

我國貨幣需求穩定性之探討*

吳懿娟

摘要

近年來不少國家紛紛放棄貨幣目標區，主要係基於貨幣數量作為通膨領先指標之有效性已明顯減弱。本行自 1992 年起以 M2 為中間目標，且每年公布 M2 成長目標區。由於穩定的貨幣需求為貨幣總計數得以作為貨幣政策良好指標之先決條件，本篇報告因而嘗試深入探討我國 M2 貨幣需求穩定性質，俾供本行貨幣政策參考之準據。

壹、前言

理論及實證文獻大多支持長期間貨幣和物價間具有密切關係，中長期間通貨膨脹為貨幣現象。(註 1) 由於貨幣分析可提供以物價穩定為最終目的之貨幣政策相關訊息，因此，許多央行皆重視貨幣分析。例如，德國央行於 1975-1998 年間即採行貨幣目標區策略，著重於設定一個和穩定的實質產出與物價水準一致之貨幣供給中期路徑。而歐洲央行 (ECB) 亦重視貨幣總計數成長的趨勢分析，並設定中期間之 M3 貨幣成長率參考值，作為其貨幣政策策略之二大支柱之一。(註 2) 美國過去亦曾採行貨幣目標區策略，惟 1993 年 7 月以後已將 M2 貨幣總計數所扮演角色降為「金融情況之可信賴指標」。(註 3)

自從 1997 年發生亞洲金融危機之後，一

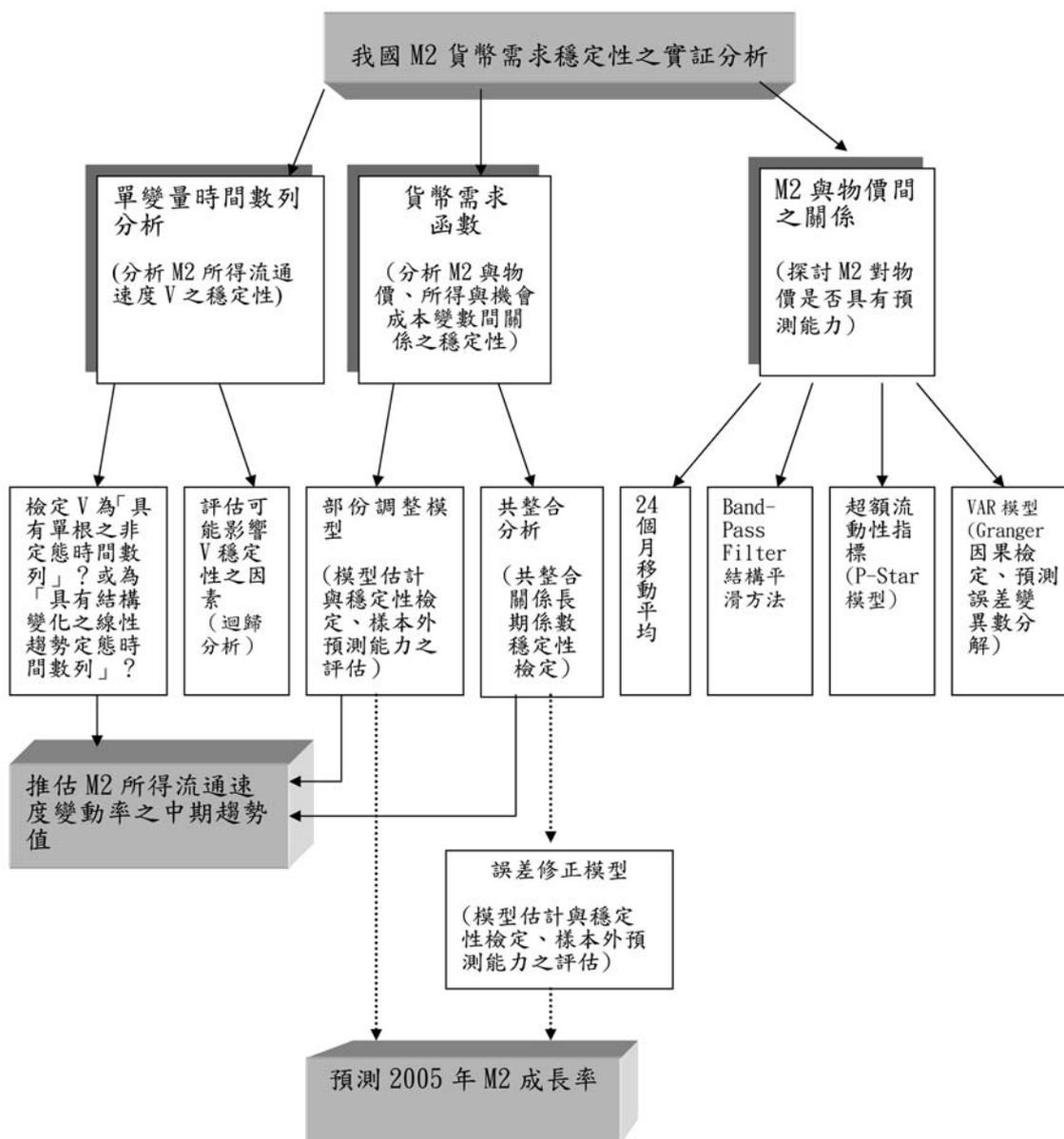
些東亞國家 (例如，韓國、菲律賓與泰國) 允許其本國幣匯率具有較大波動幅度，並放棄貨幣目標區改採通膨目標區機制，主要係基於貨幣數量作為通膨率領先指標 (貨幣隱含未來物價走勢之訊息內容) 之有效性已明顯減弱。

本行自 1990 年 8 月以來，貨幣政策操作以 M1B 與 M2 同為中間目標，並自 1992 年起改以 M2 為中間目標，且每年公布 M2 貨幣成長目標區。由於穩定之貨幣需求為貨幣總計數得以作為貨幣政策良好指標之先決條件，本篇報告因此深入探討我國 M2 貨幣需求之穩定性。考慮層面包括：(1) M2 所得流通速度；(2) M2 貨幣需求函數；與 (3) M2 和物價間關係之穩定性。(註 4)

* 本文初稿完成於民國 95 年 3 月 30 日。本文承蒙施處長燕、葉副處長榮造、施副處長遵驊、盧研究員志敏與匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁提供寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或謬誤，概由作者負責。

全文分析架構（參見圖 1）主要係參考 ECB 相關研究報告探討過去 ECB 訂定中期間「M3 成長率參考值」之作法，採用我國自 1982 年至 2004 年期間資料，首先分別透過單變量時間數列分析與貨幣需求函數，探討 M2 貨幣需求穩定性，並嘗試估算 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值，俾作為推估中期間「M2 成長率參考值」之準據。其中，在單變量時間數列分析方面：除了採用多種統計檢定方法來探討 M2 所得流通速度時間數列

圖 1 我國 M2 貨幣需求穩定性實証分析之架構



之定態(stationarity)性質，並據以估計其變動率之「中期趨勢值」外，另亦參考Moreno與Glick(2001)研究東亞國家情況之作法，運用迴歸分析來評估可能影響我國 M2 所得流通速度穩定性之相關因素。在 M2 貨幣需求函數分析方面：分別採用部份調整模型與共整合分析，嘗試估計並檢定我國 M2 貨幣需求模型之穩定性，進而在貨幣需求函數架構下導出 M2 所得流通速度 (V) 變動率之中期趨勢值，本文另亦採用統計方法來檢定主要模

型之樣本外預測能力是否有所差異，並預測 2005 年 M2 成長率。最後另採用 4 種方法來深入探討 M2 和物價間之關係，以分析我國 M2 貨幣需求穩定情況。

本文第貳章簡要說明 M2 所得流通速度定義、趨勢變化與可能影響其穩定性之因素說明；第參章為 M2 所得流通速度之單變量時間數列分析；第肆章為貨幣需求函數分析；第伍章探討 M2 和物價間之關係；第陸章為結論。(註 5)

貳、M2 所得流通速度之定義及趨勢

本章首先簡要說明 M2 所得流通速度定義與趨勢變化，進而探討可能影響其穩定性之因素。至於 M2 所得流通速度之實證模型分析另參見第參章。

一、M2 所得流通速度之定義 (註 6)

首先說明 Fisher(1911)貨幣數量等式(交易方程式)： $M \cdot V = P \cdot TR$ ，其中 M 為貨幣數量， P 為物價水準， TR 為經濟體系之實質交易量， V 為貨幣所得流通速度。由於 TR 通常以實質所得 (YR) 替代，上述等式亦可表為 $M \cdot V = P \cdot YR$ 。(註 7)

M2 貨幣所得流通速度之定義為名目交易總值(以名目 GDP 替代)相對於 M2 貨幣數量之比率， $V = (P \cdot YR) / M$ 。貨幣所得流通速度為貨幣轉手次數，亦即為某一期間完成某一特定名目交易量所需之貨幣數量。(註 8)將 $M \cdot V = P \cdot YR$ 以成長率之方式表達為 ΔM

$= \Delta P + \Delta YR - \Delta V$ 。貨幣數量成長率=名目交易量成長率(以實質 GDP 成長率與通膨率二者合計替代)減去貨幣所得流通速度成長率。

ECB 於 1998 年 12 月將中間期和物價穩定一致之 M3 成長率參考值設定為 4.5%，(註 9)其估算方法即根據貨幣數量等式(成長率型式) $\Delta M = \Delta P + \Delta YR - \Delta V$ 。(註 10)基本假設為將中間期物價穩定定義為 HICP (Harmonised Index of consumer price)年增率小於 2%、潛在產出趨勢年成長率訂為 2-2.5%，以及將 M3 所得流通速度下滑趨勢之年變動率設為 -0.5% 至 -1% (參見 ECB, 2001)。(註 11、註 12)

二、我國 M2 所得流通速度之變動趨勢

M2 貨幣總計數在我國為流動性之廣義衡量。(註 13) 根據貨幣主義觀點，「M2 所得流通速度於長期間為穩定的」係 M2 可為貨幣政策良好指標之先決條件。穩定的 M2 所

得流通速度意味著，當 M2 成長超過某一適當水準時將產生通貨膨脹壓力；當 M2 與物價二者變動走勢類似時，M2 所得流通速度大致呈現穩定情勢。圖 2.1 顯示大約自 1991 年

中以來，我國名目 M2 年增率與 CPI 年增率才呈現較為類似走勢，此隱含著 M2 所得流通速度約自 1991 年中以來呈現相對穩定情勢。(註 14)

圖 2.1 季資料

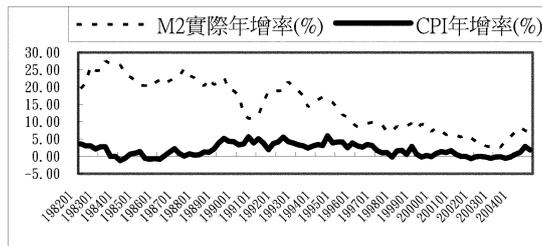


圖 2.2-2.3 顯示自 1982 年以來，我國 M2 所得流通速度（名目 GDP 相對於 M2 之比率）呈現下滑趨勢，(註 15)此現象大致係反映「金融深化」(financial deepening)現象，惟近年來下滑程度已較為趨緩。(註 16)例如，

1982-2004 年間我國 M2 所得流通速度之長期平均值約為 0.75，其中 1982-1990 年間之平均值約為 1.05，而 1991-2004 年間之平均值降為 0.56。

圖 2.2 (年資料)

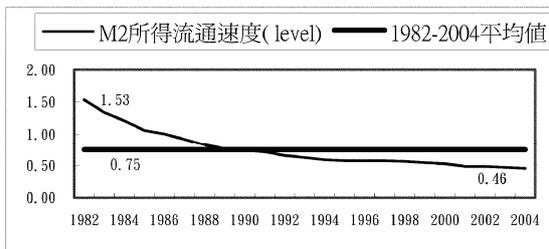
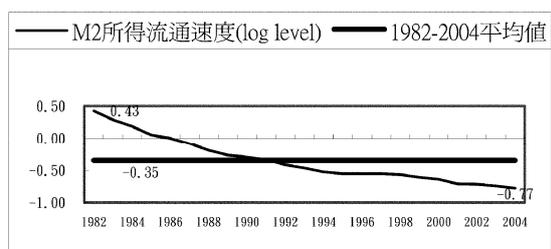


圖 2.3 (年資料)



三、可能影響貨幣所得流通速度穩定性之因素說明

Moreno 與 Glick(2001)指出，「貨幣所得流通速度之穩定性」及「貨幣與物價、所得間之關係」可能受到金融創新、跨國資本移動、預期通膨率與金融部門問題等因素的影響，(註 17)說明如下：

響，(註 17)說明如下：

1. 金融創新：由於金融或技術發展創造出貨幣之近似替代品，致發生未能事先預期之資金從廣義貨幣總計數移出或移入現象。在較為先進市場國家，近似銀行或非銀行金融機構日益扮演重要角色。我國前幾年受銀

行存款利率下滑與稅負等制度面等因素影響，債券型基金規模迅速擴張，取代部份定期性銀行存款，致 M2 成長呈現趨緩現象，即屬於金融創新之例子。(註 18、註 19)由於間接金融（銀行部門）在我國資金融通方面仍佔重要比重，(註 20)故 M2 仍可望和經濟活動間具有相對穩定關係。

2. 1990 年代以來日益受跨國資本移動影響：在外資流入時期，實質匯率通常傾向於升值與通膨率下跌，通常致使 M2 所得流通速度下滑；(註 21)反之，外資流出時，往往

出現 M2 所得流通速度上揚情勢。(註 22) 表 2.1 分別比較不同樣本期間，我國 M2 所得流通速度與證券投資(負債)、其他國際收支帳項目與外匯存底相對於名目 GDP 之比率。其中，自 1990 年以來，我國證券投資(負債)相對於名目 GDP 之比率走勢大致和 M2 所得流通速度呈現相反趨勢。由於證券投資淨額相對於 GDP 之比率在亞洲金融風暴發生後(1997-1999 年)之走勢，轉而和 M2 所得流通速度之走勢同方向，因此，證券投資淨額的變動可能影響 M2 所得流通速度的穩定。(註 23)

表 2.1

	1985-1989 年	1990-1996 年	1997-1999 年	2000-2004 年
V (=GDP/M2)	0.92	0.64	0.56	0.49
證券投資(負債)/GDP	-0.08	0.77	1.71	5.08
證券投資淨額/GDP	-0.47	0.04	-0.16	-1.61
金融帳淨額/GDP	-0.61	-3.25	0.55	1.02
經常帳餘額/GDP	14.02	4.22	2.17	5.99
國際收支帳餘額/GDP	13.49	0.72	2.68	8.13
外匯存底/GDP	56.48	38.66	33.30	57.45

註：1. 本表之樣本期間劃分大致係參照 Moreno 與 Glick (2001)作法，其樣本期間為 1985-1999 年。

2. 證券投資(負債)：代表國外資金流入本國之金額。

3. 1990 年代之低通膨率現象：若通膨率下滑現象係和較低的通膨率預期心理有關時，則貨幣需求傾向於增加，貨幣所得流通速度將因而下滑。惟若通膨率之波動幅度亦相當小時（低的通膨率標準差），則有可能

將減少「預防動機」之貨幣需求餘額，致貨幣所得流通速度上揚。由表 2.2 顯示，近年來我國通膨率與通膨率波動幅度平均而言皆較 1970 與 1980 年代為低，同時期之 M2 所得流通速度亦呈下滑趨勢。

表 2.2 我國 M2 所得流通速度與通膨率

(%)

	1970-1979 年	1980-1989 年	1990-2000 年	2001-2004 年
V (=GDP/M2)	---	1.08 (1982-1989)	0.61	0.49
通膨率(CPI 年增率) (標準差)	9.63 (13.75)	4.67 (7.07)	2.73 (1.48)	-0.16 (0.14)

註：本表之樣本期間劃分大致係參照 Moreno 與 Glick (2001)作法，其針對 1970-2000 年間東亞國家之實證結果亦顯示，通膨率大致皆呈下滑趨勢。其中，1980-2000 年間之通膨率波動度亦大致呈下滑趨勢，僅印尼於 1990-2000 年間反轉上升。

4. 金融危機及資金限制：當發生系統性金融危機時，若發生資金自發生問題之銀行部門移出現象，則將導致貨幣所得流通速度上揚。(註 24) 惟若銀行部門所受負面影響較非銀行金融機構為輕時，則更多存款可能自

非銀行金融機構轉進銀行部門，或央行為了因應金融部門危機，對金融部門增加流動性的程度若大於名目 GDP 之成長時，則反而可能促使貨幣所得流通速度下跌。

參、M2 所得流通速度之單變量時間數列分析

本章首先參照 Brand et al.(2002)採用之單變量時間數列分析方式，(註 25) 進行 M2 所得流通速度時間數列之定態性質(stationarity) 檢定，(註 26) 並進而嘗試估計 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值。此外，亦參考 Moreno 與 Glick(2001)作法，藉由迴歸分析來評估可能影響我國 M2 所得流通速度穩定性之主要因素。

一、M2 所得流通速度時間數列之定態性質

所得流通速度究竟為「具有單根之非定態數列」(non-stationary)，抑或為「線性趨勢定態數列」(stable around a linear trend)，將影響對所得流通速度變動率之中期趨勢值(medium term trend)之推估，說明如下：

1. 具有單根之非定態數列

$$V_t = V_{t-1} + \mu + \eta_t, \quad t = 1, \dots, t \quad (1a)$$

其中， V_t 為所得流通速度水準值取對數。若 V_t 為具有單根之非定態數列，其隨機衝擊項 η_t 為平均值為 0、變異數為常數之隨機定態過程。則上述(1a)式亦可表為(1b)式如下，

$$V_t = V_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \eta_j, \quad t = 1, \dots, t \quad (1b)$$

惟隨機衝擊項 η_t 對 V_t 之影響，即使歷經一段期間亦不會消弭。由於 $dV_t = \mu + \eta_t$ ，故所得流通速度變動率之「中期趨勢」推估值可以 μ 表之。

2. 線性趨勢定態數列

$$V_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, t \quad (2)$$

若 V_t 為線性趨勢定態數列，則隨機衝擊項 ε_t 代表平均值為 0、變異數為常數之隨機定態過程；且 ε_t 對 V_t 之影響，歷經一段期間後將消褪。而所得流通速度變動率之「中期趨勢」推估值可以 β 表之。

