



RRPG90050051(126.P)

中央銀行委託研究報告

# 資產價格與中央銀行政策

計畫委託機關：中央銀行經濟研究處

受委託者：台灣大學經濟系陳南光

中央大學經濟系徐之強

中華民國九十一年一月

中央銀行委託研究報告

90cbc—經 1

# 資產價格與中央銀行政策

受委託者：陳南光  
徐之強

中華民國九十一年一月

# 資產價格與中央銀行政策\*

(修正後期末報告, 2002年1月10日)

陳南光

臺灣大學經濟學系

徐之強

中央大學經濟學系

---

\*作者感謝毛慶生教授，朱美麗教授，與央行參與討論人員的寶貴意見。

## 目錄

### 1 前言

#### I 文獻回顧與討論

### 2 資產訂價模型

#### 2.1 股利現值模型

#### 2.2 消費的 CAMP(Capital Asset Pricing Model)模型

#### 2.3 討論

### 3 資產價格貨幣政策傳遞機制與實質經濟活動

#### 3.1 貨幣政策對資產價格的影響

#### 3.2 資產價格影響總需求

#### 3.3 資產價格對貨幣變數以及實質經濟活動的回饋效果

#### 3.4 實証結果

#### 3.5 資產價格下跌對於銀行體系的影響

### 4 資產價格的情報內涵

#### 4.1 各項資產價格的訊息內容

##### 4.1.1 利率

##### 4.1.2 期限利差

##### 4.1.3 倒帳風險利差

##### 4.1.4 股價與股利收益

##### 4.1.5 不動產價格

##### 4.1.6 討論

#### 4.2 物價指數與貨幣政策

### 5 股價與貨幣政策

#### 5.1 日本資產價格崩跌前後的總體經濟變數與貨幣政策

##### 5.1.1 資產價格膨脹期間的貨幣政策

##### 5.1.2 資產價格崩跌後的總體經濟變數

##### 5.1.3 資產價格崩跌後的貨幣政策反應

- 5.2 日本資產價格崩跌前後的貨幣政策與金融監理政策評價
  - 5.2.1 資產價格膨脹期間的貨幣政策評價
  - 5.2.2 資產價格崩跌後的貨幣政策與金融監理政策評價
- 5.3 金融當局是否應對資產價格的波動作出回應？
  - 5.3.1 用貨幣政策對資產價格的波動作出回應
  - 5.3.2 用選擇性信用管制對資產價格的波動作出回應

## II 台灣的實証分析

- 6 兩變數的因果關係和外生衝擊的動態走勢
  - 6.1 股價與房價
  - 6.2 股價與消費者物價指數(CPI)
  - 6.3 股價和實質銀行信用
  - 6.4 房價和實質銀行信用
  - 6.5 M1B 和銀行信用
  - 6.6 M1B 與股價
  - 6.7 調整後準備貨幣和銀行信用
- 7 資產價格的情報內涵:
  - 7.1 股價波動對核心 CPI 變動的預測能力
  - 7.2 股價波動對 GDP 變動的預測能力
  - 7.3 房價波動對 CPI and GDP 變動的預測能力
- 8 資產價格影響總體經濟變數的傳遞管道
  - 8.1 股票財富與消費
    - 8.1.1 VECM 估計
    - 8.1.2 暫時性衝擊和恆久性衝擊
    - 8.1.3 股票財富效果之對稱性
  - 8.2 股票市值與投資
  - 8.3 消費、投資與房價
  - 8.4 資產價格、銀行信用、貨幣政策和產出
- 9 結論

9.1 文獻回顧結論

9.2 台灣的實証分析結論

9.3 綜論

9.3.1 擔保品價值與景氣同向循環(pro-cyclical)的特質

9.3.2 銀行為主體的金融體系與審慎的監理

9.3.3 政府保證與道德危險問題

9.3.4 公司控管(Corporate Governance)與掠奪(Looting)

9.3.5 金融當局是否應對資產價格的波動作出回應?

## 1 前言

自 1980 年代以來，各國的資產市場，包括股票市場、房地產市場、債券市場、外匯市場等，均出現比以往更大幅度以及更密集的波動。股票與不動產價格的巨幅波動，以及其間數次市場崩盤所引發的系統性危機的風險以及後續效應，使各國央行不得不積極研究資產價格變動所傳達的訊息，並且思考應對之道。對各國的央行而言，一個重要的問題是貨幣當局應否運用貨幣政策回應資產價格的波動藉以穩定各產出和物價變動。

然而，這並不是一個容易回答的問題。首先央行必須清楚自己的政策目標。其次，到底要用那些政策工具影響資產價格，以及這些政策工具如何影響資產價格。然後，是要了解資產價格波動影響經濟活動的傳遞管道以及影響的幅度大小。最後，央行還要了解資產價格變動的訊息內含為何，才能決定是否應干預資產價格以及干預的方式。這些雖然各國獨立但又層層相扣的問題均值得一仔細研究。

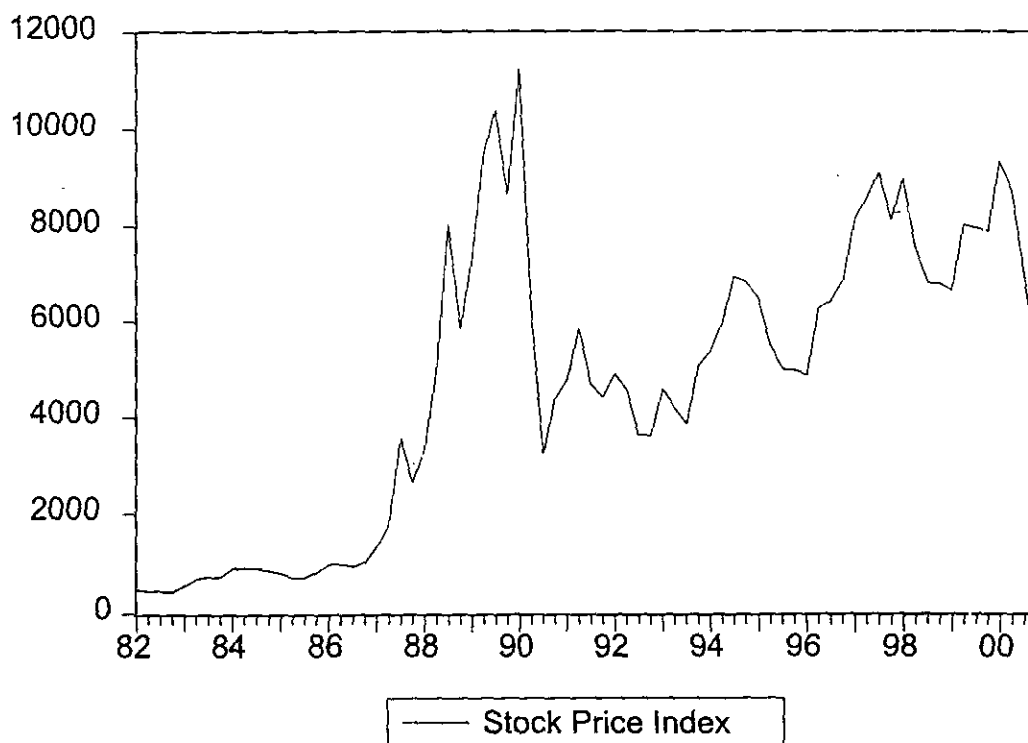
自 1980 年中期至 1990 年代初，從東亞至中南美等新興國家，到日本、北歐國家、美國部份區域，均經歷了以股票與不動產價格為主的資產價格膨脹與萎縮的循環(boom-bust cycle) (Borio, Kennedy, and Prowse (1994), Higgins and Osler (1997), Kaminsky and Reinhart (1999))。1994 年由墨西哥引發以及 1997 年的亞洲金融危機中，資產價格的崩跌更由股市、房地產市場擴及匯率和衍生性金融商品市場。以台灣而言，在 1982:Q1~2000:Q4 期間的 CPI 成長率標準差為 1.8%，而股價指數的該項值卻高達 22.7%，房價指數為 6.9%，固定投資 7.4%，消費和 GDP 均約為 2.5% (請見表 1)。在 1986 至 1990 年初，台北股市指數上漲約 1000%；1990 年初崩盤後在 6 個月內指數下跌超過 2/3 (請見圖 1)，而市值萎縮高達 75%。若以股票市值作為衡量大眾所持有的股票財富總值，則此金額從 1962 年 12 月的 68 億大幅成長至 2000 年 3 月的 14 兆 2 千多億達到最高點後開始下跌，到 2000 年年底仍較股票市場發展初期有將近 1200 倍以上的成長，股票市值走勢請參見圖 2。另外，從不動產資料可算

出 1986 至 1990 年間大台北地區的房價漲了 400%；1990 年以後，雖不至於像全面崩潰，但此後即持續疲弱不振<sup>1</sup>(請見圖 3)。

表 1 平均成長率與標準差(1982:Q1-2000:Q4)

	Growth Rate	Standard Deviation
加權股價指數	5.4%	22.7%
房價	2.2%	6.9%
CPI	2.1%	1.8%
消費	8.1%	2.5%
投資	7.9%	7.4%
GDP	7.5%	2.5%

圖 1 歷年加權股價指數之變動



<sup>1</sup> 注意，這是大台北地區的房價。其他縣市應有明顯的跌幅。



圖 2 歷年股票市值之變動(新台幣億元)

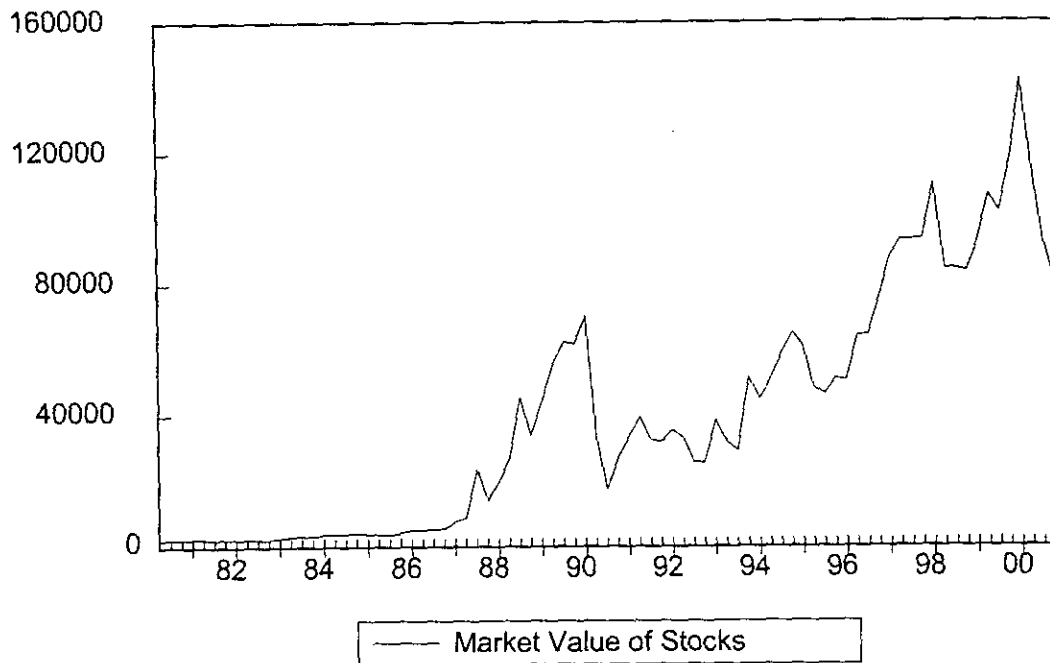
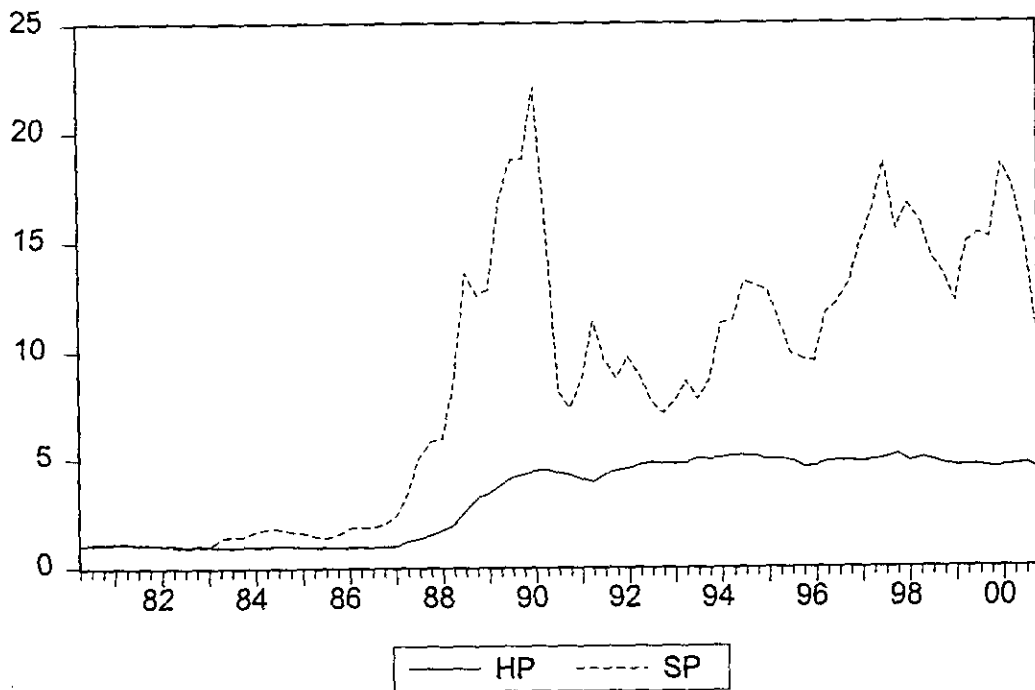


圖 3 大台北地區的房價指數與加權股價指數: 1980:Q2=1



由於家計單位的單項最巨額財富是土地和不動產，而公司企業的淨值的主要部份是權益證券(equity)；再者，由於股權日益分散化，股票在一般家計單位的資產組合的地位日益重要，資產價格巨幅波動會造成一般家計單位的財富市值和公司企業的淨市值在短期內急速膨脹與萎縮。這個效果可以透過不同的傳輸管道擴大並延續原先的衝擊，進而影響消費和投資，乃至借貸、生產。另外，由於許多央行均以穩定國內一般物價水準為首要目標，資產價格與一般物價的關係也是必須深入了解的問題。資產價格也可能蘊含未來一般物價變動走勢和產出缺口的訊息。基於此，資產價格的變動似乎可作為貨幣政策指標或預測未來總體經濟情勢的工具，進一步納入央行的反應函數。

雖然理論上我們可以建立模型推導出資產價格在貨幣政策傳遞機制中的重要性，也可以在邏輯上認定資產價格對實質經濟活動和物價膨脹可以具有深遠的影響，但是近來有關貨幣政策和資產價格的實証研究仍然無法為央行提供清晰可行的綱領。到目前為止，許多證據顯示資產價格是否能成為有用的貨幣政策指標或作為預測工具，仍有待進一步研究。我們對文獻的理解可歸納為以下幾方面。

首先，股價和不動產價格中可能含有“泡沫”的說法一直是爭論的議題。而如何將價格中基本面與非基本面分離向來困擾經濟學家。資產價格不僅決定於傳統的未來收益現值公式，更受到預期、借貸限制、政策環境等因素影響。因此，如何解讀資產價格所蘊含的訊息至關重要。但是許多研究顯示資產價格的訊息內含雜訊太多，與未來總體經濟變數，包括未來物價變動的關係不穩定，即使在事後也不易認定(BIS (1998), Smets (1997), Kennedy et. al. (1998), Goodhart and Valdes (2000), Hutchinson (1994))。

其次，理論上許多研究強調，資產價格與資產負債表狀況不佳所造成的借貸限制(廣義的資產負債表效果)的傳遞機制 (Bernanke and Gertler (1989), Kiyotaki and Moore (1997), Chen (2001))，和  $q$  理論對投資的影響，以及財富效果對消費的影響。這些理論在實証上的結果顯著性各有不同(BIS (1998), Ludvigson and Steindl (1999), Peek and Rosengren(2000), Tease (1993), 和 Kasa (1998))。

有關資產價格是否含有未來總體經濟活動和物價膨脹的訊息，股票與不動產價格是否是一項良好的預測工具？甚或能否成爲一項有用的貨幣政策指標？學者們的看法是，央行勢必要擁有比市場更多的訊息方能有效地運用這項工具。Fuhrer and Moore (1992)甚至認爲單是把資產價格納入央行反應函數便足以改變這項指標的性質。Bernanke and Gertler (1999) 與 Reinhart (1998)發現央行對資產價格變動的積極回應會使產出的波動加劇。

最後，當央行察覺到“泡沫”正在形成中時，是否應提前採取行動因應？Cogley (1999), Bernanke and Gertler (1999, 2001)和 Filardo (2001) 認爲，當資產價格的訊息內涵不明確時，或是央行無法判定股價變動是來自泡沫或是隱藏性的基本面因素，央行刻意提前採取因應行動戳破資產價格膨脹，反而是破壞穩定性的政策。

以上討論雖然對於央行積極使用資產價格這項工具不表樂觀，但各國的金融市場與機構體系與政策環境均大不相同，而上述這些問題均必須根據各國的資料來加以回答。這也是本研究的目的。本研究計劃將祇針對股價與不動產價格這兩項資產價格進行討論。其他的重要資產價格，像是匯率和期限利差，雖然已有央行正式或非正式採用作爲貨幣政策的操作目標，但過去有關匯率與期限利差的研究遠遠超過股價與不動產價格。

本計劃分爲兩大部分。第一部分討論文獻上所關心的一些相關的議題：(1) 討論股價和不動產價格的決定因素和基本面的評價方式，和資產價格泡沫的存在與認定問題。(2)討論資產價格的情報內涵：資產價格是否會對未來的物價膨脹有直接的影響？資產價格可能含有其他貨幣政策指標所未具有的有關未來總體經濟活動和物價膨脹的訊息嗎？(3)我們討論各種資產價格的傳遞管道與其強度，包括資產價格如何影響借貸融資、消費和投資等總體經濟活動。我們也討論政府的一些金融管制措施以及金融安全網等，對於資產價格的影響。(4)討論資產價格與貨幣政策。根據以上的討論，分析央行是否對資產價格的變動作出反應。我們分析其正反理由，及其困難所在。如果央行決定將資產價格納入貨幣政策決策過程，對於這項工具的使用應到何種程度？僅供參考或者納入央行的反應函數？另外，當央行察覺到“泡沫”正在形成中時，有無必要及早戳破？其次，我們討論融資比例限制(margin

requirement)對於抑制股價波動的效果。最後，我們以日本為個案，討論 1990 年初日本資產價格崩跌前後的總體經濟走勢，日本央行的政策反應以及評價。

在第二部分裡，我們使用台灣的資料作實証分析。我們針對下列幾項議題進行分析：(1)檢視台灣股票與不動產這兩種資產價格之間的關係及其與其他總體變數的配對關係；(2) 估計資產價格可能含有未來總體經濟活動和物價膨脹的訊息；(3)估計資產價格影響總體經濟變數以及貨幣政策影響資產價格的傳遞管道。

# I 文獻回顧與討論

## 2 資產訂價模型

由於持有資產的目的是希望獲取該資產未來所能分派得的報酬以及未來轉手時所得到的資本利得。我們考慮一個一般性的資產計價模型：

$$Q_t \equiv \frac{Q_{t+1} + u_{t+1}}{1 + R_{t+1}},$$

其中  $Q_t$  是  $t$  期資產價格， $R_{t+1}$  是  $t$  期至  $t+1$  期間的折現率， $u_{t+1}$  是使用(或持有)該資產一期的使用成本(user cost)。為了方便說明起見，以下我們使用股票價格為例，討論股票的評價模型以及實証文獻的結果。

### 2.1 股利現值模型

我們從以下的定義式開始

$$R_{t+1} \equiv \frac{Q_{t+1} + D_{t+1}}{Q_t} - 1, \quad (1)$$

$R_{t+1}$  是投資人持有股票一期( $t$  期至  $t+1$  期)的淨報酬， $Q_{t+1}$  是  $t+1$  期股票價格， $D_{t+1}$  是  $t+1$  期股利。我們先假設預期股票報酬為常數  $E_t(R_{t+1}) = R$ ，如此， $t$  期資產價格可表示成該資產  $t+1$  期預期價格與股利的現值  $Q_t = E_t[\rho(Q_{t+1} + D_{t+1})]$ ，其中  $\rho = 1/(1+R)$  為折現因子。將上式往前遞移  $k$  期並且利用遞延預期法則(Law of Iterated Expectations)，反覆代入結果得到

$$Q_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^k \rho^i D_{t+i} \right] + E_t \left[ \rho^k Q_{t+k} \right], \quad (2)$$

當未來的預期股價現值不趨近於零時， $\lim_{k \rightarrow \infty} E_t[\rho^k Q_{t+k}] \neq 0$ ，表示有泡沫存在。令這項值為  $B_t$ 。Blanchard and Watson (1982) 假設泡沫成長的時徑有一固定的機率會破

減，則該泡沫的預期淨報酬為零： $B_t = \rho E_t(B_{t+1})$ 。這種泡沫稱為理性泡沫(rational bubble)。意思是投資人明知市場評價與基本面價格存在有差距，但祇要預期淨報酬不為負，則仍然預期這個泡沫會持續下去。資產泡沫是否存在，理論和實証上仍是爭論不休的問題。即使是歷史上非常有名的鬱金香狂熱(Tulipmania)，英國的南海泡沫(South Sea Bubble)與法國的密西西比泡沫(Mississippi Bubble)，也被認為可以用基本面的變動來解釋 (Garber(1989))。

關於泡沫存在性的問題，值得注意的一個理論模型是 Tirole (1985)。他考慮一個代代綿延(OLG)的一般均衡模型，並加入 Blanchard and Watson 式的理性泡沫，他發現泡沫的存在將使得泡沫的價值超過社會總財富，違反了個別消費者的預算限制式。祇有一個資本過度累積的經濟社會(使得利率低於經濟成長率)，泡沫才能存在。這動態的無效率(dynamically inefficient)經濟社會在許多已開發國家不太可能存在。Abel et al. (1989)發現美國不符合此種動態的無效率性。至於許多新興發展國家，則有可能滿足該條件。

如果我們假設  $\lim_{k \rightarrow \infty} E_t[\rho^k Q_{t+k}] = 0$ ，則表示資產價格沒有泡沫存在。因此當  $k$  趨近無限大時，此式右邊第二項消失，資產價格可表示為未來股利的現值：

$$Q_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^k \rho^i D_{t+i} \right], \quad (3)$$

這個資產評價的公式通常稱為基本面(fundamental)的股價。我們可以作進一步的簡化，假設股利的成長率  $g$  是固定的， $E_t[D_{t+i}] = (1+g)^i D_t, \forall i$ ，而且  $g < R$ 。根據以上假設，在理性預期之下，上式可化約為以下的通稱為 Gordon 成長模型的資產評價公式

$$Q_t = D_t / (R - g), \quad (4)$$

此式可以很快地轉換成其他可驗證的公式。比如，可以表示成股利對股價的比例(等於無風險實質利率加上風險溢酬減去股利成長率)，或是  $P/E$  (Price-earnings)比例等。此資產評價公式的特點是即使股利不變之下，而且沒有泡沫存在的情況下， $R$  或  $g$  些微的改變便足以造成資產價格極大幅度的變動。當然，這結果的前提是投資

人對於利率或股利成長率改變的看法是長期的<sup>2</sup>。若市場認為利率的降低是暫時性的，對於股價的影響則較小。

Reinhart (1998)用簡單的 Gordon equation 進行估計，發現美國股價在 1987 年崩盤之前嚴重高估約 60%。而 1990-1996 年間卻是低估，直到 1997 年之後才有高估的現象。Capel and Houben(1998)發現如果要用 Gordon equation 來解釋荷蘭的股價走勢，在 1995-1996 年間，風險溢酬必須在 3-4%之間。而到了 1997 中期，風險溢酬必須低至 2%以下，顯示荷蘭股價在 1997 年年中起有資產價格膨脹的問題。

回到第(1)式。由於股價和股利通常以對數型式成長，我們將(1)式兩邊取自然對數，並利用  $d_{t+1} = \log(D_{t+1})$ ,  $q_{t+1} = \log(Q_{t+1})$ ,  $r_{t+1} = \log(1 + R_{t+1})$ ，再利用一階泰勒展開，我們得到一條股價對數的一階差分方程式  $r_{t+1} \approx k + \beta q_{t+1} + (1 - \beta)d_{t+1} - q_t$ ，其中  $k = -\log(\beta) - (1 - \beta)\log(1/\beta - 1)$ ,  $\beta = (1 + \exp(E(d_t - q_t)))^{-1}$ 。對上式往前遞移  $k$  期並反覆代入，而且排除泡沫的存在( $\lim_{k \rightarrow \infty} \beta^k q_{t+k} = 0$ )。最後在給定  $t$  期訊息之下，對該式兩邊作預期

$$q_t = \frac{k}{1 - \beta} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [(1 - \beta)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \right], \quad (5)$$

此式稱為動態的 Gordon 成長模型(Campbell and Shiller (1988))。假設投資者預期皆是同質的(homogeneous)與市場立即結清，上式的意義是股價對數是未來預期股利對數加權平均的現值，而折現因子是隨機的預期均衡股價報酬。此式表示目前的高股價必定伴隨著未來的高預期股利或低預期報酬，或兩者的組合。上式也可寫成股利對股價比率的對數形式：

$$d_t - q_t = -\frac{k}{1 - \beta} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}] \right], \quad (6)$$

其意義是當股利的預期成長降低或股票預期報酬上升時，股利對股價比率之對數上升。此式的重要性在於當  $d_t$  和  $q_t$  有單根時， $d_t$  的變動(也就是  $\Delta d_{t+1+j}$ )就是定態的

<sup>2</sup>比如說，假設  $D = \$1$ ,  $R = 6\%$ ,  $g = 4\%$ ，則起初股價  $Q = \$50$ 。當市場認為利率會永久性下降 1% 時，則股價可漲至 \$100。

(stationary)。因此，只要預期股票報酬是定態的，則(6)式的右邊就成為定態的。而且，這表示(6)式的左邊(也就是股利對股價比率)就成為定態了，也就是說股價和股利有共整合關係。如此便可進行各項假說的估計和檢定了。

第(6)式隱含一項重要的假說，也就是股利對股票比率有助解釋股票報酬。Campbell et al. (1997)用美國的資料發現，必須在持股期間夠長的情況下，股利對股票比率對於股票報酬才會顯出較佳的預測力。另外，基於類似的股利現值模型，也有另一支龐大的文獻檢驗過度波動(excess volatility)的假說，目前已少有新作(請見 Gilles and LeRoy(1991)與 Shiller(1989))。

## 2.2 消費的 CAPM(Capital Asset Pricing Model)模型

一般所熟知的股利現值模型(第(3)式)也可以從一個消費者跨期選擇的極大化問題導出。該消費者每期在給定的股票價格之下，決定消費和股票投資的數額，以極大化其終身預期效用的現值，可求得

$$Q_t = E_t \left[ \frac{\delta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (Q_{t+1} + D_{t+1}) \right], \quad (7)$$

其中  $U$  是效用函數， $C$  是個別消費者的消費， $\delta$  是消費者主觀的折現因子。上式中的跨期邊際替代率可視為一個令無套利機會條件(arbitrage condition)成立的隨機折現因子(stochastic discount factor)： $\rho_{t+1} = \frac{\delta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ 。在實証上，通常我們會作一些簡化的假設，使得個別消費者可以加總成為一個代表性消費者。在(7)式內跨期邊際替代率中的消費項  $C_t$  便可視為總消費。如此，稍加轉換之後，便可寫成 CAPM 的一般式。因此(7)式也稱為 Consumption-based CAPM (CCAPM)<sup>3</sup>。

第(7)式可進一步表示成該資產預期報酬的現值，而其隨機的折現因子正是消費者的跨期邊際替代率：

<sup>3</sup> CAMP 和 APT 主要關心的是市場風險(以及其他風險)與股票報酬的關係，但顯少觸及股價本身的評價問題。



$$Q_t = E_t[\rho_{t+1}(Q_{t+1} + D_{t+1})], \quad (8)$$

因此  $\rho_{t+1}$  也稱為 pricing kernel。將上式往前遞移  $k$  期，並令資產價格沒有泡沫存在 ( $\lim_{k \rightarrow \infty} E_t(\prod_{j=1}^k \rho_{t+j})Q_{t+k} = 0$ )。因此當  $k$  趨近無限大時，資產價格可表示為未來股利的現值：

$$Q_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} (\prod_{j=1}^i \rho_{t+j}) D_{t+i}, \quad (9)$$

這可視為第(3)式的一般化型式。

第(9)式隱含了預期股票報酬和消費成長率之間的關係。Campbell et. al.(1997)發現美國的股票(和商業本票)報酬並沒有任何方向的領先關係。另一方面，McGrattan and Prescott (2000)在資產評價模型裏加入了無形資產(包括專利、商標、人力資本)和國外分公司淨資產，結果他們發現美國股價即使在快速飛長的整個1990年代，並未有高估的現象。

### 2.3 討論

第(4)式這個非常簡化的模型用在估計上，並不太切實際。因為我們假設股利成長率  $g_t$  和折現因子 ( $\rho_t$ ) 為常數，這通常祇能適用在某國的某一時期。尤其折現因子涉及市場風險和投資人對未來經濟活動的預期和對於風險的看法，是經濟學者與金融當局不易觀察得到的隨機變數，這也是一般所稱的隱藏的基本面(hidden fundamentals)。所以，即使(6)或(9)式允許折現因子和股利成長率可隨時間改變，但是我們仍必須對股利和折現因子的隨機過程作假設。因此，即使事先排除資產泡沫的可能，要正確地估計基本面價格也是不容易。更何況如果確實有泡沫存在，如何從資產價格的變動中析離出基本面和泡沫則更加困難。另外，許多研究均指出1980年代中期開始的全球性資產價格膨脹的背後，有一項共通的因素。也就是在當時各國陸續進行金融鬆綁，導致銀行信用快速擴張，成為支撐資產價格持續攀升

的主要動力。(Borio et al. (1994), Peek and Rosengren (1992, 1995), Higgins and Osler (1997), Bernanke and Gertler (1995))。

綜言之, 資產價格的變動的可能來自: (1)對未來企業獲利與經濟成長前景的預期。這些對經濟成長前景的預期可能是經濟學家和金融當局沒有觀察到的隱藏性的基本面; (2)金融鬆綁與自由化和稅法改變等制度性因素, 使得信用擴張的成長起了結構性的變化, 助長資產價格的上升; (3)人們對於風險的看法改變。當人們願意冒更大的風險時, 也就是投資大眾所要求的風險貼水降低時, 在其他條件不變下, 資產價格的成長更會高於往常。投資大眾對於風險的看法可能受到政策環境的影響, 比如說, 如果人們認為一旦股價崩跌, 政府便可能進場護盤, 則其所要求的風險貼水便會降低, 從而刺激股價上揚。

### 3 資產價格貨幣政策傳遞機制與實質經濟活動<sup>4</sup>

我們從兩個方向來看資產價格在貨幣政策傳遞機制中所扮演的角色。一是貨幣政策如何透過影響資產價格進而影響實質經濟活動。二是資產價格的變動對於貨幣變數以及實質經濟活動的回饋效果。

#### 3.1 貨幣政策對資產價格的影響

貨幣政策如何影響股價和不動產價格？可能的一個管道是寬鬆的貨幣政策使利率下降，持有債券的報酬率相對其他資產不具吸引力，因此投資人轉向多持有其他資產，股價和不動產價格因而上漲 (Mishkin (2001))。另外一個管道是寬鬆的貨幣政策使得銀行的準備增加，放款能力上升，當銀行增加的放款有用在股票和不動產的融資時，股價和房價也就上升了。

#### 3.2 資產價格影響總需求

首先，資產價格的改變可直接影響總需求，像是消費和投資支出。當家計單位所擁有的資產價值上升，消費支出可透過財富效果(wealth effect)增加。根據 Modigliani 的生命循環模型(life-cycle model)，消費者的支出受其終身財富影響。終身財富的主要項目除了終身工資所得現值之外，還包括房地產(包括土地)，金融資產(包括股票、債券和國外資產)以及人力資本所折算之現值。因此，如果資產價格上揚使得消費者終身財富增加，便能刺激消費。同樣，恆常所得假說(Permanent Income

---

<sup>4</sup>本研究限於時間限制與篇幅，將匯率排除在外。因此，除了 8.1 節的估計模型中有加入匯率外，我們並不討論匯率本身當作資產價格的角色，以及其傳遞機制。像台灣這種高度開放的經濟，匯率應該也有很重要的作用。朱美麗教授認為“若將分析的觀點架構在開放經濟體系中，本國資產價格下跌或預期本國資產價格的下跌，經常會引發資產組合的調整，而從 1990 年代以來國際資本移動性的增加經常出現的是：此種資產組合的調整，將導致資金外流、本國通貨貶值，因此資產價格下跌對總需求的影響，可能被本國貨幣貶值對總需求的影響所抵銷。因此資產價格的財富效果在開放的經濟體系中，有可能變得比較小。”另外，就貨幣政策而言，朱教授認為“若資產價格的實際或預期變動導致資金外流、通貨貶值，而穩定幣值也是中央銀行的目標，則此一情況將隱含央行的外匯市場操作可能造成貨幣緊縮。此時是否應採取貨幣寬鬆的沖銷措施呢？”這些問題非常值得進一步研究。

Hypothesis)認為消費者的消費水準對於恆常性所得的增加才會有顯著而且持久改變。從預期效用極大化的結果來看，這表示未來邊際效用的條件預期祇與目前的消費水準有關，簡言之，邊際效用是隨機游走(random walk)的走勢。當邊際效用是消費的線性函數時，這表示消費(去除趨勢後)的走勢也是隨機游走。<sup>5</sup>

Gramlich(2001)針對股價和不動產價格變動對消費的財富效果提出有趣的問題。首先，由於股價的(基本面)上升可能來自人們對企業未來獲利樂觀或者折現率的下降(可能反應風險貼水的降低)。但是這兩者的變動對於消費的影響可能不同。其次，不動產價格的變動對不同族群的消費者也有截然不同的影響。對那些還打算長時間住在同一棟房子的人而言，不動產價格上升並不會改變該消費者的消費行為，因為房屋並非流動資產，他也不會立即變現以實現資本利得。對於那些不久將退休的人而言，因為他們可能打算換購小一點的房屋或搬到安養院居住，目前的不動產價格上升會使他們增加消費。最後，不動產價格上升對於無殼蝸牛或想換較大房子的人而言，則將使他們減少消費。淨效果則視各族群的大小以及其邊際支出傾向而定。

另外，由於一般大眾持有股票的比例與日俱增，而且股票資產佔家庭財富的比重也大幅上升，股價的變動也可透過影響家計單位的流動性而改變其對於耐久財和住宅的需求(Mishkin(2001))。

其次，資產價格可以透過改變資本成本(cost of capital)來影響投資。以股票的發行而言，當股價上升使得企業的市值高過重置投資所需的資金成本時，也就是Tobin's  $q$  大於1時，企業可以藉由發行新股募款來購買相對便宜的資本財，由此刺激投資支出<sup>6</sup>。

### 3.3 資產價格對貨幣變數以及實質經濟活動的回饋效果

---

<sup>5</sup> Hall(1978)發現美國的消費者行為確實符合恆常所得假說：落後項的所得對目前的消費沒有顯著的解釋力。

<sup>6</sup> 另外，匯率的變動也會直接影響進口與出口。

從資產價格的評價公式可以看出，資產價格的一個重要特質是具有前瞻性的(forward-looking)。因此，探討資產價格透過財富效果和資本成本等對經濟活動影響的因果關係可能不是故事的全貌，因為目前資產價格的變動可能反應未來物價和產出等新的訊息。

其他條件不變之下，資產價格的變動會產生另一個獨立的傳遞管道回饋到貨幣變數和實質經濟活動。資產價格上漲可提升擔保品(不動產和股票)的價值，改善家計與廠商的資產負債表的狀況與貸款能力。另一方面，由於擔保品的價值提升，金融機構也樂於增加放款。因此金融機構擴張信用，消費與投資均向上提升。最後，目前的總需求上升也會使人們對未來的前景和企業獲利樂觀。在這同時，金融機構(尤其是銀行體系)擴張信用的結果也使得貨幣總計數上升。值得注意的是，即使利率和準備貨幣維持不變之下，這個傳遞管道仍可獨立作用。這種廣義的資產負債表效果(balance sheet effect)也深刻描述了資產價格與銀行信用之間互相增強的交互作用。Kiyotaki and Moore(1997), Bernanke and Gertler (1998)與 Chen (2001)均從不同的角度闡述資產價格與信用限制所形成的傳遞機制。

值得注意的是這個金融延續機制(financial propagation mechanism)在資產價格往下修正時所發揮的作用比起資產價格往上升時來得顯著許多。這就是 BGG(1996)所稱金融加速因子(financial accelerator)的不對稱性。當資產價格下跌時，這些資產作為抵押品的價值跟著縮水。當廠商(或家計)用土地(或房地產)質押貸款時，抵押品價值縮水使得廠商(或家計)的貸款能力及可貸額度下降。股價下跌，使企業淨值萎縮，產生企業資產負債表惡化以及未來獲利能力下降的疑慮，同樣地，進一步限制了企業貸款並及時獲取流動性的能力。從金融機構的角度而言，當抵押品價值縮水，銀行整體的預期資產組合價值也下降。這使得銀行的資本適足性惡化並且限制了銀行進一步擴張信用的能力。在信用的需求與供給雙方同時擠壓之下，信用擴張大幅萎縮。這是透過金融與非金融廠商兩方面疲弱的資產負債表所造成的信用壓縮(credit crunch)與銀行資本信用壓縮(capital crunch)。於是，消費支出與投資支出隨之減少。值得注意的是，這個效果在資產價格與信用限制的交互作用之下，會擴大並延續下去，造成資產價格進一步下跌，整體經濟活動進一步萎縮。

我們知道金融創新的結果已使得貨幣總計數正確地衡量貨幣政策效果的困難度增加。其次，對那些以利率作為貨幣政策為主要中間目標的金融當局而言，利率的變動也不見得是可靠的貨幣政策指標。利率的變動究竟是反應政策的變動或是人們預期的改變呢？當一般大眾關心未來的資產價格膨脹超過一般物價膨脹時，人們心目中的「實質利率」是什麼意義？再者，貨幣政策的效果與當時消費者的信心，家計與廠商的資產負債的健全與否，以及對未來物價與經濟前景的預期等因素均有關。這些因素可能是經濟學家與金融當局不易掌握的，而且效果強弱可能會隨著時間變動<sup>7</sup>。因此，單從貨幣總計數或是利率無法準確衡量貨幣政策如何傳遞到實質經濟活動乃至未來的經濟前景與物價走勢。

我們必須強調的是，上述理論模型所描述的傳遞機制所指涉的資產價格的變動，祇限於反映基本面的變動。如果這個資產價格的傳遞管道顯著而且穩定的話，我們可以從資產價格的變化測知貨幣政策對實質經濟活動的影響強度。綜言之，資產價格可提供衡量貨幣政策(除了利率和貨幣總計數之外)傳遞機制強弱的有用訊息，甚至作為貨幣政策的重要指標或中間目標(Goodhart and Hofmann (2000))。

有幾項因素可能會使得現今股價變動的財富效果和資產負債表效果可能比過去更顯著：(1)股權比以往更加分散，不再集中於所得分配的高階層；(2)技術進步使得股票交易成本下降，也就是股票的市場性(marketability)增加；(3)直接金融的興盛以及金融創新帶動著股票的衍生性金融性商品的快速發展，使得股市本身的波動直接影響其他金融市場。從另一個角度來思考，我們也有理由相信股價的財富效果正在遞減中：(1)股票的投資愈來愈多是由像是退休基金等法人操作，因此家計是“間接”持有其額份的股票。這種間接持有股票的財富效果應比直接持有來得小；(2)(美國)遺產稅制度改變使人們願意多留遺產的動機增強。

在進入實証文獻的討論之前，我們必須要說明的是，在實証上要認定這些傳遞管道甚至要單純地認定兩變數間的因果關係卻有相當的困難。即使從表面邏輯上看來，「若 p 則 q、若 q 則 z」，假設 p 是中央銀行的貨幣政策工具，q 是資產價

<sup>7</sup> 我們可以觀察到寬鬆的貨幣政策與低利率並不保證能刺激消費或投資。美國在 1989-92，日本在 1998 年至今以及近年我國的情況均可證明。

格， $z$  是實質經濟活動。雖然  $p$  會影響  $q$ ，但不代表政策執行上應以  $p$  來影響  $q$ ，因這二個變數可能同時受第三個變數影響，因此很難釐清其真實的因果關係。<sup>8</sup>

### 3.4 實証文獻

Campbell, Lo and Mackingly(1997)發現美國的情況是，必須假設持股期間夠長，股價報酬才逐漸對消費有顯著的解釋力。Jaillet and Sicsic(1989)用法國資料的實証結果顯示，即使已控制了結構性的改變，股價報酬對消費的財富效果並不顯著。Reinhart(1998)檢測美國股價對總需求各項目的影響，他發現 1973-84 年間實質股價對總需求的任何一個項目(消費、固定投資和進口)的影響均不顯著而且符號為負。但是 1985-96 年間實質股價對實質的消費、固定投資和進口的影響均相當顯著，而且彈性分別為 1/3, 2/3, 與 1。這表示股價對總需求的影響已起了結構性的改變。

Borio et al. (1994)指出住宅用不動產佔家計淨財富在 OECD 國家中佔 60%-80%，而股票財富只佔 5%-35%。根據 Tracy and Schneider(2001)，就美國而言，1989 年不動產與股票資產分別佔家計總淨值約 44.6%與 5%。到了 1998 年，兩項分別為 41.6%與 11.6%。即使股票所有權已較過去分散，但分配仍相當不平均。根據 Wolff(1998)的普查資料，前 1%的美國家計擁有 47.7%的股票市值，而且前 20%的家計擁有 95.9%的股權，相對於不動產而言，前 1%和 20%的家計約分別擁有 15%與 70.7%。另外，對大部分那些同時持有不動產和股票的家計而言，股票並非他們資產選擇項目裡的最大宗。這些數據顯示股票的財富效果不會太大，而且應小於不動產的財富效果。如果進一步將人力資本等無形資產加入家計財富則股票的財富效果將比一般估計得的數據更低(Becker(1997))。

表 2 美國家庭淨資產分配(%)

	Real estate	Vehicles	Noncorporate business	Bonds	Stocks	Other
--	-------------	----------	-----------------------	-------	--------	-------

<sup>8</sup>比如說，當我們發現  $M1B$  Granger causes 股價時，這個看似因果關係的結果也有可能是來自共通的第三個變數(像是銀行信用)。作者感謝毛慶生教授指出這一點。

1989	44.6	19.4	3.5	2.9	5.0	24.6
1998	41.6	18.5	3.6	3.0	11.6	21.7

資料來源: Tracy and Schneider (2001).

