

# 國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

透過股票之發行驗證經理人擇時能力

**Verification of Managerial Timing Ability through Equity**

**Issuing**

研究生：鄭佳琪

指導教授：王克陸 博士

中華民國九十六年六月

透過股票之發行驗證經理人擇時能力

## Verification of Managerial Timing Ability through Equity

### Issuing

研究生：鄭佳琪

Student : Chia-Chi Cheng

指導教授：王克陸 博士

Advisor : Dr. Keh-Luh Wang

國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

A Thesis

Submitted to Graduate Institute of Finance

National Chiao Tung University

in partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of

Master of Science

in

Finance

June 2007

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十六年六月

# 透過股票之發行驗證經理人擇時能力

學生：鄭佳琪

指導教授：王克陸 博士

國立交通大學財務金融研究所碩士班

## 摘 要

本研究欲從股票發行的觀點，探討經理人對股票市場的擇時能力。本研究以美國市場為研究對象，研究期間自1927年1月1日至2005年12月31日，研究方法主要依據Butler, Grullon and Weston (2005)之架構，分為樣本內分析與樣本外分析。首先，探討權益比例與整體市場報酬間的樣本內關係；接著，尋求其他證據來判斷此一樣本內關係的可能來源。最後，藉由Giacomini and White (2006)提出的條件方法來檢定權益比例對整體市場報酬是否具有樣本外預測能力。本文嘗試以整體假性市場擇時假說，對經理人看似能夠在整體權益市場中正確挑選時機的能力，提出解釋。

根據本研究之實證結果，發現權益比例與未來市場報酬在樣本內的顯著負向相關，是由於市場上發生重大的總體經濟衝擊事件所引起；並且經理人也未如擇時假說所言，會在權益與債券的發行間進行策略性移轉。此外，權益比例對於未來整體的市場報酬並不具有樣本外預測能力。本研究實證分析的結果傾向於不支持經理人具有市場擇時能力的觀點，並且能夠以整體的假性市場擇時假說做出合理解釋。

關鍵字：市場擇時、預測能力、股票發行

# **Verification of Managerial Timing Ability through Equity Issuing**

**Student : Chia-Chi Cheng**

**Advisor : Dr. Keh-luh Wang**

**Institute of Finance  
National Chiao Tung University  
June 2007**

## **ABSTRACT**

Based on a sample of listed firms in America over the period of 1927 to 2005, this paper examines whether corporate managers accurately time the market when they issue new securities. Following Butler, Grullon and Weston (2005) and Giacomini and White (2006), I divide the research into two section : In-sample analysis and out-of-sample analysis.

The results are summarized as follows : I find that the negative relation between the equity share and future market returns is driven by the strong positive correlation between market prices and the equity share surrounding large economic shocks. Besides, managers do not appear to strategically shift from equity to debt prior to high future market returns. Finally, I find that the equity share in total issues does not have any out-of-sample predictive power. Overall, the results are consistent with aggregate pseudo-market timing and market efficiency, and raise serious doubts that managers are able to predict market upturns and downturns and to time equity issues accordingly.

**Key Words : Market timing, Predictive ability, Equity issues.**

## 誌

## 謝

很慶幸我的誌謝辭不用淪為道歉辭，雖然這個誌謝辭寫的很倉促，但想要感謝的人真的很多。首先，要感謝我的指導教授王克陸老師，謝謝您給我自由的空間去發揮，以及對我們在工作上的鼓勵，您真的是一位超優又可愛的老師。也感謝財金所的老師們以及口試委員林建榮、陳達新、彭雅惠老師的細心指教。

特別感謝同是水瓶座的色凱秩，不只是論文的大力相助，更要謝謝的是你總是很細膩的關心朋友，最後寫論文的這段日子，有你的打氣與陪伴真的很窩心，你是溫暖人心的阿宅；謝謝我的同門師兄弟姐妹，尤其是溫柔善良的嘉琳，和我一起為相近的論文題目打拚、一起搭末班客運，不時通知我班上的消息，還麻煩妳幫我跑最後累人的離校手續；也謝謝詩玲、翠伶、處費和其實很成熟的阿師等 94 財金歡樂夥伴們，平常幫我這個糊塗鬼很多忙，在課業上也讓我學到了很多；謝謝宗賢在新竹對我的照顧，雖然你欺負我的時間可能比較多；另外，謝謝博班邱敬賢學長的熱心指導，還有學弟何俊儒、沈志堅，跟你們上課很開心，從你們身上我看到很多不一樣的態度，幸好不用跟你們一起畢業，好險。

當然，也要謝謝我最愛的可愛家人，謝謝你們給我最好的家庭氣氛，讓我寫論文的环境整個很歡愉又很飽；還有一直給我支持的毓棠，不管開心還是沮喪，你總是不離不棄，謝謝你對我大小麻煩事的包容，和一路上的陪伴與鼓勵。謝謝所有曾經一起走過的每一位朋友，因為有你們，我的每一天過的很好，也希望你們未來的每一天都很美好。

鄭佳琪 2007.07.19

# 目 錄

	頁次
中文摘要-----	i
英文摘要-----	ii
致謝-----	iii
目錄-----	iv
表目錄-----	vi
圖目錄-----	vii
第一章 緒論-----	1
第一節 研究背景與動機-----	1
第二節 研究目的-----	2
第三節 研究流程-----	4
第四節 研究架構-----	5
第二章 文獻回顧-----	6
第一節 公司水準的股票報酬-----	6
第二節 整體水準的市場報酬-----	8
第三章 研究方法-----	11
第一節 定義變數-----	11
第二節 研究假說-----	12
第三節 樣本與資料來源-----	13
第四節 研究方法-----	14
第四章 實證結果-----	24
第一節 樣本與敘述統計-----	24
第二節 權益比例與市場報酬間的樣本內關係-----	24
第三節 排除重大總體經濟衝擊事件後的樣本內關係-----	27

第四節 債券與權益間的策略性替代-----	28
第五節 權益比例的樣本外預測能力-----	31
第五章 結論與建議-----	37
第一節 結論-----	37
第二節 研究貢獻-----	38
第三節 後續研究建議-----	39
參考文獻-----	40
附錄一、固定長度滾動窗口之估計方法-----	44
附錄二、Wald-type檢定統計量-----	45



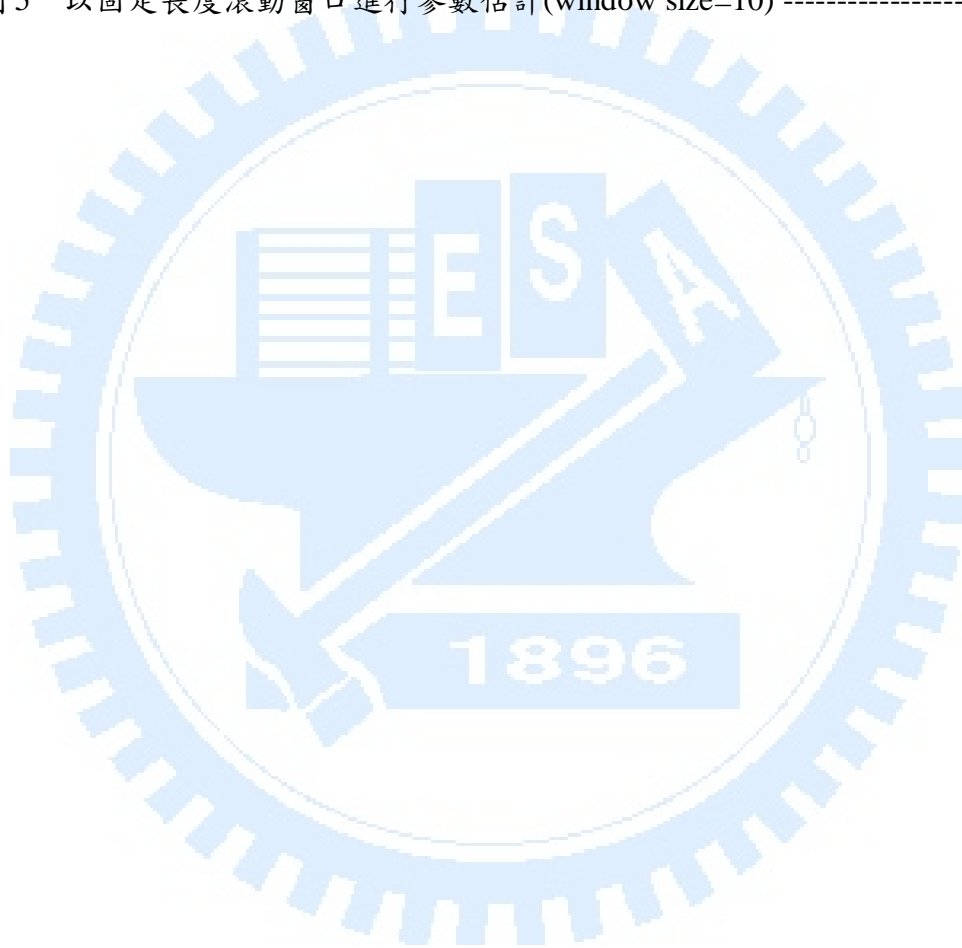
## 表 目 錄

表 1	摘要統計量-----	26
表 2	權益比例對下一期權益市場報酬之樣本內預測能力-----	27
表 3	排除重大經濟衝擊事件的影響後，權益比例對下一期權益市場報酬之樣本內預測能力-----	28
表 4	依債券與股票變動百分比區分子樣本其當期報酬之比較-----	29
表 5	依債券與股票變動百分比區分子樣本其未來報酬之比較-----	30
表 6	權益比例對價值加權市場報酬的樣本外預測能力-----	32
表 7	權益比例對等權加權市場報酬的樣本外預測能力-----	33
表 8	研究假說之檢定結果與可能解釋-----	34



## 圖目錄

圖 1	整體市場水準之權益發行-----	25
圖 2	整體市場水準之債券發行-----	25
圖 3	權益發行佔所有新發行的比例-----	25
圖 4	以整體的假性市場擇時假說解釋本研究結果-----	35
圖 5	以固定長度滾動窗口進行參數估計(window size=10) -----	44



# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

企業資金的主要來源分別為內部自有資金與由外部籌得的資金，其中，內部自有資金指的是公司正常營運所累積的保留盈餘；而外部資金則包括向銀行貸款、於資本市場發行債券、股票<sup>i</sup>等所獲得之資金。而股市的交投熱絡且流通性佳，使得現金增資早已成為企業籌措資金的主要來源。目前有愈來愈多的企業從股市募集所需的資金，許多企業上市的主要目的就是為了日後能順利募集資金，提供企業取得穩定長期資金的管道，使得企業可以作長期規劃及掌握有利的投資機會。為了達到資金募集經濟、效率的目標，增資的時機的選擇就顯的相當重要。然而，對於公司是否真的能夠選擇增資時機？在學術界中，仍是一個值得一再探究的議題。

對於探討市場擇時能力(market timing ability)的相關文獻，國內外皆有為數不少的文獻。以往學者大多是去探討公司權益發行的宣告效果，例如公司在初次上市公開發行(IPO)或權益增資發行(SEO)的宣告效果，去看在宣告日前後的短期股價行為反應。國外相關的實證發現，現金增資宣告對短期股價有負面影響，發現美國的現金增資宣告使股價下跌2%~3%，其股價下跌歸因於投資人向下修正對公司股票價值的信心。此外，也有相當多的文獻去衡量在權益發行後的長期股價或營運績效表現。過去的研究針對美國IPO、SEO公司進行長期績效的研究，實證幾乎都發現IPO、SEO公司在發行股票前，擁有較佳的股價績效，而在發行後，其長期股價績效有顯著下降的現象。學者因此認為，公司在權益發行後，長期績效表現並不理想的此一現象，可能隱含公司經理人具有「市場擇時能力」。