二、傳統單根檢定(ADF、PP 與 KPSS 檢定)

為檢驗 M2 所得流通速度究竟為具有單根之非定態數列，抑或是線性趨勢定態數列，首先採用傳統 ADF (Augmented Dickey Fuller)與 PP (Phillips Perron)單根檢定，其虛無假設為「所得流通速度為具有單根之非定態時間數列」；對立假設為「線性趨勢定態時間數列」，以及 KPSS 定態性檢定，其虛無假設為「所得流通速度為定態時間數

列」。 (註 27) 採用 1982 至 2004 年資料進行 M2 所得流通速度為具有單根之非定態數列上述檢定結果大致顯示，在 5% 顯著水準下， (參見表 3.1)。

表 3.1 傳統單根檢定 (年資料)

	ADF(c, t)	PP(c, t)	KPSS(c, t)
檢定統計值	-3.17	-3.52	0.18 *
(p-value)	(0.12)	(0.06)	

- 註： 1. M2 所得流通速度年資料取對數。
 2. (c, t) 表估計式中包括常數項 c 與時間趨勢值 t。
 3. ADF 檢定：採用 SIC 標準選取變數差分項落後期數為 0。
 4. PP 檢定：Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)。
 5. KPSS 檢定：Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)；1% 與 5% 顯著水準之 asymptotic critical value 分別為 0.216 與 0.146。
 6. *表示在 5% 顯著水準下，拒絕虛無假設。

三、一次性結構變化檢定(Vogelsang - Perron 檢定與 Zivot-Andrews 檢定)

Perron(1989)指出某些時間數列雖由傳統單根檢定方法判定為非定態序列，惟實際上其可能為「具有一次性結構變化之線性趨勢定態時間數列」。(註 28)基於此觀點，以下分別採用 Vogelsang 與 Perron(1998)、Zivot 與 Andrews(1992)之「具有趨勢變化之單根檢定」(unit root testing with trend breaks)，探討在「未事先預知發生結構變化時點」情況下，檢視所得流通速度之趨勢是否具有一次

性結構變化 (包括三種可能類型—截距變化、斜率變化，或同時出現截距與斜率變化)。(註 29)簡言之，上述兩種檢定之虛無假設為「具有單根之非定態時間數列」，對立假設為「具有一次性結構變化之線性趨勢定態時間數列」。

兩種檢定結果皆顯示，在 5% 顯著水準下，各 t-統計值皆無法拒絕「M2 所得流通速度為具有單根之非定態數列」虛無假設，亦即無法支持其為「具有一次性結構變化之線性趨勢定態」數列 (參見表 3.2-3.3)。

表 3.2 Vogelsang-Perron 檢定(年資料)

結構變化類型	可能發生結構變化時點	落後期數	t-統計值
截距變化	1984	1	-2.34
斜率變化	1989	2	-3.57
截距與斜率變化	1989	0	-2.60

- 註： 1. 由 SIC 標準選取落後期數。
 2. * 表示在 5% 水準下為顯著。
 3. 虛無假設：V 為非定態數列；對立假設：V 為具有一次性結構變化之線性趨勢定態時間數列。
 4. 發生結構變化時點之選取標準：在所有可能發生結構變化時點中選取 t 或 f 統計值之絕對值最大者。
 5. 檢定方法與 t-統計值之 5% 顯著水準之臨界值，參見 Luis Catela Nunes(2004) 說明。

表 3.3 Zivot-Andrews 檢定(年資料)

結構變化類型	可能發生結構變化時點	落後期數	t-統計值	Critical value(1%)	Critical value(5%)
截距變化	1996	0	-4.42	-5.34	-4.80
斜率變化	1989	0	-3.10	-4.93	-4.42
截距與斜率變化	1988	0	-3.31	-5.57	-5.08

註：1. 由 AIC 標準選取落後期數。
 2. * 表示在 5%水準下為顯著。
 3. 虛無假設：V 為非定態數列；對立假設：V 為具有一致性結構變化之線性趨勢定態時間數列。
 4. 發生結構變化時點之選取標準：在所有可能發生結構變化時點中選取 t 統計值之最小者。

四、多數結構性變化檢定(Bai-Perron 檢定) 出現多個「平均值結構性變化」(mean breaks)。 (註 30) 其虛無假設為「無結構性變化」，對立假設為「多數結構性變化」。本小節另進行 Bai 與 Perron(2003)之「多數結構性變化」(multiple structural breaks) 檢定，探討在「未事先預知發生結構變化時點」情況下，檢視所得流通速度之趨勢是否

結果顯示，1982 至 2004 年間可能出現 5 次結構性變化 (參見表 3.4)。 (註 31)

表 3.4 Bai-Perron 檢定(年資料)

可能發生結構變化之個數	可能發生結構變化時點	BIC
1	1989	-6.66971
2	1987, 1995,	-7.37923
3	1985, 1989, 1995,	-7.75190
4	1985, 1989, 1994, 1998,	-8.11059
5 *	1985, 1989, 1994, 1997, 2000	-8.53274

註：1.* 選取標準為(Schwartz Bayesian Information Criteria) BIC 值最小者。
 2. 假設每次發生結構性變化時點至少間隔 3 年。

五、M2 所得流通速度變動率之中期趨勢估計值 間估計結果，各分段樣本期間之選取，係綜合考量可能發生結構性變化之時點。(註 33、註 34) 其中全樣本期間(1982-2004 年)M2 所得流通速度平均每年約下跌 4.6%；不同分段樣本期間結果皆顯示，近期樣本期間 M2 所得流通速度平均下跌幅度皆小於其相對應前段樣本期間之平均下跌幅度。例如，前段樣本期間 I(1982-1990 年)，每年約下跌 8.2%；近期樣本期間 I(1991-2004 年)，每年約下跌 3.5%，顯示近年來下跌程度已較為緩和。

由於上述檢定結果大多無法拒絕 M2 所得流通速度為「具有單根之非定態時間數列」之虛無假設，因此，可將 M2 所得流通速度取對數後予以差分，再估算此差分項之平均值作為 M2 所得流通速度 (V) 變動率之趨勢估計值。(註 32)表 3.5 比較不同樣本期

表 3.5 (年資料)

樣本期間	V 之平均年趨勢值 (μ), (%)	μ 之標準差 (sd)	隱含之年趨勢值 (%) 加減 2 倍標準差信賴區間 (μ) (%) ± 2 (sd)
1982-2004 年 (全樣本)	-4.6	0.014	-4.6 (%) \pm 0.03
1982-1990 年 (前段樣本 I)	-8.2	0.019	-8.2 (%) \pm 0.038
1991-2004 年 (近期樣本 I)	-3.5	0.009	-3.5 (%) \pm 0.018
1982-1991 年 (前段樣本 II)	-7.2	0.022	-7.2 (%) \pm 0.044
1992-2004 年 (近期樣本 II)	-3.4	0.010	-3.4 (%) \pm 0.019

註： $dv_t = \mu + \eta_t$ ；全樣本迴歸式中加入 AR(1)項，俾去除殘差項序列相關現象。

3. 本節實證結果摘要

本文另亦採用 M2 貨幣所得流通速度之季資料，(註 35)進行上述檢定並估算 V 變動率之中期趨勢值，亦大致類似於年資料結果。採用年資料與季資料檢定結果大都無法拒絕 M2 貨幣所得流通速度為「具有單根之非定態時間數列」。

M2 所得流通速度平均年趨勢變動率一亦即「M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值」由全樣本期間年資料所估算之點估計值約為-4.6%，由季資料所估算者約為-5.1%。由

近期樣本期間年資料或季資料所估算者皆介於-3.4%至-3.5%。

六、評估可能影響我國 M2 所得流通速度穩定性之因素

以下另參考 Moreno 與 Glick(2001)作法，針對 M2 所得流通速度之差分項(dv_t)，(註 36)於下列各迴歸方程式中，除了常數項外，另分別加入不同期間虛擬變數，藉以評估第貳章所討論可能影響我國 M2 所得流通速度穩定性之主要因素是否具統計顯著性。(註 37)實證結果參見表 3.6，歸納說明如下：

表 3.6 被解釋變數(dv_t)

迴歸式	解釋變數之估計係數								
	常數項	DUM9024	DUM9124	DUM9224	DUM9195	DUM9698	DUM2123	DUM9924	DUM1995
(1a)	-0.099* (-9.98)	0.065* (5.38)							
(1b)	-0.090* (-8.60)		0.056* (4.24)						
(1c)	-0.085* (-8.09)			0.051* (3.72)					
(1d)	-0.062* (-6.38)							0.627 (1.45)	
(2)	-0.067* (-7.01)				0.015 (0.82)	0.062* (2.74)			
(3)	-0.058* (-6.30)						0.023 (0.93)		
(4)	-0.056* (-6.35)								0.029 (0.69)

註： 1. 採用年資料。
2. DUM9024(或 DUM9124 或 DUM9224)表自 1990 年(或自 1991 年或自 1992 年)以來至 2004 年期間可能持續發生金融創新或金融結構改變之虛擬變數；例如，DUM9024 表示 1990-2004 年間數值為 1，其餘各年數值為 0。
3. DUM9924 表自 1999 -2004 年間之債券型基金興起現象之虛擬變數。
4. DUM9195 表 1991-1995 年期間我國證券投資淨流入之虛擬變數。
5. DUM9698 表 1996-98 年亞洲金融危機期間，我國證券投資淨流出虛擬變數。
6. DUM2123 表 2001-2003 年我國 CPI 通膨率平均為負之虛擬變數。
7. ()括弧內數字為 t-統計值； * 表在 5%水準下為顯著。

1. 我國 M2 所得流通速度長期行為符合「金融深化」情勢：

我國金融深化情勢（M2 所得流通速度長期以來呈下滑趨勢）大致可由表 3.6 中各迴歸式之常數項皆為負值且顯著，獲得驗證。

2. M2 所得流通速度在 1990 年代受金融自由化、金融創新與貨幣政策策略改以 M2 為中間目標之影響，可能發生結構性變化：

由於迴歸式(1a)中之虛擬變數 DUM9024 係數為正值且顯著，顯示 M2 所得流通速度自 1990 年以來可能發生結構改變。迴歸式(1b)與(1c)亦獲致類似結果，其虛擬變數 DUM9124 或 DUM9224 之係數為正值且顯著。(註 38)

此外，本文實證另亦顯示，1999-2004 年間債券型基金興起現象對 M2 所得流通速度之穩定性並未有顯著性影響（參見迴歸式(1d)中虛擬變數 DUM9924 之估計係數為正值、但不顯著）。(註 39)

3. 1990 年代前半期(即 1997 年中發生亞洲金融風暴前) 證券投資淨流入似未造成 M2 所得流通速度結構顯著改變，亞洲金融風暴期間證券投資淨流出則可能對 M2 所得流通速度結構略有影響：

迴歸式(2)中虛擬變數 DUM9195 係數值在 5% 水準下並不顯著，主要可能係因 1991-1995 年間證券投資淨流入相對於 GDP 之比率並不大，因此，1991-1995 年間證券投資淨流入似未造成 M2 所得流通速度結構顯著改變。惟因虛擬變數 DUM9698 之係數值為正，且在 5% 水準下為顯著，因此，1996-98 年間證券投資淨流出可能使 M2 所得流通速度下滑趨勢減緩。

4. 2001 年-2003 年平均 CPI 通膨率為負值，對 M2 所得流通速度趨勢之影響並不顯著：

由迴歸式(3)中代表 2001-2003 年間平均 CPI 通膨率為負值之虛擬變數 DUM2123 係數值為正數可知，M2 所得流通速度下滑趨勢雖減緩，惟在 5% 水準下並不顯著。

5. 「金融部門問題與資金限制」因素對 M2 所得流通速度穩定性之影響並不顯著：

雖然我國並未曾發生大規模、嚴重的金融部門與資金限制問題，惟仍嘗試以 1995 年（發生彰化四信與國票等金融事件）時點設定虛擬變數，探討其對 M2 所得流通速度穩定性之影響。迴歸式(4)中虛擬變數 DUM1995 之係數值為正數、但在 5% 水準下並不顯著。

肆、貨幣需求函數分析

穩定之貨幣需求函數（亦即，實質貨幣餘額與其決定因素間須具有穩定或可預測之關係）為貨幣總計數可作為貨幣政策良

好指標或貨幣分析有效性之先決條件。(註 40) 許多實證文獻探討貨幣需求函數之穩定性，即著眼於下述觀點：(註 41) (1) 貨幣政策

決策者將貨幣總計數成長趨勢視為未來物價穩定之風險指標，惟貨幣總計數之變動是否能提供未來物價走勢參考，端視貨幣總計數和物價與相關總體經濟變數間是否具有穩定關係，而貨幣需求實證研究即在探索上述關係；(2) Mishkin(1995)，Bernanke 與 Gertler (1995)提及貨幣政策傳遞過程往往被視為黑箱作業(black box)，若能設立一個穩定之貨幣需求函數，則可知貨幣政策傳遞機制之重要成份，當有助於更瞭解貨幣政策傳遞過程。

本章首先嘗試估計貨幣需求模型(部份調整模型與共整合分析)，(註 42、註 43) 並探討模型之長期穩定性，(註 44) 進而在貨幣需求函數架構下導出 M2 所得流通速度 (V) 之中期趨勢值，另亦採用統計方法來檢定不同模型之樣本外預測能力是否有所差異，並藉以預測 2005 年 M2 成長率。

一、基本貨幣需求模型之說明

標準貨幣需求函數通常包括實質貨幣餘額、規模變數(實質所得)與機會成本變數。Brand et al.(2002) 說明一般化之貨幣需求模型如下：

$$m-p = c + \beta_1 \cdot y - \beta_2 \cdot oc - B_3 \cdot \pi \quad (3)$$

其中， m 為取對數後之名目貨幣數量； p 為取對數後之 CPI 物價指數；(註 45) y 為取對數後之實質 GDP；(註 46) π 為預期通膨率； oc 為持有貨幣之機會成本(例如，名目利率或利差變數)。(註 47) 雖然 Brand et al (2002) 將持有貨幣之機會成本變數(oc) 以名目利率(或利差)代表，惟預期通膨率亦可視

為持有貨幣之機會成本。

上述型式之實質貨幣需求(名目貨幣數量經物價指數平減)，係假設長期間名目貨幣需求完全隨著物價變動而調整，實質貨幣餘額維持不變，此種設定方式隱含著貨幣和物價間存在著長期齊次性之關係。(註 48) 因此，大眾係根據所得與機會成本變數來決定其願意持有之實質貨幣餘額。

二、長期貨幣需求之實證分析

本文實證著重於探討下列(3.1)-(3.7)式，為包括不同類型機會成本變數之「半對數線性型式」(semi-log linear) 長期 M2 貨幣需求函數：(註 49)

$$(m-p)_t = c + \beta_{11} \cdot y_t - \beta_{12} \cdot (SR_t - own_t) \quad (3.1)$$

(註 50)

$$(m-p)_t = c + \beta_{21} \cdot y_t - \beta_{22} \cdot (SR_t - own_t) - \beta_{23} \cdot \pi_t \quad (3.2)$$

$$(m-p)_t = c + \beta_{31} \cdot y_t - \beta_{32} \cdot (LR_t - own_t) \quad (3.3)$$

$$(m-p)_t = c + \beta_{41} \cdot y_t - \beta_{42} \cdot (SR_t - own_t) - \beta_{43} \cdot (flex)_t \quad (3.4)$$

$$(m-p)_t = c + \beta_{51} \cdot y_t - \beta_{52} \cdot (SR_t - own_t) - \beta_{53} \cdot (spflex)_t \quad (3.5)$$

$$(m-p)_t = c + \beta_{61} \cdot y_t - \beta_{62} \cdot (SR_t - own_t) - \beta_{63} \cdot (dlstock)_t \quad (3.6)$$

$$(m-p)_t = c + \beta_{71} \cdot y_t - \beta_{72} \cdot (SR_t - own_t) - \beta_{73} \cdot (dler)_t \quad (3.7)$$

其中持有 M2 之機會成本可以下列不同變數替代：(1) 「短期利差」變數為其他本國資產報酬率(短期市場利率， SR)與持有 M2 自身報酬率(own)之差；(註 51) (2) 預期通膨

率變數；(3)「長期利差」變數為其他本國資產報酬率(長期利率, LR)與持有 M2 自身報酬率 (own) 之差距；(註 52)(4)預期外幣資產報酬率 ($fiex_t$)；(註 53、註 54)(5)預期外幣與本國幣資產報酬率差 ($spfiex_t$)；(註 55)(6)預期國內外證券投資報酬率差距 ($dlstock_t$)；(註 56)(7)預期匯率變動率 (dlr_t)。有關變數之說明詳見附表 1。

1. 部份調整模型

由於本行現行 M2 貨幣目標區訂定作法係採用部份調整模型，(註 57)故根據 (3.1)-(3.7) 式之變數，採用季資料分別估計三段樣本期間 (1982-2004 年，1991-2004 年，與 1992-2004 年) 之 M2 貨幣需求部份調整模

型，藉以探討 M2 是否和主要總體經濟變數間存在長期穩定關係，並和後續之共整合分析作比較。不同樣本期間實證結果顯示，其中根據(3.1)與(3.2)式所估計之部份調整模型於近期樣本期間 (1991-2004 年，與 1992-2004 年) 之估計結果較佳，其變數之估計係數符號和理論預期相符且顯著 (參見附表 2.1-2.2)；(註 58、註 59)其餘根據(3.3)至(3.7)式估計結果，除了「短期利差」外之其它機會成本變數之估計係數值則大多不顯著。(註 60、註 61)

表 4.1 摘要比較 1991-2004 年樣本期間部份調整模型 3.1 與 3.2 (以下簡稱 PAM 模型 3.1 與 3.2) 之相關檢定結果。(註 62)

