

內生泡沫與股利之狀態 轉換對台灣股價長期走勢的初探

李秀雲

中正大學經濟系教授

李文德*

中正大學國際經濟研究所碩士

理論上股利（基本面因素）與投機泡沫同時是股價變動的決定因素。本文探討股利遵循馬可夫鏈的狀態轉換過程且股價包含內生泡沫的模型，對台灣總體股價走勢的解釋能力。由於台灣甚少分配現金股利，本文以全體上市公司平均稅前盈餘代替股利。雖然計算出的股利成長率基本上遵循高低（正負）成長兩狀態的馬可夫鍊，但台灣股利成長速度之快慢相當集中，故認定出來的狀態與景氣循環並不完全一致。實證結果發現：台灣股市存在有高／低股利成長率、高／低股價股利比及其高／低波動兩種狀態；同時單獨的內生泡沫模型對台灣股價的解釋能力並不如只以狀態轉換描述基本面因素的模型，而馬可夫轉換聯合內生泡沫的模型也只是邊際地提高對股價之說明能力。

關鍵詞：股價、基本面因素、內生泡沫、馬可夫狀態轉換模型

一、前言

股價走勢之詭譎多變常使得基本的資產定價理論模型黯然失色。上市公司獲利只是些微的改變，股價卻早已經翻雲覆雨之現象屢見不鮮，所以除了基本面因素，理性之投機泡沫也常被學者用來幫助解釋股價之變化。然而，

* 作者感謝兩位匿名評審寶貴且具建設性的意見，逢甲大學林問一教授幫忙解答作者對台灣股市實務之諮詢以及台大林向愷教授慷慨提供其過去整理之資料，在此亦一併致謝。

收稿日期：93年9月22日；接受刊登日期：94年12月13日

如 Flood and Garber (1980), Flood and Hodrick (1986) 與 Hamilton and Whiteman (1985) 等作者均指出,發生理性泡沫與預期未來基本面之改變,可以產生完全相同之資產價格走勢——市場參與者預知未來將發生的相關事件(如政策轉變)而預先買賣,因而造成資產價格之改變;但事後的計量分析者並不能從歷史資料看出這個宣告效果,因此會誤判為泡沫。針對檢定泡沫存在之困難, Froot and Obstfeld (1991) 提出一種本質上為內生的泡沫 (intrinsic bubble), 亦即該泡沫之大小決定於基本面因素。這種理性泡沫在現實上較符合股市繁榮時,追高買入者眾以致股價偏高;而股市看壞時,流血殺出者多而股價偏低的現象。另外,在實證上也因為具體設定了泡沫函數,而更能清楚地估計出投機泡沫的大小。

解釋資產價格變動的另一個想法則來自於近期景氣波動的研究,學者們發現,用單一分配模型來描述經濟成長的解釋力,遠不如狀態轉換模型 (regime-switching model)。而如果單一分配不足以解釋基本面因素之變動,又如何能夠解釋資產價格? Driffill and Sola (1998) 曾將 Froot and Obstfeld (1991) 的內生泡沫模型與股利之狀態轉換模型相結合,用於解釋美國近百年來的股價走勢。他們發現狀態轉換模型具有絕對之解釋能力,而內生泡沫僅有邊際之改善而已。在台灣,景氣之狀態轉換模型也獲得林向愷、黃裕烈與管中閔 (1998) 以及 Huang (1999) 等人研究的支持,所以考慮基本面因素的狀態轉換過程,應該可以獲得對股價變動更好的解釋能力。

過去,學界針對資產價格定態性質 (stationarity) 做泡沫存在與否之研究,如 Diba and Grossman (1988)、Hamilton and Whiteman (1985)、Craine (1993) 與 Lardic and Priso (2004),其基本構想是:如果資產價格比決定它的基本面因素更具有擴張的 (explosive) 特性,則很可能就存在泡沫,因為泡沫本身就是被預期長大的。¹ 然而 Evans (1991) 指出存在週期性破滅的泡沫 (periodically collapsing bubbles), 其實並不會使資產價格比其基本面因素更不具定態性,標準共整合檢定仍無法拒絕股價與其基本面隱含

1 Ma and Kanas (2004) 則是以股價、股利、與內生泡沫(股利之非線性轉換)具有共整合關係,認為美國股價具有 Froot and Obstfeld (1991) 之內生泡沫。

價格之長期關係！² 而 Durlauf and Hooker (1994) 與 Chen (1995) 則認為模型的誤設也可能造成基本面因素不足以解釋資產價格。由狀態轉換模型來探討泡沫存在的研究亦有人做，即假設某狀態下股票僅由基本面因素主導其價格，另一狀態之股價則還有泡沫的存在。Van Norden and Vigfusson (1998) 透過模擬指出，這種外生泡沫檢定法具有非常大的真相扭曲 (size distortion)，但使用保守的極限臨界值則具有相當高的檢定力 (power)。他們的實證並未發現美國與加拿大股市具有此種外生泡沫。

已發表之國內文獻對於台灣股價走勢之研究，似乎較偏好以財務觀點探討個別類股的價格變化或利用高頻資料搭配先進計量模型分析加權股價指數之升降，國內林向愷 (1991) 對台灣股價長期走勢與基本面因素關聯的研究是一例外。他是根據 Shiller (1984) 的股市異質投資人模型，推導出理論模型加諸在股價與股利變動的可檢定推論 (testable implications)，以卡門濾器法 (Kalman filter) 對台灣股市進行估計，其結論為該模型尚能解釋 1975Q2-1989Q4 的臺灣股價走勢，但建議接下來的研究朝向設定非理性的一般投資者行為努力。賴文雄 (1993) 的碩士論文則是把 Froot and Obstfeld (1991) 的內生泡沫模型應用於台灣股市的唯一一份研究，他先用變異數檢定說明台灣股價的敏感程度超過現值模型，做為引進內生泡沫的動機，再利用股價指數與盈餘的共整合關係遭到拒絕猜測可能存在內生泡沫。但他發現內生泡沫模型在不同的樣本期間有相當不同的估計結果，在他獲得的顯著泡沫期間，基本面的台灣股市價盈比 (price-earning ratio) 高達 16381，且投機泡沫為負的。由於估計結果不理想，賴文雄建議未來研究可放寬利率固定之假設、加長樣本期間、與放寬對數股利為隨機遊走 (random walk) 的假設。³

大師 Stephen F. LeRoy (2004) 在經濟學門頂尖期刊—Journal of Economic Literature—針對過去以(1)穩定的基本面、(2)不穩定 (快速成長) 的基本面、(3)理性泡沫(4)非理性的泡沫四項因素來解釋 (美國股票) 資產價

2 Bohl (2003) 則用一種門檻自迴歸之共整合分析檢視週期性破滅的泡沫是否存在於美國股市，發現結果因樣本期間長度而異。

3 許多實證發現：若一現值模型解釋力不佳，放寬固定折現因子之假設並不能提高解釋力，如 Chen (1995)。

格長期變化之研究，有精闢的評論。基本面的說明能力有時技窮，但泡沫也有問題：如何將該設定加入正式的經濟模型？何時需要中斷基本面的現值分析加入泡沫？他用一連串的問題做為結論。過去國內解釋台灣股價長期走勢之文獻如鳳毛麟角，我們猜測就是因為基本面因素的說明能力有限。我們想找一個更適合於台灣股市的模型。

本文不打算用共整合檢定，Evans (1991) 證明股價與股利不具共整合關係既不是存在股價泡沫的充分條件也不是必要條件。我們也暫不討論非理性的投資者，理性的假設讓我們的模型推理較有依據，而且我們也還不知道理性投機泡沫在台灣股市的重要性。Driffill and Sola (1998) 之模型既允許股價可由其基本面價格及投機泡沫共同說明，又可以將股利為單一狀態下隨機遊走的假設放寬為兩狀態下隨機遊走，不失為改善賴文雄 (1993) 研究結果的好候選模型。當然，本文並不預期 Driffill and Sola (1998) 這套馬可夫狀態轉換模型和馬可夫轉換聯合內生泡沫的模型一下子就可以完美解釋台灣股價，但至少讓我們了解基本面因素到底可以解釋股價到何種地步，以及內生泡沫是否適用於台灣？

若不事前排除總體股價包含內生之投機泡沫，而且允許股利遵循狀態轉換模型，到底我們能對台灣股價指數的走勢解釋到何種程度？本論文因此應用 Driffill and Sola (1998) 之模型於台灣，探討雙狀態馬可夫轉換模型下基本面因素與內生泡沫對台灣股價之說明能力。台灣股市與美國股市資料之顯著差異有：一、美國股市發展早，故 Driffill and Sola (1998) 可以用到近百年的資料進行分析；台灣股市起步晚，完整的股利資料更晚，自 1971 年後方有較完整之統計，因此將影響估計結果的可信度。二、美國之股利資料絕大多數為現金股利，而台灣股市多為分配股票股利，造成衡量股票報酬率之困難。針對這點，本文全體上市公司的稅前盈餘加總來衡量股利，並且區分股市流通之股票當中之配股與新增部份，計算平均每股股利。實證結果指出：內生泡沫模型對台灣股價的解釋能力並不如只以狀態轉換描述基本面因素的模型，而馬可夫轉換聯合內生泡沫的模型也只是邊際地提高對股價之說明能力。

