

國立臺灣大學社會科學院經濟學研究所

碩士論文

Graduate Institute of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

台灣股市流動性溢酬之實證研究

-以金融類股為例

An Empirical Study of the Liquidity Premium

in Taiwan Equity Market

-The Case of Financial Industries

林俊成

Jun-Cheng Lin

指導教授：謝德宗 博士

Advisor: Der-Tzon Hsieh, Ph.D.

中華民國 99 年 7 月

July, 2010

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

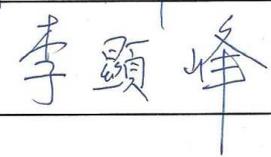
台灣股市流動性溢酬之實證研究
-以金融類股為例

**An Empirical Study of the Liquidity Premium
in Taiwan Equity Market
-The Case of Financial Industries**

本論文係林俊成君(學號 R97323051)在國立臺灣大學經濟學系、
所完成之碩士學位論文，於民國 99 年 05 月 29 日承下列考試委員審
查通過及口試及格，特此證明

口試委員：


_____ (簽名)
(指導教授)

摘要

在證券市場當中，流動性的重要性不僅於資產績效的衡量與市場機制實施成效的評估，更是決定報酬的關鍵因素。投資人能否在資訊不對稱下，從觀察流動性及股票報酬的相互關係，獲取有效資訊以減少投資風險，將是值得探討的議題。尤其是在歷經次貸事件與國際金融海嘯洗禮後，更凸顯金融業面對的市場流動性變動程度遠大於其他產業。

故本文以台灣證券市場金融類股為研究對象，採用 Fama-MacBeth (1973) 的橫斷面迴歸分析方法，以週轉率做為流動性衡量指標。除以 Amihud (2002) 的方法將流動性分解成預期及未預期兩部分外，再以 Fama 與 French (1992、1993) 的三因子模型中的市場風險、公司規模、淨值市價比，最後再加上外資持股比例當作解釋股票報酬的變數，驗證在台灣股票市場金融類股中，是否有流動性溢酬或存在其它影響橫斷面股票報酬的因素。

結果發現：1、beta 值與股票報酬間存在極小的負向關係，是因為金融業特殊的資產結構所產生的結果。2、規模效應的確存在於台灣股市金融類股當中 3、不存在元月效果，但卻存在春節效應 4、從預期流動性的角度來看，流動性溢酬是不存在的；但從人們觀察到當期末預期流動性高低後的反應切入分析，發現流動性溢酬的確存在於台灣股市金融類股中，只是傳遞途徑不同而已。

關鍵字：股票報酬、流動性溢酬、Fama –French 三因子模型、橫斷面迴歸分析、規模效應。

Abstract

In security market, liquidity is not only important to the measurement of asset return and the evaluation of market mechanism execution, but also to the key factor of return. It is worth exploring if investors, facing information asymmetry, can obtain effective information to decrease risk by observing the relationship between liquidity and stock return. Especially after subprime crisis and financial tsunami, it is obvious that the volatility of liquidity faced by financial industry is far greater than that of other industries.

This thesis is to study financial sector in Taiwan equity market through Fama-MacBeth (1973) cross-sectional regression analysis, using turnover as liquidity indicator. By using Amihud (2002) method, liquidity is divided into two parts: expected and unexpected. Then market risk, firm size and b/m ratio in the three-factor model of Fama and French (1992、1993) are taken into account. The percentage of shares held by foreign investors is the variable of explanation of stock return. Then this study verifies if there is any liquidity premium or any factor influencing cross-sectional stock return for financial sector in Taiwan equity market.

The results are: (1) the relationship between beta and return is extremely small and negative, an outcome resulted from the special asset structure in financial sector.; (2) The company size is important in financial sector; (3) there is no evidence supporting January effect, but Chinese New Year effect exists; and (4) from the perspective of expected liquidity, liquidity premium does not exist, but it is found that, by analyzing investors' response to the change of unexpected liquidity, liquidity premium indeed exists in financial sector, only with different distribution channel.

Keywords : stock return 、 liquidity premium 、 Fama-French three factor model 、 cross-sectional regression analysis 、 size effect.

目錄

口試委員會審定書.....	i
中文摘要.....	ii
英文摘要.....	iii
第一章 緒論.....	1
1.1 研究背景與動機.....	1
1.2 研究目的.....	3
第二章 文獻探討.....	5
2.1 流動性定義.....	5
2.2 流動性衡量.....	6
2.3 流動性溢酬.....	9
2.4 Fama 與 French 的三因子模型.....	13
2.5 外資持股比例.....	15
2.6 元月效應.....	16
第三章 研究方法.....	18
3.1 研究範圍.....	18
3.2 選樣標準.....	20
3.3 變數定義.....	20
3.4 Fama-MacBeth 研究方法.....	24
3.5 Amihud 研究方法.....	26
第四章 實證結果與分析.....	29
4.1 資料敘述統計.....	29
4.2 橫斷面分析.....	32
4.3 規模及元月效應分析.....	37
第五章 結論.....	40
參考文獻.....	45

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖.....	4
------------------	---

表目錄

表 3-1 各金控成立時間與事業主體	19
表 4-1 各變數敘述統計表	29
表 4-2 各變數相關係數矩陣表	30
表 4-3 依市值規模分組之各組 beta 值及外資持股比率.....	31
表 4-4 基本橫斷面迴歸模型分析結果	33
表 4-5 考慮未預期流動性後的橫斷面迴歸模型實證結果	36
表 4-6 依照公司淨值分組之迴歸分析結果	38
表 4-7 加入一月及二月兩個虛擬變數後的迴歸分析結果	39



