預期通貨膨脹率、預期實質利率、市場效率假說

JEL 分類代號：C51，E31，E49

---

\* 聯繫作者：林瓊香，建國科技大學國際企業管理系，彰化市介壽北路 1 號；e-mail: chiung@ctu.edu.tw，電話：04-7111111-3930，(FAX) 04-7111157。兩位作者感謝吳聰敏教授、陳旭昇教授、陳南光教授與張永隆教授對本文初稿的指正與建議。本文若有任何疏漏，悉由作者負責。

## 摘 要

預期的通貨膨脹率無論在學術研究與政策擬定均有其重要性。本文以 Hamilton (1985) 的構想，在個體理性的前提下，透過效率的金融市場名目利率和實際的通貨膨脹率兩個可以直接觀察的變數，以卡門濾器法估計台灣金融市場的預期通貨膨脹率。實證結果顯示：(1) 本文推估的金融市場預期通貨膨脹率展現了 80 年代後期台灣通貨膨脹率先升後降之現象，同時符合理性預期假說的不偏、變異數較實際值小、預測誤差具無序列相關，且與訊息集中已有的變數相互獨立等特性，與之前研究發現主計處公佈的通貨膨脹率預測值不符合理性預期之前提形成對比；(2) 在預測的準確性方面，本文估計出的市場預期通貨膨脹率之平均預測二次方差，均低於主計處總體模型與純粹時間序列模型之預測結果，主計處的大型模型並不能比金融市場預測更準確；(3) 由模型的通貨膨脹率預測誤差無法被落後的其他重要總體變數解釋，支持台灣金融市場為效率市場的假說；(4) 本文推估的台灣金融市場預期通貨膨脹率具備資料與期間的頑強性。此外，本文同時發現事前實質利率遠較事後實質利率來得穩定，而且事前實質利率與預期通貨膨脹率並無顯著相關。當用本文估算的事前實質利率取代過去台灣消費與投資研究用的事後實質利率時，利率的解釋力均有明顯提升。

## 1. 序言

通貨膨脹率的預測值，不但直接是中央銀行考慮貨幣政策鬆緊的參考依據，也左右民間儲蓄與投資的實質收益，因而影響了經濟個體決策與國家施政方向之擬定。可是，除了少數先進國家（如美、澳）擁有較長時間的預期通膨率調查資料，以及英、美等幾個國家曾發行物價指數連動之債券（index-linked bonds）可據以推估市場對通貨膨脹率的預期外，早期估計大多是利用以歷史資料為基礎的時間序列模型。而在理性預期假說盛行之後，預期要和理論模型一致造就另一種估計預期變數的方法。本文將採用理性預期與市場效率假說來估計過去我們金融市場對台灣通貨膨脹率的預測。

台灣過去並不像美國與澳洲有預期通貨膨脹率之長期調查資料，<sup>1</sup> 也不像美、英等國曾經發行報酬與通貨膨脹率連動之債券。<sup>2</sup> 由於指數化債券可直接推算市場的預期實質利率，一般債券是約定名目利率，假設市場參與者充分套利，則透過 Fisher 方程式可以由名目利率減去預期實質利率推出預期的通貨膨脹率（如 Barr and Campbell, 1997; Kahn, Kandel and Sarig, 2002; DePrince, 2003; Laatsch and Klein, 2003; Gürkaynak, Levin and Swanson, 2006）。<sup>3</sup> Söderlind and

---

<sup>1</sup> 美國 Livingston Survey 最普遍被使用，針對學者專家每半年做一次問卷調查，詢問半年及一年後通膨預期，資料始於 1947 年。美國 Michigan 大學之 SRC (Survey Research center) 與澳洲墨爾本大學之 MIAESR (Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research) 則分別是針對其家計單位，每月（季）抽樣調查消費者對 12 個月後之物價變動預期。根據 Heinemann and Ullrich (2004) 與 Döpke and Fritsche (2006)，德國也有通膨的長期專業預測。近期新刊《經濟預測：每月全球調查 (Economic Forecasts: a Monthly Worldwide Survey)》則有跨國調查。

<sup>2</sup> 晚近發行指數化債券的國家有法國、加拿大、澳洲、紐西蘭、瑞典、冰島、巴西、及以色列。

<sup>3</sup> 當然這中間還有通膨風險貼水與名目和實質債券不同的稅負 (tax treatment) 需調整。Barr and

Svensson (1997) 甚至利用指數化債券，嘗試去估計整個預期通膨的機率分配。

但由於我國並無此類債券的發行，因此無法藉以還原市場預期。

在沒有指數化債券可利用的狀況下，研究者從不同的角度來預期通貨膨脹。依據 Fisher 方程式，Fama (1975) 先是假設預期實質利率為常數，以實際通膨對常數項和名目利率（係數限定為一）迴歸得到的預期實質利率估計值，再推算預期通貨膨脹；Fama and Gibbons (1982, 1984) 則將預期實質利率放寬為隨機漫步 (random walk) 再一次分析預期通貨膨脹；Bordo and Dewald (2001) 則以實質 GDP 的成長率趨勢當長期實質利率，搭配債券市場的長期利率以推導債券市場對通貨膨脹的長期預測。後續分析若強調金融變數可預測通膨，都立基於 Fisher 方程式的關係，但多半不再考慮係數限制（如 Balfoussia and Wickens, 2006）。另一觀點則是從（擴張的）菲利普曲線關係出發，在通膨的迴歸式中加入產出與潛在產出的離差（即超額產出，output gap）以預測通膨（Baghestani, 1992; Galí and Gertler, 1999; Stock and Waston, 1999; Orphanides and van Norden, 2005）。當然還有各式各樣聯立的結構與半結構模型曾被用來推估通貨膨脹預期（如 Bårdsen, Jansen and Nymoén, 2003; Levin, Wieland and Williams, 2003; Stavrev, 2006）。計量方法上，從最早單變量的古典最小平方估計到應用 VAR (Siklos and Skoczylas, 2002; Cogley, Morozov and Sargent, 2005)、或誤差校正模型 (Asilis, Honohan and McNelis, 1993; Kumah, 2006)、或結合結構 VAR 考慮經濟理論的長期限制 (Jacobson et al. 2001)、或者 GARCH 系列模型 (Asilis, Honohan and McNelis, 1993; Balfoussia and Wickens, 2006)。相關文獻中也有不少是比較調

---

Campbell (1997) 指出：實務上因購買債券時之物價要等到事後才知道，英國之指數化債券是計算債券發售前八個月到領利息日前八個月間的通膨率，故非對應真正期間之通膨率。

查資料與 (或) 各種模型估計資料的準確性，然而結果並不一致，有的支持調查資料優於模型估計資料 (如 Hafer and Hein, 1985; Ang, Bekaert and Wei, 2005)，有的得到相反的結果 (如 Frankel, 1982; Fama and Gibbons, 1984; Baghestani, 1992; Alles and Horton, 1999)。

台灣目前預測通貨膨脹率的機構，主要是政府單位、經濟研究類的財團法人、以及中央研究院經濟研究所。這些單位因為有較充裕的人力與財力，能夠由相對龐大的總體計量模型來做台灣經濟變數的估計，因此也可同時提供通貨膨脹率的預期值。但陳寶媛 (2004) 曾就國內外機構所提供對經濟成長率與通貨膨脹率的預測數據，進行理性預期假說等檢定，發現在消費者物價指數的年增率，無論是主計處、中研院經研所、中經院、台經院，或國外的環球透視公司、亞洲開發銀行、與國際貨幣基金會等單位所提供的年預測或季預測，大都無法滿足理性預期假說的不偏與效率性條件。

Hamilton (1985) 在金融市場具效率的假設下，以卡門濾器 (Kalman Filter) 法估計不可觀察預期通貨膨脹率之季資料序列，Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 則以類似的概念推估美國預期通膨的月資料。本文擬以 Hamilton (1985) 的構想，在個體理性的前提下，透過效率的金融市場名目利率和實際的通貨膨脹率兩個可以直接觀察的變數，以卡門濾器法來估計不可觀察的預期通貨膨脹率序列。本研究雖然沒有龐大的結構模型，但充份運用理性預期下的市場效率假說，因此可以在顧及理論基礎之下，避免掉聯立模型誤設的缺點。至於市場具效率性此前提是否適用於台灣，則將在實證部分檢驗。

除了利用狀態空間模型 (state-space model) 來估計看不到的市場預期通膨 (與實質利率)，更重要的是檢討該估計序列是否真的能反映理性參與者在效率市

場的預期？理性預期是由 Muth (1961) 所具體定義，它是一個和理論模型一致的預期，因為預期者充份有效的運用相關資訊，理性預期在統計上的表現包括了不偏、變異數較實際值小、預測誤差具無序列相關、且與訊息集合中已有的變數相互獨立等特性。因此我們也將依據理性預期的這些特性，對本文估計的預期通膨進行檢定。

如果預期變數符合理性預期假說的特性，緊接著一個實務上的問題是：市場上這麼多利率，到底由哪一個名目利率估計出的預期通貨膨脹率，才是市場預期的通膨？本文進一步將檢討用不同利率估計出的預期通貨膨脹率有何差異。而且隨著台灣在 80 年代逐步實施的金融自由化政策，本文也檢討在不同期間用同一個名目利率估計出的預期通膨有何差異。

本文估算的是我國金融市場參與者對消費者物價指數 (CPI) 上漲率的預期，它和其他的通膨預測 — 時間序列模型和大規模的總體計量模型 (以我們政府部門主計處之總合供需模型代表) 的預測相較，哪一邊預測較準？本文將計算這些序列的根號預測誤差平方平均值 (RMSE)，並且利用 Diebold and Mariano (1995) 提出之 D-M 統計量來比較時間序列模型、主計處的通貨膨脹率預測值與本文推估的市場預期通膨之準確性。

另一方面，有了通膨的預期值，我們馬上就可以算出對應的 (事前) 預期實質利率。在最簡單的恆常所得理論中，預期實質利率是決定預期消費成長率的唯一因素；而在 Keynes 經濟學與古典、新古典理論中，預期實質利率是決定廠商投資的重要因素，這些假說可以獲得台灣資料支持嗎？這是我們最後要分析的。

本文的架構除了序言，接著是介紹我們據以估計通貨膨脹率預期的理論模型與計量方法，第三節會詳述資料頻率與資料性質、第四節將說明估計結果與各項

相關分析，最後一小節為結語。

## 2. 模型與計量方法

本文的分析建立在經濟個體是理性的與借貸市場是有效率的前提下，假設市場預期的物價上漲率與實質利率間存在穩定之函數關係，接著我們利用 Fisher 方程式連接預期實質利率、預期通膨、與名目利率，就可以透過實際通膨與名目利率，估計還原市場的預期。