Lettau, et al. (2001)用 VAR 檢驗美國家計淨資產財富對(非耐久財與勞務)消費的影響。他發現：(1)貨幣政策(聯邦資金利率變動)對淨資產財富的影響是短暫的；(2)聯邦資金利率對淨資產財富上升有正向的反應。這可能是資產價值(包括各種金融與非金融資產)蘊含未來經濟活動和物價的訊息，因此是這些實質變數和物價影響了聯邦資金利率；(3)物價對實質所得、消費和資產價值均具有反向的效果，而對聯邦資金利率有正向的效果；(4)資產財富對消費的效果並不大，而且短暫。即使將非耐久財換成總消費支出也一樣。

我們也可以從另一個角度來觀察財富對消費的影響。由於聯邦資金變動對消費的影響包含了利率變動影響財富，從而再影響消費的間接效果。Lettau, et al. (2001)發現將這個間接效果的管道關閉之後，兩種情況之下的非耐久財與勞務消費對聯邦資金利率的衝擊反應函數相似。但是當採用總消費支出時，關閉間接效果之後的總消費對利率衝擊反應函數小得多。這表示貨幣政策的傳遞機制中透過總消費的財富管道比非耐久財和勞務支出來得重要。然而整體而言，根據 Lettau and Ludvigson(2001b)，消費的資產財富效果並不顯著。

另外，Lettau, et al. (2001)將家計總資產財富區分成股票財富與非股票財富，結果與使用總資產財富大致上一致。最後他們將樣本 pre-Volcker(1966:Q1-1979:Q2)與 post-Volcker(1979:Q3-2000:Q3)兩個時期，他們發現貨幣政策透過財富管道影響消費的傳遞效果以 pre-Volcker 時期較為顯著。綜言之，財富效果並非貨幣政策影響消費的主要傳遞管道。貨幣政策影響消費主要是透過利率的變化來傳遞。

Lettau and Ludvigson(2001a)發現美國戰後家計淨值成長的變動有 85%，是屬於短暫性的(也就是說財富走勢不像是隨機游走(random walk))。這些短暫性的家計淨值變動主要歸因於股票價格的波動，而非廠商收益或股利的變動。其次，雖然財富淨值的波動幅度很大，但是這些短暫性的資產價值波動與總消費之間並沒有太大



的關聯。總消費主要決定於財富和所得長期趨勢，而且沒有跡象顯示永久性財富變動對消費的遞延效果會超過一季。至於消費的短暫性變動部分則非常小。作者依照 Modigliani(1971)的方法估計財富的邊際消費傾向(MPC)，發現永久性財富變動的邊際消費傾向約 4.6%(與 Modigliani 的 5%相當)。但是由於財富永久性變動祇佔總財富變動的一小部分。因此，總財富變動的邊際消費傾向應小於 2%。

Brayton and Tinsley(1996)估計股票財富的 MPC 為 3%，非股票財富的效果為 7.5%。Capel and Houben (1998)用荷蘭的資料發現 10%股價的變動對消費的 4 年累計影響約 0.05%，而不動產價格用同幅度變動 4 年累計影響為 0.8%。依照 Meyer et al.(1994)的估計，股票財富的短期(長期)效果為 2%(4.2%)，而非股票財富為 1.4%(6.1%)。最後，Poterba and Samwick(1995)發現美國的高消費是高股價的“因”而非“果”。

比較美國 1929 年與 1987 年股市崩盤對消費的影響是一個有趣的對比。Temin(1976)估計 1929 年大恐慌期間財富的 MPC 約 2%。這比起股價崩跌的程度，似乎不成比例。但是在當時股權非常集中，而且即使在 1929 年的高峰，股票財富總值祇佔家計淨財富約 1/3，因此股票的財富效果並不大。Poterba and Samwick(1995)分析指出 1987 當年的股價波動極大，1987 年崩跌後的市值與該年年初相當。Blinder(1987)粗略估計其財富的 MPC 約 5%。

對於 Tobin's  $q$  的研究相當多。最近的 Blanchard, Rhee and Summers(1993)指出，經理階層心目中的 Tobin's  $q$  與市場的評價可能不一致。這可能是由於經理階層掌握了市場投資人所沒有的內線消息，或者是市場的評價含有理性或非理性的泡沫。實証上，Blanchard et al. (1993)發現美國股價對投資決策的影響非常有限。使用其他國家資料也發現 Tobin's  $q$  對投資的影響並不顯著(Capel and Houben (1998))。

由於股票所有權集中在所得分配的較高層級，相較之下，不動產的分配比較平均。而且，不動產是最常被當作擔保品的資產。因此，不動產價格的下跌對消費的影響應比股票同幅度下跌來得大(Tracy, Schneider and Chan(1999))。前面討論的一

些實証研究也證實這一點(Borio(1994), Brayton and Tinsley(1996), Meyer et al.(1994), Poterba and Samwick(1995))<sup>9</sup>。

### 3.5 資產價格下跌對於銀行體系的影響

資產價格下跌對銀行體系的影響可分兩部分來討論。首先，直接立即的影響是銀行所直接投資的股票和不動產價值縮水，此外，銀行所發行的股權市值下降。由於目前的銀行資本仍以帳面值或歷史值(historic value)為計算基準，因此資產價格下跌的立即影響是銀行資產減少。其次，間接的影響是，先前銀行基於擔保品價值高漲因而樂於多放款，然而一旦資產價格下跌，這些放款的市場價值也隨之下降。理由是資產價格連同經濟活動萎縮對於家計和廠商的未來收益和償債能力均會造成負面的影響。而這時放款的清算價值(liquidation value)，也就是銀行所賴以減少帳面損失的擔保品價值卻也縮水了。雖然銀行所放款的市場價值並不易估算，但祇要逾放和壞帳的數字開始增加，銀行的資產負債表持續惡化，便容易引發信心危機，導致擠兌、倒閉等後果。

1989-1992 年間美國的銀行信用成長遲緩，而且經濟持續不景氣。許多學者歸因於幾項因素同時作用的結果：(1)部分地區的不動產價格崩跌，銀行放款損失(尤其是不動產放款)嚴重，侵蝕銀行資本；(2)大約在同時，金融當局逐步要求銀行滿足 BIS 風險性資本適足率的規範。雙面夾擊之下，銀行不得不放棄延展信用或減少放款，這就一般所稱銀行資本信用壓縮(capital crunch)。銀行體系嚴重受創的結果，導致經濟活動持續下滑(Bernanke and Lown(1991), Peek and Rosengren(1992, 1995))。

從以上的討論，我們知道資產價格崩跌時對於銀行體系的影響決定於下列幾個因素：(1)事前銀行信用的擴張是否太快；(2)銀行涉足不動產和股票的投資和放

---

<sup>9</sup>但理論上也可能產生相反的結果。Engelhardt(1996)和 Skinner(1996)指出，因為當房價下跌，屋主的使用者成本(user cost)也隨之下降，祇要屋主預期他們將繼續使用該住宅夠久的話，則房價下跌的財富效應會大部分被較低的住宅使用成本(隱含房租)所抵消。

款的程度。(3)事前銀行的資產負債表健全與否。若事前銀行的體質健全，資本充足，則可望承受較大的衝擊。

Bernanke and Gertler(1999)在 1999 年初即認為，1990 年代經濟大幅度成長的強勁支撐下，企業和銀行體系的財務狀況相當健全。即使美國的股價大幅向下修正 25%，這對銀行體系和經濟活動的影響應不大致太大，而且可以很快復甦。相形之下，如果日本同樣面臨股價崩跌，後果將遠比美國嚴峻而影響深遠。

## 4 資產價格的情報內涵

資產價格對貨幣政策的另一個重要的作用是提供未來經濟情勢，包括物價走勢和產出缺口的訊息。如果這些訊息是現存金融當局所使用的指標所無法衡量的，則資產價格應可作為預測未來經濟情勢的領先指標之一。如同上一節所述，資產價格的變化可能透過財富效果影響消費支出，或透過改變資本成本而影響投資支出，或是透過抵押品價值的改變和資產負債表效果影響信用擴張，從而影響實質經濟活動。另外，資產價格深受該資產未來的預期收益的影響，所以也與未來經濟前景、物價走勢和貨幣政策的預期息息相關。因此，即使資產價格在上述的傳遞機制中重要性不高，資產價格仍可能蘊含未來經濟活動和物價膨脹的訊息。央行的最適政策反應決定於這些資產價格所蘊含的訊息。

對於金融當局而言，接下來的問題是，如何從資產價格的波動萃取有用的訊息。尤其是當物價穩定是金融當局的首要目標時，資產價格的變動是否蘊含未來通貨膨脹壓力和預期的改變，則是貨幣政策形成之前必須先確立的。

### 4.1 各項資產價格的訊息內容

文獻上檢驗資產價格的訊息內容通常採用 Granger Causality Tests，或是檢視資產價格對迴歸  $R^2$  的邊際貢獻。通常迴歸式左邊是未來的產出成長率或物價膨脹率，右邊分別是利率、期限利差、倒帳風險利差、股價變動、股利收益率、匯率，或房地產價格變動等資產價格變數，可能再加上被解釋變數的落後期項。上述的基本模型也可再進一步擴展，加入其他的預期指標，像是貨幣成長等。以下我們逐項討論實証文獻對各種不同資產價格變數情報內涵的評價。

#### 4.1.1 利率

Sim (1980) 首先把商業本票利率加入其所發展的 VAR 模型(尚包括產出、物價膨脹和貨幣)後，發現原先貨幣對實質產出的解釋能力就此消失。此項研究引起了廣泛

的注意並引發一系列的研究。另一篇重要的文獻是 Bernanke and Blinder (1992)發現美國聯邦資金利率(Federal Funds rate)比貨幣總計數更適合作為貨幣政策的指標。然而，當其他利差(spread)變數加入時，利率水準(或變動)的預測能力也變得不顯著了。

#### 4.1.2 期限利差(Term Spread)

大量的文獻顯示期限利差對於未來經濟活動和物價膨脹有顯著的預測能力。尤其是在預測景氣衰退這方面更優於其他指標(Laurent (1988,1989), Harvey (1988,1989), Stock and Watson (1989), Estrella and Hardouvelis (1991))。就跨國的比較而言，期限結構對許多工業化國家的產出成長率均有顯著的預測能力(Plosser and Rouwoenhurst (1994), Bonser-Neal and Morley (1997), Kozicki (1997), Estrella and Mishkin (1998b), Campbell (1999))。但是有些研究發現期限利差的指標作用在 1980 年代中期以後已不如以往(Haubrich and Dombrosky (1996), Dotsey (1998))。

另外，根據利率期限結構的預期假說(expectations hypothesis)，遠期利率(forward rate)以及期限利差應蘊含市場對未來物價膨脹和實質利率預期的訊息。但是大部分的文獻，包括跨國資料比較，均發現期限利差對物價膨脹的預測能力並不顯著(Mishkin (1990a, b,1991), Jorion and Mishkin (1991), Gerlach (1997), Estrella and Mishkin (1998b), Kozicki (1997))。

#### 4.1.3 倒帳風險利差

此項指標主要用來預測實質經濟活動。Bernanke (1983)認為在美國大恐慌期間，倒帳風險利差是工業生產的良好預測指標。Friedman and Kuttner (1992)與 Stock and Watson (1989)發現美國戰後的商業本票與國庫券的利差(paper-bill spread)可反應倒帳風險並且可用來預測產出成長率。Gertler and Lown (2000)用垃圾債券與 Aaa 級債券的利差來預測未來產出，結果非常顯著。後來的研究結果開始出現分歧，有學者將

之歸因於 1980 年代起始的金融創新和制度變遷，因而改變了倒帳風險利差和實質經濟活動的關係(Duca (1999))。在垃圾債券出現之後(1980 年代至今)，使用本票對國庫券利差的其他研究，多半發現僅有微弱的甚或全無預測力。最後，倒帳風險利差與物價膨脹的關係如何呢？Friedman and Kuttner (1992)與 Feldstein and Stock(1994)均發現本票與國庫券的利差對物價膨脹沒有顯著的預測能力。

#### 4.1.4 股價與股利收益

實証結果發現股價或股票收益對未來產出的預測能力，一般而言並不顯著，而且隨國別和樣本期間而定，並沒有一致的答案(Fama (1981)，Harvey (1989))，Stock and Watson (1989,1999a)，Alonso et al. (1998)，Estrella and Mishkin (1998a))。Shiratsuka(1999)用 VAR 檢視 1957-1997 日本股價的訊息內含。他發現股價 Granger-cause 未來的物價膨脹，但顯著性隨時間已大幅遞減。根據 15 國的資料(1970s-1990)，Campbell (1999) 發現股價股利比率之對數(log price-dividend ratio)對產出並未具有顯著的預測能力。

由於一般線型迴歸的驗檢標準是資產價格預測未來產出或物價膨脹的幅度大小，即使其預測能力的幅度大小無法通過檢定，或許至少能提供未來產出或物價膨脹「質變」的訊息。Estrella and Mishkin (1998a)，Alonso et al.(1998)和 Christofferson and Stock (2000)用 probit 模型發現，從這個觀點而言，股價對未來經濟活動和物價膨脹有若干預測能力。然而，這些作者並不認為這足以認定資產價格能充作貨幣政策的指標，但是可作為輔助其他既有預測指標的便捷工具。

至於股價對通貨膨脹的預測能力，Goodhart and Hofmann (2000)運用 17 國的資料(主要在 1970-1998 年間)發現股票收益對物價膨脹的預測力相當薄弱。Estrella and Mishkin (1998a)，Alonso et al. (1998) 和 Filardo(2000)也得到類似的結果。Hayes, Salmon and Yadav(1998)用 VAR 檢驗英國股價的訊息內含，發現股價波動對於工業生產指數預期誤差變異的解釋力在 24 個月後約有 8.6%，相較於實質利率的 12.4%為低。至於通貨膨脹率的預期誤差變異約祇有 7%可被股價變動解釋。

根據 Fisher(1933)，投資人要求的資產預期報酬應與預期通貨膨脹成正比。這也隱含持有資產不祇對預期的物價膨脹保值的功能，而且對未預期到的物價膨脹也有避險的功能。但實証上卻不支持 Fisher 的假說。從簡單的相關性來看，甚至可發現股價變動與物價膨脹率呈負相關(Granda et. al. (1998), Filardo(2000))。Fama and Schwart (1977)用美國 1953-71 年的資料發現股價不僅與預期到的物價膨脹而且與未預期到的物價膨脹呈負相關<sup>10</sup>。

Kaul(1987)發現在美國戰後的貨幣政策環境下，股票報酬與預期物價膨脹率呈強烈的負相關，而戰前的貨幣政策環境下呈現正相關。這呼應 Fama (1981)所提出股價報酬與預期物價膨脹之間的關係決定於貨幣政策的環境(monetary regime)。當貨幣當局對於物價穩定非常重視時，即使預期物價膨脹些微上漲，也會引發市場預期央行將有大幅動作，以致使得利率上升，經濟活動減緩和預期股利下降，導致股價下跌。Grande et. al. (1998)用義大利的資料也得到類似的結果。

#### 4.1.5 不動產價格

不動產通常是家計財富中最大的一項，而且房屋租金在許多國家編制的 CPI 之中也佔了非常重的份量。與房地產市場有關的一些指標長久以來就被認為是實質經濟活動的領先指標(Stock and Watson (1989, 1999a)。Stock and Watson (1999b)發現在美國新動工房屋數量(housing start)含有未來物價膨脹的訊息。Quad and Titman(1999)用 17 國的資料發現不動產對於長期的通貨膨脹是良好的避險工具，但股票則不備同樣的功能。Filardo(2000)也發現美國的房地產價格(尤其是中古屋價格)有助於預測未來 CPI 的變動，雖然預測力有限，但他仍建議央行應多關注不動產市場價格的走勢，尤其是在較長的時程上(longer time horizon)。Goodhart and Hofmann (2000)發現房地產價格在大部分 OECD 國家對未來物價膨脹均有顯著的預測能力。Kent and Lowe(1998)用澳洲的資料發現不動產價格的變動與信用和產出的變動有高度相關，

---

<sup>10</sup> 與股價完全相反的是，他們發現房地產與預期到和未預期到的物價膨脹均呈顯著的正相關，兼具保值與避險的功能。

而且不動產價格的下跌對金融機構造成的損害延緩了經濟活動的復甦。至於股價與和產出的變動之間的相關則相當弱。

#### 4.1.6 討論

Stock and Watson (2001)針對 1959-1999 年間 7 個工業化國家，檢視了 38 種不同的指標(包括金融和非金融指標)後，綜合所有估計結果，他們發現某些資產價格祇在某些樣本國的某段樣本期間對產出成長率有預測能力。至於資產價格預測物價膨脹的能力則更加有限。而且某一項指標在某段期間有預測力，並不保證在同一樣本國的另一樣本期間也具有預測力。同樣，在樣本期間內(in-sample) Granger causality 檢驗顯著並不能保證該項指標有良好的預測能力。即使有這些問題，值得注意的一點是，他們指出即使個別資產價格並非穩定的預測指標，結合不同資產價格所蘊含的訊息則可改善預測的可靠性。

最後，Stock and Watson(2001)在回顧了大量有關資產價格對物價膨脹和產出的預測能力的文獻後發現，許多研究的方法和結果不具頑強性(robustness)，而且各家結論莫衷一是。雖然如此，綜觀各家說法，仍可找共通脈絡：(1)至少在美國，期限利差對未來產出成長和蕭條的預測能力仍是最被看好的；(2)理論上最有說服力的一些變數在實証上往往不具預測力(像是利率對物價膨脹、股價和股利對未來經濟活動的預測力)。即使有時具有預測力，但顯著性容易隨著結構性的變遷而減弱，甚或消失(像是倒帳風險利差對未來經濟活動的預測力)。

#### 4.2 物價指數與貨幣政策

Alchian and Klein(1973)即已提議擴大消費者物價指數中消費貨物籃的定義，尤其重要的是加入各種不同的資產價格。他們認為資產價格是未來通貨膨脹的良好指標。Christoffersen and Stock (2000)除了用 probit 模型發現蘇聯解體後東歐各國的股價、利率和匯率等資產價格含有未來工業生產的訊息，他們進一步建構一個由這些資產價



格加權平均所得到的一個工業生產的領先指標。Gerlach and Smets (2000)用一個小型開放經濟的總體模型來說明，採用 MCI 作為操作目標的概念應隨各國的貨幣傳遞機制不同而改變。比如說，他們發現短期利率和匯率在加拿大的貨幣傳遞機制中確實很重要，但是長期利率對歐洲國家卻遠比組成 MCI 的變數來得重要。而且，他們建議給予匯率和利率的權數也應隨著總合需求對實質匯率與實質利率的彈性改變而調整。最後，貨幣傳遞管道的變遷會影響到此權數估計的正確性，從而影響 MCI 作為貨幣政策操作目標的用處。因此，央行如果要將其他資產價格(像是股價)納入成為貨幣政策指標時，也會面臨上述結構性變化的問題。

至目前為止，有實際嘗試將資產價格植入正式的貨幣政策指標或操作目標的國家並不多見，而且僅限於短期利率和匯率。加拿大與紐西蘭央行曾採取 MCI (Monetary Condition Index)<sup>11</sup>作為浮動匯率下的貨幣政策的操作目標。但是紐西蘭自開始實施 RTGS 制度後，改以隔夜拆款利率作為操作目標，MCI 僅為一參考指標。加拿大也已不再重視以 MCI 做為貨幣政策指標。其他國家像是瑞典、挪威、芬蘭與冰島則祇將 MCI 作為許多貨幣政策指標中的一個。許多國家央行明白宣示消費者物價膨脹率必須控制在一定的範圍內。像是荷蘭央行明定消費者物價膨脹率必須在 2%以內，紐西蘭則是 0%-3%之間，加拿大為 1%-3%之間，澳洲則是 2%-3%。至於美國向來則採取較為模糊的策略。自 Volcker 至目前的 Greenspan 均把穩定物價的標的界定為所謂的“一般物價的變動”(General Price Development)。

類似 Alchian and Klein(1973)所提議資產價格加權物價指數的問題是，資產價格變動所反映的可能是預期通貨膨脹變動以外的其他因素。而且一般認為，央行關心一般物價的用意是物價(CPI or GDP deflator，或其他物價指數)可追蹤一個代表性消費者在一段特定時間內的經濟活動，也就是這一般特定時間內商品與勞務的流量(flow)。如果物價指數包括了資產價格，與上述目的便不完全一致。這也是為什麼目前的物價指數祇包含房租(或設算房租)，而非房價了。

---

<sup>11</sup>各國對 MCI 的定義大致上一致，也就是短期利率和匯率的加權平均(可能是實質或名目)。

根據 Shibuya(1992)與 Shiratsuta(1999, 2000)所使用的 Cobb-Douglas 效用函數，可導出一個新的物價指數，稱為動態均衡物價指數(Dynamic Equilibrium Price Index ((DEPI))

$$DEPI_t = \left( \frac{p_t}{p_0} \right)^\alpha \left( \frac{q_t}{q_0} \right)^{1-\alpha},$$

其中  $p_t$  是  $t$  期的 GDP 平減指數， $q_t$  為資產價格，而且  $\alpha$  是新物價指數給予當期商品與勞務的權數， $\alpha = \rho/(1-\rho)$ ， $\rho$  是代表時間偏好。

此模型所導出之最適權數的一個問題是，這個物價指數給予資產價格極大的權數，而當期物價指數的權數則非常小。比如說，Shiratsuta(1999, 2000) 給 GDP 平減指數和資產價格極大的權數為(0.03, 0.97)。因此 DEPI 與資產價格的走勢將非常接近。這衍生的問題是如果當期物價的波動極大但資產價格尚稱平穩則 DEPI 將呈現幾乎平穩的走勢。最後一個問題是，DEPI 應包含那些資產價格，以及各項資產價格的權數應如何決定，仍無一致的看法。

## 5 股價與貨幣政策

許多央行關心資產價格不祇是因為資產價格可能提供對未來經濟走勢和通貨膨脹有用的訊息，以及貨幣傳遞機制中的重要的一環，更重要的是資產價格膨脹一旦出現大幅度的修正甚至崩潰，對金融體系的衝擊可能引發全面性的金融危機或系統性風險。因此，央行面臨的一個問題是，在資產價格快速膨脹之初，如果認定有資產價格泡沫形成的趨勢，是否有必要在泡沫形成之初便先行戳破，以避免資產價格從高點崩落時，因資產大幅縮水所可能引發的系統性風險。

以下我們以日本為例，檢討日本在 1990 年初資產價格崩盤前後的貨幣政策反應，並討論最近文獻對日本處理資產價格波動的看法以及對於資產價格波動一般性的政策反應評價。

### 5.1 日本資產價格崩跌前後的總體經濟變數與貨幣政策

日本自 1980 年後半起，產生了波動幅度極大資產價格循環(boom-bust cycle)：從資產價格膨脹，進而持續擴張，終至崩潰。其後引發的企業財務危機以及金融機構遭受流動性危機甚至償債能力不足的困境，一般認為是拖累日本經濟陷入已長期衰退的主因。這引發了一連串日本金融當局在資產價格膨脹到崩跌前後的角色問題。日本金融當局在資產價格膨脹之初的政策究竟為何？以及資產價格崩後跌的處理方式到底如何？

#### 5.1.1 資產價格膨脹期間的貨幣政策

根據 Okina et al.(2001)我們大致可將日本自 1985 至 1990 年初資產價格膨脹反轉之前分成三個時期。第一個時期是 1985 年 9 月的 Plaza Accord 至 1987 年春季，這時日本銀行爲了 Plaza Accord 所造成的日圓快速升值的影響因而採取寬鬆的貨幣政策。第二個時期是 1987 年夏季至 1989 年春季，這時日本銀行亟思適當的時點緊縮

貨幣，但是拖延結果造成日銀的貼現率長時間處於歷史低點。最後是 1939 年春季開始，日銀終於明確緊縮貨幣。

在第一個時期，日銀爲了避免 Plaza Agreement 所帶來的日圓快速升值對實質經濟的影響，自 1986 年 1 月起至 1987 年 2 月降低貼現率 5 次，總調整百分點達 2.5%(5.0%→2.5%)。而這個歷史低點的貼現率一直持續到 1989 年 5 月，長達 2 年之久。值得注意的是，日銀在持續調降貼現率的過程中，祇有第一次是主動調降，其餘四次均是在與美國或 G-7 共同政策協調下的結果。當然，這些持續的寬鬆貨幣政策也是出於日銀的意願，因爲日圓快速升值對經濟負面的衝擊的疑慮已使得減緩日圓升值成爲一致的共識。這段時期日銀對寬鬆貨幣政策的態度可從日銀總裁每次對貼現率調降所發表的聲明中看出(Okina et al.(2001)，表 4)。這些聲明均強調這些調降貼現率的動作是爲了穩定匯率。

其次，1987 年春季景氣回復的同時，貨幣供給已大幅擴張而且資產價格也開始快速攀升。事實上日本銀行在 1986 年夏季第 3 次調降貼現率之時即已發出“乾材易引烈火”的關切。但是 1987 年 5 月日相與美國雷根總統會談後卻使得市場認爲利率有下探的空間，於是 call rate 從 3.52%再降至 3.17%的水準。1987 年 8 月末，日銀終於採取具體措施引導 call rate 上升。截至 10 月 19 日黑色星期一之前，新發行 3 個月 CD 利率爲 4.92%，上漲了 0.84%。同時，長期利率也逐步上升。但是 10 月 19 日的黑色星期一使得日銀引導利率上升的計劃中止。1988 年初新日相與美國雷根總統會談後更確立了維持低利率的方向。這時，日本同時使用窗口指導(window guidance)以道德勸說的方式要求商業銀行審慎核定放款。但是除此之外日銀沒有進一步的具體行動，使得一般銀行認爲日銀並沒有緊縮貨幣的強烈意願，以致成效並不顯著。不過事實上，像是德、美等國在黑色星期一之後也緊急降息，並提供市場大量的流動性(請見 Kunio et at.(2001)，表 6.1)。

最後，在 1989 年 5 月(增課消費稅的一個月後)，日銀提高將貼現率從 2.5%提高至 3.25%，同時日銀也強調升息是爲了預防通貨膨脹的蠢動。其後，日銀分別在 1989 年 10 月與 12 月和 1990 年 3 月和 8 月分四次升息一直到貼現率達 6%。至於實質 call rate 自 1989 年底才顯著上升。觀察名目與實質 call rate 可發現 1990 年底時已有顯著的差距，約 3%。這時貨幣總計數和資產價格仍然持續上揚。

M2+CDs 成長率直到 1990 年第 4 季仍維持在 10% 以上。於是日銀在 1990 年 3 月也採取選擇性信用管制，限制與房地產業相關的銀行放款。日經股價指數在 1989 年 12 月底的 38915 點高峰開始下滑。都市地價(6 個主要都市地價)的高峰則延至 1990 年 9 月。

### 5.1.2 資產價格崩跌後的總體經濟變數

日經 225 指數從 1986 年快速上揚，到 1989 年末達到 38915 的高峯後急挫，到了 1992 年 8 月的 14930 祇有高峯期的 40%。其後偶有回到 20000 點以上，但一般均在 10000-20000 間上下波動(圖 A1)。至於土地價格自 1990 年 9 月起便一路持續崩跌。主要都市商業用地價格的跌幅已高達 80% 以上(圖 A2, A3)。

比較日本在 1990 年代與美國大恐慌期間(1929-1937)的股價、實質 GDP、CPI、貨幣總計數，以及利率的走勢，我們可以發現兩國當局在貨幣政策反應方面的差異：(1)美國的一般物價下跌 25%，造成強大的通貨緊縮壓力，這也造成 I. Fisher (1933)所分析的負債緊縮(debt deflation)，亦即一般物價大幅下跌加重了借款人的實質負債。而日本的 CPI 雖有下跌壓力，但仍不大(圖 A4)。(2)日本的實質 GDP 與貨幣總計數在 1990 之後的大部分期間仍然是上升的格局，但美國方面均是急速下挫 35% 左右再回升(圖 A4)。(3)就貨幣的寬緊程度而言，圖 A5 顯示雖然日本在 1990 年代間的 call rate 與美國在 1929-1937 年間的利率均持續下滑(美國的商業本票利率曾降到 1% 以下)，但是貨幣總計數成長率的走勢卻截然不同。圖 A4 顯示美國的 M2 存量在 1929-33 年間萎縮了接近 35%，而日本的 M2+CD 除了 1993-94 年間短暫些微下降外，仍然有相當幅度的成長。圖 A6 顯示日本的 M2+CD 對名目 GDP 的比例在 1990 年下降後仍維持在長期趨勢之上。

從以上的比較，日本在 1990 年代的各项總體經濟變數比起美國大恐慌時代，並不算太差。貨幣總計數持續成長，通貨緊縮的壓力也不致太嚴重。然而日本主要銀行的不良債權(Non-Performing Loans (NPL))餘額(包括倒帳、本息逾期未繳和放款重整)在 2000 年 9 月約為 GDP 的 4%。若加入自從 1992 年以來所沖銷的壞

帳金額，則高達 GDP 的 9%。相較於日本 1990 年代的 NPL 規模，美國在 1990-91 銀行體系所面臨的不良債權問題祇有日本的一半：1990-91 的不良債權佔 GDP 的 2%，即使加上自 1986 年以來已直接沖銷的壞帳，也祇有 GDP 的 4.1%。

### 5.1.3 資產價格崩跌後的貨幣政策反應

日本銀行自 1991 年 7 月至 1993 年 2 月間將重貼現率由 6% 降至 2.5%，call rate 也由 7.5% 左右降至 3%。在 1994-1996 年間經濟有短暫的復甦，但是金融機構的不良債權問題繼續惡化，終於大幅承認壞帳，並且有金融機構和房貸公司在戰後首次宣告倒閉。這時日本政府也通過一連串金融機構重整和改革的法案和金援，並進一步宣布一系列的金融鬆綁方案(請見 Mori et al.(2001)，表 3，p. 94-95)，一般稱為日本金融大改革(Japanese Big Bang)，這期間 call rate 更持續下降到 0.5% 左右的水準。

接著 1997 年的亞洲金融風暴使得數家規模龐大的金融機構隨即宣告倒閉。這使得日本金融機構在歐洲美元市場借貸所必須額外負擔的日本貼水(Japan Premium)在 1997 年底飆升到 100 個基本點，並在 1998 年底也達到 70 個基本點，反應了日本金融機構在海外籌集短期資金的困難(圖 A7)。隨之而來的景氣嚴重衰退使得 GDP 連續 5 季呈負成長。日本政府採取一系列的救援方案，包括減稅，挹注公共資金重整和處理金融機構不良債權。其中公共資金更進一步直接以購買金融機構特別股和次順位債券(subordinated debt)的方式為金融機構增資(recapitalization)。至 1999 年底為止，日本政府投入救援和重整金融體系的公共資金已高 70 兆日元。同樣是挹注公共資金來處理銀行的不良債權，瑞典和芬蘭政府分別投入 GDP 的 4.7%(1991-93)和 7.3%(1991-92)。而日本政府注入的 70 兆日圓相當於 GDP 的 14%。此外，日本政府也通過方案(像是政府貸款保證)鼓勵銀行放款給中小企業。日本銀行跟著再調降 call rate 到 0.25%。1999 年 2 月再引導 call rate 降到 0.03% 上下，也就是所謂的「零利率政策」(圖 A8)。

## 5.2 日本資產價格崩跌前後的貨幣政策與金融監理政策評價

### 5.2.1 資產價格膨脹期間的貨幣政策評價

Bernanke and Gertler(1999)用日本的資料模擬了事後的利率目標值並與實際的利率值比較。該模擬是基於一個改良後的 Taylor Rule，也就是在央行的反應函數中放入預期的通貨膨脹率變化。模擬結果顯示在圖 A9，我們可發現在 1988 年至 1990 年間日本的利率目標值遠大於歷史利率值。此模擬的結果表示日本在 1988 到 1990 年間的貨幣政策過於寬鬆，日銀應在 1988 年大幅提高利率約 4%(從 4%到 8%)<sup>12</sup>。值得注意的是，Bernanke and Gertler(1999)的模擬並不是完全針對股價“泡沫”而設計的，也就是說提高利率並非是爲了戳破股價“泡沫”，而是爲了抑制預期通貨膨脹的發生。到了 1993 年，情況完全反轉，實際 call rate 遠高於目標值，顯示這段期間貨幣政策過緊。他們認爲這是日本經濟疲弱的主因之一。

Okina and Shiratsuka (2001)認爲 Bernanke and Gertler (1999) 的目標值有高估之嫌，因爲 1988 年日本開始課徵 3%的消費稅，不久提高爲 5%。這使得日本的 CPI 年增率在 1989 年大幅上升了 2%-2.5%。他們在調整了消費稅後重新估計，1988-1989 年間實際 call rate 與目標值的差距已縮小，但仍有 2%。至於 1991 年以後實際 call rate 遠高於目標值的情況仍不變(請見圖 A10)。

日銀遲遲沒有採取更進一步行動的主因是，各方面對未來通貨膨脹壓力的看法歧異甚大。例如，日銀在 1988 年夏季的季刊上即表達對通膨壓力的關切，但是日本的 EPA(Economic Planning Agency)直到 1989 年仍持續闡述物價穩定的觀點。日本的 CPI 在 1998 年平均約祇有 0.7%。因此，即使日銀認爲有緊縮貨幣的急迫感，但也不知如何說服一般大眾。前述日銀確有「乾柴易引烈火」的呼籲，但是日銀副總裁 Yamaguchi (1999)曾回憶道“當我們完全沒有通貨膨脹的情況下，我不知道央行如何能將利率提高到 8%至 10%。”

由於對預期通貨膨脹看法的歧異，使得日銀遲遲沒有採取具體的行動。事實上，不祇是一般物價穩定，更重要的是當時一般認爲經濟社會的生產力和成長潛力均往上提升。而且，這個時期企業進行大量的固定投資，不僅是生產規模的擴增，

---

<sup>12</sup>許多研究均指出日本不良債權的沈苛主要是由於 1980 年代金融機構在寬鬆的貨幣政策下，大舉放款給房地產相關產業以及土地價格快速攀升交互作用之下的結果 (Okina et al.(2001), Mori et al.(2001), Okina and Shiratsuka (2001), and Hoshi (2000))。

而且在 R&D，企業資訊化和合理化方面也都進行結構性的改變。再回頭仔細檢視一般物價的變動。1988 年第 3 季的躉售物價指數(WPI)和 CPI 分別為-0.7%和 0.2%。CPI 成長率在 1988 年底開始逐漸上升，到了 1990 年底的高點，為 3-4%之間，而 WPI 成長率同樣在 1990 底的高點是 2% (圖 A11)。這可以從兩方面來看，一方面是經過日銀一連串的緊縮貨幣政策後，CPI 最後仍上升了 3-4%，顯示先前日銀對通貨膨脹的憂慮確實存在，而且延遲了 2-3 年之久。從另一觀點來看，雖然最後 CPI 的上漲率在 3-4%之間，但是整體而言，這畢竟說不上有嚴重的通貨膨脹壓力<sup>13</sup>。

日銀憂慮通貨膨脹的另一個主要原因可能是貨幣供給成長率的上升。但是同時日銀在 1988 年的月報中也表示，日本的物價和貨幣數量的關係在日圓大幅升值和金融鬆綁之後已出現不穩定的現象。因此，對於資產價值飆升的影響反而集中在財富效果，所得平均和資產的分配上。事實上，日銀在 1990 年月報上所估計的財富效果對消費的影響也不大。另外，由於日本是世界最大的債權國，而且有巨額的經常帳盈餘，前任日銀總裁 Mieno 就曾表示，國際上的輿論壓力要求日本升值而且降低經常帳盈餘。若是日本提高利率而使得日本經濟成長減緩，會被視為與這個國際輿論壓力違背。

### 5.2.2 資產價格崩跌後的貨幣政策與金融監理政策評價

Cargill et al. (1997)在檢討日本當局面對 1991 年資產價格崩潰之後的反應時，認為大藏省一開始就採取寬容政策(forbearance policy)，容忍銀行逾放激增，但求經濟狀況與房地產市場回春，便能解套。這也稱為拖延戰術(buy-time policy)。這政策的結果我們可以從 Okina et al.(2001)、Mori et al.(2001)、和 Johnson et al.(2000)的資料與分析發現，在 1991 年股價與房地產價格崩落之後，即使逾放快速累積以及對

<sup>13</sup>其次，我們再將資產價格崩跌前後的物價一併考慮。從這個較長期的觀點而言，重點是物價的穩定是否貫徹到資產價格上漲期間和崩跌之後，而非祇是注重資產價格上漲的期間。資料顯示日本資產價格崩跌後相對於 1988-90 年間，有通貨緊縮的跡象。因此，就日銀在維持長期物價穩定這個任務來看，似乎不太成功。