第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

市場微結構理論(market microstructure theory)是近20年來金融理論發展最快速的議題之一，其定義為「在明確的交易規則下，研究市場上資產交易的過程與結果，並分析特定交易機制影響價格之形成過程」(O'Hara, 1995)。嚴密的理論及大量實證分析讓該理論成為金融理論的相當獨特領域，更與國際金融、公司理財、資產定價等領域結合而成為金融領域的熱門研究方向。

在上述與市場微結構理論相結合的領域中，最重要者當屬處於金融領域核心地位的資產定價問題。O'Hara (2003) 指出傳統資產定價理論忽略資產價格是在市場中演化的事實，而這正好是市場微結構理論的研究範疇。更進一步，他認為市場的兩個功能—流動性與價格發現—都對資產定價發揮重要的意義。在此，我們將焦點放在第一個層面，即流動性對資產定價或資產報酬率的影響。流動性是資產的重要特質，最早驗證流動性與資產報酬率關係的是Amihud 與 Mendelson (1986)，他們以紐約證券交易所(NYSE)專業莊家 (specialist) 報出的買賣價差來衡量交易成本，發現價差越大的股票反映越缺乏流動性，而其預期報酬率也越高，除支持理論上的預測外，並說明市場對資產的非流動性存在流動性溢酬 (liquidity premium) 或流動性補償 (liquidity compensation)。

Chordia、Roll 與 Subrahmanyam (2001) 指出流動性及交易行為是金融市場的兩個重要特徵，而兩者的重要性就在交易成本影響必要報酬，如Amihud 與 Mendelson (1986)，Jacoby、Fowleran 與

Gottesman (2000) 闡述透過了解金融市場流動性，可提供投資人從事資產管理決策的依據，並藉此降低交易成本，而這也代表交易成本與流動性彼此存在直接相關。

台灣股市投資交易的組成結構不像歐美市場以法人為主，台灣散戶投資人（2008 年本國自然人占股市交易類別比例 61.66%）佔總成交量超過六成，一般投資人擁有的資訊相對分歧且不對稱，而法人機構擁有較專業的研判及資訊，促使一般投資人盲目跟隨。當股市利多湧現，散戶們經常盲從目跟進、逢高佈局；一旦股市利空浮現而盤面翻黑，散戶也只好認賠出場。然而法人、投資機構及公司內部人早已取得資訊從中獲利，加上台灣股市交易面的問題不少，如內線交易、交叉持股炒作股價及存在禿鷹集團等，都讓投資人處於資訊弱勢的一方，承受眾多不確定風險。

台灣股市投資人能否在資訊不對稱下，從觀察流動性及成交價的相互關係，獲取有助於預估股市的趨勢減少投資風險，將是值得探討的議題。尤其是在歷經次貸事件與國際金融海嘯洗禮後，更凸顯金融業面對的市場流動性變動程度遠大於其他產業。是以本文將採取周轉率做為衡量流動性的指標，利用 Amihud (2002) 的方法將流動性區分為預期與未預期兩部分，進而驗證在台灣股票市場中，金融類股是否存在流動性溢酬。