表 4.1

	PAM 模型 3.1 1991-2004 年	PAM 模型 3.2 1991-2004 年
調整速度 (是否顯著異於 0?)	0.102 (是)	0.106 (是)
長期所得彈性 (是否顯著異於 1?)	1.191 (是 #)	1.047 (否)
殘差值是否通過診斷檢定?	大致是 (除了未符合「常態性假設」外)	大致是 (除了未符合「常態性假設」外)
模型穩定性檢定	大致穩定	大致穩定
Hansen 穩定性檢定	大致穩定 (雖然「個別係數穩定性檢定」拒絕模型中之 2 個季節虛擬變數之係數為穩定之虛無假設，但無法拒絕「所有參數為聯合穩定」與「模型誤差變異為穩定」之虛無假設。)	大致穩定

- 註：1. 詳細估計與檢定結果參見附表 2.1-2.2。
 2. # 表示在 10%水準下為顯著，若未特別說明，則表示在 5%水準下為顯著。
 3. 殘差值之診斷檢定係用來檢測是否符合最小平方假設，主要包括殘差項自身相關、常態性、變異數異質性、自我迴歸條件變異數異質性 (ARCH) 與函數型態設定檢定 (Ramsey reset test)。
 4. 模型穩定性檢定包括 recursive residuals、CUSUM test, CUSUM of squares test、one-step forecast test、N-step forecast test 與 recursive coefficient test。
 5. Hansen 穩定性檢定包括「所有參數聯合穩定性檢定」、「模型誤差變異穩定性檢定」與「個別係數穩定性檢定」，詳見 Hansen (1992) 說明。
 6. 由於各 M2 部份調整模型中之調整係數值並不大，表示前一期「偏離長期均衡之誤差值」對當期 M2 成長並無很大影響力，亦即朝向長期均衡之調整速度緩慢。

1.1 推估 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值（部份調整模型）

1.1.1 「由貨幣需求函數導出 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值」之說明

M3 貨幣成長參考值 (reference value) 在歐洲央行之貨幣分析中扮演重要角色，(註 63) 其意涵為「於中期間，若貨幣成長值和其參考值相符，則可維持中期間物價穩定」。ECB(2001)說明當時採取 M3 貨幣成長參考值作法，主要係基於過去歐元區實證結果大多顯示 M3 貨幣需求為穩定，(註 64) 且 M3 於中期間似為頗佳之物價領先指標。藉由「貨幣需求函數得出之長期所得彈性值」與「中期間潛在產出成長趨勢值」，可估算出和物價穩定一致之貨幣所得流通速度變動率中期趨勢值，(註 65) 說明如下（參見 Brand et al. (2002)）：

將貨幣數量等式中各變數取對數及差分後，結合(3)式，得出(4)式之 M2 所得流通速度 (V) 之變動趨勢：

$$\begin{aligned} \Delta v &= \Delta y + \Delta p + \Delta m \\ \Leftrightarrow \Delta v &= \Delta y + \Delta p - (\Delta p + \beta_1 \cdot \Delta y - \beta_2 \cdot \Delta oc - \beta_3 \cdot \Delta \pi) \\ \Leftrightarrow \Delta v &= (1 - \beta_1) \cdot \Delta y - \beta_2 \cdot \Delta oc + \beta_3 \cdot \Delta \pi \end{aligned} \quad (4)$$

若假設機會成本與通膨率為穩定 ($\Delta oc = \Delta \pi = 0$)，並將實際 GDP 以潛在 GDP 取代之，則(4)式可化簡得出貨幣所得流通速度變

動率之中期趨勢如(5)式：

$$\Delta v^* = (1 - \beta_1) \cdot \Delta y^* \quad (5)$$

(5)式即為藉由「貨幣需求函數得出之長期所得彈性」與設定之「中期間潛在產出趨勢成長率」，所估算出和物價穩定一致之貨幣所得流通速度變動率之中期間趨勢。當假設機會成本與通膨率為穩定時，下滑之貨幣所得流通速度之現象和「長期所得彈性大於 1」情況乃是一致的，在其他情況不變下，當實質潛在產出成長率愈高時，貨幣所得流通速度下滑愈快。(註 66、註 67)

1.1.2 實證結果（部份調整模型）

如前所述，假設機會成本與通膨率為穩定之情況下，下滑之貨幣所得流通速度符合長期所得彈性大於 1 之情勢。基於此觀點，以下將僅針對長期所得彈性顯著大於 1 之「PAM 模型 3.1」，根據近期樣本期間估計結果來推估 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值。估計結果除了考量「估計不確定性」—M2 長期所得彈性點估計值之 95% 信賴區間外，另亦考量不同潛在產出成長率假設。由表 4.2 顯示，由 1991-2004 年樣本期間季資料所推估 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢點估計值 $((1 - \beta_1) \cdot \Delta y^*)$ 約為 -0.9%。若考量 95% 信賴區間，則由 1991-2004 年樣本期間所推估者 $(((1 - \beta_1) \pm 2 \cdot sd) \cdot \Delta y^*)$ 約介於 -0.4% 與 -1.4% 間。

表 4.2 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢估計值(部份調整模型 PAM3.1)

估計樣本期間	1991-2004 年	
M2 長期所得彈性 (β_1) (標準差, sd)	1.191 (0.050)	
部份調整模型 PAM3.1	點估計值 $(1 - \beta_1) \cdot \Delta y^*$	考量 95% 信賴區間 $((1 - \beta_1) \pm 2 \cdot sd) \cdot \Delta y^*$
潛在產出成長率假設：(1) $\Delta y^* = 4.67\%$	-0.9%	-0.4% ~ -1.4%
(2) $\Delta y^* = 4.84\%$	-0.9%	-0.5% ~ -1.4%

註： Δy^* 為未來 5 年 (2005-2009 年) 之潛在產出成長率平均值；(1) $\Delta y^* = 4.67\%$ ，係參照吳中書與林金龍 (2002)；(2) $\Delta y^* = 4.84\%$ ，係參照行政院經濟建設委員會 (2002)。

2. 共整合分析 (註 68)

本節首先進行變數之單根檢定，進而對實質 M2 與相關總體經濟變數進行共整合分析，以了解變數間之長期關係；最後亦估計誤差修正模型 (Error Correction Model, ECM)，以分析變數間之短期動態調整過程。(註 69)

由 ADF、PP 與 KPSS 變數穩定性質檢定結果大致顯示，除了實質 M2、實質 GDP 與預期通膨率變數為不穩定的一階整合數列 I(1) 外，其餘變數大多屬於 I(0) 穩定數列。(註 70、註 71)

進而根據 (3.1) 至 (3.7) 式之變數，採用 Johansen (1995) 最大概似估計法，分別檢定三段樣本期間 (1982-2004 年，1991-2004 年，與 1992-2004 年) 各變數間是否具有共整合關係 (長期穩定關係)。上述各式不同樣本期間之共整合向量個數檢定結果，大多顯示具有共整合關係 (參見附表 3)。(註 72)

三段樣本期間共整合分析結果大致顯示，在假設「共整合向量個數為 1」之情況

下，(註 73) 其中，1992-2004 年樣本期間根據 (3.1) 至 (3.7) 式變數所估計共整合向量之各變數係數符號皆和理論預期相符；其餘兩段樣本期間所估計之各模型中，僅 1991-2004 年樣本期間根據 (3.1) 式變數所估計共整合向量之各變數係數符號亦和理論預期相符。(註 74) 因此，以下將僅針對 1991-2004 年與 1992-2004 年樣本期間根據 (3.1) 式所估算模型，以及 1992-2004 年樣本期間根據 (3.2) 至 (3.7) 式所估算模型進行「長期係數顯著性檢定」(long-run exclusion test)。

長期係數顯著性檢定係採用 LM 卡方統計量檢定共整合向量中各變數之長期係數估計值是否顯著異於零。由附表 4 顯示在 5% 水準下，根據 (3.1) 與 (3.3) 式所估算之共整合向量中各變數之長期係數皆為顯著異於零，其中，長期所得彈性亦皆顯著異於 1。(3.2) 式較 (3.1) 式多了預期通膨率變數，惟此估計係數並不顯著異於零。其餘根據 (3.4)-(3.7) 式所估算之長期係數則多數未能通過異於零之檢定。由於根據 (3.3) 式所估算之長期所得彈性

為 2.18，大於一般實證文獻數值，(註 75)且長期利率之時間數列資料較短，故以下分析將僅著重於 1991-2004 年與 1992-2004 年樣本期間根據(3.1)式與 1992-2004 年樣本期間季資料根據(3.2)式估計之模型。

2.1 共整合關係之圖形

共整合關係代表實際 M2 貨幣數量偏離其長期均衡水準之程度。(註 76)當 M2 貨幣

實際數大於其長期均衡值時表示超額貨幣(monetary overhang)情況；反之，則表示貨幣短缺(monetary shortfall)情況。(註 77)

圖 4.1 至 4.3 分別顯示在假設「共整合向量個數為 1」之情況下，根據(3.1)式與(3.2)式變數所估計之共整合關係。(註 78) M2 貨幣數量偏離長期均衡值之情況大致呈現穩定情形。

圖 4.1

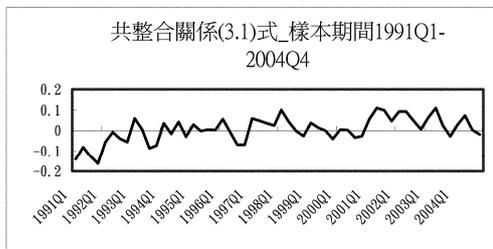


圖 4.2

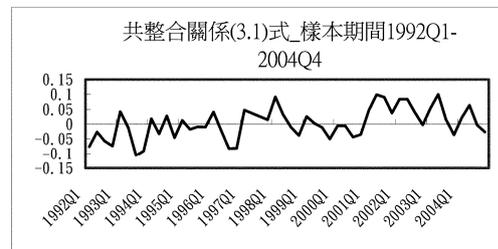
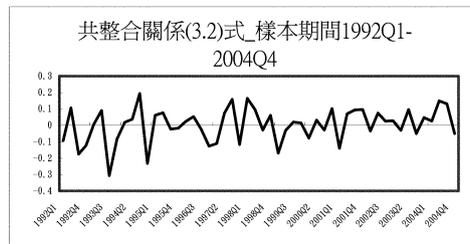


圖 4.3



2.2 共整合關係長期係數穩定性之評估
(註 79)

通常可藉由檢視「長期係數遞迴估計值」，來評估 M2 貨幣需求共整合關係中各變數長期係數估計值之穩定性。首先採用「固定尾端樣本點、逐次縮減最初樣本點」之移動樣本期間方法(例如，從最初

1982Q1-2004Q4 樣本期間，每次向後減少 1 季樣本點，至最終 1995Q1-2004Q4 樣本期間)反覆估計共整合模型。(註 80、註 81)

下圖分別顯示根據(3.1)式與(3.2)式之長期係數與其 95%信賴區間之遞迴估計值。若遞迴估計係數出現大幅波動情況，即約略顯示不穩定現象。其中，根據(3.1)式之所得與

短期利差變數之長期係數遞迴估計值在 1987 年前與 1990Q2-1990Q4 間出現較為明顯波動現象，約自 1991 年後呈現新的穩定水準。(註 82) 而根據(3.2)式之長期所得彈性遞迴估計

計值則於 1991 年前出現較多波動現象，(註 83) 短期利差與預期通膨率變數之長期係數遞迴估計值於 1992 年前出現較為明顯波動現象。(註 84)

圖 4.4 按(3.1)式

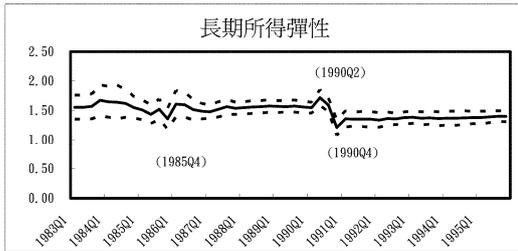


圖 4.4 (續)

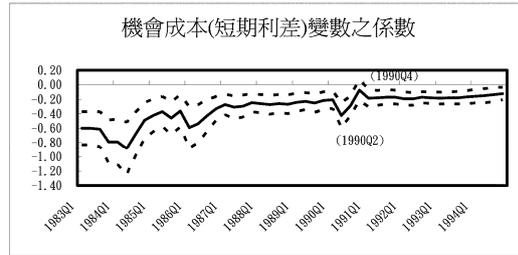


圖 4.5 按(3.2)式

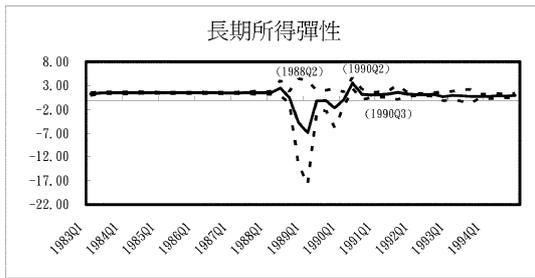


圖 4.5 (續)

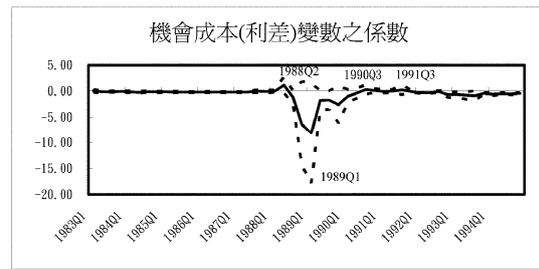
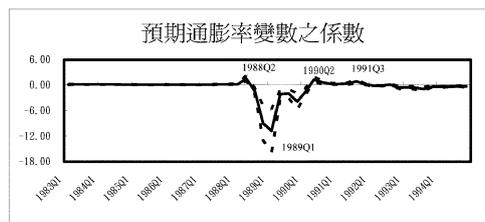


圖 4.5 (續)



2.3 誤差修正模型之設定與穩定性分析

藉由估計向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM) 以捕捉 M2 貨幣需求與其影響變數間之短期動態調整過程。

$$\Delta y_t = \sum_i^k \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \alpha \beta y_{t-k} + \Psi d + u_t$$

其中，

y_t 包括 M2、實質所得與機會成本等個變數；

Γ_i, Ψ 為係數矩陣； r 為共整合向量數目；

β 為 $n \times r$ 共整合向量矩陣； α 為調整係數向量矩陣；

d 包括常數項與季節虛擬變數； u_t 為殘差向量；

k 為 VAR 模型之落後期數。

可採用 Boswijk(1997)之「弱外生性檢定」(weak exogeneity test)，來判斷是否有助於將向量誤差修正模型化簡為單一方程式之誤差修正模型(ECM)。(註 85) 實證結果顯示(參見附表 5)，樣本期間 1991-2004 年與 1992-2004 年按照(3.1)式所估計之 VECM，可

化簡為單一方程式之貨幣需求誤差修正模型。(註 86) 另由 1992-2004 年樣本期間按照(3.2)式所估計之 VECM，其調整係數則皆不顯著異於零，雖然本文實證亦嘗試將其 VECM 化簡為單一方程式之貨幣需求誤差修正模型，惟其調整係數亦不顯著異於零，故本文不列出其實證結果。

表 4.3 列出 1991-2004 樣本期間季資料根據(3.1)式所估計單一方程式誤差修正模型(以下簡稱 ECM 模型 3.1)之相關結果。(註 87)

表 4.3

	ECM 模型 3.1 1991-2004 年
樣本期間	1991-2004 年
調整速度 (是否顯著異於 0?)	0.102 (是)
長期所得彈性 (是否顯著異於 1?) (參見附表 4)	1.358 (是)
殘差是否通過診斷性檢定?	大致是
模型穩定性檢定	大致穩定
Hansen 穩定性檢定	大致穩定

- 註：1. 詳細估計與檢定結果另參見附表 6。
 2. 若未特別說明，表示在 5%水準下為顯著。
 3. 由於各 M2 誤差修正模型中之「誤差修正項」之調整係數值並不大，表示前一期「偏離長期均衡之誤差值」對當期 M2 成長並無很大影響力，亦即朝向長期均衡之調整速度緩慢。
 4. 其餘同表 4.1 附註說明。

2.4 推估 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值(共整合關係式)

表 4.4 顯示由上述誤差修正模型中之共整合關係式所估算 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值結果，(註 88) 亦即針對長期所得彈性顯著大於 1 之「共整合關係式 3.1」，根

據 1991-2004 年樣本期間季資料來推估 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢點估計值約為-1.7%，高於其相對應由部份調整模型所推估者。(註 89) 若考量 95%信賴區間，則由 1991-2004 年樣本期間所推估者約介於-1.1%與-2.4%間。

表 4.4 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢估算值(共整合關係式 3.1)

估計樣本期間	1991-2004 年	
M2 長期所得彈性 (β_1) (標準差, sd)	1.358 (0.068)	
共整合關係式 3.1	點估計值 $(1 - \beta_1) \cdot \Delta y^*$	考量 95%信賴區間 $((1 - \beta_1) \pm 2 \cdot sd) \cdot \Delta y^*$
潛在產出成長率假 設：(1) $\Delta y^* = 4.67\%$	-1.7%	-1.1% ~ -2.3%
(2) $\Delta y^* = 4.84\%$	-1.7%	-1.1% ~ -2.4%

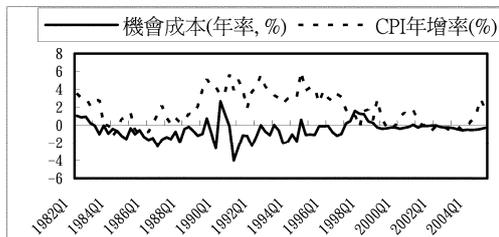
註：同表 4.2 之附註說明。

上述由部份調整模型與共整合分析估算之 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值，皆係在假設「通膨率與持有 M2 機會成本（短期利差）為穩定」之前提下導出，其趨勢值下滑幅度（取絕對值）大都小於由第參章單變量時間數列分析所估算者。惟由前述(4)式可知，M2 所得流通速度(V)之下滑趨勢除了可由「M2 長期所得彈性大於 1」來解釋外，另亦可由「下滑之利差或通膨率」、制度面因素與金融創新等來解釋。其中，通膨率下跌，助長持有 M2，使 M2 相對於名目 GDP 之比率上揚，亦即 V 下滑。反之，若通膨率