以下第二節將簡單描述理性泡沫模型與股利之狀態轉換模型；第三節為

實證分析，包括資料處理與分析說明、實質股利之馬可夫模型估計與診斷性檢定、以及用股利、股價雙變量再分別以內生泡沫模型、馬可夫狀態轉換模型和馬可夫轉換聯合內生泡沫的模型估計；最後一節為結論與檢討。

二、理性泡沫模型與股利之狀態轉換模型

市場效率假說 (market efficiency hypothesis) 隱含風險中立之投資者在無套利條件下 (no arbitrage condition)，股價之走勢將符合下式：

$$\frac{E_t D_t + E_t P_{t+1}}{P_t} = e^r,$$

式中 P_t 為股價， D_t 為期末才發放的股利， r 為利率， E_t 為給定第 t 期訊息集合之條件期望運算元。股票價格之理性預期一般解為

$$P_t = E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} e^{-r\tau} D_{t+\tau-1} + B_t,$$

式中右邊第一項為基本面之股票價值，第二項的 B_t 則為理性之投機泡沫，其走勢滿足

$$E_t B_{t+1} = B_t e^r. \quad (1)$$

理性泡沫常被用來解釋資產價格有偏離基本面因素而漲跌的現象，通常泡沫的產生都被假設成與市場基要無關之外來因素。⁴

2.1 內生泡沫模型

Froot and Obstfeld (1991) 進一步設定理性之內生泡沫。他們假設投機泡沫大小與經濟之基本面因素有關，肇因於市場參與者對基本面變化之理性投機而產生股價之過度反應。這種內生泡沫之函數型態為

4 讀者可參考 Blanchard (1979)，Blanchard and Watson (1982)，Hamilton (1986)，或 Flood and Hodrick (1989)。

$$B(D_t) = cD_t^\lambda, \quad (2)$$

式中 c 為任意常數，所以 B_t 在本質上為內生形成之泡沫。以實質股利之對數值為簡單的隨機遊走而言，假設：

$$\ln(D_t) = \mu + \ln(D_{t-1}) + \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma^2)。 \quad (3)$$

在此設定下，透過第(1)式可解出第(2)式中之 λ 為

$$\frac{\sigma^2}{2}\lambda^2 + \mu\lambda - r = 0 \quad (4)$$

之正根。理論上，股利的預期現值必須是有界限的 (bounded)，所以不等式 $r > \mu + \sigma^2/2$ 應當成立，這也表示第(4)式中的正根將會大於一。

另一方面，利用第(3)式可以求出基本面股價與當期股利之關係，因此包含內生泡沫之股價一般解為

$$P_t = kD_t + cD_t^\lambda, \quad (5)$$

上式中 $k \equiv (e^r - e^{\mu + \sigma^2/2})^{-1}$ 。

為避免估計時解釋變數之共線性問題（尤其在 λ 接近一時），Froot and Obstfeld (1991) 建議估計

$$\frac{P_t}{D_t} = k + cD_t^{\lambda-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, \theta^2)。 \quad (6)$$

式中股票價格之理性預期一般解比理論模型的解多出了 ζ_t 項，是基於實證的考量。Driffill and Sola (1998) 認為其可反映股價資料的衡量誤差，故假設 ζ_t 與 ξ_t 無關。

2.2 股利之馬可夫狀態轉換模型

Driffill and Sola (1998) 將 Froot and Obstfeld (1991) 之模型結合馬可夫狀態轉換模型，其考慮呈現二狀態馬可夫走勢之股利：

$$\ln(D_t) = \ln(D_{t-1}) + \mu_0(1-s_t) + \mu_1 s_t + \left(\sigma_0(1-s_t) + \sigma_1 s_t \right) \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t \sim N(0, 1), \quad (7)$$

式中狀態 0 下，狀態變數 $s_t=0$ ；狀態 1 下， $s_t=1$ 。令條件機率 $P(s_t=1|s_{t-1}=1)=p$ 而 $P(s_t=0|s_{t-1}=0)=q$ 。此時的股票價格亦呈現二狀態之馬可夫走勢

$$P_t = k_i D_t + c_i D_t^\lambda, \quad i=0, 1。$$

定義 $a_0 = e^{\mu_0 + \sigma_0^2/2}$ ，而 $a_1 = e^{\mu_1 + \sigma_1^2/2}$ ，則上式中之 k_0 與 k_1 分別為

$$k_0 = \frac{e^{-r}[1 - e^{-r} p a_1 + e^{-r}(1-q)a_1]}{(1 - e^{-r} q a_0)(1 - e^{-r} p a_1)}, \quad (8)$$

$$k_1 = \frac{e^{-r}[1 - e^{-r} q a_0 + e^{-r}(1-p)a_0]}{(1 - e^{-r} q a_0)(1 - e^{-r} p a_1)}。 \quad (9)$$

至於參數 c_1 、 c_0 與 λ 則需同時滿足下列二式：

$$\frac{c_1}{c_0} = \frac{e^r - q e^{\lambda\mu_0 + \lambda^2\sigma_0^2/2}}{(1-q) e^{\lambda\mu_1 + \lambda^2\sigma_1^2/2}}, \quad (10)$$

$$\frac{c_1}{c_0} = \frac{(1-p) e^{\lambda\mu_0 + \lambda^2\sigma_0^2/2}}{e^r - p e^{\lambda\mu_1 + \lambda^2\sigma_1^2/2}}。 \quad (11)$$

Driffill and Sola (1998) 得出以下較一般化之股價方程式：

$$P_t = \left(k_0(1-s_t) + k_1 s_t \right) D_t + \left(c_0(1-s_t) + c_1 s_t \right) D_t^\lambda。$$

實際估計時，則考慮以下兩式聯立之馬可夫狀態模型

$$\frac{P_t}{D_t} = k_i + c_i D_t^{\lambda-1} + \theta_i \nu_t, \quad \nu_t \sim N(0, 1), \quad (12)$$

$$\ln(D_t) = \mu_i + \ln(D_{t-1}) + \sigma_i \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, 1)。 \quad (13)$$

與之前相同，我們假設股價資料的衡量誤差 (ν_t) 與基本面之股利走勢沒有一定關連，所以 ν_t 與 ε_t 無關。

三、實證分析

3.1 資料來源與初步分析

本文實證所需的資料為總體公開發行股票的平均價格與平均股利，但目前國內資料庫中並無此二資料的時間序列，我們將由整體上市公司股票市值除以上市公司股票數量計算股票的平均價格，大部份資料來自台灣經濟新報資料庫。圖 1 分別繪出台灣全體上市股票總市值與發行量加權股價指數，陰影部份則是經建會所公佈的自 1974 年以來台灣的第四到十次景氣循環之衰退期。首先我們可看到全體上市股票市值與發行量加權股價指數的走勢非常相近，這是因為後者的計算公式為（採樣股票的總發行市值／基值）*100，本質上也是股票資產的價值而非單純的價格；而全體上市股票市值有著更明顯的上升趨勢。另一方面，第六、八、九次循環之衰退期與股票價值之下跌一致，第七和十次循環之衰退期股票價值則是先升後跌。

股利方面以代理變數—全體上市公司之每季稅前淨利—替代之。因為台灣股市上市公司過去絕大多數發放股票股利而非現金股利，要分別追溯其股

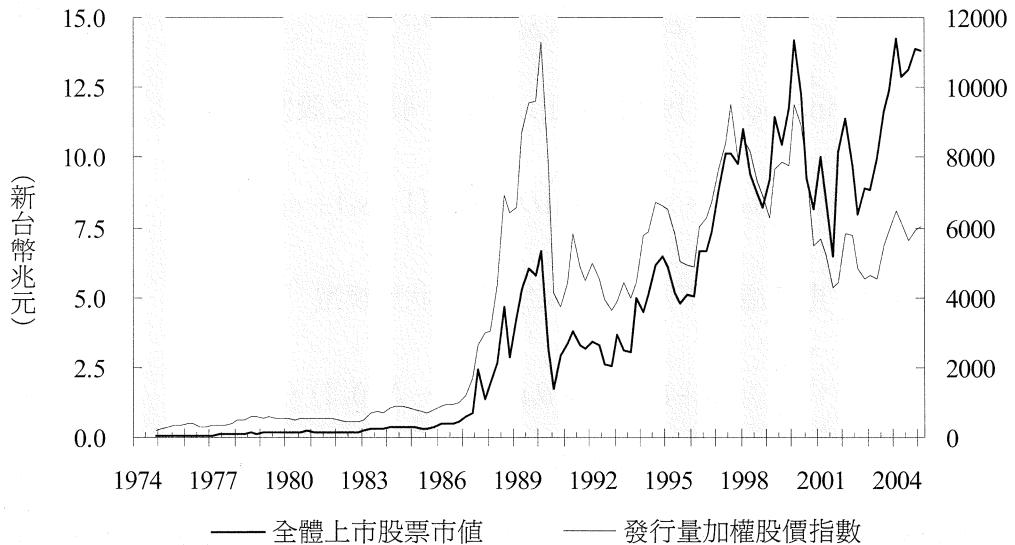


圖 1、全體上市股票市值與發行量加權股價指數

利的價值相當麻煩，更重要的是證交所發行的「上市證券概況」中，股利資料頗多遺漏與失誤，曆年金額與會計年度金額區分不清；新報股利資料雖品質較佳，我們卻仍採用盈餘資料是因：