1.2 研究目的

本文將針對台灣股票市場的金融類股股價變化，探討其是否存在流動性溢酬，而相關研究議題如下：

(1)以週轉率 (turnover rate) 做為流動性指標，分析預期流動性對台灣股票市場金融類股的預期報酬率是否存在解釋能力。

(2)依據 Amihud (2002) 的方法，將流動性分解成預期及未預期兩部分，再從未預期市場流動性角度探討是否存在流動性溢酬。

(3)了解股票報酬、風險、公司規模與公司市場權益價值之間的關係。

(4)依據淨值將金融類股分成三個群組，觀察預期及未預期流動性對股票報酬率影響是否因規模而有所改變，進而驗證金融類股是否存在規模效應，且形成原因為何。

(5)觀察外資持股比率對金融類股流動性扮演何種角色。

1.3 研究架構

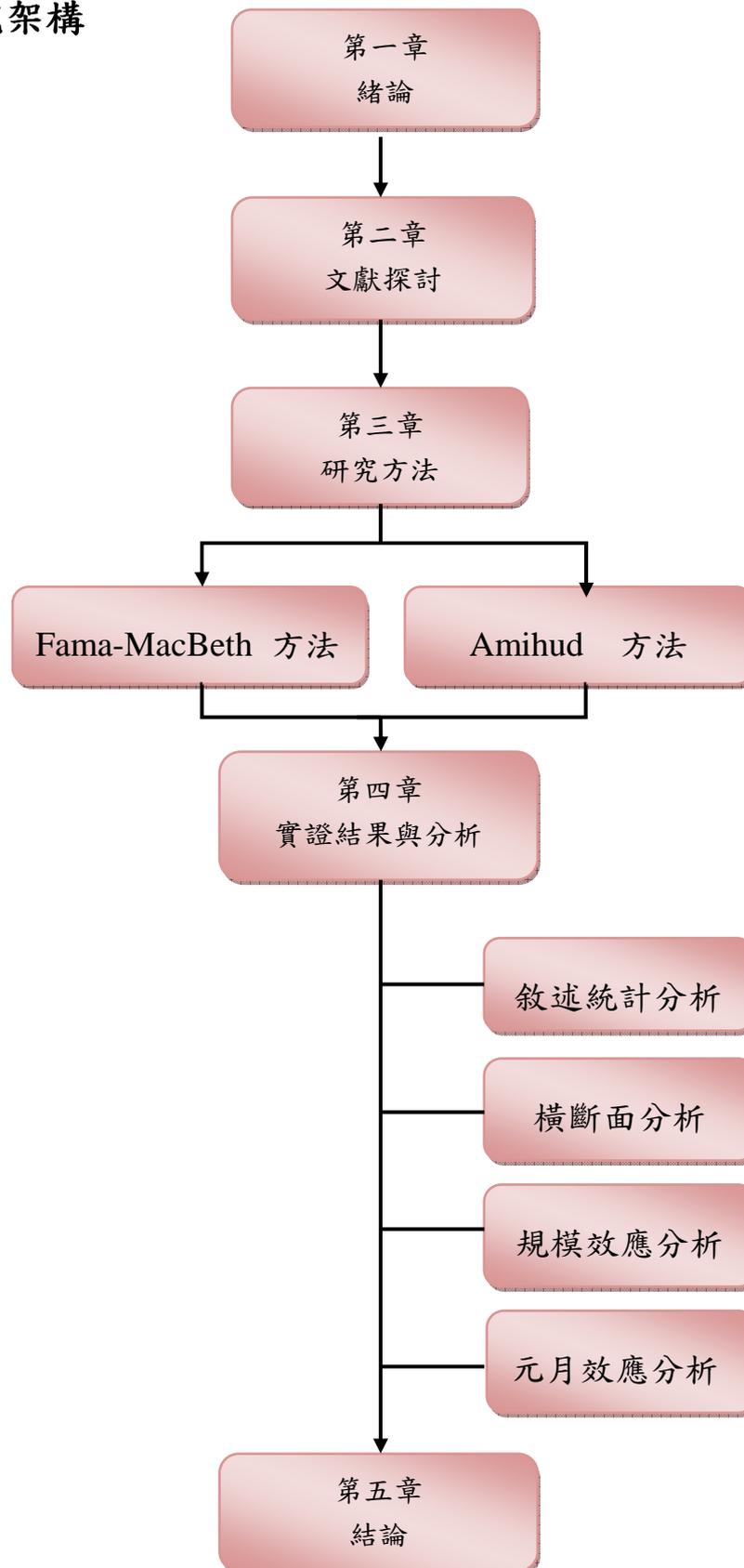


圖 1- 1 研究流程圖

第二章 文獻探討

2.1 流動性定義

Handa 與 Schwartz (1996) 認為投資人想從證券市場得到的三種東西是流動性、流動性、流動性，而流動性的重要性不限於資產績效的衡量與市場機制實施成效的評估，Amihud 與 Mendelson(1986) 與後續學者更證實流動性是決定報酬的關鍵因素。

儘管流動性具顯著重要性，但衡量流動性的方法卻相當分歧，由於流動性的多重屬性，截至目前為止，尚無攸關流動性的完整定義。統整常被引用的流動性定義簡述如下：

(1) Dubofsky 與 Growth (1984) 認為流動性反映在交易過程的兩項因素：(a) 以目前市場交易價格完成交易所需的時間；(b) 在一定時間內欲賣出股票所需提供的價格折讓。

(2) Hasbrouck 與 Schwartz (1988) 認為流動性是投資人能以快速且合理價格成交之能力。

(3) O'Hara (1998) 認為流動性是立即完成交易之成本 (the price of immediacy)。

總之，流動性反映交易的兩個層面：交易時間（速度）與交易成本（價格）。交易時間反映即刻交易所需時間，交易價格即是資產能否以等於或接近市場價格成交。不過兩者間存在一定抵換關係 (trade off)，交易者若想在市場立刻買進（賣出）商品，往往需以較高（低）價格才能成交。當交易者面對買賣間的價差或時間差越小時，就代表該產品的流動性越佳。

2.2 流動性衡量

根據前述的流動性定義，可歸納為價格構面、時間構面、交易熱絡程度等三種流動性衡量方法。以下分別探討各項衡量指標及其優缺點。

一、價格構面之流動性衡量方法

1、以買賣價差 (bid-ask spread) 來衡量流動性

價差是由賣出報價減去買進報價而得，此係運用最廣泛的衡量流動性方法，也是衡量立即成交成本的最直接方法。從Demsetz (1968) 開始，許多學者多以買賣價差做為衡量流動性的指標。對流動性需求者而言，買賣價差是一種交易成本，投資人買進和賣出的價格不完全等於市場均衡價格。投資人買進需支付溢價，賣出則須承擔價格折讓，是以買賣價差的差異可代表交易成本，對市場創造者 (market maker) 而言，買賣價差是提供流動性服務所要求之報酬或補償。買賣價差可用以衡量交易成本，成為衡量流動性的常用指標。不過以買賣價差衡量流動性卻有其限制，利用買賣價差來衡量流動性時，因單純考量價格問題，無法對「數量」有更深一層認知。

Dubofsky 與 Growth (1984) 認為以買賣價差來衡量流動性，將存在下列缺失：

(1)「買賣價差」無法擷取到市場機制在不影響價格下，吸收成交金額的能力，無法觀察不同報價下所能吸收的成交量。

(2)「買賣價差」無法反映影響價格變動所需的交易量，亦即無法看出股票鉅額交割的變動。流動性佳的市場，鉅額交易單會造成價格微幅波動；但在流動性不佳的市場，即使小額交易都會對價格產生大

幅震盪。

(3)「買賣價差」看不出市場委託買賣單對價格的影響。假設委託買賣單進入市場，成交價是市場創造者提供流動性服務的買入或賣出的價格，投資人只關心委託價可否成交，並非「買賣價差」的大小。