本研究對於「市場擇時能力」的界定，是指經理人能夠正確的預測市場未來是漲還是跌，而藉由正確的預測來選擇適當時機進出市場或加減碼，故可以在市場報酬波動前，調整投資組合的貝他風險，以追求更好之績效。應用在權益發行上，是指當經理人預測到未來整體的權益市場價格將會下跌時，經理人會傾向於發行較多的權益(相對於債券而言)；當經理人預測到未來整體的權益市場價格將會上漲時，則經理人會傾向於發行較少的權益(相對於債券而言)或購回股票，一般又可稱之為「權益市場擇時(equity market timing)」。

許多財務領域的實證研究，試圖去檢視某些公司在宣告特定公司事件(例如：初次上市公開發行、權益增資發行、股票購回以及合併與收購<sup>i</sup>等)後，宣告事件對該公司股票報酬的影響。其中，有相當多的研究採用事件研究法(event-study)來進行實證，以事件宣告日或實際發生日為事件日，發現在事件日後一段期間公司股票具有顯著的異常報酬，並依此解釋經理人的擇時能力。這些研究檢定的虛無假說為公司股票的異常報酬為零，即間接檢定市場效率性。在效率市場假說(efficient market hypothesis, EMH)成立下，股票的異常報酬應該要不顯著異於零。然而，許多的實證結果卻發現了顯著的異常報酬，這樣的結果並不支持效率市場假說<sup>1</sup>。因此，支持效率市場學派的學者與行為財務學學派的學者，爭論愈是激烈，也陸續出現一些文獻，對於那些支持經理人擇時能力的實證研究產生質疑。

## 第二節 研究目的

本研究主要在探討公司經理人是否真的具有市場擇時的能力，能夠選擇時

---

<sup>1</sup> Schultz (2003)認為發行公司數目並非外生決定，而是和先前的異常報酬呈正向相關。因此，當我們以長期累計超額報酬(cumulative abnormal returns, CAR)平均值來衡量權益發行後的績效表現時，即使在市場是效率的情況下，對IPO公司事前的預期異常報酬為零且沒有真實的擇時能力，卻仍會發現預期的長期累計超額報酬平均值為負值。

點來辦理權益增資。截至目前為止，過去對於公司新發行權益的文獻，不但數量驚人，而且絕大多數的實證研究都得到類似的結果，即公司在權益發行後，股票績效的確有顯著的下降。而本論文的主要研究目的，並非要得到一個出人意料的實證結果，而是著重在如何以另一個角度，解釋實證所得到的結果。

過去實證研究，對於公司在權益發行後具有顯著的負向異常報酬，經常解讀為公司經理人可以預期未來公司股票報酬甚至整體權益市場將會下跌，因此選擇在權益價格相對高的時期發行股票，據此作為經理人具有市場擇時能力的證據。雖然，經理人擇時效應會導致增加發行權益後股票的異常報酬為負，但是亦可能存在其他原因導致增加發行權益後股票的異常報酬為負，我們並不能觀察到此一現象，便斷定造成此現象的來源是經理人的擇時能力，或認為市場是不效率的，這樣的推論是一個不嚴謹的做法。

有鑑於此，本論文在探討經理人是否具有擇時能力時，對於每個研究命題，將同時以經理人具有擇時能力及不具有擇時能力的相反觀點，來進行分析與解釋。本研究除了檢視市場上權益發行狀況與股市報酬之間的關係外，亦將發生不可預期衝擊事件的期間剔除，重新檢視市場上權益發行狀況與股市報酬之間的關係是否產生變化？又經理人在執行發行決策時，是否會在權益發行與債券發行之間進行移轉？而在利用樣本內資料進行分析後，亦執行樣本外分析，來探討市場上權益發行的情形是否對未來股市報酬具有預測能力？這些都是本研究所欲探討的問題。

### 第三節 研究流程



#### 第四節 研究架構

本論文共分五章，對於經理人在發行新股時，是否具有市場擇時能力進行探討，全文架構簡述如下：

第一章 緒論，說明研究背景與動機，指出本研究之研究目的為何，並概述本論文之流程與架構安排。

第二章 文獻探討，主要分成兩大部份，分別是著眼於公司水準(firm-level)的股票發行與公司股票報酬兩者間關係之文獻，以及著眼於整體市場水準(market-level)的權益發行與市場報酬兩者間關係之文獻。

第三章 研究方法，首先，對主要研究變數進行定義；接著，藉由對前述對市場擇時相關文獻之探討，建立本論文之研究假說；並描述研究對象、研究期間、資料來源及篩選條件；最後，詳細說明本研究所使用的研究方法與步驟。

第四章 實證結果，利用所蒐集的資料進行實證分析，來檢視本研究之實證結果與預期結果是否一致，並據此結果提出解釋。

第五章 結論，根據對實證結果之分析與解釋，總結歸納出本研究之主要結論，整理出本研究的貢獻處，並對後續研究者提出建議。

## 第二章 文獻回顧

回顧過去相關文獻，我們依其研究對象之範圍分成兩大部份，第一部份的文獻，著眼於公司水準的股票發行與公司股票報酬兩者間的關係探討公司的股票報酬在權益發行前後異常報酬的變化，或以各種長期績效的衡量方式，來看權益發行後一段期間內，股票的長期異常報酬是否顯著表現不佳，來解釋實證結果與認為經理具有擇時能力的看法是否一致；第二部份的文獻，則著眼於整體市場水準的權益發行與市場報酬兩者間的關係，由總體的觀點來探討經理人的擇時能力。

### 第一節 公司水準的股票報酬

Graham and Harvey (2001)直接對公司經理人進行訪談，根據統計結果顯示，多數受訪的 CFO 承認對權益市場進行時機的挑選，並表示市場擇時確實為他們考量融資決策時的重要因素。

不過，以個別公司水準來看，一個最典型的方法是去檢視在權益發行後，股票長期績效的表現。Loughran and Ritter (1995)以 1970 至 1990 年間美國宣告股票發行的公司為樣本，包含初次上市發行及權益增資發行的公司，發現這些公司在發行後的五年間績效表現顯著劣於沒有發行股票的公司。就 IPO 公司而言，股票發行後五年間的平均年報酬率僅有 5%；就 SEO 公司而言，股票發行後五年間的平均年報酬率僅有 7%。投資在宣告股票發行的公司之投資者，必需比投資在與其規模相當而沒有宣告股票發行的公司多投入 44% 的資金，才能在五年後得到相同的財富。另外，他們也證明發行公司績效不佳的程度會隨時間而改變，公司在發行活動較少的期間發行，其績效比較沒那麼差；反之公司在有高發行量的期間發行則會嚴重地績效不佳，另外大多數的現金增資都在高股

票報酬期間發行，因此公司可以在產業景氣佳的時期增資，藉由市場上短暫的「機會窗口」(windows of opportunity)獲利。

雖然過去有相當多的實證結果都發現公司在股票發行之後，後續績效表現顯著不佳，因此，支持經理人能夠選擇時機來進行權益增資以獲取異常報酬，藉由初次上市發行(initial public offerings, IPOs)或權益增資發行(seasoned equity offerings, SEOs)來銷售價格被高估的證券<sup>2</sup>。然而，Fama (1998)認為長期報酬的實證研究使用了錯誤的評價模式或不正確的數學方法會導致錯誤；Lyon, Barber, and Tsai (1999)和 Mitchell and Stafford (2000)亦發現長期報酬的衡量，會受到我們用來衡量異常報酬所選取的指標(benchmark)或是異常報酬的計算方法不同而影響。大多數的學者都同意要衡量長期績效表現是非常困難的。

甚至有些結果會受到樣本期間的選擇不同而影響。雖然近年來學者已經密切地利用那斯達克(NASDAQ)成立之後的資料，檢視在初次公開發行過後的績效表現，然而，激烈的爭論卻持續存在。針對這些爭論，Gompers and Lerner (2003)改以那斯達克成立之前的資料進行研究：檢視在1935年到1972年期間，在美國3661家初次公開發行公司的掛牌後績效表現。當他們使用事件期的買入持有策略異常報酬(event-time buy-and-hold abnormal returns)做為衡量方式時，這些樣本提供了一些績效表現不佳的證據。然而，當使用累計異常報酬(cumulative abnormal returns)的衡量方式時，這些績效表現不佳的現象就消失了。以日曆期迴歸進行的分析亦顯示在整個樣本期間內，IPO公司的股票報酬和市場表現無異。最後在CAPM以及Fama-French三因子迴歸式中的截距項皆不顯著異於零，不具有顯著的異常績效表現。簡言之，樣本IPO公司的相對績效表現決定於績效衡量的方法。

---

<sup>2</sup>根據 Schultz (2003)之見解，他指出當經理人在決定重要的公司決策的確是根據過去的股票市場績效時，然而，此現象純粹只是公司對目前市場條件作出的反應，而非能預知未來走勢的擇時能力。



Schultz (2003)在一篇廣為流通的論文中闡述「假性市場擇時(pseudo-market timing)」的概念，挑戰著經理人擇時能力的觀點。他指出如果經理人在決定 IPO 等決策時是根據過去至今的股票市場績效，當股價愈高時愈可能會增加發行權益。在此前提假設下，權益發行的熱絡期(heaviest period)會發生市場行情的高峰(market peaks)，當未來股價下跌時，形成經理人們看似事先知道股市即將走弱而選擇在該時點發行股票的假性現象。這個論點和認為經理人具有擇時能力的觀點正好相反。

Schultz(2003)指出，即使在事前市場是效率的且沒有錯誤評價的問題，當我們使用事件期(event-time)的報酬衡量方法時，很容易在事後觀察到異常的股票績效；但是若採用日曆期(calendar-time)的衡量方法，就沒有異常報酬的問題了。這是因為日曆期的報酬衡量方法，是給予每一期相等的權重，不論該期有多少家公司上市發行，各期分配到的權重都是相等的。然而，事件期的報酬衡量方法，則是給予每一個 IPO 事件相等的權重，因此，在股價愈高權益發行愈熱絡的前提下，在股價高峰期的 IPO 事件會較多，因而該期會分配到較多的權重<sup>3</sup>。故只要股價在高峰期後下跌，採用事件期的報酬衡量方法很容易會觀察到 IPO 後股票的平均異常報酬是顯著為負的。而這看似經理人能預知未來股市走跌而挑選發行時機的能力，其實純粹只是公司對目前市場條件做出的反應。

## 第二節 整體水準的市場報酬

Baker and Wurgler (2000)以 1927 年至 1996 年為研究期間，發現相較於帳面對市值比(book-to-market ratio)和股利對價格比(dividend to-price ratio)，權益發行

---

<sup>3</sup>以 IPO 為例，事件期的報酬衡量方法是給每一家 IPO 公司相等的權重，因此在權益發行熱絡期的權重較高；而日曆期的報酬衡量方法則是無論該期有多少家公司上市發行，都給每一期相等的權重。