製造業的放款大幅下降，銀行仍持續放款給房地產相關產業(請見圖 A12, A13)，以防止更多的潛在或已曝光的逾期放款浮上檯面，甚或終至倒帳的境地。

這也是同時因為這時擔保品價值已所剩無幾，銀行與其抽銀根和拍賣擔保品，不如展延放款甚至持續提供流動性給房地產業者。這稱為“forbearance lending”(Chen and Chu (2000)) 或是“private forbearance”。因此，銀行的資金套牢在日漸向下沈淪的房地產相關產業，愈陷愈深，同時其他產業卻得不到所需的資金。

至於我國政府則一再以公共資金承作首次購屋貸款以刺激房價，央行要求銀行“雨天不收傘”的道德勸說(以及財政部對股市千奇百怪和數不清的干預)，使得我們也很明確的在台灣發現這種 forbearance lending 的傾向(圖 A14)。

日本銀行自 1991 年 7 月起開始調降重貼現率，並同時引導 call rate 同步下降。直到 1999 年 2 月 call rate 已降到接近零的地步。但縱觀這長達 10 年的寬鬆貨幣政策，除了在 1995-96 年間有短暫回升外，對實質經濟的刺激似無太大作用。由於貨幣政策的傳遞機制可以透過不同管道影響實質經濟活動。以下我們簡要討論利率管道和(廣義的)信用管道。

利率管道能否通暢，除了可能有「流動性陷阱」的問題外，貨幣市場的發達以及是否運作正常也是關鍵。日本的金融體系主要以銀行為主，相對上，國內的貨幣市場則比較不發達。因此，貨幣市場的借貸依賴國際金融市場。即使日本國內利率非常低，但是日本金融機構在海外借貸必須負擔高額「日本貼水」的事實，反應日本金融機構向國際金融市場借急的困難。其次，信用管道能否發揮作用則視銀行的放款能力和廠商的資產負債表健全與否而定。從上面的討論我們可以發現兩點：(1)自 1991 年股價與土地價格崩跌後，企業淨值縮水，而且房地產相關產業不僅遭受巨幅虧損，而且擔保品價值嚴重縮水。然而，一開始銀行的反應是持續放款給虧損連連的房地產相關產業，反而排擠了其他產業的融資機會。到了 1998 年以後，我們可以發現在日本銀行持續一段長期時間的寬鬆貨幣政策之後，銀行體系累積了大量的超額準備(圖 A15)，而放款仍持續下降(圖 A16)。雖然日本政府對金融機構注入大量資金，使得銀行體系的超額準備大幅上升。然而銀行對於中小企業的放款

卻更加緊縮，普遍採取更嚴格的放款標準。原因是銀行的資本因壞帳損失遭嚴重侵蝕，為滿足資本適足率的要求下，無法持續增加放款。同時企業因擔保品價值嚴重縮水，使得銀行對企業放款的把關相對上變得更加嚴格。這時企業倒閉持續上升。而且中小企業的固定投資大幅下降。

根據上面的討論，我們發現日本不良債權的嚴重和長期的經濟蕭條符合我們在第 3 節所描述的傳遞機制：(1)資產價格下跌使企業的資產負債表狀況和淨值惡化，使得他們的信用限制更加緊繃，降低企業進一步借款的能力以及投資(Gibson(1997))；(2)龐大的不良債權嚴重侵蝕銀行資本使得銀行的中介功能無法正常發揮(Montonishi and Yoshikawa (1999))。

### 5.3 金融當局是否應對資產價格的波動作出回應？

#### 5.3.1 用貨幣政策對資產價格的波動作出回應

由於各式的資產價值模型必然有某些假設，使得即使資產價格完全決定於基本面因素，模型的評價仍無法完全掌握資產價格的變動。Hamilton and Whiteman (1985)即曾指出投機泡沫可能與隱藏性的基本面因素(hidden fundamentals)在外觀上無法分辨(observationally equivalent)，所以即使有泡沫存在，也不易偵測得到。由於我們也知道，(無法觀察得到的)基本面微小但長久性的變化即可能導致資產價格大幅的變動，因而會使得模型的評價出現極大的誤差。Cogley (1999)發現如果央行無法判定股價變動是來自泡沫或是隱藏性的基本面因素，央行刻意戳破貌似泡沫的資產價格膨脹，反而是破壞穩定性的政策。

即使發現股價有預測產出或通貨膨脹的能力，然而如果進一步將股價的地位提高為正式的貨幣政策指標時，可能會產生一些問題：(1)首先，Fuhrer and Moore (1992)發現單是把資產價格(期限利差)納入央行反應函數，成為正式的政策指標時，便足以改變這項指標的性質；(2)Reinhart (1998)發現如果美國聯邦準備對股價水準作反應的話，新訊息對股價所造成的衝擊幅度將加大。如果聯邦準備對股價的變動作反應的話，不僅會加大股價的波動幅度，而且可能破壞總體經濟的穩定性。

林玟吟與毛慶生(1997)在不同模型之下，發現如果台灣央行對股價作反應將使得GDP的波動變大；(3)將資產價格加入消費者物價可能產生其他的問題。首先，由於資產價格的波動幅度甚大，為了穩定這個綜合的物價指數，這將迫使央行的貨幣政策作出更大幅度而且更頻繁的調整。但這又對於消費者物價和產出的穩定會有負面的作用。

根據 Smets (1997)的模型推論發現，如果央行的最後標的是物價穩定，央行對於未預期到的資產價格變動的最適反應，決定於資產價格的變動如何影響通貨膨脹的預期。Bernanke and Gertler (1999)設立一個小型的總體模型，並在央行反應函數中加入股價。模擬的結果發現，央行對股價變動採取系統性的反應(也就是納入央行反應函數內)，而且同時不積極回應預期通貨膨脹的變動時，會使得產出缺口和物價膨脹率產生更大的波動。同時，在央行對預期物價膨脹強烈反應的前提下，是否進一步將股價的變動納入考慮，對於穩定物價和產出並沒有太大的差別。因此他們認為央行回應預期通貨膨脹的變動是穩定物價和產出的關鍵因素。他們建議貨幣政策法則應採行彈性的釘住通貨膨脹(flexible inflation-targeting)。這個政策架構以央行所公開宣示的中程通貨膨脹目標為基石，但有容許央行在短期間穩定經濟活動的彈性。同時，Bernanke and Gertler (2001)認為這個彈性的釘住通貨膨脹策略也為貨幣政策如何回應資產價格變動提供一個答案，也就是祇有當資產價格變動對通貨膨脹產生影響時，央行才有必要用貨幣政策回應。

Filardo (2001)同樣用一個小型的總體模型和模擬的方式得到與 Bernanke and Gertler (1999)類似的結果。他們認為，當金融當局無法明確判斷資產價格的變動是來自基本面或者泡沫，祇有當資產價格含有物價膨脹和產出缺口的可靠訊息時，金融當局才應作出反應。當資產價格的訊息內涵不明確時，也就是對於物價膨脹和產出缺口缺乏預測能力時，金融當局不宜冒然對資產價格的變動採取行動。然而 Cecchetti et al. (2000)卻得到截然不同的結論。根據他們的模擬結果，央行應將股價變動納入央行的貨幣政策法則中。雖然結果大相逕庭，但是透過比較 Bernanke and Gertler (1999)和 Cecchetti et al.的模擬過程，對我們了解這個問題有極大的啓示。首先，Cecchetti et al.的模型並未考慮模擬過程中，資產泡沫可能破滅的機率問題，也

就是說，模擬的衝擊的唯一來源是資產泡沫破滅而且是可預知的。同時，他們也沒有考慮其他的衝擊來源。而 Bernanke and Gertler 除了考慮資產泡沫的隨機破滅衝擊之外<sup>14</sup>，他們也模擬了其他基本面(貸款人的負債比率、外在融資貼水)的衝擊來源，以及基本面與非基本面衝擊來源的組合(生產力上升和泡沫破滅)。從以上的比較結果我們發現，祇有當以下的條件成立時，央行將股價納入反應函數才是最適的貨幣政策：(1)央行確知股價波動的來源是基本面或者泡沫；(2)當股價波動來自泡沫時，央行確知泡沫何時會破滅 (Bernanke and Gertler (2001))。

### 5.3.2 用選擇性信用管制對資產價格的波動作出回應

限制股票投資人的融資比例(Margin Requirement)被視為是控制信用成長和預防股價波動過大的政策之一。Aiyagari and Gertler(1999)用一個一般均衡來討論這個問題。他們卻發現融資比例限制並無助於降低股價波動；在股價走下坡時，反而會造成股價超跌的現象。原因是當股價下降到使得投資人(經紀商或自營商)融資限制式起了作用(binding)時，迫使投資人必須拋售持股，以致股價跌到“基本面”價格以下。

就實証文獻而言，Kupiec(1997)回顧過去的實証結果，發現絕大部分的研究均顯示美國聯邦準備融資比例限制與股價波動(以標準差表示)之間並沒有明顯的統計關係。比如，Largary and West (1973)觀察 S&P 500 指數與聯邦融資比例成數限制的關係，結果發現 (1)股價上漲一段時間後，聯邦準備通常會提高融資比例成數。(2)平均而言，融資比例成數調升增大，S&P 股價指數下跌 0.2%，但是比一個月前平均上漲 3.4%。(3)就平均趨勢而言，S&P 股價指數在融資比例調升後，沒有顯著的上升或下降。另外，Eckardt and Rogff (1976)檢視 NYSE 的特定起始融資限制(Special Initial Margin Requirement，簡稱 SIMR)<sup>15</sup>。SIMR 是 NYSE 針對特定“飆股”所設融資比例。他們的發現與 Largary and Weat (1973)針對聯邦準備的融

<sup>14</sup>依照 Blanchard and Watson(1982)的模型，他們所設定的泡沫每期有一個固定的機率會破滅。但在模擬時所選定的參數使得該泡沫並非理性泡沫。

<sup>15</sup>特別說明的是聯邦準備的 Regulation T 與 NYSE 所設定的融資比例限制均是起始融資比例限制(Initial Margin Requirement)。也就是股價跌到使投資人本金低於維持融資比例限制(Maintenance Margin Requirement)前，金主不得斷頭賣出。

資比例成數相似，也就是說選擇性的融資比例信用管制對該個股的走勢沒有明顯的影響。另外，Ferris and Chance (1988), Salinger (1989), Hsieh and Miller (1990)也都發現融資比例對於股價波動沒有顯著的影響。

除了傳統的“窗口指導”之外，日銀在 1990 年 3 月開始實施選擇性信用管制，限制房地產相關產業的放款成長率在總放款成長率之內，並進一步對於金融機構對於不動產放款採取總額限制。我國央行自 1989 年 3 月起即實施一連串針對不動產的選擇性信用管制(詳見李榮謙和林宗耀(1992))。至於針對股價方面，在 1989 年一度恢復課徵證券交易稅並提高證交稅稅率，降低融資、融券比率等。

然而，對於抑制不動產價格的選擇性信用管制的評價並不易論斷。由於這通常是針對特定標的進行管制，目標明確。例如當日本進行不動產放款總量管制時，也是不動產價格開始崩跌的開始。但是，如前所述，金融當局在決定是否干預資產價格上漲時，即面臨基本面和泡沫的認定問題，尤其是放款總量限制這種直接干預的手段很容易造成資金正常需求的排擠。因為一旦資產價格上漲的預期確立後，機

者仍會利用法令漏洞獲取所需資金。

## II 台灣的資產價格與總體經濟變數間的關係

### 6 兩變數的因果關係和外生衝擊的動態走勢

本節先檢視一系列兩變數的因果關係和外生衝擊的動態走勢。其目的是：(1)我們可以在作多變數 VAR 之前，先行檢驗我們所感興趣的配對變數之間的關係；(2)我們可充分利用較長而且較細的時間數列資料，而不受限於其他數列資料的限制。我們會檢視下列配對的變數：(1)股價和房價；(2)股價與 CPI；(3)股價和實質銀行信用；(4)房價和實質銀行信用；(5)M1B 與銀行信用；(6)M1B 與股價；(7)調整後準備貨幣和銀行信用。資料來源和變數定義列於附錄 1。

#### 6.1 股價與房價

以下我們用 1982:Q1 到 2000:Q4 季資料觀察股價指數和房價指數之間的關係。圖 4 顯示股價成長率(dsp)波動幅度遠大於房價成長率(dhp)。因果關係顯示股價 Granger causes 房價，但反之不然(表 3)。兩數列均為  $I(1)$ ，但沒有共整合關係。雙變數的 VAR 估計結果顯示，過去的房價與股價有助解釋目前的房價，股價不僅與過去房價無關，而且也與自己過去的走勢無關。圖 5 顯示房價對於來自股價變動的衝擊反應遠較股價對於來自房價變動的衝擊反應來得大而且持續。對於房價的預測變異，股價可解釋的部分高達 31%，而房價祇能至多解釋股價預測變異的 3%。估計的結果在不同的落後期數之下和在 1990:Q1-2000:Q4 期間仍然成立。

圖 4 股價與房價成長率(1982:Q1-2000:Q4)

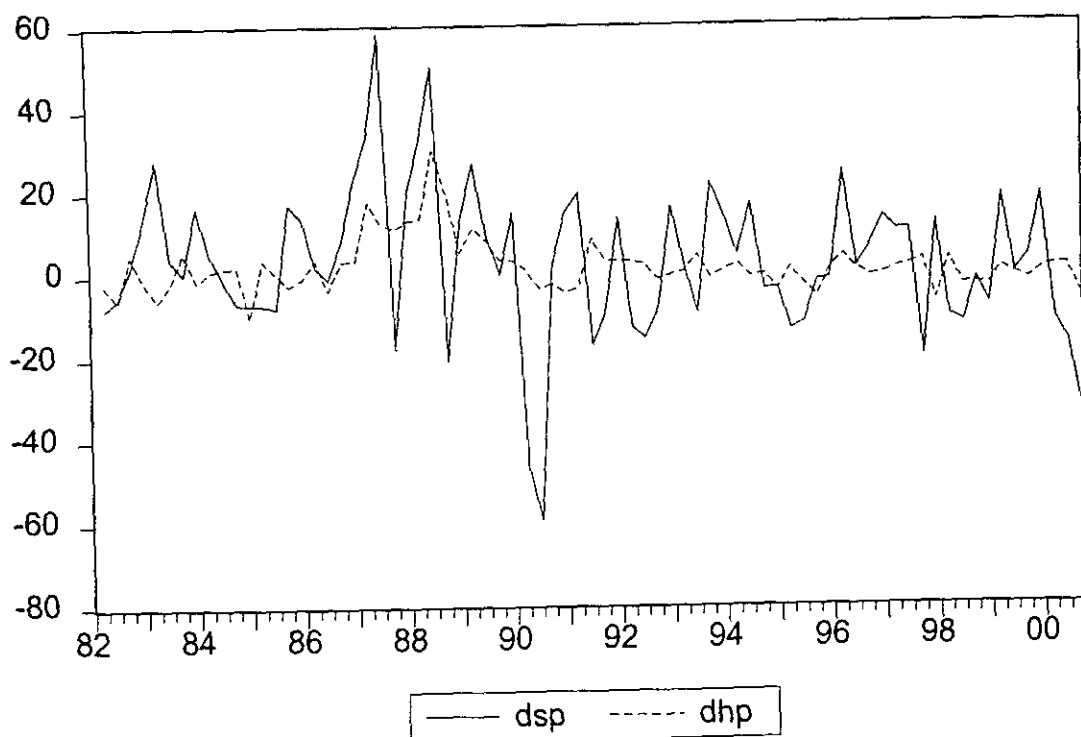


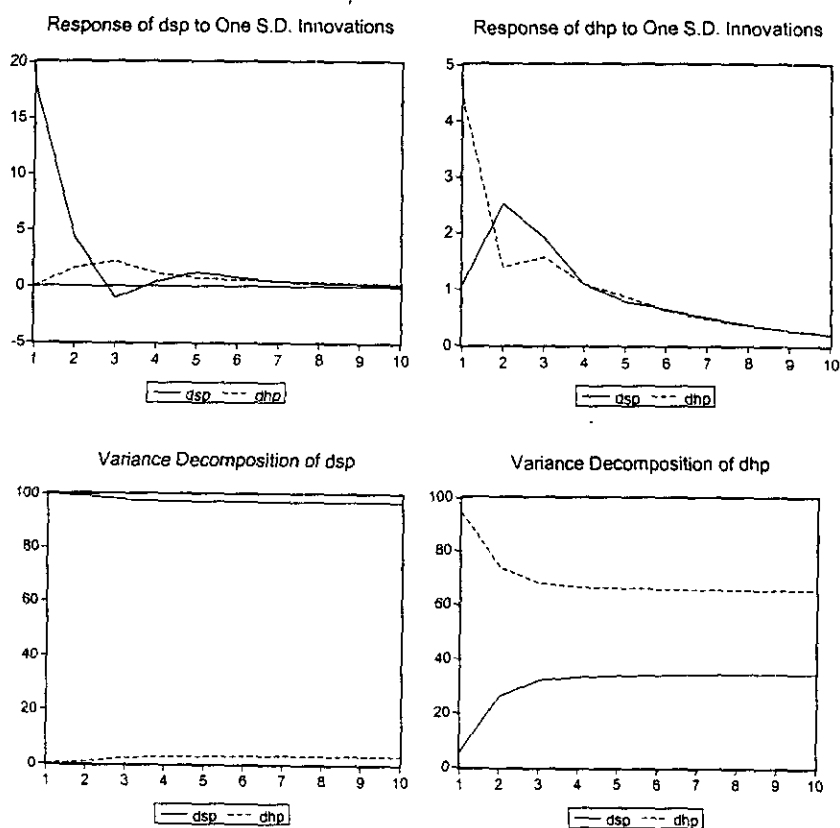
表 3 Granger Causality Tests: 股價與房價(1982:Q1-2000:Q4)(Lags: 2)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dhp does not Granger Cause dsp	73	1.15942	0.31979
dsp does not Granger Cause dhp		7.85582	0.00085

Granger Causality Tests: 股價與房價(1990:Q1-2000:Q4)(Lags: 2)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dhp does not Granger Cause dsp	44	0.05794	0.94379
dsp does not Granger Cause dhp		5.80776	0.00620

圖 5 Variance Decomposition and Impulse Responses: 股價與房價(1982:Q1-2000:Q4)



## 6.2 股價與消費者物價指數(CPI)

我們使用 CPI 代表物價指數。圖 6 顯示 1968:1 至 2001:06 的月資料，樣本期間股價的波動比 CPI 變動大很多。圖 7 是以 1968:1=1 為基準，畫出股價和 CPI 的長期走勢：CPI 呈緩慢上升趨勢，股價並沒有呈現特定的趨勢。表 4 的 Granger causality 的檢驗發現此兩變數互不關聯，而且共整合檢定也發現兩者沒有長期的關係。圖 8 的衝擊反應和變異數分解也反應了上述的觀察。如果用核心 CPI 取代 CPI，結果大致不變。

圖 6 股價與 CPI 成長率(1968:01-2001:06)



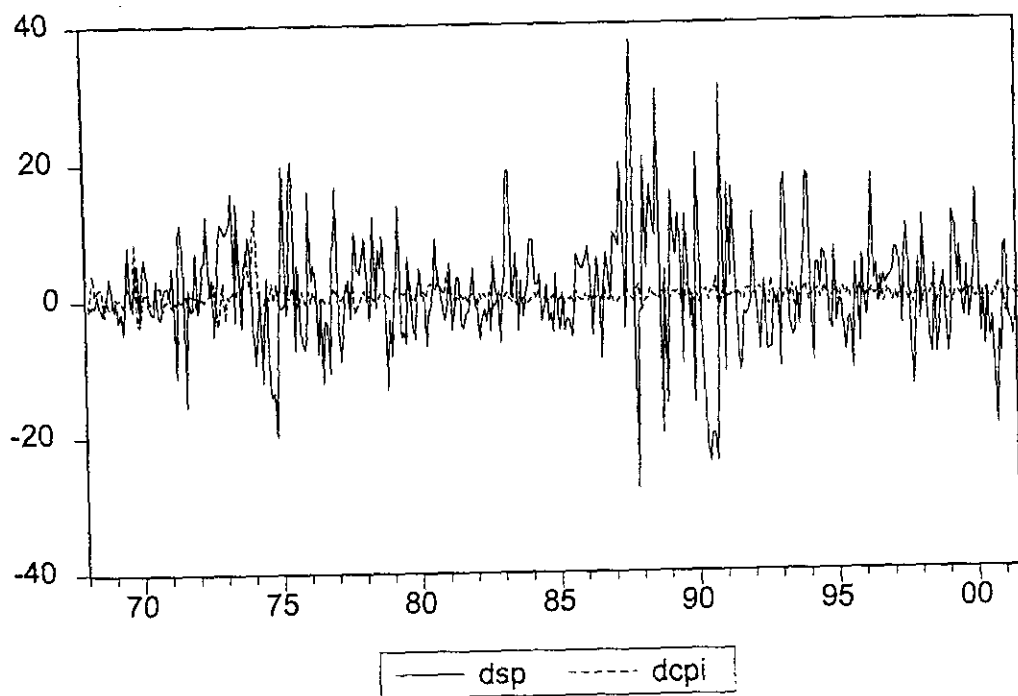


圖 7 股價與 CPI (1968:01=1.0)

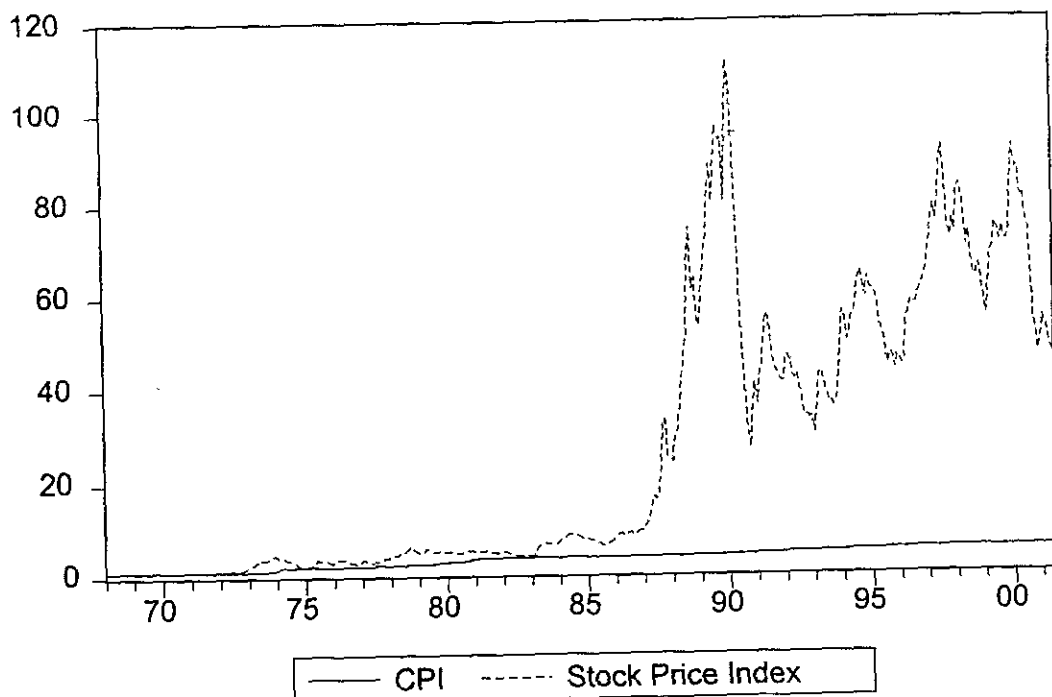
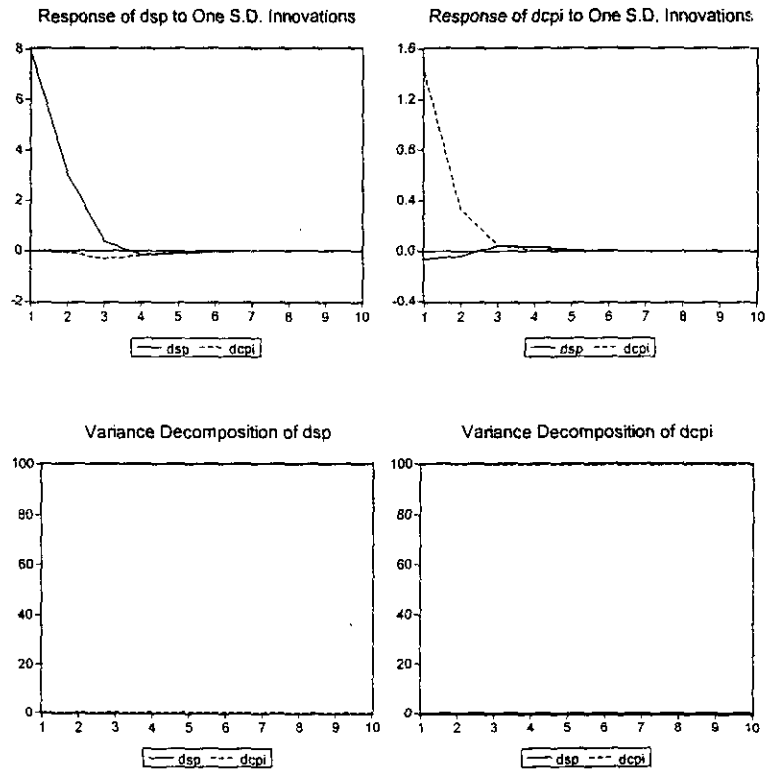


表 4 Granger Causality Tests: 股價與 CPI(1968:01-2001:06)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dcpi does not Granger Cause dsp	399	0.31061	0.73318
dsp does not Granger Cause dcpi		0.39278	0.67544

圖 8 Variance Decomposition and Impulse Responses: 股價與 CPI 成長率(1968:01-2001:06)



其次，我們將資料縮短為 1982:07-2001:06，並且檢視不同落後期數的結果。我們發現 CPI 在任何落後期數下均不影響股價，但股價在落後 9 期(9 個月)開始便會顯著影響 CPI(請見表 5)。

表 5 Granger Causality Tests: 股價與 CPI(1982:07-2001:06)

Lags: 9

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCPI does not Granger Cause DSP	218	0.43138	0.91709
DSP does not Granger Cause DCPI		2.16320	0.02608

### 6.3 股價和實質銀行信用

接下來我們討論銀行對私部門放款與股價的關係。資料是 1968:1-2001:6 的月資料。結果出乎意外的是，實質銀行信用與股價互不具領先的關係(請見表 6)。同樣，這兩個變數也不具共整合關係。衝擊反應函數很小而且短暫，各變數可解釋對方的預測變異均不超過 3%(圖 10)。我們又將資料轉成季資料，估計結果與使用月資料一致。

圖 9 股價與 實質銀行信用成長率(1968:1-2001:6)

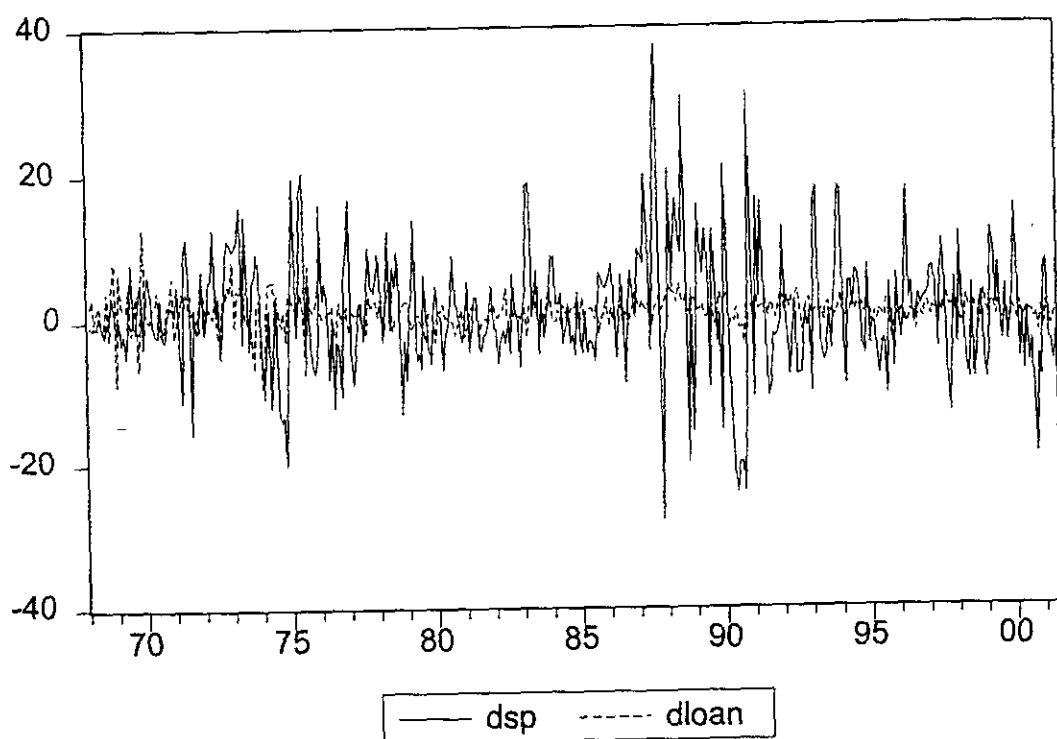
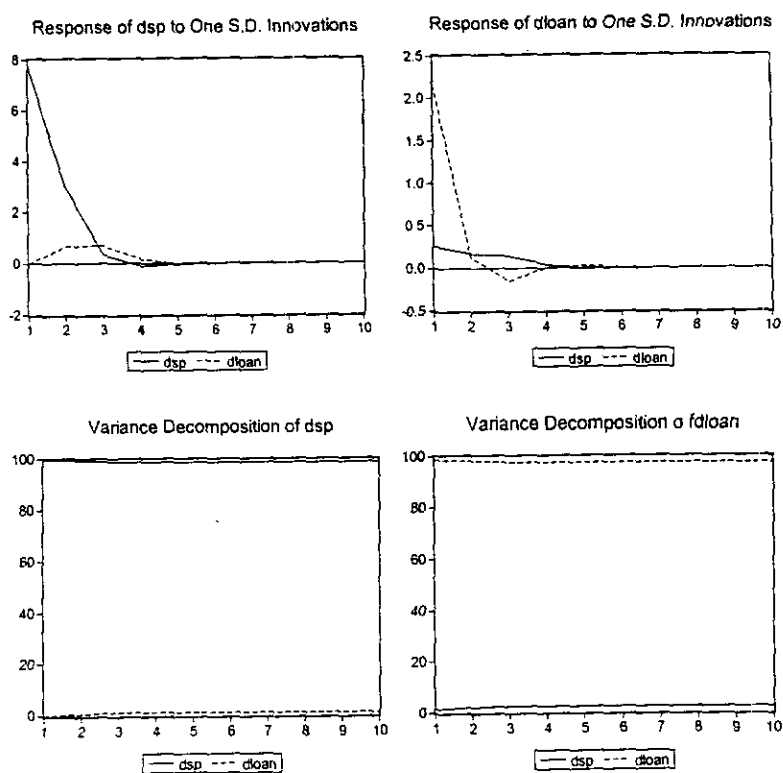


表 6 Granger Causality Tests: 股價和實質銀行信用(1968:1-2001:6)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dloan does not Granger Cause dsp	399	2.03508	0.13204
dsp does not Granger Cause dloan		2.05668	0.12925

圖 10 Variance Decomposition and Impulse Responses: 股價和實質銀行信用(1968:1-2001:6)



#### 6.4 房價和實質銀行信用

至於房價和實質銀行信用之間的關係，我們用 1982:Q1 到 2000:Q4 季資料。結果顯示房價和實質銀行信用兩個方面的 Granger Causality 均非常顯著(請見表 7)。房價對銀行信用變動的衝擊反應尤其顯著而且持久，並且銀行信用也可以解釋房價的預測變異接近 40%。

圖 11 房價和實質銀行信用成長率(1982:Q1-2000:Q4)

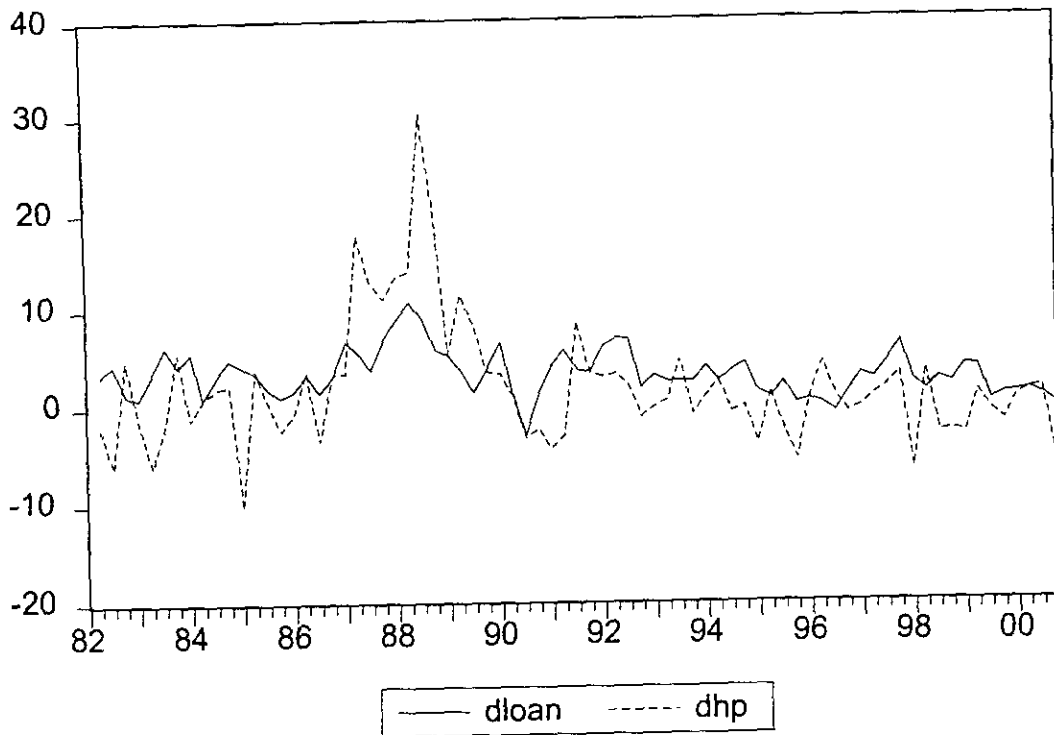


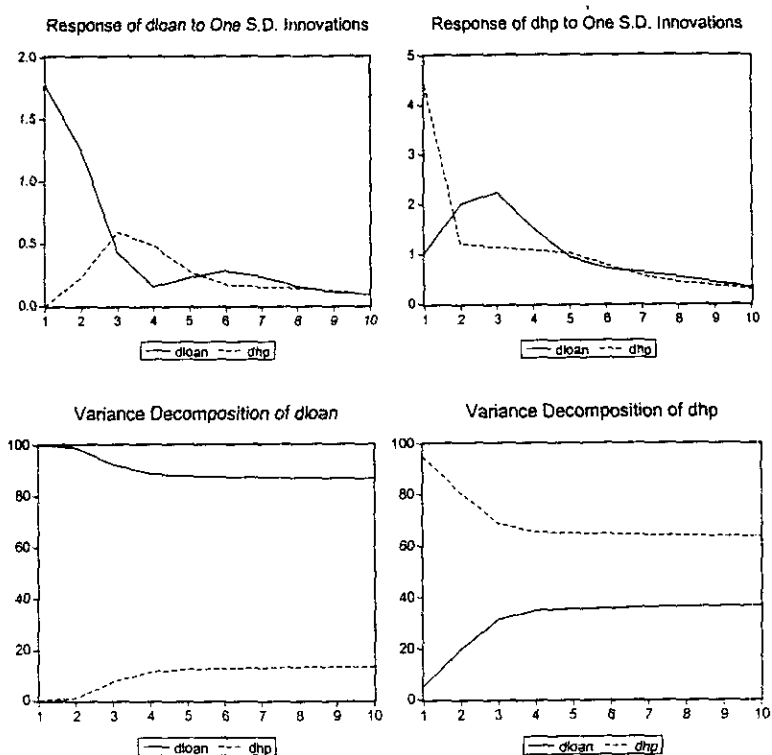
表 7a Granger Causality Tests: 實質房價和銀行信用(1982:Q1-2000:Q4) (lags: 6)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dhp does not Granger Cause dloan	73	3.64937	0.03123
dloan does not Granger Cause dhp		7.71802	0.00095

表 7b Granger Causality Tests: 實質房價和銀行信用(1982:Q1-2000:Q4) (lags: 6)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DHPR does not Granger Cause DLOAN	69	1.09631	0.37607
DLOAN does not Granger Cause DHPR		2.55053	0.02967

圖 12 Variance Decomposition and Impulse Responses: 房價和實質銀行信用(1982:Q1-2000:Q4)



## 6.5 M1B 和銀行信用

我們檢視名目 M1B 和名目銀行信用在 1961:Q3 到 2000:Q4 的關係。M1B 非常顯著地領先銀行信用，反之則不然(表 8)。檢驗結果發現兩變數有一共整合關係。調整過誤差後，M1B 對銀行信用變動的衝擊起初雖不大但效果持續增加。經 10 季後，M1B 可解釋銀行信用的預測變異高達 48%(圖 14)。如果我們將資料縮到最近 20 年，也就是 1980:Q1 到 2000:Q4。結果 M1B 對銀行信用的 Granger Causality 仍非常顯著，而且反向的銀行信用對 M1B 的 Granger Causality 檢定 p-value 為 0.056，顯示有頗強的回饋效果。兩者並無共整合關係。變異數分解分析發現 M1B 與銀行信用各自可解釋對方的預測變異部分與全樣本大致相當。

圖 13 M1B 和銀行信用對數值(1961:Q3-2000:Q4)

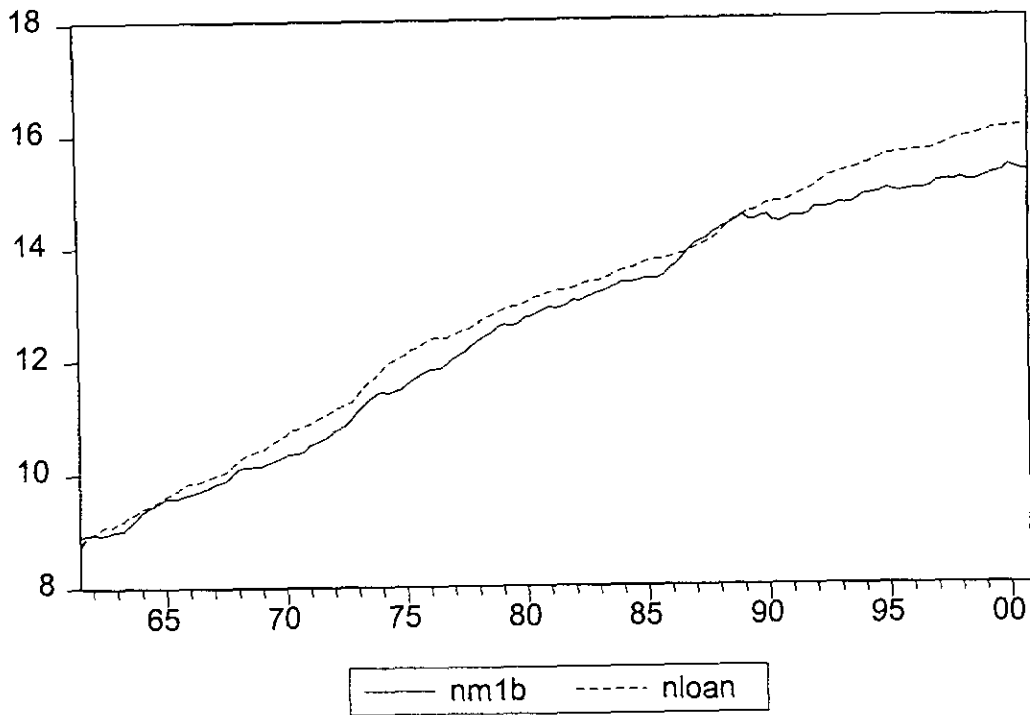
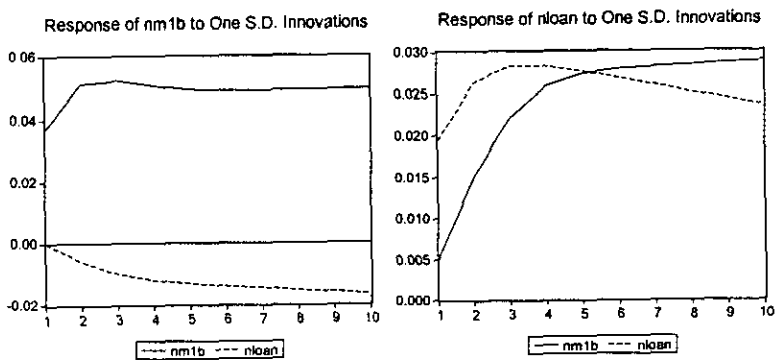
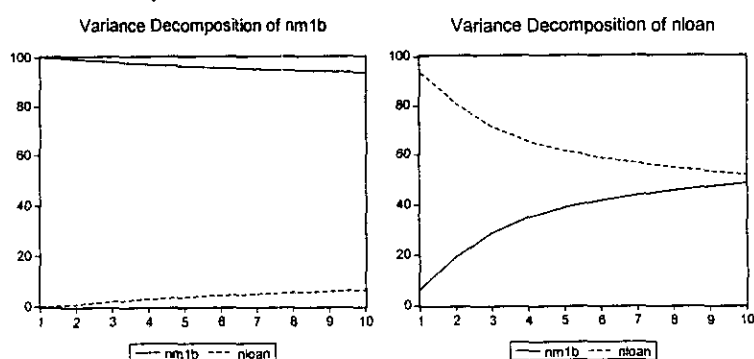