必須說明的是，本文遵循 Hamilton (1985) 將 Fisher 方程式當成定義式，定義成由某一個資產獲得之實質報酬與其名目報酬和通膨之關係，我們並不特別去檢定 Fisher 效果之存在性。Fisher 效果不只利用 Fisher 方程式之定義式關係，更進一步討論變數的結構關係。事實上 Fisher 效果之驗證在實務上是有爭議的。在古典貨幣政策中立之前提下，Fisher (1930) 認為（給定實質利率決定於實質面）預期物價膨脹率之變動將引起名目利率之一比一變動。實務上從早期 Fama (1975) 假設實質利率為常數，利用名目利率對通膨之迴歸係數是否為一來檢定 Fisher 效果，到後來強調該效果係反映變數之長期關係，假設實質利率為定態，對通膨與名目利率進行共整合分析蔚為風行（例 Mishkin, 1992）。另一方面，Mundell (1963) 與 Tobin (1965) 認為貨幣政策不中立，預期通膨上升導致累積資本成本提高，預期實質收益下降。由於推估預測通膨並不需要假設 Fisher 效果存在，我們並不特別討論這方面實證結果之比較，但吳聰敏 (1995) 的研究確實發現台灣戰後的利率與物價資料與 Fisher 效果之預測相吻合。

本文考慮一期到期之短期債券 (one-period bond)。設定實證模型之前，我們定義以下變數：

$p_t$  = 第  $t$  期的物價指數；



$\pi_t$  = 第  $t$  期通貨膨脹率，第  $t$  期到第  $t+1$  期之間物價的上漲率 (%)；

$$\equiv [\ln p_{t+1} - \ln p_t] \times 100 ,$$

$\pi_t^e$  = 經濟個體在第  $t$  期的訊息集合下對  $\pi_t$  的理性預期；

$$\equiv E[\pi_t | I_t] , \text{ 式中 } I_t \text{ 是經濟個體在第 } t \text{ 期的訊息集合} ,$$

$r_t$  = 第  $t$  期的事後 (實現) 實質利率；

$$\equiv i_t - \pi_t ,$$

$r_t^e$  = 第  $t$  期的事前 (預期) 實質利率；

$$\equiv i_t - \pi_t^e ,$$

$e_{t+1}$  = 經濟個體對  $\pi_t$  或  $\ln p_{t+1}$  的理性預期預測誤差；

$$\equiv \pi_t - \pi_t^e = \ln p_{t+1} - \ln p_{t+1}^e .$$

其中經濟個體在第  $t$  期的訊息集合可以定義如下： $I_t = \{\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \dots, \pi_t^e, \pi_{t-1}^e, \dots, i_t, i_{t-1}, i_{t-2}, \dots\}$ ，它尚且包含通貨膨脹率、預期的通貨膨脹率、名目利率 (落後值) 以外之第  $t$  期已知變數。

根據 Hamilton (1985)，我們假設下列包含外生 (事前給定) 變數的向量自我迴歸模型 (VAR) 可以代表預期實質利率和預期通貨膨脹率的走勢：

$$\begin{aligned} r_t^e = & k_1 + \phi_1 r_{t-1}^e + \phi_2 r_{t-2}^e + \dots + \phi_q r_{t-q}^e + \psi_0 \pi_t^e + \psi_1 \pi_{t-1}^e + \psi_2 \pi_{t-2}^e + \dots + \psi_q \pi_{t-q}^e \\ & + \xi_0 \pi_{t-1} + \xi_1 \pi_{t-2} + \xi_2 \pi_{t-3} + \dots + \xi_q \pi_{t-q-1} + \varepsilon_{1t} , \end{aligned} \quad (1)$$

且

$$\begin{aligned} \pi_t^e = & k_2 + \alpha_1 r_{t-1}^e + \alpha_2 r_{t-2}^e + \dots + \alpha_q r_{t-q}^e + \beta_1 \pi_{t-1}^e + \beta_2 \pi_{t-2}^e + \dots + \beta_q \pi_{t-q}^e + \gamma_0 \pi_{t-1} \\ & + \gamma_0 \pi_{t-1} + \gamma_1 \pi_{t-2} + \dots + \gamma_q \pi_{t-q-1} + \varepsilon_{2t} , \end{aligned} \quad (2)$$

$$E(\varepsilon_{1t}) = E(\varepsilon_{1t} r_{t-j}^e) = E(\varepsilon_{1t} \pi_{t-j+1}^e) = E(\varepsilon_{1t} \pi_{t-j}) = 0 , \quad \forall j \geq 1 , \quad (1')$$



$$E(\varepsilon_{2t}) = E(\varepsilon_{2t}r_{t-j}^e) = E(\varepsilon_{2t}\pi_{t-j}^e) = E(\varepsilon_{2t}\pi_{t-j}) = 0, \quad \forall j \geq 1. \quad (2')$$

式中  $q$  為落後期數。第 (1) 與 (2) 式中實際通膨的落後期數多一期為  $q+1$ ，是因為雖然第  $t$  期的訊息集中有  $\pi_t^e$ ，卻沒有  $\pi_t$  ( $I_t$  只包含到  $\pi_{t-1}$ )，為正確寫出狀態空間模型，實際通膨多落後一期。另外，上式並非表示預期實質利率與預期通貨膨脹率僅受到自身落後與落後期通膨影響，經濟個體之訊息集合遠超過計量分析者之訊息集合，上式單純地反映預期實質利率與預期通膨的統計投射式 (statistical projection) 而已。

除了假設預期實質利率和預期通貨膨脹率的走勢是如第 (1) 與第 (2) 式般穩定，本文的另一重要假設為市場是有效率的，也就是經濟個體在預測通貨膨脹率時是充分利用相關資訊。換句話說， $e_t$  與  $I_{t-1}$  集合內之變數正交：

$$E(e_t \pi_{t-j-1}) = E(e_t \pi_{t-j}^e) = E(e_t i_{t-j}) = 0, \quad \forall j \geq 1.$$

在以上的假設之下，下面的正交條件成立：

$$\begin{aligned} & E\{\{\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t} \ e_t\}' [\varepsilon_{1\tau} \ \varepsilon_{2\tau} \ e_\tau]\} \\ &= \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix}, \quad \text{當 } t = \tau, \\ &= \mathbf{0}_3, \quad \text{當 } t \neq \tau. \end{aligned}$$

本文的計量模型要用到通貨膨脹率預測之定義式：

$$\pi_t = \pi_t^e + e_{t+1}, \quad (3)$$

再配合 Fisher 方程式 ( $i_t - \pi_t^e = r_t^e$ ) 分別代入第 (1) 式與第 (2) 式後，可得

$$\begin{aligned} i_t &= (1 + \psi_0)\pi_t^e + (\psi_1 - \phi_1 + \xi_0)\pi_{t-1}^e + (\psi_2 - \phi_2)\pi_{t-2}^e + \cdots + (\psi_q - \phi_q)\pi_{t-q}^e + \phi_1 i_{t-1} \\ &\quad + \phi_2 i_{t-2} + \cdots + \phi_q i_{t-q} + \xi_1 \pi_{t-2} + \xi_2 \pi_{t-3} + \cdots + \xi_q \pi_{t-q-1} + k_1 + (\xi_0 e_t + \varepsilon_{1t}), \quad (4) \end{aligned}$$

以及

$$\begin{aligned} \pi_t^e = & (\beta_1 - \alpha_1 + \gamma_0)\pi_{t-1}^e + (\beta_2 - \alpha_2)\pi_{t-2}^e + \cdots + (\beta_q - \alpha_q)\pi_{t-q}^e + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} \\ & + \cdots + \alpha_q i_{t-q} + \gamma_1 \pi_{t-2} + \gamma_2 \pi_{t-3} + \cdots + \gamma_q \pi_{t-q-1} + k_2 + (\gamma_0 e_t + \varepsilon_{2t}) \circ \quad (5) \end{aligned}$$

以上三式即構成一狀態空間模型。

本文第 (5) 式將構成狀態變數的調整方程式 (transition equation)，而第 (3) 與第 (4) 式則將構成可觀察變數的測量方程式 (measurement equation)。該狀態空間模型可表示如下：

$$x_{t+1} = Fx_t + Cz_{t+1} + w_{t+1} \quad (6)$$

$$y_t = Hx_t + Dz_t + v_t \quad (7)$$

式中狀態變數向量為  $x_t = [\pi_t^e \quad \pi_{t-1}^e \quad \pi_{t-2}^e \quad \cdots \quad \pi_{t-q}^e \quad e_t]'$ ，外生變數之向量為  $z_t = [i_{t-1} \quad i_{t-2} \quad \cdots \quad i_{t-q} \quad \pi_{t-2} \quad \pi_{t-3} \quad \cdots \quad \pi_{t-q-1} \quad 1]'$ ，可測變數向量為  $y_t = [i_t \quad \pi_{t-1}^e]'$ ，狀態變數之誤差項向量為  $w_t = [\gamma_0 e_t + \varepsilon_{2t} \quad 0 \quad \cdots \quad 0 \quad e_t]'$ ， $E(w_t w_t') = Q$ ，可測變數之誤差項向量為  $v_t = [\varepsilon_{1t} \quad 0]'$ ，而  $E(v_t v_t') = R$ 。F、C、H 與 D 則為對應之係數矩陣 (詳細內容參見附錄一)。

接下來我們即可利用 Kalman 濾器法估計，然後將不可觀察的預期通貨膨脹率估出。最後，再帶回預期實質利率之定義式計算出對應的事前實質利率。Kalman 濾器法估計若以預測預期通貨膨脹為目的，可在每一期事前藉由預測機率 (prediction probability) 推測狀態變數；若以還原市場預期通貨膨脹為目的，可在事後藉由全期機率 (smoothing probability) 推測狀態變數，本文之預期通貨膨脹率即採用全期估計值 (smoothed estimates)。<sup>4</sup> 除了估計預期變數，第四節我