(4)「買賣價差」無法說明價差以內或以外的交易。有部分交易是在價差以內（如議價交易）或以外（如鉅額交易）的價格成交，這部分無法從「買賣價差」觀察而得。

Fleming（2003）也指出買價及賣價的報價通常只在有限的交易量及時間下有較佳的結果，因而買賣價差通常較適合用於衡量完成單一且有限的交易。

2、交易對價格衝擊為基礎之流動性衡量方法

交易對價格衝擊為基礎的流動性衡量方法，將是兼具嚴謹、功能多、有理論依據、使用限制少於一身的最佳流動性衡量方法。最早提出嚴謹理論推導，且被公認為市場微結構理論關鍵文獻的是Kyle（1985）的市場深度模型。他以市場深度來衡量流動性。而市場深度是指需要多少交易量才能造成價格變動一元。債券買價交易量及賣價交易量可協助衡量市場深度，且補足買賣價差在衡量流動性的缺點。最簡單的估計方法是透過交易者真實需求的報價數量，或買（賣）方提出的買（賣）價報價時，其實際要買（賣）的數量，然而其缺點在於相對繁複，造市者通常不會完全顯示其在特定價格下所需的真實數量，以此方法衡量市場深度將會低估。

二、時間構面之流動性衡量方法

1、以委託單存續時間衡量流動性

委託單存續時間是指下單到成交所需時間。委託單存續時間愈短，表示投資人完成交易所需時間愈短，代表流動性越高。不過仍然存在一些問題，資料取得不易且無法有效將不同限價具有不同存續期間的現象納入考量。

2、以成交機率衡量流動性

成交機率大代表完成交易所需時間短、流動性相對較高。以成交機率衡量流動性，所面臨的問題也是一樣，無法有效將不同委託限價會有不同成交機率納入考量。

3、以交易發生頻率衡量流動性

在特定期間內，交易次數越多代表投資人交易機會愈多，等候成交時間愈少，則流動性愈高。此一衡量方法可以有效解決不同限價具有不同存續期間與成交機率的問題，且特定期間交易次數之資料相對容易取得。

三、交易活絡程度之流動性衡量方法

1、以交易量衡量流動性

Demsetz (1968) 研究NYSE股票發現「成交量」與「買賣價差」存在顯著負向關係，且成交量越大則買賣價差越小，代表流動性越佳。此後，許多學者開始利用「成交量」作為衡量流動性的指標。

Branch 與 Freed (1977)、Benston 與 Hagerman (1978) 分別研究美國NYSE、AMEX 與OTC 股票，發現「成交量」與「買賣價差」存在負向關係。Amihud、Mendelson 與 Lauterbach (1997) 研究以色列特拉維夫股市，以及Berkman 與 Eleswarapu (1998) 研究印度孟買股市，均以「成交量」替代買賣價差作為衡量流動性的指標。

採用成交量作為衡量流動性的指標，雖然解決「量」的問題，卻無法兼顧「價」的問題，無法說明在不同交易價格下吸收交易量的能力，也無法估計不同成交量對股價的影響。

2、以週轉率衡量流動性

以交易活絡程度作為衡量指標，除「成交量」外，「週轉率」也是重要指標之一。但其能夠解決以成交量衡量流動性時，由於公司規模不同，對衡量結果會造成誤差。「週轉率」定義為： $TR=V/O$ ， V 為成交股數， O 為流通在外股數。在一段期間內，某公司股票成交量對其流通在外股數的比率，即代表每張流通在外股票在這段期間內的轉手頻率。在流通在外股數相同下，成交量越大，代表換手次數越多，流動性相對越佳，不過其存在類似 Marsh-Rock 流動比率的問題。假設在一個月內 A 與 B 兩種股票週轉率皆為 10%，而 A 股票價格變動程度為 5%，B 股票價格變動程度為 10%，我們若只使用週轉率來衡量流動性，所獲結論是：A 與 B 兩種股票具有相同流動性，實際上，A 股票流動性是高於 B 股票，此即使用週轉率做為衡量流動性的指標所存在的問題。

2.3 流動性溢酬

Amihud 與 Mendelson (1986) 最早驗證流動性與資產報酬率的關係，將 1961~1980 年間所有 NYSE 資產的報酬率與價差（作為非流動性的代表）進行實證分析，發現二者存在正向關係，這說明市場對資產的非流動性存在一個補償，後來學者將其稱為流動性補償或流動性溢酬。

爾後，經濟學家針對不同市場的流動性溢酬，採取不同的流動性

指標，使用不同方法進行實證分析，大致分為橫斷面與時間序列分析，而採用橫斷面數據對流動性溢價進行實證分析的文獻佔了較大比例。Amihud 與 Mendelson (1989) 在 Amihud 與 Mendelson (1986) 的迴歸分析中加入殘餘風險（用組合的標準差代表）及資產規模等控制變量，結論仍舊支持價差與報酬率的正相關性。Chen 與 Kan (1989) 修正 Amihud 與 Mendelson (1986) 的方法，發現價差與股票預期報酬無顯著相關。但 Eleswarapu 與 Reinganum (1993) 使用 Fama 與 MacBeth (1973) 橫斷面迴歸模式，研究 NYSE 股票「流動性溢酬」（股票報酬對「買賣價差」之迴歸係數）的季節性效應，利用 1961~1990 年的資料發現價差與收益率的正向關係僅在一月份顯著，亦即存在元月效應 (January effect)。接著，Brennan 與 Subrahmanyam (1996) 使用 Glosten 與 Harris (1988) 及 Hasbrouck (1991) 的價差分解技術將價差分解為固定成本與變動成本兩部分，發現報酬率對兩者都作了補償且無元月效應存在，從而呼應 Amihud 與 Mendelson (1986) 的結論。