表 8 Granger Causality Tests: M1B 和銀行信用(1961:Q3-2000:Q4)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dnloan does not Granger Cause dnm1b	155	1.25087	0.28922
dnm1b does not Granger Cause dnloan		14.8327	1.3E-06

圖 14 Variance Decomposition and Impulse Responses (0.01%): M1B 和銀行信用 (1961:Q3-2000:Q4)





## 6.6 M1B 和股價

M1B 與股價的關係不論是看 Granger Causality 或是 VAR 估計結果，M1B 影響股價的結果非常顯著，但反方向卻不顯著(表 9a)。

我們也考慮其他的設定：(1)我們用實質變數；(2)我們用月資料(1982:07-2001:06)；(3)我們用不同的落後期數。結果發現除了用月資料而且在落後期數為 1(個月)的情況下實質股價也會影響實質 M1B 之外(p-value=0.055，請見表 9b)，其他的一系列設定均獲得相同的結果。

表 9a Granger Causality Tests: M1B 和股價對數值( (1980:Q1-2000:Q4)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DSP does not Granger Cause DM1B	80	1.79663	0.17292
DM1B does not Granger Cause DSP		11.6915	3.8E-05

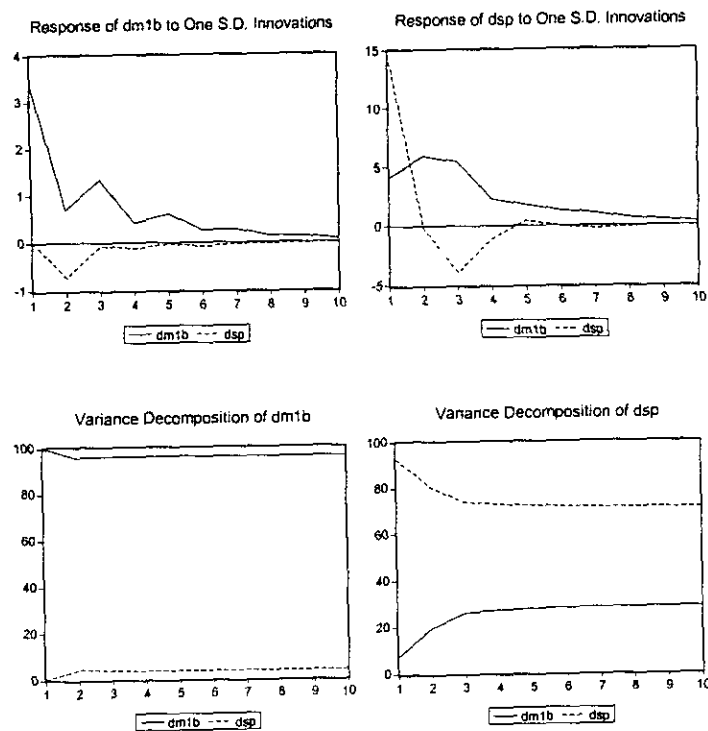
表 9b Granger Causality Tests: M1B 和股價對數值( (monthly 1982:07-2001:06)

(Lags: 1)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DRSP does not Granger Cause DRM1B	226	3.72058	0.05501
DRM1B does not Granger Cause DRSP		4.62711	0.03255

圖 15 Variance Decomposition and Impulse Responses: M1B 和股價( (1980:Q1-2000:Q4)





### 6.7 調整後準備貨幣和銀行信用

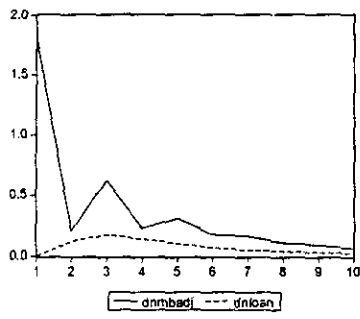
最後，我們檢視名目調整後準備貨幣和名目銀行信用在 1982:Q1 到 2000:Q4 的關係。準備貨幣非常顯著地領先銀行信用，反之則不然(表 10)，此與 M1B 和銀行信用的關係一致。檢驗結果發現兩變數有共整合關係。變異數分解顯示準備貨幣可以解釋銀行信用的預測變異接近 40% (圖 16)。

表 10 Granger Causality Tests: 調整後準備貨幣和銀行信用(1982:Q1-2000:Q4)

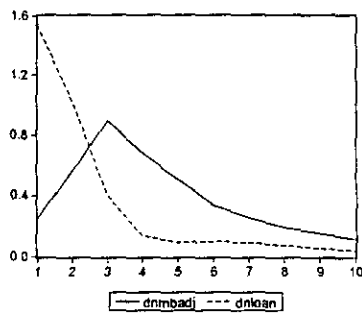
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
dnloan does not Granger Cause dnmbadj	73	0.64777	0.52641
dnmbadj does not Granger Cause dnloan		6.31734	0.00304

圖 16 Variance Decomposition and Impulse Responses: 調整後準備貨幣和銀行信用  
(1982:Q1-2000:Q4)

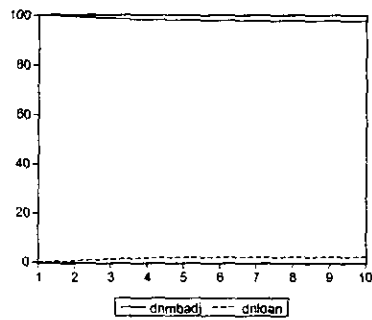
Response of  $dnmbadj$  to One S.D. innovations



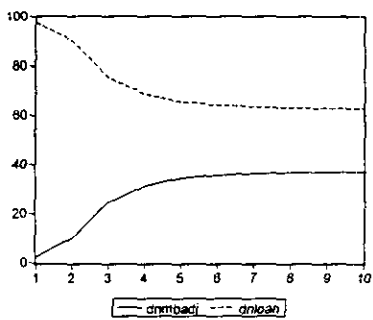
Response of  $dnloan$  to One S.D. innovations



Variance Decomposition of  $dnmbadj$



Variance Decomposition of  $dnloan$



## 7 資產價格的情報內涵

本節討論資產價格，包括股票與房地產價格指數，可能含有其他貨幣政策指標所未具有的有關未來總體經濟活動和物價膨脹的訊息。我們估計以下的迴歸模型：

$$df_t = c + \sum_{j=1}^q \beta_j dmlb_{t-j} + \sum_{j=1}^q \lambda_j dr_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_j da_{t-j} + \sum_{j=1}^q \rho_j df_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中， $q$  為最大落後期數，被解釋變數  $df_t$  為核心 CPI 或者實質 GDP 變動，而  $da_t$  為實質資產價格的變動，估計期間為 1983:Q1 至 1999:Q4 的季資料。我們分別估計落後期數為 2, 4, 6 季之下的迴歸模型。其次，我們利用資產價格波動對未來總體經濟活動與物價膨脹( $df_{t+h}$ )進行樣本外預測。資料來源和變數定義列於附錄 1。

### 7.1 股價波動對核心 CPI 變動的預測能力

考慮實質股價波動對核心 CPI 變動的預測能力，我們分別估計落後期數為 2, 4, 6 季之下的迴歸模型。從表 11 估計結果我們可以得知，實質股價波動對核心 CPI 變動的解釋力在各落後期數之下並不顯著。

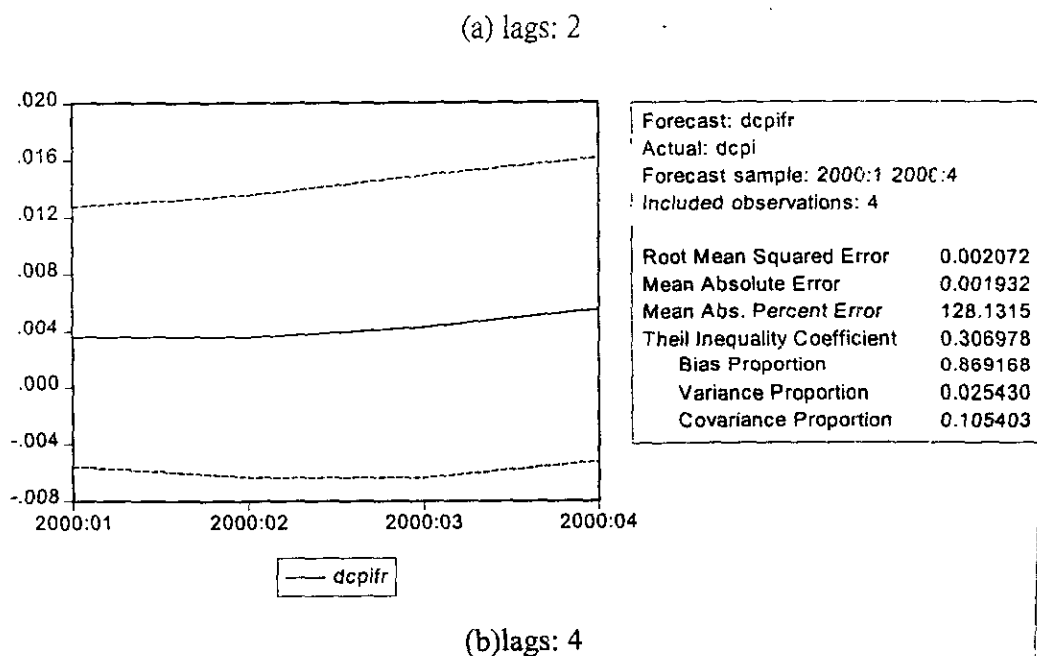
表 11 股價波動對核心 CPI 變動的預測能力(1983:Q1- 1999:Q4)

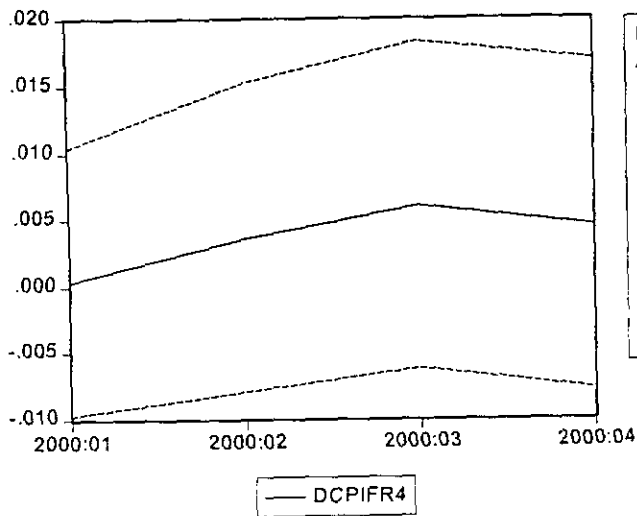
(a) lags: 2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRSP(-1)	2.71E-05	0.003680	0.007377	0.9941
DRSP(-2)	0.001396	0.003582	0.389584	0.6983
(b) lags: 4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRSP(-1)	-0.001574	0.004585	-0.343325	0.7329
DRSP(-2)	0.005431	0.004120	1.318334	0.1938
DRSP(-3)	-0.002957	0.003936	-0.751207	0.4563
DRSP(-4)	0.002763	0.004019	0.687553	0.4951
(c) lags: 6				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRSP(-1)	0.000942	0.005008	0.188025	0.8519
DRSP(-2)	0.003068	0.004650	0.659761	0.5135
DRSP(-3)	-0.006042	0.004802	-1.258146	0.2162

DRSP(-4)	0.005367	0.004678	1.147462	0.2586
DRSP(-5)	-0.004835	0.004095	-1.180820	0.2452
DRSP(-6)	-0.000546	0.004115	-0.132667	0.8952

我們以此迴歸模型在落後期數為 2, 4, 6 季之下，對 2000 年核心 CPI 變動進行預測（圖 17），並與不包括股價變動的估計式所作的預測（圖 18）進行比較。從圖 17 與 18 我們發現，在落後期數為 2 之下，圖 17 無論是均方誤（RMSE）或 Theil 係數均較圖 18 為大。但是，在落後期數為 4 與 6 之下，圖 17 的均方誤（RMSE）較圖 18 為大，但是 Theil 係數較圖 18 為小。這顯示股價波動的資訊內涵很混亂。

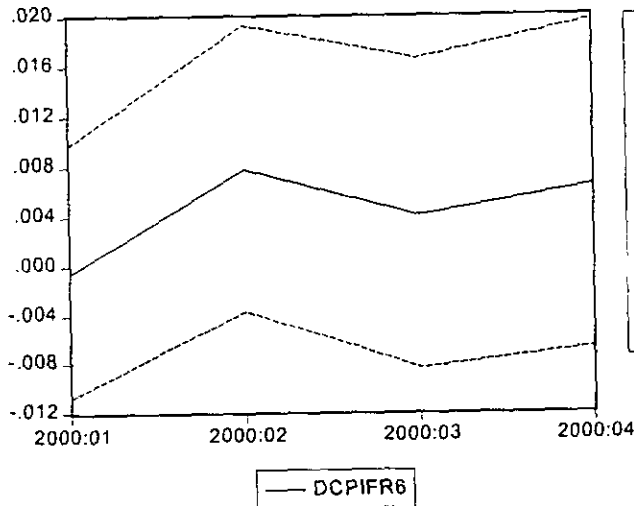
圖 17 對核心 CPI 變動的預測: 加入實質股價變動





Forecast: DCPIFR4	
Actual: DCPI	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.002788
Mean Absolute Error	0.002217
Mean Abs. Percent Error	170.4565
Theil Inequality Coefficient	0.416803
Bias Proportion	0.243593
Variance Proportion	0.130616
Covariance Proportion	0.625791

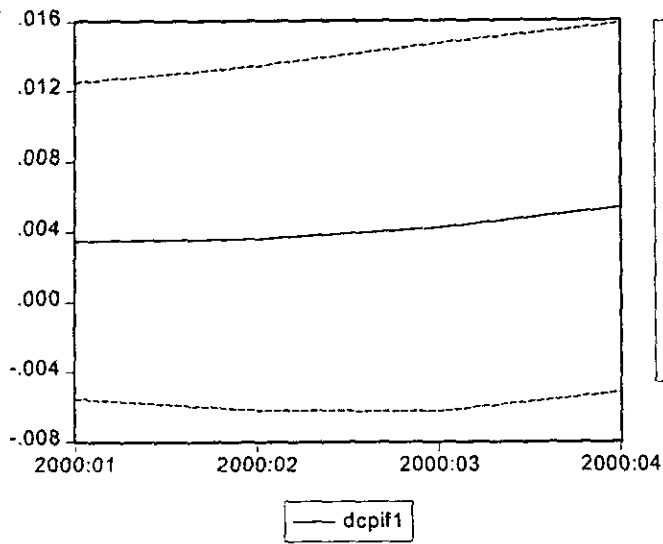
(c)lags: 6



Forecast: DCPIFR6	
Actual: DCPI	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.003719
Mean Absolute Error	0.003456
Mean Abs. Percent Error	196.0848
Theil Inequality Coefficient	0.468119
Bias Proportion	0.341960
Variance Proportion	0.313977
Covariance Proportion	0.344064

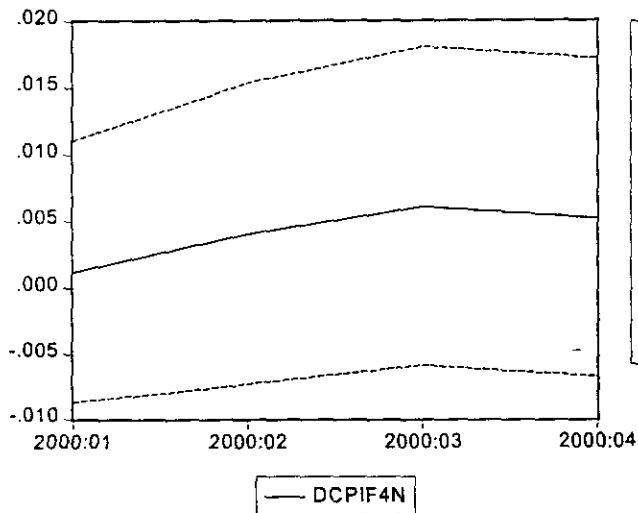
圖 18 對核心 CPI 變動的預測: 不加入股價變動

(a) lags: 2



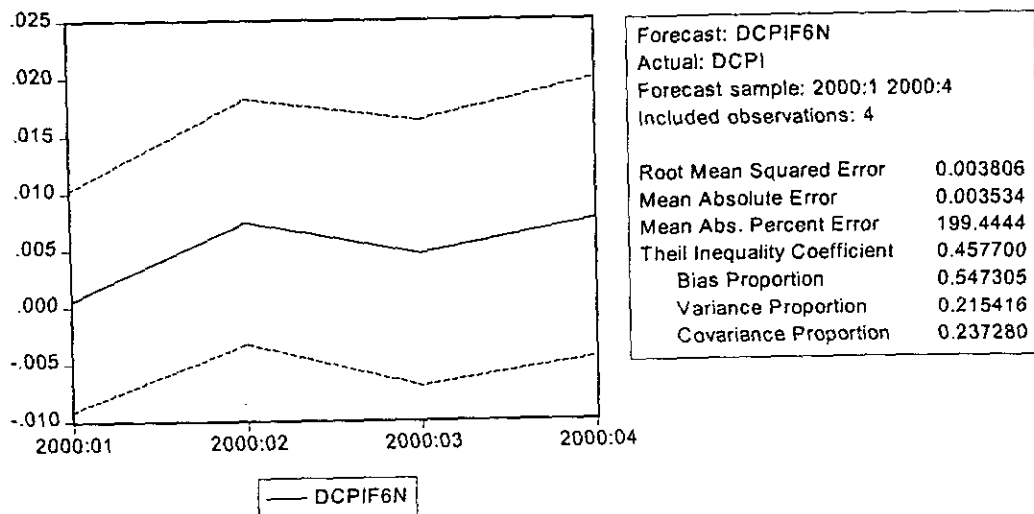
Forecast: dcpif1	
Actual: dcpif	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.002033
Mean Absolute Error	0.001887
Mean Abs. Percent Error	125.9861
Theil Inequality Coefficient	0.303422
Bias Proportion	0.861180
Variance Proportion	0.030503
Covariance Proportion	0.108316

(b) lags: 4



Forecast: DCPIF4N	
Actual: DCPI	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.002830
Mean Absolute Error	0.002285
Mean Abs. Percent Error	170.1685
Theil Inequality Coefficient	0.403239
Bias Proportion	0.437146
Variance Proportion	0.072188
Covariance Proportion	0.490666

(c) lags: 6



## 7.2 股價波動對 GDP 變動的預測能力

將上述迴歸模型的被解釋變數由核心 CPI 換成 GDP。樣本期間同樣是 1983:Q1 到 1999:Q4。估計結果列於表 12。我們發現在所有的落後期數之下，實質股價波動並無法提供未來 GDP 變動的訊息。

表 12 股價波動對 GDP 變動的預測能力(1983:Q1- 1999:Q4)

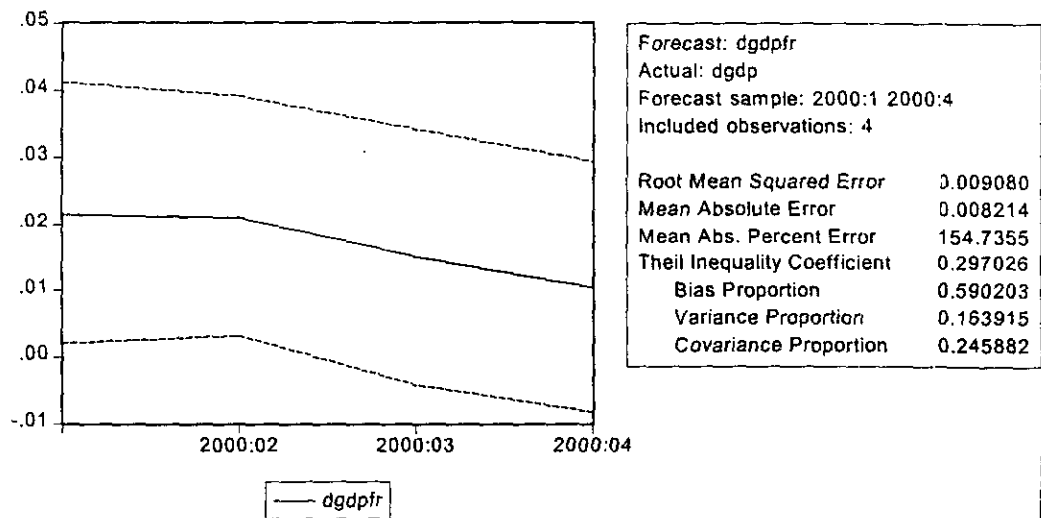
(a) lags: 2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRSP(-1)	-0.009290	0.007657	-1.213292	0.2299
DRSP(-2)	-0.010304	0.007661	-1.344925	0.1838
(b) lags: 4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRSP(-1)	-0.008532	0.008670	-0.984063	0.3297
DRSP(-2)	-0.014073	0.008134	-1.730156	0.0897
DRSP(-3)	-0.003951	0.007930	-0.498220	0.6205
DRSP(-4)	0.008086	0.008326	0.971225	0.3360
(c) lags: 6				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRSP(-1)	-0.011528	0.008878	-1.298531	0.2010
DRSP(-2)	-0.014625	0.008326	-1.756536	0.0861

DRSP(-3)	-0.014371	0.008953	-1.605245	0.1158
DRSP(-4)	0.007428	0.008861	0.838257	0.4065
DRSP(-5)	0.009586	0.008033	1.193368	0.2393
DRSP(-6)	-0.016903	0.007964	-2.122499	0.0396

圖 19 是以上述模型在落後期數為 2, 4, 6 季之下，對 2000 年核心 CPI 變動進行預測。與不包括股價變動的估計式所作的預測（圖 20）進行比較，我們發現圖 19 無論是均方誤（RMSE）或 Theil 係數，在落後期數為 2, 4, 6 季之下都比圖 20 來的大。顯示實質股價的樣本外預測表現不佳，其訊息內涵無助於提供未來經濟活動有利的資訊。

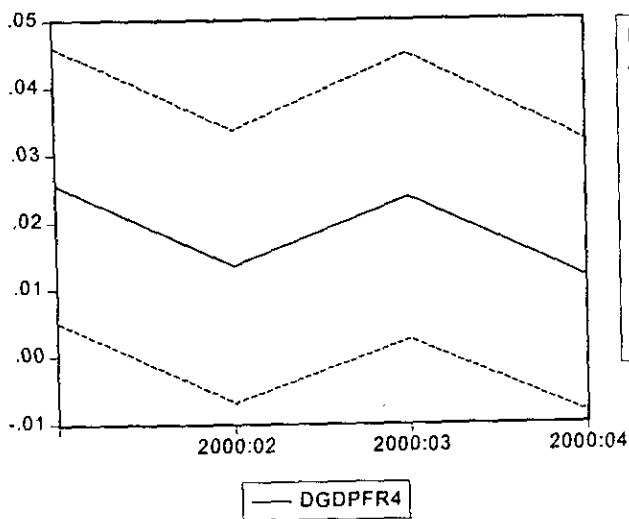
圖 19 對 GDP 變動的預測: 加入實質股價變動

(a)lags: 2



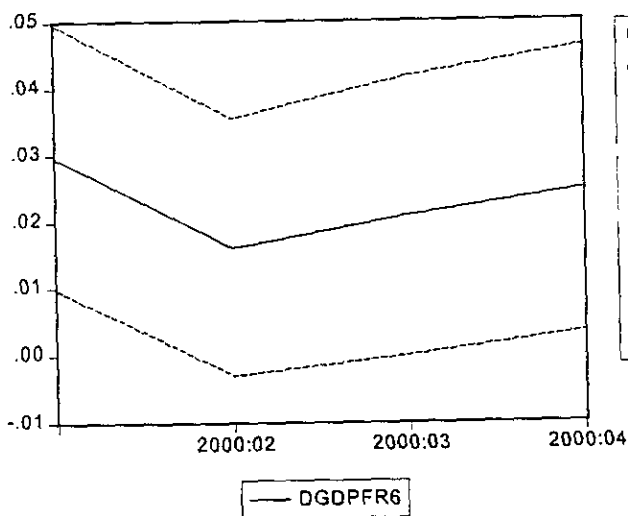
(b)lags: 4





Forecast: DGPFR4	
Actual: DGDP	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.010665
Mean Absolute Error	0.008541
Mean Abs. Percent Error	183.8918
Theil Inequality Coefficient	0.328148
Bias Proportion	0.641387
Variance Proportion	0.041582
Covariance Proportion	0.317032

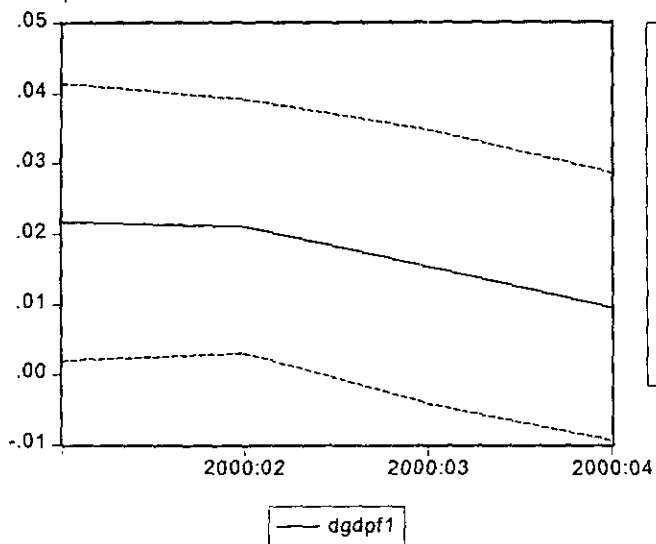
(c)lags: 6



Forecast: DGPFR6	
Actual: DGDP	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.014264
Mean Absolute Error	0.012762
Mean Abs. Percent Error	290.4091
Theil Inequality Coefficient	0.393211
Bias Proportion	0.800457
Variance Proportion	0.054120
Covariance Proportion	0.145423

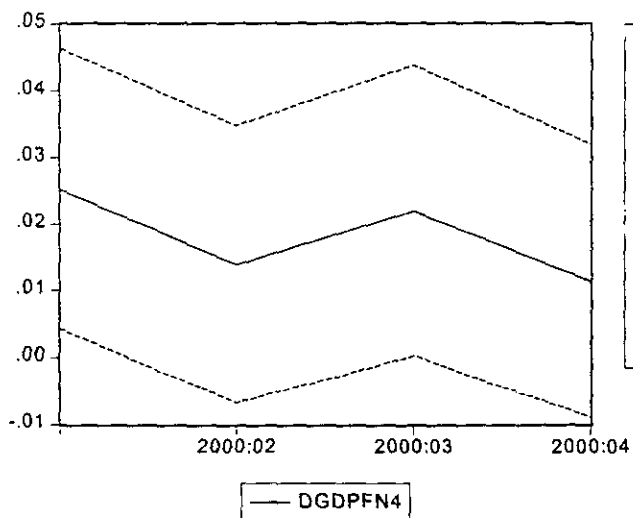
圖 20 對 GDP 變動的預測: 不加入股價變動

(a)lags: 2



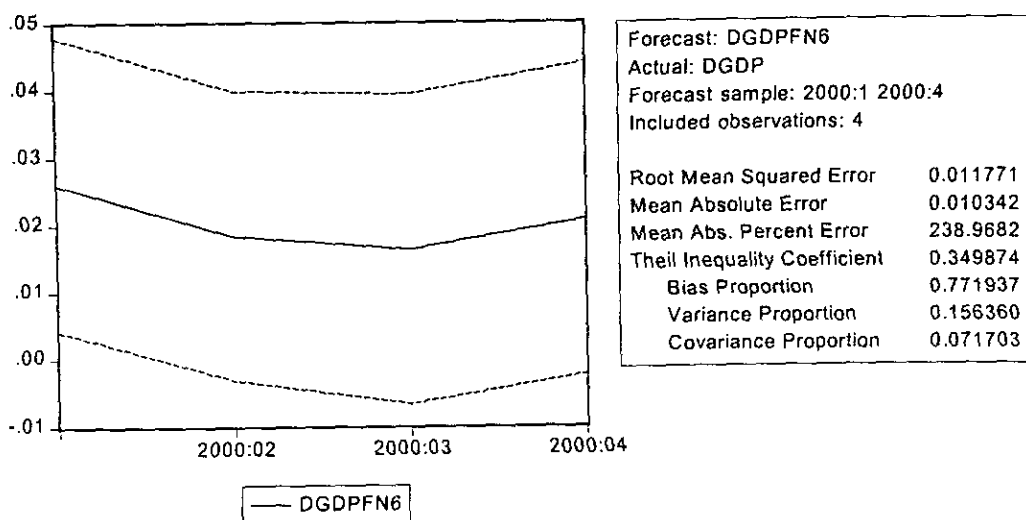
Forecast: dgdpf1	
Actual: dgdp	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.009036
Mean Absolute Error	0.008084
Mean Abs. Percent Error	150.0346
Theil Inequality Coefficient	0.295334
Bias Proportion	0.586916
Variance Proportion	0.140506
Covariance Proportion	0.272579

(b)lags: 4



Forecast: DGDPFN4	
Actual: DGDP	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.009958
Mean Absolute Error	0.008145
Mean Abs. Percent Error	175.1048
Theil Inequality Coefficient	0.311302
Bias Proportion	0.869089
Variance Proportion	0.069238
Covariance Proportion	0.261673

(c)lags: 6



### 7.3 房價波動對 CPI and GDP 變動的預測能力

接下來我們檢視房價指數變動對所得與物價變動的預測能力。表 13 與表 14 為其樣本內的估計結果。我們發現過去實質房價指數對核心物價指數變動和未來所得變動均有顯著的影響力。顯示實質房價波動似乎提供了一些未來物價與所得波動的訊息。

表 13 實質房價波動對核心 CPI 變動的預測能力(1983:Q1- 1999:Q4)

(a)lags: 2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRHP(-1)	-0.002949	0.009914	-0.297481	0.7672
DRHP(-2)	0.023089	0.009338	2.472655	0.0164

(b)lags: 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRHP(-1)	0.004869	0.012412	0.392268	0.6967
DRHP(-2)	0.029144	0.012086	2.411331	0.0199
DRHP(-3)	-0.007968	0.012597	-0.632503	0.5302
DRHP(-4)	-0.010755	0.013068	-0.822988	0.4148

(c)lags: 6

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRHP(-1)	0.006061	0.014134	0.428854	0.6707
DRHP(-2)	0.014219	0.014768	0.962853	0.3424
DRHP(-3)	-0.014879	0.013266	-1.121559	0.2699
DRHP(-4)	-0.004494	0.014592	-0.308005	0.7600
DRHP(-5)	0.025605	0.014974	1.710000	0.0964
DRHP(-6)	-0.012670	0.014229	-0.890441	0.3795

表 14 實質房價波動對 GDP 變動的預測能力(1983:Q1- 1999:Q4)

(a)lags: 2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRHP(-1)	-0.063898	0.021537	-2.966806	0.0043
DRHP(-2)	0.030379	0.020089	1.512218	0.1358

(b)lags: 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRHP(-1)	-0.060868	0.026291	-2.315147	0.0247
DRHP(-2)	0.020023	0.025959	0.771351	0.4441
DRHP(-3)	-0.002013	0.025750	-0.078161	0.9380
DRHP(-4)	0.007540	0.026689	0.282518	0.7787

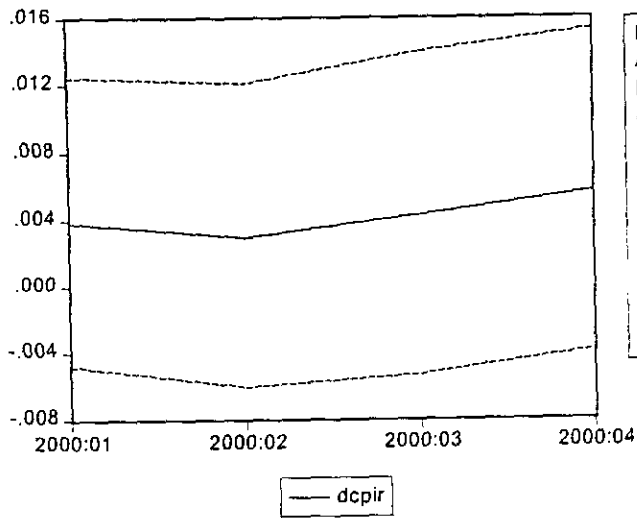
(c)lags: 6

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRHP(-1)	-0.065872	0.028737	-2.292224	0.0272
DRHP(-2)	0.003819	0.030562	0.124954	0.9012
DRHP(-3)	-0.002436	0.029733	-0.081913	0.9351
DRHP(-4)	0.004879	0.031042	0.157171	0.8759
DRHP(-5)	0.034748	0.032178	1.079846	0.2867
DRHP(-6)	0.010349	0.030227	0.342360	0.7339

在樣本外預測方面，我們以此迴歸模型在落後期數為 2, 4, 6 季之下，對 2000 年核心 CPI 和實質所得變動進行預測。比較圖 21 與 18 可知，只有在落後期數為 4 之下，過去實質房價變動有助於未來核心物價指數變動的預測。至於對實質所得變動的樣本外預測，比較圖 22 與 20，不論從均方誤或 Theil 係數來看，在落後期數為 2, 4, 6 季之下，包括實質房價的估計式所作的預測仍比不知此訊息的預測結果要差。這顯示資產價格波動的資訊內涵很混亂。我們難以透過對資產價格變動的了解，對未來所得走勢有所掌握。

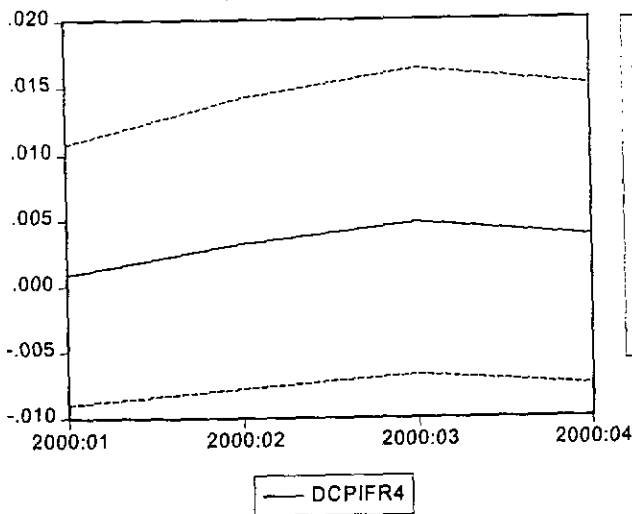
圖 21 對核心 CPI 變動的預測: 加入實質房價變動

(a)lags: 2



Forecast: dcpir	
Actual: dcpir	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.002121
Mean Absolute Error	0.001947
Mean Abs. Percent Error	128.0819
Theil Inequality Coefficient	0.311538
Bias Proportion	0.842222
Variance Proportion	0.002872
Covariance Proportion	0.154906

(b)lags: 4



Forecast: DCPIFR4	
Actual: DCPI	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.002049
Mean Absolute Error	0.001593
Mean Abs. Percent Error	124.4883
Theil Inequality Coefficient	0.346708
Bias Proportion	0.170117
Variance Proportion	0.028049
Covariance Proportion	0.801834

(c)lags: 6

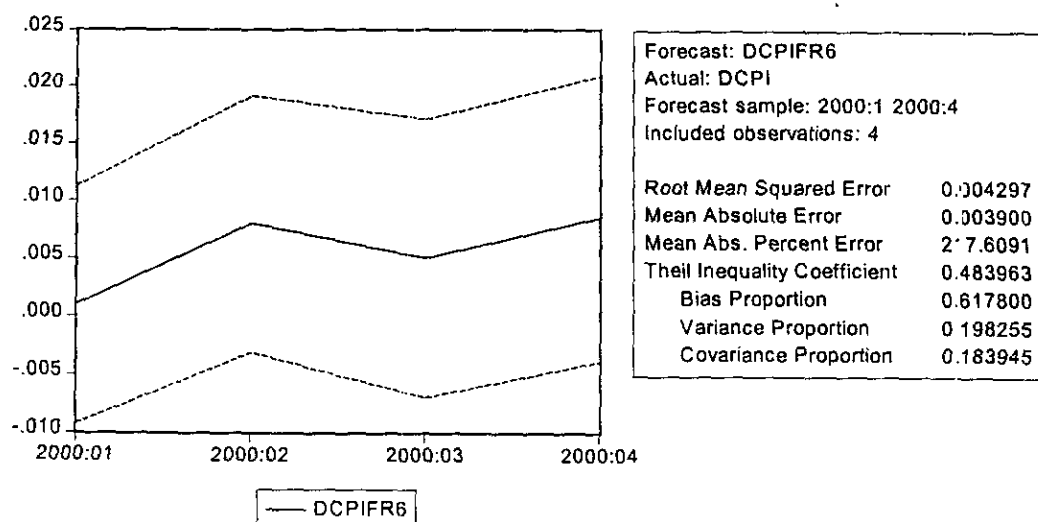
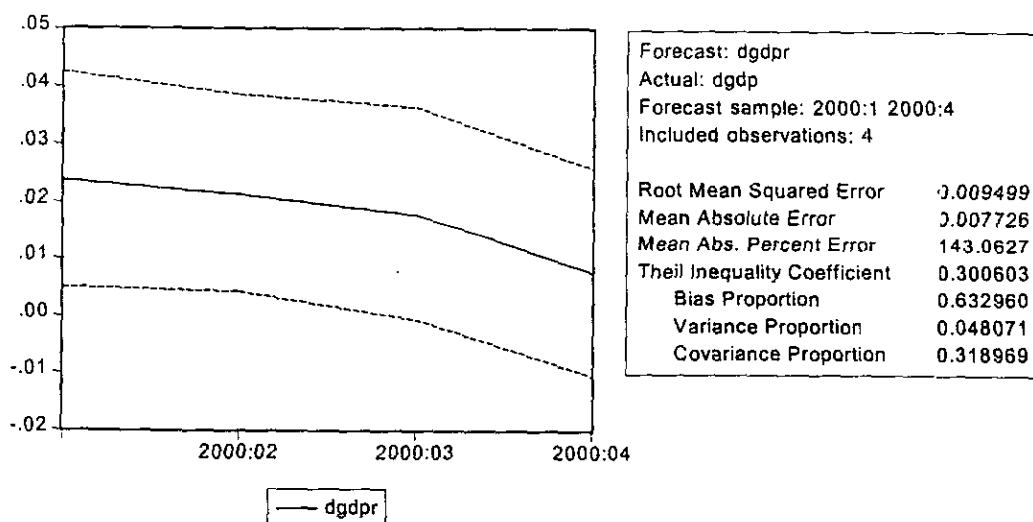
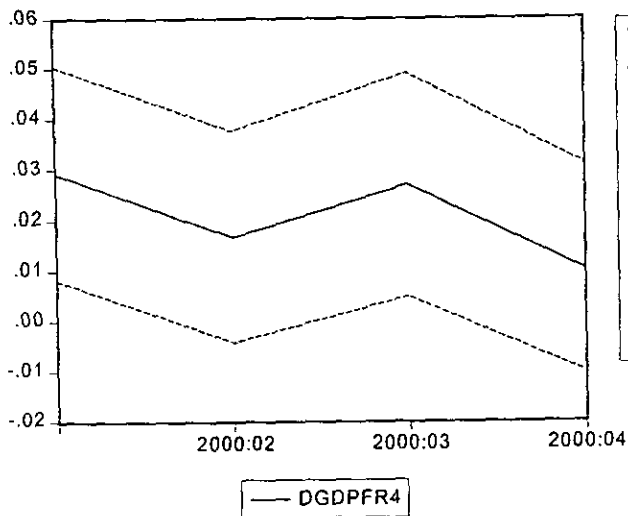