<sup>4</sup> 全期估計值因用到完整的樣本訊息，所以是較有效率的估計值，Burmeister, Wall and Hamilton

們將進行一連串的檢定或分析，以檢討模型估計出的預期通膨是否符合合理性預期之假說，以下先說明資料。

### 3. 資料來源與性質分析

本文以主計處公佈的消費者物價指數季資料計算其季上漲率，作為可觀察到的實際通貨膨脹率。選用消費者物價指數的理由是大多數探討通貨膨脹的實証文獻都是針對該指數做分析。由於主計處物價資料為按月發佈，這限制了我們資料的頻率至高為月。在資料頻率的選取上，Hamilton (1985) 是注重預期實質利率與景氣的關係，因而估計季通膨；Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 則是要分析金融資產訂價，因而估計月的通貨膨脹率。我們事前的分析是同時收集台灣之月資料與季資料，但初步發現月資料的估計過程相當不穩定，<sup>5</sup> 且預期通膨的估計結果也較不符合合理性預期之假設。另一方面，本文想討論的問題 — 我們的台灣通膨預測誤差特性和陳寶媛 (2004) 所指稱過去台灣通膨預測誤差所具有特性之比較，以及實質利率對台灣總體消費與投資的影響，對應的資料最高頻率皆為季，因此以下將專注於季資料的分析。需強調的是，我們認為市場參與者在預測價格時，是想要預測一個市場的原始價格，而非計量分析者用某些方法消除季節波動後的調整價格，市場利率反映的也應是原始的通貨膨脹率而非調整後通膨，所以本文並不事先處理價格之季節波動部份。如果我們的想法正確，估計出的通貨膨脹預測誤差將不具有季節波動的特性，這將在估計完通膨預測值後討論。<sup>6</sup>

---

(1986) 即採用全期估計值當市場對通膨的預期值。

<sup>5</sup> 指換一組參數起始值就收斂至完全不同的估計結果，或很不易收斂。

<sup>6</sup> 歐洲先進國家多公佈季節調整後物價資料，故大部份研究亦使用經季節調整資料，少數如

在名目利率選取時，我們考量的是那一個利率較能代表“效率市場的名目利率”，比如該市場交易的活絡程度、資金供需參與者的限制鬆緊、是否較能反應經濟社會中有餘單位的報酬率，及赤字單位資金使用的成本等因素。儘管 Hamilton (1985) 與 Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 的美國研究都使用國庫券利率進行預期通膨的估計，但在台灣國庫券的交易金額遠不及其他貨幣市場工具，央行也只公佈國庫券初級市場的利率而無次級市場統計，該利率又不常變動，因此本文未採用國庫券利率資料。<sup>7</sup> 另一方面，因為通膨為季資料時，最符合前一節計量模型的利率也是每一季的季利率，所以儘管市場對通貨膨脹的長期預期也是一重要經濟變數，本文的計量模型是不會討論到利率的長短期結構模型。

我們的第一個考慮利率是貨幣市場利率：貨幣市場是短期資金供給與需求的交易市場，以短期票券作為交易工具，使短期資金有效分配與運用，具有高度流動性；貨幣市場並提供短期利率指標，作為貨幣政策制定與執行之參考。1982年元月起，中央銀行在貨幣市場開始公開市場操作，貨幣市場因之更臻健全。

台灣貨幣市場包括短期票券市場與金融業拆款市場。前者是工商企業短期資金調度之場所。自 1976 年第一家票券金融公司成立以來，初級市場之發行量反映著銀行、票券公司、企業財務部門等參與者對於直接融通短期資金的需求，亦代表票券市場的籌碼，而次級市場之交易量則反映市場對於短期資金供給的情形以及交易的活絡程度，且自 80 年代以來，除了在 1988-1990 三年間，票券市

---

Mishkin (1981) 與 Fama and Gibbons (1982) 則特別使用未經季節調整之資料。

<sup>7</sup> 絕大多數之美國資料研究都使用國庫券以獲得利率（或設算其收益）資料，Barsky (1987) 則是使用美國商業本票，而 Alles and Horton (1999) 之澳洲研究則使用銀行承兌匯票。

場交易金額規模均不下於股票市場。票券市場之金融工具主要可分為：商業本票、承兌匯票、國庫券、可轉讓定期存單等四種。由各期金融統計月報可知，近十多年來商業本票的發行額與交易額都是貨幣市場中比重最高的，因此本文以「31-90 天期之商業本票次級市場利率」為代表票券市場之名目利率，這也是報酬期間與「季頻率」最接近的一個利率。

金融業拆款市場於 1980 年 4 月成立，其功能在於調節金融業之資金供需；為金融機構因應日常營運資金及維持適當準備部位需要，相互進行短期借貸所形成的市場。台灣的同業拆款交易大都為短天期，其中又以隔夜拆款交易為主，三個月期的拆款並不多見，央行也只混合著 2-6 月拆款利率一起公佈。此外，由於隔夜拆款利率能領先反映銀行體系資金供需狀況，又對貨幣市場利率有迅速而完整的傳遞效果，而且向為央行執行其貨幣政策、進行公開市場操作，以及調節銀行體系準備部位的短期利率指標之一，因此本文以「金融業隔夜拆款利率」作為分析的名目利率之一。

另一方面，台灣自二次世界大戰後國民政府之銀行法對放款與其利率多有限制，到 1975 年以後逐次才修定銀行法將之放寬，也因此造就了台灣大規模的民間借貸市場（見吳聰敏，1995）。由於此民間借貸利率反映眾多不符合商業銀行貸放標準或無法借足資金之民間企業調度資金的成本，本研究即以台北市廠商以交易票據向企業或個人借款之「遠期支票借款利率」作為黑市利率代表。雖名稱上為遠期支票，實務上這些週轉多為短期，鮮有超過半年的借貸。相較於受管理的金融市場工具，該交易票據之流動性較差且風險較高，但優點為不會有稅負扭曲的問題。

最後本文以「本國銀行放款」之加權平均利率作為分析的名目利率之一，該

放款囊括本國銀行對政府部門及國內各公民營事業與個人（或家庭）等之授信利率。需要說明的是，列出這個利率主要是供估計結果的比較用，該利率本身因為混合了較短期的週轉金貸款、以及長期的資本性貸款、購屋貸款，報酬期間與本文模型之一期債券頻率較不一致。<sup>8</sup>

以上這些利率均公佈於中央銀行的金融統計月報，除了本國一般銀行放款利率本來就是季資料，只要把其年化之利率除以四即可還原回季利率外，黑市利率均為月息的月資料，我們依三個月的複利算出其季報酬利率，而貨幣市場的利率都是年化的月資料，我們先將之除以 12 還原回月利率後，再依三個月的複利算出其季報酬利率。

從 AREMOS 資料庫可以找到自 1970Q1 以來的 CPI 和黑市利率，商業本票利率始於 1981Q1，金融業拆款利率更早一點可追溯至 1980Q2 開始，而本國一般銀行放款利率最早開始於 1982Q1。基於 80 年代以前的台灣金融市場充滿管制，可能較無法接近本文效率市場的假設，所以接下來我們將分析的樣本期間訂在 1981Q1-2005Q4，牽涉到放款利率的部份則是訂在 1982Q1-2005Q4。扣除時間序列模型中需要落後一至四季的利率，本文的有效樣本期間將再縮短一年。

以上利率的走勢圖繪於圖 1。本文實證將採用的四個利率當中以黑市利率最高、再來是銀行放款利率，金融業拆款利率則與商業本票利率接近。以樣本期間的相關係數來看，兩個貨幣市場的利率走勢最相似，相關係數達 0.984，黑市利率與銀行放款利率也有 0.919 的高度相關，相關係數最低的一組為黑市利率與銀行拆款利率，但仍有 0.815 的顯著相關。而簡單的 ADF 單根檢定顯示，

---

<sup>8</sup> 舉例來說，預測下一年通膨較嚴重會使長期放款利率上升，但該利率變化與市場預測下一季的通膨無關。

樣本期間的通膨與利率均不具單根。圖 1 也額外繪出 1-91 天期國庫券初級市場利率，我們可以看出它並不經常隨市場變化而調整，難以反映經濟個體之預期改變，也因此不列入本文實證範圍。

「圖 1 置於此」

#### 4. 估計結果與分析

在進行估計之前，我們需先決定模型的落後期數 ( $q$ )。由於常用來選定時間序列模型落後期數之 Akaike 或 Schwarz 訊息準則之類的方法都是針對可以觀察的變數做判斷，但狀態空間模型的狀態變數為不可觀察，Hamilton (1985) 與 Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 都是直接設定落後期數值。本文針對季資料分析，令落後期數為四是最自然的選擇，這也和 Hamilton (1985) 的季資料實證是直接假設 VAR(4) 一致，我們可藉由事後的診斷性分析確認其適當性。

為節省篇幅，我們先只報告針對貨幣市場 31-90 天期商業本票利率和通貨膨脹率聯合進行第二節的模型估計，其他利率組合的結果差異不大，可供索取。表 1 所列為利用貨幣市場 31-90 天期商業本票利率和通貨膨脹率聯合估計出來的參數 (以向量  $\theta$  表示)，顯示多數的參數均在 5% 水準下顯著。圖 2 則分別畫出實際通貨膨脹率與根據表 1 參數利用 Kalman filter 事後估計的預期通貨膨脹率，圖中台灣實際的通貨膨脹率係以實線繪出、通貨膨脹率的估計值則以線段表示。我們可看出預期通貨膨脹率基本上與實際通貨膨脹率的走勢相同，而且較為穩定，經計算兩者相關係數為 0.74。

「表 1 置於此」

「圖 2 置於此」

為了得到狀態變數預期通貨膨脹率的信賴區間，我們利用表 1 參數背後的



變異數-共變異數矩陣  $\Sigma$  (未列出)，假設參數之分配為  $N(\hat{\theta}, \Sigma)$ ，重覆 500 次的實驗以模擬預期通貨膨脹率的參數不確定部份 (parameter uncertainty)，再加上狀態空間模型的濾器不確定性 (filter uncertainty)，進而可求出預期通貨膨脹率計量不確定 (econometric uncertainty) 的標準差 (定義參見 Hamilton, 1985)。我們在圖 3 先繪出這 500 次模擬參數所算出之參數不確定與濾器不確定性的堆疊區域圖。和 Hamilton (1985) 與 Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 的估計結果極其類似，濾器不確定性在大多時期高於參數不確定，但本身波動不大，主要的計量不確定性變化來自於參數的不確定性。以水準而言，本文估得的台灣季預期通貨膨脹率之計量不確定性略高於 Hamilton (1985) 以美國季資料年化的估計結果，但遠遠低於 Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 之美國月資料估計結果，故應為可接受的範圍。圖 4 進一步繪出這 500 次模擬參數所算出之平均預期通貨膨脹率 (線段) 與其兩倍標準差之信賴區間 (虛線)。圖形顯示平均預期通貨膨脹率大致符合實際通貨膨脹率 (實線) 的走勢而且波動較小，實際通貨膨脹率在絕大多數時點也落在信賴區間內，且經計算圖 4 與圖 2 中之 (平均) 預期通膨序列相關係數達到 0.967。