另一方面，劉玉珍 (1989) 參照 Amihud 與 Mendelson (1986) 的理論與實證方法，對台灣股票市場進行實證分析，結果亦支持流動性臆說。鄭豐智 (1992) 利用絕對價差以及相對價差來衡量 1989 年和 1991 年在除權日前後的流動性變化，其選擇 1989 年的原因在於 1988 年以前的月平均加權指數未超過 3000 點，1988 年 9 月卻明顯上升至 8000 點後又呈現劇烈變動，而 1991 年的資料則較平緩，結果發現 1989 年股票流動性在除權日後有顯著下降傾向，1991 年則無顯著改變傾向。藍新仁 (1993) 選取民國 1991 年 10 月至 1992 年 7 月共 10 個月期間，包含 111 支第一類股、16 支第二類股、10 支全額交割股及 11 支店頭市場股票共 148 家公司的日資料，以買賣價差衡量台灣股票集中

市場和店頭市場流動性，發現第一類股變現性優於第二類股，第二類股優於全額交割股，全額交割股優於上櫃公司；且公司規模越大，流動性越佳；股價越高，流動性越高。

上述橫斷面分析係用價差來衡量非流動性，後來許多經濟學者採取其它變量來代表股票流動性，對流動性溢價問題進行分析。

有些學者使用衡量交易活絡程度的週轉率作為衡量流動性的指標，比如Haugen 與 Baker (1996) 發現美國Russell3000指數所有成分股在1979~1993年間的預期收益率與週轉率呈現負相關，而英、法、德和日股市也都存在類似的流動性溢價。Chui 和 Wei (1997) 以週轉率作為流動性替代變數，延續Amihud 與 Mendelson (1986) 提出考量流動性之資產評價模式，使用與Brennanand 與 Subrahmanyam (1995) 相近之模式建構技巧，推導出股票預期報酬率與「週轉率」的均衡式，針對日本東京股市作分析研究，發現股票期望報酬與「週轉率」呈顯著負向關係，即高週轉率（高流動性）股票擁有較低預期報酬。Datar、Naik 與 Radcliffe (1998) 以1962年7月至1991年12月NYSE非金融類股上市公司的資料，以週轉率來衡量流動性，實證結果發現週轉率越高的股票，其流動性越高，預期報酬也越低。

再則，胡星陽 (1998) 利用週轉率做為衡量流動性指標，以台灣股票市場為研究標的，研究期間從1976年5月至1994年12月，發現週轉率較低的個股存在流動性溢酬。黃叔鈞 (1999) 利用成交值及週轉率做為衡量流動性指標，針對泰國、香港、馬來西亞、新加坡、韓國及台灣等六個重要亞洲市場進行實證分析，發現流動性溢酬一致存在於新加坡與台灣股市，並在其它四國的「加權平均係數」結果中均獲得支持。陳國祥 (2001) 以股票週轉率與成交量作為衡量流動性指標，

發現台灣上市製造業類股顯著存在流動性溢酬。張炳川（2002）利用1987~2000年資料，發現不論週轉率或成交額，均與股票報酬皆呈現負相關。

此外，也有學者使用交易量（trading volume）或交易值（trading value）來衡量流動性。Demsetz（1968）研究NYSE 股票發現「成交量」與「買賣價差」有顯著負向關係，Tinic 與 West（1972）研究多倫多證券交易所股票，得到類似Demsetz的結論。Branch 與 Freed（1977）與Benston 與 Hagerman（1978）分別研究美國NYSE、AMEX 與OTC 股票，發現「成交量」與「買賣價差」存有負向關係。Amihud、Mendelson 與 Lauterbach（1997）研究以色列特拉維夫股市，以及Berkman 與 Eleswarapu（1998）研究印度孟買股市，均以「成交量」替代買賣價差作為流動性之衡量指標。有些文獻使用資產報酬率絕對值與成交額之比（ILLIQ），此係Amihud（2002）基於Kyle（1985）和Silber's（1975）所延伸出來的概念，結果發現確實存在流動性溢酬。

至於Wu、Sheu 與 Ku（1997）則以「成交量」作為流動性變數，衡量流動性對台灣上市公司股票報酬的影響，發現在空頭市場時，台灣上市公司股票報酬與成交量存在顯著負向關係，即「低成交量」的股票（買賣價差大，流動性差）要求的預期報酬，相對較「高成交量」（買賣價差小，流動性佳）的股票要求報酬為高。陳隆勛（1998）以「成交量」分析台灣上市公司股票流動性與股票報酬的關係，發現在空頭市場時期的研究結果和Wu、Sheu 與 Ku（1997）一致，但在多頭市場時期並未明顯存在此種現象。陳柏助（2001）利用三種不同的流動性指標，包含成交量、成交值及週轉率，針對1992~2000年間的452家上市公司週資料進行流動性實證分析，發現流動性指標與股票報酬間確實存在負向關係，且建議以成交量及週轉率做為衡量流動性

之指標。張炳川（2002）利用1987~2000年資料，發現不論用成交額或週轉率，均與股票報酬呈負相關。

綜合以上所述，不論採用何種流動性指標，這些文獻的實證結果多數證實流動性溢酬確實存在於不同市場中。

2.4 Fama 與 French 的三因子模型

首先，我們要提到效率前緣(efficient Frontier)，此係由1990年諾貝爾經濟學得獎者Markowitz(1952)提出，主要意義為「在風險相同時，相對上可獲得之最高預期報酬率」或「在預期報酬率相同時，相對上總風險最低」之投資組合。投資一定考慮風險與報酬，當投資者承受不同風險時，在每一風險一定會有一個投資組合可以達到最大報酬率，這些不同風險所達到最高報酬率所組成的軌跡就是效率投資前緣。由此可知，不論投資任何資產，一定要在效率前緣才能合乎效率。但最重要的，我們還是要找出股票報酬與風險的關係，才能正確衡量各種投資組合，而資本資產訂價模型(capital asset pricing model，CAPM)則是學術界和實務界用來分析股票報酬與風險關係的主要理論。