圖 22 對 GDP 變動的預測: 加入實質房價變動

(a)lags: 2

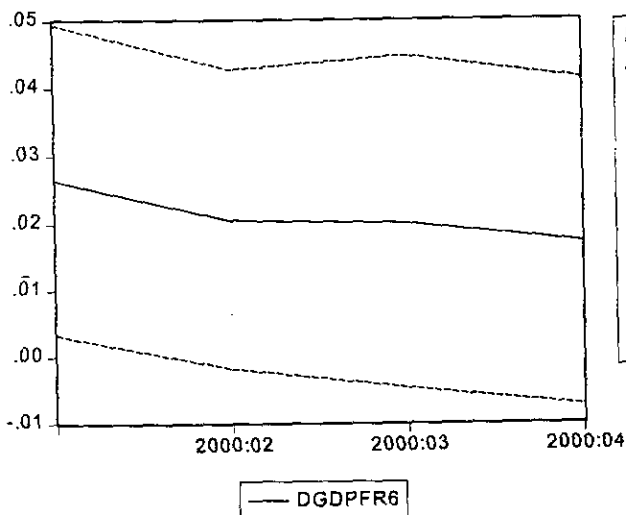


(b)lags: 4



Forecast: DGDPPFR4	
Actual: DGDPP	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.012581
Mean Absolute Error	0.010732
Mean Abs. Percent Error	202.3347
Theil Inequality Coefficient	0.358552
Bias Proportion	0.727621
Variance Proportion	0.002269
Covariance Proportion	0.270110

(c)lags: 6



Forecast: DGDPPFR6	
Actual: DGDPP	
Forecast sample: 2000:1 2000:4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.011954
Mean Absolute Error	0.010848
Mean Abs. Percent Error	231.0384
Theil Inequality Coefficient	0.350506
Bias Proportion	0.823417
Variance Proportion	0.165478
Covariance Proportion	0.011105

## 8 資產價格影響總體經濟變數的傳遞管道

台灣股票市場隨著經濟成長逐步擴大，股票資產似乎已成為民間財富相當重要的組成份子之一。根據主計處(1992)在 1991 年所作的國富調查，了解我國家庭資產財富中的組成比例。依照該份調查報告，我國家庭資產淨額中房地產佔 58.8%，金融性淨資產佔 26.4%(表 15a)。在金融性資產中有價證券佔 23.76%，亦即佔家庭總資產淨額約 6.26%(23.76%乘以金融性資產淨額比例 26.4%)(表 15b)。調查顯示金融資產分配中的有價證券最不公平：家庭資產淨額佔前 1%者持有 31.32%的有價證券，而且前 20%擁有 60.25%的有價證券(表 16)。就房地產而言，前 1%及 20%所佔的比例分配為 7.57%與 50.94%(表 17)。

表 15a 家庭資產結構(1991 年 6 月底)

項 目	金額(億元)	百分比(%)
家庭資產總計	271,142	100.0
耐久性資產淨額	合計	199,593
	家庭生活設備	23,169
	房地產現值	159,417
	個人事業資產	17,077
金融性資產淨額	合計(A-B)	71,549
	資產(A)	101,645
	減：負債(B)	30,096

資料來源：主計處(1992)

表 15b 金融性資產結構(1991 年 6 月底，單位：%)

定期存款	有價證券	對國內企業 投資及放款	現金與活期 存款	其他金融性 資產	人壽保險	互助會儲蓄
37.94	23.76	13.52	11.28	6.66	4.72	2.12

資料來源：主計處(1992)

表 16 金融性資產集中程度-按家庭資產淨額百分位(1991 年 6 月底，單位：%)



按家庭資產淨額百分位分	金融性資產淨額								
		合計	現金與活期存款	定期存款	人壽保險	有價證券	對國內企業投資及放款	互助會儲蓄	其他金融資產
全體家庭	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
最富前1%	15.74	12.15	4.31	6.13	3.67	31.32	6.15	2.58	12.60
最富前2%	19.34	15.38	7.21	8.89	7.22	34.02	10.92	7.03	17.14
最富前5%	27.08	22.48	13.76	15.76	14.10	39.74	20.60	16.16	25.68
最富前10%	38.04	32.70	23.08	25.74	24.55	47.94	35.56	25.19	36.64
最富前20%	55.09	48.74	38.53	42.13	41.27	60.25	56.68	41.44	54.00

資料來源: 主計處(1992)

表 17 各類資產集中程度比較(1991年6月底, 單位: %)

		家庭資產	金融性資產	房地產	家庭生活設備及其他
全體家庭		100.0	100.0	100.00	100.00
最富有家庭比率	前1%	8.8	15.7	7.57	2.62
	前5%	21.6	22.1	22.28	11.71
	前10%	32.9	38.0	34.18	20.51
	前20%	49.7	55.1	50.94	34.42

資料來源: 主計處(1992)

根據主計處最近所公佈針對1998年、1999年台灣地區家庭部門資產結構表，金融性淨資產比例已由1991年的26.4%大幅提高為1999年的41.57%。若是考慮土地和股價依市價重估，則是46.98%。至於有價證券佔家計資產淨額的比例由1991年的6.26%躍升為1999年的16.29%。若將土地和股票依市場重估，則該比例更升高為25.89%(圖18)，可見金融資產佔家計資產的比例已大幅提高，而且有價證券持

有比例佔家計金融資產的比例上升幅度更大。<sup>1</sup>

本節主要分兩部分，我們首先檢驗股票市值和房價分別對民間消費的財富效果以及對於投資的影響。接著我們估計一系列的 VAR 模型，檢驗貨幣政策工具或指標，銀行信用，和資產價格間的關係。資料來源和變數定義列於附錄 1。

在進行之前，我們必須說明我們所使用估計方法的限制。本報告在方法上使用 Unrestricted VAR。使用此方式來研究貨幣政策係標準之方法，惟利用這種方法可能得到相同的結果，然而經濟意義卻可能完全不一樣，換言之，即可能使用不同的結構模型，卻得到相同的 VAR 結果。因此能否從這些結果推論得如同理論所述之因果關係的解釋，各方有不同的解讀。我們的看法是，實證的結果應以保守的觀點來面對，必須不能過度解釋。<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup>李榮謙科長認為，不同的銀行體制之結構與私經濟部門的財務結構，攸關一國中央銀行貨幣政策的傳遞機制。以美國而言，因為家計部門主要以房地產及股票資產握持，因此降息由股票及房地產所誘發的財富效果倍受重視，而目前爭議的重點在於不同資產的資本利得對消費的影響之差異。至若日本家計部門握持之主要資產型式是銀行存款，在這種情況下，降息反而因可支配所得減少而抵銷寬鬆性貨幣政策的效果。

<sup>2</sup>作者感謝毛慶生教授指出這一點。

表 18 臺灣地區家庭部門資產結構表  
(1998, 1999)

項目別	(詳說明 1)		(詳說明 2)		(詳說明 3)	
	資產 (億元)	百分比(%)	資產 (億元)	平均每戶 資產 (萬元)	百分比(%)	資產 (億元)
						百分比(%)
<b>實物資產</b>						
房地產	(236,417, 243,974)	(60.92, 58.43)	(257,148, 265,390)	(405, 408)	(57.53, 53.02)	(257,148, 265,390)
家庭生活設備	(202,016, 209,015)	(52.05, 50.06)	(222,747, 230,431)	(351, 354)	(49.84, 46.04)	(222,747, 230,431)
	(34,401, 34,959)	(8.86, 8.37)	(34,401, 34,959)	(54, 54)	(7.70, 6.98)	(34,401, 34,959)
<b>金融性資產淨額(A-B)</b>						
<b>金融性資產(A)</b>						
現金與貨幣性存款	(151,667, 173,546)	(39.08, 41.57)	(189,814, 235,113)	(299, 361)	(42.47, 46.98)	(383,835, 441,215)
定期、儲蓄及外匯存款	(230,361, 258,373)	(59.36, 61.88)	(268,508, 319,940)	(423, 491)	(60.07, 63.92)	(462,529, 526,042)
人壽保險準備	(15,575, 20,826)	(4.01, 4.99)	(15,575, 20,826)	(25, 32)	(3.48, 4.16)	(15,575, 20,826)
有價證券(股票、公債)	(91,825, 98,336)	(23.66, 23.55)	(91,825, 98,336)	(145, 151)	(20.54, 19.65)	(91,825, 98,336)
其他金融性資產(含國外資產淨額)	(18,264, 21,484)	(4.71, 5.15)	(18,264, 21,484)	(29, 33)	(4.09, 4.29)	(18,264, 21,484)
	(57,769, 67,995)	(14.89, 16.29)	(95,916, 129,562)	(151, 199)	(21.46, 25.89)	(279,357, 325,546)
	(46,928, 49,732)	(12.09, 11.91)	(46,928, 49,732)	(74, 76)	(10.50, 9.94)	(57,508, 59,850)
<b>(減)負債(B)</b>						
貸款	(78,694, 84,827)	(20.28, 20.32)	(78,694, 84,827)	(124, 130)	(17.61, 16.95)	(78,694, 84,827)
其他金融性負債	(70,561, 73,331)	(18.18, 17.56)	(70,561, 73,331)	(111, 113)	(15.79, 14.65)	(70,561, 73,331)
	(8,133, 11,496)	(2.10, 2.75)	(8,133, 11,496)	(13, 18)	(1.82, 2.30)	(8,133, 11,496)
<b>總資產淨額</b>	(388,084, 417,520)	(100.00, 100.00)	(446,962, 500,503)	(704, 769)	(100.00, 100.00)	(640,983, 706,605)

說明: 1. 臺灣地區家庭及非營利團體部門資產負債表彙總, 土地、股票未依市價重估。  
 2. 土地、股票依市價進行重估, 其餘與第 1 項同。平均每戶資產為各項資產除以(1998, 1999)年底臺灣地區戶籍戶(6,349,836, 6,512,584)戶。  
 3. 將企業與金融兩部門淨值, 按最終所有權設算分配, 餘與第 2 項同。

## 8.1 股票財富與消費

本小節我們先探討股票財富與實質經濟的關連，主要是分析股票市值對民間消費的影響。雖然我們主要重點是分析民間消費如何受到股票財富的影響，但為了過濾出彼此間的淨效果，在這個小型聯立體系中，我們還考慮了實質貨幣餘額，利率與匯率等總體變數，以反應央行政策工具對實質總體變數與股票市值之間交互作用。

我們所考慮的總體經濟變數包含：實質民間消費支出 (cp) 實質國內生產毛額 (gdp)，實質 M1B 餘額 (mlb)，實質股票市值 (sw)，銀行間拆款利率 (r) 與匯率 (e) 等 6 個變數。樣本期間為 1983:Q1 到 2000:Q4。

### 8.1.1 VECM 估計

首先我們先分析所有資料的時間數列性質。對資料進行單根檢定，在 5% 的顯著水準下，所有經濟變數均無法拒絕單根假設。若再針對差分過後的數列檢定，則所有數列均拒絕單根，顯示其水準值為一非定態的  $I(1)$  數列。為了探討此總體模型的長短期動態關係，我們先以 Johansen and Juselius (1990) trace 統計量檢定數列間彼此是否存在共整合。結果顯示，在此 6 變數的總體模型中，有兩個共整合關係，因此在模型估計與動態關係的探討上，必須考慮此共整合限制，才能得到總體變數間正確的傳遞機制。

表 19 列出向量誤差修正模型(VECM)的估計結果，有幾點值得注意：

(1) 在較短的落後期數(2 與 4 季)之下，股票財富對於未來消費的變動均不具領先關係。一旦把落後期數拉長至 6 季，股票財富開始對於未來消費的變動有顯著的解釋力。但要注意的是，此時 VECM 中每一條方程式均包含 41 個參數，將造成估計的精確度下降，從計量上模型選擇的角度而言，其並不是最適選擇。

(2)在考慮了共整合關係後，顯示消費成長的遞延項在任何落後期數之下會顯著影響股票市值變化。VECM 估計結果反應了消費行為有前瞻性 (forward-looking)，即大眾預期未來資產變動而調整目前的消費行為。此結果與 Ludvigson and Steindel (1999)用美國資料的實證結果一致。

(3)另一方面，在此 6 變數的總體模型中，實質貨幣餘額扮演一重要角色，其對實質面變數的影響力遠大於股票資產，且對經濟的衝擊有持續性的效果。

表 19 向量誤差修正模型估計結果

(a) lags: 2

Error Correction:	D(CP)	D(GDP)	D(M1B)	D(SW)	D(R)	D(E)
D(CP(-1))	-0.283620 [-1.83270]	-0.141757 [-0.85823]	0.267306 [ 0.41665]	8.559669 [ 2.16114]	-8.878013 [-0.45249]	0.881349 [ 2.46745]
D(CP(-2))	-0.263654 [-1.68725]	-0.004833 [-0.02898]	-0.825191 [-1.27381]	7.318226 [ 1.82988]	3.909688 [ 0.19734]	0.820559 [ 2.27510]
D(GDP(-1))	0.057025 [ 0.41146]	0.020648 [ 0.13959]	0.247393 [ 0.43058]	-1.461680 [-0.41208]	-31.69991 [-1.80408]	-0.210821 [-0.65906]
D(GDP(-2))	0.080447 [ 0.58751]	-0.038275 [-0.26189]	0.285481 [ 0.50290]	-4.843220 [-1.38200]	-5.255157 [-0.30271]	-0.305568 [-0.96685]
D(M1B(-1))	0.012745 [ 0.31018]	0.073610 [ 1.67852]	-0.065321 [-0.38348]	0.364660 [ 0.34677]	14.18250 [ 2.72251]	-0.059960 [-0.63225]
D(M1B(-2))	0.020974 [ 0.51897]	0.088555 [ 2.05295]	0.241687 [ 1.44251]	0.232996 [ 0.22526]	12.12748 [ 2.36681]	-0.077327 [-0.82896]
D(SW(-1))	0.008997 [ 1.27771]	-0.004271 [-0.56831]	0.027878 [ 0.95496]	-0.080657 [-0.44754]	-2.243166 [-2.51254]	-0.012373 [-0.76125]
D(SW(-2))	0.000116 [ 0.01958]	-0.004974 [-0.78963]	0.025674 [ 1.04927]	-0.028755 [-0.19036]	-1.819589 [-2.43162]	-0.004575 [-0.33582]

(b) lags: 6

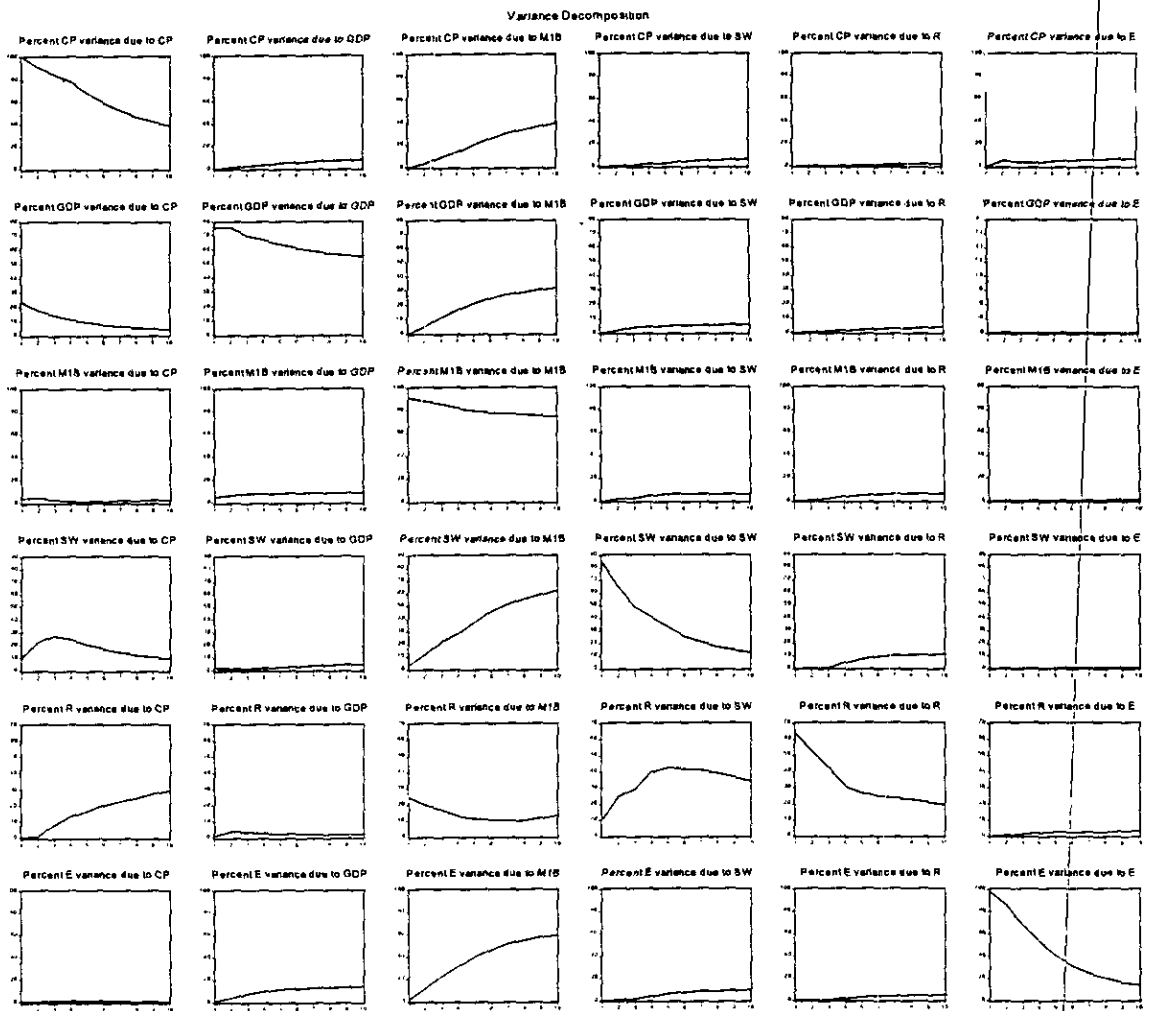
Error Correction:	D(CP)	D(GDP)	D(M1B)	D(SW)	D(R)	D(E)
D(CP(-1))	0.250699	0.419751	1.152308	17.88755	-2.186217	0.692022

	[ 1.57152]	[ 2.21582]	[ 1.48371]	[ 3.41270]	[-0.09529]	[ 1.28746]
D(CP(-2))	0.219367	0.222091	-0.454790	11.13832	5.102425	0.441429
	[ 1.29079]	[ 1.10050]	[-0.54968]	[ 1.99473]	[ 0.20876]	[ 0.77089]
D(CP(-3))	0.394859	0.245208	-0.002739	-0.084845	-2.047322	-0.149688
	[ 2.53673]	[ 1.32661]	[-0.00361]	[-0.01659]	[-0.09144]	[-0.28541]
D(CP(-4))	0.250608	-0.094717	-0.124043	-1.945786	8.757672	-0.022266
	[ 1.68346]	[-0.53581]	[-0.17116]	[-0.39782]	[ 0.40905]	[-0.04439]
D(CP(-5))	0.490818	0.217175	0.956363	-0.449713	-21.03937	0.075147
	[ 3.37516]	[ 1.25765]	[ 1.35086]	[-0.09412]	[-1.00597]	[ 0.15337]
D(CP(-6))	0.551727	0.248150	0.064648	3.814111	30.35700	0.183809
	[ 3.68512]	[ 1.39578]	[ 0.08869]	[ 0.77536]	[ 1.41029]	[ 0.36437]
D(GDP(-1))	-0.636480	-0.601079	-1.863008	-8.008931	27.40970	0.527118
	[-3.21557]	[-2.55729]	[-1.93331]	[-1.23148]	[ 0.96285]	[ 0.79036]
D(GDP(-2))	-0.111481	-0.076165	-0.501044	-4.472458	19.67335	-0.024353
	[-0.80579]	[-0.46361]	[-0.74389]	[-0.98389]	[ 0.93873]	[-0.05224]
D(GDP(-3))	-0.115487	0.080178	-0.500318	-5.416364	34.30394	0.029816
	[-0.97876]	[ 0.57223]	[-0.87097]	[-1.39711]	[ 2.02146]	[ 0.07500]
D(GDP(-4))	-0.127866	-0.203770	-1.167216	-4.186763	35.70373	0.122352
	[-1.01475]	[-1.36181]	[-1.90269]	[-1.01126]	[ 1.97014]	[ 0.28818]
D(GDP(-5))	-0.349877	-0.699589	-1.909641	-7.081829	58.09793	0.071217
	[-2.51471]	[-4.23438]	[-2.81927]	[-1.54916]	[ 2.90343]	[ 0.15192]
D(GDP(-6))	-0.516768	-0.526245	-0.807391	4.338460	16.03657	0.306064
	[-2.86582]	[-2.45763]	[-0.91971]	[ 0.73227]	[ 0.61836]	[ 0.50375]
D(M1B(-1))	-0.045206	-0.022108	-0.864867	-0.332911	24.02682	0.272323
	[-0.82281]	[-0.33886]	[-3.23343]	[-0.18442]	[ 3.04072]	[ 1.47106]
D(M1B(-2))	-0.074137	0.001498	-0.532769	-0.400222	24.06591	0.141061
	[-1.40067]	[ 0.02383]	[-2.06753]	[-0.23013]	[ 3.16140]	[ 0.79095]
D(M1B(-3))	-0.098474	-0.056933	-0.504880	1.131327	8.716974	0.310855
	[-1.91475]	[-0.93224]	[-2.01647]	[ 0.66951]	[ 1.17851]	[ 1.79388]
D(M1B(-4))	-0.029458	-0.031584	-0.761150	1.540622	29.63424	0.308160
	[-0.63713]	[-0.57525]	[-3.38143]	[ 1.01412]	[ 4.45645]	[ 1.97805]
D(M1B(-5))	-0.185096	-0.135013	-0.639851	-0.149458	10.89475	0.058571
	[-3.84182]	[-2.35988]	[-2.72792]	[-0.09441]	[ 1.57230]	[ 0.36080]
D(M1B(-6))	-0.035751	-0.064974	-0.423569	-0.650825	9.161358	0.209593
	[-0.79636]	[-1.21882]	[-1.93803]	[-0.44123]	[ 1.41893]	[ 1.38563]
D(SW(-1))	0.028527	0.020670	0.200514	-0.231172	-6.661410	-0.047672
	[ 2.76028]	[ 1.68427]	[ 3.98531]	[-0.68080]	[-4.48176]	[-1.36902]
D(SW(-2))	0.021313	0.011029	0.176980	-0.132805	-5.485549	-0.027872

	[ 2.14385]	[ 0.93430]	[ 3.65677]	[-0.40659]	[-3.83670]	[-0.83208]
D(SW(-3))	0.012744	0.009563	0.145138	-0.279417	-4.078010	-0.039673
	[ 1.38678]	[ 0.87636]	[ 3.24421]	[-0.92543]	[-3.08562]	[-1.28132]
D(SW(-4))	0.012859	0.015222	0.134697	0.097721	-4.001402	-0.024371
	[ 1.62566]	[ 1.62059]	[ 3.49779]	[ 0.37600]	[-3.51733]	[-0.91439]
D(SW(-5))	0.024810	0.020174	0.099366	-0.029947	-3.105054	-0.017665
	[ 3.49585]	[ 2.39383]	[ 2.87591]	[-0.12843]	[-3.04210]	[-0.73874]
D(SW(-6))	0.009043	0.004425	0.084007	-0.187679	-2.010593	-0.019362
	[ 1.61153]	[ 0.66405]	[ 3.07506]	[-1.01793]	[-2.49130]	[-1.02402]

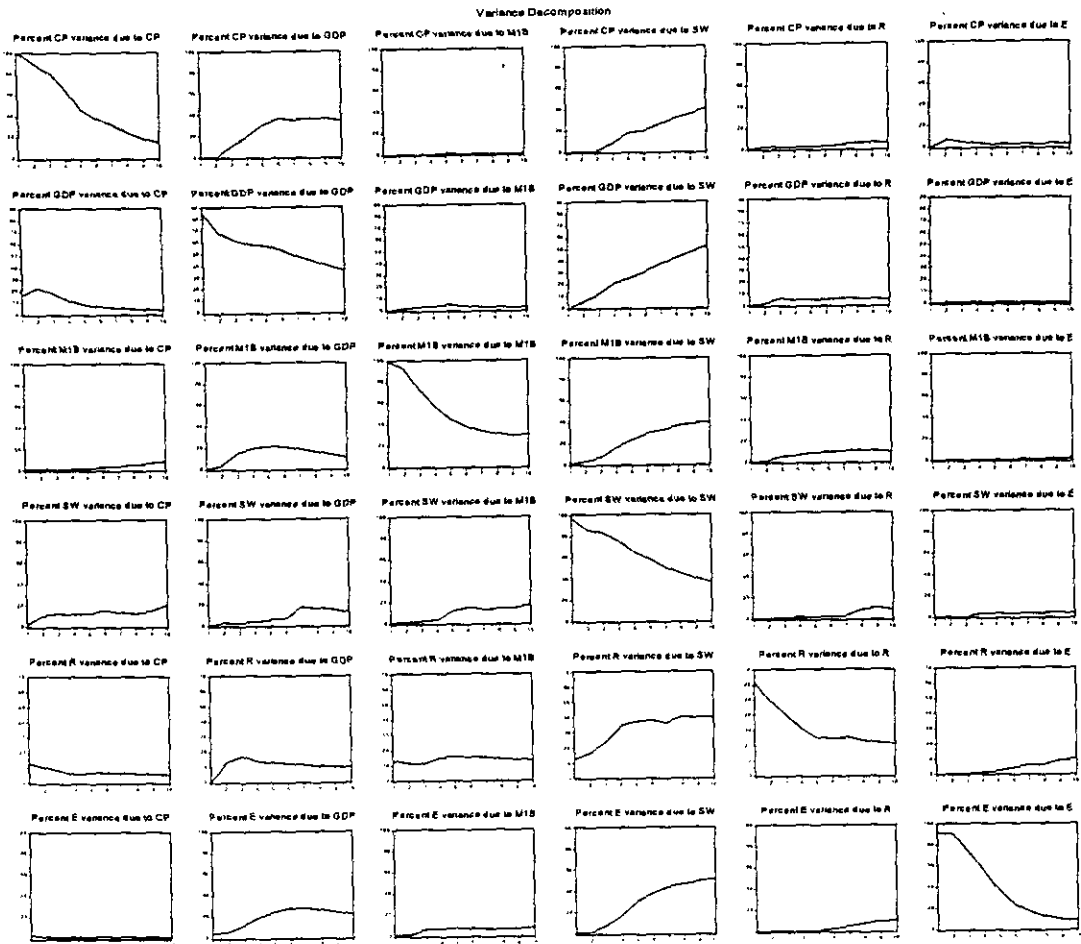
圖 23 顯示各總體數列在不同落後期數下的變異數分解。由圖中可知在落後期數為 2 季之下，股票財富變動對實質經濟波動預測變異的解釋力均非常小，其中消費變異可被股票財富變動解釋的比例更低於 5%。M1B 貨幣餘額變動可解釋模型中其他經濟變數相當大部分的變異，顯示實質貨幣餘額變動在短期對總體經濟波動有相當大的影響力。當我們把落後期數拉長到 6 季，10 期內股票財富可解釋消費變異最高可達 40%。相反地，M1B 對消費的影響力則變很小。

圖 23 變異數分解  
(a)lags: 2



(b)lags: 6





### 8.1.2 暫時性衝擊和恆久性衝擊

其次，我們想了解恆久性的衝擊(permanent shock)和暫時性的衝擊(transitory shock)對消費影響的大小。我們估計以下向量誤差修正模型：

$$dx_t = \mu + \alpha\beta'x_{t-1} + \Gamma(L)dx_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中  $x_t$  為  $n \times 1$  向量， $\alpha$  為短期調整係數， $\beta$  為長期均衡關係， $\Gamma(L)$  為落後期係數。我們利用 King et. al.(1991)，Gonzalo and Granger(1995)與 Gonzalo and Ng(2001)

的方法，分析經濟體系的長、短期衝擊，如何影響實質消費、所得與股票財富。

首先我們定義長期恆久衝擊( $\eta_i^P$ )為對未來經濟體系影響不會隨時間消失，即  $\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(x_t + h) / \partial \eta_i^P \neq 0$ ，而短期暫時衝擊， $\eta_i^T$ ，(transitory shock)為對未來經濟體系影響將隨時間而消失，即  $\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(x_t + h) / \partial \eta_i^T = 0$ 。然而如何區分  $\eta_i^P$  與  $\eta_i^T$ ？根據共整合檢定結果得知，消費、所得與股票財富體系共有 2 個共整合關係，因此，從 Gonzalo and Granger(1995)我們可以知道，此模型只有一項恆久衝擊，有 2 項暫時衝擊。而 Gonzalo and Ng(2001)的證明可知，確實存在某一恆久-暫時分解(P-T decomposition)使得

$$\eta_i^P = \alpha_{\perp}' \varepsilon_t$$

$$\eta_i^T = \beta' \varepsilon_t$$

其中  $\alpha_{\perp}' \alpha = 0$ 。如何直覺解釋如此分解？若第  $j$  個調整係數的絕對值越小，代表第  $j$  個  $\alpha_{\perp}'$  係數乘上  $\varepsilon_t$  值越大，表示第  $j$  個變數有很大的權值來自恆久衝擊影響。反之，第  $j$  個調整係數之絕對值越大，則表示第  $j$  個變數有很大比例受到暫時性衝擊影響。這是因為共整合誤差項越大，需要越大的調整係數趨於均衡。

表 20 1981:Q1-2000:Q4 向量誤差修正模型估計結果

Error Correction:	dcp	dgdg	dsw
CointEq1	-0.193897 (-3.87127)	-0.063323 (-1.16174)	-2.249215 (-2.57299)
CointEq2	0.200197 (3.62481)	0.080967 (1.34711)	2.892370 (3.00059)
dcp(-1)	-0.120989 (-0.91939)	0.007315 (0.05108)	4.064336 (1.76957)
dcp(-2)	0.007813	0.217967	7.338726

	(0.05879)	(1.50701)	(3.16376)
dgdp(-1)	0.072532	0.141377	-0.878648
	(0.54469)	(0.97560)	(-0.37806)
dgdp(-2)	0.048005	-0.006413	-2.633855
	(0.36107)	(-0.04432)	(-1.13506)
dsw(-1)	0.005629	-0.001016	0.143989
	(0.83367)	(-0.13828)	(1.22181)
dsw(-2)	-0.009933	-0.004917	-0.291000
	(-1.47068)	(-0.66903)	(-2.46867)
C	0.018814	0.010811	-0.104404
	(4.68284)	(2.47248)	(-1.48889)
Adj. R-squared	0.239922	0.031084	0.276237

想要認定這個體系的各種衝擊，我們必須有一個結構性的模型，而且模型中剛好有三種來源的衝擊：兩個暫時性衝擊和一個恆常性衝擊。但是，透過觀察調整係數的大小，我們可以大致上認定各種不同衝擊的來源，並觀察不同衝擊對消費、所得與股票財富的影響。從表 20 我們可以認定此體系唯一的恆久衝擊應來自於所得（或技術）面的衝擊，因其調整係數絕對值很小且不顯著。從表 22 的變異數分解亦可看出，所得波動可被恆久衝擊解釋的部份幾乎佔 100%。從此我們知道，消費與股票財富的長期趨勢(trend)可能受到所得波動影響最大，而短期循環(cycle)波動則可能來自本身的暫時衝擊，這也再度驗證股票財富變動對實質消費的整體影響力不大。

從表 22 我們發現，恆常性的衝擊對消費的影響是持久的而且影響力逐期上升，可解釋消費變動的預測誤差在 10 季之後為 76%。而暫時性衝擊對消費變動的影響則逐期下降，但是到了 10 季後合計仍有 24%，顯示暫時性的衝擊對消費的影響並不小。

表 21 Impulse Response

period	P1			T1			T2		
	cp	gdp		cp	gdp		cp	gdp	
	sw			sw			sw		
1.000	0.353	1.000	4.770	0.021	0.000	1.105	1.008	0.000	1.091
2.000	0.569	1.228	7.815	0.024	-0.002	1.155	0.837	-0.080	3.173
3.000	0.821	1.376	9.564	0.014	-0.004	0.807	0.863	0.114	6.572
4.000	0.962	1.436	11.355	0.011	-0.003	0.597	0.749	0.111	3.648
5.000	1.099	1.491	13.054	0.010	-0.003	0.498	0.648	0.118	0.436
6.000	1.201	1.517	13.821	0.010	-0.003	0.434	0.576	0.120	-1.079
7.000	1.286	1.538	14.131	0.009	-0.002	0.372	0.525	0.123	-1.811
8.000	1.362	1.555	14.262	0.009	-0.002	0.310	0.471	0.121	-2.472
9.000	1.430	1.571	14.267	0.008	-0.001	0.256	0.419	0.118	-3.060
10.000	1.491	1.585	14.144	0.007	-0.001	0.210	0.373	0.114	-3.511
11.000	1.545	1.599	13.915	0.006	-0.001	0.172	0.331	0.109	-3.809

表 22 Variance Decomposition

period	P1			T1			T2		
	cp	gdp		cp	gdp		cp	gdp	
	sw			sw			sw		
1.000	0.124	1.000	0.089	0.086	0.000	0.908	0.790	0.000	0.004
2.000	0.226	0.998	0.145	0.099	0.000	0.840	0.675	0.002	0.015
3.000	0.342	0.996	0.211	0.072	0.001	0.737	0.586	0.003	0.051
4.000	0.439	0.995	0.293	0.056	0.001	0.655	0.506	0.004	0.051
5.000	0.523	0.995	0.378	0.045	0.001	0.579	0.432	0.004	0.042
6.000	0.591	0.995	0.449	0.038	0.001	0.514	0.371	0.004	0.036
7.000	0.646	0.995	0.506	0.032	0.001	0.461	0.322	0.004	0.033
8.000	0.691	0.995	0.552	0.028	0.001	0.417	0.281	0.004	0.032
9.000	0.729	0.995	0.589	0.024	0.001	0.379	0.247	0.004	0.032
10.000	0.760	0.995	0.619	0.021	0.001	0.348	0.218	0.004	0.033
11.000	0.787	0.995	0.643	0.019	0.000	0.322	0.194	0.004	0.035

### 8.1.3 股票財富效果之不對稱性

本節我們分析股票資產發生正向變動對消費變動的效果，是否不同於負向變動對消費變動的效果。為了探討股票財富效果的對稱性問題，我們設定以下迴歸模型：

$$dcp_t = \alpha_0 + \sum_{j=0}^p \beta_j^+ dsw_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^p r_j^- dsw_{t-j}^- + \varepsilon$$

其中

$$dsw^+ = \begin{cases} dsw & \text{若 } dsw \geq 0 \\ 0 & \text{其他,} \end{cases}$$

$$dsw^- = \begin{cases} 0 & \text{其他} \\ dsw & \text{若 } dsw < 0, \end{cases}$$

其中遞延期數  $p = 4$  或  $6$ 。在此模型中，我們以  $dsw^+$  與  $dsw^-$  分別衡量股票財富的正向(swp)及負向變動(swn)。從表 23 迴歸係數的大小分析，股票財富的正向變動對消費變動影響，在短期內效果較強，反之，負向變動對消費變動影響，則在較長期發生較大的效果。

為了檢定股票財富增加與下降對實質消費影響幅度是否不對稱，我們以 Wald 統計量檢定是否  $\sum_{j=0}^p \beta_j^+ = \sum_{j=0}^p r_j^-$ 。表 24 顯示，當  $p = 4$  時，股票財富變動對消費變動的影響力拒絕對稱性假說。但當  $p = 6$  時，雖在 5%顯著水準下，無法拒絕對稱性假說，但在 10%顯著水準下，仍拒絕對稱性假說。

此外我們希望透過 VAR 體系分析，消費變動的動態走勢如何受到股票財富的正向或負向變動的影響，以及其變異有多少比例可被股票財富正向或負向變動所解釋。從圖 24 與圖 25 可知，不論  $p$  為 4 或 6，股票財富正向變動可解釋消費變動變異的比例大於負向變動可解釋部分。由於前述股票財富的正向或負向變動對消費變動的影響有顯著的不對稱性，這表示股票財富正向變動對消費的影響比負向變動來得大。

表 23a 股票財富效果對消費變動的對稱性(1983:Q1 2000:Q4)(lags: 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	1.440346	0.176609	8.155576	0.0000
DSWP	0.006708	0.006849	0.979406	0.3312
DSWP(-1)	0.030617	0.007752	3.949425	0.0002
DSWP(-2)	0.001288	0.008397	0.153356	0.8786
DSWP(-3)	-0.000363	0.007979	-0.045551	0.9638
DSWP(-4)	0.016096	0.007554	2.130873	0.0371
DSWN	0.027127	0.008822	3.074900	0.0031
DSWN(-1)	-0.005991	0.010087	-0.593996	0.5547
DSWN(-2)	-0.004640	0.010853	-0.427541	0.6705
DSWN(-3)	0.012868	0.010543	1.220554	0.2270
DSWN(-4)	-0.011241	0.009125	-1.231861	0.2227
Adjusted R-squared	0.283210			

表 23b 股票財富效果對消費變動的對稱性(1983:Q1 2000:Q4)(lags: 6)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.386077	0.179471	7.723142	0.0000
DSWP	0.005373	0.006585	0.815986	0.4179
DSWP(-1)	0.033022	0.007561	4.367481	0.0001
DSWP(-2)	-0.001093	0.008042	-0.135882	0.8924
DSWP(-3)	0.004350	0.008069	0.539103	0.5919
DSWP(-4)	0.016505	0.008066	2.046164	0.0454
DSWP(-5)	-0.006466	0.007830	-0.825875	0.4123
DSWP(-6)	0.015128	0.007462	2.027275	0.0473
DSWN	0.031335	0.008453	3.706998	0.0005
DSWN(-1)	-0.009638	0.009720	-0.991536	0.3256
DSWN(-2)	0.000219	0.010585	0.020714	0.9835
DSWN(-3)	0.017512	0.010517	1.665134	0.1014
DSWN(-4)	-0.024283	0.010356	-2.344802	0.0225
DSWN(-5)	0.031714	0.010105	3.138349	0.0027
DSWN(-6)	-0.014555	0.008770	-1.659617	0.1025
Adjusted R-squared	0.365425			