第一、各上市公司原則上每年才發放一次股利，台灣股市我們可以取得的資料是自 1971 年到目前的年資料，只不過短短三十幾個觀察點，作為時間數列之研究，期間似嫌太短。以盈餘之季資料則可增加觀察點數，提高估計結果的精確度。

第二、依 Marsh and Merton (1987) 之看法，股利之發放並沒有法律嚴格規定，公司經營者考慮股東的預期收益，往往盡可能維持以往的股利政策，不會因為暫時的盈餘變動，而使股利劇烈起伏。若是這樣，則盈餘將是不錯的解釋變數，因為盈餘比較可以反映公司的營運狀況。Campbell and Shiller (1988) 對 1871-1986 年美國股市進行研究，進一步發現長期平均盈餘是一個預測股利現值相當有力的指標。⁵ 如果能以某一期間的盈餘之移動平均來替代基本面因素，則現值模型的解釋能力將提升。

第三、理論上公司的稅後淨利是股利的代理變數，但本文卻採用公司的稅前淨利資料，這是為了利用前人資料。我們運用來自台灣經濟新報資料庫的個別公司稅前淨利，加總成為全體上市公司稅前總和盈餘，其資料期間為 1986 年第 1 季到 2005 年第 1 季；再利用林向愷 (1991) 整理的全體上市公司稅前總和盈餘資料，使我們的時間序列資料向前延伸成至 1974 年第 4 季，可以大大提高模型估計的自由度。

目前台灣經濟新報資料庫應是擁有上市公司最完整的統計資料，其財務報表的數據也已經考慮到會計年度與曆年度的差異而調整，但吾人使用新報資料也有幾點需要特別注意：

第一、新報資料庫的「上市公司」，係指在下載資料當時仍為上市狀態的公司，而非過去曾貢獻於大盤股價但如今已下市的公司。因此本文再參考台灣證券交易所公佈的下市公司資料，將研究期間所有曾經上市過的公司一一找出來，再分別由新報的「下市公司」資料庫與台灣證券交易所公佈的下市

5 他們是以 30 年平均盈餘當長期資料。

公司資料，補足其在上市期間的稅前淨利資料。

第二、新報資料庫的「上（下）市公司稅前淨利資料」，係包括該公司所有可追溯的稅前淨利資料，即上市公司稅前淨利資料包含了該公司未上市前的稅前淨利資料，而下市公司資料包含了該公司未上市前與下市後的稅前淨利資料。我們必須一一核對上市與曾上市公司的正式上（下）市日期，以免將當時未曾貢獻於大盤股價指數的上市前（下市後）公司稅前盈餘計入對照整體股價指數的總體盈餘中。

某些時候新報個別上市公司財務報表的單季資料庫中未列出單季稅前淨利資料，我們則以新報個別上市公司財務報表的累計資料庫中稅前累計淨利平攤推估。另外，除了台灣證券交易所的補充資料，剛才說過本文也利用林向愷（1991）的資料使稅前總和盈餘的時間序列資料向前延伸。圖 2 繪出我們收集的台灣全體上市公司股利資料，陰影部份同樣是台灣景氣循環之衰退期。我們觀察到股利資料有劇烈之短期起伏現象，在 1982-3、1998、2001-2 年均出現負的總體稅前盈餘，且下跌期間基本上和景氣之衰退一致。此外，我們也觀察到整體股利資料之長期成長的趨勢。

為進一步分析股價與股利的真正關係，我們必須考慮股票的發行數量。

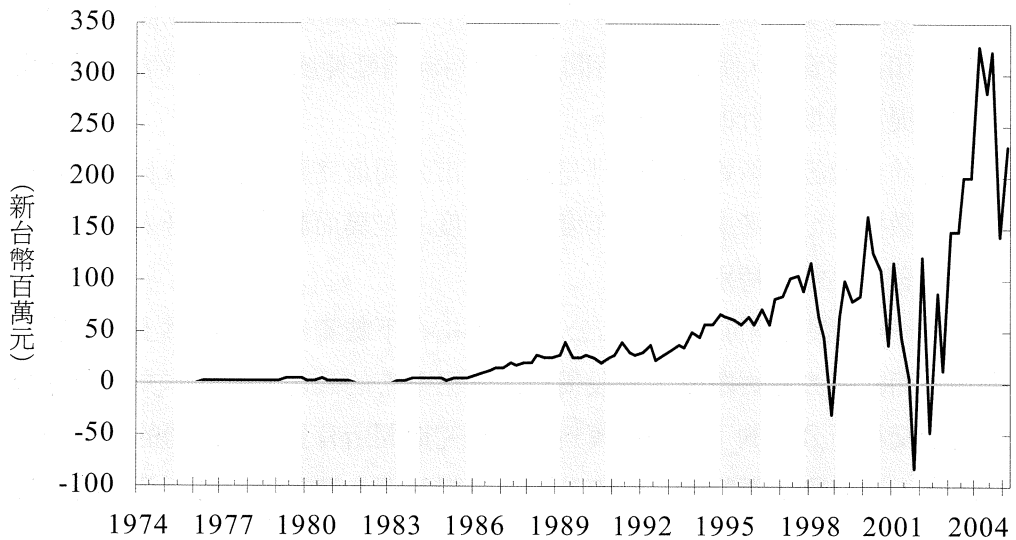


圖 2、全體上市公司稅前盈餘

如果樣本期間股票的發行量固定、或者股數的增加完全來自對原股東的股票股利發放，則全體上市公司總和盈餘就反映期初股票資本所賺進的利潤，是可以當成第二節中股利的代理變數。但是如果總體股利之增加是因為不斷有新公司上市或者原上市公司增資，則全體上市公司總和盈餘就不是反映期初股票資本所賺進的利潤，總合的盈餘也不能反映第二節當中之股利。假設期初所有上市公司股票資本的數量為 B_0 ，股數之變動來自兩方面，一是對原股東的股票股利發放 (A)，一是原上市公司現金增資與新公司上市導致股數增加 (I)。所以各期總上市公司股票數量為

$$B_t = B_{t-1} + I_t + A_t。$$

本文理論所需要用來除股利的股票發行量，卻是不含股票股利的淨發行部份 (K_0)。令 $K_0 = B_0$ ，但

$$K_t = K_{t-1} + I_t。$$

簡單的數學可證明

$$K_t = B_t - \sum_{s=1}^t A_s。$$

我們從新報資料庫中收集到全體上市公司的流通在外股數，扣除當中上市公司發放的股票股利，可以得到自 1974 年以來排除股利的淨股票股數。⁶ 圖 3 中的粗線就是調整後的淨股票股數，而細線則是新報原始的整體上市公司流通在外股數，兩者都有顯著的上升趨勢，反映台灣股市股本的快速成長。

除了總體股利需要除以股數，我們也將上市公司總市值除上總股數以得到理論上總體的平均股價。最後，將資料除以消費者物價指數以得到實質變數，每股實質價格與每股實質股利繪於圖 4 與圖 5。由圖 4 可以看出台灣上市公司平均每股實質價格並沒有上升的趨勢，經過了八零年代後半的資產價

6 新報只有個別公司的盈餘配股與公積配股金額，由於是按面額以十元計算，我們將之加總除以十就得到個別公司的股票股利發行數量。接著找出各公司在上市期間的股票股利發行量加以加總，就可以得出全體上市公司發放的股票股利時間數列資料。至於採用流通在外股數而非總發行量，是基於流通的股票價格才能對應理論上的市場效率假說。