要達到預期報酬，必須接受相對的風險，此為任何均衡資產定價模型的前提。自Sharpe(1964)提出資本資產定價模型(CAPM)後，CAPM 一直是學術界及實務界用來評估衡量風險與報酬的方法，CAPM 理論認為效率市場組合將隱含（1）證券的預期報酬和市場風險（beta）間存在正向線性關係、（2）市場因素（beta）已足夠描述預期報酬的橫斷面的變化。長期以來，CAPM 獲得實務面廣泛應用，如公司資本成本（cost of capital）的計算，投資組合經理人績效

的衡量等，然而CAPM 亦不斷接受實證上的考驗。

資本資產訂價模式(CAPM) 是由Treynor(1961)、Sharpe(1964)、Lintner(1965)、Mossin(1966)等人於1960年代發展出來，目的在協助投資人決定資本資產的價格，即在市場均衡時，證券要求報酬率與證券的市場風險（系統性風險）間的線性關係，而市場風險係數是用 β 值(beta)來衡量。資本資產（capital asset）指股票、債券等有價證券，代表對實質資產所產生報酬的求償權。CAPM 考慮的是不可分散風險（市場風險）對證券要求報酬率之影響，假設投資人可作完全多元化投資來分散可分散風險（公司特有風險），此時只留下無法分散的風險才是投資人關心的風險，而且也只有這些風險可以獲得風險溢酬，利用此特質可以快速依CAPM訂定該個股的預期報酬率。

然而Merton（1973）在跨期資產評價模型（intertemporal CAPM，ICAPM）及Ross（1976）在其套利定價模型（arbitrage pricing theory，APT）中，對多因素（multifactor）資產評價進行研究，認為影響資產報酬率的因素很多，並非僅限於市場因素而已。

從1980年代起，學者陸續發現一些企業特性（firm Characteristics）的規則，如Banz(1981)的公司規模（firm size）；Rosenberg、Reid與Lanstein(1985)的淨值市值比（book-to-market ratios）、Basu（1983）的益本比（earnings-price ratios），這些企業特性是CAPM 所未解釋的，卻對橫斷面的資產預期報酬具有解釋力，而這些變數基本上被稱為異象（anomalies）。Fama 與 French（1992、1993）更指出CAPM 理論的系統風險不足以解釋資產報酬的橫斷面變化，並明確指出影響資產報酬的因素包括市場因素、規模因素及淨值市價比因素等，此即Fama—French 的三因子模型。Fama—French 認為此模型可以解釋CAPM 無法解釋的異象，他們以1963~1990年美國NYSE、

AMEX與NASDAQ上市公司普通股的模擬投資組合(mimic portfolio)為樣本，檢視市場因素(Beta值)、規模大小(Size)、益本比(E/P ratio)、淨值市價比(M/B ratio)、及槓桿程度(Leverage)等變數與股票報酬間的關係，發現規模及淨值市價比與股票報酬存在強烈關係。且規模與報酬具有負向關係，而淨值市價比與報酬間存在正向關係，此一結果說明beta值不是解釋橫斷面股票報酬的唯一因素，而這也是本文選取市場風險、公司規模、淨值市價比當成個股報酬率解釋變數的原因。

2.5 外資持股比例

外資券商以提供各種股市資料給客戶為主，再由客戶依據參考建議於各外資券商下單交易。2010年開盤至2010年4月30日止，全體外資買進上市股票總金額約17169億元，賣出上市股票總金額約15765億元，能夠影響這龐大資金並提供投資建議的即是各家外資券商。目前台灣外資券商以瑞銀、美林、摩根史坦利、摩根大通、瑞士信貸第一波士頓、德意志、花旗環球、美商高盛等為主。

國內驗證外資投資股市持股比例對股價指數影響的結論不盡相同。謝秀津等人(1999)研究外資對單一公司持股比例高低對其股價變動影響，發現外資持股比例確實與價格變動率有關，當外資對個別上市公司持股比例增加某一水準，價格變動率小的家數比其他價格變動率大的家數多出0.28倍，且當價格變動率增加某一水準，外資對個別上市公司持股比例小的家數比其他外資持股比例大的家數多出0.26倍。由此可知，當外資持有某上市公司比例較高時，其產生的價格變動呈現較穩定趨勢，相對地，當上市公司股價變動較穩定時，其外資持股比例也多維持在較高水準。

蘇鵲翎(2000)探討散戶與法人投資行為對股票報酬率與週轉率影響，以上市電子股融資融券餘額、集保庫存、外資法人、投信、自營商持股作相關分析，並以報酬率及週轉率作迴歸分析，以驗證三大法人與散戶之間投資行為，發現：

(1)三大法人操作確實存在互相跟進投資行為，國內散戶有追漲殺低短線進出現象，外資則無此現象。

(2)外資持股比例對週轉率呈負向關係，顯示外資投資高持股比例公司著重基本面長期投資，具有穩定股市作用，而具有高週轉率個股大都由短線進出的國內投信基金及散戶所造成。

陳彥豪(2002)持續探討台灣股市三大法人之中的外資與投信法人持股比率變化，以台灣電子股為例，運用上市電子股持股比例與電子股指數、本益比、電子股報酬率，以迴歸分析及標準常態性檢定觀察外資與國內投信存在互相跟進的投資行為，都有採取「追漲殺跌」、「逐強汰弱」投資策略，並認為外資或投信高持股比率及買超的投資組合，其中長期績效皆顯著優於加權指數報酬率。