不再呈現下滑趨勢時，則 V 下滑走勢將趨緩。同理，下滑之利差，亦可能促使 V 下滑。圖 4.6(a)與 4.6(b)顯示我國持有 M2 機會成本（短期利差）與通膨率之走勢。近年來我國通膨率大致呈下滑趨勢，其中，2001-2003 年平均 CPI 年增率為負，自 2004 年重新出現上揚情況。(註 90)自 1998 年第 4 季以來，持有 M2 機會成本（短期利差）大致為負。(註 91)

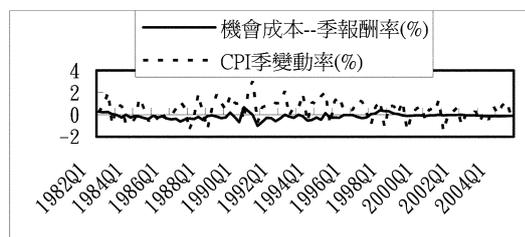
因此，須審慎估算合宜之「M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值」，才能據以設定中期間符合物價穩定之「M2 成長參考值」。

圖 4.6(a)



註：持有 M2 之機會成本（短期利差）：為其他本國資產報酬率(以 1-30 天期商業本票次級市場利率代表)與 M2 自身報酬率(以一年定期存款利率代表)之利差。

圖 4.6(b)



2.5 綜合評估模型預測能力與預測 2005 年 M2 成長率

2.5.1 評估模型預測能力(DM 與 MDM 檢定)

表 4.5 綜合比較部份調整模型與誤差修正模型之 4 個移動樣本期間之未來 1 年樣本外預測能力。2001 年-2004 年平均預測能力由高而低依次為 ECM3.1、PAM3.2 與 PAM3.1，惟前二者之差異甚小。

表 4.5 RMSE

	預測期間				
	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2001-2004 年平均
PAM3.1 1991	0.0306	0.0081	0.0127	0.0066	0.0145
PAM3.2 1991	0.0121	0.0071	0.0097	0.0189	0.0119
ECM3.1 1991	0.0133	0.0043	0.0150	0.0118	0.0111

- 註：1. 採用季資料。
 2. PAM3.1 91(或 PAM3.2 91)表示模型之 4 個移動樣本估計期間(預測期間)分別為 1991-2000 年(2001 年)、1991-2001 年(2002 年)、1991-2002 年(2003 年)與 1991-2003 年(2004 年)。
 3. ECM3.1 91 表示模型 ECM3.1 之 4 個移動樣本估計期間(預測期間)分別為 1991-2000 年(2001 年)、1991-2001 年(2002 年)、1991-2002 年(2003 年)與 1991-2003 年(2004 年)。
 4. 評估標準 RMSE 表“Root Mean Squared Error”；Theil Inequality Coefficient，詳見 Eviews 5.0 User Guide 說明。
 5. 本文另亦比較各模型之「Theil inequality coefficient」，其結果類於以 RMSE 為比較基準之結果。

經進一步採用 DM(Diebold-Mariano)檢定與 MDM(modified Diebold-Mariano)檢定，發現上述 3 個模型之未來 1 季之樣本外預測能力，在 5%水準下並無顯著差異(參見表 4.6)。

表 4.6 不同模型預測能力差異之統計檢定

	PAM3.1 與 PAM3.2	PAM3.1 與 ECM3.1	PAM3.2 與 ECM3.1
DM 檢定統計值	0.79	1.38	0.62
MDM 檢定統計值	1.16	1.42	0.40

- 註：1. DM 檢定參見 Diebold 與 Mariano(1995)。 $DM = \frac{\bar{d}}{S_{\bar{d}}}$ ，其中， $\bar{d} = (1/N)(|\hat{e}_1| - |\hat{e}_2|)$ ， $S_{\bar{d}}$ 為 \bar{d} 之標準誤， \hat{e}_1 為實際值減模型 1 預測值、 \hat{e}_2 為實際值減模型 2 預測值，N 代表預測樣本個數。
 2. MDM 檢定為 modified Diebold and Mariano 檢定，參見 Harvey et al (1997)。
 $MDM = (N - 1/N)^{0.5} * \bar{h} / S_{\bar{h}}$ ，其中， $\bar{h} = (1/N)((\hat{e}_1)^2 - (\hat{e}_2)^2)$ ， $S_{\bar{h}}$ 為 \bar{h} 之標準誤。
 3. DM 或 MDM 檢定之虛無假設：兩種模型之預測能力並無差異。
 4. DM 或 MDM 檢定統計值係和自由度為 15、顯著水準為 5%之 t 分配臨界值(=2.131)相較。其中，N 代表預測樣本個數=16，自由度為(N-1)。

2.5.2 預測 2005 年 M2 成長率
 參考本行設定 M2 成長目標區之作法，採用截至 2004 年底季資料估計 M2 需求模型，藉以預測 2005 年 M2 成長率。(註 92)表 4.7 結果顯示，ECM 模型 3.1 之預測值高於 PAM 模型 3.1 與 PAM 模型 3.2 之預測值。惟若考量截至已公布至 2005 年第 2 季 M2 實際值，僅對第 3 季至第 4 季 M2 進行估測，則由 1991-2004 年所估計 ECM 模型 3.1，其 2005 年 M2 成長率預測值(6.49%)低於 PAM

模型 3.1 預測值(6.66%)，但高於 PAM 模型 3.2 預測值(6.09%)。

因此，若和 2005 年 M2 平均之實際成長率 6.22% 相較，在模型外生變數數值較為確定情況下，2005 年樣本外預測能力高低，依

次為 PAM 模型 3.2、ECM 模型 3.1 與 PAM 模型 3.1。本行目前係採用 PAM 模型 3.2 來設定 M2 成長目標區，(註 93) 惟日後應持續地評估上述三種模型之樣本外預測能力，俾供未來本行設定目標區之參考。

表 4.7 2005 年 M2 成長率預測值

估計樣本期間	PAM 模型 3.1 1991-2004 年	PAM 模型 3.2 1991-2004 年	ECM 模型 3.1 1991-2004 年
M2 成長率預測值 I (%)	6.60	5.15	7.07
M2 成長率預測值 II (%)	6.66	6.09	6.49

- 註：1. M2 成長率預測值 I：2005 年第 1 季至第 4 季 M2 值皆為預測數。
 2. M2 成長率預測值 II：2005 年第 1 季至第 2 季 M2 值為實際值，第 3 季至第 4 季 M2 值則為預測數。
 3. 2005 年模型外生變數設定：實質 GDP(68SNA 版)與 CPI 係參照主計處於 2005 年 8 月 18 日所發布國民所得統計之預測數，短期利差則係按照當時央行金統月報最新數字來設定。(本文實證係採用 68SNA 版之實質 GDP 數值，主計處雖於民國 94 年 11 月 17 日另發佈配合 93SNA 修正自民國 85 年以來之實質 GDP 數值，惟當時並未發佈民國 85 年以前之修正後實質 GDP 數值。)

伍、M2 和物價間之關係

穩定的貨幣需求函數，以及貨幣在中長期間對物價走勢具有良好領先指標性質為施行貨幣目標區之先決條件。過去許多國家放棄貨幣目標區改採通膨目標區機制，主要係基於貨幣數量作為中長期通膨率領先指標(貨幣隱含未來物價走勢之訊息內容)之有效性已明顯減弱。

除了藉由第肆章貨幣需求函數穩定性分

析來探討貨幣和物價間之穩定關係外，(註 94) 本章另藉由 4 種方法來評估 M2 對物價之預測能力。說明如下：

一、M2 成長率與通膨率間之關係(24 個月移動平均)

表 5.1 之相關係數值亦顯示，自 1991 年以來，M2 成長率大致可作為未來物價走勢之領先指標。

表 5.1 M2 成長率與通膨率(24 個月移動平均)之相關係數

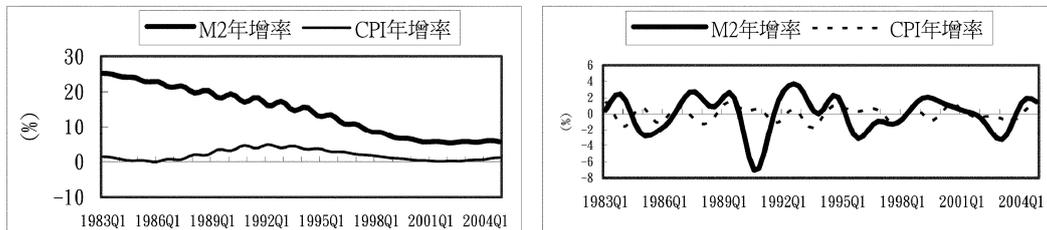
	樣本期間		
	1984:12-2005:8	1991:1-2005:8	1992:1-2005:8
M2 年增率(t 月)與 CPI 年增率(t 月)	0.23	0.93	0.93
M2 年增率(t 月)與 CPI 年增率(t+12 月)	0.39	0.94	0.93

二、結構平滑方法(Band Pass Filter)

國際間實證結果大多顯示長期間貨幣和通膨情勢具有正向關係。惟短期間對貨幣或通膨形成影響之暫時性衝擊(temporary shock)，往往模糊了貨幣所隱含對未來物價走勢之訊息內含。因此，基於貨幣政策觀點，有必要區分出貨幣變動中和長期通膨壓力相關

之基本成份，俾去除雜訊。本小節參考 ECB (2004)採用 Band-Pass filter 結構平滑統計方法(a structural filter)，以區分出 M2 與 CPI 年增率時間數列之基本成份與短期波動成份。由圖 5.1 可見自 1991-92 年以來，M2 與 CPI 年增率二者間之「長期成份」相關程度轉呈高度相關。(註 95)

圖 5.1 M2 與 CPI 年增率(長期成份) 圖 5.2 M2 與 CPI 年增率(週期或循環成份)



- 註：1. 1983Q1-2004Q4 間，M2 與 CPI 年增率之長期成份相關係數為 0.21；
1991Q1-2004Q4 間，M2 與 CPI 年增率之長期成份相關係數為 0.97；
(1992Q1-2004Q4 間，M2 與 CPI 年增率之長期成份相關係數為 0.98)。
2. 1983Q1-2004Q4 間，M2 與 CPI 年增率之週期或循環成份相關係數為 0.02。
3. 1983Q1-2004Q4 間，M2 與 CPI 年增率之短期成份相關係數為-0.004。

圖 5.3 M2 與 CPI 年增率之短期成份

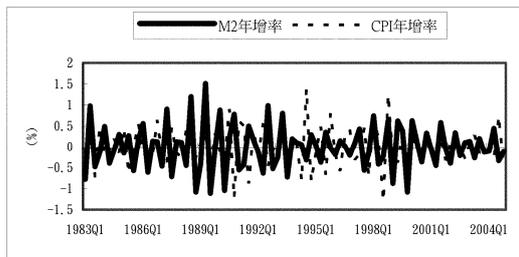
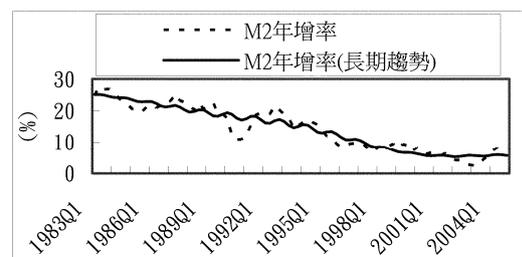


圖 5.4 M2 年增率與其長期成份



三、超額流動性指標

ECB(2004)說明除了藉由觀察廣義貨幣總計數 M3 走勢外，另亦可藉由超額流動性指標(excess liquidity indicators)，亦即超額流動性(excess liquidity)或流動性短缺(liquidity shortfalls)來評估未來物價穩定之風險，主要

包括下列三種衡量方式：(1)「名目貨幣缺口」(nominal money gap)，(2)「實質貨幣缺口」(real money gap)，與(3)「超額貨幣/貨幣短缺」(monetary overhang/shortfall)。

1. 貨幣缺口

(1) 名目貨幣缺口：ECB 作法係以實際

M3 偏離其 M3 參考值之比率表之。(註 96)

由於我國自 1992 年起正式公布 M2 成長目標區，故本文嘗試自 1992 年 1 月起，每年皆以前一年 12 月之日平均 M2 值作為基期，分別依照各年設定之 M2 成長目標區中線值來成長，作為當年各月之 M2 參考值。實際 M2 值減去此 M2 參考值後，除以實際 M2 值之比率，即為名目貨幣缺口。(註 97)

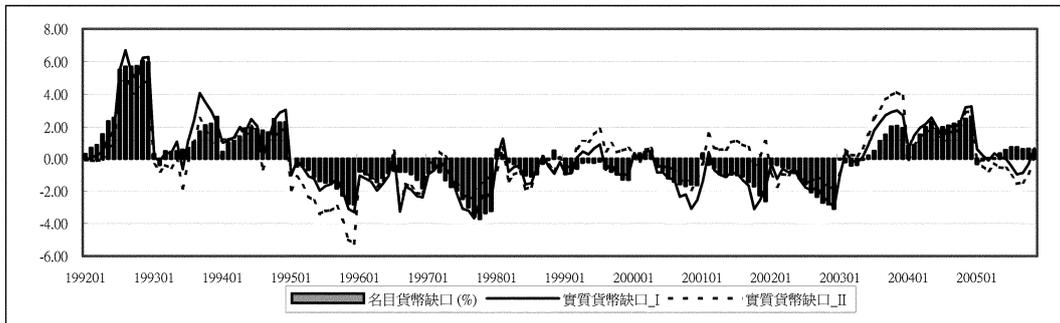
(2) 實質貨幣缺口：ECB 作法係以實質 M3 偏離其實質 M3 參考值之比率表之。(註 98)

由於我國並無明示之通膨目標值，本文

分別以下列兩種方法替代：(1) CPI 之 HP filter 數值，(註 99) (2) 假設每年 CPI 通膨率為 2%。(註 100) 根據此二種通膨目標值假設所估算者，分別稱為實質貨幣缺口 I 與 II。

由圖 5.5 可見，名目貨幣缺口除了在 1995-2003 年間大多為負外，其餘期間則大多為正。正的貨幣缺口若維持一段期間後，通常很可能隱含未來將有通膨壓力。雖然自 2003 年下半年以來，名目貨幣缺口大多為正，惟實質貨幣缺口 I 與 II 分別自 2005 年下半年、2005 年以來，大多呈現負值，因此在可預見之未來，似無明顯通膨壓力。

圖 5.5 (季節調整後)名目與實質貨幣缺口之比較(1992 年 1 月-2005 年 11 月)



2. 藉由「超額貨幣或貨幣短缺」來預測通膨

「超額貨幣或貨幣短缺」為實際貨幣偏離由長期貨幣需求模型所估算均衡貨幣之數值。本小節參考類似 ECB(2004)作法，採用 P-STAR 概念之模型(參見下式)來探討「超額貨幣或貨幣短缺」預測通膨的能力。

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^0 + \alpha_{\pi}(L)(\pi_t - \pi_t^0) + \alpha_m(m2_os)_{t-j} + \alpha_z(L)Z_t + u_{t+1}$$

此方程式顯示，實際 CPI 通膨率(π)偏離其通膨率目標值(π^0)之缺口，通常會逐漸縮小。「超額貨幣或貨幣短缺」($m2_os$)與其他變數(Z)會增加通膨壓力，其壓力程度大小分別視其係數值 α_m 與 α_z 而定。其他變數(Z)係以油價代表，主要係藉其控制短期通膨波動，來彰顯中長期間貨幣和物價走勢間之關係。

表 5.2 列出由本文第肆章所探討，樣本期間為 1991Q1-2004Q4 之部份調整模型(PAM

模型 3.1 與 PAM 模型 3.2) 與共整合關係(3.1 式)所得出之「超額貨幣或貨幣短缺」數值，分別帶入上述 P-STAR 模型之估計結果。各式中「超額貨幣或貨幣短缺」落後期數之係數值，有部份呈現正值且顯著，顯示 M2 超額流動性對未來通膨走勢可提供若干訊息。惟由於我國並未明確公布通膨率目標值，各 P-STAR 方程式中之目標值(π^0)係作者所推估的假定數值，故須對上述估計結果予以審慎解讀。(註 101)

表 5.2 P-STAR 模型之估計結果

	解釋變數											
	pgap (-1)	pgap (-4)	M2_os (-1)	M2_os (-2)	M2_os (-3)	M2_os (-4)	M2_os (-5)	M2_os (-6)	M2_os (-8)	inf_oil (-1)	inf_oil (-2)	inf_oil (-3)
PAM 模型 3.1	0.46* (0.00)					0.38* (0.00)				0.01* (0.046)	-0.02* (0.03)	0.01* (0.04)
PAM 模型 3.2	0.32* (0.00)	-0.43* (0.00)			0.25# (0.09)							0.004# (0.09)
共整合關係 (3.1 式)	0.41* (0.00)		-0.07* (0.00)	0.04# (0.09)			0.06# (0.06)	-0.04 (0.11)	0.01 (0.50)			

- 註：1. 被解釋變數 pgap 代表通膨率缺口($\pi_t - \pi_t^0$)，pgap(-1)，pgap(-4)分別代表其落後 1 期與 4 期項。
 2. 通膨率目標值(π^0)係以實際 CPI 通膨率(π)之 HP filter 數值代表。
 3. M2_os(-1)，…，M2_os(-8) 分別代表「超額貨幣或貨幣短缺」之落後 1 期至 8 期項。
 4. inf_oil：以油價年增率代表其他變數(Z)，油價資料來自於 IMF 之 IFS 所發布 Dubai Fateh、U.K. Brent 與 West Texas Intermediate 之平均油價數值；inf_oil(-1)，…，inf_oil(-3)分別代表油價年增率之落後 1 期至 3 期項。
 5. *表示在 5%水準下為顯著；#表示在 10%水準下為顯著。
 6. 其中 PAM 模型 3.2 根據樣本期間(1991-2005 年)更新之季資料重估結果顯示，解釋變數以 pgap(-1)、M2_os(-1)與 inf_oil(-1)的估計係數為正值，且在 10% 的水準下為顯著。

四、Granger 因果檢定與預測誤差變異數分解

物價變動會受到許多因素的影響，因此，物價與貨幣數量間之關係是否穩定，以及貨幣數量是否有效預測物價，其間可能受到其他因素的左右而變得較不確定，因此，為了深入探討貨幣與物價間之穩定或可預測關係是否受其他因素間之影響，本小節另參考 Moreno 與 Glick(2001)概念，(註 102、註