「圖 3 置於此」

「圖 4 置於此」

爲了進一步了解利用市場效率假說聯合理性預期所估得之預期通貨膨脹率特性，我們將利率範圍擴大，除原本的 31-90 天期商業本票利率外，同時考慮銀行隔夜拆款利率、黑市利率 (以台北市民間遠期支票借款利率代表) 與本國銀行平均放款利率，並進行下列分析：

(1) 本文估計的台灣金融市場預期通貨膨脹率是否滿足理性預期假說、效率的資

產市場假說、與市場預期的物價上漲率與實質利率間存在穩定之函數關係等三項前提假設？

表 2 列出了我們用 Kalman filter 估計出的預期通貨膨脹率相關統計量。由平均數可以看出，各個預期通貨膨脹率序列確實展現了 80 年代以來台灣通貨膨脹率先升後降的趨勢。而由各預期通貨膨脹率的標準差均小於實際通貨膨脹率的標準差，我們得到這些序列滿足理性預期假說的初步證據。接著我們又觀察到每一個預期通貨膨脹率的一期自我相關統計量均高於實際通貨膨脹率的一期自我相關，Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 的研究指出該特性表示通貨膨脹率的預期值較其實現值平滑，符合經濟直覺，亦和本文的估計結果相同。

「表 2 置於此」

通貨膨脹率實際值與預期值差距的相關統計量列於表 3。就預測誤差的平均值、一期自我相關係數與落後一至四期之 Ljung-Box Q 統計量來看，其在 5% 的顯著水準下都不顯著地異於零，滿足理性預期假說要求的不偏性與非序列相關性。而由 Q(4) 統計量不顯著，也間接證明了季節波動是可以事先納入訊息集合被加以預測的，所以事後的通膨預測誤差不再有季節相關。這也支持本文不事前處理資料之季節波動是可接受的，這樣並不會造成模型誤設。

「表 3 置於此」

爲了進一步探討預測值是否滿足理性預期的效率性，我們可將預測誤差對訊息集合中的已知變數迴歸，例如：

$$\hat{\epsilon}_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 b_i i_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \pi_{t-1-i} + \text{殘差}。 \quad (18)$$

在理性預期的假設下，上式的 OLS 估計結果應滿足「 $a_0 = 0$ ， $b_i = c_i = 0$ ，且殘差爲序列無關」等條件。由表 3 中  $a_0 = 0$  的 t 檢定， $b_i = c_i = 0$  的 F 聯

合檢定，以及殘差的 Durbin-Waston 統計量之值，我們發現除了黑市利率這組之 Durbin-Waston 統計值是落在無法確定的區間，市場的預測誤差均可滿足上述條件，和陳寶媛 (2004) 的研究發現「主計處、中經院、台經院所提供的季預測，大都無法滿足理性預期假說的不偏與效率性條件」形成明顯對比。

Hamilton (1985) 一文在檢討效率資產市場假說時，除了檢定預測誤差的理性預期特性，還多加一項效率討論：除了計量分析者使用的利率與通膨二筆貨幣市場資料以外，其他經濟個體所知資訊對通膨預測誤差的解釋力。理論上若貨幣市場夠效率，其他總體變數對於通膨都不會有額外的解釋力。Hamilton (1985) 在進行通膨預測誤差對其他落後解釋變數迴歸的 F 統計量檢定也提到，就算市場參與者真為理性，這些其他變數因為不在計量分析者使用的訊息集合內，所以還是可能與通膨預測誤差相關。但若市場效率存在，這些變數對於通膨都不會有額外的解釋力。在此本文考慮商品市場的重要變數－實質與名目的經濟成長率、外匯市場的重要變數－貨幣貶值率、股票市場的重要變數－股價指數與股市成交值的成長率、其他還有進口物價指數與其中的能源價格指數上漲率，以及 M1B 年增率，相關原始資料來自 AREMOS 資料庫之 QNET、QNIA、FSM、與 PRICE。透過通膨預測誤差對這些變數迴歸，我們可以檢討本文的效率市場前提是否成立。

迴歸各變數落後一至四期的 F 統計量檢定與其顯著水準列於表 4。在 5% 的顯著水準下，32 個 F 檢定結果中，唯有股價上漲率對本國銀行放款這組的通膨預測誤差有顯著解釋力，其他都不顯著地異於零。所以，我們大致可接受檢定結果與市場效率假說一致的看法。<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> 因為總會存在本文沒考慮到的變數，我們只能說目前檢定結果與市場效率假說一致，而不敢下

「表 4 置於此」

另一方面，Hamilton (1985) 與 Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 均強調市場預期的物價上漲率與實質利率間存在穩定之函數關係，也就是這兩個變數均為定態走勢。本文也用與 Burmeister, Wall and Hamilton (1986) 相同的方法檢定這個假設。將第 (1) 與 (2) 式合併第 (3) 式改寫為以下的矩陣型式：

$$\begin{pmatrix} 1-\Phi(L) & -\psi_0 - \Psi(L) - \xi_0 - \Xi(L) \\ -A(L) & 1-B(L) - \gamma_0 - \Gamma(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_t^e \\ \pi_t^e \end{pmatrix} = \text{常數與外生干擾},$$

式中  $\Phi(L)$ 、 $\Psi(L)$ 、 $\Xi(L)$ 、 $A(L)$ 、 $B(L)$ 、和  $\Gamma(L)$  分別為對應 (1) 與 (2) 式中係數的落後運算元多項式。市場預期的物價上漲率與實質利率間存在穩定之函數關係表示特性多項式

$$[1-\Phi(Z)][1-B(Z) - \gamma_0 - \Gamma(Z)] - [\psi_0 + \Psi(Z) + \xi_0 + \Xi(Z)]A(Z) = 0$$

的根絕對值都大於一。由表 5 所列出的特性根可知，本文樣本期間台灣市場預期的物價上漲率與實質利率間存在穩定之函數關係。

「表 5 置於此」

## (2) 本文估計的台灣金融市場預期通貨膨脹率序列是否具有資料與期間的頑強性？

文中選定的利率有反映黑市借貸的北市民間遠期支票借貸利率、反映銀行業資金鬆緊的隔夜拆款利率、反映票券市場資金鬆緊的 31-90 天期商業本票利率、與本國一般銀行放款的加權平均利率，各利率搭配通膨資料都可以估計出一組預期通膨序列，但哪一個序列才是「市場對通貨膨脹率的預期值」？又表 1 中的估計期間為 1982Q2-2005Q4，考慮市場的自由化是逐步進行，縮短樣本期間

---

假說為真之定論。

會不會又改變估出的通貨膨脹率的預期值？

針對前一個問題，若以各組資料估得之預期通膨平均值與其標準差來看，絕大部份的預期通膨都沒有顯著差異，所以我們改以簡單的相關係數來看。表 6 的相關係數顯示，這四個估出的通貨膨脹率預期值序列交差相關係數介在 0.84-0.97 之間（大致反映四個利率間的相關性），均為高度顯著之正相關。概括的說，使用不同之利率資料並不會嚴重改變我們想要還原之市場通膨預期。

「表 6 置於此」

針對第二個問題，我們進一步估計在 1986Q1-2005Q4 這段次樣本期間的估計結果。表 7 陳列的是這些序列在樣本重疊期間之相關係數。在全樣本與次樣本相關部份，我們發現這四個估出的通貨膨脹率的預期值中，儘管黑市利率與銀行放款利率這兩組可能因為借貸市場之開放而在 80 年代後半期就顯現較低之相關性，整體估出的通貨膨脹率的預期值仍有達到 0.9 以上之高度相關。市場之自由化整合大眾預期，只要該利率市場具充分效率，理應還原出真正的市場預期通貨膨脹率。<sup>10</sup>

「表 7 置於此」

**(3) 本文估計的台灣金融市場預期通貨膨脹率是否比官方公佈的通貨膨脹率預測值與時間序列模型的通貨膨脹率預測值更準確？**

陳寶媛 (2004) 指出主計處之預測資料並不滿足理性預期之假設，本文再一次檢定時間序列模型的通貨膨脹率預測值和主計處的通貨膨脹率預測值之特性。由於台灣的通貨膨脹序列並無單根存在，本文以時間序列的 ARMA(8,8) 模

---

<sup>10</sup> 估計結果可向作者索取。若進一步縮短樣本為 1991Q1-2005Q4，則可能因為樣本期間短而待估參數多以致降低估計準確性與檢定力，估出的通膨相關性較弱，但仍有 0.61-0.86 之相關程度。

型來估計通貨膨脹率，並得到其一季後的樣本外預測值。<sup>11</sup> 我們發現時間序列模型的通貨膨脹率預測值和主計處的通貨膨脹率預測值這兩種資料都不滿足誤差無序列相關與獨立於已知訊息集合之假設。

針對預期的準確性，在此我們將用一般的 RMSE 與 Diebold and Mariano (1995) 提出之 D-M 統計量來比較時間序列模型的通貨膨脹率預測值、主計處的通貨膨脹率預測值與本文推估的市場預期通膨之正確性。<sup>12</sup> 需先說明的是，這樣的比較並不完全公平。首先，主計處是在每季第二個月的月初才發佈對該季的預測值而非該季的一開始，由這點看主計處用來預測的訊息集合似乎比市場的集合為大；相反的，即使是在每季第二個月的月初，主計處還是不知道前一季通膨的真實值而僅有初估值，不若市場已經知道（感受到）前一期的通膨與相關資訊。

Keane and Runkle (1990) 指出討論預期變數的正確性時，不應以計量分析者在事後拿到的修正後資料來比較，應當用初估資料來比較，因為預期者實際上是在對未來的初估資料做預測。陳寶媛 (2004) 因此分別以主計處之初估資料與每年八月對之前（一年）修正資料來計算其預測誤差，但我們比對資料發現，主計處之初估資料與次年對之前（一年）修正資料差異很小，在 1986Q2-2005Q4 間平均年通膨差異僅約 0.01%，難怪陳寶媛 (2004) 發現以二月初估資料為基準和

---

<sup>11</sup> 單純的時間序列模型方面，放越多落後期變數解釋力就越高，模型誤差通常也越小。本文也嘗試了各種落後期數等十餘種組合，結果差異不大，我們即挑選 ARMA(8,8) 為代表。

<sup>12</sup> Diebold and Mariano (1995) 提出之 D-M 統計量是利用兩預測誤差序列算出誤差平方離差序列，並證明該序列平均值之分配為常態。但本文與主計處的預測值皆為估計而得，D-M 統計量的漸近分配並不清楚，可是目前文獻上也沒有針對此種狀況的比較方法，所以我們在此姑且採用 D-M 統計量。