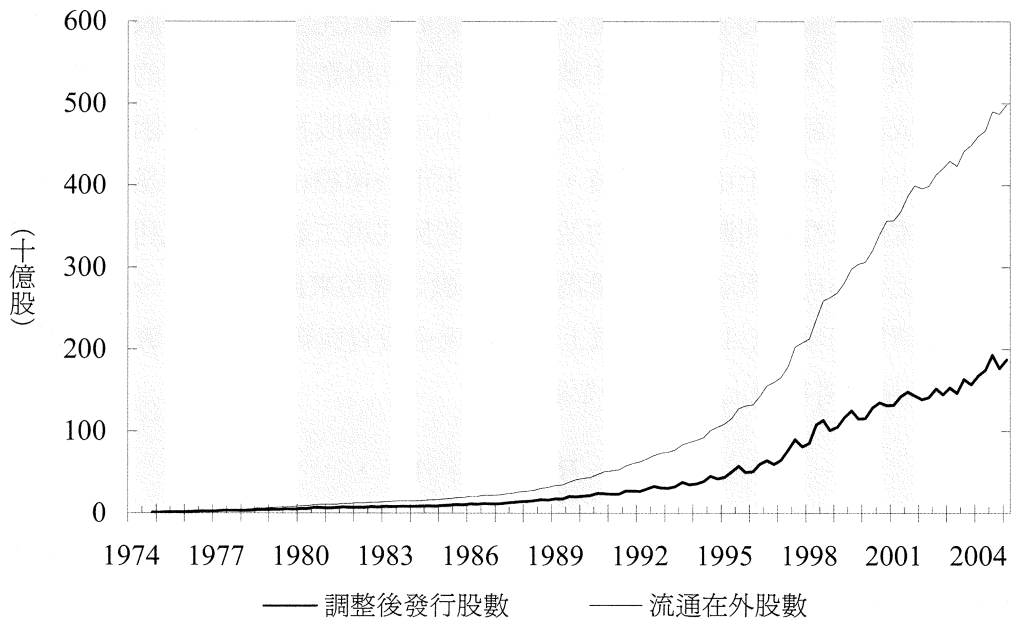


圖 3、調整後發行股數與原始流通在外股數

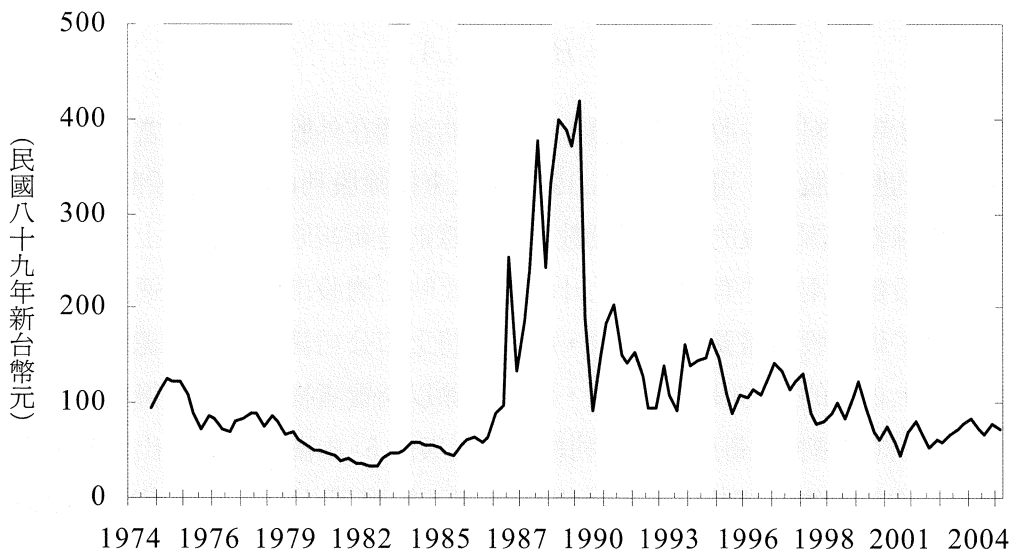


圖 4、平均每股實質價格

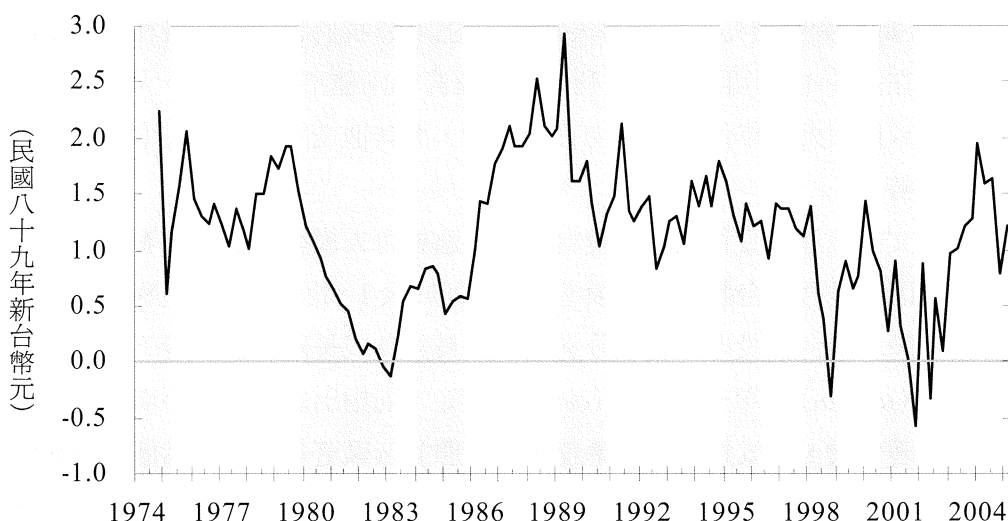


圖 5、平均每股實質股利

格膨脹時期，平均價格甚至有緩慢下跌的趨勢。對應的，圖 5 中的台灣上市公司平均每股實質股利也沒有長期成長的趨勢，雖然單根檢定仍然顯示股利的非定態，它的樣本期間平均成長率卻接近於零，這不僅和台灣過去快速的經濟成長不一致，也和美國實質股利之成長不一致，值得相關研究者深思！

之前我們提到過 Campbell and Shiller (1988) 指出如果能以某一期間 (如 30 年) 的股利之移動平均來替代基本面因素，則現值模型的解釋能力將提升。本文限於資料長度，將只考慮八年之平均股利。我們另外還有一個不得不放棄原始資料而使用平均資料的理由，是因下一小節將估計的模型中包含股利的對數值走勢，但是負的股利根本無法取對數進行分析。⁷

3.2 資料性質初步分析

Driffill and Sola (1998) 是以股利成長率的走勢遵循馬可夫鏈 (Markov

7 我們另嘗試過六年、三年、一年與 RATS 軟體提供的指數平滑所得之平均盈餘，但指數平滑之平均盈餘與原始盈餘一樣均含有負值。一年之平均盈餘雖不含負值，但有極近於零的數使得價盈比趨近於無窮大；三年之平均盈餘的波動非常劇烈，而且在內生泡沫與馬可夫模型的估計中也較難收斂；六年之平均盈餘估計出的趨勢與八年平均盈餘者接近，但較不易通過假說檢定。另一方面，當初 Campbell and Shiller (1988) 是建議用「長期」平均盈餘預測股利，所以我們選擇報告八年平均盈餘的估計結果。

chain) 為研究股價亦符合馬可夫鏈走勢的動機，我們也將台灣股利成長率的走勢畫在圖 6。由圖可以看出股利成長率有高低兩種不同的狀態，大致是在八零年代末期與九零年代初期平均有正成長，而其他期間平均成長率則略低於零的走勢。

本文首先進行股利成長率資料之二狀態馬可夫模型之估計，看看我們的基本面因素是否符合狀態轉換模型，結果列於表 1。我們發現，迴歸係數之估計結果顯示出台灣股市基本面分別有正成長與負成長兩狀態。接下來的單一成長率 ($\mu_0 = \mu_1$) 與單一標準差 ($\sigma_0 = \sigma_1$) 檢定，則指出成長率的平均值在兩狀態有顯著差異，但成長率的標準差在兩狀態並無顯著差異。而高低成長狀態各自持續之機率 q 與 p 之估計值都在 0.9 以上，顯示兩種狀態各有其強烈之持續性。

為了進一步討論基本面指標成長率對二狀態馬可夫模型之適合程度，我們做了以下的誤設檢定。第一是馬可夫鏈並不存在的虛無假設。如果下一期體系進入狀態 i 的機率跟目前所處的狀態無關，則表示機率 $p=1-q$ ($p+q=1$)。由表 1 可知，這個檢定強烈地拒絕了，表示的確有馬可夫鏈存在。

接著我們遵循 Hamilton (1996) 之方法，更深入地檢定該馬可夫鏈是否

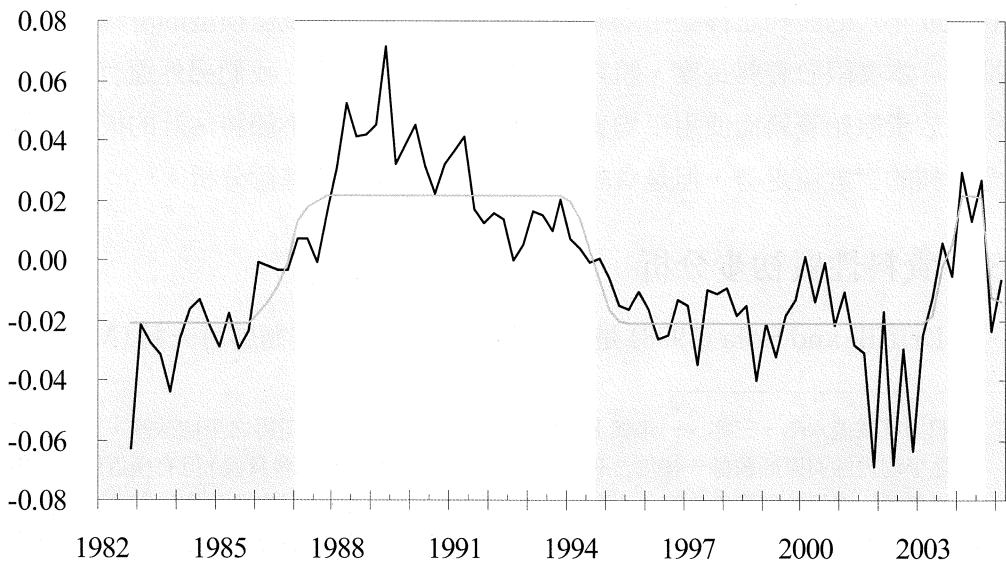


圖 6、(八年平均之) 股利的成長率

表 1、股利成長率之二狀態馬可夫轉換模型估計結果

| | |
|-------------------------------------|-----------|
| μ_0 | -0.021** |
| μ_1 | 0.022** |
| σ_0 | 0.017** |
| σ_1 | 0.018** |
| p | 0.968** |
| q | 0.939** |
| Wald 檢定： $\mu_0 = \mu_1$ | 113.885** |
| Wald 檢定： $\sigma_0 = \sigma_1$ | 0.228 |
| Wald 檢定： $p + q = 1$ | 331.222** |
| White 檢定：Markov 誤設－狀態 0 $\chi^2(2)$ | 8.741 |
| White 檢定：Markov 誤設－狀態 1 $\chi^2(2)$ | 3.068 |
| LM 檢定：AR(1)－狀態 0 | 8.141 |
| LM 檢定：AR(1)－狀態 1 | 23.396** |
| LM 檢定：ARCH(1)－狀態 0 | 4.585 |
| LM 檢定：ARCH(1)－狀態 1 | 0.524 |