表 24a Wald 統計量檢定

Null Hypothesis:  $C(2)+C(3)+C(4)+C(5)+C(6)=C(7)+C(8)+C(9)+C(10)+C(11)$

F-statistic	4.432252	Probability	0.039391
-------------	----------	-------------	----------

Chi-square	4.432252	Probability	0.035266
------------	----------	-------------	----------

表 24b Wald 統計量檢定

Null Hypothesis:  $C(2) + C(3) + C(4) + C(5) + C(6) + C(7) + C(8) = C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(14) + C(15)$

F-statistic	3.493777	Probability	0.066740
Chi-square	3.493777	Probability	0.061600

圖 24a 股票財富變動之衝擊反應函數(落後期數 4)

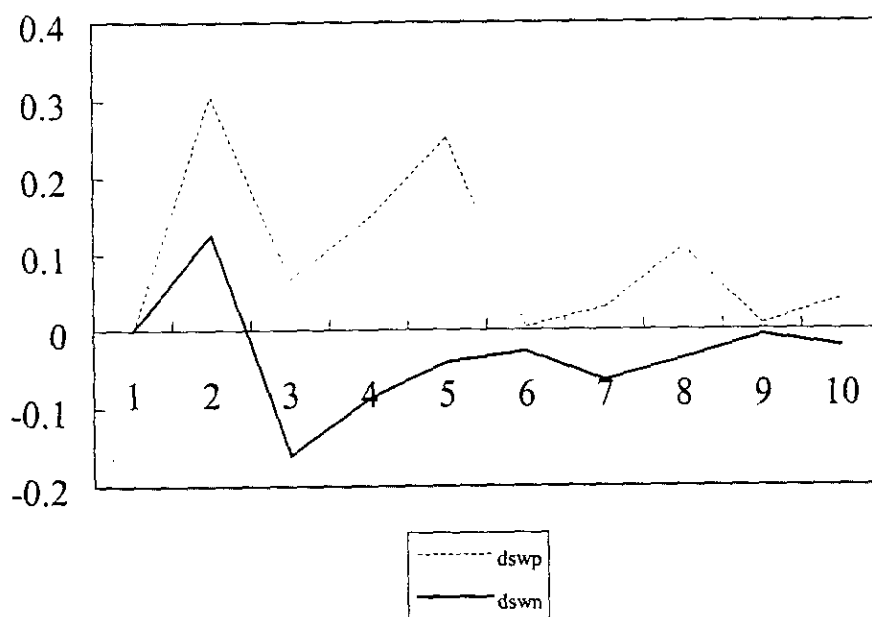


圖 24b 股票財富變動之變異數分析(落後期數 4)

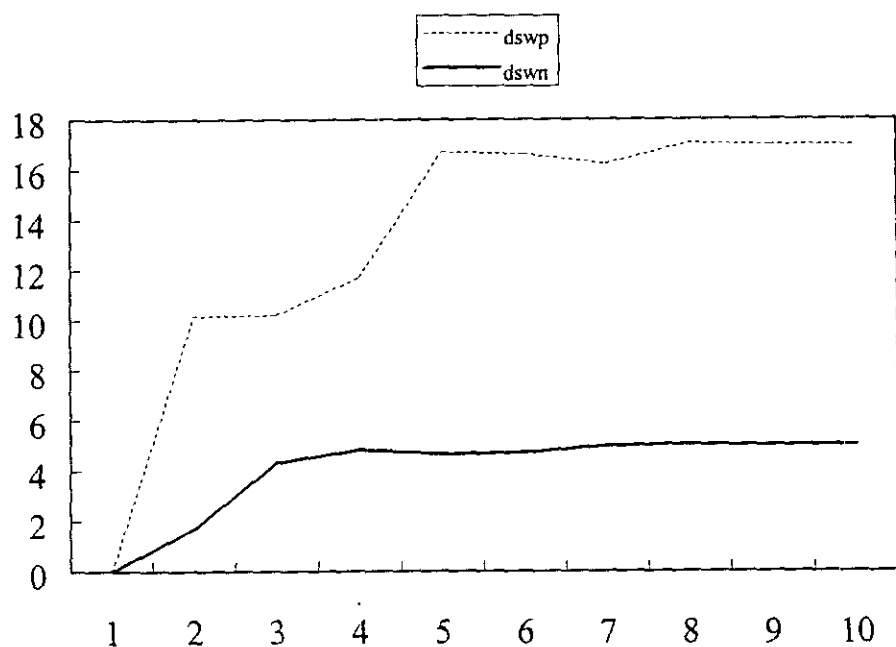


圖 25a 股票財富變動之衝擊反應函數(落後期數 6)

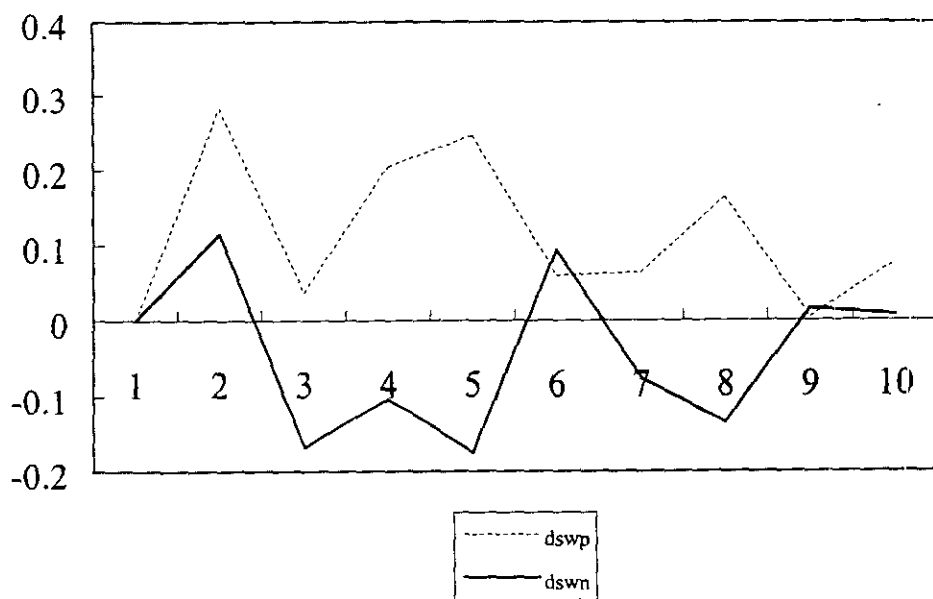
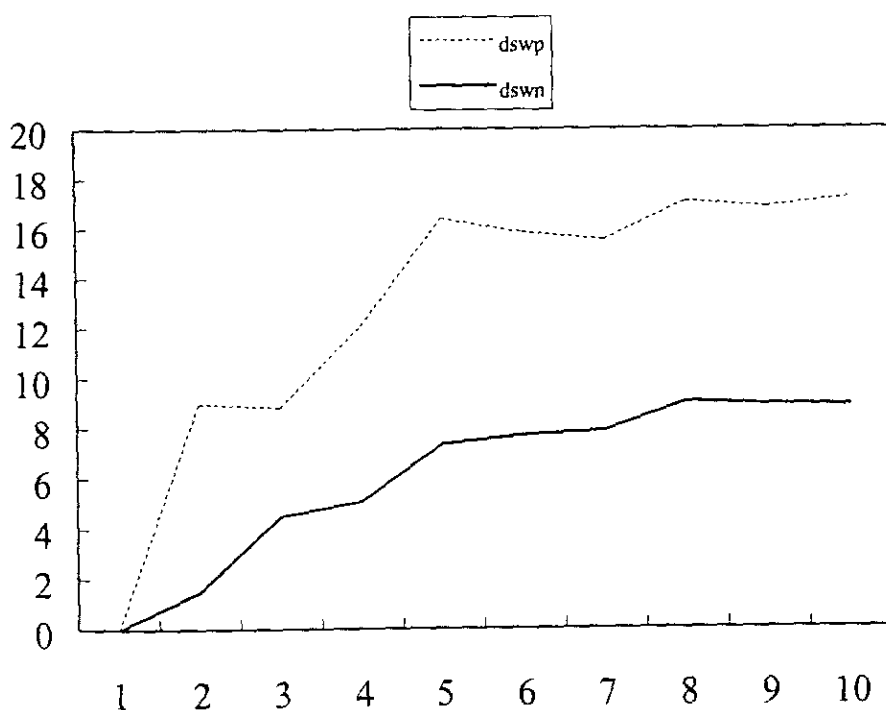




圖 25b 股票財富變動之變異數分析(落後期數 6)



## 8.2 股票市值與民間投資

將上一小節模型中的實質民間消費換成實質民間投資，我們同樣估計一個 6 變數的 VAR 模型，(inv, gdp, mlb, sw, r, e)，探討股票市值與實質民間投資的關係。經誤差修正後，VECM 的估計結果列於表 25。我們只列出落後期數為 6 季的結果。我們發現在落後期數為 2, 4, 6 季之下，過去的股票市值卻與民間投資成反向關係。另外，過去的所得和 M1B 變動在所有落後期數之下對民間投資均有顯著的正向的影響。至於在不同落後期數下詳細的衝擊反應函數和變異數分解的估計結果，可向作者索取。

從表 25 我們也同時發現股票市值對於民間投資間有反向關係。這結果與理論和直覺均格格不入。一個可能是由於我們是看股票總市值與投資的關係，近十

餘年廠商現金增資的成長率非常快。從圖 2 與圖 3 的比較我們可以發現股票總市值的波動不似股價那麼大，而且在 1990 年代有長期上升的趨勢，即使股價在 1990 年代本身並沒有長期上升的趨勢。另外，若以 Tobin's q 理論解釋，央行政策激勵股價上升，使得 q 上升，廠商重置成本下降，進而激勵其投資需求。反之，我們若利用 Tobin 的另一個關於 portfolio choice 的論點來解釋，即會發現當股價上升時，廠商認為可從股市得到更大的利潤，因而將資金投入股市，而不從事投資生產。由此論點可說明為何股票市值與民間投資會呈反向關係。<sup>3</sup>

表 25 向量誤差修正模型估計結果 (lags: 6)

Error Correction:	D(INV)	D(GDP)	D(M1B)	D(SW)	D(R)	D(E)
D(INV(-1))	-0.262858 [-1.43417]	0.044913 [ 1.05476]	0.274630 [ 1.52180]	0.175175 [ 0.10998]	4.193902 [ 0.76358]	0.106060 [ 0.74835]
D(INV(-2))	-0.060765 [-0.35673]	-0.017100 [-0.43210]	0.368500 [ 2.19711]	-0.616560 [-0.41651]	-12.67065 [-2.48221]	0.012919 [ 0.09808]
D(INV(-3))	-0.156044 [-1.00711]	0.040835 [ 1.13440]	0.242042 [ 1.58655]	-1.487284 [-1.10457]	-3.930473 [-0.84651]	-0.029879 [-0.24938]
D(INV(-4))	-0.042492 [-0.26521]	-0.032051 [-0.86104]	0.276605 [ 1.75338]	0.299135 [ 0.21484]	2.377065 [ 0.49509]	0.085383 [ 0.68918]
D(INV(-5))	0.362862 [ 2.30231]	0.036229 [ 0.98942]	0.572730 [ 3.69064]	0.992322 [ 0.72451]	-2.618425 [-0.55439]	0.209541 [ 1.71935]
D(INV(-6))	0.223434 [ 1.41420]	0.099816 [ 2.71934]	0.329278 [ 2.11667]	0.929084 [ 0.67668]	-3.530465 [-0.74567]	-0.009310 [-0.07621]
D(GDP(-1))	1.236473 [ 1.65240]	-0.099398 [-0.57176]	0.226678 [ 0.30766]	3.911947 [ 0.60158]	16.70144 [ 0.74480]	1.080512 [ 1.86738]
D(GDP(-2))	0.869426 [ 1.33317]	0.304014 [ 2.00654]	0.715856 [ 1.11483]	2.309438 [ 0.40750]	3.108225 [ 0.15905]	0.000535 [ 0.00106]
D(GDP(-3))	0.957739 [ 1.96326]	0.387631 [ 3.42020]	0.450897 [ 0.93873]	-0.988343 [-0.23314]	31.97961 [ 2.18756]	0.090503 [ 0.23992]
D(GDP(-4))	-0.068553 [-0.12109]	0.135962 [ 1.03374]	-0.235200 [-0.42195]	-1.962930 [-0.39899]	25.05536 [ 1.47689]	-0.021431 [-0.04896]
D(GDP(-5))	-0.310055	-0.239150	-0.817096	-3.414429	37.68060	-0.004723

<sup>3</sup>作者感謝毛慶生教授所提供的解釋。

	[-0.55950]	[-1.85751]	[-1.49749]	[-0.70900]	[2.26899]	[-0.01102]
D(GDP(-6))	-0.588205	-0.305426	-0.799260	10.92096	20.41923	0.445167
	[-0.90413]	[-2.02075]	[-1.24773]	[1.93167]	[1.04736]	[0.88491]
D(M1B(-1))	1.088386	0.015772	-1.160933	1.576940	26.86172	0.336758
	[3.76481]	[0.23483]	[-4.07848]	[0.62769]	[3.10062]	[1.50644]
D(M1B(-2))	1.036700	0.073068	-0.854978	0.817432	23.93012	0.065894
	[3.43898]	[1.04329]	[-2.88045]	[0.31203]	[2.64896]	[0.28268]
D(M1B(-3))	0.403098	-0.015534	-0.733570	0.951030	11.14188	0.233659
	[1.41608]	[-0.23488]	[-2.61727]	[0.38445]	[1.30614]	[1.06153]
D(M1B(-4))	0.732007	0.023762	-0.870220	1.465977	32.40009	0.287744
	[2.85082]	[0.39832]	[-3.44202]	[0.65698]	[4.21071]	[1.44922]
D(M1B(-5))	0.284481	-0.051710	-0.460586	1.255216	0.127868	0.017779
	[1.10480]	[-0.86438]	[-1.81664]	[0.56094]	[0.01657]	[0.08929]
D(M1B(-6))	0.363505	0.019142	-0.603868	-0.768217	15.93849	0.194112
	[1.53345]	[0.34758]	[-2.58720]	[-0.37292]	[2.24368]	[1.05897]
D(SW(-1))	-0.215643	0.005020	0.224489	-0.576821	-6.944282	-0.058212
	[-3.35808]	[0.33646]	[3.55042]	[-1.03363]	[-3.60859]	[-1.17232]
D(SW(-2))	-0.134590	-0.003060	0.210807	-0.401332	-5.679468	-0.026953
	[-2.29287]	[-0.22441]	[3.64739]	[-0.78675]	[-3.22871]	[-0.59382]
D(SW(-3))	-0.068585	-0.003896	0.188892	-0.563163	-5.181593	-0.044979
	[-1.40965]	[-0.34470]	[3.94302]	[-1.33195]	[-3.55388]	[-1.19556]
D(SW(-4))	-0.046940	0.005339	0.188660	-0.195136	-4.647782	-0.025956
	[-1.16320]	[0.56952]	[4.74815]	[-0.55644]	[-3.84338]	[-0.83182]
D(SW(-5))	-0.007975	0.014175	0.151184	-0.173391	-2.978464	-0.013180
	[-0.23481]	[1.79639]	[4.52073]	[-0.58744]	[-2.92630]	[-0.50182]
D(SW(-6))	0.011188	0.005106	0.131041	-0.103916	-2.494907	-0.012121
	[0.43090]	[0.84644]	[5.12584]	[-0.46055]	[-3.20653]	[-0.60373]

### 8.3 消費、民間投資與房價

其次，我們將上述的 6 變數 VAR 模型中的股票財富換成實質房地產價格，分別檢驗房地產價格對消費和民間投資的影響。我們估計下列兩個模型：(cp, gdp, mlb, hpr, r, e) 與 (inv, gdp, mlb, hpr, r, e)。

表 26 與表 27 顯示 VECM 落後期數為 6 季的估計結果。可歸納為以下幾點：(1) 在所有落後期數之下實質房價對消費並沒有直接而且顯著的影響；(2) 但是在所有落後期數（2, 4, 6）之下房價對民間投資均有顯著的影響；(3) 民間投資受所得和 M1B 顯著的影響，但消費卻不受所得 M1B 影響。詳細的估計結果可向作者索取。

表 26 向量誤差修正模型估計結果: (cp, gdp, m1b, hpr, r, e)

Error Correction:	D(CP)	D(GDP)	D(M1B)	D(HPR)	D(R)	D(E)
D(CP(-1))	-0.293371 [-0.71283]	-0.160034 [-0.39162]	3.291803 [ 1.89945]	4.742454 [ 2.85560]	36.18812 [ 0.71491]	-0.165252 [-0.17308]
D(CP(-2))	-0.674577 [-1.56307]	-0.466825 [-1.08939]	-0.684087 [-0.37643]	5.465391 [ 3.13830]	82.50468 [ 1.55433]	-0.150293 [-0.15012]
D(CP(-3))	-0.116470 [-0.29627]	-0.204203 [-0.52314]	1.738326 [ 1.05010]	6.443922 [ 4.06211]	7.921404 [ 0.16383]	-0.220866 [-0.24219]
D(CP(-4))	-0.484899 [-1.11481]	-0.363527 [-0.84172]	0.784192 [ 0.42815]	5.498524 [ 3.13272]	3.275079 [ 0.06122]	-0.460209 [-0.45609]
D(CP(-5))	0.092594 [-0.27333]	0.015510 [ 0.04611]	1.657454 [ 1.16190]	2.810214 [ 2.05574]	-33.19318 [-0.79665]	0.015902 [ 0.02023]
D(CP(-6))	0.199763 [ 0.77455]	0.015141 [ 0.05912]	-0.141587 [-0.13037]	2.727690 [ 2.62092]	24.63667 [ 0.77666]	0.337003 [ 0.56326]
D(GDP(-1))	0.122458 [ 0.44385]	0.150954 [ 0.55103]	-0.095370 [-0.08209]	-0.961771 [-0.86387]	-105.0224 [-3.09494]	0.149368 [ 0.23338]
D(GDP(-2))	0.425589 [ 1.52577]	0.305488 [ 1.10300]	-1.390941 [-1.18422]	-1.083604 [-0.96271]	-25.06656 [-0.73065]	0.381627 [ 0.58977]
D(GDP(-3))	0.277794 [ 1.02342]	0.298211 [ 1.10647]	-1.257177 [-1.09990]	-3.209496 [-2.93018]	15.37075 [ 0.46041]	0.434175 [ 0.68951]
D(GDP(-4))	0.282588 [ 1.04269]	0.177542 [ 0.65976]	-0.381440 [-0.33424]	-4.023426 [-3.67896]	-17.98730 [-0.53962]	0.336924 [ 0.53589]
D(GDP(-5))	0.323799 [ 1.20189]	-0.131257 [-0.49067]	-1.155096 [-1.01820]	-1.868656 [-1.71887]	3.980972 [ 0.12014]	0.179831 [ 0.28774]
D(GDP(-6))	0.130751 [ 0.55494]	0.033768 [ 0.14434]	0.571013 [ 0.57553]	-0.830873 [-0.87389]	-30.35903 [-1.04762]	-0.424167 [-0.77603]
D(M1B(-1))	0.107176 [ 1.79868]	0.040639 [ 0.68688]	-0.125757 [-0.50120]	-0.273170 [-1.13609]	7.205470 [ 0.98318]	0.267756 [ 1.93703]

D(M1B(-2))	0.003834 [ 0.07272]	0.077129 [ 1.47329]	0.314285 [ 1.41559]	-0.351760 [-1.65334]	4.059938 [ 0.62607]	0.064728 [ 0.52921]
D(M1B(-3))	-0.070062 [-1.21646]	0.001747 [ 0.03054]	-0.066092 [-0.27251]	-0.508785 [-2.18915]	0.798378 [ 0.11270]	0.307495 [ 2.30143]
D(M1B(-4))	0.030768 [ 0.53278]	0.026328 [ 0.45914]	-0.098161 [-0.40366]	-0.161305 [-0.69219]	12.53446 [ 1.76472]	0.320601 [ 2.39310]
D(M1B(-5))	-0.113301 [-2.21156]	-0.048776 [-0.95886]	0.045259 [ 0.20979]	-0.035987 [-0.17407]	-6.559264 [-1.04097]	0.022525 [ 0.18953]
D(M1B(-6))	-0.013349 [-0.26460]	-0.048169 [-0.96159]	0.071229 [ 0.33530]	0.123036 [ 0.60437]	-4.636396 [-0.74721]	0.049555 [ 0.42342]
D(HPR(-1))	0.044935 [ 0.78298]	0.006446 [ 0.11311]	-0.174250 [-0.72104]	-0.244657 [-1.05644]	-7.418303 [-1.05096]	0.298969 [ 2.24560]
D(HPR(-2))	0.067186 [ 1.24029]	0.057298 [ 1.06528]	-0.000685 [-0.00300]	-0.153711 [-0.70319]	-14.76068 [-2.21547]	0.015561 [ 0.12383]
D(HPR(-3))	0.057208 [ 1.07296]	0.028814 [ 0.54426]	-0.696151 [-3.10066]	-0.132882 [-0.61762]	10.48561 [ 1.59896]	0.160699 [ 1.29922]
D(HPR(-4))	0.087026 [ 1.67329]	0.020106 [ 0.38935]	0.067054 [ 0.30618]	-0.216670 [-1.03240]	-2.009597 [-0.31416]	0.126561 [ 1.04898]
D(HPR(-5))	-0.013522 [-0.33914]	0.016500 [ 0.41677]	-0.208887 [-1.24415]	-0.264678 [-1.64505]	0.863693 [ 0.17612]	0.130127 [ 1.40684]
D(HPR(-6))	0.059286 [ 1.37724]	0.014043 [ 0.32855]	-0.137434 [-0.75818]	-0.169401 [-0.97521]	2.402011 [ 0.45368]	0.212260 [ 2.12553]

圖 26 變異數分解(1982:Q1-2000:Q4) (lags: 6)

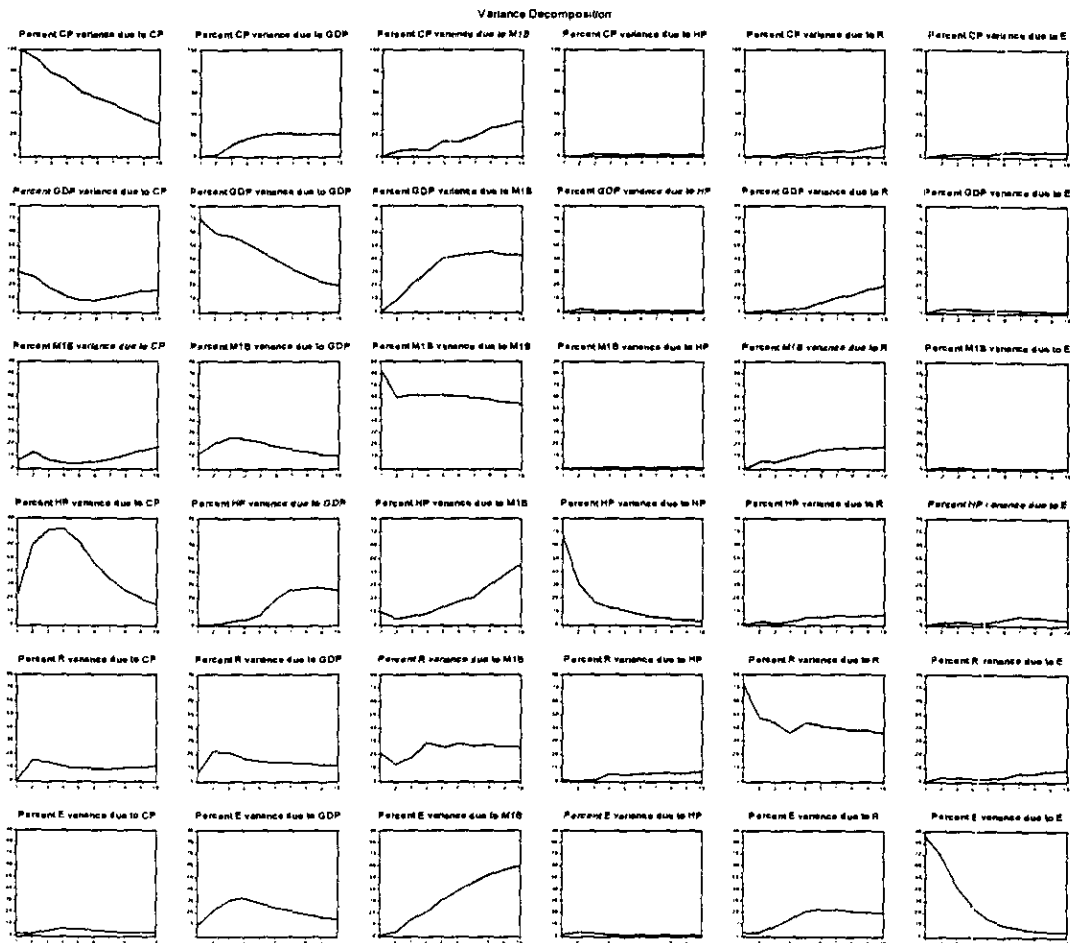
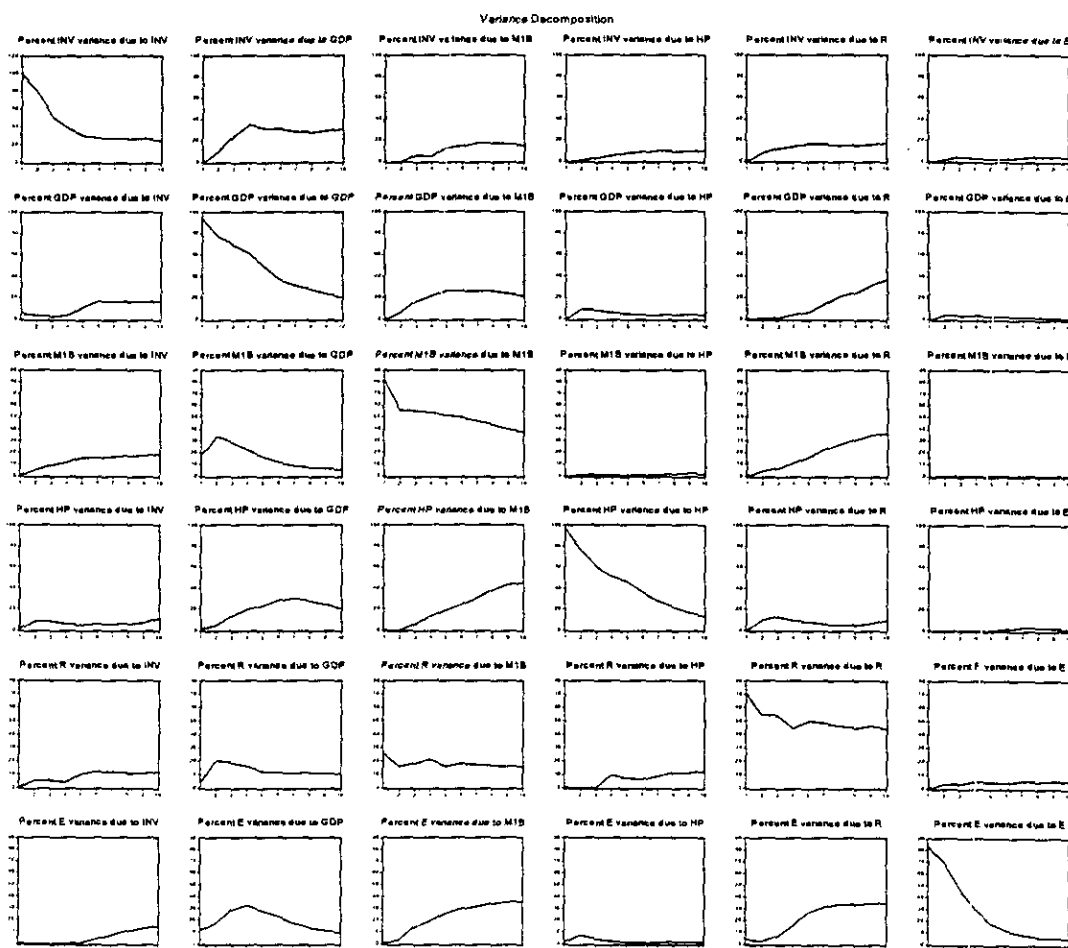


表 27 向量誤差修正模型估計結果: (inv, gdp, mlb, hpr, r, e)

Error Correction:	D(INV)	D(GDP)	D(M1B)	D(HPR)	D(R)	D(E)
D(INV(-1))	-0.000860 [-0.00512]	0.039959 [ 0.91564]	0.072619 [ 0.34331]	-0.024705 [-0.09986]	8.524567 [ 1.42032]	0.042661 [ 0.38226]
D(INV(-2))	-0.119545 [-0.78546]	0.043783 [ 1.10714]	0.018943 [ 0.09882]	-0.302769 [-1.35059]	-4.552232 [-0.85539]	-0.063770 [-0.63056]
D(INV(-3))	-0.235284 [-1.47422]	0.043672 [ 1.05312]	0.063816 [ 0.31749]	0.106576 [ 0.45337]	0.623597 [ 0.10934]	-0.078601 [-0.74116]
D(INV(-4))	-0.061055 [-0.38006]	-0.030953 [-0.74153]	-0.149401 [-0.73843]	0.129153 [ 0.54582]	7.617863 [ 1.32699]	-0.058878 [-0.55156]
D(INV(-5))	0.070824 [ 0.44718]	0.046251 [ 1.12388]	0.385716 [ 1.93374]	-0.385264 [-1.65150]	-1.582178 [-0.27955]	0.004135 [ 0.03929]
D(INV(-6))	-0.085112 [-0.49984]	0.070895 [ 1.60235]	0.485006 [ 2.26160]	0.031754 [ 0.12661]	-6.716486 [-1.10380]	0.005035 [ 0.04450]
D(GDP(-1))	1.429465 [ 1.85758]	-0.000233 [-0.00117]	3.171744 [ 3.27268]	-0.465389 [-0.41059]	-62.55476 [-2.27481]	0.554519 [ 1.08444]

D(GDP(-2))	1.478554	0.086857	1.277156	-0.148649	8.251388	0.517320
	[ 1.89615]	[ 0.42869]	[ 1.30050]	[-0.12943]	[ 0.29612]	[ 0.99841]
D(GDP(-3))	1.679897	0.039434	1.066353	-1.707193	36.03745	0.584614
	[ 2.50059]	[ 0.22591]	[ 1.26035]	[-1.72529]	[ 1.50114]	[ 1.30961]
D(GDP(-4))	0.345863	-0.021498	1.929123	-2.842331	-18.81966	0.618202
	[ 0.42096]	[-0.10070]	[ 1.86437]	[-2.34875]	[-0.64101]	[ 1.13236]
D(GDP(-5))	0.513720	-0.255865	0.916834	0.166636	-1.438567	0.511292
	[ 0.61296]	[-1.17495]	[ 0.86861]	[ 0.13499]	[-0.04803]	[ 0.91810]
D(GDP(-6))	0.449963	-0.131590	0.606592	1.075792	-2.544253	-0.112375
	[ 0.64243]	[-0.72306]	[ 0.68766]	[ 1.04279]	[-0.10165]	[-0.24145]
D(M1B(-1))	0.560518	0.036056	-0.335651	0.111736	6.093513	0.250111
	[ 2.97684]	[ 0.73696]	[-1.41542]	[ 0.40288]	[ 0.90562]	[ 1.99900]
D(M1B(-2))	0.688392	0.086232	0.202569	0.002413	-1.254721	0.081592
	[ 3.58577]	[ 1.72870]	[ 0.83782]	[ 0.00853]	[-0.18290]	[ 0.63960]
D(M1B(-3))	0.281860	-0.003489	0.022900	-0.313157	-7.674769	0.301547
	[ 1.22999]	[-0.05860]	[ 0.07935]	[-0.92779]	[-0.93722]	[ 1.98033]
D(M1B(-4))	0.581711	0.037888	0.131093	-0.185167	5.523014	0.323213
	[ 2.60755]	[ 0.65362]	[ 0.46659]	[-0.56352]	[ 0.69281]	[ 2.18037]
D(M1B(-5))	0.085039	-0.001135	0.471344	-0.311822	-21.43183	0.086706
	[ 0.40492]	[-0.02081]	[ 1.78207]	[-1.00805]	[-2.85578]	[ 0.62132]
D(M1B(-6))	0.500649	-0.009305	0.063531	0.104297	1.755021	0.147363
	[ 2.21735]	[-0.15861]	[ 0.22342]	[ 0.31361]	[ 0.21752]	[ 0.98221]
D(HPR(-1))	-0.138901	-0.042249	0.065794	0.154112	-1.776427	0.231024
	[-1.21892]	[-1.42687]	[ 0.45844]	[ 0.91817]	[-0.43624]	[ 3.05098]
D(HPR(-2))	0.256701	0.009364	0.139108	0.193229	-5.596788	0.006952
	[ 2.15272]	[ 0.30222]	[ 0.92628]	[ 1.10015]	[-1.31343]	[ 0.08774]
D(HPR(-3))	0.306675	0.007680	-0.280472	0.325081	12.72434	0.117319
	[ 2.57181]	[ 0.24787]	[-1.86759]	[ 1.85085]	[ 2.98610]	[ 1.48061]
D(HPR(-4))	0.154307	-0.016839	0.190628	-0.027304	1.259606	0.105838
	[ 1.21840]	[-0.51171]	[ 1.19514]	[-0.14637]	[ 0.27832]	[ 1.25764]
D(HPR(-5))	0.223828	0.035228	0.160193	-0.160941	-0.915039	0.179597
	[ 1.64266]	[ 0.99500]	[ 0.93349]	[-0.80190]	[-0.18792]	[ 1.98358]
D(HPR(-6))	0.091855	-0.008636	-0.151316	0.053148	4.956763	0.210774
	[ 0.62134]	[-0.22482]	[-0.81272]	[ 0.24408]	[ 0.93828]	[ 2.14563]

圖 27 變異數分解(1982:Q1-2000:Q4) (lags: 6)



#### 8.4 資產價格、銀行信用、貨幣政策和產出

這一小節我們討論貨幣政策工具或指標、銀行信用、資產價格和實質 GDP 之間的關係。我們主要想了解資產價格的傳遞管道是否顯著。我們問下列兩個問題：

(1) 貨幣政策工具或指標的變動是否會顯著影響資產價格？(2) 其次，資產價格的變動是否顯著影響產出？

就銀行信用而言，我們分別使用主要銀行對私部門放款以及金融機構放款與投資兩項指標。貨幣政策工具或指標分別是，實質調整後準備貨幣(mbadj)、實質



M1B(m1b)、實質 M2(m2)和銀行間拆款利率(r)。

估計模型包含 5 個變數：(實質 GDP，實質房價，實質股價，實質銀行信用，貨幣政策工具或指標)，分別是 A(gdp, hpr, spr, loan, mbadj)，B(gdp, hpr, spr, loan, m1b)，C(gdp, hpr, spr, loan, m2)，和 D(gdp, hpr, spr, loan, r)。我們分別估計落後期數為 2, 4, 6 季之下的 A 到 D 四組向量誤差修正模型。樣本期間為 1982:Q1 到 2000:Q4。估計結果在 5%顯著水準下顯著的，標記各組代號 A、B、C 或 D；估計結果在 10%顯著水準下顯著的，標記各組代號 a、b、c 或 d。資料經處理後，VECM 估計的結果列於表 28-30。

表 28 模型 A-D 向量誤差修正模型估計結果(1982:Q1-2000:Q4)

(lags: 2 quarters) (銀行信用=銀行對私部門放款)

		解釋變數							
		準備貨幣	M1B	M2	利率	銀行信用	股價	房價	GDP
被 解 釋 變 數	準備貨幣						a	a	a
	M1B		B						
	M2			c					
	利率								
	銀行信用	A	B	C	d	ABCD			
	股價	a	B	C					
	房價					ABCD	ABCD		
	GDP		B		d				d

表 29 模型 A-D 向量誤差修正模型估計結果(1982:Q1-2000:Q4)

(lags: 4 quarters) (銀行信用=銀行對私部門放款)

		解釋變數							
		準備貨幣	M1B	M2	利率	銀行信用	股價	房價	GDP
被 解 釋 變 數	準備貨幣	a							a
	M1B		B						
	M2					c			
	利率						d		
	銀行信用	a	B	C	d	ABCD	aBcD		

數	股價	A	B	C					
	房價				d	ABcD	ABCD		
	GDP		B			AcD	AcD		aC

表 30 模型 A-D 向量誤差修正模型估計結果(1982:Q1-2000:Q4)

(lags: 6 quarters)(銀行信用=銀行對私部門放款)

		解釋變數							
		準備貨幣	M1B	M2	利率	銀行信用	股價	房價	GDP
被 解 釋 變 數	準備貨幣	a							
	M1B						B		
	M2					c			
	利率								
	銀行信用	a	B	C		ABCD	ABCD		
	股價	A	b	C					b
	房價	a				ABcd	ABCD		aB
	GDP					BcD	aBc		

對於我們所關心的兩個問題，估計結果如下：(1)首先，貨幣政策工具或指標是否會顯著影響資產價格？我們發現準備貨幣，M1B 和 M2 的變動在各種落後期數之下均顯著影響股價，但是對房價則沒有任何影響力。(2)股價在較長的落後期數之下可解釋部分 GDP 的變動，但是房價對任何落後期數和模型之下對 GDP 則沒有任何影響力。

綜合表 28-30 的結果，其他的結果如下：(1)在所有落後期數和模型之下，股價顯著影響房價；但房價不影響股價。此與第 6 節兩變數 VAR 結果一致。(2)在所有模型之下，房價受銀行信用的強烈影響，但是銀行信用對股價沒有解釋力，也與第 6 節的結果一致。(3)M1B 在落後 2 到 4 季之間顯著影響 GDP。(4)所有的貨幣政策工具或指標不僅顯著影響股價，而且也顯著影響銀行信用(有些在 10%顯著水準下)。(5)銀行信用在大部份模型的落後期數為 4 到 6 季之下，顯著影響 GDP。

我們將這 5 變數的縮減式估計結果用圖 28 來表示。我們有以下的觀察：

(1)由於大部分貨幣政策工具和指標均能影響股價，而且股價也對於未來的 GDP 有相當程度的解釋力。這似乎說明了“股價傳遞管道”的存在和重要性。這表示即使股價之短期間內波動幅度極大，股價變動在某種程度上仍是未來景氣可供參考的指標。

(2)另外，貨幣政策的變數並不直接影響房價，而是透過股價和銀行放款間接影響房價。這一點我們可以從其他證據來說明：如果將銀行信用從 5 變數的 VAR 模型中去除，則貨幣政策對房價的影響力上升。

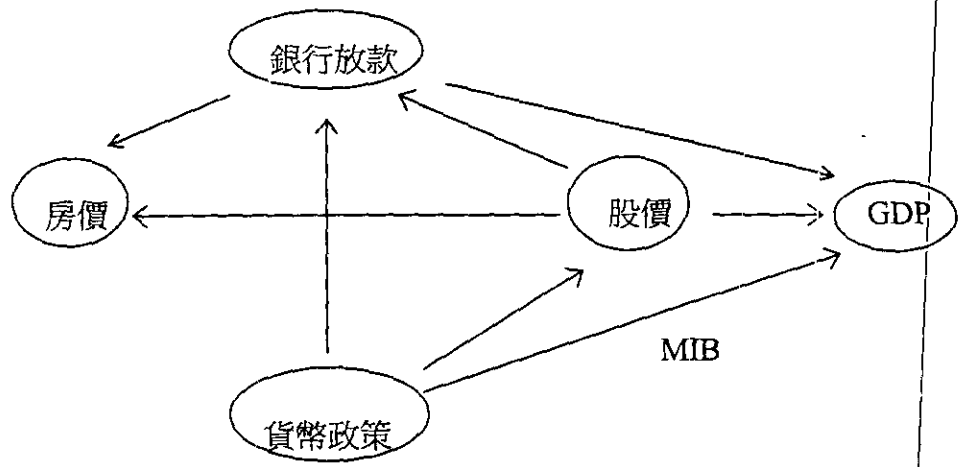
最後，我們使用金融機構放款與投資來代表銀行信用。我們祇列出落後期數為 4 的結果，估計結果顯示在表 31。比較表 29 與表 31，我們發現其間差異並不大，主要是(1)各項貨幣政策指標對這個廣義的銀行信用影響力稍減小；(2)這個廣義的銀行信用對 GDP 變動的解釋力也稍減小。這顯示使用金融機構放款與投資作為銀行信用的指標並不太適切。