103)嘗試運用向量自我迴歸(vector autoregression, VAR)模型，藉由 Granger 因果檢定(Granger causality test)與預測誤差變異數分解(forecast error variance decomposition)分析，探討 M2 對物價與產出之預測能力(M2 所隱含之預測訊息內容)於近年來是否已發生變化。(註 104)

由於 Moreno 與 Glick(2001)採用之 VAR 模型僅包括 2 變數(貨幣與通膨率)或 3 變

數（貨幣、通膨率與實質 GDP），並未包括利率變數。（註 105）本實證另參考 Baig(2003)作法，估計不同樣本期間之基本 M2 貨幣模型，包含物價、產出、利率與 M2 內生變數，以及常數項與 3 個季節虛擬變數等外生變數。（註 106）VAR 模型相關參數之認定，係採用 Choleski decomposition 方法為之，變數之排列順序依次為物價、產出、隔拆利率及 M2。（註 107）

實證結果亦大致顯示，自 1991 年以來，M2 對通膨走勢仍可提供貨幣政策當局有用訊息，對產出走勢所提供之訊息則較不顯著。

（註 108）說明如下：

1. Granger 因果檢定

表 5.3 比較全樣本與分段樣本期間（以 1991 年為分段樣本起始點）季資料之 Granger 因果檢定結果顯示：全樣本期間 M2 落後期數對物價之預測能力在 5% 水準下為顯著，近期樣本期間較前段樣本期間之 M2 落後期數對物價之預測能力較為顯著。此外，全樣本期間 M2 落後期數在 10% 水準下對產出預測能力雖為顯著，惟近期樣本期間結果皆顯示 M2 落後期數對產出預測能力並不顯著。

表 5.3 不同樣本期間之 Granger 因果檢定結果

樣本期間	物價	產出
1982-2004 年 (全樣本)	12.11* (0.03)	10.35# (0.07)
1982-1990 年 (前段樣本)	2.70 (0.75)	6.10 (0.30)
1991-2004 年 (近期樣本)	12.78* (0.03)	0.92 (0.97)

註：1. 虛無假設：M2 落後期數對物價或產出不具有預測能力。
2. 表格內為卡方檢定統計量，（）內數字為 p-value。
3. * 表在 5% 水準下為顯著；# 表在 10% 水準下為顯著。

2. 預測誤差變異數分解

表 5.4 比較全樣本與分段樣本期間（以 1991 年為分段樣本起始點）之 VAR 模型所估算 M2 衝擊占物價或產出預測誤差變異數之

比重。結果大致顯示，近期樣本期間較前段樣本期間 M2 衝擊占物價或產出預測誤差變異數之比重為大，惟 M2 衝擊占物價預測誤差變異數之比重相對較高。

表 5.4 不同樣本期間之預測誤差變異數分解結果

樣本期間	物價		產出	
	2 年後	4 年後	2 年後	4 年後
1982-2004 年 (全樣本)	21.2	42.8	2.8	11.9
1982-1990 年 (前段樣本)	12.4	12.7	1.5	4.0
1991-2004 年 (近期樣本)	23.0	25.5	3.0	9.5

陸、結論

本文採用自 1982 年以來之資料，分別藉由分析 M2 所得流通速度、M2 貨幣需求函數，以及 M2 和物價間之關係，採用多種計量方法，嘗試從不同角度反覆檢視我國貨幣需求穩定性質。結果大致顯示，我國貨幣需求於 1990 年代初期可能出現結構性變化，自 1991 年以來呈現相對穩定情勢。

首先，單變量時間數列分析結果顯示，我國 M2 所得流通速度長期行為符合金融深化情勢，亦即長期以來呈下滑趨勢，惟近年來下滑程度較為趨緩。M2 所得流通速度在 1990 年代初期受金融創新、自由化與本行貨幣政策策略改以 M2 為中間目標等影響，可能發生結構性變化。此外，亞洲金融風暴期間之證券投資淨流出情況，亦使當時 M2 所得流通速度下滑趨勢減緩。另探討 2001-2003 年間 CPI 通膨率平均為負值對 M2 所得流通速度之影響，發現當時 M2 所得流通速度下滑趨勢雖減緩，惟統計檢定結果並不顯著。

採用年資料與季資料檢定結果大多支持 M2 所得流通速度為「具有單根之非定態數列」，而非「線性趨勢定態數列」。根據此觀點，由全樣本期間年資料（1982-2004 年）所估算之 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢點估計值約為-4.6%，而由近期樣本期間年資料(1991-2004 年)所估算者約為-3.5%。

其次，貨幣需求函數穩定性分析之實證

結果亦大致顯示，自 1991 年以來可能出現結構性變化。分別採用部份調整模型與共整合分析，其中，由 1991-2004 年樣本期間季資料所估算，包括實質 M2、實質 GDP 與短期利差變數之部份調整模型或共整合關係式，其變數之係數估計值符號皆和理論預期相符且顯著，且長期所得彈性值顯著大於 1；此外，包括實質 M2、實質 GDP、短期利差與預期通膨率變數之部份調整模型，其變數之係數估計值符號亦和理論預期相符且顯著，惟其長期所得彈性值並不顯著異於 1。上述 3 個部份調整模型或誤差修正模型所估計之調整係數值皆不大，表示前一期「偏離長期均衡之誤差值」對當期 M2 成長並無很大影響力，亦即朝向長期均衡之調整速度緩慢。

針對上述「長期所得彈性值顯著大於 1」之模型，在不同潛在產出成長率假設下，由 1991-2004 年樣本期間季資料，其中根據部份調整模型所估算之 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢點估計值，約為-0.9%，根據共整合分析所推估者則約為-1.7%。由模型分析所推估之 M2 所得流通速度中期趨勢值下滑幅度（取絕對值），大多小於由單變量時間數列分析所推估者，其差異主要在於前者係在假設「通膨率與持有 M2 機會成本為穩定」之情況下所導出。惟 M2 所得流通速度下滑趨勢除了可由「M2 長期所得彈性大於 1」來

解釋外，另亦可由「下滑之利差或通膨率」、制度面因素與金融創新等來解釋。因此，須審慎估算合宜之「M2 所得流通速度中期趨勢值」，才能據以設定中期間符合物價穩定之「M2 成長參考值」。

比較上述 3 個模型於 2001-2004 年間之 4 個移動樣本期間之未來 1 年樣本外預測能力，若根據 RMSE(Root Mean Squared Error)標準，其中，以包括實質 M2、實質 GDP 與短期利差變數之誤差修正模型之平均預測能力似乎較優、其次為包括實質 M2、實質 GDP、短期利差與預期通膨率變數之部份調整模型，再者為包括實質 M2、實質 GDP 與短期利差變數之部份調整模型。惟經統計檢定結果顯示，上述 3 個模型之平均預測能力差異，在 5% 水準下並不顯著。

此外，另亦深入探討 M2 與物價變動間之關係，無論係透過「24 個月移動平均」、「Band-pass filter 結構平滑法」、「超額流動性指標與 P-Star 模型」或「VAR 模型(Granger 因果檢定與預測誤差變異數分解)」方法，實證結果大致顯示，自 1991 年以來，M2 變動對通膨走勢可提供貨幣政策當局有用訊息。

歸納本文實證分析結果可供本行貨幣政策參考應用者，主要有三方面：(1)可嘗試仿照 ECB 作法，將本實證推估之「M2 所得流通速度變動率之中期趨勢值」帶入貨幣數量等式中，藉以訂定我國「M2 成長參考值」；(2)所探討之不同型式貨幣需求函數，可供本

行訂定「M2 成長目標區」之參考；(3)所推估之「超額流動性指標」可作為衡量未來通膨壓力之參考指標。

總括而言，M2 貨幣需求除了可能受到金融自由化、金融創新、跨國資本移動與預期通膨率等因素變動之影響外，另亦可能受到貨幣政策策略改變之影響。由於本行自 1990 年 8 月以來，貨幣政策操作以 M1B 與 M2 同為中間目標，並自 1992 年起改以 M2 為中間目標，且每年公布 M2 成長目標區。此貨幣政策策略改變之時點和本研究發現 M2 貨幣需求可能發生結構性變化時點頗有吻合之處。基於出現結構性變化現象，若要以 M2 貨幣總計數作為貨幣政策指標，似宜採用 1991 年以後之資料進行分析或估計模型。

貨幣需求出現短期不穩定現象，通常難以避免。根據 1991 年至 2004 年間之實證結果大致支持 M2 貨幣需求之穩定性，在過去有助於 M2 貨幣需求穩定之因素，未來很可能將持續發揮作用，且本行致力於維持物價穩定，或許亦有助於使貨幣需求較為穩定。惟持續金融創新、或我國財富之組成發生結構性變化，例如，根據最新之國富統計資料顯示，2003 年我國財富以「金融性資產」形式持有之比重略高於 2002 年之比重，若此比重持續上升，一旦出現重大不穩定之資產組合調整行為，恐將影響未來我國貨幣需求之穩定性。此外，金融市場日益全球化，我國為小型開放經濟體系，M2 貨幣需求穩定深受

變化多端之跨國資本移動之影響。

最後，誠如 Solans (2003)所述，央行在重視貨幣分析之架構下，應注意金融創新對貨幣總計數所可能產生之影響。因此，除了貨幣指標外，亦應密切監測非貨幣指標（包

括實質與金融指標）之動向，來交叉檢視貨幣總計數所隱含之訊息內涵。如此將可使貨幣政策更具韌性，亦可降低對可能受金融創新因素影響而扭曲之單一貨幣指標之依賴程度。

附 註

- (註 1)貨幣主義者對通膨之觀點為「通膨隨時隨地為貨幣現象」(inflation is always and everywhere a monetary phenomenon)，參見諾貝爾經濟學獎得主 Milton Friedman(1963)，第 17 頁。
- (註 2)The Governing Council of the ECB 於 1998 年 12 月將 M3 成長率參考值設定為 4.5%。貨幣成長參考值類似於貨幣目標區，惟 ECB 並未承諾達成此參考值，當實際貨幣成長率偏離參考值時，ECB 並不一定會採取任何行動。著眼於 M3 成長率參考值係供較長期間參考之用，而非短期參考目標，ECB 因而於 2003 年 5 月 8 日宣布不再對 M3 成長率參考值進行年度評估，惟仍非常重視貨幣分析，同時亦將原通膨率目標由「低於 2%」改為「低於 2%，但接近於 2%」。
- (註 3)主要係因 1990 年以來美國之 M2 和物價與所得間之穩定關係已不復存在（參考 Carlson 與 Keen(1995)；Ragan 與 Trehan(1998)；Board of Governors of the Federal Reserve System(1993)）。在 1993 年 7 月以前，美國之公開市場操作委員會於每年 2 月及 7 月，皆要設定貨幣與信用總計數之年成長率目標區間，並依 the Humphrey-Hawkins 1978 Act 法案（亦即 the Full Employment and Balanced Growth Act of 1978），由聯準會主席向國會說明此年成長率目標區間（參見 Pakko(1995)說明）。
- (註 4)陳一端、劉淑敏與屈筱琳（2002）檢視近年來 M2 充當貨幣政策中間目標功能的發展情況，亦曾針對此三層面進行實證研究，惟其分析方式和本報告不盡相同。
- (註 5)囿於篇幅限制，本文僅節錄部份實證結果。
- (註 6)參見 Brand et.al(2002)說明。
- (註 7)根據 Irving Fisher 的觀點—貨幣所得流通速度為相當固定的，因此，名目所得係決定於貨幣數量。古典學派假設實質所得為相當固定的，故物價係決定於貨幣數量（參考 Mishkin(2004)）。
- (註 8)貨幣所得流通速度為「一段期間內，每一單位貨幣用於購買最終商品與服務之平均周轉率（參見中央銀行季刊，第 12 卷第 4 期，民國 79 年）。
- (註 9)其意涵為「當 M3 成長率偏離其參考值之幅度較大且持續一段期間時，則有可能會危及中期間物價穩定」（參考 ECB, 2001）。
- (註 10)另參見 MacLaury(1975)說明當年美國聯準會如何採用貨幣數量等式來設定貨幣成長目標之概念。
- (註 11)此 M3 所得流通速度下滑趨勢值變動範圍(-0.5%至-1%)係藉由單變量時間數列分析與貨幣需求模型所估算得出。本文第參章與第肆章亦參照 ECB 相關研究報告(Brand et al.,2002)作法，嘗試估算我國 M2 所得流通速度下滑趨勢值。
- (註 12)例如，假設將 HICP 年增率訂為 1.75%、潛在產出趨勢年成長率訂為 2.25%，以及將 M3 所得流通速度下滑趨勢年變動率設為-0.5%。此 M3 成長率參考值為中期間概念，並非短期間目標，且亦非機械式操作概念。
- (註 13)我國的貨幣定義依流動性大小依次為：(1) M1A=通貨淨額+企業及個人之支票存款及活期存款；(2) M1B=M1A+企業及個人之活期儲蓄存款；(3) M2=M1B+準貨幣(企業及個人之定存與定儲+外匯存款+郵政儲金+附買回交易餘額+外國人新台幣存款+貨幣型基金淨額)，其中，2004 年 10 月復華銀行募集完成國內首檔貨幣市場共同基金；(4) M2+債券型基金(淨額)=M2+債券型基金淨額(債券型基金扣除存放銀行存款與銀行持有之債券型基金)；資料來源：央行經濟

研究處金統科。

- (註 14)M2 年增率與 CPI 年增率於 1982Q1-1990Q4 期間相關係數為-0.50，1991Q1- 2004Q4 期間則為 0.80（1982Q1-1991Q4 期間相關係數為-0.57，1992Q1- 2004Q4 期間則為 0.83）。
- (註 15)本文實證係採用 68SNA 版之實質 GDP 數值（主計處雖於民國 94 年 11 月 17 日另發佈配合 93SNA 修正自民國 85 年以來之實質 GDP 數值，惟當時並未發佈民國 85 年以前之修正後數值）。
- (註 16)Moreno 與 Glick(2001)研究數個東亞國家情況，以及 Brand et al.(2002)研究歐元區現象，亦顯示長期間廣義貨幣所得流通速度大致呈下滑趨勢。
- (註 17)貨幣所得流通速度通常會受到金融體系自由化、金融創新（新種金融商品不斷推陳出新）與下列因素變化之影響：
(1)支付體系之變化(例如，使用信用卡或電子貨幣將減少現金使用量)；(2)持有貨幣之機會成本(例如，利率)之變動；
(3)資產組合配置之改變。
- (註 18)參見「貨幣成長目標區雙軌制之說明」，中央銀行年報專載，民國 91 年，第 142 與 143 頁。
- (註 19)惟自 2004 年 6 月以後受聯合投信事件波及與利率上揚因素影響，債券型基金規模萎縮。
- (註 20)2004 年底，我國間接金融佔直接金融與間接金融合計數之比重約為 72%。
- (註 21)變化多端之資本移動可能影響貨幣所得流通速度。國外資本流入通常伴隨著國內貨幣數量寬鬆情勢以及可能引發貨幣需求增加，主要係因外國投資人對本國資產興趣增加，以及本國央行往往會干預外匯市場以阻升本國幣，央行雖然亦嘗試沖銷多餘流動性，但並非每次皆能完全沖銷。除非 M2 貨幣乘數下跌，否則外資流入通常導致國外資產增加，M2 所得流通速度呈現下滑現象。
- (註 22)例如，1996 年以後某些亞洲金融風暴受創國家即出現類似現象。
- (註 23)我國證券投資淨額相對於 GDP 之比率，於亞洲金融風暴發生前後數年，其幅度(取絕對值)平均小於風暴重創國家（韓國、印尼、馬來西亞與泰國）。
- (註 24)1990 年代美國貨幣需求呈現不穩定現象，主要係受金融創新與某些金融機構發生資金緊縮(capital crunch)因素影響所致（參見 Calza 與 Sousa,2003）。美國存款機構於 1980 年代末期與 1990 年代初期出現限制信用供給現象(constraining the supply of credit)，此可解釋為何美國 M2 和經濟活動間關連出現問題，亦即實際 M2 值低於傳統貨幣需求函數對 M2 之預測值（即 M2 所得流通速度較高）之現象。上述存款機構面臨資金受限問題（主要係由於金融主管當局對 1980 年代發生危機之問題儲貸機構與 1990 年代初期發生問題銀行部門，要求適當資本適足性所致），因此減少其貸放業務（參見 Moreno 與 Glick,2001）。
- (註 25)單變量分析方法並未考量總體經濟變數（例如，通膨率與利率）對所得流通速度之可能影響。參見第肆章說明。
- (註 26)除了參照 Brand et al.(2002)採用傳統單根檢定與 Vogelsang-Perron 之「一次性結構變化」檢定外，本文實證另亦採用 Zivot-Andrew(1992)檢定與 Bai-Perron(2003)檢定，來探討 M2 所得流通速度是否為「出現一個或多個趨勢結構變化」之線性趨勢定態數列。
- (註 27)由於 ADF 檢定往往無法確切區分出單根(unit root)與近似單根(near unit root)序列，故佐以 KPSS 穩定性檢定。
- (註 28)stationary around a linear trend with a one-time structural break。
- (註 29)上述二種檢定方法皆可自動篩選出可能發生不同結構變化之時點。
- (註 30)Bai 與 Perron(2003)檢定方法亦可自動篩選出可能發生不同結構變化之時點。
- (註 31)不同時點之 M2 所得流通速度變化之原因說明如下：1985 年【M2 成長率較上年略減，惟名目 GDP 成長率驟降】；1989-1990 年【為防止 1986-1988 年金融泡沫現象持續擴張（此 3 年之日平均 M1B 年增率每年皆超過 30%），本行於 1989 年採取金融緊縮措施，銀行放款與投資成長趨緩，惟增幅仍高。1990 年因景氣趨緩，M2 與名目 GDP 之成長皆減緩。】；1994-1995 年【1994 年 M2 成長率減幅小於名目 GDP 成長率減幅，1995 年 M2 成長率大降】；1997-1998 年【亞洲金融風暴期間，1997 年 M2 與名目 GDP 成長率皆下滑；1998 年 M2 成長率略增，惟名目 GDP 成長率略減】；2000-2001 年【2000 年自第 4 季起，受國內外景氣不振影響，M2 與名目 GDP 成長趨緩；2001 年 M2