佔所有新權益及債券發行額的比例為預測下一期股市報酬較佳的變數。即某一年「權益發行佔權益和債券發行總額的比例」與次一年美國股票市場間具有強烈的負向關係，特別是在低市場報酬的期間之前，發行公司偏好權益融資。因此他們認為公司經理人不僅僅對股票報酬的個別公司因素具有擇時的能力，就連對系統性因素也可以正確的挑選時機。作者提出的解釋為股票市場可能是不效率的，而管理者選擇市場時機會受投資者不理性的觀點所影響，例如當投資者超額評價權益價格，管理者會偏好發行權益，而且受相關投資者觀點影響，在同一時間其它公司可能也被超額評價並做出類似的融資決策。

Michael (2000)利用1970年至1993年期間整體的新權益發行量，對經理人在選擇時機發行新股票時會賭注(game)整個市場以及其所處產業的長期報酬之觀點進行檢視，他的實證結果支持經理人在某些部分得以對市場及產業價值成功賭注。小型資本化公司其權益發行量的群聚現象被發現和沒有發行的小型資本化公司股票後續報酬具有高度相關；而特定產業其權益發行量亦集中在該產業績效表現強勁之後，且在該產業績效表現疲弱之前。結果支持經理人對於小型資本化市場區塊或所處產業的整體績效可以成功地擇時，藉由擇時行為獲取超額報酬的現象相當顯著。

然而，Butler, Grullon and Weston (2005)將Schultz (2003)提出的假性市場擇時假說的概念延伸到整體市場水準的範圍，發現假性市場擇時的現象不僅止於當我們使用事件期的報酬衡量方法時才會觀察的到。他們指出，在發生了對市場產生重大衝擊事件的期間附近，即使我們使用日曆期的報酬衡量方法，仍然有可能會出現假性市場擇時的現象，因而將此發生在整體市場水準下的假性現象，稱之為「整體假性市場擇時假說」(aggregate pseudo market timing)。

Butler, Grullon and Weston (2005)認為在Baker and Wurgler (2000)文章中，「權益發行佔權益和債券發行總額的比例」與下一期市場報酬間的顯著負向相

關，可能是由於整體的假性市場擇時所造成。Butler, Grullon and Weston (2005) 認為權益發行和同時期的市場條件為正向相關，亦即是否發行權益的決策是依據當時的股市報酬來決定，若市場報酬愈高，市場上會發行愈多的權益。因此，當市場上發生重大衝擊事件導致市場報酬大跌時，相對於上一期的權益發行而言，發生衝擊事件當期的權益發行會減少許多。因此，形成在衝擊事件發生前，經理人們看似事先知道股市報酬即將重挫而選擇在該時點發行較多的權益的假性現象。本研究將以整體假性市場擇時假說之理論基礎作為本研究之核心概念，依此發展本文之研究架構。



### 第三章 研究方法

#### 第一節 定義變數

Baker and Wurgler (2000)宣稱在研究權益市場擇時的領域中，「透過公開發行權益新舉得的公司融資淨額之比例」是衡量新融資組成的一個理想方式。然而，他們表示，要建構這個理想的衡量方式，資料的取得並不容易。新融資淨額的來源有很多種，包括內部融資、透過銀行舉新債扣除償還的部份、公開及私募的債券發行扣除贖回的部份、公開及私募的權益發行扣除贖回的部份；等。這些資料數據並非都可以完全取得，也因此，Baker and Wurgler (2000)採用未經過調整的權益發行毛額及債券發行毛額資料，將新發行的權益毛額除以新發行的權益及負債毛額，來計算「透過公開發行權益新舉得的公司融資毛額之比例」，作為新權益發行佔所有新發行的比例<sup>4</sup>。在本文中，我們考慮利用其他種衡量權益及債券發行的方法產生的影響，因此，將權益及負債發行毛額進行調整，定義以下變數：

#### (1) 權益發行淨額( $e'$ )

將股票購回及公營事業所發行的股票自權益毛額中扣除。這是因為公營事業所發行的股票很可能是出自於管理上或調整性的改變(regulatory changes)，並非我們想要探討的市場擇時的動機，故排除之。

#### (2) 債券發行淨額( $d'$ )

將可轉換公司債、垃圾債券以及公營事業所發行的債券自債券毛額中扣除。

---

<sup>4</sup>在 Nelson (1999)亦探討整體的融資結構與整體的股票市場報酬間的關聯，但是 Nelson 使用了流通在外股份的變動百分比當作是感興趣的融資變數。然而，Baker and Wurgler(2000)則是使用新發行的權益毛額除以新發行的權益及負債毛額。作者相信此一權益比例變數較能夠將發行的擇時動機與純粹投資動機以及投資機會的改變做一區隔。

這是因為可轉換公司債和垃圾債券具有類似權益的性質，不再是純粹債券。其中，垃圾債券之認定，若被標準普爾(S&P)或穆迪(Moodys)兩家評等公司其中一家評等為投資等級(investment grade)，但是卻被另一家評等公司評等為高收益(high yield)債券，亦列入本研究垃圾債券之樣本。

### (3) 權益比例(S)

我們重新定義權益比例(equity share)為調整後的權益發行額除以調整後的債券發行與調整後的權益發行之總和，亦即

$$S_t = \frac{e_t'}{e_t' + d_t'} \quad (1)$$

其中， $e_t'$ 為整體的新權益發行毛額扣除股票購回及由公營事業所發行的權益。

$d_t'$ 為整體的新債券發行毛額扣除可轉換公司債、垃圾債券及由公營事業所發行的債券。

### (4) 整體權益市場報酬(aggregate annual equity returns)

我們以CRSP價值加權(value-weighted)或等權加權(equally weighted)投資組合的年報酬作為整體權益市場報酬的替代變數。因此，定義變數VWCRSP為CRSP價值加權投資組合的年報酬，定義變數EWCRSP為CRSP等權加權投資組合的年報酬。

## 第二節 研究假說

經由前述對市場擇時相關文獻的回顧，就美國股票市場而言，國外研究幾乎都發現權益發行佔所有新發行的比例與下一期權益市場報酬間具有顯著的負向相關。據此，本研究再次驗證此兩變數間之關係，提出假說一如下：

假說一：權益比例與下一期權益市場報酬間具有顯著負向相關。

若假說一成立，試圖由支持市場擇時與不支持市場擇時兩面向，找出可能解釋此一負向關係的理論。而為能夠進一步釐清權益比例與下一期權益市場報酬間負向關係的來源與何者較為一致，分別提出假說二與假說三。

假說二：在排除發生不可預期之重大總體經濟衝擊事件的資料期間後，權益比例與下一期權益市場報酬間不具有負向相關。

若經理人擇時能力為真，則即使在排除發生不可預期之重大衝擊事件的資料期間後，權益比例與下一期權益市場報酬間應該仍然具有顯著負向相關；然而，若在排除發生不可預期之重大衝擊事件的資料期間後，發現權益比例與下一期權益市場報酬間的負向相關變成不顯著，則意味著假說一中顯著的負向相關竟是來自於發生這些不可預期事件的資料期間。

假說三：債券發行與權益發行間不具有策略性替代。

由於經理人擇時假說意味著經理人可以預期未來報酬，因而使得權益比例會受到債券與權益間的策略性替代(strategical substitution)所影響；然而，整體的假性市場擇時則認為權益比例是根據目前的市場情況變動，債券和權益的發行會對市場價格的改變做出相同方向的反應。

假說四：權益比例對未來權益市場報酬不具有樣本外預測能力。

根據經理人擇時假說，權益比例與未來市場報酬間不僅具有樣本內相關(事後分析)，亦具有樣本外相關(事前分析)，如此，才能顯示經理人可以預測未來市場報酬。然而，根據整體的假性市場擇時假說，權益比例與未來市場報酬間僅僅具有樣本內相關，但是卻不具有樣本外相關。

### 第三節 樣本與資料說明

## 一、 研究期間與對象

本論文的研究期間自 1927 年 1 月 1 日起至 2005 年 12 月 31 日止，有鑒於研究期間較長，台灣資料的完整性相對不足，本研究選擇以美國股票市場作為研究對象。而樣本期間的選取，主要考量係延續 Baker and Wurgler (2000)與 Butler, Grullon and Weston (2005)對美國股票市場之研究。

## 二、 資料來源

在權益比例的部分，權益發行毛額及債券發行毛額主要由 Federal Reserve Bulletin 公佈的資料以及 Jeffrey Wurgler 的網頁<sup>5</sup>所蒐集而來。而在權益調整項目中，股票購回資料由 Securities Data Company(SDC)蒐集而來，資料期間為 1977 年至 2005 年；公營事業所發行的股票資料則由 Federal Reserve Bulletin 蒐集而來，資料期間為 1961 年至 2005 年。

在債券調整項目中，可轉換公司債、垃圾債券皆蒐集自 Securities Data Company(SDC)，資料期間為 1978 年至 2005 年。公營事業所發行的債券資料則由 Federal Reserve Bulletin 蒐集而來，資料期間為 1961 年至 2005 年。然而，根據過去文獻的做法，在無法蒐集到資料的年份則不做調整。

在整體權益市場報酬部份，由 Center for Research in Security Prices (CRSP) 分別蒐集 1927 年至 2005 年間價值加權及等權加權投資組合的年報酬資料。

## 第四節 研究方法

本文旨在探討公司經理人是否具有市場擇時能力。Loughran and Ritter

---

<sup>5</sup> <http://pages.stern.nyu.edu/~jwurgler/data/equity%20share.xls>

(1997)發現無論是在初次上市發行或增資發行過後，平均報酬都有較低的情形。這些研究專注在發行者相對於某些指標的報酬表現，也就是在  $R_i = (R_i - R_b) + R_b$  這條分解式中的第一部份，而指標的選取大多是利用典型的市場投資組合或其他與市場同步變動的投資組合。但是如同 Loughran, Ritter, and Rydqvist (1994)或其他針對熱門發行市場(hot issue markets)的研究，指出權益發行具有群集於市場高峰的特性。也就是說，發行者對於個別公司報酬或股票市場報酬，都會試圖去選擇最佳的發行時機，因此，在 Baker and Wurgler (2000)的文章中，便是考慮了後者的可能性。本研究選擇探討在整體市場水準下的擇時現象，而非多數文獻探討的個別公司水準，所考量之原因有以下二點，第一，是在個別公司水準外，進一步探討經理人對於整體權益市場是否具有擇時的能力；第二，則是可以避免在個別公司水準的研究中，在方法論上會面臨到難題。

本論文實證研究的進行主要分為(一)樣本內分析與(二)樣本外分析，兩大部分。樣本內分析主要是依照 Butler, Grullon and Weston (2005)提出的研究架構，採用單變量迴歸分析，並且做一簡單修正；樣本外分析則是以 Giacomini and White (2006)提出的條件方法(conditional approach)，並搭配拔靴複製法來檢定不同模型的樣本外預測能力。針對本研究的進行方式，以及採行的研究方法與步驟，說明如下：

## 一、 樣本內分析

### 1. 權益比例與股票市場報酬間的樣本內關係

由於在假說一與假說二中，我們感興趣的是權益比例與市場報酬這兩個變數之間的關係，因此，如同 Baker and Wurgler (2000)與 Butler, Grullon and Weston (2005)的做法，本研究選擇以日曆期為基礎的單變量迴歸分析，可以屏除以傳統事件研究法容易引起假性市場擇時的問題。以權益比例作為自變數，因其為



