

東海大學經濟學系

碩士論文

台灣股市泡沫與其影響因素之研究

**Study on Taiwan's Stock Market Bubbles and Its Influencing
Factors**



指導教授:王翊全博士

研究生:許銘任

中華民國一〇七年六月

東海大學經濟學系碩士班

許銘任所撰之碩士論文

台灣股市泡沫與其影響因素之研究

業經本委員會審議通過

論文口試委員會委員：

王翊全

林瓊慧

賴奕廷

論文指導教授：

王翊全

經濟系系主任：

葉志同

中華民國 107 年 6 月 27 日

台灣股市泡沫與其影響因素之研究

摘要

本文應用 Pavlidis et al. (2017) 所建構的理論模型結合 Phillips et al. (2015) 所提出的 GSADF 檢定法驗證台灣股市在 1998 年 7 月至 2017 年 12 月期間是否存在股價泡沫現象，其實證結果認定台灣股市在這段樣本期間發生過三次股價泡沫的跡象。本研究更進一步探討總體經濟變數對股價泡沫的影響，實證結果發現股價泡沫指標存在自我相關與異質變異的統計特性，而利率對於股價泡沫與其波動性存在顯著的負向效果，利率上升有助於抑制股價泡沫的形成；不考量通貨膨脹率的因素下，工業生產指數對於股價泡沫與其波動性則存在顯著的負向效果，意即產出的增加也會減少股價泡沫的膨脹速度。

關鍵詞:股價泡沫、GSADF 檢定、AR-GARCH 模型

Study on Taiwan's Stock Market Bubbles and Its Influencing Factors

Abstract

This article uses the theoretical model constructed by Pavlidis et al. (2017) and combined with the GSADF test proposed by Phillips, Wu, and Yu (2015) to verify whether there are bubbles in the Taiwan stock market from July 1998 to December 2017. The empirical results confirm that there are three signs of bubbles in Taiwan stock market during this sample period. This study further explores the impact of the overall economic variables on the bubble. The empirical results show that there are statistical characteristics of the self-related and heterogeneous variations in the bubble index. The interest rate has a significant negative effect on the bubble and volatility. When interest rate increase, will inhibit the form of bubble. Without considering the inflation rate, the industrial production index has a significant negative effect on the bubble and volatility, which means that increase the output will also reduce the inflation rate of the bubble.

Keywords: Taiwan stock market 、 Bubble phenomenon 、 GSADF

謝辭

本論文得以順利完成，首先要感謝恩師-王翊全老師的細心教導。在撰寫論文的期間，老師總是在百忙之中不厭其煩的細心指導學生，對於題目、研究架構、實證結果、文章的修飾以及電腦程式的運用等詳盡的指導，讓學生受益良多。此外，非常感謝林佳慧老師與賴奕豪老師在口試期間對本論文的指證與建議，使本論文能夠更加的完備。於此，學生以最誠摯的心感謝各位老師的提攜與指導之情。

在一年的五年一貫生的生涯中，除了感謝王翊全老師的細心指導外，也非常感謝陳文典老師、林佳慧老師、馬德平老師、朱巡老師等諸位師長的諄諄教誨，教導我許多課業上的知識並且解答我許多的疑惑，使我對於寫論文更加地得心應手。此外，也要感謝這一年來的同窗朋友樹楠、庭維、傑從、佩萱、立汶、緯欣、亞潔、怡真等同學的互相打氣加油，不管事課業上還是寫論文，都提供了我許多意見，也因為有他們的陪伴，使我的五年一貫生活充滿了多采多姿的回憶。

最後，我要謝謝家人的支持與鼓勵，每當我覺得疲累不堪時，爸爸和媽媽時不時地噓寒問暖，是讓我打起精神的動力與鼓勵。每當家裡有事情要處理時，哥哥總是會說“你去寫論文，這事我來做”，使我免於分神以至於打斷思路的情況。最後，謝謝爸爸、媽媽這麼多年的養育之恩，辛辛苦苦地拉拔我長大，我能有今天都是因為你們的關懷與支持，謝謝你們。

許銘任 謹誌于
東海大學經濟研究所
中華民國一〇七年六月

目錄

摘要.....	i
Abstract.....	ii
謝辭.....	3
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與背景.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究架構與流程.....	4
第二章 文獻回顧.....	5
第一節 盧卡斯資產定價模型.....	5
第二節 Fads 模型與理性泡沫模型.....	7
第三節 泡沫檢定之文獻討論.....	9
第三章 理論基礎與方法.....	11
第一節 泡沫檢定:遞歸單根檢定.....	11
第二節 GSADF 檢定法.....	12
第三節 單根檢定(Augmented Dickey-Fuller, ADF).....	14
第四節 AR-GARCH 模型.....	15
第四章 實證結果與分析.....	16
第一節 資料來源.....	16
第二節 經濟變數之選取.....	16
第三節 基本統計分析.....	16
第四節 股價泡沫檢定結果.....	19
第五節 股價泡沫與總體經濟變數之關聯性.....	20
第五章 結論.....	26
參考文獻.....	27

表目錄

表 4-1	研究變數的敘述統計量	17
表 4-2	GSADF 與總體經濟變數之單根檢定(ADF test)	21
表 4-3	GSADF 指標之 Q 統計量	21
表 4-4	配適 GSADF 指標之 AR 模型	22
表 4-5	GSADF 指標 AR-GARCH 模型實證結果	25



圖目錄

圖 1-1	股市歷年收盤價月資料.....	2
圖 1-2	本研究流程圖.....	4
圖 4-1	台灣近年來之通貨膨脹率趨勢圖(1998 年 7 月至 2017 年 12 月底).....	18
圖 4-2	台灣之活期存款利率趨勢圖(1998 年 7 月至 2017 年 12 底).....	18
圖 4-3	台灣工業生產指數趨勢圖(1998 年 7 月至 2017 年 12 底).....	19
圖 4-4	台灣 REIT 上市指數趨勢圖(2006 年 1 月至 2017 年 12 月).....	19
圖 4-5	本期現貨-上一期期貨之 GSADF 檢定圖.....	20



第一章 緒論

第一節 研究動機與背景

從西元 1950 年代“股票”這個名詞出現在台灣資本市場開始，這麼多年來，台股經歷過台灣經濟起飛、亞洲金融風暴、網路泡沫化、次級房貸風暴...等等，導致台股劇烈的漲跌(圖 1-1)。圖中我們可以看的出來 1986 年之前股票價格低而平穩。由於 1985 年到 1990 年間台灣經濟大好，許多新公司紛紛設立，大眾所得增加，但投資管道不多，所以資金大多都流到股票市場和房地產市場。故 1986 年年底股市開始一路狂漲，在 1989 年突破萬點，但在 1990 年政府宣布並實施證交稅千分之六的政策，使股市從 12000 點暴跌至 2000 多點。1996 年國內股市在長期利空情況下，政府為挽救投資大眾的信心，故而出動護盤基金拉抬股價，使台股一度回復到上萬點，然而在 1997 年遭遇亞洲金融風暴，使台股從將近萬點跌到 5000 多點。20 世紀末期，網際網路興起，全世界相信網際網路會掀起一波狂潮，所以有許多網際網路公司成立，並且吸引大量投資人入資。2000 年時，投資人發現幾乎賺不到錢，於是紛紛撤資，導致當時網際網路的股票瞬間崩盤，台股也因為這個全球性的的股災而重挫，從西元 2000 年 2 月的 1 萬 200 多點一路跌到西元 2001 年 9 月的 3400 點。2008 年由於美國次級房屋信用貸款導致許多銀行身陷財務危機，甚至美國第四大的投資銀行“雷曼兄弟”宣告破產，使台股從 2008 年 5 月的 9200 點一路跌到 2008 年 11 月的 4000 點。近 30 年來，台股指數漲跌幅度劇烈，直觀上台股股市除了受到市場基本面影響外，應該也包含了泡沫化的現象，從 1985 年經濟起飛，政府課稅導致股市崩盤；1997 年的亞洲金融海嘯影響台股而造成的暴跌；20 世紀末期，網路科技產業的興起到衰敗；到 2008 年，美國次級房貸影響台股股市的崩盤，一再地說明股價有偏離市場基本面，也就是說有可能存在泡沫。