為正成長，但名目 GDP 為負成長】。

(註 32)雖然 Bai-Perron(2003)檢定結果顯示可能出現 5 次結構變化，惟囿於樣本點數目限制，無法按照上述(2)式估算不同樣本期間所得流通速度變動率之中期趨勢值。

(註 33)全樣本期間起始點之選取，係因 M2(日平均)自 1982 年始有資料。「分段樣本期間 I 與 II」起始點之選取，主要係因 1990 年代以來持續之金融創新與自由化，可能使 M2 需求發生結構性變化。此外，亦著眼於以貨幣政策策略改變時點作為分界，主要係因為本行自 1990 年 8 月起以 M1B 與 M2 同為貨幣政策操作之中間目標，並自 1992 年起，改以 M2 為中間目標，且開始正式公布 M2 貨幣成長目標區（此係基於貨幣政策影響貨幣需求之觀點，「Lucas(1976)critique」主張在持續變化經濟環境中，傳統未限制之總體經濟計量模型之參數(parameters)不可能維持固定不變的）。

(註 34)另參見下文(本章第六節，“評估可能影響我國 M2 所得流通速度穩定性之因素”)之統計檢定結果。

(註 35)參照 Moreno 與 Glick(2001)作法，本實證之 M2 所得流通速度季資料先經季節調整(X-12)，再取對數。

(註 36)由上述統計檢定結果大致顯示，取對數後之 M2 所得流通速度為非定態時間數列，亦即差分定態(difference stationary)時間數列。

(註 37)迴歸分析採虛擬解釋變數的設定方式，亦即將可能影響我國 M2 所得流通速度穩定性的相關因素之發生時點以虛擬變數替代，並進行統計檢定其係數值之顯著性，如此有助於探討 M2 所得流通速度的穩定性受某些特定因素的影響係短暫的或長期間的（若統計檢定其係數值為顯著，則有助於瞭解 M2 所得流通速度發生變化的時點，且其係數值符號亦有助於解釋 M2 所得流通速度的變化）。

(註 38)虛擬變數 DUM9124 或 DUM9224 之設定，除了考量自 1991 年(或 1992 年)可能發生金融創新與金融結構改變之因素外，另亦著眼於本行貨幣政策策略改變之時點（本行自 1990 年 8 月以來，貨幣政策操作以 M1B 與 M2 同為中間目標，並自 1992 年起改以 M2 為中間目標）。

(註 39)此外，亦嘗試分別探討 2001-2004 年間之債券型基金規模較大，以及 2003-2004 年本行另行設定「M2+債券型基金」目標區之時點，對 M2 所得流通速度之可能影響，其虛擬變數之估計係數皆為正值、但亦不顯著。

(註 40)亦即貨幣需求和物價、經濟活動與利率間須具有穩定關係（參見 ECB, 2004）。

(註 41)參見 Achsani et al. (2005)。

(註 42)貨幣需求實證模型大致包括下列兩種型式：(1)傳統 Goldfeld 型態之部份調整模型(partial adjustment model)：其估計式中解釋變數除各外生總體經濟變數外，尚包括前一期之實質貨幣餘額變數。參見 Goldfeld(1973)、Goldfeld 與 Sichel (1990)說明。截至 2005 年底，本處估算 M2 貨幣目標區仍採取 Goldfeld 型式之部份調整模型。(2)Johansen 共整合分析(cointegration analysis)，參見 Johansen 與 Juselis (1990)說明。

(註 43)自從 Nelson 與 Plosser(1982)實證研究顯示，許多總體經濟金融變數係為具有單根之非定態時間數列，而 Engle 與 Granger(1987)引進共整合概念後，誤差修正模型成為貨幣需求分析之主要計量方法。在某些條件限制下，傳統 Goldfeld 型式之部份調整模型大致可表為單一方程式之誤差修正模型（參見 Achsani et al. (2005)，11.2.1 章節，“Economic Estimation of Monetary Demand Functions”）。

(註 44)統計檢定方法包括「部份調整模型穩定性檢定」，以及「共整合關係長期係數之遞迴估計值」與「誤差修正模型之穩定性檢定」。

(註 45)雖然有學者建議另可採用「國內生產毛額物價平減指數」，惟其往往隨著 GDP 之修正而變動，故本文實證採用 CPI 變數。

(註 46)本實證係採用 68SNA 版之實質 GDP 數值（主計處雖於於民國 94 年 11 月 17 日另發佈配合 93SNA 修正自民國 85 年以來之實質 GDP 數值，惟當時並未發佈民國 85 年以前之修正後數值）。

(註 47)利率變數採取水準值，係參見 Fair(1987)作法。

(註 48)long-run homogeneity between money and price.

- (註 49)由於 M2 為廣義貨幣，其資產或儲蓄（價值儲藏）性質高於交易媒介性質，Friedman(1959)認為貨幣需求函數中應考量各種不同資產之報酬率（詳見附錄 1 說明）。本實證分析並未將所有機會成本變數納入同一方程式中，主要係考量不同變數間可能存在相關性，致計量模型發生「線性重合」問題。經參考國際間實證文獻後，採用(3.1)-(3.7)式進行分析【本文雖亦曾嘗試於(3.4)至(3.7)式中另納入「預期通膨率」變數，惟其估計係數值並不顯著，囿於篇幅，在此不贅述其實證結果】。
- (註 50)Calza et al.(2001)採用 (3.1)式變數來估算歐元區之 M3 貨幣需求函數；Small and Porter(1989)、Mehra(1991)與 Dotsey et al.(2000)亦皆採用類似(3.1)式變數來估算美國之 M2 貨幣需求函數。
- (註 51)其他本國資產報酬率以 1-30 天期商業本票次級市場利率代表，M2 自身報酬率則以一年期定期存款利率代表。【本文實證另亦嘗試採用不同的短期利差替代變數，重新估計模型。其中，以 31-90 天期商業本票次級市場利率代表其他本國資產報酬率、以第一銀行 3 個月定期存款利率代表 M2 自身報酬率所估計結果亦佳，惟其模型之迴歸標準誤略高、過去 4 個移動樣本期間之樣本外預測結果大致略遜，故未採用。】
- (註 52)(3.3)式中未包括預期通膨率變數，主要係因為已包括名目長期利率變數，而預期通膨率變數並未能提供額外預測訊息（參見 Calza et al. 2001，第 9 頁）。
- (註 53)國外利率與預期匯率變動率之和。
- (註 54)外幣資產報酬率對 M2 之影響係為正或負？由於 M2 包括「外匯存款」與「不含外匯存款之 M2」兩部份，外幣資產報酬率對二者之影響符號為相反。當新台幣貶值或國外利率上揚時，國人傾向於減少持有新台幣存款，致使「不含外匯存款之 M2」減少，而「外匯存款」將受國人持有意願提高與「新台幣貶值使外匯存款以新台幣計價之帳面價值虛增」之影響而增加，由於外匯存款占 M2 比重不大，故當外幣資產報酬率上升時，將使「不含外匯存款之 M2」減少幅度大於「外匯存款」之增加幅度，對 M2 之總影響為負（參考民國 89 年貨幣成長目標區設定之說明）。
- (註 55)為國內外利差與預期匯率變動率之和。
- (註 56)以國內外股價指數報酬率之差，再加計美元對台幣匯率變動率替代之（參照本處於 2003 年底訂定 2004 年貨幣目標區之估測模型變數）。
- (註 57)部份調整模型(參見 Goldfeld 與 Sichel,1990), $(m-p)_t = b_0 + b_1(m-p)_{t-1} + b_2 \cdot y_t - b_3 \cdot oc_t - b_4 \cdot \pi_t$, 若通膨率係數 $b_4=0$, 則為「實質部份調整模型」, 若 $b_1=b_4$, 則為「名目部份調整模型」。
- (註 58)目前本行係採用 PAM 模型 3.2 來設定 M2 成長目標區。
- (註 59)由 1982-2004 年樣本期間按(3.1)與(3.2)式所估計之模型，針對 1989-1991 年期間進行 Chow break point 檢定與 Chow forecast test 檢定。結果顯示，按(3.1)式所估計之模型，雖然 Chow break point 檢定並未顯示結構性變化，惟 Chow forecast 檢定之 log likelihood ratio 值顯示 1989Q1-1990Q3 間可能發生結構性變化。按(3.2)式所估計之模型，Chow break point 檢定顯示自 1989 年以來可能發生結構性變化。
- (註 60)由於金融市場不同報酬率間出現同向變動(co-movement)的程度，往往相當大，導致有時難以認定其對貨幣需求之個別影響效果（參見 ECB, 2005b）。
- (註 61)囿於篇幅，根據式(3.4)-(3.7)估計的結果，在此予以省略。
- (註 62)採用相同變數分別由 1991-2004 年或 1992-2004 年樣本期間季資料所估計模型差異不大，惟根據模型配適度檢定（包括殘差診斷性檢定與穩定性檢定）結果顯示，由 1991-2004 年樣本期間按(3.1)或(3.2)式所估計模型，大致皆分別較其相對應由 1992-2004 年樣本期間所估計者略佳。囿於篇幅，未列出 1992-2004 年樣本期間之結果。
- (註 63)M3 成長參考值為 ECB 政策之參考指標，其係由貨幣與通膨間之長期關係所導出，貨幣分析除了著重於比較實際 M3 成長與參考值之差異外，亦應考量制度面因素與金融創新之影響。此外，另亦佐以下述分析：(1)關切其他貨幣與信用總計數之變化（例如，M3 組成份子，尤其是「授信」之變化）；(2)構建「超額流動性指標」，藉以比較實際流動性水準(liquidity level)與其均衡值；(3)配合觀察其他經濟指標變化趨勢，亦有於分析 M3 走勢；(4)分析貨幣與信用總計數和資產價格變化間之關係。參見 Issing(2005)說明。

- (註 64) Calza 與 Sousa (2003) 歸納歐元區總合貨幣需求較美國、英國與日本等大國經濟體系貨幣需求為穩定之可能解釋原因。
- (註 65) 一旦得知貨幣所得流通速度之中期間趨勢值後，經考量合宜之通膨率目標與潛在產出成長率，根據貨幣數量等式 $\Delta m = \Delta y + \Delta p - \Delta v$ ，即可推估中期間之 M2 成長率參考值。
- (註 66) 相關實證文獻指出，「長期所得彈性大於 1」通常係顯示貨幣需求之財富效果。ECB(2001) 說明歐元區 M3 貨幣需求函數實證結果大多顯示，M3 所得彈性大於 1，意味著實質貨幣需求成長速度大於實質 GDP 成長速度，推究其原因為：M3 廣義貨幣總計數之需求並不完全決定於當期所得，其亦決定於財富情況，惟當期實質產出 (real GDP) 變數並未能完全涵蓋此定義。換言之，M3 所得彈性大於 1，反映了大眾持有廣義貨幣乃兼具了交易與儲蓄目的。Calza et al (2001) 第 12 頁亦說明「所得彈性大於 1」通常表示持有貨幣除了係基於交易動機外，在某種程度上亦反映資產組合決策(portfolio decision)，其引用 Fase and Winder(1999) 認為歐元區實證結果所得彈性大於 1，係因貨幣需求函數未包括金融財富(financial wealth)變數所致。
- (註 67) 惟當「長期所得彈性等於 1」時，貨幣所得流通速度仍可能出現下滑趨勢，因為其會受機會成本與預期通膨率變動，以及制度面因素或金融創新等影響。
- (註 68) 以下分析係參考 Calza et al.(2001)作法。
- (註 69) 簡濟民(1992)曾利用 1968 年第 4 季至 1990 年第 4 季資料，採用 Engle 與 Granger(1987)二階段法探討台灣實質貨幣需求 M1A, M1B 與 M2 與相關變數間是否具有共整合關係。其實證結果顯示，實質 M1A 與 M2 分別和其影響變數間並無共整合關係 (其中，在估計 M2 方面，其以實質 GDP 代表交易量，以 3 個月期商業本票利率代表持有 M2 之機會成本，以 3 個月定期存款利率代表 M2 之自身報酬率)；僅實質 M1B 與其影響變數---「實質 GDP、3 個月定期存款利率、活期儲蓄存款利率，以及實質股價指數」間具有共整合關係。
- (註 70) 囿於篇幅，相關檢定結果在此省略。
- (註 71) Dotsey et al.(2000)研究美國 M2 貨幣需求函數，其中利差變數(3 個月期國庫券利率-持有 M2 之自身報酬率)之檢定結果亦顯示為 I(0)穩定數列，反映出 3 個月期國庫券利率和 M2 自身報酬率間存在長期共整合關係。
- (註 72) 本文另亦嘗試採用 Gregory 與 Hansen(1996)考量「一次性結構變化」之共整合檢定，分別根據(3.1)式至(3.7)式於 1982-2004 年樣本期間季資料檢定結果皆顯示，並未支持其存在具有一次性結構變化之共整合關係。本文以下實證則係根據 Johansen(1995)共整合分析方法為之。
- (註 73) Calza et al. (2001)引用 Cheung 與 Lai(1993)第 324 頁看法，實證文獻顯示若出現偏態(skewness)或過度峰態(excess kurtosis)時，有關共整合向量個數檢定結果以「概似比統計量」(likelihood ratio statistics)較「最大特性根統計量」(maximum eigenvalue statistics)具可信度。
- (註 74) 囿於篇幅，在此未列出詳細估計與檢定結果。
- (註 75) Laidler(1982)文中附註 1 說明所得彈性通常介於 0.5 與 1.0 之間，或稍大些。
- (註 76) M2 貨幣需求與各影響變數間「共整合關係」(restricted cointegration relationship)，亦即動態誤差修正模型中之「誤差修正項」(error correction term)。
- (註 77) 詳見本文第伍章之「超額流動性指標」說明。
- (註 78)(1) 圖 4.1 之共整合關係式為
- $$(m-p)_t = -3.24 + 1.358 \cdot y_t - 0.187 \cdot (SR_t - own_t)。$$
- (2) 圖 4.2 之共整合關係式為
- $$(m-p)_t = -2.96 + 1.34y_t - 0.192 \cdot (SR_t - own_t)。$$
- (3) 圖 4.3 之共整合關係式為
- $$(m-p)_t = -0.09 + 1.145y_t - 0.274 \cdot (SR_t - own_t) - 0.113\pi_t。$$
- (註 79) 參考 Brand et al.(2002)概念，惟本文實證嘗試採用不同的移動樣本期間方法。
- (註 80) 此種方法較有助於觀察得知可能出現結構變化時點，可藉以比較全段樣本(1982-2004 年)與近期樣本(例如，1991-2004

年間或 1992-2004 年間)貨幣需求函數之相對穩定情形。

(註 81)此外，本文另採用「固定前端樣本點，逐次向後擴充增加樣本點」之移動樣本期間方法。結果大致顯示，若採用自 1982 年以來資料估計模型，M2 貨幣需求於 1989Q3-1991Q3 間、1995Q4、1997Q4-1998Q1 與 2000Q3-2001Q1 時點，出現較為明顯波動現象。

(註 82)貨幣需求出現短期不穩定現象，通常難以避免。由於本行自 1990 年 8 月以來，貨幣政策操作以 M1B 與 M2 同為貨幣政策中間目標，並自 1992 年起改為以 M2 為中間目標，且每年公布 M2 貨幣目標區，這項貨幣政策策略改變有可能影響 M2 和相關總體經濟變數間長期穩定關係。

(註 83)尤以 1988Q2-1990Q2 年間波動幅度較大。

(註 84)尤以 1988Q2-1991Q3 年間波動幅度較大。

(註 85)「弱外生性檢定」係檢定 VECM 模型中各方程式中共整合向量之係數(調整速度)是否顯著異於零，若無法拒絕虛無假設 (null of exclusion)，即表示此變數對整個模型體系而言係弱外生性。

(註 86)其中，(1) 1991-2004 年期間按照(3.1)式所估計之 VECM，在 5%之顯著水準下，實質所得與短期利差方程式中調整係數值並不顯著異於零，故短期動態模型中將不納入此 2 方程式；(2) 1992-2004 年期間按照(3.1)式所估計之 VECM，在 5%之顯著水準下，僅實質所得方程式中調整係數值不顯著異於零，雖然短期利差方程式中調整係數值顯著異於零，惟其調整係數之絕對值大於 1，故短期動態模型亦不納入。

(註 87)由 1991-2004 年期間按(3.1)式所估計模型，大致較其相對應由 1992-2004 年期間所估計者略佳。囿於篇幅，將不列出有關 1992-2004 年樣本期間估計結果。

(註 88)共整合關係式參見本章附註 39。

(註 89)共整合分析所推估 M2 所得流通速度變動率之中期趨勢點估計值，下跌幅度(取絕對值)大致約較其相對應由部份調整模型所推估者高出 0.8 個百分點。

(註 90)第貳章之表 2.2 顯示，近年來我國通膨率水準值與波動幅度平均而言皆較 1970 與 1980 年代為低；同時期之 M2 所得流通速度亦呈下滑趨勢。

(註 91)1982 年、1989-1990 年、1995 年與 1997-98 年亞洲金融風暴期間持有 M2 機會成本(短期利差)大致為正數，其餘期間則為負值。

(註 92)惟限於變數資料發布時間有落差，本行在每年底設定下一年度之目標區，實際上係採用截至當年第 3 季資料進行模型估計，再藉以預測當年第 4 季至下一年第 4 季，共 5 季之樣本點。

(註 93)有關 2006 年 M2 成長目標區之設定，參見「民國 95 年貨幣成長目標區設定說明」，央行季刊，民國 94 年 12 月。

(註 94)由第肆章貨幣需求模型穩定性分析顯示，自 1991 年以來我國實質貨幣 M2 與其重要解釋變數間(實質 GDP 與短期利差變數)大致具有穩定關係，此即隱含著「名目貨幣 M2 與物價間可能具有穩定長期關係」(參見 ECB(2001)第 42 頁說明)。

(註 95)圖 5.3 中「長期成份」(週期(cycle)長度超過 8 年或 32 季以上)，係由實際值減去由 Christiano 與 Fitzgerald(2003)非對稱型式之 band-pass filter 法所估算之週期成份(cyclical component)與短期波動成份(參見圖 5.4 與 5.5)而得。其中，估算週期成份，一般係包括介於 6 季至 32 季之所有頻率【另若按我國過去已認定 10 次景氣循環周期最短為 22 個月與最長 112 個月，約介於 6 季至 37 季，亦獲得類似估算結果】；估算短期波動成份，其包括週期長度小於 6 季。