以八月修正資料為基準的估計結果差不多。倒是我們比對主計處在本文資料收集期間（2006Q1）所公佈的事後通膨序列與其初估資料，其差異稍大，在1986Q2-2005Q4 間平均年通膨差到 0.03%，故我們分別依兩種資料計算主計處的預測誤差。

另一方面，由於主計處公佈的是本季對去年同季的消費者物價變動率，我們必須同樣轉換成季成長率以和本文的估計結果比較。轉換的方法是：就以實際物價之變動率為基準以計算預測誤差時，我們假設主計處每季公佈預測資料時已經知道本季之前每一季的實際物價指數，根據  $\ln p_{t+1} = \ln p_t + \pi_t$  的公式，可以由去年同季的物價推算主計處預測的本季物價指數，再由前一季的實際物價推出主計處預測的季通膨資料。就以主計處每一季對上一季的初估資料變動率為基準以計算預測誤差時，我們僅將實際資料的部份改以初估資料替代，再用之前的方法算預期季通膨率與預測誤差。預測準確度之衡量結果列於表 8。<sup>13</sup>

「表 8 置於此」

由表 8 可以看出，單純的時間序列模型預測能力最差，RMSE 最高，各個由借貸市場還原預期通膨的預測誤差相對於時間序列模型預測誤差的 D-M 統計量檢定都顯示兩者準確度的顯著差異。而各個由借貸市場還原預期通膨的預測誤差比起二種方法算得的主計處預測誤差在 RMSE 也是一致性地下降。就 Keane and Runkle (1990) 的觀點而認為衡量水準較公平的主計處預測資料 II 而言，本文由四種利率還原的通膨預測中，民間遠期支票借款與本國銀行放款這兩組的準確性也達到顯著的程度。由於主計處的預測是動用大型總體計量模型，準

---

<sup>13</sup> 本文在估計 D-M 統計量時，用以計算異質、自我相關之一致性共變數矩陣的落後期是設為 16，權數則是以 Bartlett 窗口計算。



確度卻不能超越金融市場的通膨預期，政府施政應當更為謹慎。

#### (4) 利用本文估計的金融市場預期通貨膨脹率設算的預期實質利率在對台灣實質消費與投資行為的解釋力表現如何？

有了通貨膨脹的預期值，我們就可以計算事前預期之實質利率，由於各交易標的之參與者與風險都不相同，所以針對四種名目利率我們可估計得到四種不同的預期實質利率，其相關係數列於表 9。由表中係數可以看出，貨幣市場的兩個實質利率走勢最為接近；而銀行放款與民間放款之實質利率亦極高度地相關。因為預期通貨膨脹率相對穩定，這些實質利率的相關程度大致反映名目利率的相關程度。

「表 9 置於此」

表 10 進一步列出了利率其他相關統計。首先我們發現估計出來的事前實質利率比起其名目水準波動幅度略為增加，這和 Barr and Campbell (1997) 對英國的研究發現相同。<sup>14</sup> 但事前實質利率的波動幅度遠小於直接以實際通貨膨脹率算得之事後實質利率的波動，因此我們可以預估以預期實質利率來解釋消費與投資會比以事後實質利率來解釋精確。接著看到預期實質利率分別與其名目利率和事後實質利率的相關性，這些係數介於 0.655-0.832 間，其實都還蠻高的。<sup>15</sup> 再看到預期通貨膨脹與名目利率和預期實質利率的相關性，預期通貨膨脹與預期實

---

<sup>14</sup> Barr and Campbell (1997) 發現短期（一年）預期實質利率因為與預期通膨的負相關使得名目利率的波動反而較低，但長期（五年、十年）預期實質利率與預期通膨的相關變弱，實質利率就比名目利率來的穩定。

<sup>15</sup> 此結果和 Mishkin (1981) 迥異。他的美國研究資料發現，在 1931-1952 與 1953-1979，事前利率無論與事後或名目利率，相關性都很低。可能之理由是，本文估計出較穩定之預期通膨序列再算預期實質利率；Mishkin (1981) 則是直接估計較穩定之預期實質利率序列。

質利率並沒有明顯的相關，而預期通貨膨脹與名目利率相關程度頗低，這些統計反映我國名目利率的波動主要係來自預期實質利率而非來自預期通膨。<sup>16</sup>

「表 10 置於此」

在消費理論中，Friedman 的恆常所得假說是許多跨期模型的基本假設，但一直難以獲得實證的支持。恆常所得假說最單純的迴歸式是：

$$\Delta \ln(C_t) = g_0 + g_1 r_t^e + \text{誤差項}, \quad (19)$$

式中  $C_t$  為民間消費，資料來自主計處整體統計資料庫，我們再利用 X-11 去除其季節波動。<sup>17</sup> 過去研究者多以事後的實質利率替代事前的預期實質利率，迴歸結果也都無法得到顯著為正的  $g_1$  值。我們簡單的分別用事後與事前的利率進行迴歸，結果列於表 11。由表 11 的數據可以發現，事後的實質利率對台灣消費不具解釋力的現象，在使用了事前的實質利率後完全改觀，除了民間遠期支票的迴歸係數進步有限，其他事前的實質利率確實對台灣消費具有顯著的解釋能力。但同時估計結果也顯示 (19) 式之消費函數殘差疑似具有序列相關，和恆常所得假說之殘差事前無法預測衝突，這部份結果表示台灣資料並不能支持簡單型的恆常所得假說。

「表 11 置於此」

在投資理論中，一般都認為投資是（預期）實質利率的減函數，而最簡單的

---

<sup>16</sup> 有些文獻是以預期通膨與名目利率的顯著相關代表支持短期 Fisher 效果（如 Perez and Siegler, 2003），本文表 8 資料顯示在台灣貨幣市場名目利率和預期通膨有遠小於一但顯著之相關，不過民間與官方放款利率與預期通膨不相關，因此無法得到支持或反對 Fisher 效果的明確結論。

<sup>17</sup> 消費與投資之原始資料對事前、事後利率迴歸結果均不佳，顯示實質利率並不能解釋其季節波動的部份。

是加速度的投資理論，說投資佔所得比例是經濟成長率的增函數。所以我們迴歸以下的投資函數：

$$\frac{I_t}{Y_t} = h_0 + h_1 r_t^e + \text{誤差項}, \quad (20)$$

式中  $I_t$  為投資（固定資本形成），資料同樣來自主計處整體統計資料庫，我們也利用 X-11 去除其季節波動。雖然理論上預期實質利率與投資有反向關係，但實証上往往不能支持。<sup>18</sup> 我們簡單的分別用事後與事前的利率進行迴歸，結果列於表 12。由表 12 的數據可以發現，除了黑市利率這組勉強通過 10% 顯著水準的檢測，事後的實質利率與投資之關係並不具有顯著性；相反的，四組事前的實質利率則如理論預期般對台灣投資有非常顯著的負向解釋力，平均 P 值不到 1%。最後需附帶說明的是：估計結果顯示殘差具有強烈之序列相關，表示解釋台灣投資行為還需要考慮調整成本等其他因素。<sup>19</sup>

「表 12 置於此」

## 5. 結論

預期通貨膨脹率無論在學術研究與政策擬定均有其重要性，但過去台灣並不像美國有預期通貨膨脹率之調查資料，亦無法據以建構預期實質利率。本文遵循 Hamilton (1985) 的構想，在個體理性的前提下，透過效率的金融市場名目利率和實際的通貨膨脹率兩個可以直接觀察的變數，以卡門濾器法估計台灣的預期通貨膨脹率。Hamilton (1985) 推估預期通膨的好處是：相較於純粹時間序列模型，本研究雖然沒有龐大的結構模型，但充分運用理性預期下的市場效率假說，因此可以兼顧理論基礎；另一方面，只針對貨幣市場利率瞬時反映預期而調整的特

---

<sup>18</sup> 例如主計處 (2003) 之報告。

性，本文又可避免龐大的總合供需聯立模型誤設之缺點。

理論上，本文假設預期的通貨膨脹率與預期的實質利率時間序列過程是穩定的，而且充滿理性預期者之金融市場具有效率性。實證上，本文以消費者物價指數計算通貨膨脹率，再分別搭配 31-90 天期商業本票次級市場利率、金融業隔夜拆款利率、北市民間遠期支票借款利率及本國銀行放款利率等四種名目利率進行模型的估計；國庫券利率因為不常變動，所以不是一個好的參考變數。在 1982Q1-2005Q4 的估計期間，由四種不同名目利率與通膨組合推估出的四種預期通貨膨脹率間有高度的相關，它們也展現了 80 年代以來台灣通貨膨脹率先升後降之現象。在檢討理性預期之假設上面，過去的研究顯示主計處的通膨預測並不符合理性預期之假設，本文推估的市場預期通貨膨脹率序列則是符合不偏、變異數較實際值小、預測誤差具無序列相關、且與訊息集合中已有的變數相互獨立等特性，滿足理性預期假說；推估的預期通貨膨脹率預測誤差無法被落後的其他重要總體變數解釋，與效率市場假說之意涵一致。最後一個前提：市場預期的物價上漲率與實質利率間存在穩定之函數關係，也由估計結果隱含體系特性多項式的根絕對值都大於一獲得支持。

再則，以本文推估的預期通貨膨脹率與單變量時間序列模型、主計處總體供需模型所得到的通貨膨脹率預測值相比較，本文估計有最低的 RMSE。D-M 統計量檢定發現無法拒絕大部份本文推估的預期通貨膨脹率與主計處公佈預測值之準確性無顯著差異，而由民間遠期支票借款與本國銀行放款這兩組推估的預期通貨膨脹率相較於主計處公佈預測值顯著地更準確。值得強調的是，由於主計處的預測是動用大型總體計量模型，準確度卻不能超越金融市場的通膨預期，政府

---

<sup>19</sup> 台灣事後實質利率與投資函數之實證分析可參見 Wu and Lin (2002)。

施政應當更為謹慎。

本文雖然透過不同的名目利率推估出四組預期通膨序列，但這四組預期資料具有顯著之高度相關，並非是統計上顯著不同之序列。檢討在全期與較短期間(1986Q1-2005Q4)的估計結果，各項利率估測下的預期通膨也都是極高度相關，表示本文推估的台灣金融市場預期通貨膨脹率具備期間的頑強性。

有了預期通貨膨脹率的資料，我們就可以建構預期的實質利率。在經濟理論當中，預期的實質利率反映經濟個體在決定消費支出時參考的跨期價格與決定投資時的機會成本。過去的實證因為無法收集到事前的實質利率，多以事後利率替代，可能也因此得到實質利率不具解釋力的結果。本文則是發現事前實質利率遠較事後實質利率來得穩定，而且事前實質利率與預期通貨膨脹率並無顯著相關。此外，當用本文估算的事前實質利率取代台灣消費與投資研究用的事後實質利率時，實質利率的解釋力則由不顯著異於零變成與理論預期方向一致且顯著。