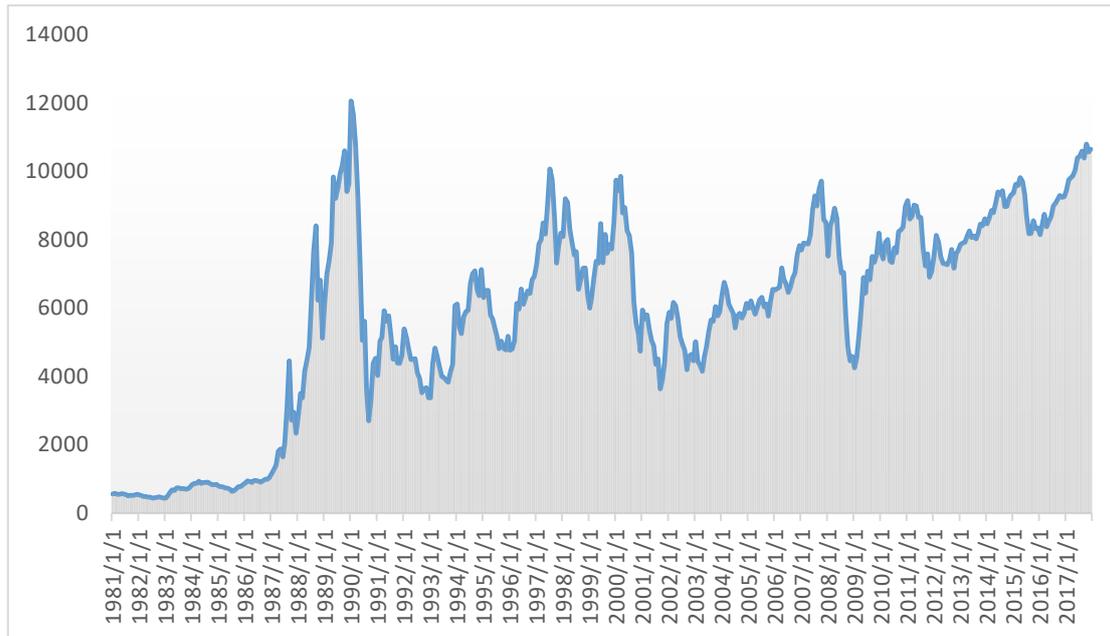


圖 1-1 股市歷年收盤價月資料

在盧卡斯(Robert Lucas, 1978)的資產定價模型裡，股價等於市場基本面上加上“泡沫”項，市場基本面就是由股票未來的股利現值加總。泡沫項就是股價超過市場基本面的部分，也就是投資人高估未來股價的折現值。並且假設市場參與者皆是理性預期的，也就說市場參與者能充分裡用所獲得的訊息進行預期，並且不會犯系統性錯誤。在這種假設下，泡沫項等於 0，也就說股價應該取決於市場基本面。然而，在上文中顯示出台股一再偏移市場基本面，已經無法由市場基本面解釋股價，有學者認為是因為模型誤設而導致，也有另一派學者認為有投機泡沫的存在。由於無法確定是否為“泡沫”，所以近年來有許多學者致力於研究股價偏離市場基本面的原因，其中有兩種主要的理論，其一為 Fads 模型(如: Cutler, 1991； Shiller, 1981; West, 1988;...等等)，其二為理性泡沫模型(Rational Bubbles Model)(如 Blanchard, 1982; West, 1987;...等等)。本文採用理性泡沫模型，並且進行泡沫檢定。

本文也跟以往國內研究台股泡沫化現象的研究者一樣，針對其研究期間的股市進行泡沫檢定，如:曾美瑩(1999)採用卡門濾淨器的遞迴運算檢測是否有泡沫，並且檢定股價是否有被合理的評價；譚世昌(2011)驗證台灣加權指數是否有泡沫，並探討投資者的情緒是否是泡沫形成的因子。不同的是，在以往得研究中，泡沫檢定的研究者都將股價拆成市場基本面與泡沫項來進行檢定。而且，在以往的研究中，檢定泡沫的方法並無定論，大部分的研究者都採用 Phillips et al. (PWY, 2015)所提出的

ADF 或 SADF 進行檢定，這些檢定方法各有優缺點；在過去檢定台股泡沫的研究中，並無研究者採用 Phillips et al. (PWY, 2015)所提出的 Generalized sup ADF(GSADF)進行檢定。並且，在以往國內的泡沫研究者中，鮮少有人檢測其他總體經濟變數(如：通貨膨脹率、利率...等)對於泡沫的影響。

本文的動機在於檢定一段時間內理性泡沫模型對台股股價發生異常波動的解釋能力，以及探討其他總體經濟變數(如:REIT 上市指數、利率、通貨膨脹率、工業生產指數)對於泡沫的相關性；而非對於在某個特定的時間點有某個事件所造成的明牌效應的影響，也就是說市場上只存在理性交易者，進而對台灣股市進行泡沫檢定。綜合以上所論，所以本文結合 Pavlidis et al. (2017) 所建構的理論模型與 Phillips et al. (2015) 所提出的 GSADF 檢定法，對於即期股價減去預期未來股價進行泡沫檢定，進而使用其他總體經濟變數來檢測這些總體經濟變數是否會對於泡沫有所影響。

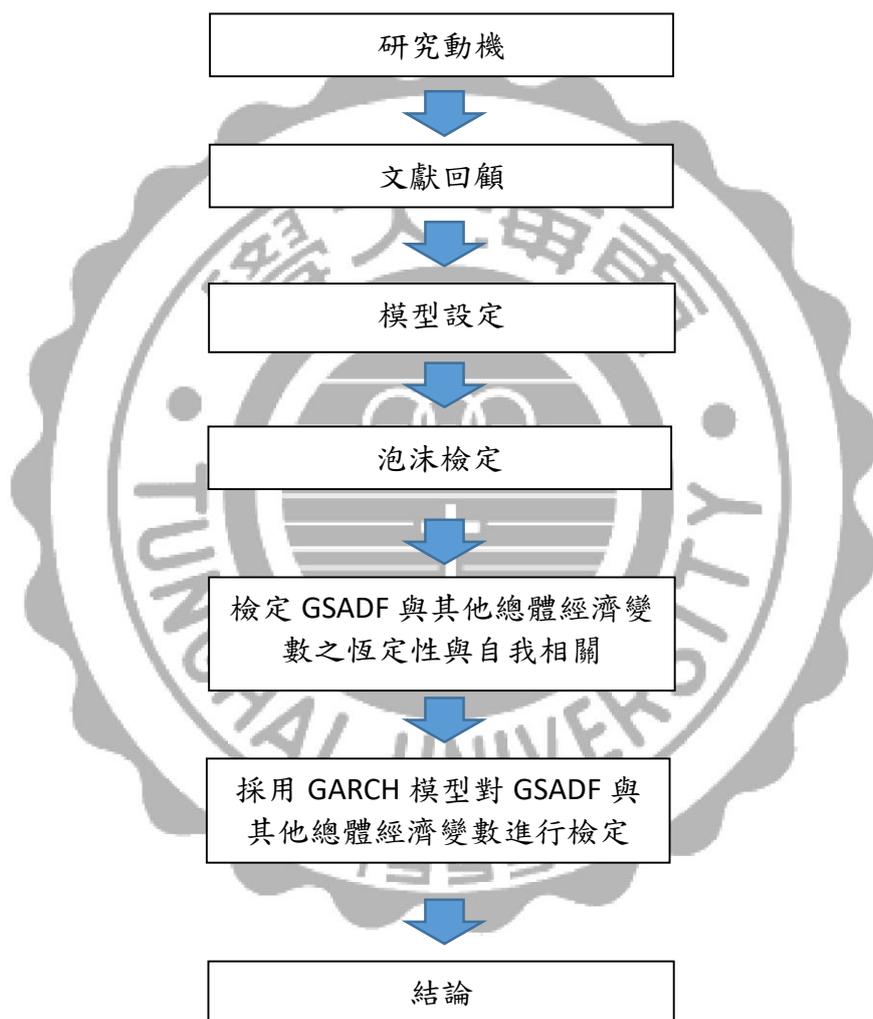
第二節 研究目的

在理性預期與效率市場下，股價的“市場基本面”價值為未來股利的折現值。許多研究報告指出，股價的波動已經遠遠超出“市場基本面”所能解釋的範圍。這表示，股價中除了市場基本面，也可能包含了 Blanchard et al. (1982)所提出的理性泡沫。理性泡沫的產生主要來自於預期心理，在資產市場中，泡沫導致資產價格上漲，但是這種增長並不會永無止境的成長下去，終有一天會破滅，當泡沫破滅時，就會對市場造成劇烈的影響。故本文的研究目的，就是檢定在多重繁華與破滅中泡沫的存在，以及探討其他總體因素與泡沫的關聯性。

第三節 研究架構與流程

本文架構分為，第一章為緒論，說明本文的研究動機、目的、架構。第二章為文獻回顧。第三章為理論基礎與方法，定義理性泡沫與股價一般式，介紹 GSADF，與 GARCH。第四章為實證結果與分析，說明處理完的資料，所產生的結果。第五章為結論，探討本文所分析出來的結論。

圖 1-2 本研究流程圖



第二章 文獻回顧

在盧卡斯(Robert Lucas, 1978)的資產定價模型裡，在理性預期之假設下，市場基本面就是由股票未來的股利現值加總，當資產價格劇烈波動時，市場基本面已無法解釋股價暴起暴落的情形，也就是說，當實際資產價格偏離市場基本面時，即有可能隱含“泡沫”。其中“泡沫”項是否真的存在，即是本文之重點。

第一節 盧卡斯資產定價模型

假設市場參與者為理性預期下，Lucas (1978)所提出的資產定價模型中，假設市場中有許多相同的投資人，並且有兩種資產可以投資，分別為：無風險資產和股票。

式(2-1)為投資人在第 t 期時的預算限制式：

$$c_t + p_t s_{t+1} + q_t b_{t+1} = p_t s_t + d_t s_t + b_t \quad (2-1)$$

c_t : 為第 t 期的消費

$p_t s_{t+1}$: 在第 t 期以 p_t 的價格買到 s_{t+1} 張股票

$q_t b_{t+1}$: 在第 t 期以 q_t 的價格買到 b_{t+1} 章債券

$p_t s_t$: 為股票之市價

$d_t s_t$: 為第 $t-1$ 期所購買之 s_t 張股票，於第 t 期所得到之股利

b_t : 為第 $t-1$ 期所購買之 b_t 張債券，於第 t 期所得到之商品

式(2-2)為假設投資人之終身效用函數為：

$$E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t)] \quad (2-2)$$

$\beta = \frac{1}{1+\rho}$ 為折現因子， ρ 為投資人之時間偏好率。當 $\rho = 0$ 時，投資人對於消費的時點沒有偏好，則 $\beta = 1$ 。當 ρ 越大時，表示投資人想要越快的消費，則 β 越趨近於 0。也就是說 $0 < \beta < 1$ ，則 $0 < \rho < \infty$ 。

式(2-3)為投資人極大化個人之終身效用：

$$\begin{aligned} \max \quad & E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t)] \\ \text{s.t.} \quad & c_t + p_t s_{t+1} + q_t b_{t+1} = p_t s_t + d_t s_t + b_t \end{aligned} \quad (2-3)$$