對美國股票市場報酬較佳的預測變數；以下一期權益市場報酬作為反應變數，分析權益發行佔所有新發行的比例與下一期權益市場報酬間的關係，並先對此初步結果提出可能解釋。

然而，古典迴歸模型在進行估計時，通常假設迴歸殘差的變異數是一個固定不變的常數。如果迴歸的殘差具有異質變異(heteroscedasticity)的問題，則利用普通最小平方法(OLS)估計出來的係數會不具有效率性(efficiency)，這個情況最大的影響在於對估計係數的統計推論容易產生錯誤<sup>6</sup>。然而，眾多的實證研究都發現，許多財務或經濟的時間序列資料，都具有條件變異數不齊一的現象，也可以解釋為條件變異數會隨時間而改變(time-varying)。因此，在考量了誤差項存在異質變異的情況，本文使用White (1980) 建議的異質變異一致共變異數矩陣估計式(heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator)來調整OLS所估計參數的變異數，並以調整後的變異數來進行假說檢定。

## 2. 排除重大總體經濟衝擊事件後的樣本內關係

根據經理人擇時假說，認為經理人可以藉由正確預期在權益市場中挑選時機，當經理人察覺到未來整體的權益市場價格將會下跌時，經理人會傾向於發行較多的權益(相對於債券而言)；當經理人察覺到未來整體的權益市場價格將會上漲時，則經理人會傾向於發行較少的權益(相對於債券而言)或購回股票。因此，權益比例這個變數與未來市場報酬之間應該具有負向相關。許多研究者便把這個發現的負向關係解釋為經理人能夠預測股票報酬的系統性因素，因而會在市場行情被高估時發行權益。

然而，先前的研究並沒有去釐清導致這個現象的來源為何？無論是經理人

---

<sup>6</sup>舉例來說，假定欲估計的均數方程式為  $y_t = \alpha + \beta x_{t-1}$ ，當我們欲檢定  $\beta$  是否顯著異於零時，通常會利用 t 統計量，即  $t = \beta / \text{var}(\beta)^{1/2}$ ，當  $\text{var}(\beta)$  因為存在異質變異使得 t 值被低估，進而可能錯誤地推論  $\beta$  並不顯著異於零。

擇時假說或是假性市場擇時假說，都可能會得到第  $t-1$  期的權益比例與第  $t$  期的權益市場報酬呈現負向相關的結果，因此，我們不能觀察到此一現象與經理人擇時假說一致，就排除其他亦可能導致此現象的原因，斷論經理人的確具有正確挑選時機的能力。

為了要區分這個負向關係的來源究竟為經理人擇時假說或是假性市場擇時假說，Butler, Grullon and Weston (2005) 檢視在發生對經濟具有重大負面結構性衝擊之不可預期事件附近，權益發行與下一期市場報酬間的關係。他以 Perron (1989) 定義的經濟大恐慌、石油危機作為欲排除資料期間的兩個衝擊事件。本研究則另外考慮了兩個對美國股市價格具有重大影響的不可預期事件；1987 年 10 月的股市大崩盤(Black Monday)與 911 恐怖攻擊，一共排除四個重大總體經濟衝擊事件的資料期間，分別是 1929 年的經濟大恐慌(排除 1929 年至 1931 年)、1973 年石油危機(排除 1973 年至 1974 年)、1987 年 10 月股市大崩盤(排除 1987 年)，以及 2001 年 9 月的 911 恐怖攻擊(排除 2001 年)，再重複上一小節中的迴歸分析。

### 3. 債券與權益間的策略性替代

由於經理人擇時假說意味著經理人能夠預期未來報酬，因而會在市場報酬波動前，在債券發行與權益發行間進行策略性移轉；然而，整體的假性市場擇時假說則認為發行決策是根據目前的市場情況變動，債券和權益的發行會對市場價格的改變做出相同方向的反應。這兩個假說的不同涵意可以給予我們進一步的證據來進行區分。

我們先計算每一年債券發行變動百分比及權益發行變動百分比，再分別計算整個樣本期間內的債券發行變動百分比及權益發行變動百分比之中位數。接著，根據樣本觀測值在各個年度的債券發行變動百分比以及權益發行變動百分

比分別是高於或低於整個樣本期間內的中位數，將樣本區分為四個投資組合——高債券/高權益、低債券/高權益、高債券/低權益、低債券/低權益<sup>7</sup>。舉例來說，如果某一年度的債券發行變動百分比低於所有樣本的中位數，而權益發行變動百分比高於所有樣本的中位數，則歸為低債券/高權益投資組合中。於是，可以分別對此四個投資組合內的子樣本所對應的當期及下一期市場報酬計算平均報酬率，即為「同期的市場平均報酬」與「未來的市場平均報酬」。

首先，對此四個投資組合同期的市場平均報酬(average contemporaneous returns)進行統計檢定，檢視權益發行變動百分比的高低與當期市場平均報酬間的關係，以及債券發行變動百分比的高低與當期市場平均報酬間的關係，並檢定低債券/低權益與高債券/高權益兩個投資組合所對應的市場平均報酬差異，來看債券及權益的發行是否都隨著目前市場條件變動。

接著，對此四個投資組合未來(下一期)的市場平均報酬進行統計檢定。根據經理人擇時假說，當經理人認為未來市場報酬將會降低(上升)時，應該會將債券發行移轉至權益發行(將權益發行移轉至債券發行)。因此，低債券/高權益投資組合對應的未來市場報酬應該會顯著低於高債券/低權益投資組合對應的未來市場報酬。

## 二、 樣本外分析

### 1. 條件方法

在樣本外分析的部分，由於考量了自變數與反應變數間的樣本內相關並不代表在樣本外必定會有此一關係，於是對權益比例這個自變數進行樣本外預測

---

<sup>7</sup>在低債券/高權益與高債券/高權益之投資組合中，各包含 23 個觀測值；在高債券/低權益、低債券/高權益之投資組合中，各包含 16 個觀測值。

能力的分析，來驗證經理人發行股票這個動作是否隱含經理人對未來股市走向具有預測能力。

本研究採取Giacomini and White (2006)所提出的條件方法(conditional approach)，條件方法是專門用作樣本外預測能力的檢定與預測模型的挑選。不同於過去文獻常使用的非條件方法<sup>8</sup>(unconditional approach)，條件方法在預測模型被誤設(misspecified)<sup>9</sup>下亦可以適用，更符合實際需要。此外，非條件模型是去看平均而言哪一個模型在過去預測的比較精確(因此，過去文獻著重在這個問題)；然而，條件模型可以看我們是否能夠利用可行的資訊，來預測哪一個模型在未來的特定日期預測的比較精確。在比較不同模型的樣本外預測能力時，採取條件方法的主要優點為：(1)可以反應估計的不確定性(estimation uncertainty)對於相對預測績效的影響。也就是說，非條件方法所評估的目標是「預測模型」(forecasting model)的好壞；然而，條件方法所評估的目標不只是模型，亦包含在預測時點所必須做的選擇，像是估計程序的選擇，或要用哪些資料進行估計等，這些都會影響未來的預測績效，因此，條件模型評估的目標是整個「預測方法」(forecasting method)的好壞。(2)對於套疊模型(nested model)與非套疊模型(nonnested model)皆可以處理。(3)估計方法不受限制，可以是有母數、半母數或無母數方法。

本研究在評估權益比例對市場報酬的樣本外預測能力時，是針對有納入權益比例作為自變數的模型(模型 I)與僅包含常數項的模型(模型 II)，分別計算樣本外一期(one-step-ahead)的預測誤差，再檢定哪一個模型會產生較大的樣本外預測誤差。

---

<sup>8</sup>如 Diebold and Mariano (1995)及 West (1996)中所使用的方法。

<sup>9</sup>一般而言，我們很難保證預測模型沒有被誤設，模型誤設可能是由於不恰當的模型化(modeled)動態、異質性，或是使用了不正確的函數形式。

$$\text{模型 I} \quad R_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

$$\text{模型 II} \quad R_t = \alpha' + \mu'_t \quad (3)$$

其中， $R_t$ ：在第t年時，CRSP價值加權投資組合或等權加權投資組合的實際年報酬率；

$S_{t-1}$ ：在第t-1年時的權益比例。

假設模型的參數會隨著時間而改變，故本論文以每次移動一年的固定長度滾動窗口(fixed-length rolling window)方式進行參數估計，來適當捕捉參數會隨時間變化的性質，以期更符合實際的狀況，估計方式說明請參見附錄一。因此，以過去一段固定長度估計窗口中的歷史觀測值來估計參數，根據估計出來的參數計算在第 t+1 期的預測報酬，再與第 t+1 期的實際報酬比較，可計算預測誤差。然而，為了確保實證結果不會受到事前估計窗口的規模大小所影響，故本研究在執行樣本外檢定時，分別使用了一些不同的估計窗口長度來進行參數估計。

而樣本外預測誤差為實際市場報酬與估計出的迴歸模型所計算的預期報酬之差，計算方式如下：

$$f_{I,t+1} = [R_{t+1} - \alpha_{t,m} - \beta_{t,m} S_t] \quad (4)$$

$$f_{II,t+1} = [R_{t+1} - \alpha'_{t,m}] \quad (5)$$

其中， $f_{I,t+1}$ ：模型 I 對第t+1期報酬的樣本外預測誤差(方程式(2))；

$f_{II,t+1}$ ：模型 II 對第t+1期報酬的樣本外預測誤差(方程式(3))；

$\alpha_{t,m}, \beta_{t,m}$ ：在時間t，運用過去t,t-1, j ,t-m+1期的資訊，所估計出的模型 I 迴歸參數；m為滾動窗口的規模；

$\alpha'_{t,m}$ ：在時間t，運用過去t,t-1, j ,t-m+1期的資訊，所估計出的

模型 II 迴歸參數；m 為滾動窗口的規模。

再利用預測誤差計算兩模型間每年誤差平方(squared error)的差異：

$$dSE_{t+1} = f_{I,t+1}^2 - f_{II,t+1}^2 \quad (6)$$

以及兩模型間每年絕對偏差(absolute deviation)的差異：

$$dAD_{t+1} = |f_{I,t+1}| - |f_{II,t+1}| \quad (7)$$

然後，以各年的dSE、dAD分別計算兩模型間均方誤(mean squared error, MSE)與平均絕對偏差(mean absolute deviation, MAD)的差異數：

$$MSE_I - MSE_{II} = \frac{\sum_{t=1}^n dSE_{t+1}}{n} \quad (8)$$

$$MAD_I - MAD_{II} = \frac{\sum_{t=1}^n dAD_{t+1}}{n} \quad (9)$$

其中，n：總樣本外預測期數。

如果權益比例確實為未來報酬的一個良好預測變數的話，我們預期這些平均差異數應該為負值，也就是有包含權益比例作變數的模型其樣本外預測誤差小於僅包含常數項的模型之預測誤差。

因此，接下來則對MSE或MAD在模型 I 與模型 II 間的差異數進行檢定，虛無假說為模型 I 與模型 II 的樣本外條件預測能力無異<sup>10</sup>。分別表示為：

$$H_0 : E[f_{I,t+1}^2 - f_{II,t+1}^2 | F_t] \equiv E[dSE_{t+1} | F_t] = 0 \quad (10)$$

<sup>10</sup>若是在非條件方法中，檢定的虛無假說為迴歸式中的 $\beta=0$ 。然而，投資人關心的是在預測時點時，他們否利用可行的資訊來預測報酬，而不是母體 $\beta$ 是否為零。

$$\text{或 } H_0 : E \left[ f_{I,t+1} - f_{II,t+1} \middle| F_t \right] \equiv E \left[ dAD_{t+1} \middle| F_t \right] = 0 \quad (11)$$