註：**代表在 1% 水準下顯著。

不只一階 (order)，亦即是否預期下一期的狀態時，除了本期狀態，還要給定前一期的狀態方能預測。Hamilton 提出了用 White 檢定的方式進行該誤設檢定，此外，針對殘差項所做的自我相關與異質性檢定，本文則利用了 Hamilton (1996) 所提出的 LM 檢定法。如果沒有模型誤設問題，則 LM 檢定也不該被拒絕。值得一提的是，由於這類檢定相當嚴苛，Hamilton (1996) 與 Driffill and Sola (1998) 都建議在有限樣本下，以 1% 顯著水準替代一般以 5% 顯著水準為判斷假說是否遭拒的標準。

表 1 下半部的檢定結果顯示，股利成長率在兩狀態都無法拒絕了本文的一階馬可夫鏈設定檢定。雖然其成長率在兩狀態的馬可夫轉換模型下已經沒有異質性問題，但它還是表現出強烈的自我相關現象，這點也與 Driffill and Sola (1998, 表 1) 對美國股利成長率在兩狀態馬可夫轉換模型的檢定結果相同。圖 6 中的細線為模型估計出來的股利成長率，因為計量上我們只用兩個常數項去配適實際股利的成長率，難怪未能掌握股利成長率的序列相關部份。事實上，估計股利成長率的 ARMA 模型絕對可以提升其配適度，但將使

得內生泡沫模型的求解變得窒礙而不可行，無落後期的股利成長率過程是 Driffill and Sola (1998) 和本文所面對不能不做的簡化假設，但是 Driffill and Sola (1998) 採用的是近一世紀的低頻資料，序列相關的問題會因此較本文輕微。

圖 6 中的陰影部份是我們估計出來的股利低成長狀態，可以看出與經建會公佈的景氣循環並不一致。股利高成長的狀態大約在 1987 年到 1995 年與 2004 年左右。由於樣本期間股利成長率的高低非常集中，所以我們估計出來的狀態轉換持續的機率值都非常高，連帶著認定出來的股利高成長的狀態只出現二次，而非如經建會的景氣循環那麼多回，也和林向愷、黃裕烈與管中閔(1998)依 GDP 成長率估計出的景氣循環不同。而且本文私下的分析發現，股利狀態與經濟景氣循環的不一致現象，是不會因為我們使用一年、或三年、或六年平均股利資料而改變的。

3.3 內生泡沫模型實證結果

在此我們先進行 Froot and Obstfeld (1991) 模型的估計，即先不考慮股利之狀態轉換，只估計內生的泡沫，以便和未來的 Markov 模型比較其解釋力。此時可以有兩種估計的方式，第一、單獨先估計股利之成長率，第(3)式，將估計之參數與設定之利率分別代入第(4)與(5)式求解出 λ 與 k ，進而算出泡沫隨基本面股利成長的部份。之後，將 P_t/D_t 對 D_t^{k-1} 迴歸，就可以將第(6)式之參數也估計出來，此即兩階段估計法。對應的，第(3)式與第(6)式也可以聯立估計，因為聯立估計可以提高效率，本文採用這樣的估計方式。⁸

估計前我們需先設定模型中的實質利率，Driffill and Sola (1998) 設定美國的年利率為 8.16%，國內賴文雄 (1993) 則設台灣季利率為 7%到 9.7%，明顯高於美國。本文的做法是根據所用股價對股利比值資料來選定實質利率，圖 7 畫出由本文估算出的股票實質價格對實質股利移動平均的比值，再除以四得到類似股票價盈比的一個數值。圖中除了八零年代末的資產膨脹時

8 其中 λ 與 k 的標準差也可以透過 Greene (2003) 的 δ 方法，一起被估算出來。

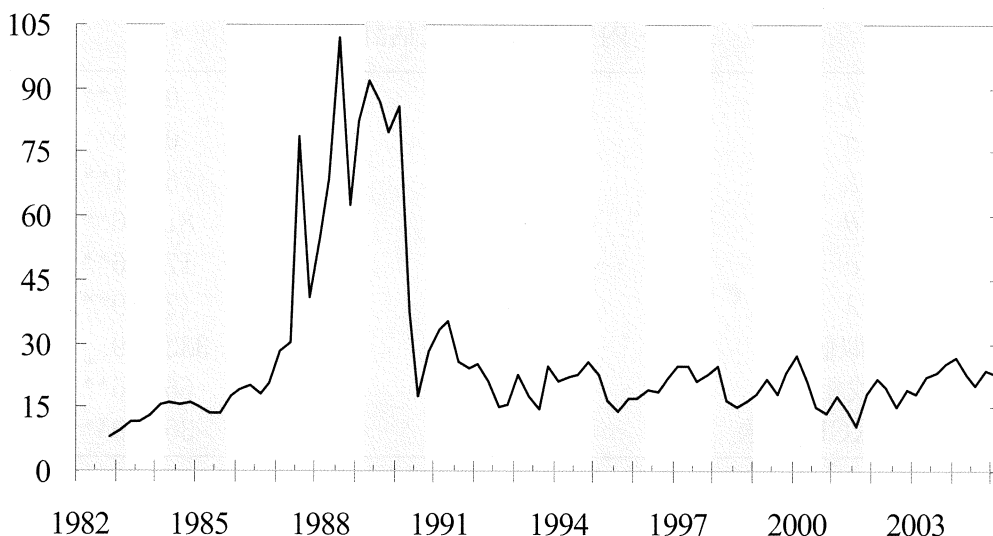


圖 7、價盈比(年化)

期，該股價股利比大多在 12-25 間，表示年報酬率約在 4%-8%之間，和美國的資料相近，低於賴文雄（1993）的估計。本文最後選定季利率為 2%，估計結果列於表 2。⁹

由表 2 之估計結果來看，股利成長率平均值為 0.007，標準差為 0.029，因此可以滿足本模型 $r > \mu + \sigma^2/2$ 的不等式關係。透過第(5)式，我們得到基本面的平均股價股利比 (k) 為 76.111，年化後約為 19，應為合理之值。其中泡沫的係數 c 為顯著的正值，表示泡沫確實對股價存在額外解釋力，而且透過第(4)式得到的 λ 大於一，可知投機泡沫確實是造成股價股利比的高估，這和一般人想法中泡沫都是過分樂觀地高估股價相符合。

在圖 8 中，我們畫出了實際的與估計的股利成長率、股價股利比、以及由估計結果推算的台灣股市總市值。從該圖可以看出，(1)假設股利遵循隨機遊走只能估計出股利成長率的平均水準，(2)相對穩定的股利（形成的內生泡沫）無法說明股價股利比在八零年代末期的劇烈增長，(3)估計出之台灣股市總市值大致抓住了總市值的成長趨勢，雖然大部份的時間都是略低於實際市

9 本文亦嘗試季利率為 1%與 3%，但估計值的檢定結果差異不大，有興趣的讀者可向作者索取。

表 2、內生泡沫模型之估計結果

| | |
|----------------------------|------------|
| μ | 0.007** |
| σ | 0.029** |
| k | (76.111**) |
| θ | 81.756** |
| c | 17.956** |
| λ | (2.589**) |
| 概似值 | -333.529 |
| H ₀ : 無自我相關 | 66.376** |
| H ₀ : 無 ARCH 現象 | 36.009** |

註：1. 表中之 λ 與 k 是由第(4)、(5)式分別算出。

2. **代表在 1% 水準下顯著。

3. 自我相關與 ARCH 分別為針對股價股利比殘差之 Q(1) 與 ARCH(1) 檢定。

值；而正的泡沫使得估計出之總市值一般解較為提高。泡沫似乎變成在一般期間高估總市值，但在 1988-1990 年間台灣股市之大漲期間低估。總之，文中內生泡沫只能夠平均地抓住基本面市值與實際市值落差的可能原因是，股利在 1988-1990 年間並無特別增高之故。

3.4 基本面因素有狀態轉換之模型估計結果

接下來我們先不看投機泡沫，光看加入了基本面股利具有狀態轉換這個假設的估計結果，參見表 3。狀態轉換聯立模型與之前基本面股利單獨估計的狀態轉換模型有相同點：估計出股利的成長率有分別有正、負兩種顯著差異的狀態，但成長率標準差的差別則較不顯著。現在這個模型認定出來的股利之高（正）成長狀態，同時也是股票高股價股利比與其高變異的狀態（狀態 1）。狀態 0 與之前泡沫模型所得的平均股價股利比相同 ($k_0=76.451$)，狀態 1 下得到的 k_1 則高達 240，相當於 80 的年股價股利比。

我們進一步細看狀態 1 發生的期間。圖 9 繪有實際的與估計的股利成長率、股價股利比、以及由估計結果推算的台灣股市總市值，而圖中無底色部份就是根據全期機率（smoothing probability）估計出來屬於狀態 1（高股利成長與高股價股利比以及其較波動之狀態）的期間，大概是 1987 到 1991 年