導出一階條件後，可以分別得到股票的定價公式(2-4)與債券的定價公式(2-5):

$$p_t = E_t \left[\frac{\beta u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} (p_{t+1} + d_{t+1}) \right] \quad (2-4)$$

$$p_t = E_t \left[\frac{\beta u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right] \quad (2-5)$$

由式(2-4)與式(2-5)可知股票與債券之定價公式有一項共同因子:

$$m_{t,t+1} = \frac{\beta u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \quad (2-6)$$

$m_{t,t+1}$:為定價核心。假設投資人為風險中立，也就是表示投資人只關心資產的預期報酬，並不在意報酬的波動。則效用函數為線性。假設 $U(c_t) = \alpha c_t$, $\alpha > 0$ ，投資人的邊際效用固定，意即 $U'(c_t) = \beta U'(c_{t+1}) = \alpha_0$ 。

$$m_{t,t+1} = \frac{\beta u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} = \frac{\beta \times \alpha}{\alpha} = \beta \quad (2-7)$$

由於 $\beta = \frac{1}{1+\rho}$ ，故資產之折現因子只反映投資人之時間偏好 ρ 。則資產定價公式變為式(2-8)與式(2-9)

$$p_t = \beta E_t (d_{t+1} + p_{t+1}) \quad (2-8)$$

$$q_t = \beta \quad (2-9)$$

假設債券之未來收益為1單位商品，則利率 r 必須滿足 $q_t = \frac{1}{1+r}$ ，因此利率 r 與 β 之關係為 $\beta = \frac{1}{(1+r)}$ 。則資產定價公式可表示為式(2-9)與式(2-10)

$$p_t = \frac{1}{1+r} E_t (d_{t+1} + p_{t+1}) \quad (2-10)$$

$$q_t = \frac{1}{1+r} \quad (2-11)$$

由於股價定價公式(2-10)中，等式右邊仍包含自身未來的價格 p_{t+1} ，將股價公式往前一期變成式(2-12)

$$p_{t+1} = \frac{1}{1+r} E_{t+1} (d_{t+2} + p_{t+2}) \quad (2-12)$$

將式(2-12)帶入 p_t ，反覆疊代後，最終股價表示為式(2-13)

$$p_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \frac{d_{t+j}}{(1+r)^j} \right] + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{p_{t+n}}{(1+r)^n} = v_t + B_t \quad (2-13)$$

式(2-13)表示股價等於市場基本面加上“泡沫”，若「市場基本面」(v_t)無法完前解釋資產價格的波動時，就有可能存在泡沫(B_t)。

第二節 Fads 模型與理性泡沫模型

所以近年來有許多學者致力於研究股價偏離市場基本面的原因，其中有兩種主要的理論，其一為 Fads 模型(如: Cutler, 1991)，其二為理性泡沫模型 (Blanchard, 1982)。

一、Fads 模型

在 Fads 模型的假設中，市場中存在許多非理性交易者，不斷追求明牌，致使股市的供需產生劇烈的變化，使價格產生波動。

Fama et al. (1988) 以及 Cutler et al. (1991) 使用的以下模型可以捕捉傳統模型和 FADS 模型:

$$p_t = p_t^* + e_t \quad (2-14)$$

$$p_t^* = p_{t-1}^* + \epsilon_t \quad (2-15)$$

p_t : 為第 t 期股票市價的對數

p_t^* : 為第 t 期股市中非穩定之組成要件的對數

ϵ_t : 為 white noise

傳統模型下對數變動價格是隨機漫步的， $e_t=0$ 並且報酬為 white noise。由於 p_t^* 不包括 FADS 的因子，因此將 p_t^* 視為基本價格。在 FADS 模型下。價格有固定的組成:

$$e_t = \rho_u e_{t-1} + v_t \quad (2-16)$$

FADS 模型被定義為 $\sigma_e^2 > 0$ 和 $\rho_e > 0$ ，其中 σ_e^2 為 e_t 的變異數。在股票價格中，穩定的組成要件 e_t 意味著報酬是可預期的。

Cutler et al. (1991) 認為基期價格可以用逼近法衡量。由於這種逼近法可能會誤判，所以基本面模型並沒有被普遍接受。採用變量誤差的方式對近似法進行建模:

$$p_t^f = p_t^* + w_t \quad (2-17)$$

p^f : 為近似值

w_t : 為測量誤差(假設為連續且不相關)

Cutler et al. (1991) 也提出以統計量 λ 作為反映測量誤差程度的方法

$$\lambda \equiv \frac{\sigma_e^2}{[\sigma_e^2 + \sigma_w^2]} \quad (2-18)$$

若 p^f 能完美衡量基本面 ($\sigma_w^2 = 0$)，則 $\lambda = 1$ 。若 p^f 測量 p^* 有誤差，則 $\lambda < 1$ 。在任何情況下，由於 λ 為平方，故 λ 永遠為正的。

為了瞭解 FADS 模型如何根據滯後的消息影響報酬的可預測性。使用式(2-14)至式(2-17)來表示基本面之近似值與對數變動價格之間報酬的差異。迴歸式如下:

$$p_{t+1} - p_t = \beta_0 + \beta_b(p_t - p_t^f) + v_{t+1} \quad (2-19)$$

其中一個例子是基本面之近似值為實際股息之對數(Cutler et al. (1991) 在股票市場收益的實證研究中使用的近似值)。式(2-19)為滯後股利價格比對數之報酬迴歸式。這就明顯意味著式(2-14)至式(2-17):

$$p \lim_{T \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_b) = -(1 - \rho_e)\lambda \quad (2-20)$$

此 FADS 模型意味著 β_b 為負數。隨著 FADS 模型的擴展導致政體轉換之行為。假設股票市場之收益的平方差隨著時間的推移而改變，則 ε_t 不是 white noise，而異質性的。假設異質平方差具有：

$$\begin{aligned} \varepsilon_{t+1} &\sim N(0, \sigma_S) && \text{with probability } q \\ \varepsilon_{t+1} &\sim N(0, \sigma_C) && \text{with probability } 1 - q \end{aligned} \quad (2-21)$$

$\sigma_C > \sigma_S$ ，因此 C 為高平方差之狀態，S 為低平方差之狀態。

Schwert (1989) 提出了一種類似的異質平方差之公式。令函數型式 q 在 0 跟 1 之間，採用對數模型如下：

$$q = \Phi(\beta_{q0}) \quad (2-22)$$

Φ : 為累積對數分布函數

β_{q0} : 為平均對數分布函數

FADS 模型可以彙整為轉換迴歸式如下：

$$\begin{aligned} R_{S,t+1} &= \beta_0 + \beta_b b_t + \varepsilon_{S,t+1} \\ R_{C,t+1} &= \beta_0 + \beta_b b_t + \varepsilon_{C,t+1} \\ q &= \Phi(\beta_{q0}) \end{aligned} \quad (2-23)$$

b_t : 為實質股票價格與基本面價格之偏差比例

二、理性泡沫模型

在理性泡沫模型的的假設之中，理性預期市成立的，當發生新的事件或情況時，交易者會預期其他交易者的預期結果，從而決定是否投資，因此產生投資的“共有信念”(Common Belief)，當共有信念產生在加上市場中的投機性炒作，便產生泡沫。本文假設在對稱信息下具有理性泡沫的存在，所有代理人皆擁合理性預期的能力，並且擁有相同的訊息。

由 Blanchard and Watson(1982)所提出的理性投機泡沫中，分為確定型泡沫(Deterministic Bubbles)與隨機型泡沫(Stochastic Bubbles)兩種泡沫型態

(一)確定型泡沫

$$E_t B_{t+1} = (1+r)B_t \quad (2-24)$$

確定型泡沫會隨著時間的增加而以指數的形式無限制的成長，而在現實環境中並不存在這種持續成長不會破滅的泡沫。

(二)隨機型泡沫

在隨機型泡沫下有兩種機制，分別為以機率 π 與 $1-\pi$ 呈現。在機率 π 下，泡沫以 $(1-r)/\pi$ 的速度呈現指數成長；在機率 $1-\pi$ 下，泡沫會崩潰成為 White noise。

$$B_{t+1} = \begin{cases} \frac{(1+r)}{\pi} B_t + \epsilon_{t+1}, & \text{with prob. } \pi \\ \epsilon_{t+1}, & \text{with prob. } 1-\pi \end{cases}$$
$$E_t(\epsilon_{t+1}) = 0 \quad (2-25)$$

式(2-25)的 r 是從匯率模型所導出的常數， $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2)$ 。

$$E_t[B_{t+1}] = (1+r)B_t \quad (2-26)$$

式(2-26)考慮雙方的期望收益率，其中 $E[.]$ 為期望值， $(1+r)$ 為泡沫的預期成長率。隨機型泡沫的存續期間並不是無窮無盡的，隨機型泡沫的破滅可能性，會隨著泡沫的存續期間長短以及價格偏離市場基本面的程度而有所調整。泡沫的平均存續期間為 $(1+\pi)^{-1}$ 。

第三節 泡沫檢定之文獻討論

曾美瑩(1999)以現值模型為基礎，輔以狀態空間模型(State Space Model)和「卡門濾淨器」(Kalman Filter)遞迴運算，估計不可觀察的變數之估計值，檢驗台灣股票市場是否隱含泡沫現象而造成股價偏離市場基本面。發現台灣股市中不論所有類股、不含金融類股的其他類股及金融保險類股均存在泡沫現象。

譚世昌(2001)採用 Froot and Obstfeld(1991)接檢驗股價泡沫的方式檢驗台股加權指數是否含有泡沫，並且特別探討投資者的情緒是否為泡沫形成的重要因子，以證明投資者情緒對股價和泡沫形成的重要性。採用 Baker and Wurgler(2006)主成分分析建構的間接投資人情緒指標變數，以及根據 Campbell and Shiller(1988)的設定建構向量自我迴歸模型(VAR)模型觀察情緒對股價股利比的衝擊反應。發現台灣加權指數的泡沫與非線性股利存在負向關係，與 Froot and Obstfeld(1991)文獻不符合，非線性股利增加反而增加泡沫，台股不存在股利泡沫，股利增加反而使投資人對股價評價