表 31 模型 A-D 向量誤差修正模型估計結果(1982:Q1-2000:Q4)

(lags: 4 quarters)(銀行信用=金融機構放款與投資)

		解釋變數							
		準備貨幣	M1B	M2	利率	銀行信用	股價	房價	GDP
被 解 釋 變 數	準備貨幣	A							
	M1B		b						
	M2								
	利率					D		d	
	銀行信用	A		c		ABCD	aBCD		
	股價	A	B	c	D	aC	D		
	房價					ABCD	ABCD		
	GDP		B		D	C	CD		

圖 26



## 9 結論

本計劃主要是討論資產價格對實質經濟活動的影響以及貨幣政策面對資產價格波動的角色。首先我們討論資產價格評價方式和資產價格泡沫的存在與認定問題。然後討論資產價格的情報內涵和資產價格的傳遞管道。其次我們討論貨幣政策的角色，分析央行是否對資產價格的變動作出反應。最後，我們以日本為個案，討論 1990 年初日本資產價格崩跌後，日本央行的政策反應以及評價。在第二部分裡，我們使用台灣的資料進行實証分析

### 9.1 文獻回顧結論

我們對文獻的了解得到下列認知：

(1) 資產價格的評價涉及市場風險和投資人對未來經濟活動的預期和對於風險的看法等不易觀察得到的隨機變數(隱藏的基本面)。由於投機泡沫可能與隱藏性的基本面因素在外觀上無法分辨(observationally equivalent)，所以即使有泡沫存在，也不易偵測得到。因此，估計基本面價格並不容易，如何從資產價格的變動中正確地析離出基本面和泡沫則更加困難。

(2) 整體而言，消費的資產財富效果並不顯著(Lettau, et al. (2001), Lettau and Ludvigson(2001b))。相較之下，不動產價格的下跌對消費的影響比股票同幅度下跌來得大(Tracy, Schneider and Chan(1999), Borio(1994), Brayton and Tinsley(1996), Meyer et al.(1994), Poterba and Samwick(1995))。

(3) 我們回顧大量有關資產價格對物價膨脹和產出預測能力的文獻後，綜合他們的估計結果發現，某些資產價格祇在某些樣本國的某段樣本期間對產出成長率有預測能力。至於資產價格預測物價膨脹的能力則更加有限。而且某一項指

標在某段期間有預測力，並不保證在同一樣本國的另一樣本期間也具有預測力。同樣，在樣本期間內檢驗顯著並不能保證該項指標有良好的樣本外預測能力。即使有時具有預測力，但顯著性容易隨著結構性的變遷而減弱，甚或消失。

(4) 至於房地產市場有關的一些指標長久以來就被認為是實質經濟活動的領先指標。許多研究發現房地產價格(尤其是中古屋價格)有助於預測未來物價膨脹的變動，雖然預測力有限，但他們仍建議央行應多關注不動產市場價格的走勢，尤其是在較長的時程上。

(5) Cogley (1999)發現如果央行無法判定股價變動是來自泡沫或是隱藏性的基本面因素，央行刻意戳破貌似泡沫的資產價格膨脹，反而是破壞穩定性的政策。Bernanke and Gertler (1999, 2001)的模擬結果發現，央行對股價變動採取系統性的反應，而且同時不積極回應預期通貨膨脹的變動時，會使得產出缺口和物價膨脹率產生更大的波動。Filardo (2001)認為，當資產價格的訊息內涵不明確時，也就是對於物價膨脹和產出缺口缺乏預測能力時，金融當局不宜冒然對資產價格的變動採取行動。即使發現股價有預測產出或通貨膨脹的能力，然而如果進一步將股價的地位提高為正式的貨幣政策指標時，可能會產生一些問題：(a)把資產價格(期限利差)納入央行反應函數，成為正式的政策指標時，便足以改變這項指標的性質(Fuhrer and Moore (1992))；(b)如果聯邦準備對股價的變動作反應的話，不僅會加大股價的波動幅度，而且可能破壞總體經濟的穩定性(Reinhart (1998)，林玟吟與毛慶生(1997))；(c)由於資產價格的波動幅度甚大，為了穩定這個綜合的物價指數，這將迫使央行的貨幣政策作出更大幅度而且更頻繁的調整。

(6) 限制股票投資人的融資比例被視為是控制信用成長和預防股價波動過大的政策之一。但是絕大部分的研究均顯示美國聯邦準備融資比例限制對於股價波動沒有顯著的影響(Ferris and Chance (1988), Salinger (1989), Hsieh and Miller (1990), Kupiec(1997))。

(7) 許多研究均指出日本不良債權的沈疇主要是由於 1980 年代金融機構大舉放款給房地產相關產業以及土地價格快速攀升交互作用之下的結果。在面對 1991 年資產價格崩潰時，日本當局採取的拖延戰術(buy-time policy)，容忍銀行逾放激增，但求經濟狀況與房地產市場回春，便能解套(Cargill et al. (1997))。這種拖延戰術(buy-time policy)使得，即使逾放快速累積以及對製造業的放款大幅下降，銀行仍持續放款給房地產相關產業，以防止更多的潛在或已曝光的逾期放款浮上檯面，甚或終至倒帳的境地(Okina et al.(2001)、Mori et al.(2001)、和 Johnson et al.(2000))。綜言之，我們發現日本不良債權的嚴重和長期的經濟蕭條符合我們在第 3 節所描述的傳遞機制：(a)資產價格下跌使企業的資產負債表狀況和淨值惡化，使得他們的信用限制更加緊繃，降低企業進一步借款的能力以及投資；(b)龐大的不良債權嚴重侵蝕銀行資本使得銀行的中介功能無法正常發揮。

## 9.2 台灣的實証分析結論

在第二部分裡，我們使用台灣的資料作實証分析。我們估計資產價格是否含有未來總體經濟活動和物價膨脹的訊息(資產價格的情報內涵)；以及估計資產價格影響總體經濟變數以及貨幣政策影響資產價格的傳遞管道。我們發現：

(1) 針對資產價格的情報內涵部分，我們發現實質股價變動對核心 CPI 和 GDP 的變動的解釋力在各落後期數之下並不顯著。我們以此迴歸模型在不同落後期數之下，對核心 CPI 和 GDP 的變動進行預測，並與不包括股價變動的估計式所作的預測進行比較。股價的樣本外預測同樣表現不佳，其訊息內涵無助於提供未來經濟活動和物價變動有利的資訊。相對上而言，房價的訊息內含遠較股價為佳：房價波動對於未來核心物價指數變動和未來所得變動均有顯著的解釋力，顯示實質房價波動似乎提供了一些未來物價與所得波動的訊息(雖然其樣本

外的預測也是同樣不好)。

(2) 針對股票財富的財富效果，在較短的落後期數(2 與 4 季)之下，股票財富對於未來消費的變動均不具領先關係。一旦把落後期數拉長至 6 季，股票財富開始對於未來消費的變動有顯著的解釋力。但要注意的是，此時 VECM 中每一條方程式均包含 41 個參數，將造成估計的精確度下降。

(3) 另外，消費與股票財富的長期趨勢(trend)可能受到所得波動影響最大，而短期循環(cycle)波動則可能來自本身的暫時衝擊，這也顯示股票財富變動對實質消費的整體影響力不大。恆常性的衝擊對消費的影響是持久的而且影響力逐期上升，可解釋消費變動的預測誤差在 10 季之後為 76%。而暫時性衝擊對消費變動的影響則逐期下降，但是到了 10 季後合計仍有 24%，顯示暫時性的衝擊對消費的影響並不小。針對房價對消費和投資的影響，我們發現在所有落後期數之下實質房價對消費並沒有直接而且顯著的影響；但是在所有落後期數之下房價對民間投資均有顯著的影響。

(4) 另一個有關財富效果的問題是，資產價值發生正向變動對消費變動的效果，是否不同於負向變動對消費變動的效果。迴歸結果分析顯示，股票財富的正向變動對消費變動影響，在短期內效果較強，反之，負向變動對消費變動影響，則在較長期發生較大的效果。Wald 統計量檢定股票財富增加與下降對實質消費影響幅度是否不對稱，結果顯示，股票財富變動對消費變動的影響力拒絕對稱性假說。此外，透過 VAR 分析，我們發現股票財富正向變動可解釋消費變動變異的比例大於負向變動可解釋部分。由於前述股票財富的正向或負向變動對消費變動的影響有顯著的不對稱性，這表示股票財富正向變動對消費的影響比負向變動來得大。

(5) 貨幣政策工具或指標是否會顯著影響資產價格？我們發現準備貨幣，M1B 和 M2 的變動在各種落後期數之下均顯著影響股價，但是對房價則沒有任何影響力。股價在較長的落後期數之下可解釋部分 GDP 的變動，但是房價對任



何落後期數和模型之下對 GDP 則沒有任何影響力。

(6)在所有落後期數和模型之下，股價顯著影響房價；但房價不影響股價。此與第 6 節兩變數 VAR 結果一致。在所有模型之下，房價受銀行信用的強烈影響，但是銀行信用對股價沒有解釋力，也與第 6 節的結果一致。M1B 在落後 2 到 4 季之間顯著影響 GDP。所有的貨幣政策工具或指標不僅顯著影響股價，而且也顯著影響銀行信用(有些在 10%顯著水準下)。銀行信用在大部份模型的落後期數為 4 到 6 季之下，顯著影響 GDP。

(7)由於大部分貨幣政策工具和指標均能影響股價，而且股價也對於未來的 GDP 有相當程度的解釋力。這似乎說明了“股價傳遞管道”的存在和重要性。這表示即使股價之短期間內波動幅度極大，股價變動在某種程度上仍是未來景氣可供參考的指標。另外，貨幣政策的變數並不直接影響房價，而是透過股價和銀行放款間接影響房價。這一點我們可以從其他証據來說明：如果將銀行信用從 5 變數的 VAR 模型中去除，則貨幣政策對房價的影響力上升。

## 9.3 綜論

### 9.3.1 擔保品價值與景氣同向循環(pro-cyclical)的特質

我們知道大部分的銀行放款均以土地或房地產(和股票)作為擔保品，尤其是在那些以銀行為主體之金融體系的國家和以房貸為主的房貸金融機構。而擔保品的目的原是為了作為放款變成不良債權時銀行減少損失的緩衝。然而，一個問題，當放款大量變成不良債權甚或呆帳時也常是擔保品價值縮水的時期。也就是說，擔保品的價值是與景氣同向循環的。而擔保品價值這種同向循環的特質卻反而成為，在景氣上升時對資產價格膨脹推波的助力，但在景氣反轉時卻又使得借款人和銀行淨值更形惡化，加速資產價格崩跌和企業與金融機構的倒閉。

前面提到股價與房地產價格崩落之後，即使銀行逾放快速累積以及對製造業的放款大幅下降，銀行仍持續放款給房地產相關產業，以防止更多的潛在或已曝光的逾期放款浮上檯面。這是因為這時擔保品價值已所剩無幾，銀行與其抽銀根和拍賣擔保品，不如展延放款甚至持續提供流動性給房地產業者。這種以土地或房地產(和股票)作為擔保品的銀行放款所產生的“forbearance lending” (Chen and Chu (2000)) 或是“private forbearance”更易使得銀行的資金套牢在日漸向下沈淪的房地產相關產業，愈陷愈深，同時其他產業卻得不到所需的資金。

因此這意味著，其他種類或組合的擔保品使得其價值在景氣循環中相對穩定，或者是其他類型的借貸契約像是借貸契約債券化或直接金融，比較容易使得資產價值的波動與借貸契約和金融機構的健全脫鉤(Chen(2001))。

### 9.3.2 銀行為主體的金融體系與審慎的監理

台灣與日本相同是以銀行為主的金融體系(事實上，即使美國金融市場的發展超過其他國家，但銀行仍是金融體系的主幹)。以銀行放款為主之金融體系的特性是廠商的財務狀是個別銀行獨享的私有訊息(private information)，也就說銀行資產(放款)的市場價值很難為外界所正確地評價。因此，銀行的不良債權問題通常要累積到一個臨界點時，才會浮上檯面。這種結構上的問題必須透過健全會計制度和要求廠商和銀行定期揭露訊息，並且設計符合誘因機制的金融監理制度。

從這個觀點而言，將銀行無市場性(non-marketable)的資產轉換成有市場性的資產，便可分散銀行承受資產價值下跌的風險。而這對於那些以房地產或土地為擔保所承作之房貸為主的銀行尤其重要。因此，將房貸證券化(securitization)不僅有助於透明化這些資產的市場價值，而且可分散銀行的信用風險，並且為銀行創造大筆的流動性。

前面提到資產價格與銀行信用擴張會有互相增強的交互作用。然而貨幣政

策並不是一個打破這種交互作用的良好工具。因為貨幣政策會影響到資產價格和銀行信用這兩者以外的其他變數。審慎的監理制度才能有效的預防資產價格和銀行信用呈螺旋狀般向上攀升，而且同時使得銀行具備有較佳承受資產價格下跌的壓力。

從利率、貨幣數量和  $(M2+CD)/GDP$  比例來看，雖然 Bernanke and Gertler(1999)的模擬認為日本利率下降的幅度仍不夠快，但是各類跡象顯示 1991 年後，貨幣政策均維持寬鬆的局面。Mori et al. (2001)對此的評價是，雖然日本銀行降息的反應快速，但其幅度可能足以應付一般性的股價修正或蕭條，但是面對如此異常的股價或土地價格崩跌，或嫌不足。但是他們也認為即使日本銀行的降息動作幅度更大而且更快速，並不會有太大的助益。美國 1989-92 年和日本整個 1990 年代的經驗告訴我們，寬鬆的貨幣環境並不能解決不良債權的問題根源，而不良債權的問題正是阻礙金融機構發揮中介功能並且是使得經濟陷入長期衰退的主因之一。整頓金融機構和妥善處置不良債權才能使貨幣政策的效果得以發揮。

### 9.3.3 政府保證與道德危險問題

前面提到日本政府以往對於無償付能力的金融機構的 forbearance policy(雖然近來已可容忍金融機構倒閉)所帶來不可避免的道德危險問題，已給日本帶來極龐大的代價。雖然近幾年來有大幅度的改革，但能否真正落實仍未知。何況隱藏的問題仍不斷湧現，使得日本政府必須持續投入更多的公共資金。

而台灣金融當局對不良金融機構長期的縱容以及前述各種直接或間接干預房地產市場和股價的結果，不僅間接促使金融機構放膽進行 forbearance lending(見圖 A14)，而且政府也終需投入巨額的公共資金處理不良金融機構。這些現象我們統稱為“政府保證”(Government Guarantee)。由於政府面臨外在壓力而

無法履行事前承諾 (pre-commitment) 所引起的時間不一致性問題 (Time-Inconsistency Problem) 在經濟學裡早有廣泛的應用。由於政府無法履行事前承諾，因而衍生出“政府保證”的問題<sup>4</sup>。許多文獻發現政府保證常會導致過度借貸和過度投資，並可解釋亞洲金融危機之中金融機構道德危險的嚴重性和資產價格的 boom-bust cycle (Higgins and Osler(1997), Corsetti et al.(1999), Krugman(1998), Kim and Lee(1998), Chen and Chu(2001))。Chen and Chu(2001)的模型將借貸契約值基於擔保品的價值。他們發現抵押借貸和資產價格之間的交互作用在政府保證存在的情況下更形增強，導致過度借貸和資產價格“泡沫”。而且當一般大眾對經濟前景不樂觀以致人們對政府保證的能力產生疑慮時，便更容易引發大規模的擔保品清算和資產價格崩跌。

當日本政府在 1998 年引進立即糾舉措施 (Prompt Corrective Action) 和其他改革方案時，卻同時採行許多與立即糾舉措施立意違背的政策，像是注入公共資金，宣布存款與銀行金融債券金融保證償付，和放寬計算資本適足率的會計標準等。世界各國乃至日本一般大眾至今對日本政府是否有決定落實金融改革的決心仍表懷疑，而且日本金融機構仍積重難返，與日本政府遲遲不願放棄政府保證息息相關。此點足昭台灣金融當局殷鑑。

#### 9.3.4 公司控管 (Corporate Governance) 與掠奪 (Looting)

Akerlof and Romer(1993)認為在會計不透明、金融監理鬆散或懲罰過輕(或懲罰的執行有困難)的情況下，常易導致公司或銀行的掌權者有誘因進行掠奪，造成債權人的莫大損失。Johnson et al.(2000)發現涉及亞洲金融危機的國家中，那些公司控管薄弱、經理階層可上下其手中飽私囊機會較多的國家，其匯率的貶值和股價的跌幅比其他國家來得大。他們發現港、中、泰、韓、印、馬與蘇俄均有許多

---

<sup>4</sup> 政府保證的另一個成因當然是由於政商網絡所形成的 crony capitalism。

案例顯示經理階層挪用公款或盜賣公司或銀行的擔保品，加速這些公司或銀行的倒閉，而且也對擔保品的價值產生助跌的作用。Chen and Chu(2000)的模型即是描述若借款人挪用資金或“掠奪”擔保品一走了之如何導致資產價格的崩跌。他們的模型隱含透明的會計制度和公司內部控管以及有效的契約強制執行(contract enforcement)對以擔保品為主要借貸根據的金融體系的穩定極為重要，可降低掠奪、過早的資產清算和資產價值崩跌的可能。

至於日本薄弱的公司控管主要來自銀行和其借款戶之間的交叉持股(cross-shareholding)。銀行與其客戶交叉持股的結果使得銀行在該客戶財務惡化之際也難以採取斷然措施，這也是導致前述 forbearance lending 的原因之一。同時，這也使得銀行的股東(兼借款戶)難以善盡其控管銀行的責任。至於台灣，從交叉持股、公司和金融機構董監事和經理階層挪用資金乃至掏空公司等掠奪行為時有所聞。而且，根據非正式的觀察，絕大部分爆發經營或財務危機的公司或金融機構均與公司控管不佳和董監事及經理的掠奪有關。可見會計透明化、嚴格的內部控管和契約的強制執行能對於金融機構健全和資產價格穩定的重要性。

### 9.3.5 金融當局是否應對資產價格的波動作出回應？

在 5.3 節裡，我們討論金融當局是否應對資產價格的波動作出回應。央行關心資產價格不祇是因為資產價格可能提供對未來經濟走勢和通貨膨脹有用的訊息，以及貨幣傳遞機制中的重要的一環，更重要的是資產價格膨脹一旦出現大幅度的修正甚至崩潰，對金融體系的衝擊可能引發全面性的金融危機或系統性風險。關於這一點，我們也討論了 Bernanke and Gertler(1999)針對日本和美國貨幣政策的模擬結果。這裡我們再回到他們所作的一個模擬。他們假設資產價格膨脹來自一個“理性泡沫”，而當泡沫破滅後產生恐慌賣壓，因而產生“負”的泡沫。許多金融當局可能認為，這種情況下強力干預資產市場的正當性應該是無庸置疑。但是

他們發現，祇要央行謹守強烈回應預期通貨膨脹的法則，不需直接回應股價變動，即可將泡沫破滅後的衝擊減到最小，請見圖 A16。

前面提到日銀在 1980 年代末遲遲沒有採取更進一步行動的主因是，各方面對通貨膨脹壓力的看法歧異甚大。由於台灣在 1980 年代末也面臨與日本類似的資產價格狂飆，但物價膨脹率持續穩定的情況下，使得央行面臨師出無名的窘境。不過我們從以上討論可發現幾項值得參考的原則：(1)央行的確不應直接對資產價格作反應；(2)央行的貨幣政策更具前瞻性(forward-looking)；(3)央行應固守穩定長期一般物價的穩定。

最後，由於我們發現大部分貨幣政策工具和指標均能影響股價，而且股價也對於未來的 GDP 有相當程度的解釋力。這似乎說明了“股價傳遞管道”的存在和重要性。但是，我們要強調的是傳遞管道的認定和是否應該利用此一傳遞機制來影響實質經濟活動兩回事，這一點在第 3 節與第 5 節已經仔細討論過。何況我們也發現，股價的情報內涵並不明朗，對於提供未來經濟活動和物價變動的資訊無甚助益。相對上而言，房價的訊息內含遠較股價為佳，這是央行值得注意的方向。

Mishkin(2001)認為，如果央行想將股價列入貨幣政策目標，可能會減損一般大眾對於央行獨立性的支持。他認為近年來一些國家央行有不錯的成績可歸因於央行已儘可能縮小他們關注的對象，而且以更積極的態度向外界說明央行能力可及與不可及的處。也就是說，這些央行說明了他們並無法有效控制短期的景氣循環波動，所以全力關注物價穩定才是他們的主要標的。譬如，德國央行在設定貨幣政策工具時，便不考量短期產出的波動。德國央行的策略非常成功，而且已被 inflation targeting 採納成爲關鍵的要素。根據 Mishkin(1999)與 Bernanke et al. (1999)，中央銀行縮小他們關注的範圍，已獲得廣泛的認可與支持。然而，如果央行們現在又想將觸角延申至資產價格，可能會使得一般大眾認爲央行的權力過大，因而轉而傾向要求央行接受更多的監督。如此將易使央行的貨幣政策受到政客的操控，而有損央行的獨立性。

美國聯邦準備理事 Gramlich(2001)也強調美國聯邦準備會關注股價的走勢以及其對物價和經濟活動(總需求和總供給)的影響，就這點而言，股價與其他聯邦準備所關心的其他總體變數沒有兩樣，但是聯邦準備絕不將某一水準的股價訂為政策目標，而且，他們也不自認為可以控制股票市場的走勢。Goodfriend and Hofmann (2000)雖然強調資產價格對貨幣政策具有一定的參考價值，但他們也提醒，央行畢竟不是股市分析員。央行關心不應是股價是否超漲或超跌，而是整體的物價穩定。央行應思考的是，什麼樣的金融環境和物價的穩定情況才有助於股市的穩定和健全發展。

## 參考文獻

毛慶生，林玫吟(1997)“貨幣法則與所得波動”，第二屆「梁國樹教授紀念學術研討會」論文集，183-201。

李榮謙(1989)，”貨幣與銀行信用在貨幣政策目標中扮演之角色-兼論選擇信用管制”，中央銀行季刊，11，55-70。

李榮謙，林宗耀(1992)“資產價格膨脹(暨萎縮)的起因、影響及其對策”，中央銀行季刊，第十四卷，第四期，68-96。

陳裴紋(2000)，”資產價格與貨幣政策”，中央銀行季刊，第二十二卷，第二期，45-67。

楊忠欽(1994)“大台北地區房價決定模型的實証研究”，企銀季刊，第十八卷，第二期，118-133。

主計處(1992)，國富調查：家庭部門資產報告，行政院主計處。

Aiyagari, S. Rao and Mark Gertler (1999), “Overreaction of Asset Prices in general Equilibrium,” *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 3-35.

Alchian, Armen A. and Benjamin Klein(1973): “On a correct measure of inflation”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5 (1), 173-91.

Allen, Franklin And Douglas Gale (2000), “Bubbles and Crises,” *The Economic Journal*, 110(460), 236-55.

Alonso, Fransico, Juan Ayuso and Jorge Martinez-Pages (1998), “How information are financial asset prices in Spain?” in *The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy*, Bank for International Settlement.

Atkeson, A. and L. Ohanian (2000), “Are Short-Run Inflation Forecasts Useful for Guiding Monetary Policy?” manuscript, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Bernanke, B. and M. Woodford (1996), “Inflation forecasts and monetary policy,” Mimeo.

Bernanke, B.S. (1983), “Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression,” *American Economic Review* 73 (3), 257 – 276.

Bernanke, B.S. and A.S. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review* 82, 901 – 21.



Bernanke, B.S. and C.S. Lown(1991), "The Credit Crunch," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 205-39.

Bernanke, B.S. and F.S. Mishkin (1992), "The Predictive Power of Interest Rate Spreads: Evidence from Six Industrialized Countries," manuscript, Princeton University.

Bernanke, B.S. and F.S. Mishkin(1997), "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?" *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 97-116.

Bernanke, B.S. and M. Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, 79(1), 14-31.

Bernanke, B.S. and M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.

Bernanke, B.S. and M. Gertler (1999), "Monetary Policy and Asset Price Volatility," *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 4th Quarter, 17-53.

Bernanke, B.S. and M. Gertler (2001), "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?" *American Economic Review*, 91 (2), 253-57.

Bernanke, B.S., M. Gertler, and S. Gilchrist (1996), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.

Bernanke, B.S., M. Gertler, and S. Gilchrist (1998), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," NBER working 6455.

Bernanke, B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin, and A. Posen (1999), *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton NJ: Princeton University Press.

Bernard, H. and S. Gerlach (1998), "Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence," *International Journal of Finance and Economics* 3, 195 - 215.

Blanchard, Olivier, Changyong Rhee, and Lawrence Summers (1993), "The Stock Market, Profit, and Investment," *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (1), 115-36.

Blanchard, O. and M. W. Watson (1982), "Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets," in P. Wachtel, ed., *Crisis in the Economic and Financial Structure*, Lexington Books.

Bonser-Neal, C. and T.R. Morley (1997), "Does the Yield Spread Predict Real

- Economic Activity? A Multicountry Analysis," Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 82 (3), 37 – 53.
- Borio, C. E. V., N. Kennedy, and S. D. Prowse (1994), "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries: Measurement, Determinants, and Monetary Policy Implication," Bank for International Settlements Economic Paper, No.40.
- Boyle, G.W. (1990): "Money demand and stock market in a general equilibrium model with variable velocity". *Journal of Political Economy*, No. 98, pp. 1039-53.
- Brayton, Flint and Peter Tinsley (1996), "A Guide to the FRB/US: A Macroeconomic Model of the United States," Federal Reserve Board of Governors, Washington DC, working paper 1996-42.
- Browne, L. E. and K. E. Case (1992), "How Commercial Real Estate Boom Undid the Banks," in L. E. Brown and E. S. Rosengren, eds., *Real Estate and the Credit Crunch*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series No.36.
- Brunner, Allan D. and Steven B. Kamin (1998), "Bank Lending and Economic Activity in Japan: Did 'Financial Factors' Contribute to the Recent Downturn?" *International Journal of Finance & Economics*, 3(1), 73-89.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo, and C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Campbell, J. Y., and J. H. Cochrane (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior," *Journal of Political Economy*, 107, 205-251.
- Campbell, J. Y., and R. Shiller (1988), "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *Review of Financial Studies* 1, 195-227.
- Campbell, J.Y. (1999), "Asset Prices, Consumption and the Business Cycle," ch. 19 in J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *The Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Amsterdam: Elsevier, 1231 – 1303.
- Capel, Jeanette and Aerdt Houben(1998), "Asset inflation in the Netherlands: assessment economic risks and monetary policy implications", *The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy*, 264-279.
- Caplin, Andrew, Charles Freeman and Joseph Tracy (1997), "Collateral Damage: Refinancing Constraints and Regional Recessions," *Journal of Money, Credit & Banking*, Vol. 29 (4), 496-516.

Carlstrom, C. T. and T. S. Fuerst (1997), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis," *American Economic Review* 87, 893-910.

Cecchetti, S.G., H. Genberg, J. Lipsky, and S. Wadhvani (2000), "Asset Prices and Central Bank Policy," manuscript, Department of Economics, The Ohio State University.

Cecchetti, S.G., R.S. Chu, and C. Steindel (2000), "The Unreliability of Inflation Indicators," *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance* 6 (4), 1 – 6.

Chami, R., T.F. Cosimano, and C. Fullenkamp (1999), "The Stock Market Channel of Monetary Policy," IMF working paper, WP/99/22.

Chen, N.-K. (2001), "Bank Net Worth, Asset Prices and Economic Activity," *Journal of Monetary Economics*, 48(2).

Chen, N.-K. and H.-L. Chu (2000), "Asset Prices and Asset Liquidation: The Role of Forbearance Lending and Looting," Manuscript.

Chen, N.-K. and H.-L. Chu (2001), "Collateralized Lending, Government Guarantee, and Asset Price 'Bubble'," Manuscript.

Christoffersen, Peter and Torsten Slok (2000), "Do Asset Price in Transitional Countries Contain Information about Future Economic Activity?" IMF working paper, WP/00/103.

Clarida, R. , J. Gali, and M. Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, February, 147-180.

Clarida, R. and J. Galí (1994), "Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, pp. 1-56.

Clarida, R., GalmH , J., Gertler, M.(1998), "Monetary policy rules in practice: Some international evidence," *European Economic Review* 42, 1033-1067.

Cochrane, J. H. (1994), "Permanent and Transitory Components of GDP and Stock Prices," *Quarterly Journal of Economics* 109, 241-265.

Cogley, T. (1999), "Should the FED Take Deliberate Steps to Deflate Asset Price Bubbles?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 0(1), 42-52.

Dotsey, M. (1998), "The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth," Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 84(3), 31 – 51.

Duca, J.V. (1999), "What Credit Market Indicators Tell Us," Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review 1999 (Q3), 2 – 13.

Ely, D. P. and K. J. Robinson (1989), "The Stock Market and Inflation: A Synthesis of the Theory and Evidence," Economic Review, Federal Reserve Bank of Dallas, March, 17-29

Emery, K.M. (1996), "The Information Content of the Paper – Bill Spread," Journal of Economics and Business 48, 1 – 10.

Engelhardt, Gary V. (1996), "House Prices and Home Owner Saving Behavior," Regional Science & Urban Economics, 26 (3-4), 313-36.

Estrella, A. and F.S. Mishkin (1997), "Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy," Journal of Monetary Economics 40 (2), 279 – 304.

Estrella, A. and F.S. Mishkin (1998a), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," Review of Economics and Statistics 80, 45 – 61.

Estrella, A. and F.S. Mishkin (1998b), "The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank," European Economic Review 41, 1375 – 1401.

Estrella, A. and G. Hardouvelis (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," Journal of Finance 46 (2), 555 – 576.

Fama, E.F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," American Economic Review 71, 545-565.

Fama, E.F. and G.W. Schwart (1977): "Asset returns and inflation". *Journal of Financial Economics*, No. 5, pp. 115-46.

Fama, E.F. and K. French (1988), "Dividend Yields and Expected Stock Returns," Journal of Financial Economics 22, 3-27.

Feldstein, M. and J.H. Stock (1994), "The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP," in N.G. Mankiw (ed.), Monetary Policy. Chicago: University of Chicago Press for the NBER, 7-70.

Ferris, Stephen and Don Chance (1988), "Margin requirements and Stock Market

Volatility," *Economic Letters*, 28(3), 251-254.

Filardo, Andrew J. (2000), "Monetary Policy and Asset Prices," *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 3rd quarter, 11-37.

Filardo, Andrew J. (2001), "Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results," *Federal Reserve Bank of Kansas City, RWP* 01-04.

Fisher, I (1933)., "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions," *Econometrica* 1, 337-57.

Friedman, B.M. and K.N. Kuttner (1992), "Money, Income, Prices and Interest Rates," *American Economic Review* 82 (June), 472 – 492.

Friedman, B.M. and K.N. Kuttner (1993a), "Why Does the Paper-Bill Spread Predict Real Economic Activity?" in J.H. Stock and M.W. Watson (eds), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*. Chicago: University of Chicago Press.

Friedman, B.M. and K.N. Kuttner (1993b), "Economic Activity and the Short-term Credit Markets: An Analysis of Prices and Quantities," *Brookings Papers on Economic Activity* 1993:2, 193 – 266.

Friedman, B.M. and K.N. Kuttner (1998), "Indicator Properties of the Paper-Bill Spread: Lessons from Recent Experience," *The Review of Economics and Statistics* 80, 34– 44.

Fuhrer, Jeff and George Moore (1992), "Monetary Policy Rules and the Indicator Properties of Asset Prices," *Journal of Monetary Economics*, 29(2), 303-36.

Garber, Peter M. (1989): "The First Famous Bubbles," *Journal of Political Economy*, 97(31), pp. 337-57.

Cargill, T. F., M. M. Hutchison, and T. Ito (1997), *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, Cambridge and London: MIT Press.

Gerlach, S. (1997), "The information content of the term structure: evidence for Germany," *Empirical Economics* 22 (2), 161-180.

Gerlach, Stefan and Frank Smets (2000), "MCIs and Monetary Policy," *European Economic Review*, 44, 1677-1700.

Gertler, M. and C.S. Lown (2000), "The Information in the High Yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications," *NBER Working Paper No.* 7549.

- Gibson, M. S. (1997), "More Evidence on the Link between Bank Health and Investment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 296-310.
- Gonzalo, J. and C. Granger (1995): "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 27-35.
- Gonzalo, J. and S. Ng (2001): "A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks," *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.
- Goodhart, Charles and Boris Hofmann (2000), "Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation?" *The Manchester School Supplement*, 122-140.
- Gramlich, Edward M. (2001), "Asset Prices and Monetary Policy," at the New Technologies and Monetary Policy International Symposium, Bank of France, Paris, France, Nov. 30, 2001.
- Grande, Giuseppe, Alberto Locarno and Massimo Massa (1998), "Stock market returns, inflation and monetary regimes", *The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy*, 116-138.
- Hall, Robert E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86 (6), 971-87.
- Hall, Robert E. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy*, 96 (2), 339-57.
- Hamilton, James D. and Charles H. Whiteman (1985), "The observable implications of self-fulfilling expectations". *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 353-74.
- Harvey, C.R. (1988), "The Real Term Structure and Consumption Growth," *Journal of Financial Economics*, 22, 305 - 333.
- Harvey, C.R. (1989), "Forecasts of Economic Growth from the Bond and Stock Markets," *Financial Analysts Journal* 45 (5), 38 - 45.
- Haubrich, J.G. and A.M. Dombrosky (1996), "Predicting Real Growth Using the Yield Curve," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 32 (1), 26 - 34.
- Hayes, Simon, Chris Salmon and Sanjay Yadav (1998), "Equities: what can they tell us about the real economy?" *The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy*, 178-195.

Higgins, M. and C. Osler (1997), "Asset Market Hangovers and Economic Growth: the OECD During 1984-93," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.13, 110-134.

Hoshi, Takeo (2001), "What Happened to Japanese Banks?" *Monetary and Economic Studies*, 19 (1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1-30.

Hsieh, D. and M. Miller (1991), "Margin Regulation and Stock Market Volatility," *Journal of Finance*, 45(1), 3-30.

Hutchison, Michael M. (1994), "Asset Price Fluctuations in Japan: What Role for Monetary Policy?" *Monetary & Economic Studies*, Bank of Japan, 12(2), 61-83.

Ito, Takatoshi and Tokuo Iwaisako (1996), "Explaining Asset Bubbles in Japan," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 14(1), 143-93.

Johansen, S. and K. Juselius (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-209.

Johnson, S., P. Boone and A. Breach (2000), "Corporate Governance in the Asian Financial Crisis. *Journal of Financial Economics*, 58, 141-186.

Jorion, P. and F.S. Mishkin (1991), "A Multi-Country Comparison of Term Structure Forecasts at Long Horizons," *Journal of Financial Economics* 29, 59 - 80.

Kaminsky, G. and C. Reinhart(1999), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," *American Economic Review* 89(3), 473-500.

Kasa, Kenneth (1998), "Borrowing Constraints and Asset Market Dynamics: Evidence from the Pacific Basin," *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 0 (3), 17-28.

Kaul, G. (1987): "Stock returns and inflation: the role of the monetary sector". *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, pp.253-76.

Kennedy, M., A. Palerm, C. Pigott, and F. Terribile (1998), "Asset Prices and Monetary Policy," OECD, working paper No.188.

Kent, Christopher and Philip Lowe (1997), "Asset Price Bubbles and Monetary Policy," *Research Discussion Paper 9709*, Reserve Bank of Australia.

Kindleberger, C.P. (1978) *Manias, Panics, and Crashes, A History of Financial Crises*, New York: Basic Books.

King, R., C. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson (1991): "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 81, 819-840.

Kiyotaki, N., and J. Moore (1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy* 105(2), 211-248.

Kozicki, S. (1997), "Predicting Real Growth and Inflation with the Yield Spread," *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 82 (Fourth Quarter 1997), 39 - 57.

Kupiec, Paul H. (1997), "Margin Requirements, Volatility, and Market Integrity: What have we learned since the Crash?" Manuscript.

Laurent, R. (1988), "An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives* 12 (1), 3 - 14.

Lettau, M. and S. Ludvigson (2001a), "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Bulls, Bears, and the Wealth Effect on Consumption," working paper, Federal Reserve Bank of New York.

Lettau, M., and S. Ludvigson (2001b), "Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns," forthcoming in *Journal of Finance*.

Lettau, M., S. Ludvigson, and C. Steindel (2001), "Monetary Policy Transmission Through the Consumption-Wealth Channel," Federal Reserve Bank of New York, working paper.

Lucas, Robert, Jr. (1980), "Equilibrium in a Pure Currency Economy," *Economic Inquiry*, 18 (2), 203-20.

Ludvigson, Sydney and Charles Steindel (1999), "How Important Is the Stock Market Effect on Consumption?" *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 5(2), 29-52.

Marshall, D.A. (1992): "Inflation and asset returns in a monetary economy". *Journal of Finance*, No. 47, 1315-42.

McGrattan Ellen R. and Edward C. Prescott (2000), "Is Stock Market Overvalued?" *Federal Reserve of Minneapolis, Quarterly Review*, Fall, 20-40.

Mishkin, F.S. (1990a), "What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation?" *Journal of Monetary Economics* 25, 77 - 95.

Mishkin, F.S. (1990b), "The Information in the Longer-Maturity Term Structure About Future Inflation," *Quarterly Journal of Economics* 55, 815 - 828.



- Mishkin, F.S. (1991), "A Multi-Country Study of the Information in the Term Structure About Future Inflation," *Journal of International Money and Finance* 19, 2 – 22.
- Mishkin, F.S. (2001), "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy," NBER working paper 8617.
- Modigliani, F. (1971), "Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages," Federal Reserve Bank of Boston Conference Series 5.
- Motonishi, T. and H. Yoshikawa (1999), "Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s: Financial or Real?" *Journal of the Japanese and International Economies*, 13, 181–200.
- Mori, Naruki, Shignori Shiratsuka, and Hiroo Taguchi (2001), "Policy Responses to the Post-Bubble Adjustments in Japan: A Tentative Review," *Monetary and Economic Studies*, 19, IMES, Bank of Japan, 53-102.
- Okina, Kunio, Masaaki Shirakawa, and Shigenori Shiratsuka (2001), "The Asset Price Bubble and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, 19, IMES, Bank of Japan, 395-450.
- Okina, Kunio and Shignori Shiratsuka (2001), "Asset Prices Bubbles, Prices Stability, and Monetary Policy: Japan's Experience," IMES Discussion Paper Series 2001-E=16.
- Peek, J. and E. S. Rosengren (1992), "Crunching the Recovery: Bank Capital and the Role of Bank Credit," in L. E. Brown and E. S. Rosengren, eds., *Real Estate and the Credit Crunch*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series No.36.
- Peek, J. and E. S. Rosengren (1995), *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy?* Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series No.39.
- Peek, J. and Eric S. Rosengren (2000), "Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States," *American Economic Review*, Vol. 90 (1), 30-45.
- Plosser, C.I. and K. Geert Rouwenhorst (1994), "International Term Structures and Real Economic Growth," *Journal of Monetary Economics* 33, 133 – 156.
- Poterba, J. M. (2000), "Stock Market Wealth and Consumption," *Journal of Economic Perspectives* 14(2), 99-118.