其中， $F_t$  為在第  $t$  期時的資訊集合；

本論文以 Giacomini and White (2006) 中的 Wald-type 檢定統計量  $T^h$ ，計算 p-value。在顯著水準為  $\alpha$  下，當 p-value  $< \alpha$ ，拒絕虛無假設模型 I 與模型 II 的樣本外條件預測能力無異。Wald-type 檢定統計量的計算方式請參見附錄二。

## 2. 拔靴複製檢定法

拔靴複製法是 Efron (1993) 所提出的統計推論技巧，是一種以電腦運算為基礎的無母數隨機化技術。拔靴複製法是藉由對一組樣本資料進行重複抽樣，來模擬出母體分配，再由模擬出來的母體來估計估計式或檢定統計量的分配的一種方法。拔靴複製法可用來近似統計量的分配、建立信賴區間及提供檢定的拒絕機率。其優點如下：(1) 拔靴複製法不須假設母體的分配，但是卻能掌握住母體分配的特性；(2) 利用有限的樣本進行重複抽樣的方式，使得小樣本資料亦得以適用；(3) 可以藉由電腦強大的運算功能來處理步驟較多、資料較複雜的計算，以取代過去繁雜的傳統統計推論與計算。

因此，本研究另外再以拔靴複製 p-value 檢定法，對 MSE 或 MAD 在模型 I 與模型 II 間的差異數進行檢定。檢定的虛無假說為模型 I 的樣本外預測誤差至少大於模型 II 的樣本外預測誤差。表示為：

$$H_0 : E \left[ f_{I,t+1}^2 - f_{II,t+1}^2 \middle| F_t \right] \equiv E \left[ dSE_{t+1} \middle| F_t \right] \geq 0 \quad (12)$$

$$\text{或 } H_0 : E \left[ f_{I,t+1} - f_{II,t+1} \middle| F_t \right] \equiv E \left[ dAD_{t+1} \middle| F_t \right] \geq 0 \quad (13)$$

以下先以檢定兩模型均方誤的差異為例，說明拔靴複製 p-value 計算步驟：

- (1) 從模型 I 與模型 II 其誤差平方的每年差異數 ( $dSE$ ) 樣本中，以抽取後放回

的方式，隨機抽取一組  $dSE$  作為拔靴複製樣本。

(2) 計算拔靴複製樣本中各年  $dSE$  的平均數，即為兩模型均方誤的差異數

$(MSE_I - MSE_{II})$ 。

(3) 重複步驟(1)與(2)10,000 次，因此，可計算 10,000 組模擬樣本的

$MSE_I - MSE_{II}$  序列，形成  $MSE_I - MSE_{II}$  的模擬分配。

(4) 利用形成的模擬分配，計算bootstrapped p-value。

同理，欲檢定兩模型平均絕對偏差的差異，可以上述步驟計算拔靴複製 p-value。

當顯著水準為  $\alpha$  下，如果求得的拔靴複製 p-value  $< \alpha$ ，則拒絕虛無假設模型 I

的樣本外預測誤差至少大於模型 II 的樣本外預測誤差。





## 第四章 實證結果

### 第一節 樣本及敘述統計

首先，圖 1 先藉由時間序列圖形來觀察在 1927 年至 2005 年間，美國市場上股票與債券之發行情形，以及權益發行佔所有新發行的比例變化。在此是以 Federal Reserve Bulletin 所公佈的股票發行毛額與債券發行毛額。股票毛額包含普通股及特別股之發行，債券毛額包含公募及私募之債券發行，股票發行佔所有新發行的比例是以股票發行毛額除以債券與股票發行毛額之總和。

在本研究中，權益比例的計算方法是以對原始權益及負債發行毛額進行調整過後的數值計算而來，由於股票購回的金額在近年來日趨龐大，因此當股票發行毛額經由扣除股票購回及公營事業所發行的權益後，極有可能成為負值，造成計算出來的權益比例為負值。根據這個問題，Baker and Wurgler (2000)的做法是簡單地將負值的權益比例設為零，來使權益比例資料數列具有意義，此一習慣做法乃假設那些權益比例為負的年度很有可能是公司較不偏好以權益發行作為融資手段的年度。表 1 為對 1927 年至 2005 年間股票與債券之發行活動以及權益市場報酬，進行敘述統計分析所得到的平均數、中位數及標準差。在未進行調整之前，股票發行佔所有新發行的比例平均約有 21%(沒有放入實證結果中)，在調整之後，股票發行佔所有新發行的比例平均約有 15%。

### 第二節 權益比例與股票市場報酬間的樣本內關係

我們跟隨先前研究的做法，以整體的權益市場年報酬為反應變數，以上一期的權益比例為自變數，以一般最小平方法進行單變量迴歸分析，來估計並檢定迴歸模型的參數：

圖 1 整體市場水準之權益發行

1927 年至 2005 年間，市場上股票之發行情形。股票毛額包含普通股及特別股之發行。

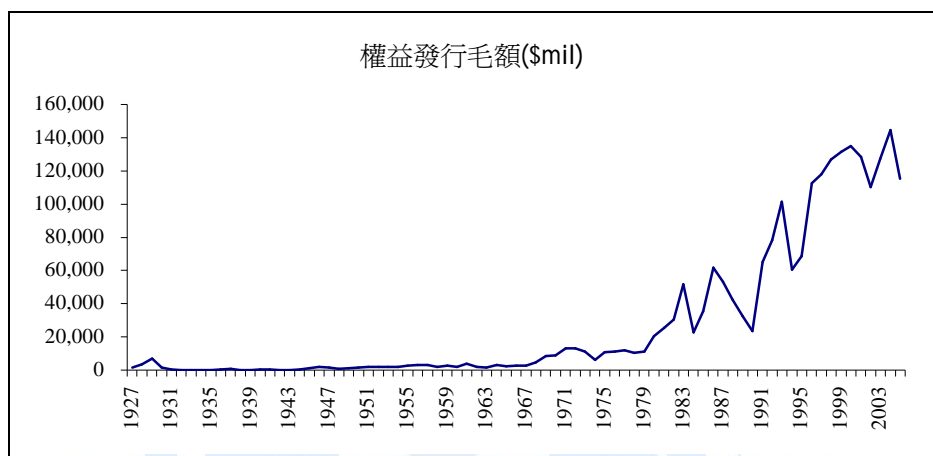


圖 2 整體市場水準之債券發行

1927 年至 2005 年間，市場上債券之發行情形。債券毛額包含公募及私募之債券發行。

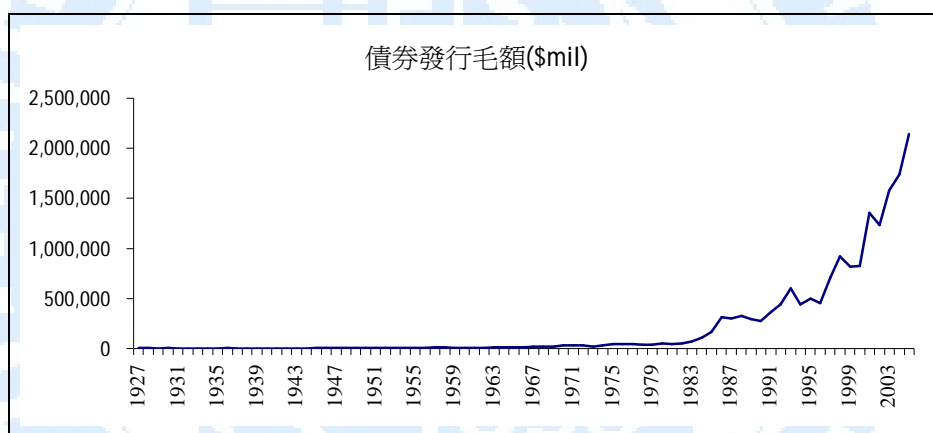


圖 3 權益發行佔所有新發行之比例

1927 年至 2005 年間，市場上股票發行佔所有新發行的比例。股票發行佔所有新發行的比例是以股票發行毛額除以債券與股票發行毛額之總和。

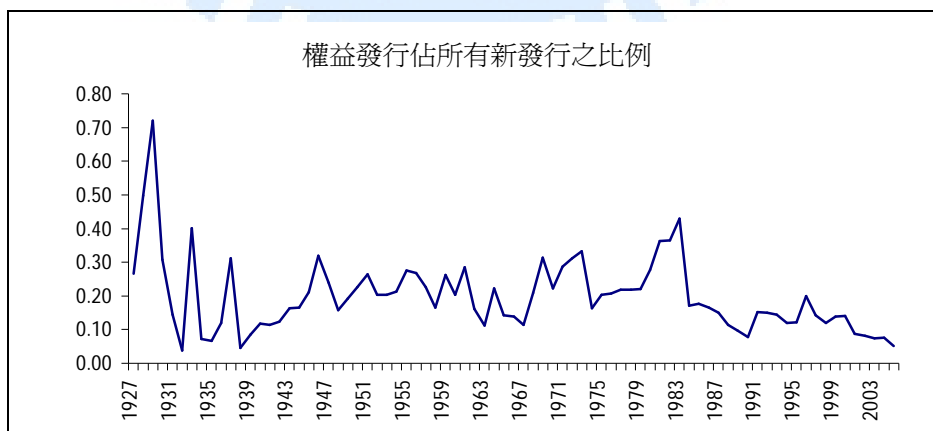


表 1 摘要統計量

1927 年至 2005 年間，本研究中各個變數之簡單統計量。股票發行( $e'$ ) 為股票發行毛額扣除股票購回及公營事業所發行的股票；債券發行( $d'$ ) 為債券毛額扣除可轉換公司債、垃圾債券以及公營事業所發行的債券； $S$  為股票發行佔所有新發行之比例(權益比例)。VWCRSP 為 CRSP 價值加權投資組合的年報酬率；EWCRSP 為 CRSP 等權加權投資組合的年報酬率。

	$e'_t$	$d'_t$	$S_t$	VWCRSP <sub>t+1</sub>	EWCRSP <sub>t+1</sub>
平均數	-7,139	203,000	0.155	0.124	0.227
中位數	1,647	12,443	0.128	0.144	0.215
標準差	38,058	425,524	0.136	0.201	0.323

$$VWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$EWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

其中，VWCRSP<sub>t</sub>：在第t期時，CRSP價值加權投資組合的年報酬；

EWCRSP<sub>t</sub>：在第t期時，CRSP等權加權投資組合的年報酬；

$S_{t-1}$ ：在第t-1期時的權益比例，即由在t-1期時，調整後的新權益發行額除以調整後的權益及債券新發行總額。

表 2 為此單變量迴歸分析的結果。由於資料序列具有異質變異的性質，係數的標準誤已經利用 White 的異質變異一致共變異數矩陣估計式進行調整。結果顯示，在 1% 的顯著水準下，權益比例和下一期整體的權益市場年報酬間具有顯著的負向關係。而且無論市場報酬是以市值加權或是以等權加權來衡量都會得到此一顯著的負向關係。此一結果，如同我們預期，與過去多數研究的實證結果一致，即權益比例的迴歸係數在經濟及統計上是顯著為負的<sup>11</sup>。

由於無論是經理人擇時假說或是假性市場擇時假說，樣本內分析的結果都可能會得到上述的負向關係，因此，我們並無法依此斷定經理人真的能夠預測

<sup>11</sup>像是 Baker and Wurgler (2000) and Ikenberry et al.(2004)的研究也都有一致的結果，他們皆發現新權益發行佔所有新的權益及債券發行的比例和未來權益市場報酬間，具有顯著的負向相關。