本文僅考慮一期前的預期通膨脹，同樣依據理性預期與效率市場假說，我們可以透過長短期利率結構模型來估計預期一期以上的通貨膨脹率以及長短期的事前實質利率。由於訊息集合的重疊，這在計量模型設定上是一挑戰，但估計結果會是貨幣當局有興趣的參考資料，也具有學術研究之價值。

## 參考文獻

- 行政院主計處 (2003) 《總資源供需估測模型簡介》，民國九十二年五月。
- 吳聰敏 (1995) “台灣的名目利率與物價膨脹率:1907-1986 年,”《經濟論文叢刊》, 23:4, 419-444。
- 陳寶媛 (2004) 《台灣總體經濟預測值特性之探討》，國立中正大學國際經濟研究所博士論文。
- Alles, Lakshman and Dean Horton (1999) “An Evaluation of Alternative Methods of Forecasting Australian Inflation,” *The Australian Economic Review*, 32:3, 237-248.
- Ang, Andrew, Geert Bekaert and Min Wei (2005) “Do Macro Variables, Asset Markets or Surveys Forecast Inflation Better?,” NBER Working Paper No. 11538.
- Asilis, Carlos M., Patrick Honohan, and Paul D. McNelis (1993) “Money Demand during Hyperinflation and Stabilization: Bolivia, 1980-88,” *Economic Inquiry*, 31:2, 262-73.
- Baghestani, Hamid (1992) “Survey Evidence on the Muthian Rationality of the Inflation Forecasts of U.S. Consumers,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:2, 173-186.
- Balfoussia, Hiona and Mike Wickens (2006) “Extracting Inflation Expectations from the Term Structure: the Fisher Equation in a Multivariate SDF Framework,” *International Journal of Finance and Economics*, 11:3, 261-277.
- Barr, David G. and John Y. Campbell (1997) “Inflation, Real Interest Rates, and the Bond Market: A Study of UK Nominal and Index-linked Government Bond Prices,” *Journal of Monetary Economics*, 39:3, 361-383.
- Bårdsen, Gunnar, Eilev S. Jansen and Ragnar Nymoen (2003) “Econometric Inflation

- Targeting,” *Econometrics Journal*, 6:2, 430-461.
- Barsky, Robert B. (1987) “The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 19:1, 3-24.
- Bordo, Mickael and William G. Dewald (2001), “Bond Market Inflation Expectations in Industrial Countries: Historical Comparisons,” NBER Working Paper No. 8582.
- Burmeister, Edwin, Kent D. Wall and James D. Hamilton (1986) “Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 4:2, 147-160.
- Cogley, Timothy, Sergei Morozov and Thomas J. Sargent (2005) “Bayesian Fan Charts for U.K. Inflation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, 29:11, 1893-1925.
- DePrince, Albert E., Jr. (2003) “Assessing the Term Structure of Expected Inflation Using Treasury Inflation-Protected Securities,” *Business Economics*, 38:1, 46-54.
- Diebold, Francis X. and Roberto S. Mariano (1995) “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 13:3, 253-263.
- Döpke, Jörg and Ulrich Fritsche (2006) “When Do Forecasters Disagree? An Assessment of German Growth and Inflation Forecast Dispersion,” *International Journal of Forecasting*, 22:1, 125-135.
- Fama, Eugene F. (1975) “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation,” *The American Economic Review*, 65:3, 269-282.
- Fama, Eugene F. and Michael R. Gibbons (1982) “Inflation, Real Returns and Capital Investment,” *Journal of Monetary Economics*, 9:3, 297-323.
- Fama, Eugene F. and Michael R. Gibbons (1984) “A Comparison of Inflation



- Forecasts,” *Journal of Monetary Economics*, 13:3, 327-348.
- Fisher, Irving (1930) *The Theory of Interest Rate*, New York: Macmillan.
- Frankel, Jeffrey A. (1982) “A Technique for Extracting a Measure of Expected Inflation from the Interest Rate Term Structure,” *The Review of Economics and Statistics*, 64:1, 135-142.
- Galí, Jordi and Mark Gertler (1999) “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 44:2, 195-222.
- Gürkaynak, Refet S., Andrew T. Levin and Eric T. Swanson (2006) “Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from Long-Term Bond Yields in the U.S., U.K. and Sweden,” Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2006-09.
- Hafer R. W. and Scott E. Hein (1985) “On the Accuracy of Time-Series, Interest Rate, and Survey Forecasts of Inflation,” *Journal of Business*, 58:4, 377-398.
- Hamilton, James D. (1985) “Uncovering Financial Market Expectations of Inflation,” *Journal of Political Economy*, 93:6, 1224-1241.
- Heinemann, Friedrich and Katrin Ullrich (2004) “The Impact of EMU on Inflation Expectations,” ZEW Discussion Paper No. 04-01.
- Jacobson, Tor, Per Jansson, Anders Vredin and Anders Warne (2001) “Monetary Policy Analysis and Inflation Targeting in a Small Open Economy: a Var Approach,” *Journal of Applied Economics*, 16:4, 487-520.
- Kahn, Mickael, Shmuel Kandel and Oded Sarig (2002) “Real and Nominal effects of Central Bank Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 49:8, 1493-1519.
- Keane, Michael P. and David E. Runkle (1990) “Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data,” *The American Economic Review*,

80:4, 714-735.

Kumah, Francis Y. (2006) "The Role of Seasonality and Monetary Policy in Inflation Forecasting," IMF Working Paper WP/06/175.

Laatsch, Francis E. and Daniel P. Klein (2003) "Nominal Rates, Real Rates, and Expected Inflation: Results from a Study of U.S. Treasury Inflation-Protected Securities," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43:3, 405-417.

Levin, Andrew, Volker Wieland and John C. Williams (2003) "The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty," *The American Economic Review*, 93:3, 622-645.

Mishkin, Frederic S. (1981) "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15:0, 151-200.

Mishkin, Frederic S. (1992) "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, 30:2, 195-215.

Mundell, Robert (1963) "Inflation and Real Interest," *Journal of Political Economy*, 7:3, 280-283.

Muth, John F. (1961) "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica*, 29:3, 315-33.

Orphanides, Athanasios and Simon van Norden (2005) "The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37:3, 583-601.

Perez, Stephen J. and Mark V. Siegler (2003) "Inflationary Expectations and the Fisher Effect Prior to World War I," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35:6, 947-965.

Söderlind, Paul and Lars Svensson (1997) "New Techniques to Extract Market

- Expectations from Financial Instruments,” *Journal of Monetary Economics*, 40:2, 383-429.
- Siklos, Pierre and Leslaw F. Skoczylas (2002) “Volatility Clustering in Real Interest Rates: International Evidence,” *Journal of Macroeconomics*, 24:2, 193-209.
- Stavrev, Emil (2006) “Measures of Underlying Inflation in the Euro Area: Assessment and Role for Informing Monetary Policy,” IMF Working Paper WP/06/197.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1999) “Forecasting Inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 44:2, 293-335.
- Tobin, James (1965) “Money and Economic Growth,” *Econometrica*, 33:4, 671-684.
- Wu, Chung-Shu, and Jin-Lung Lin, (2002), “A Study on Time-Varying Investment Functions for Taiwan Economy,” *Taiwan Journal of Political Economy*, 4:1, 93-106.

附錄一

以  $q = 4$  為例，第二節之係數矩陣與共變異數矩陣分別如下：

$$F = \begin{bmatrix} \beta_1 - \alpha_1 + \gamma_0 & \beta_2 - \alpha_2 & \beta_3 - \alpha_3 & \beta_4 - \alpha_4 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$C = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & k_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$H = \begin{bmatrix} 1 + \psi_0 & \psi_1 - \phi_1 + \xi_0 & \psi_2 - \phi_2 & \psi_3 - \phi_3 & \psi_4 - \phi_4 & \xi_0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$D = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & \phi_4 & \xi_1 & \xi_2 & \xi_3 & \xi_4 & k_1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$Q = \begin{bmatrix} \gamma_0^2 \sigma_e^2 + \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_0 \sigma_e^2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_0 \sigma_e^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix},$$

與

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}。$$

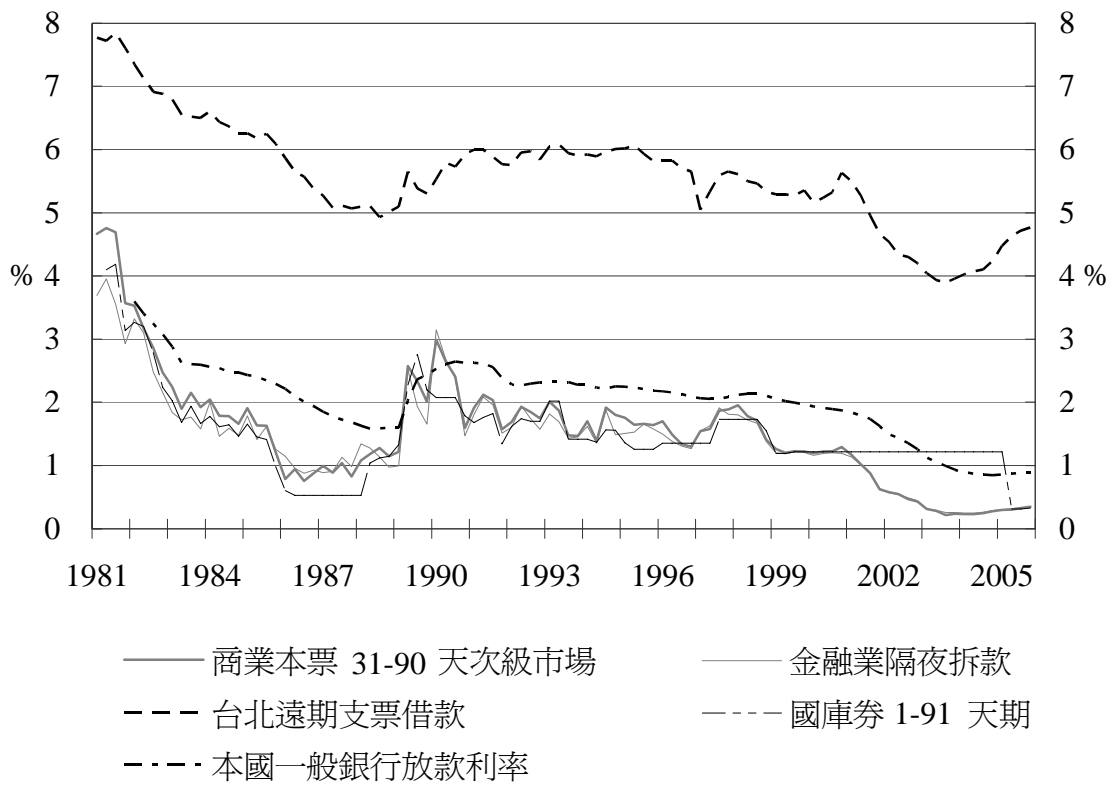


圖 1 名目利率 (1981Q1-2005Q4)