Poterba, J.M. and Andrew A. Samwick (1995), "Stock ownership patterns, stock market fluctuations, and consumption", *Brookings Paper on Economic Activity*, Vol.2, 295-372.

Quan, Daniel C and Sheridan Titman (1999), "Do Real Estate Prices and Stock Prices Move Together? An International Analysis," *Real Estate Economics*, 27 (2), 183-207.

Reinhart, Vincent Raymond (1998), "Equity Prices and Monetary Policy in the United States", *The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy*, 280-300.

Salinger, M. (1989), "Stock Market Margin Requirements and Volatility: Implications for Regulation of Stock Index Futures," *Journal of Financial Services Research*, 3( 2), 121-138.

Sellin, Peter (1998), "Asset Prices and Money Policy in Sweden". *The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy*, 166-177.

Shibuya, Hiroshi (1992), "Dynamic Equilibrium Price Index: Asset Price and Inflation," *Monetary & Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 10(1), 1992, pp. 95-109.

Shigemitsu, Yusuke (1995), "Asset Inflation in Selective Countries," *Monetary & Economic Studies*, Bank of Japan, 13(2), 89-130.

Shiratsuka, Shigenori (1999), "Asset Price Fluctuation and Price Indices," *Monetary & Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 17(3), 103-28.

Shiratsuka, Shigenori (2000), "Asset Price, Financial Stability, and Monetary Policy: Based on Japan's Experience of Asset Price Bubble," *IMES Discussion Paper Series* 2000-E-34.

Sims, C.A. (1980a), "A Comparison of Interwar and Postwar Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review* 70 (May), 250 - 257.

Sims, Christopher A. (1980b), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48 (1), 1-48.

Skinner, Jonathan (1996), "The Dynamic Efficiency Cost of Not Taxing Housing," *Journal of Public Economics*, 59 (3), 397-417.

Smets, F. (1997), "Financial asset prices and monetary policy," In: Lowe, P. (Ed.),

Monetary Policy and Inflation Targeting, Reserve Bank of Australia, Sydney.

Stein, Jeremy, C. (1995), "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects," *Quarterly Journal of Economics*, May, 379-406.

Stock, J. H. and M. Watson (1988): "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.

Stock, J.H. and M. Watson (2001), "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices," NBER 8180.

Stock, J.H. and M.W. Watson (1999a), "Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series," in J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, 3 – 64.

Stock, J.H. and M.W. Watson (1999b), "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics* 44, 293 – 335.

Svensson, L.E.O. (1999), "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", *Journal of Monetary Economics* 43(3), 607-54.

Tarhan, V. (1995): "Does the federal reserve affect asset prices?" *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 19, 1199-222.

Tease, E. N. (1993), "The Stock Market and Investment," *OECD Economic Studies* No.20, Spring, 41-63.

Temin, Peter (1976), *Did Money Forces Causes the Great Depression?* New York: Norton.

Thorbecke, Willem (1997), "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, 52 (2), 635-54.

Tracy, J. and H. Schneider (2001), "Stocks in the Household Portfolio," *A Look Back in the 1990s*, Current Issues in Economics and Finance, Federal Reserve Bank of New York, (14).

Tracy, J., H. Schneider and Sewin Chan (1999), "Are Stocks Overtaking Real Estate in Household Portfolio," *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, April 5.

Vickers, John (2000), "Monetary Policy and Asset Prices" *The Manchester School Supplement* 2000, 1-22.

Wolff, Edward N. (1998), "Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth," *Journal of Economic Perspectives*, 12 (3), 131-50.

## 附 錄 1

資料來源：房地產價格 1980-1992 是根據楊忠欽(1992)，房地產價格 1991-2000 是由中央銀行所提供。其他資源來自主計處整體統計資料庫。本研究計畫的房地產價格是用大台北地區的房價，但我們深知全台各地房價的走勢並不相同，其中又以大台北地區的抗跌性最強。但是由於資料取得的限制，我們只能使用大台北地區的房價。

除了利率外，所有變數均取自然對數。除了實質 GDP 與實質民間投資直接來自主計處整體統計資料庫中，其餘實質變數均為名目值除以 GDP 平減指數而得。除了利率、股價、房價、股票市值外，其餘變數均經過 X11 季節性調整。

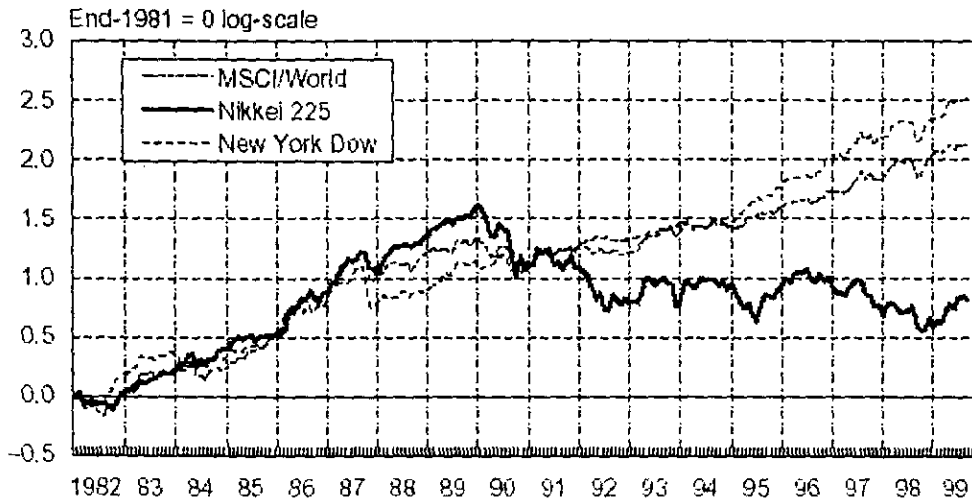
然後我們分析所有資料的時間數列性質。對資料進行單根檢定，在 5% 的顯著水準下無法拒絕單根假設者，再針對差分過後的數列檢定。詳細的結果可向作者索取。

變數名稱	水準值	取自然對數	自然對數差分
加權股價指數	SP	Sp	dsp
大台北地區的房價指數	HP	Hp	dhp
實質加權股價指數	SPR	Spr	dspr
實質大台北地區的房價指數	HPR	Hpr	dhpr
實質股票市值	SW	Sw	dsw
實質 GDP	GDP	Gdp	dgdg
實質消費	CP	Cp	dcp
實質民間投資	INV	Inv	dinv
實質調整後準備貨幣餘額	MBADJ	mbadj	dmbadj
實質 M1B 貨幣餘額	M1B	mlb	dmlb
實質一般銀行對民營事業放款	LOAN	Loan	dloan
主要金融機構民營企業等債權與投資	TLOAN	Tloan	dtloan

名目調整後準備貨幣餘額	NMBADJ	nmbadj	dnmbadj
名目 M1B 貨幣餘額	NM1B	nmlb	dnmlb
名目一般銀行對民營事業放款	NLOAN	nloan	dnloan
消費者物價指數(CPI)	CPI	cpi	dcpi
GDP 平減指數	P	p	dp
銀行間同業拆款利率	R	r	dr
匯率	E	e	de

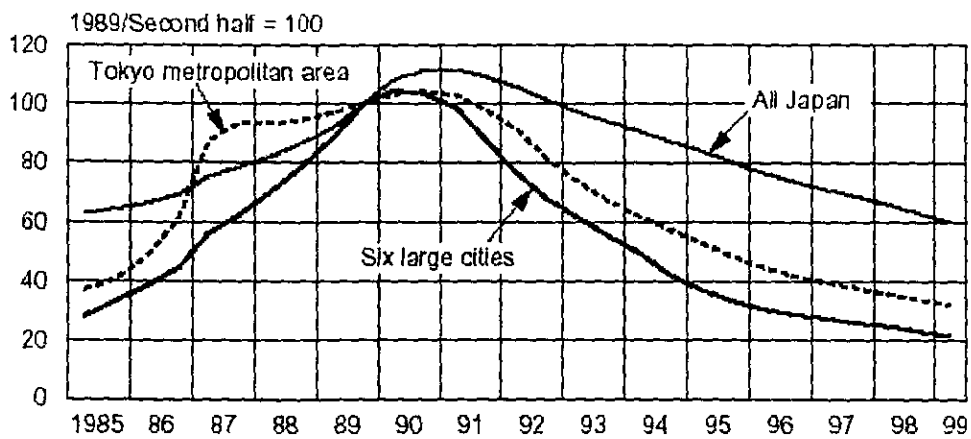
## 附 錄 2

圖 A1 International Comparison of Stock Price Movements



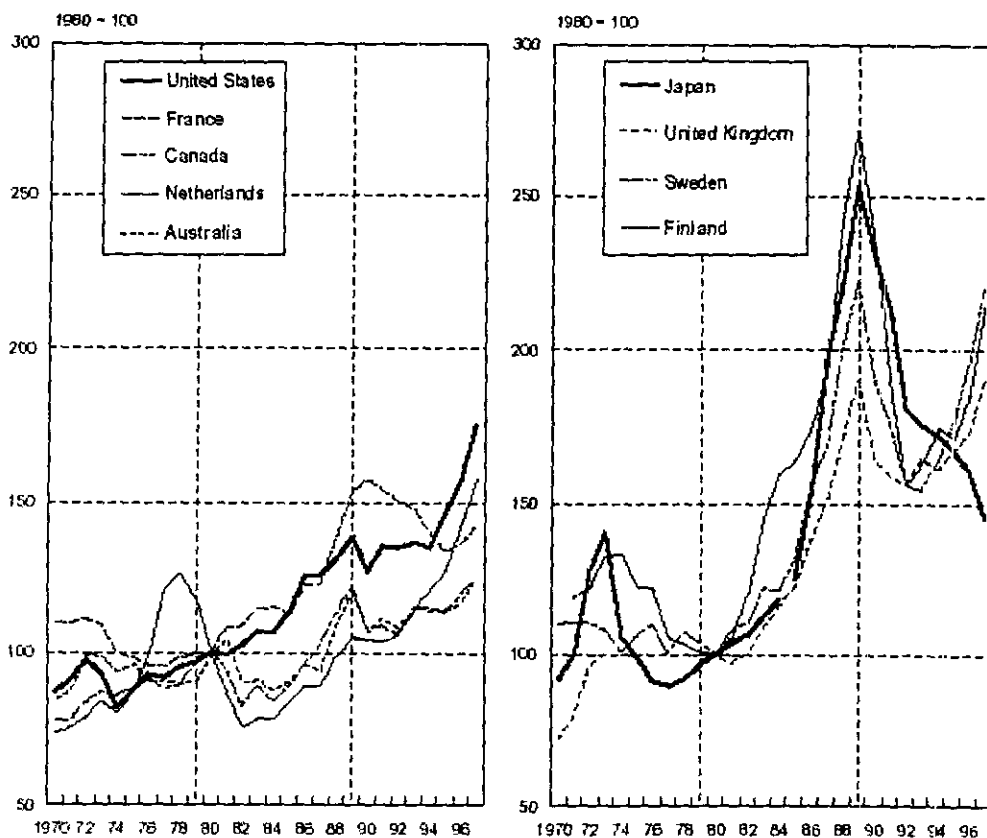
Source: Okina et al. (2001).

圖 A2 Land Prices in Japan (Commercial Land)



Source: Mori et al. (2001).

Figure A3 International Comparison of Real Aggregated Asset Price Movements

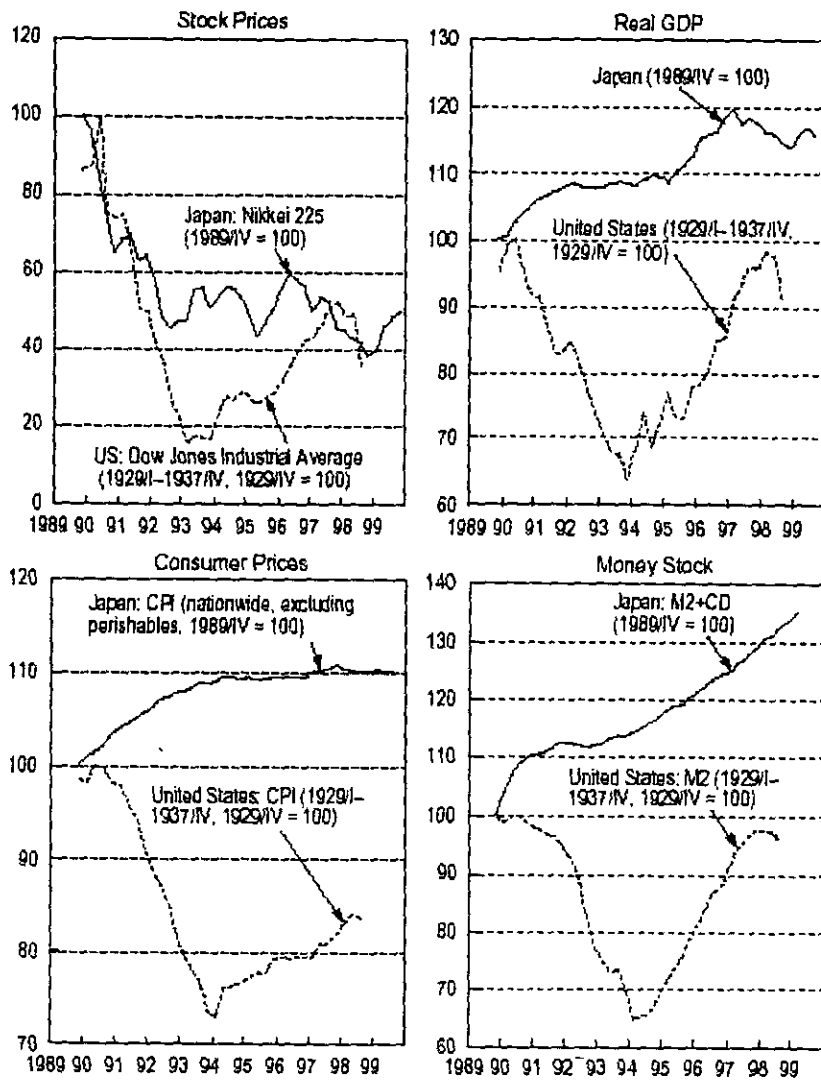


Note: Real aggregate asset price indices are a weighted average of equity and residential and commercial estate price indices deflated by consumer prices. The weights are based on the composition of private-sector wealth.

Source: Okina et al. (2001).

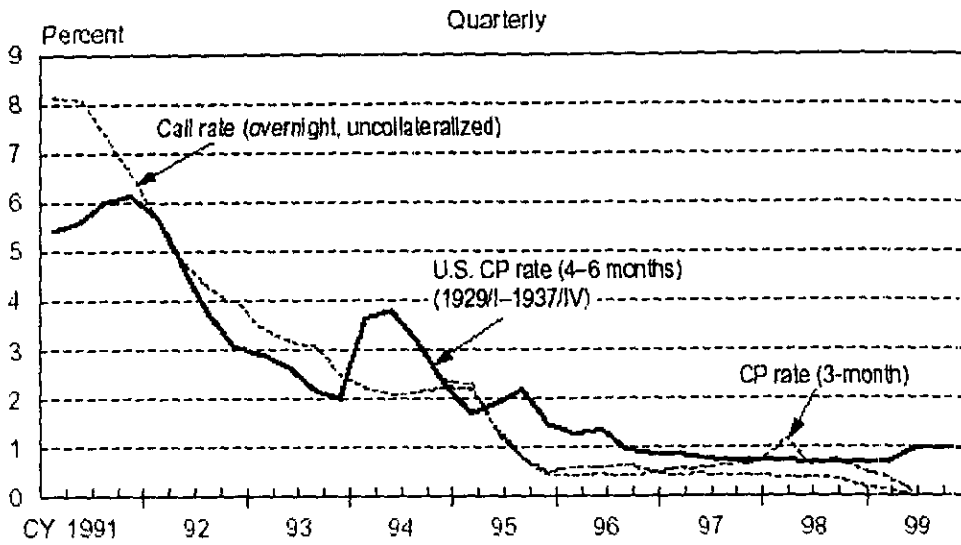
Figure A4 Comparison of Stock Prices, Real GDP, CPI, and Money Stock between 1990s in Japan and the Great depression in U.S.





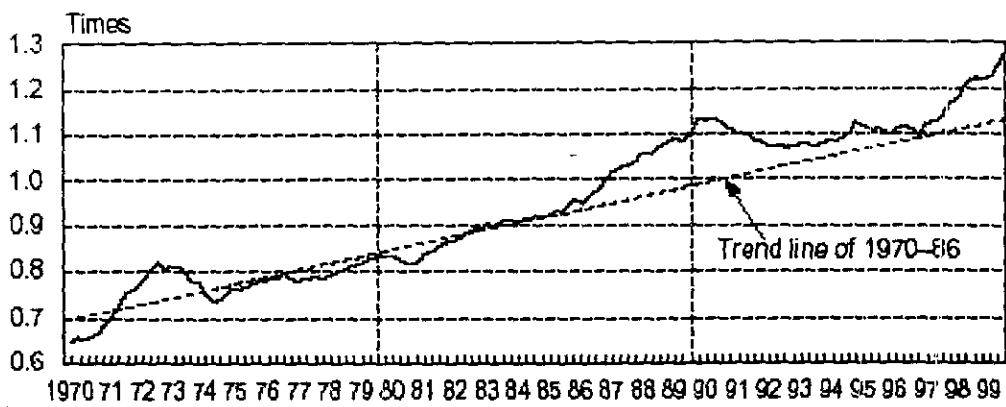
Source: Mori et al. (2001).

圖 A5 Comparison of Interest Rates Between 1990s in Japan and the Great depression in U.S.



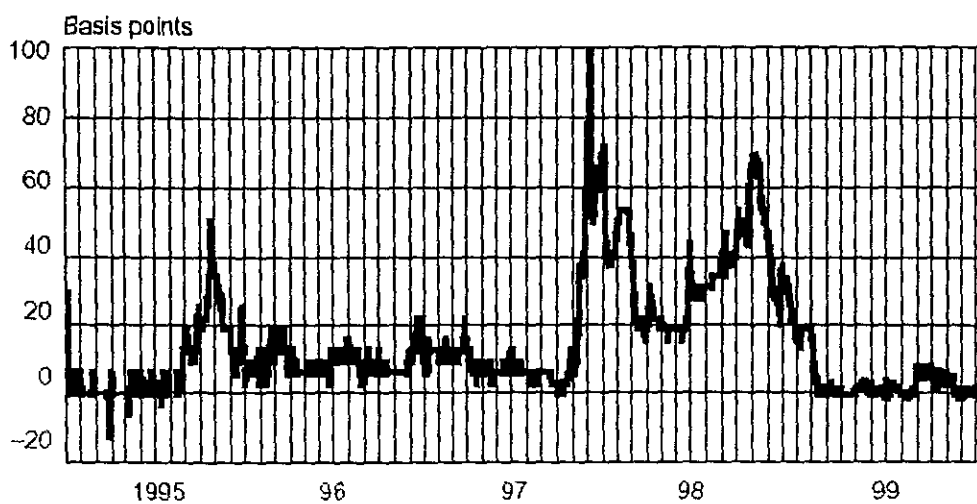
Source: Mori et al. (2001).

圖 A6 The Ratio of M2+CDs to Nominal GDP



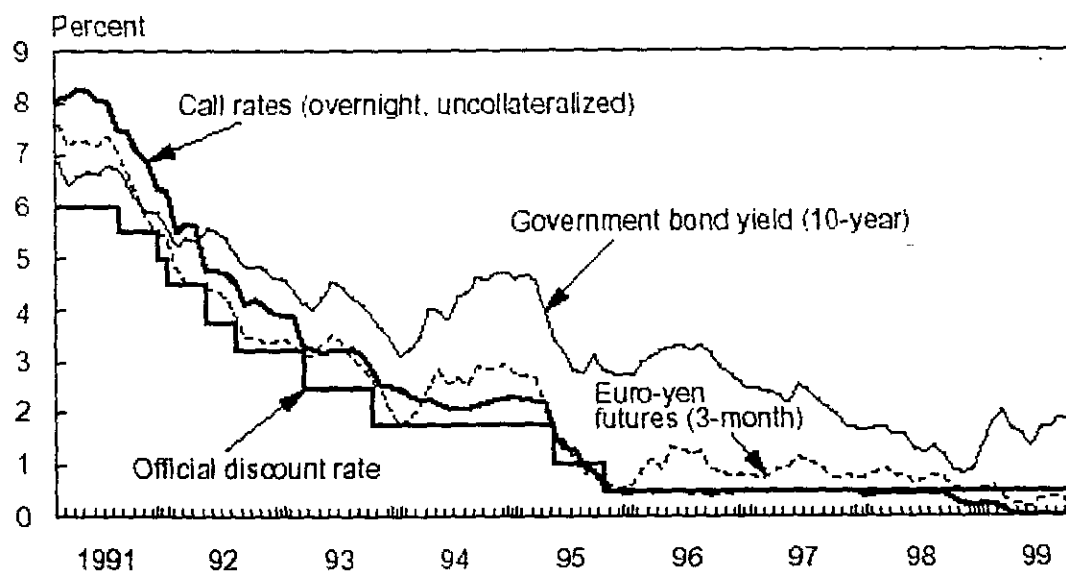
Source: Mori et al. (2001).

圖 A7 Japan Premium



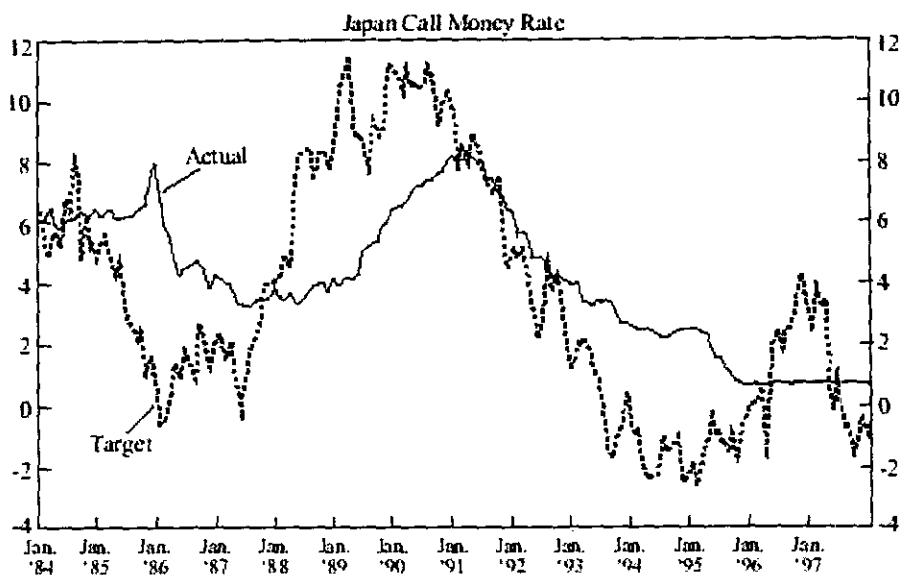
Source: Mori et al. (2001).

圖 A8 Japanese Interest Rates



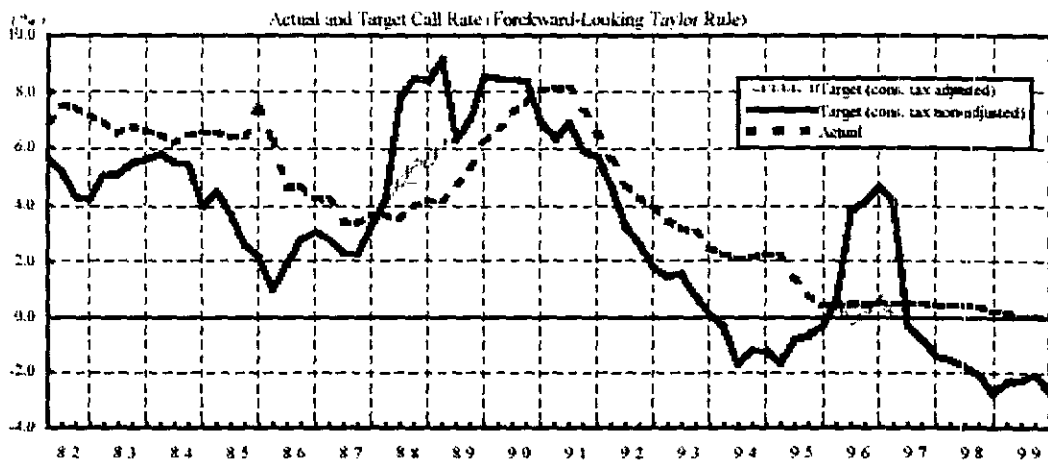
Source: Mori et al. (2001).

圖 A9 Japan Actual and Target Call Rate: Bernanke and Gertler's Simulation



Source Bernanke and Gertler (1999).

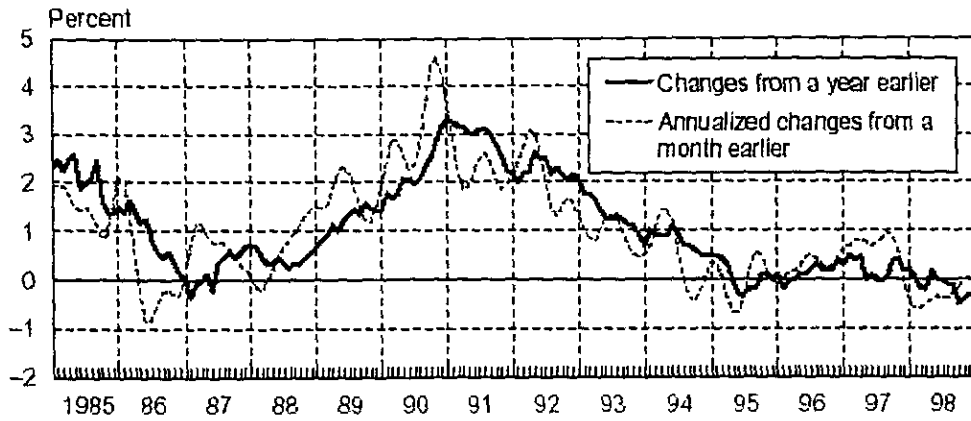
圖 A10 Japan Actual and Target Call Rate: Okina and Shiratsuka's Simulation



Source: Okina and Shiratsuka (2001).

圖 A11 CPI and WPI in Japan

[1] Consumer Prices



[2] Domestic Wholesale Prices

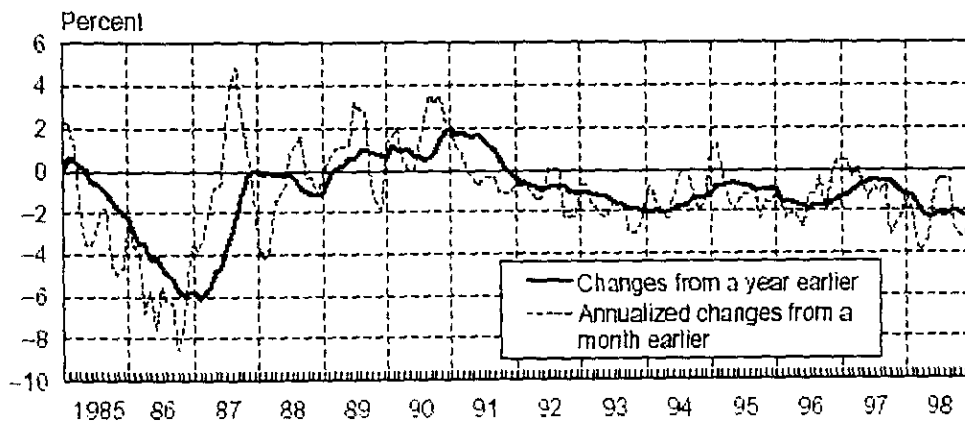
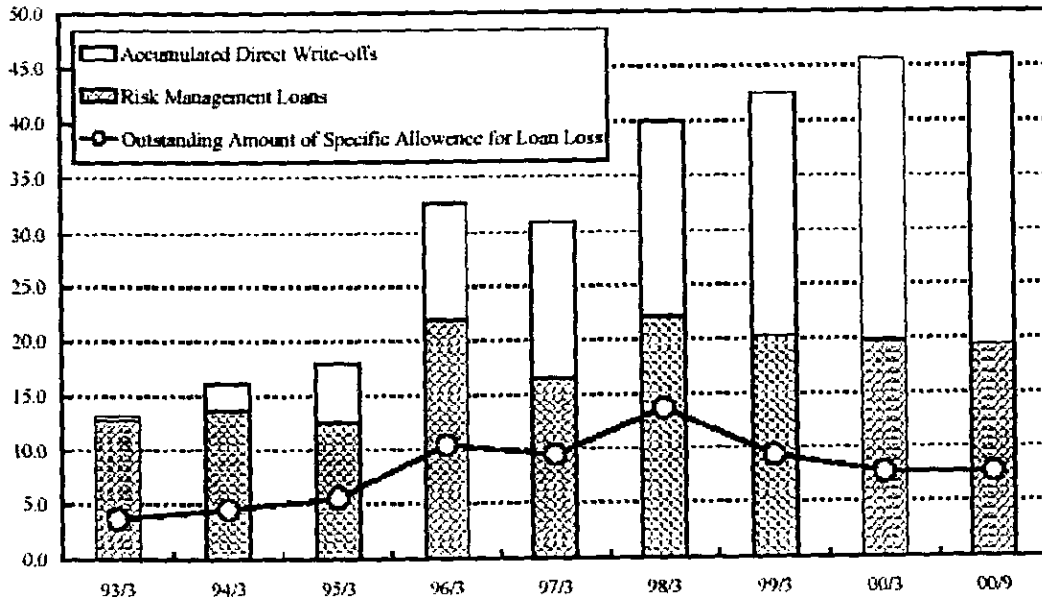


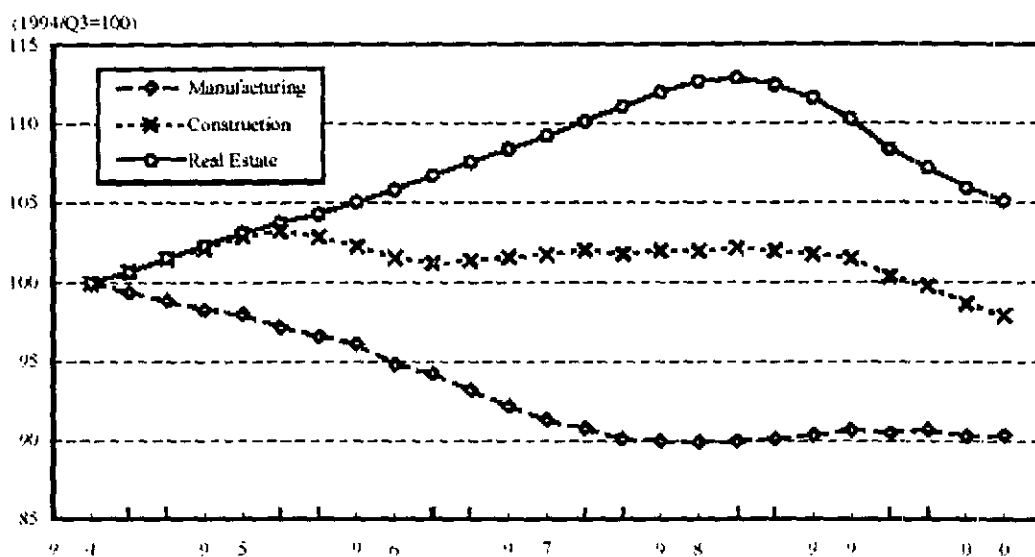
圖 A12 Non-Performing Loans

(million yen)



Source: Okina and Shiratsuka (2001).

圖 A13 Bank Lending to Real-Estate Related Industries



Source: Okina et al.(2001).

圖 A14 Loans by Domestic Banks in Taiwan (1992:07=1)

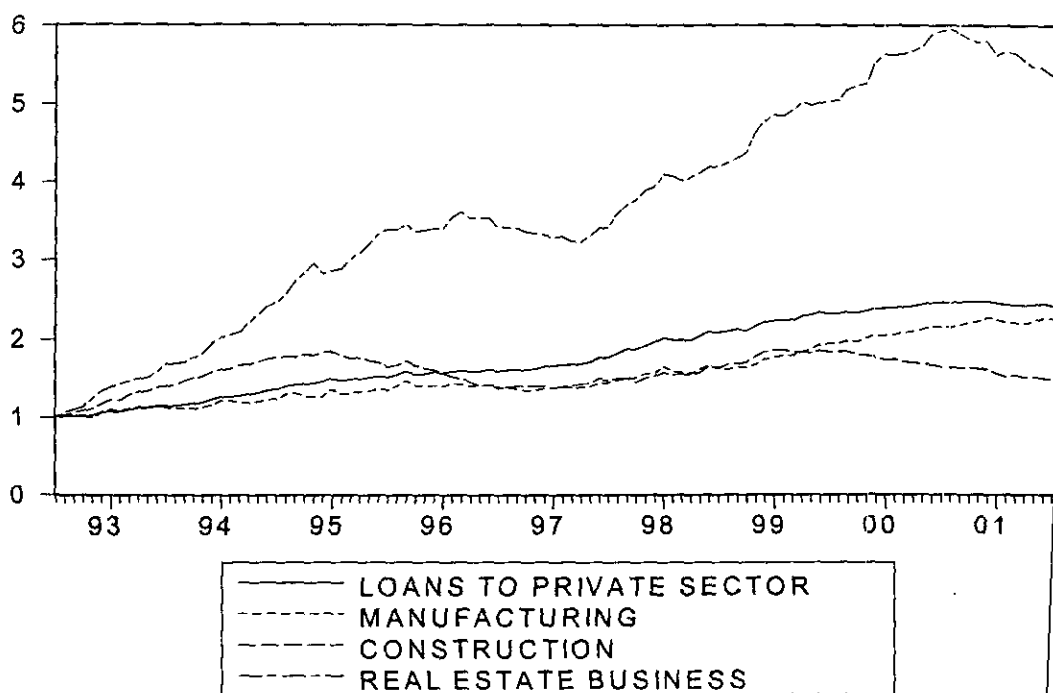
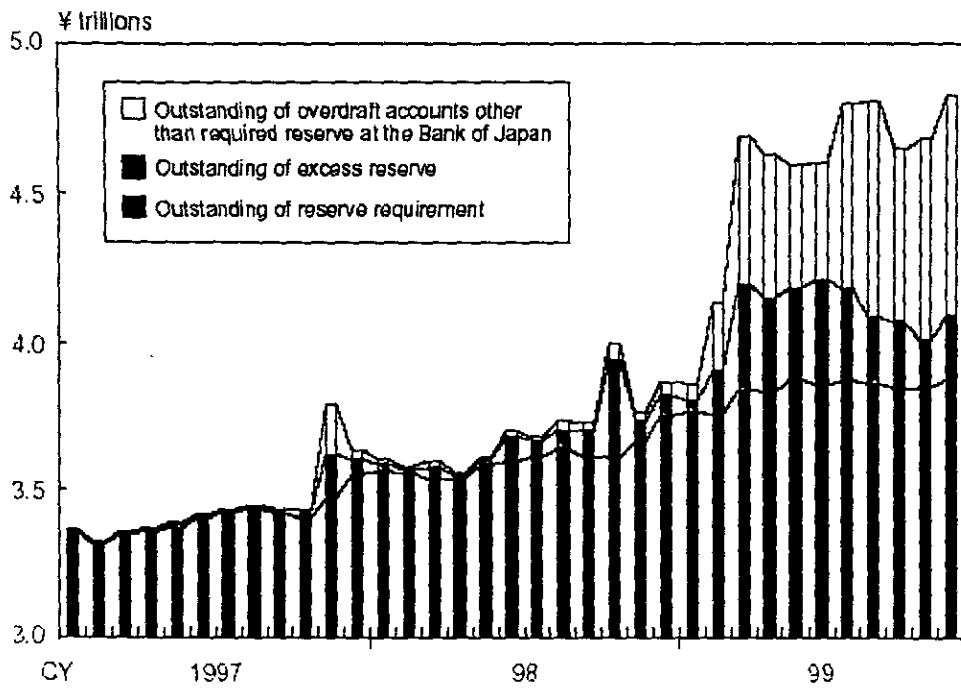
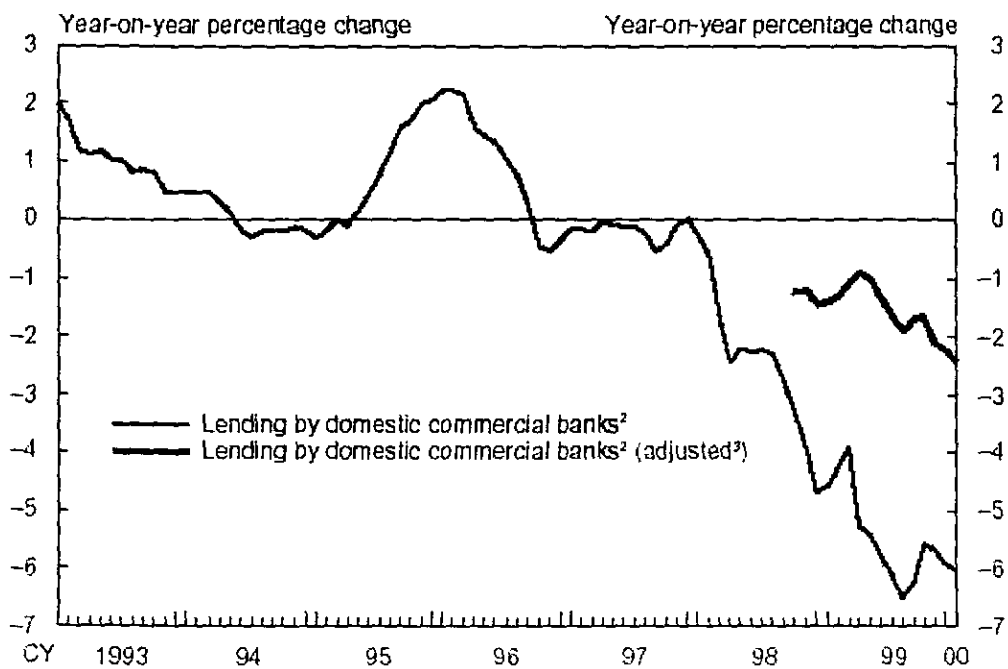


圖 A15 Reserve Requirement and Excess Reserves



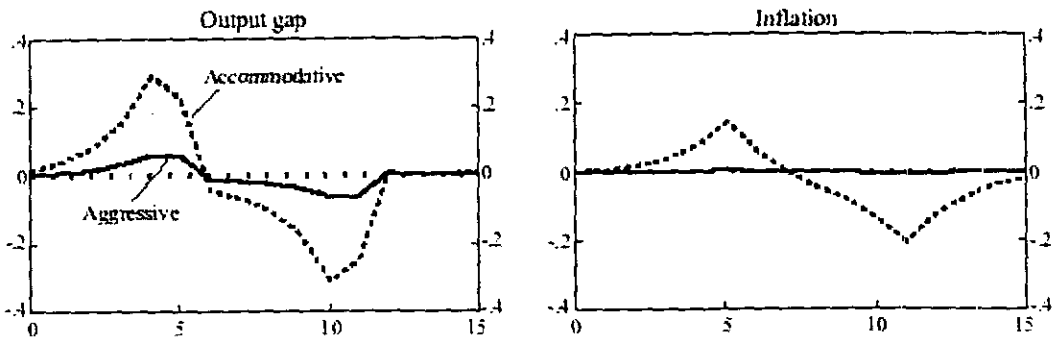
Source: Mori et al. (2001).

圖 A16 Lending by Domestic Commercial Banks



Source: Mori et al. (2001).

Figure A17 Simulation Results of Policy Rules When an Asset Boom is Followed by an Asset Bust



Source Bernanke and Gertler (1999).