產生低估。並發現情緒變數對泡沫組成與變化有顯著的解釋能力，證明投資人情緒是重要的泡沫因子。

Phillips et al. (PWY,2015) 在檢定長期歷史資料的泡沫時，採用傳統的泡沫檢定方法會因為非線性結構和破壞機制的複雜性，而造成泡沫檢定的誤差，故此篇文章採用單根檢定(ADF)的擴展方法，SADF 與 GSADF 來進行對 SP500 從 1871 年 1 月到 2010 年 12 月的長期數據的檢定，並對於三種檢定泡沫之方法進行比較。比較後發現，對於檢定擁有多個泡沫事件的期間，GSADF 明顯比 SADF 與 ADF 有較高的檢定能力。



第三章 理論基礎與方法

本文採用 Lucas (1978)所提出之資產定價模型，其一般式為：

$$P_t = v_t + B_t \quad (3-1)$$

假定市場基本面(v_t)遵循一階自迴歸 AR(1)， θ_t 為iid($0, \sigma_\theta^2$)

$$v_t = \phi v_t + \theta_t \quad (3-2)$$

並且採用 Blanchard(1979)所提出的隨機型泡沫中，有兩種機制，分別為以機率 π 與 $1 - \pi$ 呈現。

$$B_{t+1} = \begin{cases} \frac{(1+r)}{\pi} B_t + \epsilon_{t+1}, & \text{with prob. } \pi \\ \epsilon_{t+1}, & \text{with prob. } 1 - \pi \end{cases} \quad (3-3)$$

第一節 泡沫檢定:遞歸單根檢定

在機率 π 下，泡沫會遵循自迴歸 AR(1)的過程。從式(3-1)可知，現貨價格就是泡沫與市場基本面的總和，也具有爆炸性根源(explosive)。有許多典型的文獻，在這種基礎上對資產定價做右尾單根檢定來檢驗泡沫。雖然單根檢定被廣泛使用，但是也有一個重要的缺點，尚無定論。原因就是資產價格就算在沒有泡沫的情況下也可能會爆炸。只要基本面的部分組成顯示出爆炸的可能($\phi > 1$)，因為爆炸的基本面不能先被排除，尤其在惡性通膨發生的期間，單根檢定可能會導致錯誤的推斷。

研究人員們已經將基本面納入分析中，就是為了解決單根檢定錯誤的問題；對資產價格與基本面的比率進行單根檢定，檢測資產價格與基本面之間的關係，並且比較資產價格與基本面的差異。這些方法都有一個共同點，就是都依賴基本面的經濟模型。經濟模型的不確定性可能引起設定錯誤的問題。如同式(3-4)顯示，衍生性金融市場的資料在這種情況下可能會有用。

在風險中立的情況下，期貨的月資料被定義為：

$$f_{t,n} = E_t[P_{t+n}] = E_t[v_{t+n}] + E_t[B_{t+n}] \quad (3-4)$$

n 為到期日

將式(3-2)與式(3-3)帶入，即可以寫成

$$f_{t,n} = \phi^n v_t + (1+r)^n B_t \quad (3-5)$$

使用式(3-1) n 個週期， $t+n$ 期的現貨如下：

$$P_{t+n} = v_{t+n} + B_{t+n} \quad (3-6)$$

由於發生泡沫，代替遞歸的產生：

$$P_{t+n} = \phi^n v_t + \left(\frac{1+r}{\pi}\right)^n B_t + \epsilon_{t+n}^* \quad (3-7)$$

ϵ_{t+n}^* 是由 $\sum_{i=1}^n \phi^{n-i} \theta_{t+i}$ 與 $\sum_{i=1}^n \left(\frac{1+r}{\pi}\right)^{n-i} \epsilon_{t+i}$ ，這兩個移動的平均過程所組成。

比較式(3-5)與式(3-7)，顯示未來的現貨遠高於期貨的差異。主要是因為在 t 期時，理性代理人並不確定泡沫是否會持續發生，所就會對泡沫的爆發添加非零的概率。所以，泡沫的預期成長率 $(1+r)^n$ 低於 $(1+r)^n/\pi^n$ 的實質比率。

式(3-7)減去式(3-5)得到式(3-8)

$$\begin{aligned} P_{t+n} - f_{t,n} &= \left(\phi^n v_t + \frac{(1+r)^n}{\pi^n} B_t + \epsilon_{t+n}^* \right) - (\phi^n v_t + (1+r)^n B_t) \\ &= (1+r)^n \left(\frac{1}{\pi^n} - 1 \right) B_t + \epsilon_{t+n}^* \end{aligned} \quad (3-8)$$

根據式(3-8)， $P_{t+n} - f_{t,n}$ 代表著泡沫過程的線性函數與兩個平均移動的過程總和。從實證角度來看，就代表可以通過 $P_{t+n} - f_{t,n}$ 使用單根檢定來檢測泡沫，這個檢測比 P_{t+n} (或 $f_{t,n}$) 檢測優勢在於並不是由基本面所決定的。故本文採用股票現貨減去股票期貨來進行泡沫之檢定。

第二節 GSADF 檢定法

本篇文章所採用的檢定方法為 Phillips et al. (PWY, 2015) 所提出的 Generalized sup ADF(GSADF)。GSADF 是以單根檢定(ADF)為基礎所發展出來得進階泡沫檢定法。首先，先以單根檢定(ADF)來推導，並說明。

首先，對單根檢定(ADF)取最小上界值(SUP)，並可以簡單定義為：

$$SADF(r_0) = \sup_{r_n \in [r_0, 1]} ADF_0^{r_n} \quad (3-9)$$

r_0 是最小的樣本窗口寬度的分數(起始值)，根據 Phillips et al. (PWY, 2015) 文中，最小樣本窗口的算式為 $r_0 = (0.01 + \frac{1.8}{\sqrt{T}})T$ ， T 為總樣本數。式(3-14)表示單根檢定(ADF)從 0 運行到 r_n 。SADF 是由 Phillips et al. (PWY, 2015) 所提出，是根據向前遞歸的右尾單根檢定(ADF)的順序來檢定泡沫。但是，當樣本期間多次繁榮與崩潰時，PWY 程序可能會因功率降低而受到影響，而無法檢定泡沫的存在。所以，SADF 在檢定長時間或擁有快速變化的市場數據時，可能檢定不出泡沫。故本文採用 SADF 的延伸，廣義自回歸模型(GSADF)來檢定泡沫。

廣義自回歸模型(GSADF)是以遞歸方式對數據樣本重複進行單根檢定(ADF)。也就是先以 t_1 為基期向後檢測，然後再以 t_2 為基期向後檢測，以此類推。

我們假定 GSADF 在所有可行範圍內(r_1 和 r_2)的雙遞歸中最大的 ADF 統計量，以 $GSADF(r_0)$ 表示。

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (3-10)$$

$$\sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \left\{ \frac{\frac{1}{2}r_\omega [W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_\omega] - \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr [W(r_2) - W(r_1)]}{r_\omega^{1/2} \left\{ r_\omega \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \right]^2 \right\}^{1/2}} \right\} \quad (3-11)$$

式(3-11)是 GSADF 檢驗統計量的極限分佈， $r_\omega = r_2 - r_1$ 和 W 是標準 Wiener 過程。在 PWY 中提出的策略是使用從樣本起始到的觀察值 τ (展現在 $I_{[T_r]} = \{y_1, y_2, \dots, y_{[T_r]}\}$ 中的訊息)的數據進行右尾的遞歸 ADF 檢定。由於 $I_{[T_r]}$ 可能包含一個或多個崩潰的泡沫事件，所以這個 ADF 檢定與早期的單根檢定和基於協整的泡沫檢定一樣，可能導致偽靜態的行為。而且，除了資料的第一個泡沫檢定成功，其他資料內的泡沫通常會檢定不出來。所以採用一種雙遞歸的檢定方式，稱為 Backward Sup ADF，以提高泡沫識別的準確性。

Backward SADF 檢定就是對樣本序列進行反向的 sup ADF 檢定，其中每個樣本的終值固定在 r_2 ，並且從 0 開始變化到 $r_2 - r_0$ 。BSADF 檢定就是固定最後一個窗口的樣本作滾動窗口檢定。假設窗口設定 30，第一期的值，為樣本從 0 開始到 30 做一次 ADF 檢定；第二期的值，為樣本從 0 到 31 做一次 ADF 檢定，再從 1 到 31 做一次 ADF 檢定，二者取其最大值為第二期的值。以此類推。表示成公式，如下：

$$BSADF_{r_2}(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (3-12)$$

BSADF 提供了更多樣本的訊息，並且提高了樣本內泡沫檢定的能力，因為 BSADF 可以一個一個替除掉樣本進行檢測，若是某個樣本有泡沫發生能夠較為準確的檢定出來，所以 BSADF 在檢定多重泡沫的情況有較大的靈活性。

SADF 是基於每個 $r_2 \in [r_0, 1]$ 重複進行 ADF 檢定。GSADF 則是對每個 $r_2 \in [r_0, 1]$ 進行反向的 sup ADF 檢定。根據反向的 sup ADF 序列的 sup 值進行推斷，為 $\{BSADF_{r_2}(r_0)\}_{r_2 \in [r_0, 1]}$ 。因此，SADF 與 GSADF 的算式可以分別寫成：

$$\begin{aligned} \text{SADF}(r_0) &= \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{ \text{ADF}_{r_2} \} \\ \text{GSADF}(r_0) &= \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{ \text{BSADF}_{r_2}(r_0) \} \end{aligned} \quad (3-13)$$

第三節 單根檢定(Augmented Dickey-Fuller, ADF)