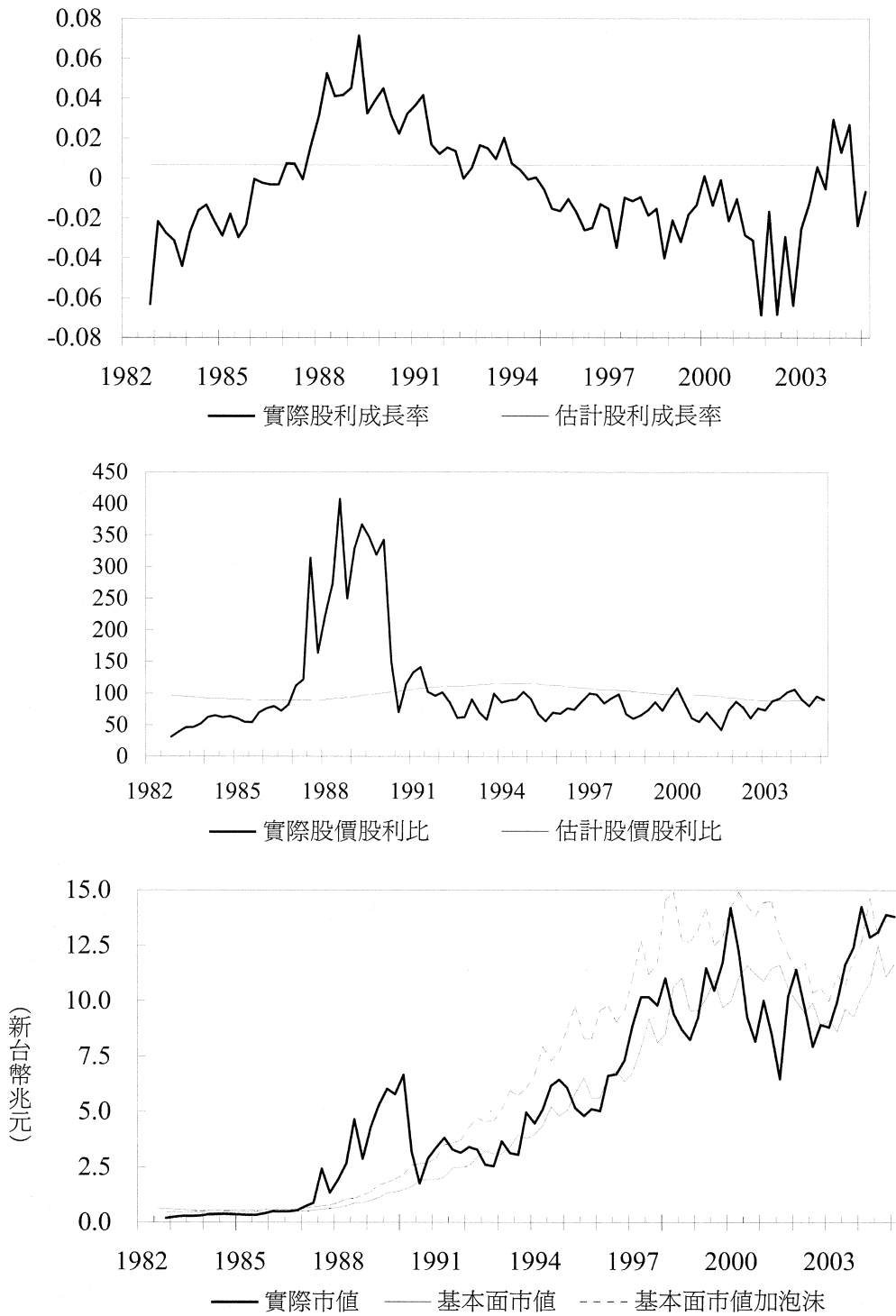


圖 8、內生泡沫模型之估計

表 3、基本面因素遵循馬可夫狀態轉換但股價無泡沫之估計結果

| | |
|----------------------------|-------------|
| μ_0 | -0.013** |
| μ_1 | 0.035** |
| σ_0 | 0.020** |
| σ_1 | 0.016** |
| k_0 | (76.451**) |
| k_1 | (240.227**) |
| θ_0 | 18.134** |
| θ_1 | 103.821** |
| p | 0.985** |
| q | 0.979** |
| 概似值 | -200.097 |
| $H_0: \mu_0 = \mu_1$ | 363.376** |
| $H_0: \sigma_0 = \sigma_1$ | 1.595 |
| $H_0: k_0 = k_1$ | 174.187** |
| $H_0: \theta_0 = \theta_1$ | 3006.011** |
| H_0 : 無自我相關 | 29.454** |
| H_0 : 無 ARCH 現象 | 21.766** |

註：1. 表中之 k_0 與 k_1 分別是由第(8)與(9)式算出。

2. **代表在 1% 水準下顯著。

3. 自我相關與 ARCH 分別為針對股價股利比殘差之 Q(1) 與 ARCH(1) 檢定。

上半年的時間。¹⁰ 由圖可知，此狀態轉換估計結果主要是反映 1987-90 年之股價狂飆。相對於之前只有固定股利成長速度的單純內生泡沫模型，此狀態轉換對解釋八零年代後期的股市飆漲較好。雖然如此，可能於樣本期間股市的股價股利比走勢太過兩極化，所以我們估計出來的狀態轉換持續的機率值都非常高，連帶著認定出來的高股價股利比與其高波動狀態只出現一次，比之前單獨估計股利認定出了的兩次高成長期間還少（見圖 6）。

表 3 當中我們也列出該聯立模型的對數最大概似值為 -200.097，相對於之前泡沫模型的 -333.529，表示若以變數出現的機率來看，台灣股市以兩狀

10 Driffill and Sola (1998) 是用當期機率 (filtering probability) 來區分狀態。但當期機率只用到與股價指數同一期之資訊，較適合於預測；而本文採用之全期機率是整個觀察期間的資訊來區分狀態，較適合於事後評估與分析，但兩者差別其實不大。

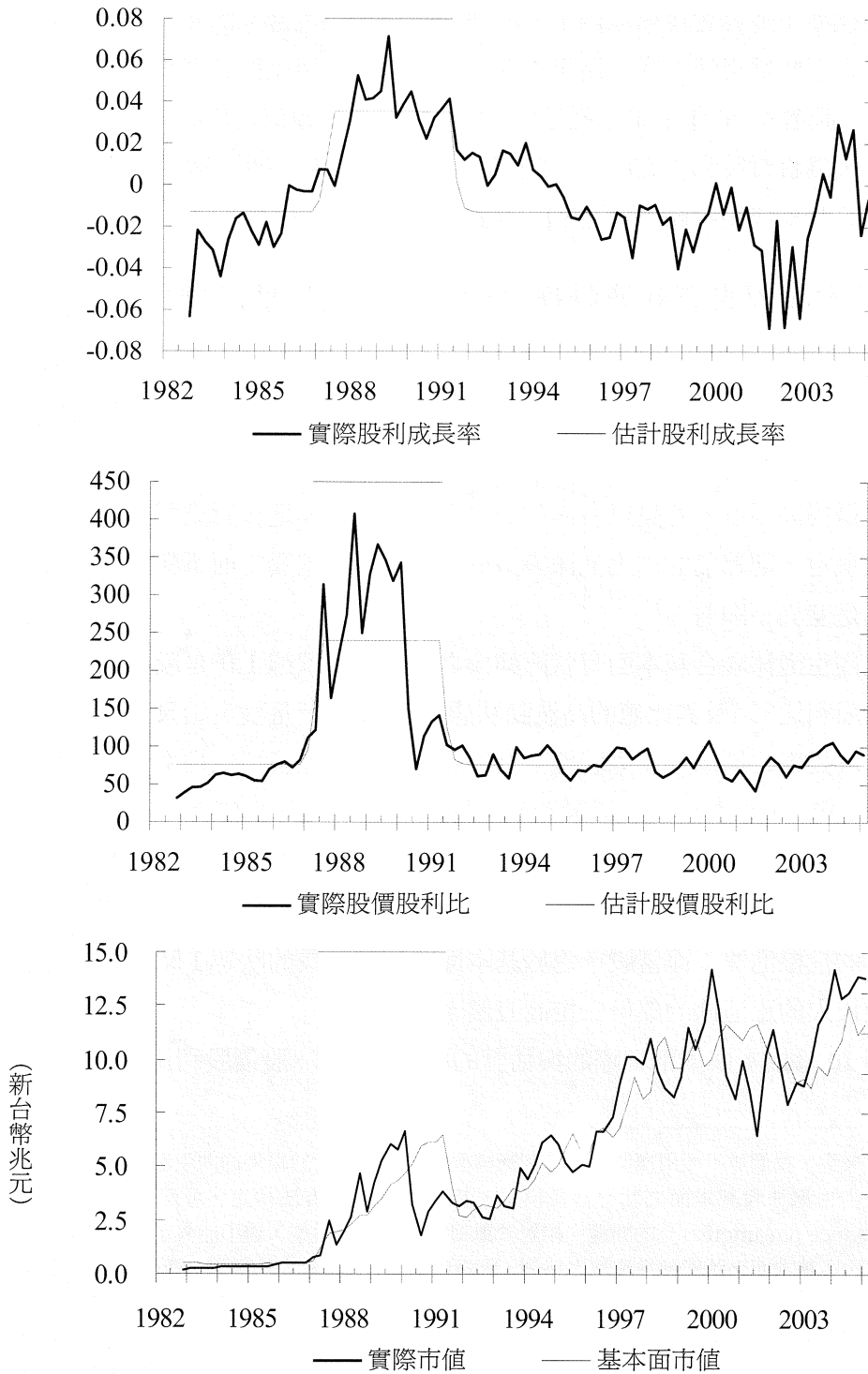


圖 9、馬可夫模型之估計

態轉換模型來解釋會比只以內生泡沫模型說明來得適合。此外，圖 9 中有一個乍看之下頗為奇怪之處，馬可夫模型的高股價股利比與其高變異的狀態似乎太長，股價在 90 年下半年就已經下降了，但估計值卻仍偏高直至次年。此現象是因為實質股利在 89 年快速下跌後，緊接著又在 90 年底大幅提高，使估計之高股利成長狀態持續至 91 年初。