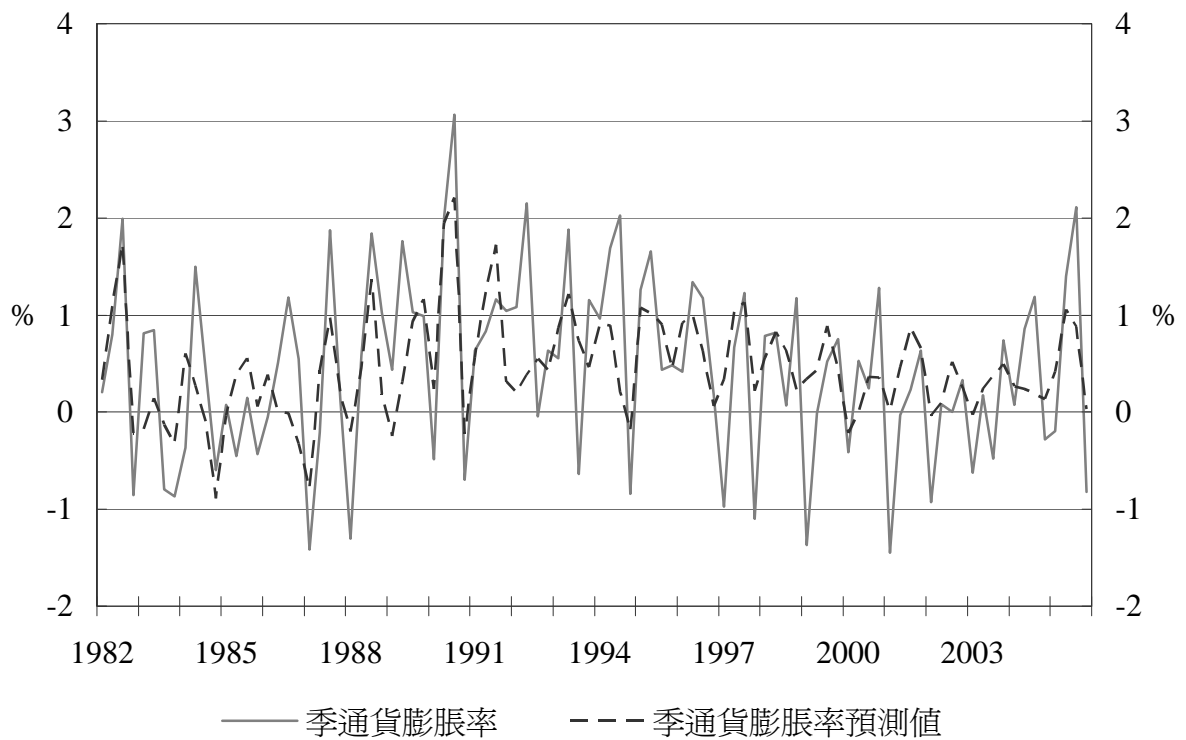


圖 2 季通貨膨脹率及其預測值 (1982Q1-2005Q4)

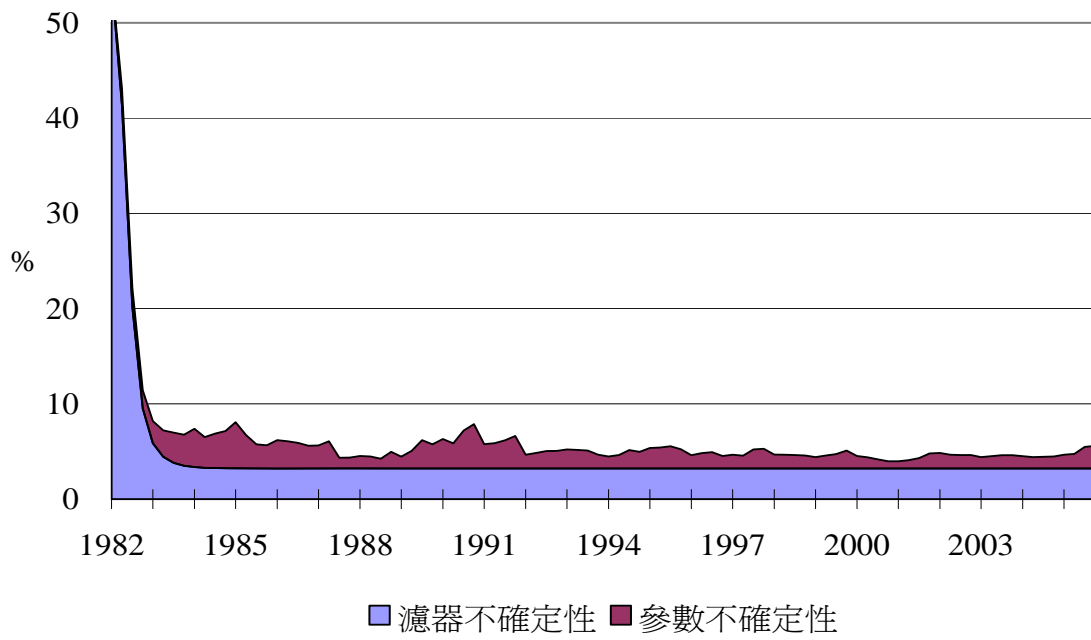


圖 3 季預期通貨膨脹率序列之濾器不確定性與參數不確定性

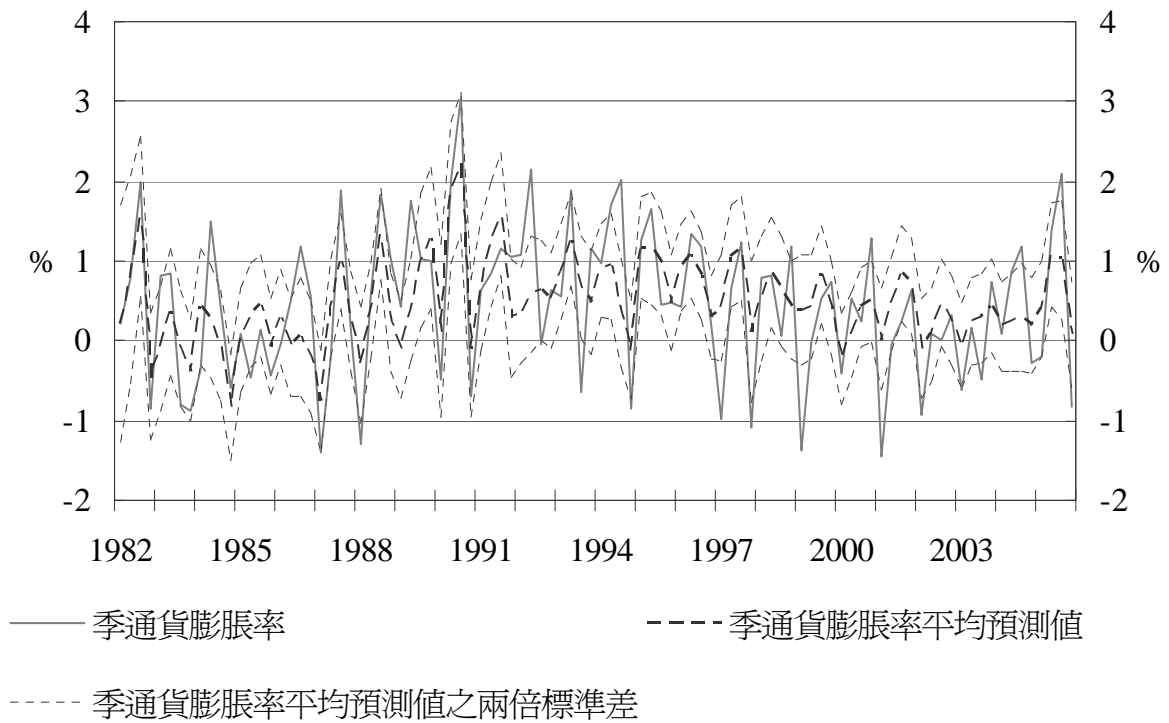


圖 4 季通貨膨脹率、其平均預測值及兩倍標準差 (1982Q1-2005Q4)

表 1 估計參數 (1982Q1-2005Q4)

參數	估計值	標準差	參數	估計值	標準差
$\beta_1$	1.312**	(0.107)	$\phi_4$	0.226**	(0.032)
$\beta_2$	-1.245**	(0.060)	$\xi_0$	0.155**	(0.032)
$\beta_3$	1.429**	(0.031)	$\xi_1$	0.107**	(0.031)
$\beta_4$	-0.824**	(0.030)	$\xi_2$	-0.072*	(0.032)
$\alpha_1$	0.427**	(0.031)	$\xi_3$	-0.032	(0.032)
$\alpha_2$	-1.079**	(0.031)	$\xi_4$	0.023	(0.032)
$\alpha_3$	1.411**	(0.030)	$\psi_0$	-0.495**	(0.033)
$\alpha_4$	-0.823**	(0.030)	$\psi_1$	0.091**	(0.033)
$\gamma_0$	-0.219**	(0.034)	$\psi_2$	0.589**	(0.033)
$\gamma_1$	-0.093**	(0.032)	$\psi_3$	-0.509**	(0.033)
$\gamma_2$	0.252**	(0.033)	$\psi_4$	0.226**	(0.033)
$\gamma_3$	0.202**	(0.034)	$k_1$	0.013	(0.033)
$\gamma_4$	-0.029	(0.033)	$k_2$	0.184**	(0.033)
$\phi_1$	0.456**	(0.032)	$\sigma_e^2$	0.014 <sup>a</sup>	(0.008)
$\phi_2$	0.679**	(0.031)	$\sigma_1^2$	0.046**	(0.015)
$\phi_3$	-0.458**	(0.031)	$\sigma_2^2$	0.552**	(0.050)

註：由 31-90 天期商業本票次級市場利率與通貨膨脹率聯合估計得出。<sup>a</sup> 代表在 10% 之水準下顯著，\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。