由此可知，外資投資股市持股比例影響股價指數的說法不盡相同，其中的關鍵可能在於產業結構不同，會直接或間接影響外資持股比例、週轉率與股票報酬率之間的關係。

2.6 元月效應

元月效應係指股票市場中每年元月的投資報酬率會高於其他月份之異常現象。Gultekin 與 Gultekin (1983) 檢測各主要國家股市後，發現元月效應廣泛存在於大部份國家股市。Rozeff 與 Kinney (1976) 及 Roll (1981)的實證發現，大部分美國股市的年度超額報酬

會集中發生在12 月的最後一個交易日到隔年的最初4 個交易日。
Keim (1983)更進一步表示這種元月效應是特別會反映在規模較小公司的股票。

國內研究則有張尊悌 (1996)、林天中 (1998) 研究台灣股市發現，規模較小股票易被主力大戶拉抬，造成投資人認為小型股較容易上漲的現象。國外過去研究元月效應學者相當多，有些從研究元月效應發生的原因著手，針對各種可能成因，如窗飾臆說 (window dressing hypothesis)、過度反應臆說 (overreaction hypothesis) 和流動性臆說 (liquidity hypothesis) 都做過廣泛測試。其他研究則檢測是否可用資本資產定價模式 (CAPM) 外的模式，如 Fama 與 French (1992、1993) 的二因子及三因子模式來解釋元月效應之異常現象。但文獻上攸關元月效應的實證結果不儘相同，甚至彼此衝突。同樣的，國內對這方面的研究也為數不少，實證結論也有許多無法相互解釋的地方，甚至和國外實證結果相反，主要原因可能是採取不同資料期間且期間太短或不同研究方法所致。

有鑑於此，本研究想以 Fama 與 French (1993) 的三因子模式為基礎，加上流動性因素與外資持股比率，成為五因子的資產定價模式，再用 Fama-MacBeth (1973) 的橫斷面迴歸分析方法，分析在台灣是否存在元月效應或春節效應。

第三章 研究方法

本研究以台灣證券交易市場的金融類股資料為研究對象，採用 Fama-MacBeth (1973) 的橫斷面迴歸分析方法，進行各月份橫斷面股票報酬及各變數解釋能力的實證分析。除以週轉率做為流動性衡量指標外，再以 Fama 與 French (1992、1993) 的三因子模型中的市場風險、公司規模、淨值市價比，最後再加上外資持股比例當作解釋股票報酬的變數，驗證在台灣股票市場金融類股中，是否有流動性溢酬或存在其它影響橫斷面股票報酬的因素。其中，本研究也利用 Amihud (2002) 的方法將流動性分解成兩部分，驗證未預期流動性的解釋能力是否高過於預期流動性。

3.1 研究範圍

本文選取樣本為 2002 年 2 月至 2009 年 12 月的台灣上市金融類股，選用資料包括個股的月報酬率、月週轉率(%)、淨值(百萬元)、beta、帳面市場價值比(M/B)、外資持股比例等皆來自台灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫，資料時點以月為基礎。至於樣本期間選取 2002 年 2 月至 2009 年 12 月的原因是因應政府在 2002 年組成行政院金融改革專案小組，研擬各項金融改革議題及具體改革建議，以營造優質之金融環境，提昇整體金融產業之競爭力。對金融機構的有效改善逾期放款，促使體質健全化，對問題金融機構建立退場機制、開放金融控股公司組成，而於 2001~2009 年間成立 15 家金控公司，台灣金融產業結構出現重大改變。由於大部分金控公司成立於 2002 年 2 月(含)之前，表 3-1 是各金控公司成立時間與成立前的事業主體，為了增加樣本期間，我們選取自 2002 年 2 月至 2009 年 12

月的資料作為樣本期間，其中四家在 2002 年 2 月之後成立金控公司。我們採用成立前的主體公司資料補足不齊的期間，理由是國內金控在成立初期的一年內均無重大改變，仍以主體企業的營運為主。

表 3- 1 各金控成立時間與事業主體

公司名稱	成立時間	成立主體
中信金控	2002/05	中國信託商業銀行
台新金控	2002/02	台新國際商業銀行
玉山金控	2002/01	玉山銀行
第一金控	2003/01	第一銀行
華南金控	2001/12	華南銀行
建華金控	2002/05	華信銀行
開發金控	2001/12	中華開發工業銀行
兆豐金控	2002/02	交通銀行
日盛金控	2002/02	國際證券
復華金控	2002/02	復華證金
國票金控	2002/03	國際票券
富邦金控	2001/12	富邦產險
新光金控	2002/02	新光人壽
國泰金控	2001/12	國泰人壽
台灣金控	2008/01	台灣銀行

3.2 選樣標準

本研究的母體為台灣證券交易所上市金融類股的普通股，選取標準主要有下列限制：

(1)未上市公司的資料取得不易且樣本數有限，故不列入本研究樣本。

(2)基本資料必須能從經濟新報取得。

(3)月報酬標準差不得為零。

(4)月週轉率不得為零，否則代表當月平均成交量為零。

(5)當年度交易達 200 個交易日以上的股票才能列入當年度樣本，此時算出來的流動性才具有意義。

(6)合作金庫(5854)的股權結構特殊，且樣本期間短，容易使得分析結果出現誤差，故將其排除在選取樣本之外。

3.3 變數定義

本節主要敘述在實證過程中會用到的變數，如：股票月報酬率、月週轉率、公司淨值(百萬元)、beta、帳面市場價值比(M/B)、外資持股比例等變數的定義及計算方法。

一、股票報酬率

本文使用的個股報酬率為月報酬率，此係 Fama (1973) 指出月報酬率分配較日報酬率更接近常態分配，故本文以月報酬率為基礎進行實證分析。若是直接使用台灣證券交易所每天公告的個股股價來計算個股報酬率，由於未考慮除權、除息的影響，計算出來的報酬率並