表 2 權益比例對下一期權益市場報酬之樣本內預測能力

權益市場報酬對上一期權益比例進行單變量迴歸分析之結果。樣本期間為 1927 年至 2005 年。VWCRSP 為 CRSP 價值加權投資組合的年報酬率；EWCRSP 為 CRSP 等權加權投資組合的年報酬率。S 為經過標準化之權益比例。係數的標準誤已經對異質變異進行調整。

	$VWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \epsilon_t$	$EWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \epsilon_t$
$\alpha$	0.1162*** (5.27)	0.2156*** (6.41)
$\beta$	-0.0502*** (-2.67)	-0.1099*** (-4.12)
$R^2$	0.0816	0.1500
$\bar{R}^2$	0.0696	0.1388

註：( )內數據為 t 統計值。

\*\*\*代表在 1%的顯著水準下，迴歸係數平均值顯著異於零。

股票報酬的系統性因素。故後續實證研究將藉由支持經理人擇時與不支持經理人擇時兩個相反面向所隱含的差異處，來進一步驗證本研究中此兩變數間之關係究竟與哪一個假說較為一致。

### 第三節 排除重大總體經濟衝擊事件後的樣本內關係

表 3 為排除重大經濟衝擊事件的影響後，權益市場報酬對上一期權益比例之迴歸分析結果。結果顯示，在排除了這些突發的衝擊事件後，以 VWCRSP 為反應變數之迴歸式，其  $\beta$  係數之 t 統計量由 -2.67 變成 -1.39；以 EWCRSP 為反應變數之迴歸式，其  $\beta$  係數之 t 統計量由 -4.12 變成 -2.58。權益比例的係數由顯著為負變成不顯著，即原本的樣本內預測能力消失了。

也就是說，在 1927 年至 2005 年間，權益比例和未來市場報酬間的負向關係，可能是由於在經濟大恐慌、石油危機、股市大崩盤以及 911 恐怖攻擊這四個事件期附近，市場價格和權益比例間具有高度的正向相關所造成的。既然這些突發的總體經濟事件，普遍被認為是無法預期的，因此市場報酬與權益發行間的事後(ex-post)關係，不可能是由於經理人擇時能力所造成。這樣的結果使我

表 3 排除重大經濟衝擊事件的影響後，權益比例對下一期權益市場報酬之樣本內預測能力

排除重大經濟衝擊事件的影響後，權益市場報酬對權益比例進行單變量迴歸分析之結果。排除的總體經濟事件包括：1929 年的經濟大恐慌、1973 年石油危機、1987 年 10 月股市大崩盤，以及 2001 年 9 月的 911 恐怖攻擊。樣本期間為 1927 年至 2005 年，排除的資料期間分別為：1929 年至 1931 年、1973 年至 1974 年、1987 年，以及 2001 年。VWCRSP 為 CRSP 價值加權投資組合的年報酬率；EWCRSP 為 CRSP 等權加權投資組合的年報酬率。S 為經過標準化之權益比例。係數的標準誤已經對異質變異進行調整。

	$VWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \epsilon_t$	$EWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \epsilon_t$
$\alpha$	0.1555*** (7.72)	0.2544*** (7.71)
$\beta$	-0.0327 (-1.39)	-0.1203 (-2.58)
$R^2$	0.0237	0.1123
$\bar{R}^2$	0.0086	0.0986

註：( )內數據為 t 統計值。

\*\*\*代表在 1%的顯著水準下，迴歸係數平均值顯著異於零。

們對於經理人擇時的能力產生質疑，因為這個研究結果指出，這些不可預期的總體經濟衝擊事件竟然是權益比例變數樣本內預測能力的來源。

#### 第四節 債券與權益間的策略性替代是否存在

此一部分藉由經理人擇時假說與假性市場擇時假說隱含的差異處，檢視經理人是否會在債券與權益的發行間進行策略性替代。本研究先依債券及權益發行變動百分比是高於或低於整個樣本期間內的權益及債券變動百分比之中位數，將樣本區分為四個投資組合——高債券/高權益、低債券/高權益、高債券/低權益、低債券/低權益。再分別以此四個投資組合所對應的「同期」市場平均報酬及「未來」市場平均報酬進行統計檢定。

表 4 為四個子樣本投資組合所對應的同期市場平均報酬，以及統計檢定結果。藉由比較表 4 中前兩欄的報酬表現，我們可以發現在該年度權益發行增加

表 4 依債券與股票變動百分比區分之子樣本其當期報酬之比較。

此表呈現在 1927 年至 2005 年間，四個子樣本其 CRSP 價值加權投資組合的平均「當期」年報酬率。子樣本的區分，是根據各個年度其整體的債券變動百分比以及整體的權益動百分比分別是高於或低於整個時間數列的權益及債券變動百分比之中位數，將樣本區分為四個投資組合。平均年報酬的計算方式是以該投資組合內各個年報酬率做簡單加權平均。

當期的市場平均報酬(t)				
		第 t 年權益變動(%)		差異
		低	高	
第 t 年債券變動(%)	低	0.0505	0.1152	0.0647 (0.326)
	高	0.0866	0.2468	0.1602*** (0.008)
	差異	0.0361 (0.604)	0.1316** (0.014)	
高債券/高權益 與 低債券/低權益 樣本投資組合之差異				0.1963 (0.001)***

註：( )內數據，是依據檢定平均數是否有差異之雙尾 t 檢定所得之 *p*-value。

\*\*\*、\*\*、\*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下，迴歸係數平均值顯著異於零。

較多時，平均市場年報酬率也較高。舉例來說，在債券發行增加較多的年度中(第二列)，當期權益發行增加較多的年度所對應的市場年報酬率顯著高於當期權益發行增加較少的年度所對應的市場年報酬率，相差約有 16.02%之多。權益發行的變動百分比，似乎會隨著市場報酬提高而增加，隨著市場報酬下降而減少(或增加較少)。同理，債券發行的變動百分比，似乎也與市場報酬呈現同向變動，雖然兩者間的關係較不強烈。將債券及權益變動均較低的年份與債券及權益變動均較高的年份做比較，會發現平均當期市場年報酬相差了有 19.63%之多。此與整體的假性市場擇時假說的前提假設相符，認為經理人會根據目前的市場條件來決定公司的發行決策。

表 5 為四個子樣本投資組合所對應的下一期市場平均報酬，以及統計檢定結果。我們單獨觀察表 5 中當期權益變動的高低與下一年市場報酬間的關聯，

表 5 依債券與股票變動百分比區分之子樣本其未來報酬之比較。

表 5 呈現在 1927 年至 2005 年間，四個子樣本其 CRSP 價值加權投資組合的平均「未來」年報酬率。子樣本的區分，是根據各個年度其整體的債券變動百分比以及整體的權益動百分比分別是高於或低於整個時間數列的權益及債券變動百分比之中位數，將樣本區分為四個投資組合。平均年報酬的計算方式是以該投資組合內各個年報酬率做簡單加權平均。

未來的市場平均報酬(t+1)				
		第 t 年權益變動(%)		差異
		低	高	
第 t 年債券變動(%)	低	0.1190	0.0686	0.0504 (0.491)
	高	0.0569	0.2002	0.1433** (0.032)
	差異	0.0620 (0.336)	0.1317* (0.080)	
高債券/低權益 與 低債券/高權益 樣本投資組合之差異				0.0116 (0.889)

註：( )內數據，是依據檢定平均數是否有差異之雙尾 t 檢定所得之 *p*-value。

\*\*\*、\*\*、\*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下，迴歸係數平均值顯著異於零。

結果顯示在該年度權益發行增加較多時，未來市場報酬率並沒有顯著低於權益發行增加較少時所對應的未來市場報酬。甚至在債券發行增加較多的年度中(第二列)，當期權益發行增加較多的年度所對應的未來市場報酬率(20.02%)不但沒有顯著低於當期權益發行增加較少的年度所對應的未來市場報酬(6.86%)，高債券/高權益投資組合的未來市場報酬還高於高債券/低權益投資組合的未來市場報酬。這個結果亦不支持經理人擇時假說。

此外，經理人擇時假說認為經理人可以正確預期未來股市走勢，當他認為目前股價達到高點且預期下一期股市即將走弱，則經理人在進行融資決策時會將債券發行移轉到權益發行。因此，如果經理人的確在市場低報酬前進行這樣的策略性移轉，則我們應該會觀察到在債券發行較低且權益發行較高的年度，其未來市場報酬顯著低於在債券發行較高且權益發行較低的年度之未來市場報酬。然而，根據表5的結果，我們發現低債券/高權益投資組合的未來市場報酬

(6.86%)並沒有顯著低於高債券/低權益投資組合的未來市場報酬(5.69%)。也就是在未來的低市場報酬之前，經理人並沒有進行策略性移轉，將負債發行移轉到權益發行，這個結果和經理人擇時假說是不相符的。

#### 第五節 權益比例的樣本外預測能力

在樣本外分析的部分，主要目的是要評估權益比例對整體市場報酬是否具有樣本外預測能力。本研究針對有納入權益比例作為自變數的模型與僅包含常數項的模型進行比較，由於本論文所關心的問題並非哪一個模型在過去期間內，平均而言具有較精確的模型預測能力，而是哪一個模型對未來特定日期(下一期)的預測具有較精確樣本外預測能力，因此，本研究採取條件方法，以過去一段固定窗口長度內的歷史觀測值作為在預測時點時的可行資訊集合，分別計算樣本外一期的預測誤差，再檢定哪一個模型會產生較大的樣本外預測誤差。

表 6 與表 7 為樣本外分析的結果，表 6 是以 CRSP 價值加權投資組合的年報酬作為迴歸分析的反應變數；而表 7 則是以 CRSP 等權加權投資組合的年報酬作為迴歸分析的反應變數。根據表 6 及表 7 中 Wald-type 檢定的結果顯示，不論條件方法的損失函數是以誤差平方衡量或是以絕對偏差衡量，在 10% 的顯著水準下，皆不拒絕模型 I 與模型 II 的樣本外條件預測能力無異之虛無假說，因此，將權益比例這個變數納入模型中並無法改善模型的樣本外預測能力。並且無論市場報酬是以市值加權衡量或是以等權加權衡量都有相同的結果。此外，如果納入權益比例變數的模型之樣本外預測誤差小於僅包含常數項的模型之樣本外預測誤差時， $MSE_I - MSE_{II}$  或  $MAD_I - MAD_{II}$  應該為負值，然而，我們可以發現多數的結果顯模型 II 的預測誤差小於模型 I 的預測誤差。

而根據拔靴複製法的檢定結果，在 10% 的顯著水準下，亦不拒絕模型 I 的樣本外預測誤差至少大於模型 II 的樣本外預測誤差之虛無假說，顯示模型 I 的



表6 權益比例對價值加權市場報酬的樣本外預測能力

表6比較下列兩個模型的樣本外預測能力：

$$\text{模型 I} \quad VWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \mu_t \quad ; \quad \text{模型 II} \quad VWCRSP_t = \alpha' + \mu'_t$$

以固定長度滾動窗口的方式進行參數估計，再根據估計出來的參數預測在第t期的市場報酬。依此分別計算此兩模型的樣本外預測誤差，並計算此兩模型均方誤與平均絕對差的差異。預測誤差以誤差平方(SE)與絕對偏差(AD)兩種方式衡量。dSE為模型 I 與模型 II 間誤差平方的差異；dAD為模型 I 與模型 II 間絕對偏差的差異。 $MSE_I - MSE_{II}$ 為兩模型均方誤之差異，由計算樣本期間內各年dSE之平均數求得； $MAD_I - MAD_{II}$ 為兩模型平均絕對偏差之差異，由計算樣本期間內各年dAD之平均數求得。最初估計期是在滾動窗口估計法下，第一個被使用來估計參數的窗口期間。估計窗口的規模為估計期中包含的觀測值數目。