泡沫檢定完，本文將泡沫假設為檢定係數，並且納入四種總體經濟變數，來進行檢定，檢定這四種總體經濟變數是否會影響泡沫的生成。

在探討總體經濟變數與股價泡沫之間的關係之前，必須先了解現貨、期貨、通貨膨脹率、活期存款利率等總體經濟變數時間序列是否符合恆定。故本文採用單根檢定(ADF)來對各經濟變數的恆定性進行檢定。

考慮一個自回歸模型 AR(k):

$$\begin{aligned} \varphi(L)y_t &= \mu + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t &\overset{i.i.d.}{\sim} (0, \sigma^2), \end{aligned} \quad (3-14)$$

其中，

$$\varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \dots - \varphi_k L^k. \quad (3-15)$$

令 $a=k-1$ ，代入式(3-15)可得

$$\varphi(L) = (1 - L) - \alpha_0 L - \alpha_1 (L - L^2) - \dots - \alpha_a (L^a - L^{a+1}) \quad (3-16)$$

係數 α_i 符合

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= -1 + \sum_{j=1}^k \varphi_j \\ \alpha_i &= -\sum_{j=i+1}^k \varphi_j, \text{ for } i = 1, 2, \dots, a \end{aligned} \quad (3-17)$$

所以，根據式(3-15)，式(3-14)可以改寫成：

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_a \Delta y_{t-a} + \varepsilon_t \quad (3-18)$$

式(3-16)，稱為式(3-14)的 Dickey-Fuller 重新參數化。

若 $\varphi(z) = 0$ 有一個根落在單位圓上，也就是 $\varphi(1) = 0$ ，說明 y_t 具有單根。若 y_t 有單根，則虛無假設為 $H_0: \varphi(1) = 0$ vs $H_1: \varphi(1) < 0$ ，代入式(3-16)

$$\varphi(1) = (1 - 1) - \alpha_0 - \alpha_1 (1 - 1^2) - \dots - \alpha_a (1^a - 1^{a+1}) = -\alpha_0 \quad (3-19)$$

由上式可以發現若是檢定 $H_0: \varphi(1) = 0$ 具有單根。等同於檢定式(3-18)之 $H_0: \alpha_0 = 0$ vs $H_1: \alpha_0 \neq 0$ 。

式(3-18)中， $\alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_a \Delta y_{t-a}$ 稱之為 ADF 檢定的增廣項，則假設去除增廣項的資料過程為定態的自迴歸 AR(1)模型為：

$$y_t = \alpha_0 y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2) \quad (3-20)$$

其中 $|\alpha_0| < 1$ 。

第四節 AR-GARCH 模型

確認股票現貨、期貨、通貨膨脹率、活期存款利率等總體經濟變數具有衡定性後，就要開始檢定這些總體經濟變數與泡沫生成是否有關係。為了檢定總體經濟變數與泡沫的關係，本文採用股價和期貨的資料與通貨膨脹率、活期存款利率和工業生產指數進行檢定相關性。由於金融資產具有波動的群聚現象，金融商品兼具有高峽峰、厚尾以及變異數會隨著時間而改變的特性。故本文採用 Bollerslev (1986) 所提出的一般化自我回歸異質性變異模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model, GARCH)，此模型假設變異數不僅僅受到前一期預測的誤差平方項的影響，也會受到前一期變異數的影響。GARCH 模型分為兩個部分，一個為條件變異數方程式，另一個為條件平均數方程式。如下：

條件平均數方程式：

$$y_t = \gamma \text{Log}(h_t) + a_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^4 b_j z_j + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-21)$$

條件變異數方程式：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{l=1}^4 \kappa_l z_l \quad (3-22)$$

其中 α_i 代表前期之非條件波動對當期之條件變異數造成的影響； β_j 代表前期的條件變異數對當期條件變異數造成的影響； $\log(h_t)$ 為取 \log 後的變異數； z_1 代表總體經濟變數中的活期存款利率； z_2 為工業生產指數； z_3 為通貨膨脹率而 z_4 代表 REITs 指數。假設 ε_t 為穩定之時間數列且非條件變異數 $\sigma_\varepsilon^2 < \infty$ ，則 GARCH 模型必須滿足 $0 \leq \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ 的限制條件。

第四章 實證結果與分析

本章節的實證分析步驟如下所示，4.1.為樣本資料敘述統計量之描述。4.2.利用 Phillips et al. (PWY, 2015)所提出的 GSADF 檢定方法，檢定台灣股市是否存在股價泡沫現象。4.3.將 GSADF 統計量視為股價泡沫形成的偵測指標，本研究探討總體經濟變數與股價泡沫之間的關聯性。

第一節 資料來源

表 4-1 為樣本資料的敘述統計量，本研究採用的變數包括股市現貨價格與期貨價格、通貨膨脹率、活期儲蓄存款利率、工業生產指數以及 REITs 上市指數，除了 REITs 上市指數外，其餘變數的樣本期間為 1998 年 7 月至 2017 年 12 月，共 233 筆月資料，而 REITs 上市指數資料期間為 2006 年 1 月至 2017 年 12 月，共 144 筆月資料。這些資料來源皆來自於 TEJ 資料庫，股市現貨價格採用 TEJ 大盤指數之收盤價格，期貨採用台指近月期貨指數，並擷取結算日隔天之收盤價格

第二節 經濟變數之選取

本文所選取之經濟變數為活期儲蓄存款利率、工業生產指數、通貨膨脹率以及 REITs 上市指數，這四種經濟變數皆為可能影響股市泡沫化之經濟變數，對映到第三章第五節中，分別表示為 z_1 、 z_2 、 z_3 以及 z_4 。在表 4-5 中，係數 a_1 與 κ_1 對應到活期存款利率之係數；係數 a_2 與 κ_2 對應到工業生產指數之係數；係數 a_3 與 κ_3 對應到通貨膨脹率之係數；係數 a_4 與 κ_4 對應到 REITs 上市指數之係數；其中本文將工業生產指數視為產出水準的替代變數；本文將 REITs 指數視為不動產房屋價格的替代變數。

第三節 基本統計分析

首先，在表 4-1 中，發現股市現貨指數在 1998 年至 2017 年的期間的平均數為 7360.11，最大值為 10720.28，而最小值為 3781.17，兩者相差 6939.11，幾乎是三倍之差，顯示股價漲跌幅相當大，代表股價指數並非相對平穩。而股市現貨指數與期貨指數之偏態係數皆為 -0.19，表示股市有左偏的現象，呈現為負偏態，現貨指數與

期貨指數之標準差分別為 1581.18 與 1591.71，表示期貨指數波動性大於現貨指數，由於期貨指數隱含對未來股市的預期，其不確定性高於現貨股價指數；而現貨與期貨之平均值分別為 7360.11 與 7339.41，表示自 1998 年至 2017 年台灣的股票市場之股價與期貨市場的平均水平。最後，現貨以及期貨之峰態係數皆小於 3，呈現低闊峰之分布型態，以常態分配檢定來看，兩者估計大致上呈現顯著結果，拒絕現貨指數與期貨指數呈現常態性分配之虛無假設。

另外，表 4-1 中對四個總體經濟變數的敘述統計量中可發現，通貨膨脹率、活期存款利率、工業生產指數與 REIT 上市指數之平均值分別為 0.97%、0.44%、83.45 及 1291.23，這些數據表示台灣的總體經濟表現平均水準。在這四種經濟變數中偏態係數僅有工業生產指數為負偏態，其餘三個變數皆為正偏態，而在峰態係數中，除了通貨膨脹率與活期存款利率大於 3 呈現高峽峰的分佈型態；其餘兩個變數之峰態係數皆小於 3 呈現低闊峰之分佈型態。由常態分配檢定來看，皆呈現統計上顯著拒絕常態性分配之虛無假設。

表 4-1 研究變數的敘述統計量

	現貨	期貨	通貨膨脹率	活期存款利率	工業生產指數	REITs 指數
平均數	7360.11	7339.41	0.97	0.44	83.45	1291.22
最大值	10720.28	10761	5.80	2	115.67	1774.22
最小值	3781.17	3351	-2.34	0.08	46.01	796.65
標準差	1581.18	1591.71	1.379	0.57	19.20	269.04
偏態	-0.19	-0.19	0.52	1.48	-0.04	0.03
峰態	2.28	2.32	3.73	3.51	1.64	1.54
常態分配檢定	6.48	5.98	15.59	88.11	18.08	12.87
p-value	0.03	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00

註：常態分配檢定採用 Jarque-Bera test。

圖 4-1 到圖 4-5 分別表示為通貨膨脹率、活期存款利率、工業生產指數與 REITs 上市指數之時間趨勢圖。由圖 4-1 可以看出台灣的通貨膨脹率維持在 1% 左右，在 2008 年前後因受到國際金融海嘯之影響，致使通貨膨脹率呈現暴漲暴跌之現象；而由圖 4-2 可得知活期存款利率自 1998 年的 2% 一路持續調降到 2003 年 0.8% 左右，而後存款利率便維持在 0.8% 的水準至今；從圖 4-3 可以得知，工業生產指數自 1998 年開始

呈現長期上揚的走勢，與通貨膨脹率相同的是於 2008 年左右受到國際金融海嘯之影響出現較為巨大的波動；最後由圖 4-4 可知，REITs 上市指數最低點於 2008 年，而後開始上漲於 2012 年達到最高點，開始緩慢降低，但就整體來說處於成長趨勢。