表 2 預期通貨膨脹率 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90	天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>	實際通貨膨脹率
平均數 (%) (全期)		0.453**	0.453**	0.453**	0.447**	0.455**
82-85		0.207	0.229	0.227	0.035	0.152
86-90		0.450*	0.450*	0.441**	0.410*	0.642*
91-95		0.697**	0.646**	0.831**	0.788**	0.906**
96-00		0.508**	0.536**	0.404**	0.441**	0.365
01-05		0.356**	0.357**	0.318**	0.396**	0.151
標準差 (%)		0.538	0.543	0.536	0.532	0.933
一期自我相關		0.321**	0.317**	0.390**	0.364**	-0.014

註：在平均數與一期自我相關係數部份，\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。

表 3 通貨膨脹率之預測誤差 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
平均數 (%)	0.002	0.003	0.002	0.005
標準差 (%)	0.724	0.748	0.647	0.685
一期自我相關	-0.021	0.018	-0.143	-0.013
Q(4) 統計量	1.673	1.072	4.773	0.334
迴歸 $\hat{e}_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 b_i i_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \pi_{t-1-i} + \text{殘差}$				
$a_0 = 0$ 檢定之 t 統計量	0.012	0.021	-0.040	0.006
$b_i = c_i = 0$ 檢定之 F 統計量	0.022	0.035	0.013	0.057
Durbin-Waston 統計量	2.038	1.956	2.249	1.987

註：在平均數、一期自我相關係數、t 統計量、F 統計量與 Q 統計量部份，\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

表 4 迴歸  $\hat{e}_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 b_i X_{t-i}$  之  $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$  的 F 統計量 (1982Q1-2005Q4)

變數 ( $X_t$ ) \ 估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
實質經濟成長率	0.558	0.802	0.476	0.992
名目 GDP 成長率	0.875	1.008	0.772	1.219
相對美金之台幣貶值率	1.515	1.605	1.221	1.076
股價指數上漲率	1.329	1.479	2.053	2.980*
股市成交值成長率	1.071	1.402	1.704	1.427
進口物價上漲率	1.052	0.800	0.919	1.277
能源價格上漲率	0.940	1.072	0.991	1.309
M1B 年增率	1.515	1.579	2.213	1.772

註：\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。解釋變數除實質與名目經濟成長率始於 1981Q2，而能源價格上漲率始於 1981Q3 外，其他都可溯自 1981Q1 開始。

表 5  $[1 - \Phi(Z)][1 - B(Z) - \gamma_0 - \Gamma(Z)] - [\psi_0 + \Psi(Z) + \xi_0 + \Xi(Z)]A(Z) = 0$  之特性根

\估自	31-90 天期商業本票		金融業隔夜拆款		民間遠期支票借款		本國銀行放款 <sup>a</sup>	
	特性根	絕對值	特性根	絕對值	特性根	絕對值	特性根	絕對值
	$-0.010 - 1.179i$	1.179	$1.063 - 0.101i$	1.068	$1.040 - 0.095i$	1.045	$0.024 - 1.185i$	1.185
	$-0.010 + 1.179i$	1.179	$1.063 + 0.101i$	1.068	$1.040 + 0.095i$	1.045	$0.024 + 1.185i$	1.185
	$1.067 - 0.090i$	1.071	$-0.016 - 1.201i$	1.202	$0.039 - 1.263i$	1.263	$-0.997 - 1.257i$	1.603
	$1.067 + 0.090i$	1.071	$-0.016 + 1.201i$	1.202	$0.039 + 1.263i$	1.263	$-0.997 + 1.257i$	1.603
	$-1.562 - 1.065i$	1.890	$-1.533 - 0.769i$	1.715	$-1.503$	1.503	$1.047 - 0.068i$	1.049
	$-1.562 + 1.065i$	1.890	$-1.533 + 0.769i$	1.715	$0.729 - 1.761i$	1.906	$1.047 + 0.068i$	1.049
	$1.872 - 1.288i$	2.273	$0.734 - 2.415i$	2.524	$0.729 + 1.761i$	1.906	$1.535 - 0.727i$	1.698
	$1.872 + 1.288i$	2.273	$0.734 + 2.415i$	2.524	$-3.127$	3.127	$1.535 + 0.727i$	1.698
	$-2.789$	2.789	$6.002$	6.002	$7.246$	7.246	$-1.755$	1.755

註：\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

表 6 不同利率下得出之預期通貨膨脹率序列交叉相關 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
估自\ 31-90 天期商業本票	1	0.973**	0.892**	0.869**
金融業隔夜拆款	0.973**	1	0.852**	0.844**
民間遠期支票借款	0.892**	0.852**	1	0.871**
本國銀行放款 <sup>a</sup>	0.869**	0.844**	0.871**	1

註：\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

表 7 不同期間下得出之預期通貨膨脹率序列的交叉相關

\估自全樣本利率為	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
與 86Q1-05Q4 期間	0.949**	0.949**	0.914**	0.918**

註：\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

表 8 各預測通貨膨脹率之準確性 (1986Q1-2005Q4)

估自	31-90 天 期商業本票	金融業 隔夜拆款	民間遠 期支票借款	本國銀行放款	ARMA(8,8)	主計處 預測資料 I	主計處 預測資料 II
RMSE (%)	0.734	0.766	0.648	0.698	1.343	0.789	0.793
D-M 統計量(ARMA)	-1.267 (-5.187)	-1.217 (-4.863)	-1.384 (-5.951)	-1.318 (-6.384)			
D-M 統計量 I	-0.084 (-0.605)	-0.035 (-0.246)	-0.202 (-1.611)	-0.135 (-1.371)			
D-M 統計量 II	-0.091 (-0.776)	-0.041 (-0.347)	-0.208 (-1.974)	-0.142 (-1.847)			

註：主計處預測資料 I 為根據事後實際資料推算之季通貨膨脹率；預測資料 II 為根據主計處每季之初估資料推算之季通貨膨脹率。D-M 統計量(ARMA) 是比較各市場估得之預期通貨膨脹率相對於 ARMA(8,8) 模型之準確度差異，D-M 統計量 I 是比較各市場估得之預期通貨膨脹率相對於主計處預測資料 I 之準確度差異，D-M 統計量 II 則是衡量各市場估得之預期通膨相對於主計處預測資料 II 之準確度差異。括弧內為 t 值。

表 9 不同利率下得出之預期實質利率序列交叉相關 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
估自\ 31-90 天期商業本票	1	0.969**	0.878**	0.887**
金融業隔夜拆款	0.969**	1	0.834**	0.848**
民間遠期支票借款	0.878**	0.834**	1	0.920**
本國銀行放款 <sup>a</sup>	0.887**	0.848**	0.920**	1

註：\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

表 10 利率之相關統計 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
標準差 (%)				
名目利率	0.712	0.655	0.753	0.522
事前實質利率	0.740	0.680	0.874	0.697
事後實質利率	1.063	1.023	1.159	1.030
-----				
與事前實質利率之相關性				
名目利率	0.726**	0.671**	0.792**	0.655**
事後實質利率	0.730**	0.678**	0.832**	0.748**
-----				
與預期通膨之相關性				
名目利率	0.286**	0.313**	0.154	0.132
事前實質利率	0.042	0.049	-0.104	-0.177

註：\* 代表在 5% 之水準下顯著，\*\* 代表在 1% 之水準下顯著。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。



表 11 消費函數  $\Delta \ln C_t = g_0 + g_1 r_t^e + \text{誤差項}$  之迴歸結果 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
事後實質利率				
$\hat{g}_1$	0.085 [0.498]	0.078 [0.547]	0.129 [0.251]	0.087 [0.522]
Durbin-Waston 統計量	1.454*	1.454*	1.457*	1.441*
事前實質利率				
$\hat{g}_1$	0.359 [0.047]	0.409 [0.041]	0.246 [0.106]	0.515 [0.013]
Durbin-Waston 統計量	1.507	1.531	1.495*	1.524

註：中括弧內為顯著水準。\* 表 Durbin-Waston 統計量在 5% 顯著水準下拒絕無序列之相關假設。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

表 12 投資函數  $\frac{I_t}{Y_t} = h_0 + h_1 r_t^e + \text{誤差項}$  之迴歸結果 (1982Q1-2005Q4)

\估自	31-90 天期商業本票	金融業隔夜拆款	民間遠期支票借款	本國銀行放款 <sup>a</sup>
事後實質利率				
$\hat{h}_1$	-0.239 [0.309]	-0.222 [0.363]	-0.366 [0.082]	-0.271 [0.281]
Durbin-Waston 統計量	0.112*	0.109*	0.139*	0.113*
事前實質利率				
$\hat{h}_1$	-0.893 [0.007]	-0.981 [0.008]	-0.772 [0.006]	-0.921 [0.015]
Durbin-Waston 統計量	0.172*	0.196*	0.153*	0.155*

註：中括弧內為顯著水準。\* 表 Durbin-Waston 統計量在 5% 顯著水準下拒絕無序列之相關假設。<sup>a</sup>：1983Q1-2005Q4。

## **Uncover Taiwan's market expectations of inflation**

Hsiu-Yun Lee

Department of Economics National Chung Cheng University

Chiung-Hsiang Lin

Department of International Business Administration Chienkuo University

### **Abstract**

Expectations of inflation are important in both academic research and policy making. Postulating rational expectations, efficient financial markets, and stable vector autoregression in unobserved variables as in Hamilton (1985), this paper uses Kalman filter to estimate Taiwan's market expectations of inflation based on the observable interest rates and realized inflation rates. Estimated inflation forecasts here rose from the late 1980s to the early 1990s and then declined as the actual inflation did. Unlike out-of-sample forecasts from a univariate ARMA model and the forecasts from DGBAS's large macro econometric model, the property of financial market forecasts is consistent with the rational expectations hypothesis; that is, they are unbiased, with smaller variance than that of actual rates, and have serially uncorrelated forecasting errors which are orthogonal to variables existing in information set. As the forecasting power, financial market forecasts have the lowest RMSEs comparing with the time series model and DGBAS's model. Another evidence for the efficiency of financial market lies in that the implied forecasting errors can't be explained by many important real and nominal macro variables that should have been known to agents but were not used in our econometric estimation of expected inflations. Moreover, among the many financial market instruments we use, the estimated forecasts are highly correlated to each other and are robust to the sample period. When using the forecasts and the Fisher equation to get ex ante real interest rates, we find that the forecasts of inflation and the ex ante real interest rates are not significantly correlated. We also find that the ex ante real interest rate has higher power in explaining Taiwan's aggregate consumption and investment than the ex post real interest rate does.

**Keywords:** Expectations of inflation, ex ante real interest rates, efficient financial markets

**JEL Classification No.:** C51, E31, E49