最初估計期	估計窗口的規模	平均 $\beta$	$dSE = f_I^2 - f_{II}^2$			$dAD =  f_I  -  f_{II} $		
			$MSE_I - MSE_{II}$	Wald-type test p-value	Bootstrapped p-value	$MAD_I - MAD_{II}$	Wald-type test p-value	Bootstrapped p-value
1928~1937	10	-0.0986	0.0052	0.1237	0.9300	0.0128	0.1175	0.8997
1928~1947	20	-0.0720	0.0017	0.7836	0.7041	0.0037	0.8673	0.6568
1928~1957	30	-0.0689	-0.0003	0.8468	0.4597	-0.0081	0.6007	0.2191
1928~1967	40	-0.0660	0.0011	0.9357	0.6087	-0.0050	0.8332	0.3378
1928~1977	50	-0.0575	0.0022	0.9286	0.6610	-0.0077	0.6769	0.2897

表7 權益比例對等權加權市場報酬的樣本外預測能力

表7比較下列兩個模型的樣本外預測能力：

$$\text{模型 I} \quad EWCRSP_t = \alpha + \beta S_{t-1} + \mu_t \quad ; \quad \text{模型 II} \quad EWCRSP_t = \alpha' + \mu_t'$$

以固定長度滾動窗口的方式進行參數估計，再根據估計出來的參數預測在第t期的市場報酬。依此分別計算此兩模型的樣本外預測誤差，並計算此兩模型均方誤與平均絕對差的差異。預測誤差以誤差平方(SE)與絕對偏差(AD)兩種方式衡量。dSE為模型 I 與模型 II 間誤差平方的差異；dAD 為模型 I 與模型 II 間絕對偏差的差異。 $MSE_I - MSE_{II}$  為兩模型均方誤之差異，由計算樣本期間內各年dSE之平均數求得； $MAD_I - MAD_{II}$  為兩模型平均絕對偏差之差異，由計算樣本期間內各年dAD之平均數求得。最初估計期是在滾動窗口估計法下，第一個被使用來估計參數的窗口期間。估計窗口的規模為估計期中包含的觀測值數目。

最初估計期	估計窗口的規模	平均 $\beta$	$dSE = f_I^2 - f_{II}^2$			$dAD =  f_I  -  f_{II} $		
			$MSE_I - MSE_{II}$	Wald-type test p-value	Bootstrapped p-value	$MAD_I - MAD_{II}$	Wald-type test p-value	Bootstrapped p-value
1928~1937	10	-0.1627	0.0046	0.2554	0.6650	0.0086	0.5068	0.6803
1928~1947	20	-0.1676	-0.0009	0.4479	0.4557	0.0003	0.3675	0.5041
1928~1957	30	-0.1677	-0.0023	0.5877	0.4149	-0.0004	0.6111	0.4954
1928~1967	40	-0.1572	0.0017	0.9037	0.5515	0.0046	0.6262	0.5608
1928~1977	50	-0.1341	0.0080	0.4063	0.7057	0.0198	0.7531	0.7593

均方誤 ( $MSE_I$ ) 並沒有顯著小於模型 II 的均方誤 ( $MSE_{II}$ )；而模型 I 的平均絕對差 ( $MAD_I$ ) 也沒有顯著小於模型 II 的平均絕對差 ( $MAD_{II}$ )。並且無論市場報酬是以市值加權衡量或是以等權加權衡量都有相同的結果。

此外，條件方法會將在預測時點時所採用的估計方法好壞，一併納入評估，故在考慮了兩模型的相對績效可能會受到滾動窗口的規模大小所影響，本研究在執行樣本外檢定時，分別使用了規模為 10、20、30、40 及 50 的估計窗口來進行參數估計。然而，即使我們選擇用來估計參數的窗口規模有所不同，我們仍然可以得到一致的結果。表 6 與表 7 的結果皆與整體的假性市場擇時一致，指出權益比例對於整體市場報酬並不具有樣本外預測能力。

表 8 整理本研究各個假說的驗證結果與經理人擇時假說及整體假性市場擇時假說間之關係，發現假說一的實證結果與經理人擇時假說及整體假性市場擇時假說都是相符的。而假說二、假說三及假說四則皆與經理人擇時假說不相符，而與整體假性市場擇時假說相符。

表 8 研究假說之檢定結果與可能解釋

	檢定結果	經理人擇時假說	整體假性市場擇時假說
假說一	權益比例與下一期權益市場報酬間具有顯著負向相關。	O	O
假說二	在排除發生不可預期之重大總體經濟衝擊事件的資料期間後，權益比例與下一期權益市場報酬間不具有負向相關。	X	O
假說三	債券發行與權益發行間不具有策略性替代。	X	O
假說四	權益比例對未來權益市場報酬不具有樣本外預測能力。	X	O

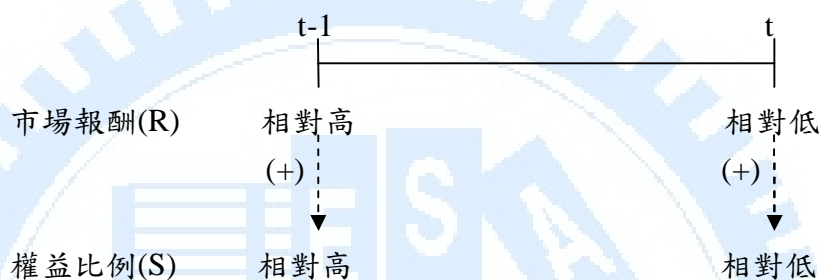
註:  $i_0$  代表檢定結果與該假說一致。

$i_x$  代表檢定結果與該假說不一致。

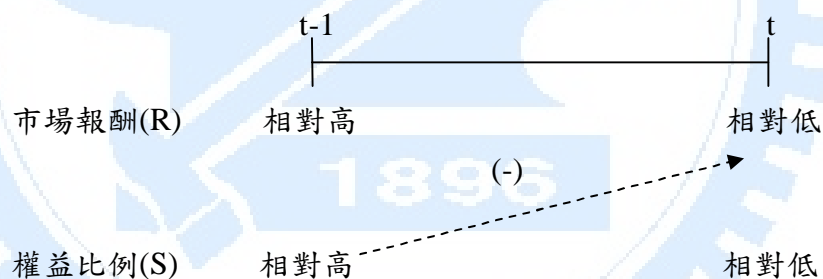
綜合本研究實證分析結果，傾向於不支持經理人具有擇時能力的觀點，而是認為看似經理人可以正確挑選時機的能力是由整體的假性市場擇時假說所引起。以下，以整體假性市場擇時假說對本研究結果做出解釋，其概念如圖4所示：

圖4 以整體的假性市場擇時假說解釋本研究結果

i 即使事前經理人不具有擇時能力，僅依據目前股市條件做決策：



ii 事後分析會觀察到權益比例與未來市場報酬呈現負向相關：



假設在第 $t$ 期時，發生了不可預期的衝擊事件使得權益市場價格下跌。如果權益發行是與目前權益價格呈現正相關，則當市場上發生了非預期的衝擊事件(第 $t$ 期)使得目前的權益市場價格下跌，權益發行應該會下降。因此，由事後觀察會發現，在衝擊事件之前(第 $t-1$ 期)，權益發行的數量相對較多；在衝擊事件發生後，權益發行的數量顯得相對較少。於是，可以觀察到權益比例與下一期市場報酬呈現顯著的負向相關。造成錯誤判斷成經理人能預測未來股市的走向，能夠在股市即將走弱前，先在目前的股價高點發行較多的權益。然而，事

實上，經理人只是根據當下的股市條件來做決策，即使經理人並不具備市場擇時能力，我們也仍然會在事後觀察到此一現象。



## 第五章 結論與建議

本研究主要目的為從股票發行的觀點，探討經理人對於股票市場的擇時能力。研究內容分為兩大部分，第一部分主要檢視權益比例與整體市場報酬間的樣本內關係，並進一步尋求其他證據來區分此一樣本內關係的可能來源。第二部分主要藉由條件方法來進行模型比較，檢視權益比例對整體市場報酬是否具有樣本外預測能力。以下為根據本研究實證分析結果歸納整理而得之結論，並說明本研究之貢獻以及對後續研究者之建議。

### 第一節 結論

#### (一)樣本內分析結果

1. 在樣本期間內，權益比例與下一期的市場報酬間具有顯著的負向關係。亦即，當某一年度股票發行佔所有新發行的比例較高時，下一期的市場報酬表現不佳；而當某一年度股票發行佔所有新發行的比例較低時，下一期的市場報酬表現較佳。
2. 將市場上發生不可預期的重大衝擊事件之樣本期間排除後，重複上述分析，卻發現權益比例的係數由排除前的顯著為負變成不顯著。隱含權益比例與下一期市場報酬的樣本內負向關係是源自於這些重大事件時期，亦即原本被認為是經理人的擇時能力竟然是來自於這些普遍被認為不可預期的事件，此一結果使得經理人具有擇時能力的解釋受到懷疑。
3. 就同期市場報酬而言，權益發行的變動百分比與同期平均市場報酬呈現正向相關，亦即會隨著股市行情好轉而增加股票發行，隨著股市行情轉差而減少股票發行。就下一期市場報酬而言，在權益發行增加較多的年度，其對應的未來市場報酬並沒有顯著低於權益發行增加較少時所對應

的未來市場報酬。此外，在未來的低市場報酬之前，經理人亦沒有將債券發行移轉到權益發行，即不存在策略性替代。這個部分的結果，與經理人擇時假說不符，而與整體假性市場擇時假說一致。

## (二)樣本外分析結果

在樣本外分析的部分，不論是以條件方法的 Wald-type 檢定，或是以拔靴複製 p-value 進行檢定，結果皆顯示有納入權益比例的模型其預測誤差並沒有顯著小於沒有納入權益比例的模型之預測誤差，而此一結果不受損失函數的衡量方式或估計窗口的規模大小所影響。研究結果一致指出權益比例不具有樣本外預測能力，並不支持經理人具有市場擇時能力的觀點。

綜合本研究樣本內分析與樣本外分析的實證結果顯示，就1927年至2005年間而言，以美國市場為研究對象，本研究實證結果並不支持經理人具有擇時能力的觀點，同時，可以依據Butler, Grullon and Weston (2005)所提出的整體假性市場擇時假說做出合理解釋。因此，看似經理人可以在市場上正確挑選發行時機的能力，極有可能僅是一種事後觀察的假性現象。

## 第二節 研究貢獻

Baker and Wurgler (2000)指出，就美國市場而言，「權益發行淨額佔所有債券及權益發行總淨額之比例」才是衡量新融資組成最理想的方式。然而，有礙於距今過於久遠的資料取得並不容易，以及在衡量上的方便性，過去在整體水準下的市場擇時相關研究中，通常是以「流通在外股份的變動百分比」或是未經調整的「權益發行毛額佔所有債券及權益發行總毛額之比例」作為衡量新融資組成的變數。本研究嘗試以學者之建議，建構出一個較能夠明確區隔擇時動機的變數，以解決過去研究認為未考慮調整項目的做法，可能會造成在變數的組成中，納入了並非出自於擇時動機的新發行，而影響研究結果的疑慮。