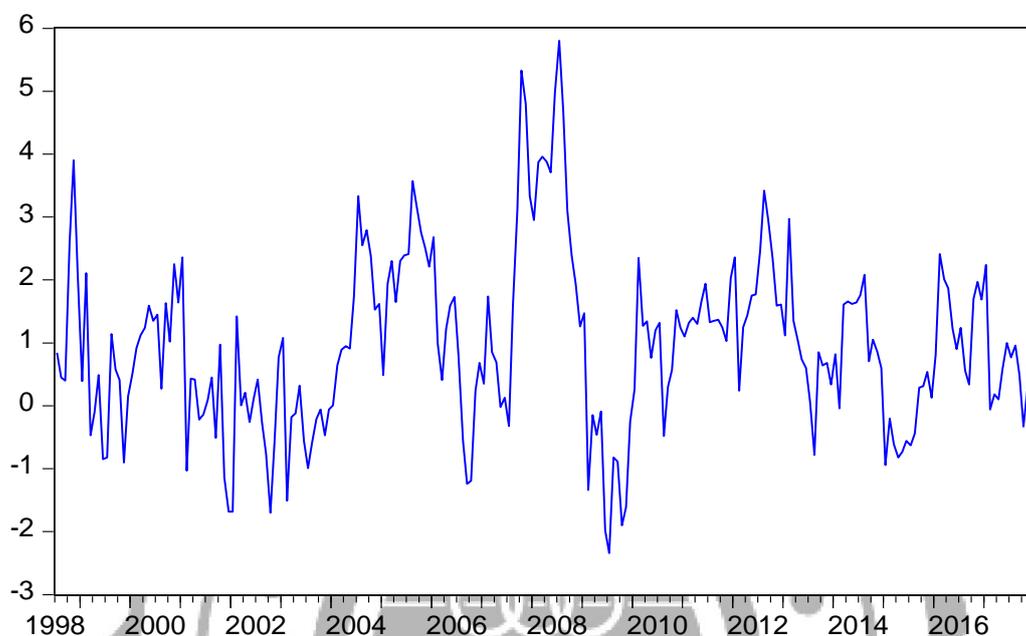


圖 4-1 台灣近年來之通貨膨脹率趨勢圖(1998 年 7 月至 2017 年 12 月底)

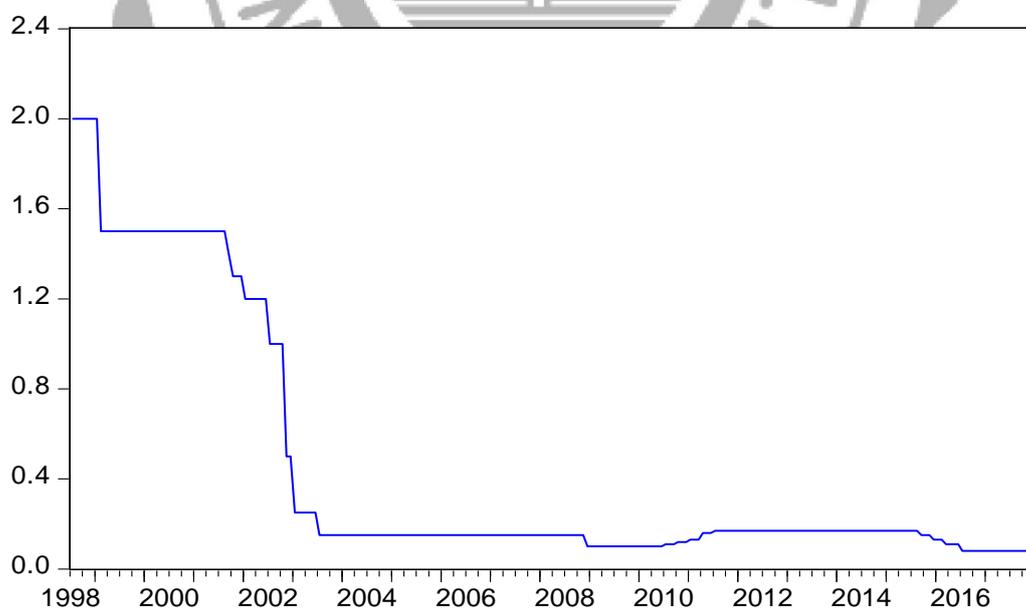


圖 4-2 台灣之活期存款利率趨勢圖(1998 年 7 月至 2017 年 12 月底)

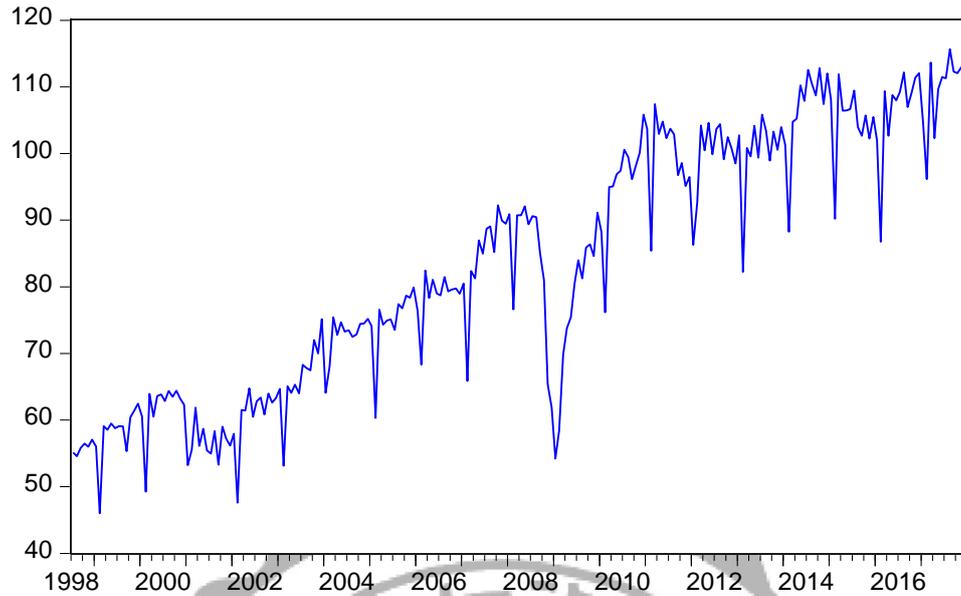


圖 4-3 台灣工業生產指數趨勢圖(1998 年 7 月至 2017 年 12 底)

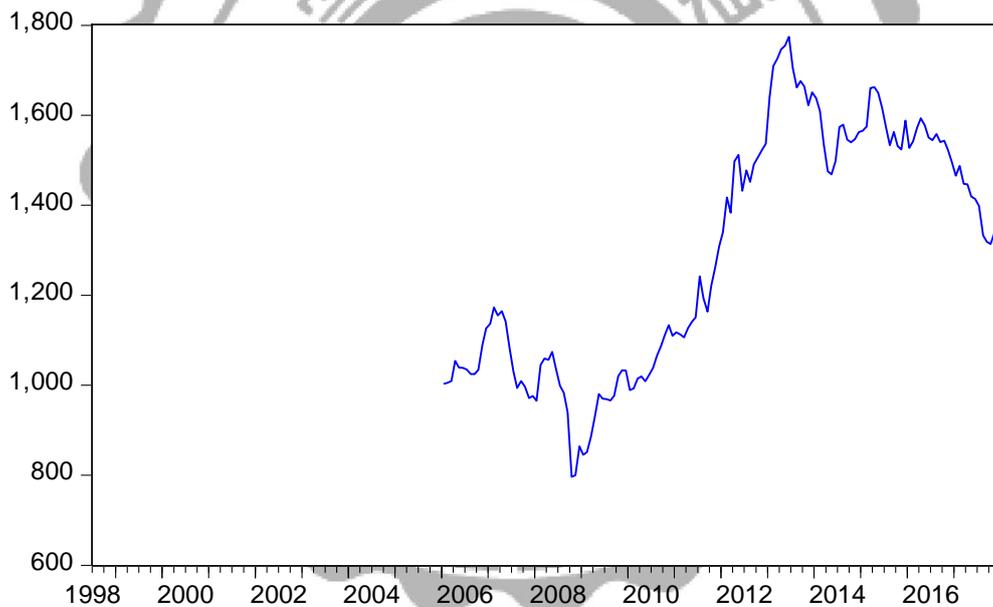


圖 4-4 台灣 REIT 上市指數趨勢圖(2006 年 1 月至 2017 年 12 月)

第四節 股價泡沫檢定結果

本文採用 Phillips et al. (PWY, 2015)所提出的 GSADF 檢定方法進行股價泡沫之檢定，利用當其股價現貨指數減去前一期期貨指數之差距進行實證分析，其起始樣本數根據 PWY 所建議之準則設為 30 筆，而 GSADF 檢定之臨界值則使用 bootstrapping 方式產生，模擬次數為 300 次。

其圖 4-5 為檢定股價現值-預期股價之 GSADF 圖，從圖形可以發現資料期間中包含 3 個泡沫區域，第一次的泡沫區域為 2008 年 6 月至 2008 年 9 月；第二次的泡沫區域為 2008 年 12 月至 2009 年 6 月；第三次的泡沫區域為 2014 年 12 月至 2015 年 3 月。

研究發現第一次泡沫區域與第二次泡沫區域為 2008 年美國次級房貸所引起的全球性金融海嘯。第三次的泡沫區域為 2016 年初，受到國際油價大跌、大陸股市震盪、1 月總統大選...等影響，使台股產生泡沫。台股資金的組成，有很大的一部份是來自國外的法人，致使每當國際發生金融危機或金融劇烈波動時，都會造成股市的劇烈動盪。