(註 96)ECB 將「名目貨幣缺口」定義為「實際 M3 減去 M3 參考值後再除以實際 M3」。M3 參考值係由「某特定基期之實際 M3 假設每年按 M3 成長率參考值(4.5%)成長而求得」。通常基期之選擇會影響 M3 參考值之估算，ECB 係以 1998 年第 4 季或 1998 年 12 月作為估算 M3 參考值之基期，基期之缺口設定為 0 (參見 ECB(2001), ECB(2004), ECB(2005a) 說明)。

(註 97)M2 數值先經過 X-12 季節調整處理，亦即名目貨幣缺口係比較季節調整後之實際 M2 與其參考值。

(註 98)實際之實質 M3 (M3 以物價指數 HICP 平減後數值)，減去實質 M3 參考值(M3 參考值以代表物價穩定之 HICP 目標值

平減後數值)，再除以實際之實質 M3。

(註 99)CPI 數值亦先經過 X-12 季節調整後，再以 HP filter 平滑處理。

(註 100)經 X-12 季節調整後之 CPI，以每年成長 2% 之數值作為通膨目標值（其估算方法同前述之 M2 參考值之估算方法）。

(註 101)另亦嘗試將每年之通膨率目標值(π^0)設定為固定數值 2%，據以估計 P-STAR 模型。惟其中僅以 PAM 模型 3.1 之「超額貨幣或貨幣短缺」落後 1 期之係數值，呈現正值且在 5% 水準下為顯著；而由 PAM 模型 3.2 或共整合分析(3.1)式之「超額貨幣或貨幣短缺」落後期數之係數值，雖有呈現正值者，惟經統計檢定並不顯著。

(註 102)其係參考 Friedman 與 Kuttner(1992, 1996)，以及 Estrella 與 Mishkin(1997)作法。此外，Feldstein 與 Stock(1994)亦採用類似作法。

(註 103)其針對某些東亞國家之實證結果顯示，M2 對通膨預測誤差變異之貢獻度於 1990 年代已大幅下滑，致降低 M2 作為這些國家貨幣政策訊息變數之價值。

(註 104)若貨幣和物價或總產出間之關係轉弱或呈現不穩定，則採用貨幣數量作為貨幣政策指標之有效性將大為降低；惟若上述關係得以維持穩定，或上述關係雖改變仍可予以合理解釋時，則貨幣數量可作為貨幣政策重要指標。

(註 105)Sims(1980)實證結果顯示，包括物價、產出與貨幣變數之 VAR 模型中，若另加入利率變數則將削弱貨幣對實質產出之邊際預測能力。

(註 106)其中物價變數以消費者物價指數(CPI)替代，產出變數以實質 GDP(68SNA 版)替代、利率變數以金融業隔夜拆款加權平均利率替代，除利率外之各變數皆取對數。模型中各內生變數水準值之落後期數為 5。

(註 107)Choleski decomposition 之預測誤差變異數分解結果和變數之排序有關。

在此變數排列順序之決定係參考 Baig (2003)。變數排序先後決定其外生程度，變數較具外生性者，排序在前。因此，上述排序假設當期的物價不受到其他 3 個變數當期值的影響，而當期的 M2 則受到其他 3 個變數當期值的影響。

(註 108)Stern 與 Miller(2004)文中引述 Leeper 與 Roush(2003)實證結果顯示，通常超過 5 年之一段期間，貨幣成長率為通膨之主要決定因素。因此，中長期間貨幣政策可影響物價穩定。本文第貳章計算 1991Q1-2004Q4 期間我國 M2 成長率與 CPI 年增率相關係數高達 0.8，以及本章實證同期間 M2 成長率與 CPI 年增率二者之 24 個月移動平均或其「長期基本成份」皆呈現高度相關。此似乎亦顯示央行可藉由調整 M2 貨幣總計數成長率來影響長期間通膨情形。惟如同 McCandless 與 Weber (1995)指出，藉由貨幣數量等式(表為成長率型式) $\Delta m + \Delta v = \Delta p + \Delta y$ 可知，若欲透過調整 M2 來影響物價，其前提為必須可以正確預測實質所得與貨幣所得流通速度成長率。

參考文獻

中文部份

中央銀行經研處金融統計科(2004a),「我國 M2/GDP 比率偏高原因分析」,中央銀行經濟研究處,民國 93 年 3 月 1 日。

中央銀行經研處金融統計科(2004b),「近來 M2 快速成長之因素分析」,中央銀行經濟研究處,民國 93 年 4 月 26 日。

中央銀行年報與季刊,民國 70 年-94 年。

王莉娟(2005),「貨幣總計數」,處內簡報,央行經濟研究處金融統計科,2005.5.13。

行政院經濟建設委員會(2002),「中華民國 92 年國家建設計畫(93 至 96 年總體經濟展望)」,民國 91 年 12 月,第 75-76 頁。

吳中書與林金龍(2002),「台灣潛在國內生產毛額的推估及其在政策上的應用」,行政院經濟建設委員會綜合計劃處委託吳中書及林金龍研究,自由中國之工業,民國 91 年 10 月,14-15 頁。

陳一端、劉淑敏與屈筱琳(2002),「本行貨幣政策機制之檢討—兼論通貨膨脹目標機制之適用性」,中央銀行經濟研究處,民國 91 年 8 月。

簡濟民(1992),「台灣地區貨幣需求函數之實證研究—誤差修正模型之應用」,中央銀行季刊,第 14 卷,第 3 期,民國 81 年,第 19-44 頁。

英文部份

- Achsani Noer Azam, Oliver Holtemoller, and Hizir Sofyan (2005), "Econometric and Fuzzy Modelling of Indonesian Money Demand", in *Statistical Tools for Finance and Insurance*, Ch.11. edited by Pavel Cizek, Wolfgang Hardle, Rafa Weron, March, 2005.
- Anderson, Richard C. (1997), "Is M2 Growth on a New Track?", *Monetary Trends*, May, FRB St. Louis.
- Baba, Y., D. F. Hendry and R. Starr (1992), "The Demand for M1 in the USA, 1960-1988", *Review of Economic Studies*, Vol.59 (1), pp. 25-61.
- Bahmani-Oskooee, M., and G. Shabsigh (1996), "The Demand for Money in Japan: Evidence from Cointegration Analysis", *Japan and the World Economy*, 8, pp.1-10.
- Bai Jushan and Pierre Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., Vol.18 (1), pp. 1-22.
- Baig, Taimur (2003), "Monetary Policy in a Deflationary Environment", in *Japan's Lost Decade: Policies for Economic Revival*, edited by Tim Callen and Jonathan D. Ostry, IMF.
- Bardsen, G, Oyvind Eitrheim, Eilev S. Jansen, and Ragnar Nymoen (2005), *The Econometrics of Macroeconomic Modelling, Advanced Texts in Econometrics*, edited by Arellano Manuel, Guido Imbens, Grayham E. Mizon, Ardian Pagan, Mark Watson, and Q.W.J. Granger (advisory editor), published by Oxford University PressInc. : New York.
- Bernanke, B. S. and Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, pp. 27-48.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (1993), 1993 *Monetary Policy Objectives: Summary Report*, July 20, 1993, p.8.
- Boswijk, H.P. (1997), "Lagrange Multiplier Tests for Weak Exogeneity: A Synthesis", *Econometric Reviews*, Vol. 16(1), pp.21-38.
- Boughton, J. (1990), Long-run Money Demand in Large Industrial Countries", *International Monetary Fund Working Paper Series* WP/90/53.
- Brand Claus, Dieter Gerdesmeier and Barbara Roffia (2002), "Estimating the Trend of M3 Income Velocity Underlying the Reference Value for Monetary Growth", *European Central Bank Occasional Paper Series*, No.3, May.
- Breuer, J.B., and A.F. Lippert (1996), "Breaks in Money Demand", *Southern Economic Journal*, 63, pp. 496-506.
- Bruggeman Annick, paola Donati, and Anders Warne (2003), "Is the Demand for Euro Area M3 Stable", *European Central Bank Working Paper*, No. 255, Sep. 2003.
- Calza A., D. Gerdesmeier and J. Levy (2001), "Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately", *IMF Working Paper*, No. 01/179.
- Calza, Alessandro and Joao Sousa (2003), "Why Has Broad Money Demand Been More Stable in the Euro Area Than in Other Economies? A Literature Review", *European Central Bank Working Paper*, No. 261, September.
- Carlson, John B. and Benjamin D. Keen (1995), "M2 Growth in 1995: A Return to Normalcy", Economic Commentary, the Federal Reserve Bank of Cleveland, December. <http://www.clevelandfed.org/Research/com96/1295.htm>.
- Cheung, Y., and K.S. Lai (1993), "Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Co-integration," *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, Vol. 55, pp. 313-328.
- Chowdhury Abdur R. (1997) "The Financial Structure and the Demand for Money in Thailand, *Applied Economics*, Vol. 29, pp. 401-409.
- Christiano L.J. and T.J. Fitzgerald (2003), "The Band Pass Filter", *International Economic Review*, Vol. 44, pp.435-465.
- Cuddington, J. (1983), "Currency Substitution, Capital Mobility and Money Demand", *Journal of International Money and Finance*, Vol., pp.111-33.

- Deadman, D.F. (1995), "The Demand for Money in LDCs: Empirical Results", in S. Ghatak (ed.), *Monetary Economics in Developing Countries*, second edition, London, Macmillan Press.
- Dewald, Wiliam G. (1998), "M2 Velocity Looks to be on a New Track", *Monetary Trends*, FRB St. Louis, cover, October.
- Diebold, F. and R. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. No.3, pp. 253-65.
- Dotsey Michael, Carl D. Lantz, and Lawrence Santucci (2000), "Is Money Useful in the Conduct of Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 86/4, Fall 2000.
- ECB (2001), "Framework and Tools of Monetary Analysis", *ECB Monthly Bulletin*, May 2001, pp.41-58.
- ECB (2004), "Monetary Analysis in Real Time", *ECB Monthly Bulletin*, October 2004, pp.43-66.
- ECB (2005a), "General Assessment of Liquidity Conditions in the Euro Area", *ECB Monthly Bulletin*, March 2005, pp.19-21.
- ECB (2005b), "Money Demand and Uncertainty", *ECB Monthly Bulletin*, October 2005, pp.579-74.
- Ecrisson, N.R. (1999), "Empirical Modelling of Money Demand", in Lutkepohl H. and J. Wolters (eds.), *Money Demand in Europe*, Physica-Verlag, Heidelberg, pp. 29-49.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, March, pp. 251-276.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin (1997), "Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy ?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, pp.279-304.
- Eviews 5 *User's Guide*, Quantitative Micro Software, April 15, 2004.
- Ewing, Bradley T. and James E. Payne (1999), "Long-run Money Demand in Chile", *Journal of Economic Development*, Vol. 24, No. 2, December, pp.177-190.
- Fair, R.C. (1987), "International Evidence on the Demand for Money," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69. pp.473-480.
- Fase M.M.G., and C.C.A. Winder (1999), "Wealth and the Demand for Money in the European Union, " in Lutkepohl H. and J. Wolters (eds.), *Money Demand in Europe*, Physica-Verlag, Heidelberg, pp.241-258.
- Feldstein, Martin, and James H. Stock (1994), "The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP", in N. Gregory Mankiw, ed., *Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press.
- Fisher, I. (1911), *The Purchasing Power of Money*, MacMillan, New York.
- Frenkel, Jacob (1977), "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money: The German Hyperinflation", *American Economic Review*, Vol. 67, September, pp.653-670.
- Frenkel, Jacob (1980), "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money-The German Hyperinflation: Repl", *American Economic Review*, Vol. 70, September, pp.771-775.
- Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner (1996), "A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets", *Brookings Paper on Economic Activity I*: pp.77.146.
- Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner (1992), "Money, Income, Prices, and Interest Rates", *The American Review*, Vol. 82, June 1992, pp. 472-492.
- Friedman M. (1963), *Inflation, Causes and Consequences*. Asia Publishing House, Bombay.
- Friedman Milton (1956), "The Quantity Theory of Money: A Restatement," in Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago University Press, Chicago, pp.3-21.
- Friedman Milton (1959), "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results", *Journal of Political Economy*, Vol. 67, August, pp.327-351.
- Friedman Milton and Schwartz, Anna J. (1982), *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom*, Chicago: U. of Chicago Press.

- Friedman Milton and Schwartz, Anna J. (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Chicago: U. of Chicago Press.
- Goldfeld, Stephen M. (1973), "The Demand for Money Revisited," *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.3, pp.577-646.
- Goldfeld, Stephen M. and Daniel E. Sichel (1990), "The Demand for Money," in Friedman B.M. and F.H. Hahn, (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. I, North Holland, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V., Chapter 8, pp. 299-356.
- Gregory, A.W. and B.E. Hansen (1996), " Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp.99-126.
- Hansen, B.E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressors with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, No.3, pp.321-335.
- Harvey, D.,S. Leybourne, and P. Newbold (1997), "Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors", *International Journal of Forecasting*, Vol. 13, No.2, pp.281-91.
- Hayo, Bernd (2000), "The Demand for Money in Austria," *Empirical Economics*, 2000, Vol. 25, Issue 4, pp. 581-603.
- Horn, Gustav A. (2005), *Excess Liquidity -Is there a Danger for the Euro Area?*, Briefing Paper, IMK, Dusseldorf, January. http://www.europarl.eu.int/comparl/econ/emu/20050314/horn_en.pdf
- Issing, Otmar(2005), The Role of Money in the Monetary Policy Strategy of the ECB, speech by Otmar Issing, member of the Executive Board of the ECB Workshop on "What Central Banks can learn from monetary and credit aggregates", Eltville, 28 October, 2005.
- 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, pp.169-210.
- Johansen S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Judd, John P., and John L. Scadding (1982), "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature," *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No.3, September, pp.993-1023.
- Khalid, Ahmed M. (1999), "Modelling Money Demand in Open Economies: the Case of Selected Asian Countries," *Applied Economics*, Vol. 31, Number 9, September 1, 1999 , pp.1129 - 1135.
- Laidler, D.E.W. (1982), *Monetarist Perspectives*, London, Phillip Allan.
- Laidler, D.E.W. (1977), *The Demand for Money: Theories and Evidence*, second edition, London, Harper & Row.
- Laidler, D.E.W.(1993), *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*, Fourth Edition, HarperCollins College Publishers, New York.
- Lee, T.H., anf K.J. Chung (1995), "Further Results on the Long-run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, 9, pp.103-113.
- Leeper (2003), Eric M. and Jennifer E. Roush (2003), "Putting 'M' Back in Monetary Policy", *International Finance Discussion Paper*, 761, Board of Governors of the Federal Reserve Bank.
- Leventakis, J.A. (1993), "Modelling Money Demand in Open Economies over the Modern Floating Rate Period", *Applied Economics*, Vol. 25, pp. 1005-12.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *The Phillips Curve and Labor Markets*, eds. K. Brunner and A. Melzer, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy Vol. 1, pp.19 - 46.
- Luis Catela Nunes(2004), *A Practioner's Guide to Unit Root Testing With Trend Breaks*, *Faculdade de Economia*, Universidade Nova de Lisboa, March 26.
- MacLaury, Bruce K. (1975), "Monetary Policy for 1976—A Primer", *1975 Annual Report Essay*. Bruce K. MacLaury, President of Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- McCandless George T. Jr. and Warren E Weber (1995), "Some Monetary Facts", *Federal reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 19, No. 3, Summer 1995, pp.2-11.

- McKenzie, C.R. (1992), Money Demand in an Open Economy", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.6, pp. 176-198.
- Mckinnon, Ronald I.(1982), "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard," *American Economic Review*, Vol. 72, pp.320-33.
- Mehra, Yash P. (1991), An Error Correction Model of US M2 Demand, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, May/June, 1991.
- Mishkin(2004), " The Demand for Money", Chapter 22, *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Seventh Edition, published by Pearson Addison-Wesley.
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp.3-10.
- Moreno Ramon and Reuven Glick (2001), "Is Money Still Useful for Policy in East Asia?" in *Inflation Targeting: Theories, Empirical Models and Implementation in Pacific Basin Economies*, November 15-18, 2001 Seoul, Korea, Proceedings of the 14th Pacific Basin, Central Bank Conference.
- Nell, Kevin S. (1999), "The Stability of Money Demand in South Africa, 1965-1997", *Studies in Economics*, No. 9905, Department of Economics, University of Kent.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics* 10: 139-162.
- Pakko, Michael R. (1995), "The FOMC in 1993 and 1994: Monetary Policy in Transition", *Review*, The Federal Reserve Bank of St. Louis. March/April 1995, pp.3-20.
- Perron, P., (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57, pp.1361-1401.
- Ragan Kelly and Bharat Trehan(1998), "Is It Time to Look at M2 Again?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, No.98-07 (March 6, 1998)
- Sims, Christopher A. (1980), " A Comparison of Interwar and Postwar Cycles: Monetarism Reconsidered", *American Economic Review*, Vol.70, May, pp.250-257.
- Small David H. and Richard D. Porter (1989), "Understanding the Behavior of M2 and V2," *Federal Reserve Bulletin*, Vol. 75, pp. 244-254.
- Solans(2003), "Financial Innovation and Monetary Policy", Speech by Eugenio Domingo Solans, Member of the Governing Council and of the Executive Board of the European Central Bank, delivered at the 38th SEACEN Governors Conference and 22nd Meeting of the SEACEN Board of Governors on "*Structural Change and Growth Prospects in Asia - Challenges to Central Banking*", Manila, 13 February 2003.
- Stern, Gary and Preston Miller (2004), "Avoiding Significant Monetary Policy Mistakes", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 28, No.2, December 2004, pp.2-9.
- Vogelsang, T.J. and P. Perron (1998), "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", *International Economic Review*, 39(4), pp.1073-1100.
- Zivot, E., and D.W.K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.251-270.