3.5 基本面因素有狀態轉換之內生泡沫模型估計結果

最後，我們報告聯合基本面因素有狀態轉換且股價包含內生泡沫模型之估計結果，列於表 4。表 4 之估計有泡沫之狀態轉換模型，比表 3 中無泡沫之狀態轉換模型概似值僅些微提高，比之前表 2 無狀態轉換下泡沫模型之概似值則也是提高很多。若是以有內生泡沫之狀態轉換模型為對立假說進行最大概似比檢定，則單獨的內生泡沫模型與之有顯著的差異；而單獨的狀態轉換模型則是差異不顯著。¹¹

在內生泡沫聯合基本面有狀態轉換之模型中，狀態 1 仍是股利高成長、高股價股利比、以及其比值的高波動狀態。Wald 統計量檢定結果也顯示：除了股利成長率的標準差在兩狀態下無顯著差異，其他股利成長率、股價股利比、以及其比值波動性的估計值差異，在 5% 的水準下均可顯著，這和不考慮內生泡沫時相同。此時我們進一步檢視內生泡沫對股價的影響，由表 4 中 c_0 與 c_1 的估計值可知，當股市處於基本面股利負成長的狀態 0 時，股價包含一個較小的投機泡沫；而當股市處於基本面股利高成長的狀態 1 時，股價會包含一個較大的正泡沫的部份去拉高股價。

圖 10 繪出本模型下實際的與估計的股利成長率、股價股利比、以及由估

11 嚴格來講，我們並不能用概似比檢定判斷模型的差異。相對於單獨的內生泡沫模型，同時考慮內生泡沫與基本面之狀態轉換模型，若以一般統計方法檢定，會面臨「吵嚷參數 (nuisance parameter)」的問題。相對於單獨的狀態轉換模型，也不能表示為同時考慮內生泡沫與基本面之狀態轉換模型之特例，因為前者隱含 c_0 與 c_1 均為零，而後者中 c_0 與 c_1 同時要和其他參數一起滿足(10)、(11)兩式而不得為零。但本文的實證結果發現有內生泡沫之狀態轉換模型概似值實在是比單獨的內生泡沫模型高太多而與單獨的狀態轉換模型則是差太少，表示即使修正統計檢定量，結果仍是同時考慮內生泡沫與基本面之狀態轉換與單獨的內生泡沫模型有顯著的差異；而與單獨的狀態轉換模型差異不顯著。

表 4、基本面因素遵循馬可夫狀態轉換且股價有泡沫之估計結果

| | |
|----------------------------|--------------------|
| μ_0 | -0.013** |
| μ_1 | 0.035** |
| σ_0 | 0.020** |
| σ_1 | 0.016** |
| k_0 | (41.750**) |
| k_1 | (111.761**) |
| θ_0 | 17.886** |
| θ_1 | 105.667** |
| c_0 | 33.827** |
| c_1 | (119.440**) |
| λ | (1.160**) |
| p | 0.987** |
| q | 0.971** |
| 概似值 | -199.586 |
| $H_0: \mu_0 = \mu_1$ | 108.592** |
| $H_0: \sigma_0 = \sigma_1$ | 1.441 |
| $H_0: k_0 = k_1$ | 3.543 ^a |
| $H_0: \theta_0 = \theta_1$ | 25.599** |
| $H_0: c_0 = c_1$ | 13.250** |
| $H_0: \text{無自我相關}$ | 29.285** |
| $H_0: \text{無 ARCH 現象}$ | 19.949** |

註：1. 表中之 k_0 、 k_1 、 λ 與 c_1 是由第(8)–(11)式分別算出。

2. ^a與**分別代表在 10%與 1%水準下顯著。

3. 自我相關與 ARCH 分別為針對股價股利比殘差之 Q(1) 與 ARCH(1) 檢定。

計結果推算的台灣股市總市值。相較於表 3 的無泡沫模型，表 4 內生泡沫聯合基本面有狀態轉換之模型估計結果中，基本面解釋的平均股價股利比 (k_0 與 k_1) 只剩一半，另一半的股價股利比變成由內生泡沫來解釋，而圖 10 當中的基本面股價亦符合此估計結果。¹² 圖 10 與之前不考慮泡沫的圖 9 有相當接近的估計序列，只差在最終估出的基本面市值，含泡沫的馬可夫模型算出

12 Driffill and Sola (1998) 也有類似現象。 k_1 (k_0) 在內生泡沫聯合基本面有狀態轉換模型之估計值為 17.9 (15.0)，但在不含泡沫的模型有 30.6 (19.4)。

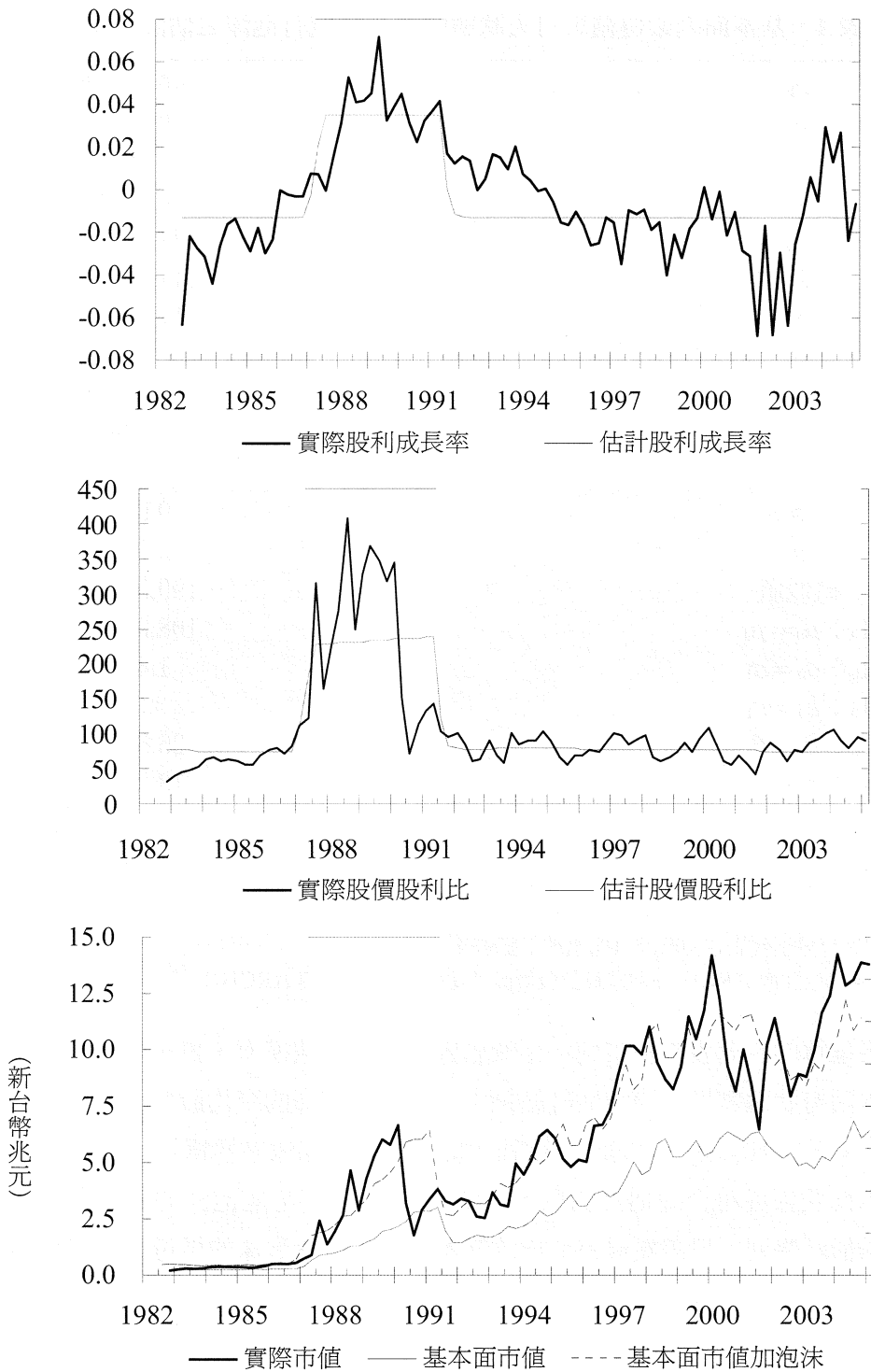


圖 10、內生泡沫加馬可夫模型之估計

的市值大約只有不含泡沫的馬可夫模型之一半，剩下一半市值由內生泡沫構成，加總起來的市值和不含泡沫的馬可夫模型估計值相近，顯見加入泡沫對模型整體表現影響不大。

在表 2、3、4 的下方列有對股價股利比殘差的自我相關與異質性診斷，股價股利比之殘差無法通過 ARCH 型態之異質性檢定，且具有顯著自我相關，但可看出統計量在泡沫模型最高，馬可夫模型次之，在本文內生泡沫加狀態轉換模型的殘差部分最低，表示殘差之自我相關與異質性是隨模型而改善。這部份結果與 Driffill and Sola (1998, 表 2) 之結果相同，唯有他們的 ARCH 檢定在內生泡沫加狀態轉換模型已進步到可以通過檢定，台灣的資料仍然不可。