### 第三節 後續研究建議

由於本研究是挑選了美國股市作為研究對象，後續研究者若針對其他不同國家進行實證研究時，應該將以權益比例作預測在各個國家的表現可能不盡相同之現象納入考慮。因為就美國股市而言，權益比例經過實證被發現相較於帳面對市價比或股利對價格比，的確為預測下一期股市報酬較佳的變數。然而，若選擇以其他國家為研究對象，應該先從各個可能的預測變數中，挑選一個對該國股市報酬最佳的預測變數，再進行實證研究，能有助於解釋各國間的差異。

此外，本研究是選擇以股票發行的觀點對市場擇時能力進行實證研究，然而，在假性市場擇時假說被提出後，許多在財務領域中被認為會是因為擇時效應而引起異常報酬的事件宣告，像是改變掛牌場所、發行可轉換公司債等都可以重新被驗證，來看是否能夠以假性市場擇時假說提出另一種可能解釋。



## 參考文獻

### 一、中文文獻

1. 沈中華、李建然，民國89年，「事件研究法：財務與會計實證研究必備」，台北市，華泰文化事業股份有限公司。
2. 吳芳哲，民國91年，「現金增資、超額評價、擇時與長期績效之研究」，私立東海大學企業管理研究所碩士論文。
3. 財務金融研究中心(銘傳大學)，民國88年，「投資分析+MatLab應用」，台北市，全華科技圖書股份有限公司。
4. 徐清俊、陳欣怡，民國93年，「基金經理人擇時能力與選股能力－評估國內股票型基金績效」，大葉學報第十三卷第二期。
5. 陳品樺，民國91年，「台灣上市公司現金增資擇時之相關研究」，國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
6. 陳松男，民國95年，「初階金融工程與MatLab、C++電算應用」，台北市，新陸書局。
7. 康茵婷，民國96年，「台灣IPO公司市場擇時與資本結構之研究」，國立政治大學財務管理研究所碩士論文。
8. 曹育欣，民國91年，「證券選擇與可轉換公司債發行宣告效果之研究」，國立中山大學企業管理研究所碩士論文。
9. 楊奕農，民國94年，「時間序列分析經濟與財務上之應用」，台北市，雙葉書廊。
10. 趙永昱，民國91年，「技術分析交易法則在股市擇時之實證研究」，國立中山大學財務管理學系碩士在職專班。
11. 鄧紹勳，民國88年，「遺傳演算法於股市擇時策略之研究」，國立中央大學資訊管理研究所碩士論文。

12. 鍾惠民、吳壽山、周賓鳳、范懷文，民國91年，「財金計量」，台北市，雙業書局。

## 二、英文文獻

1. Baker, Malcolm, and Jeffrey Wurgler, 2000, The equity share in new issues and aggregate stock returns, *Journal of Finance*, 55, 2219-2257.
2. Baker, Malcolm, and Jeffrey Wurgler, 2002, Market Timing and Capital Structure, *Journal of Finance*, 57, 1-32.
3. Boos, Dennis D., 2003, Introduction to the bootstrap world, *Statistical Science*, 18, 168-174.
4. Butler, Alexander W., Gustavo Grullon, and James P. Weston, 2004, Can Managers Forecast Aggregate Bond Market Returns? Working paper, University of South Florida.
5. Butler, Alexander W., Gustavo Grullon, and James P. Weston, 2005, Can Managers Forecast Aggregate Market Returns? *Journal of Finance*, 60, 963-986.
6. Chan, Konan, David Ikenberry, and Inmoo Lee, 2006, Do managers time the market? Evidence from open-market share repurchases, *Journal of Banking and Finance*. (forthcoming)
7. Chazi, Abdelaziz and Niranjana Tripathy, 2005, Which Version of the Equity Market Timing Affects Capital Structure? FMA annual conference.
8. Cheng, Yingmei, 2004, Post-listing Underperformance: Is It Really Bad to Move Trading Locations? *Journal of Economic Literature*.
9. Eberhart, Allan C., and Akhtar R. Siddique, 2003, The measurement of operating performance following corporate acquisition: A comparison of event-time to calendar-time measures, *Finance Letters*, 1, 1-4.
10. Eckbo, Espen B., Ronald W. Masulis, and Oyvind Norli, 2000, Seasoned public offerings: Resolution of the new issues puzzle, *Journal of Financial Economics*, 56, 251-292.

11. Efron, B. and R. J. Tibshirani, 1993, A introduction to bootstrap, Chapman & Hall.
12. Giacomini, Raffaella, and Halbert White, 2006, Test of conditional predictive ability, *Econometrica*, 74, 1545-1578.
13. Gompers, Paul A., and Josh Lerner, 2003, The really long-run performance of initial public offerings: The pre-Nasdaq evidence, *Journal of Finance*, 58, 1355; 1392.
14. Huang, Rongbing and Jay R. Ritter, 2005, Testing the Market Timing Theory of Capital Structure. Working paper, University of Florida.
15. Jenter, D., 2005, Market Timing and Managerial Portfolio Decisions, *Journal of Finance*, 60, 1903; 1949.
16. Khotari, S. P., and Jerold B. Warner, 2006, Econometrics of event studies, Working paper, Tuck school of Business at Dartmouth.
17. Loughran, Tim, and Jay R. Ritter, 1995, The new issues puzzle, *Journal of Finance*, 50, 23-51.
18. Loughran, Tim, and Jay R. Ritter, 1997, The operating performance of firms conducting seasoned equity offerings, *Journal of Finance*, 52, 1823-1850.
19. Lyon, John D., Brad M. Barber, and Tsai C.L., 1999, Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns, *Journal of Finance*, 54, 165-201.
20. Nelson, William R., 1999, The aggregate change in shares and the level of stock prices, Working paper, Federal Reserve Board, Washington D.C.
21. Ritter, Jay R., 1991, The long-run performance of initial public offerings, *Journal of Finance*, 46, 3-27.
22. Schill, Michael J., 2000, Market Gaming? An Examination of Aggregate Equity Issue Clustering. Working paper, University of Virginia.
24. Schultz, Paul, 2003, Pseudo market timing and the long-run underperformance of

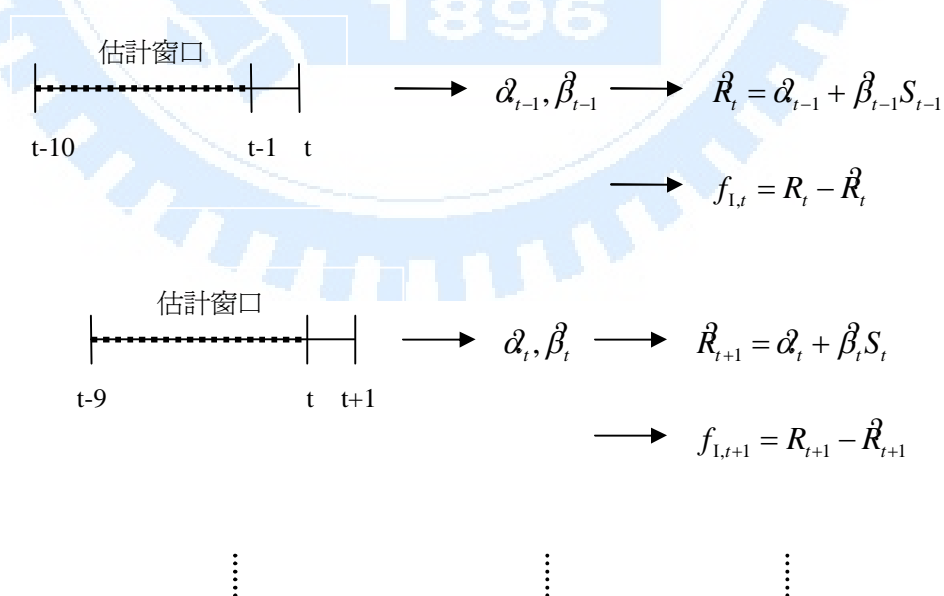
IPOs, *Journal of Finance*, 58, 483; 517.



## 附錄一、固定長度滾動窗口之估計方法

本研究以固定長度滾動窗口的方式來進行迴歸參數的估計時，是以過去一段期間作為估計窗口，以該期間內的歷史觀測值估計迴歸參數，依此估計出來的參數計算樣本外一期的預期報酬。其觀念如圖 4，以窗口長度等於 10 為例，當以迴歸模型計算第  $t$  期的預期報酬時，是以第  $t-10$  期至第  $t-1$  期之實際觀測值來估計參數，依此參數計算第  $t$  期的預期報酬，再與第  $t$  期的實際報酬比較，可得預測誤差；當要計算第  $t+1$  期的預期報酬時，則再加入新的一期(第  $t$  期)的實際資料並剔除舊的一期(第  $t-10$  期)的實際資料，也就是以第  $t-9$  至第  $t$  期作為估計窗口來估計參數，依此參數計算第  $t+1$  期的預期報酬，再與第  $t+1$  期的實際報酬比較，可得預測誤差，以此類推。則總滾動次數=總樣本數-每次預測期數-估計窗口規模+1，以本研究為例，若窗口長度等於 10，則滾動次數=78-1-10+1=68 次。

圖 5 以固定長度滾動窗口進行參數估計(window size=10)



附錄二、Wald-type檢定統計量

(1)條件模型的虛無假設：

$$H_0 : E \left[ L_{t+1} (R_{t+1}, \hat{R}_{I,t+1}) - L_{t+1} (R_{t+1}, \hat{R}_{II,t+1}) \middle| F_t \right] \\ \equiv E \left[ \Delta L_{m,t+1} \middle| F_t \right] = 0 \quad \text{almost surely } t=1,2,i$$

其中， $R_{t+1}$ ：第t+1年的實際報酬；

$\hat{R}_{I,t+1}, \hat{R}_{II,t+1}$ ：分別為根據模型 I 與模型 II 預測之第t+1年的預測報酬；

$L_{t+1}$  損失函數，用以衡量真實值與預測值間之差異，在本文中為 SE 及 AD；

$F_t$ ：在第t期時的資訊集合；

$\Delta L_{m,t+1}$ ：對第t+1期進行預測，在兩模型間損失函數之差異；m為滾動窗口長度，即預測第t+1期時使用到第t,t-1,...,t-m+1期的資訊去估計。

(2)Wald-type檢定統計量：

$$T^h = n \left( n^{-1} \sum_{t=m}^{T-1} h_t \Delta L_{m,t+1} \right)' \hat{\Omega}_n^{-1} \left( n^{-1} \sum_{t=m}^{T-1} h_t \Delta L_{m,t+1} \right) \\ = n \bar{Z}'_{m,n} \hat{\Omega}'_n \bar{Z}_{m,n}$$

其中， $\bar{Z}_{m,n} \equiv n^{-1} \sum_{t=m}^{T-1} Z_{m,t+1}$ ， $Z_{m,t+1} \equiv h_t \Delta L_{m,t+1}$ ，

$$h_t = (1, \Delta L_{m,t})'$$

$\hat{\Omega}_n \equiv n^{-1} \sum_{t=m}^{T-1} Z_{m,t+1} \times Z'_{m,t+1}$ ， $q \times q$  矩陣，為  $Z_{m,t+1}$  之變異數的一致估計。

計。

在顯著水準為  $\alpha$  下，當  $T^h > \chi^2_{q,1-\alpha}$ ，拒絕虛無假設模型 I 與模型 II 的樣本外條件預測能力無異。