附表

附表 1 實證模型變數說明

變數代碼	變數名稱	變數說明	資料來源
$(m-p)$	實質貨幣餘額	名目 M2 貨幣總計數以 CPI 平減之後取對數	央行金融統計月報； 中華民國台灣地區 物價統計月報， 行政院主計處
y	實質所得	以 2001 年為基期之 68SNA 版實質國內生產 毛額（取對數）替代。	行政院主計處資料 庫
$(SR-own)$	短期利差	「其他本國短期資產報酬率(以 1-30 天期 商業本票次級市場利率代表)」與「M2 自 身報酬率(以一年期定期存款利率代表)」 之利差替代。【除以 4 折算為季報酬率】	央行金融統計月報
π	預期通膨率	以消費者物價指數(CPI)之當期季變動率 (%)替代。 DLCPI (%)	行政院主計處資料 庫
$(LR-own)$	長期利差	其他本國長期資產報酬率 (以 10 年期中央政府公債次級市場殖利率 代表)與 M2 自身報酬率(以一年期定期存 款利率代表)之利差替代。 【除以 4 折算為季報酬率】	央行金融統計月報
$(fiex)$	預期外幣資產報 酬率	國外利率與預期匯率變動率之合計數 [以 3 個月美元 LIBOR 利率(除以 4 折算為 季報酬率)與當季美元兌台幣匯率 (NT\$/US\$)變動率替代。]【季報酬率】	Bloomberg 央行金融統計月報
$(fiex2)$	預期外幣資產報 酬率	另以 10 年期美國政府公債殖利率(除以 4 折算為季報酬率)與當季美元兌台幣匯率 (NT\$/US\$)變動率之合計數替代。【季報酬 率】	Fred Economic Data II； 央行金融統計月報
$(spfiex)$	預期外幣與本國 幣資產報酬率差 距	國內外利率與預期匯率變動率之合計數 [以 3 個月美國國庫券利率與我國 3 個月定 期存款利率差距(除以 4 折算為季報酬 率)，加計當季美元兌台幣匯率(NT\$/US\$) 變動率之合計數替代。]【季報酬率】	Fred Economic Data II； 央行金融統計月報
$(spfiex2)$	預期外幣與本國 幣資產報酬率差 距	另以 3 個月美國聯邦資金利率與我國金融 業拆款加權平均利率差距(除以 4 折算為 季報酬率)，加計當季美元兌台幣匯率 (NT\$/US\$)變動率替代。【季報酬率】	Fred Economic Data II； 央行金融統計月報
$(dlstock)$	預期國內外證券 投資報酬率差距	以美國道瓊工業股價指數季報酬率與台灣 加權股價指數季報酬率之差，再加計當季 美元對台幣匯率變動率。【季報酬率】	Bloomberg 央行金融統計月報
$(dler)$	預期匯率變動率	當季美元兌台幣匯率變動率(NT\$/US\$)【季 變動率】	央行金融統計月報

¹「定存與定儲占 M2 之比重」約為 45% 左右(2005 年 3 月)。

附表 2.1 部份調整模型估計結果 (PAM 模型 3.1)

被解釋變數 ($m-p$) _t 解釋變數	PAM 模型 3.1					
	1982Q1- 2004Q4		1991Q1- 2004Q4		1992Q1- 2004Q4	
常數項	0.188	[0.98]	-0.071	[-0.39]	-0.133	[-0.69]
$(m-p)_{t-1}$	0.968*	[49.14]	0.898*	[25.42]	0.877*	[18.67]
y_t	0.0241	[0.68]	0.121*	[2.40]	0.150*	[2.34]
$(SR_t - own_t)$	-0.017*	[-2.54]	-0.015#	[-1.81]	-0.020*	[-2.25]
S1	0.026	[7.87] *	0.027*	[6.53]	0.028*	[7.74]
S2	-0.013	[-3.74] *	-0.007	[-1.35]	-0.005	[-1.22]
S3	0.001	[0.16]	0.005	[1.24]	0.005	[1.05]
Adj. R^2	0.999761		0.998846		0.998404	
S.E.R	0.011609		0.009909		0.010110	
Wald test (F test) (1-c(2)=0) Ho: 調整係數為0	2.60 (0.11)		8.25* (0.01)		6.89* (0.01)	
Wald test (F test) (C(3)/(1 - C(2))=1 Ho: 長期所得彈性為1	0.14 (0.71)		3.12# (0.08)		6.29* (0.02)	
模型診斷性檢定						
殘差序列自身相關檢定LM(1) F統計值	0.20 (0.65)		0.29 (0.59)		0.18 (0.67)	
殘差序列自身相關檢定LM(4) F統計值	1.41 (0.24)		0.89 (0.48)		0.97 (0.44)	
常態性檢定Jarque_Bera	24.1* (0.00)		27.99* (0.00)		12.73* (0.00)	
條件異質性ARCH(1), F統計值	0.36 (0.55)		0.26 (0.61)		0.77 (0.63)	
條件異質性ARCH(4), F統計值	0.13 (0.97)		0.30 (0.87)		0.61 (0.66)	
變異數異質性檢定 White Heteroskedasticity Test, F統計值	1.65 (0.12)		0.86 (0.57)		2.27* (0.04)	
函數型態設定檢定 Ramsey RESET test, F統計值 (no. of fitted term=1)	3.58 (0.06)#		0.015 (0.90)		1.07 (0.31)	
模型穩定性檢定	---		限於篇幅， 省略附圖		限於篇幅， 省略附圖	
Hansen 穩定性檢定						
● Joint L 所有參數	0.997 (1.0)		2.03 (0.07) #		2.19 (0.04) *	
● $L(\sigma^2)$ 模型誤差變異	0.27 (0.17)		0.15 (1.0)		0.21 (1.0)	
● L_i 個別係數						
常數項	0.04 (1.0)		0.04 (1.0)		0.06 (1.0)	
$(m-p)_{t-1}$	0.04 (1.0)		0.04 (1.0)		0.06 (1.0)	
y_t	0.04 (1.0)		0.04 (1.0)		0.06 (1.0)	
$(SR_t - own_t)$	0.05 (1.0)		0.06 (1.0)		0.06 (1.0)	
S1	0.10 (1.0)		0.50 (0.04) *		0.43 (0.06) #	
S2	0.17 (1.0)		0.71 (0.01) *		0.88 (0.00)*	
S3	0.08 (1.0)		0.32 (0.13)		0.35 (0.11)	

註：1. [] 中括弧內為 t 值；()，括弧內係 p 值；* 表在 5% 水準下為顯著；# 表在 10% 水準下為顯著。

2. 採用「White's heteroscedasticity consistent standard errors」估計方法。
3. 各模型皆包括 s1, s2 與 s3 所代表之 3 個季節虛擬變數，惟表中僅列出估計結果較佳之 PAM 模型 3.1 與 3.2 季節虛擬變數之估計值，其餘模型則不予贅述。
4. 殘差序列相關檢定 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: LM(1) & LM(4)。
5. 有關模型殘差檢定結果僅列出估計結果較佳之 PAM 模型 3.1 與 3.2，其餘模型則因某些係數符號和理論不符，其檢定結果不予贅述。
6. Hansen 穩定性檢定 (Hansen stability test) 參見 Hansen(1992) 說明。

附表 2.2 部份調整模型估計結果(PAM 模型 3.2)

被解釋變數 $(m-p)_t$ 解釋變數	PAM 模型 3.2		
	1982Q1-2004Q4	1991Q1-2004Q4	1992Q1-2004Q4
常數項	0.361* [2.78]	0.150 [1.01]	0.143 [0.95]
$(m-p)_{t-1}$	0.987* [73.6]	0.894* [39.13]	0.878* [36.3]
y_t	-0.009 [-0.37]	0.111* [3.21]	0.130* [3.61]
$(SR_t - own_t)$	-0.017* [-3.86]	-0.013* [-2.30]	-0.017* [-2.83]
π_t	-0.010* [-7.79]	-0.010* [-6.90]	-0.010* [-6.94]
S1	0.026 * [9.71]	0.023* [0.00]	0.024* [8.84]
S3	0.010* [3.99]	0.006* [0.10]	0.006* [2.49]
Adj. R^2	0.999840	0.999393	0.999210
S. E. R	0.009481	0.007188	0.007112
Wald test (F test) (1-c(2)=0) Ho: 調整係數為0	0.98 (0.33)	21.61* (0.00)	25.5* (0.00)
Wald test (F test) (C(3)/(1 - C(2))=1) Ho: 長期所得彈性為1	4.32 (0.04)	0.16 (0.69)	0.36 (0.55)
模型診斷性檢定			
殘差序列自身相關檢 定LM(1), F統計值	3.92* (0.05)	1.99 (0.16)	0.69 (0.41)
殘差序列自身相關檢 定LM(4), F統計值	2.34# (0.06)	0.89 (0.48)	0.75 (0.57)
常態性檢定 Jarque Bera test	6.48* (0.04)	23.0* (0.00)	10.57* (0.00)
條件異質性ARCH(1), F 統計值	0.01 (0.94)	0.46 (0.50)	0.68 (0.42)
條件異質性ARCH(4), F 統計值	0.28 (0.89)	0.68 (0.61)	0.81 (0.53)
變異數異質性檢定 White Heteroskedasticity Test, F統計值	1.35 (0.22)	0.78 (0.65)	1.48 (0.18)
函數型態設定檢定 Ramsey RESET test, F統 計值 (no. of fitted term=1)	16.3* (0.00)	0.02 (0.88)	4.36* (0.04)*
模型穩定性檢定			
Hansen穩定性檢定		限於篇幅， 省略附圖	限於篇幅， 省略附圖
● Joint L_c 所有參數	1.36 (1.0)	1.15 (1.0)	1.20 (1.0)
● $L(\sigma^2)$ 模型誤差變異	0.17 (1.0)	0.15 (1.0)	0.13 (1.0)
● L_t 個別係數			
常數項	0.22 (1.0)	0.12 (1.0)	0.16 (1.0)
$(m-p)_{t-1}$	0.24 (1.0)	0.12 (1.0)	0.17 (1.0)
y_t	0.23 (1.0)	0.12 (1.0)	0.17 (1.0)
$(SR_t - own_t)$	0.10 (1.0)	0.14 (1.0)	0.10 (1.0)
π_t	0.05 (1.0)	0.10 (1.0)	0.10 (1.0)
S1	0.14 (1.0)	0.06 (1.0)	0.06 (1.0)
S3	0.32 (0.13)	0.32 (0.13)	0.30 (0.15)

註：同附表 2.1。

附表 3 Johansen(1995)共整合向量個數檢定結果摘要

樣本期間 I (1982Q1-2004Q4)									
共整合向量個數	(3.1)式	(3.2)式	(3.3)式	(3.4a)式	(3.4b)式	(3.5a)式	(3.5b)式	(3.6)式	(3.7)式
Trace test statistic	3	2	---	3	4	4	4	4	4
Max-Eigen test statistic	0	2	---	3	4	4	4	4	4
樣本期間 II (1991Q1-2004Q4)									
共整合向量個數	(3.1)式	(3.2)式	(3.3)式	(3.4a)式	(3.4b)式	(3.5a)式	(3.5b)式	(3.6)式	(3.7)式
Trace test statistic	3	2	---	2	2	2	2	2	2
Max-Eigen test statistic	1	1	---	1	1	1	1	2	1
樣本期間 III (1992Q1-2004Q4)									
共整合向量個數	(3.1)式	(3.2)式	(3.3)式	(3.4a)式	(3.4b)式	(3.5a)式	(3.5b)式	(3.6)式	(3.7)式
Trace test statistic	1	2	3	2	2	2	2	2	2
Max-Eigen test statistic	1	0	1	0	0	0	0	1	0

註：1. 共整合關係檢定之 VAR 架構，其中根據(3.1)式之內生變數水準值之落後期數為 5，未包括季節虛擬變數；根據(3.2)式之內生變數水準值之落後期數為 4，另包括 3 個外生季節虛擬變數；根據(3.3)-(3.7)式之內生變數水準值之落後期數為 3，另包括 3 個外生季節虛擬變數；落後期數之選取主要係使模型殘差滿足無序列相關之假設。

2. * 表在 5% 之水準下為顯著（共整合關係檢定之臨界值係採用 MacKinnon - Haug-Michelis(1999)p 值；使用 Eviews 5.1 估計）。

3. (3.3)式樣本期間為 1995Q1-2004Q4，主要係因長期利率自 1995 年 1 月始有月資料。

4. 囿於篇幅，未列出詳細的共整合檢定統計值。

附表 4 共整合關係長期係數顯著性檢定

估計式	y	$SR - own$	π	$LR - own$	$fiex$	$spfiex$	$dlstock$	$dler$
(3.1) 1991- 2004	4.30* (0.04)	6.22* (0.01)						
(3.1) 1992- 2004	8.96* (0.00)	13.01* (0.00)						
(3.2)	0.73 (0.39)	4.29* (0.04)	2.45 (0.12)					
(3.3)	13.4* (0.00)			14.6* (0.00)				
(3.4a)	0.14 (0.71)	0.1 (0.75)			1.17 (0.28)			
(3.4b)	0.32 (0.57)	0.57 (0.45)			$fiex2$ 0.30 (0.58)			
(3.5a)	0.40 (0.53)	0.61 (0.44)				0.32 (0.57)		
(3.5b)	0.22 (0.64)	0.25 (0.62)				$spfiex2$ 0.72 (0.40)		
(3.6)	1.10 (0.29)	1.41 (0.24)					3.38# (0.07)	
(3.7)	0.55 (0.46)	0.85 (0.36)						0.10 (0.76)

註：1. 除了特別標示外，樣本期間為 1992Q1-2004Q4。
 2. 檢定統計量：「在共整合向量為 1 之情況下，LR Chi-square(1)檢定某特定共整合關係式變數之估計係數為 0」；惟 y 表格內數字係檢定「長期所得彈性為 1」。
 3. * 表在 5% 之水準下為顯著，# 表在 10% 下為顯著。
 4. 括弧 () 內數值為 p 值。

附表 5 弱外生性檢定---(3.1)與(3.2)式

估計式	$(m-p)_t$	y_t	$(SR_t - own_t)$	π_t
(3.1) 樣本期間(1991-2004年)	7.45* (0.01)	0.40 (0.53)	2.32 (0.13)	
(3.1) 樣本期間(1992-2004年)	5.83* (0.02)	1.10 (0.29)	6.51* (0.01)	
(3.2) 樣本期間(1992-2004年)	0.06 (0.81)	0.02 (0.88)	4.06* (0.04)	0.63 (0.43)

註：1. 虛無假設：弱外生性；亦即檢定在單一共整合向量情況下，VECM 中個別變數方程式中之「誤差修正項」係數是否為 0。
 2. 表中數字為 LM $\chi^2(1)$ 統計值，括弧內數字為 p 值。
 3. * 表在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設（誤差修正項之係數為 0）；# 表在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設。

附表 6 誤差修正模型估計結果(單一方程式)

誤差修正模型	ECM模型3.1	
	1991Q1-2004Q4	1992Q1-2004Q4
被解釋變數, $\Delta m-p$		
解釋變數	係數估計值	係數估計值
常數項	0.012* [3.38]	0.009* [2.54]
EC(-1)	-0.102* [-3.30]	-0.081* [-1.97]
$\Delta m-p(-1)$	-0.134 [-1.42]	-0.143 [-1.46]
$\Delta SR-own(-3)$	-0.019* [2.51]	-0.013 [1.33]
$\Delta m-p(-4)$	0.51* [5.23]	0.570* [4.85]
Adjusted R-squared	0.585896	0.566063
S.E. of regression	0.011643	0.011936
Akaike info criterion	-5.981753	-5.925571
F-statistic(p值)	20.1 (0.00)	17.3(0.00)
模型診斷性檢定		
殘差序列自身相關檢定LM(1) F統計值	1.77 (0.19)	1.89 (0.18)
殘差序列自身相關檢定LM(4) F統計值	0.66 (0.62)	0.95 (0.40)
常態性檢定Jarque_Bera	2.03 (0.36)	1.66 (0.44)
條件異質性ARCH(1), F統計值	0.21 (0.65)	0.00 (0.98)
條件異質性ARCH(4), F統計值	0.55 (0.70)	0.38 (0.82)
變異數異質性檢定 White Heteroskedasticity Test, F統計值	0.76 (0.64)	0.92 (0.51)
函數型態設定檢定 Ramsey RESET test, F統計值 (no. of fitted term =1)	2.26 (0.14)	1.56 (0.22)
模型穩定性檢定		
	限於篇幅 省略附圖	限於篇幅 省略附圖
Hansen穩定性檢定		
● Joint L_c 所有係數	0.75 (1.0)	0.59 (1.0)
● $L(\sigma^2)$ 模型誤差變異	0.13 (1.0)	0.26 (0.18)
● L_i 個別係數		
常數項	0.08 (1.0)	0.05 (1.0)
EC(-1)	0.08 (1.0)	0.05 (1.0)
$\Delta m-p(-1)$	0.05 (1.0)	0.03 (1.0)
$\Delta SR-own(-3)$	0.19 (1.0)	0.05 (1.0)
$\Delta m-p(-4)$	0.04 (1.0)	0.06 (1.0)

註：1. 誤差修正模型 ECM3.1 (樣本期間 1991Q1-2004Q4) 中之共整合關係式為

$$(m-p)_t = -3.24 + 1.358 \cdot y_t - 0.187 \cdot (SR_t - own_t)。$$

2. 誤差修正模型 ECM3.1 (樣本期間 1992Q1-2004Q4) 中之共整合關係式為

$$(m-p)_t = -2.96 + 1.34 y_t - 0.192 \cdot (SR_t - own_t)。$$

3. 各誤差修正模型中，對於係數估計值不顯著之變數落後差分項，大多予以剔除；惟為了使模型之殘差項符合無序列自身相關、無變異數異質性，以及模型符合穩定性等假設，某些係數估計值不顯著之變數落後差分項仍予以保留。

4. 表在 5%水準下為顯著，#表在 10%水準下為顯著。

5. [] 括弧內數字為 t 統計值；() 括弧內數字為 p 值。

6. 殘差自身相關檢定為 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test，採用 F 統計值。

7. 常態性檢定採用 Jarque-Bera 統計值。

8. ARCH 檢定採用 F 統計值。

9. Hansen 穩定性檢定(Hansen stability test)參見 Hansen(1992)說明。