四、結論與檢討

理論上，基本面之狀態轉換模型比傳統單一分配模型更能解釋股市榮枯之轉變，而內生泡沫可以抓住股市追高殺低超過基本面的現象，本研究因而以內生泡沫模型與股利的狀態轉換模型來解釋臺灣近三十年來的股價走勢。我們初步的實證結果發現：台灣股市存在有高股利成長率、高股價股利比及其高波動與低股利成長率、低股價股利比及其低波動兩種狀態。同時，雖然泡沫顯著存在，單獨的內生泡沫模型對台灣股價的解釋能力並不如只以狀態轉換描述基本面因素的模型，而馬可夫轉換聯合內生泡沫的模型也只是邊際地提高對股價之說明能力。

與賴文雄 (1993) 的研究相比較，我們估計結果有相當大的進步。其中之一是資料處理正確性，可能賴文雄 (1993) 直接拿加權股價指數除以每股盈餘估出上萬的價盈比和負的投機泡沫；本文則以股票總市值除以股數算出總體平均股票價格再除以每股盈餘，估計值都落在合理範圍，與 Driffill and Sola (1998) 對美國股市之估計相近。其二是放寬了股利必須為隨機遊走的假設，我們發現兩狀態下馬可夫轉換的內生泡沫模型對股價與股利的說明能力都優於單一狀態下的內生泡沫模型。

與 Driffill and Sola (1998) 的美國股市研究相較，雖然他們用的是近一

世紀的股利年資料而本文是用一百多筆經過移動平均處理的稅前盈餘季資料，我們有許多相同的發現：兩狀態的馬可夫模型在說明股利成長率走勢上都可通過自我相關以外的誤設與殘差檢定；在聯立估計股價股利比與股利成長率時，股價股利比之殘差無法通過 ARCH 型態之異質性檢定，且具有顯著自我相關，但檢定統計量在泡沫模型最高，馬可夫模型次之，在內生泡沫加狀態轉換模型的殘差部分最低，表示殘差之自我相關與異質性是隨模型而改善；模型整體表現是單獨的內生泡沫模型對台灣股價的解釋能力並不如只以狀態轉換描述基本面因素的模型，而馬可夫轉換聯合內生泡沫的模型也只是邊際地提高對股價之說明能力。

本文模型估計結果與實際股價最明顯的差異在於估計出的高股價股利比時期比實際資料多了一年左右，這反映高股利成長期與高股價股利比時期並不完全一致。¹³ 由於股價股利比或價盈比都是投資人參考的重要指標（高價盈比反映較好的成長前景），在高股利成長期多購入股票以致升高股價股利比也合於經濟解釋，但少部份高股利成長期與高股價股利比時期不一致似乎代表市場不只是區分股利成長高低而已，可能我們對股利成長需要有更多的狀態考慮（如偏高、正常、與偏低，或高低不同的風險狀況）。儘管在數學推導上內生泡沫和三個以上多狀態之股利轉換模型有其困難，但因內生泡沫對台灣股市總體股價解釋力之提升有限，未來或可直接放棄解釋力不高的內生泡沫、直接更改計量方法為多狀態馬可夫模型再行分析。另一方面，內生泡沫與股利的明確關係讓它在模型中非常具體，但同時也在估計時限制了泡沫大小（沒有高股利就沒有大泡沫）而導致與基本面因素的解釋力難以區別。所以，維持股利成長二狀態但在理論部份增加某些外生的理性投機泡沫，亦值得進一步的研究。

13 本文私下的分析也發現，此現象是不會因為我們使用一年、或三年、或六年平均股利資料而改變的。

參考資料

- 林向愷
1991 〈投資人異質性與股價的決定：台灣的實證分析〉，《經濟論文叢刊》19(4): 384-411。
- 林向愷、黃裕烈、管中閔
1998 〈景氣循環轉折點認定與經濟成長率預測〉，《經濟論文叢刊》26(4): 431-457。
- 賴文雄
1993 「台灣股市氣泡現象之實證研究」，淡江大學金融研究所碩士論文。
- Blanchard, Olivier J.
1979 "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations," *Economics Letters* 3(4): 387-389.
- Blanchard, Olivier J. and Mark W. Watson
1982 "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," in Paul Wachtel (ed.), *Crises in the Economic and Financial Structure*. Lexington, MA: Lexington Books.
- Bohl, Martin T.
2003 "Periodically Collapsing Bubbles in the US Stock Market?" *International Review of Economics and Finance* 12(3): 385-397.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller
1988 "Stock Prices, Earnings, Expected Dividends," *Journal of Finance* 43(4): 661-676.
- Chen, Lii-Tarn
1995 "Misspecification versus Bubbles in the Stock Market: The Case for Time-varying Discount Rates," *Academia Economic Papers* 25(4): 427-462.
- Craine, Roger
1993 "Rational Bubbles: A Test," *Journal of Economic Dynamics and Control* 17(5-6): 829-846.
- Diba, Behzad T. and Herschel I. Grossman
1988 "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?" *American Economic Review* 78(3): 520-530
- Driffill, John and Martin Sola
1998 "Intrinsic Bubbles and Regime-Switching," *Journal of Monetary Economics* 42(2): 357-373.
- Durlauf, Steven N. and Mark A. Hooker
1994 "Misspecification versus Bubbles in the Cagan Hyperinflation Model," in Colin Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. Oxford University Press.
- Evans, George W.
1991 "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in the Asset Prices," *American Economic Review* 81(4): 922-930.

- Flood, Robert P. and Peter M. Garber
1980 "Market Fundamentals versus Price Level Bubbles: The First Tests," *Journal of Political Economy* 88(4): 745-770.
- Flood, Robert P. and Robert J. Hodrick
1986 "Asset Price Volatility, Bubbles, and Process Switching," *Journal of Finance* 41(4): 831-842.
1989 "Testable Implications of Indeterminacies in Models with Rational Expectations," National Bureau of Economic Research Working Paper, NO. 2903.
- Froot, Kenneth A. and Maurice Obstfeld
1991 "Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices," *American Economic Review* 81(5): 1189-1214.
- Greene, William H.
2003 *Econometric Analysis*, 5th ed. New Jersey: Pearson Education, Inc.
- Hamilton, James D.
1986 "On Testing for Self-Fulfilling Speculative Price Bubbles," *International Economic Review* 27(3): 545-552.
1996 "Specification Testing in Markov-Switching Time-Series Models," *Journal of Econometrics* 70(1): 127-157.
- Hamilton, James D. and Charles H. Whiteman
1985 "The Observational Implications of Self-Fulfilling Price Bubbles," *Journal of Monetary Economics* 16(3): 353-373.
- Huang, Chao-Hsi
1999 "Phases and Characteristics of Taiwan Business Cycles: A Markov Switching Analysis," *Taiwan Economic Review* 27(2): 185-214.
- Lardic, Sanderne and Auguste M. Priso
2004 "Rational Stock Price Bubbles: Is There Any International Evidence?" *Finance India* 18(0): 559-576.
- LeRoy, Stephen F.
2004 "Rational Exuberance," *Journal of Economic Literature* 42(3): 783-804.
- Ma, Yue and Angelos Kanas
2004 "Intrinsic Bubbles Revisited: Evidence from Nonlinear Cointegration and Forecasting," *Journal of Forecasting* 23(4): 237-250.
- Marsh, Terry A. and Robert C. Merton
1987 "Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market," *Journal of Business* 60(1): 1-40.
- Shiller, Robert J.
1984 "Stock Prices and Social Dynamics," *Brooking Papers on Economic Activity* 0(2): 457-498.
- Van Norden, Simon and Robert Vigfusson
1998 "Avoiding the Pitfall: Can Regime-switching Tests Really Detect Bubbles?" *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 3(1): 1-22.

Intrinsic Bubbles and Regime-switching Dividends: An Investigation into the Long-run Process of Taiwan Stock Prices

Hsiu-yun Lee

Professor, Department of Economics, National Chung Cheng University

Wen-te Lee

Graduate Student, National Chung Cheng University

ABSTRACT

Based on rational expectations models, fundamentals and speculative bubbles are two factors in governing the asset price process. This article applies the Driffill and Sola (1998) model of regime-switching with intrinsic bubbles to Taiwan's stock market. Because listed companies in Taiwan seldom pay cash dividends, we use the average of earnings before tax of all listed companies as a proximate variable for the dividend index. Our empirical findings include (1) there exist high/low dividend growth, high/low price to dividend ratio, and the ratio's high/low volatilities states in Taiwan's stock market; (2) the identified persistent states of dividend growth are not very close to Taiwan's business cycles; (3) regime-switching provides a better explanation for stock price than the pure bubble model, and adding the intrinsic bubble only provides a marginally explanatory contribution for the stock price compared to a pure regime-switching model.

Key Words: stock price, fundamentals, intrinsic bubbles, Markov-switching model