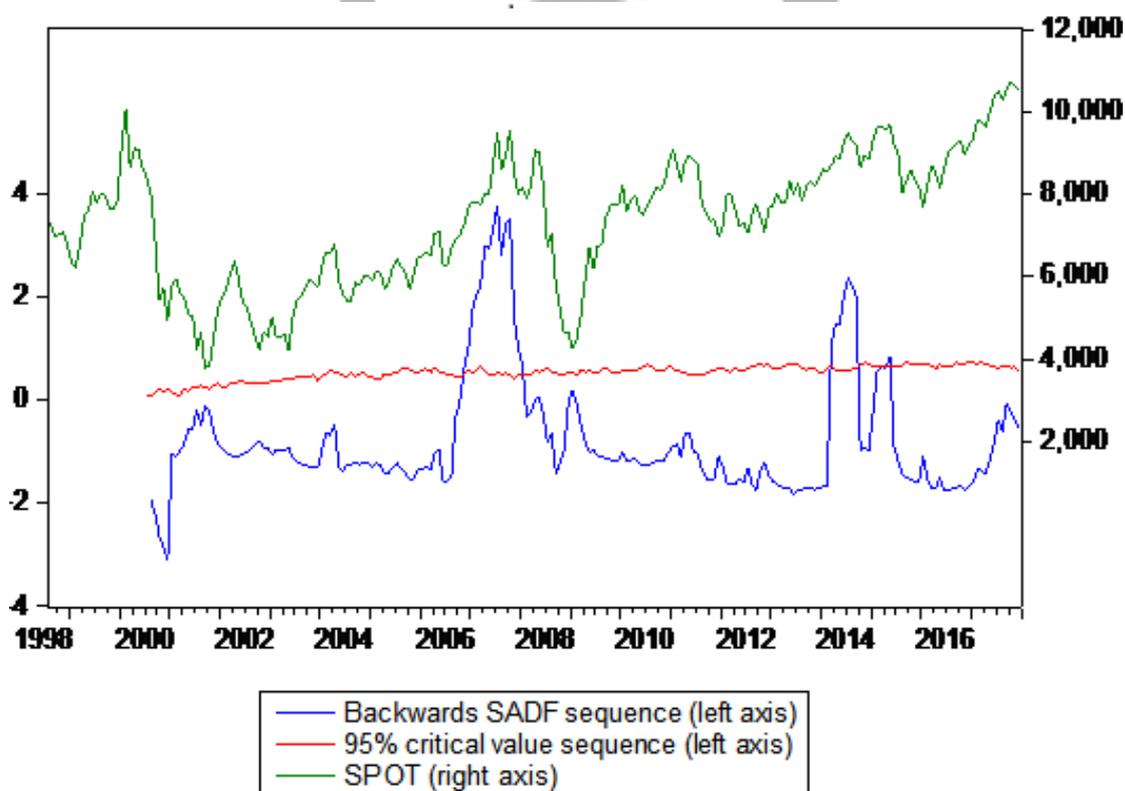


圖 4-5 本期現貨-上一期期貨之 GSADF 檢定圖

第五節 股價泡沫與總體經濟變數之關聯性

在前述部分，本文以 PWY(2015)所提出的 GSADF 檢定驗證台灣股票市場是否存在股價泡沫，其實證結果發現台灣股市確實存在股價泡沫的現象，而本節嘗試更進一步利用 GSADF 統計量作為觀測股價泡沫成形的替代性指標，採用迴歸分析驗證總體經濟變數是否與股價泡沫成形存在關聯性。然而在進一步探討兩者之間的關

聯性之前，必須確認變數序列為定態，因此，本文先針對 GSADF 指標、通貨膨脹率、工業生產指數、REITs 指數與活期存款利率等變數進行 ADF 單根檢定。表 4-2 為 GSADF 與總體經濟變數之單根檢定，其實證結果顯示 GSADF 指標在水準項拒絕存在單根之虛無假設，表示其數列具有恆定性，然而在 LB_Q 統計量上拒絕不存在自我相關之虛無假設，顯示 GSADF 指標具有自我相關現象，而其他各總體經濟變數之 ADF 單根檢定，除了活期存款利率採用有常數項不包括趨勢項的設定進行單根檢定外，其餘皆採用有常數項也包含趨勢項進行 ADF 檢定。實證結果可以發現通貨膨脹率、工業生產指數以及活期存款利率接受序列具有恆定性，只有 REITs 指數則需要經過一階差分後才能拒絕不存在單根之虛無假設。

表 4-2 GSADF 與總體經濟變數之單根檢定(ADF test)

	GSADF 指標	通貨膨脹率	工業生產指數	REITs 指數	活期存款利率
水準項	-2.873	-3.931	-4.685	-0.667	-3.218
一階差分				-9.989	

註:粗體字代表在 5%信心水準下，顯著拒絕該變數具有單根之虛無假設。

表 4-3 GSADF 指標之 Q 統計量

	LB_Q(6)	LB_Q(12)	LB_Q(18)
GSADF 指標	278.87***	321.31***	325.87***

註:***表示在 1%信心水準下，拒絕變數存在無自我相關之虛無假設。

由於表 4-2 結果說明 GSADF 指標存在自我相關現象，因此，本研究首先針對 GSADF 指標配適 AR 模型，用以捕捉自我相關的現象，其實證結果如表 4-4 所示。由表 4-3 可以發現 GSADF 指標落遲一期與落遲四期之估計係數皆在 1%的信心水準下拒絕係數為零之虛無假設，同時，在 AR(4)模型下，LB_Q 統計量皆無法拒絕不存在自我相關之虛無假設，顯示 AR(4)模型已能捕捉 GSADF 指標存在自我相關之現象，然而，LB_Q² 統計量顯示 GSADF 指標存在異質變數的問題，若忽略此項問題將導致估計標準差存在偏誤，導致估計係數在統計顯著性上出現錯誤推論，因此，本研究針對 GSADF 指標採用 AR-GARCH 模型並納入不同外生總體經濟變數，來探

討總體經濟變數是否會對股價泡沫產生影響。

表 4-4 配適 GSADF 指標之 AR 模型

	GSADF	標準差
截距項	-0.7253***	0.2413
GSADF(-1)	0.4595***	0.0581
GSADF(-4)	0.3402***	0.0582
LB_Q(6)	2.9063	[0.821]
LB_Q(12)	11.423	[0.493]
LB_Q(18)	13.994	[0.729]
LB_Q ² (6)	23.150	[0.001]
LB_Q ² (12)	25.501	[0.013]
LB_Q ² (18)	26.393	[0.091]

註: ***代表 1%的信心水準, ()內數字表示為落遲期數, []內數字表示為 p-value 值。

為了綜整總體經濟變數對 GSADF 指標的影響, 本研究嘗試了五種不同的 AR-GARCH 模型, 冀望可以完整描繪兩者之間的關聯性, 模型一為基礎的 AR-GARCH 模型、模型二將活期存款利率、工業生產指數與通貨膨脹率納入 AR-GARCH 模型中的平均數方程式, 端看三個總體經濟變數對於 GSADF 指標的影響、模型三則進一步將 REITs 指數也納入 AR-GARCH 模型中平均數方程式, 受限於 REITs 指數的樣本數較少, 因此, 分開考慮模型二與模型三的實證估計、模型四則將活期存款利率、工業生產指數與通貨膨脹率同時納入 AR-GARCH 模型中的平均數方程式與變異數方程式, 同時考量總體經濟變數對於 GSADF 指標與 GSADF 指標波動性的影響, 最後模型五則在模型四的架構下, 也加入樣本數較少的 REITs 指數進入平均數方程式與變異數方程式作全面性的考量, 其實證結果如下表 4-5 所示, 首先, 根據模型一至模型五中的 LB_Q 與 LB_Q2 統計量可以發現, 所有模型皆已經無法拒絕不存在自我相關與異質變異的虛無假設, 顯示 AR-GARCH 模型對於 GSADF 指標有一定的配適程度, 而落遲一期與落遲四期的 GSADF 指標對於當期的 GSADF 指標皆存在顯著正向的影響效果, 由估計係數大小可以看出隨著時間越長, 影響效果也越來越小, 表示股價泡沫的膨脹隨著時間增加有正面的效果, 而 ARCH

項與 GARCH 項的係數皆為顯著，表示股價泡沫也存在叢聚(cluster)的現象，當股價泡沫波動性越大時，隨後的股價泡沫波動性也容易變大，反之亦然。

模型二考量活期存款利率、工業生產指數與通貨膨脹率對於股價泡沫指標的影響，由實證結果可以發現，活期存款利率與工業生產指數的估計係數分別為-0.084 以及-0.001，兩者在 1%的信心水準下皆拒絕顯著不為零的虛無假設，表示利率與產出皆顯著與股價泡沫指標呈現負相關，代表提高利率與增加產出水準皆有抑制股價泡沫形成的效果，而通貨膨脹率則無明顯的影響效果存在。

模型三則考量 REITs 指數對於股價泡沫指標的影響，納入 REIT 指數後並無改變利率的負向顯著性，然而，工業生產指數卻轉變成正向的顯著影響股價泡沫，可能原因是工業生產指數與 REITs 指數都代表實質經濟的相關變數，兩者之間具有部分的替代性，而本研究將 REITs 指數視為不動產房屋價格的替代變數，過去文獻對於房價與股價之間的關聯性並無一致性的結論，在模型三的實證結果中，REITs 指數的估計係數為 0.556，在 1%的信心水準下顯著拒絕為零的虛無假設，表示不動產價格上漲有助於股價泡沫的形成。

利用 GSADF 統計量作為觀測股價泡沫的替代性指標，其具有異質變異的統計特性，因此，本研究同時考慮總體經濟變數是否會影響股價泡沫指標的波動性。模型四同時考量活期存款利率、工業生產指數以及通貨膨脹率對於 GSADF 指標與 GSADF 波動性的影響，從實證結果可以發現活期存款利率與工業生產指數仍維持顯著負向的影響，而通貨膨脹率則出現正向的顯著影響，由於本研究的通貨膨脹率是採用消費者物價指數作為計算的基礎，此結果表示消費者全面性的物價上漲也會加速股價泡沫的成形；而在變異數方程式中也可以發現到利率與工業生產指數對於 GSADF 指標的波動性存在顯著負向的抑制效果，表示利率的上升或是產出水準的增加都會顯著降低股價泡沫的波動性。最後將 REITs 指數納入平均數方程式與變異數方程式的模型五，從實證結果可以觀察到利率仍維持顯著的負向影響股價泡沫，工業生產指數轉變成在 5%的信心水準下顯著正向影響股價泡沫，而通貨膨脹率則在 1%的信心水準下顯著正向影響股價泡沫，而在變異數方程式中，僅剩下 REITs 指數在 1%的信心水準下，顯著負向影響 GSADF 指標的波動性，這樣的結果與模型四迥異，可能原因來自於模型五的樣本數限制以及估計係數較多所造成的影響。

從表 4-5 的實證結果可以總結利率對於股價泡沫存在顯著的抑制效果，表示利

率上升會顯著減少股價泡沫的成形，不論是平均數或是波動性都有明顯的負向效果，而工業生產指數則在不考慮 REITs 指數下，對於股價泡沫也存在顯著的反向效果，同時對於股價泡沫的波動性也存有相同的效果，而通貨膨脹率在模型三到模型五中，對於股價泡沫則有顯著正向的影響，表示物價的上漲將會導致股價泡沫進一步的成形。



表 4-5 GSADF 指標 AR-GARCH 模型實證結果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
γ	-0.015 ^{***}	-0.053 ^{***}	-0.064 ^{***}	-0.243 ^{***}	0.014
[Log(GARCH)]	(0.002)	(0.003)	(0.009)	(0.015)	(0.039)
a_0	-0.104 ^{***}	-0.156 ^{***}	0.183 ^{***}	0.289 ^{***}	-1.654 ^{***}
	(0.007)	(0.021)	(0.036)	(0.009)	(0.374)
a_1	0.963 ^{***}	0.859 ^{***}	0.924 ^{***}	0.862 ^{***}	0.451 ^{***}
	(0.0005)	(0.008)	(0.007)	(0.001)	(0.066)
a_4	0.0276 ^{***}	0.099 ^{***}	0.036 ^{***}	0.133 ^{***}	0.235 ^{***}
	(0.0005)	(0.009)	(0.008)	(0.001)	(0.058)
$b_1(\text{IR})$		-0.084 ^{**}	-4.321	-0.314 ^{***}	-3.121 [*]
		(0.020)	(0.301)	(0.025)	(1.616)
$b_2(\text{IP})$		-0.001 ^{***}	0.001 ^{***}	-0.004 ^{***}	0.007 ^{**}
		(0.0002)	(0.0002)	(7.42E-05)	(0.002)
$b_3(\text{Imflation})$		0.0006	0.007 ^{***}	0.010 ^{***}	0.110 ^{***}
		(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.025)
$b_4(\text{REITs})$			0.556 ^{***}		2.061
			(0.108)		(1.474)
α_0	0.075 ^{**}	0.073 ^{***}	0.013 ^{***}	0.736 ^{***}	0.695 ^{***}
	(0.033)	(0.004)	(0.003)	(0.006)	(0.189)
α_1	0.485 [*]	0.505 ^{***}	0.220 ^{***}	0.118 ^{***}	0.299
	(0.266)	(0.187)	(0.059)	(0.014)	(0.271)
β_1	0.491 ^{***}	0.456 ^{***}	0.755 ^{***}	0.551 ^{***}	0.597 ^{***}
	(0.093)	(0.086)	(0.024)	(0.015)	(0.190)
$\kappa_1(\text{IR})$				-0.316 ^{***}	-0.862
				(0.008)	(2.297)
$\kappa_2(\text{IP})$				-0.004 ^{***}	-0.004
				(0.0001)	(0.004)
$\kappa_3(\text{Imflation})$				0.024 ^{***}	-0.0006
				(0.001)	(0.030)
$\kappa_4(\text{REITs})$					-4.003 ^{**}
					(1.607)
LB_Q(12)	13.619	12.632	15.858	14.241	14.198
	[0.326]	[0.396]	[0.198]	[0.286]	[0.288]
LB_Q(18)	16.333	14.889	18.670	16.034	16.436
	[0.569]	[0.670]	[0.412]	[0.590]	[0.562]
LB_Q ² (12)	17.792	18.499	11.889	7.124	7.825
	[0.122]	[0.101]	[0.455]	[0.849]	[0.799]
LB_Q ² (18)	18.473	19.081	12.464	7.543	8.350
	[0.425]	[0.387]	[0.822]	[0.985]	[0.973]
AIC	0.1522	0.6404	0.3733	0.7551	2.0419

註：()內數字表示為標準差，*、**與***分別為 10%、5%以及 1%下的信心水準，[]內數字則為 p-value 值。

第五章 結論

本文採用 Phillips et al. (PWY, 2015)提出的 GSADF 方法檢定台股泡沫現象。研究期間為 1998 年 7 月至 2017 年 12 月，共 233 筆月資料。

實證結果發現，台股於 1998 年 7 月至 2017 年 12 月間，雖然僅出現 3 次股市泡沫化，但由表 4-1 中，可知台灣股價指數最大值與最小值之間相差近 3 倍，代表台灣股價指數有明顯的波動。研究發現，這 3 次之股價泡沫皆可能與國際金融事件有關，由於外資為台股投資最大宗，若是外資因為本國或國際事件的原因而大量撤出，就有可能會造成台股崩盤危機，如 2015 年外資大量撤出機體電子產業，如：矽品、台積電。而造成了台股泡沫的產生。

實證結果發現，落遲一期與落遲四期的 GSADF 指標對於當期的 GSADF 指標存在著顯著的正向影響，並且會隨著時間增加，而影響效果也隨著較少，亦即股價泡沫的膨脹會隨著時間增加而增加，再加上股價泡沫存在叢聚現象，故股價泡沫波動性越大時，股價泡沫波動性也越容易變大；股價泡沫波動性越小時，股價泡沫波動性也越容易變小。加入 REIT 指數前，活期存款利率、工業生產指數與股價泡沫指標呈現負相關，當利率與生產指數增加，而泡沫形成將會降低。當加入 REIT 指數後，活期存款利率仍然與股價泡沫指標呈現負相關，工業生產指數則變為正相關，REIT 指數也為正相關，表示 REIT 指數上升有助於股價泡沫之形成。

考量活期存款利率、工業生產指數以及通貨膨脹率對於 GSADF 指標與 GSADF 波動性的影響，發現通貨膨脹率為正向的顯著影響，代表物價上漲會加速股價泡沫的成形。加入 REITs 指數前，活期存款利率與工業生產指數對於 GSADF 指標的波動性存在負向的效果，代表利率或是生產指數增加都會顯著的降低股價泡沫的波動性。當加入 REITs 指數後，僅剩 REITs 指數顯著的負向影響 GSADF 指標的波動性。

總結，加入 REITs 指數前，活期存款利率與工業生產指數對於股價泡沫形成與波動性存在顯著的抑制效果。而通貨膨脹率在模型三到模型五中，對於股價泡沫則有顯著正向的影響，表示物價的上漲將會導致股價泡沫加速的成形。

參考文獻

一、中文部分

姚宗宏 (2002),「台灣股價泡沫化現象之探討-狀態轉換模型之應用」,國立台北大學經濟系研究所碩士論文。

曾美瑩 (2000),「台灣股票市場泡沫現象之檢定-卡門濾淨器之應用」,淡江大學財務金融研究所碩士論文。

譚世昌 (2011),「投資者情緒與股價泡沫之研究」,國立台北大學經濟系研究所碩士論文。

龐司爾 (2016),「黃金市場之泡沫現象研究」,大葉大學國際企業管理學系碩士論文。

廖偉真 (2009),「不同樣本頻率之股市波動性估計-GARCH、TGARCH 與 EGARCH 之比較」,國立台灣大學農業經濟學研究所碩士論文。

二、英文部分

Baker, M., and Wurgler, J., (2006), "Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Return," *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.

Blanchard, O. J., and MW Watson, (1982), "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," *Nber Working Paper*, 945, pp.295-316.

Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, No.3, pp.307-327.

Campbell, J. Y., and Shiller, R.J., (1988a), "The Dividend-Price Ratio and the Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *Review of Financial Studies*, 1, 195-288.

Campbell, J. Y., and Shiller, R.J., (1988b), "Stock Price, Earnings and Expected Dividends," *Journal of Finance*, 43, 661-676.

Cutler, David, M., James, M. Poterba and Lawrence, H. Summers, (1991), "Speculative Dynamics," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 529-546.

Efthymios, G. Pavlidis, Ivan Paya, and David, A. Peel, (2017), "Testing for Speculative Bubbles Using Spot and Forward Prices," *International Economic Review*, 58, No.4, pp.1191-1226.

- Fama, Eugene, F. and French, K. R. (1988), "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 1, 3-25.
- Fama, Eugene, F. and French, K. R. (1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, 246-274.
- Froot, K. A., and Obstfeld, M., (1991), "Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Price," *American Economic Review*, 81, 922-930.
- Huntley Schaller, and Simon van Norden, (1997), "Fads or Bubbles?" *Bank of Canada Working Paper*, 97-2.
- Lucio Sarno, and Mark, P. Taylor, (2002), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate," *IMF Staff Papers*, 49, No.1, pp.65-105.
- Markus, K. Brunnermeier, (2017), "Bubbles," *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 0.1057/978-1-349-95121-5_44-2, (1-8).
- Peter, C. B. Phillips, Shuping Shi, and Jun Yu, (2015), "Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500," *International Economic Review*, 56, No.4, pp.1043-1077.
- Robert, E. Lucas, Jr, (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, Vol 46, No. 6, pp. 1429-1445.
- Shiller, R. J., (1981), "Fashion, Fads, and Bubbles in Financial Markets," *Cambridge, Mass. And London: The MIT Press*, pp49-68.
- Schwert, G. William, (1989), "Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 31, 83-126.
- Schwert, G. William, (1989), "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" *Journal of Finance*, Vol. XLIV, No. 5, 1115-1153.