非代表投資人持有股票真正的報酬率，故須將這些影響因子納入考量，才不會對實證結果造成誤差。

台灣經濟新報利用除權息調整因子計算調整過後的股價，可讓我們排除上述可能發生的問題。調整方法如下：

※調整後股價 = 原始股價*調整因子

※調整因子 = 當日之後所有「調整係數」的累乘

※調整係數 A = 除權參考價/(除權前收盤價-現金股息)

※調整係數 B = 除權參考價/除權前收盤價

調整係數 A 僅考慮除權影響，不包含除息效果；若是同時考慮除權、除息效果，則使用調整係數 B 來做調整。

接著，再看日報酬率以及月報酬率的計算方式。

※普通股日報酬率

$$R_t = \left\{ \left[P_t * (1 + \alpha + \beta) + D \right] / \left[(P_{t-1} + \alpha * C) - 1 \right] \right\} * 100\%$$

P_t ：第 t 期收盤價(指數)

α ：當期除權之認購率

β ：當期除權之無償配股率

C ：當期除權之現金認購價格

D ：當期發放之現金股利

※月報酬率 = 當月所有日報酬率連乘

$$\left[\prod_t (1 + R_t) - 1 \right] * 100\%$$

二、流動性指標

台灣證券交易市場採用分盤競價，不同於報價導向的市場，屬於委託單導向市場，並無專人或專責機構負責報價以提供大眾投資機會，是以無法取得買進與賣出報價間的價差，不容易使用價格構面來

衡量流動性高低。

衡量流動性除考量「價格」外，「數量」考量也是一項重要指標。若以成交量作為衡量指標，將受公司規模影響而不客觀，是以我們以週轉率做為衡量流動性的指標，且實證資料取得也較容易。但以週轉率為指標無法克服臺灣證券市場效率性不足的問題，且無法區分交易成本類型，也容易受產業因素影響。不過我們只研究台灣上市金融類股，影響相對較小，故仍採用週轉率作為本文衡量流動性的重要指標，且依 Amihud (2002) 的作法將週轉率取 ln。以下是月週轉率的計算方式：

※月週轉率定義為：TR=ln(V/O)

V 為個股在當月成交總股數

O 為個股當月平均流通在外股數

三、 Fama 與 French 三因子模型

雖然市場因素明顯影響台灣股票報酬率，即股票的平均報酬的確包含系統風險的補償，但卻不如 CAPM 所言，只有 beta 值可衡量股票預期報酬所有橫斷面變化，是以本文引入 Fama-French 三因子模型中的三個因子做為解釋股票報酬的變數，以下介紹三因子中各變數的定義及計算方法。

(1)beta 值

$$ROI_{i,t} = R_{f,t} + \beta(ROI_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_t$$

$ROI_{i,t}$: 第t期個股(i)報酬率

$ROI_{m,t}$: 第t期大盤(m)報酬率

$R_{f,t}$: 第t期無風險利率(台銀一年期定存利率)

ε_t : 誤差項

透過上述計算出來的 beta 值將代表個股的市場風險，而我們所

採取的實證方法是利用前一期資訊來預測當期股票報酬，投資人在 t 期已知的市場資訊截至上一期最後一個交易日為止。不過每個月的交易日皆不同，為使每月的 beta 值更具有代表性，本文使用的月 beta 值計算方式是利用每月最後一個交易日，往前推一個月當作樣本期間，如：5 月最後一個營業日是 5 月 29 號，則利用 4 月 30 至 5 月 29 日這一段期間所求出的 beta 值當成 6 月報酬率的解釋變數。

(2) 公司規模

規模效應係指上市股票報酬率與公司規模呈負相關，即使在調整系統風險後亦然。投資人對資訊較少的公司會要求風險溢酬，而許多機構投資人及財務分析師較注意大公司之資訊，造成小公司公開資訊相對少於大公司。另外，小規模公司通常被認為較無效率且財務槓桿較高，較不易獲得外部融資且盈餘通常較低。這些小規模公司的特質將反映在股價，投資人會要求較高報酬，造成小公司可能具有較高報酬的現象。

接著，基於金融業的產業特性，負債大而股東權益較小，具有較高財務槓桿，容易促使結果出現誤差，此種現象讓國內許多研究都排除金融業為樣本。本研究配合金融業的產業特性，不採取市值為代表公司規模的指標，而改以淨值作為衡量公司規模的指標，希望能使實證結果更富有代表性及正確性。

公司淨值計算方法是利用台灣經濟新報資料庫所提供的股價淨值比與市值求算出來，單位為百萬元。不過台灣經濟新報資料庫提供兩種定義的本益比，一種是本益比-TSE，另一種是本益比-TEJ。由於後者在資料上較為齊全，是以我們採用後者的資料。

(3) 帳面市場價格比

帳面市場價格比(B/M Ratio)資料來源為台灣經濟新報中的股價淨值比(M/B Ratio) 取倒數而得，但是 TEJ 提供兩種不同的股價淨值比計算方式，分別為股價淨值比-TSE 與股價淨值比-TEJ。由於後者資料較為齊全，是以我們採用後者的資料計算，定義為當日收盤價除上台灣經濟新報根據財報發佈所更新的淨值資料做為股價淨值比的值。

四、外資持股比率

依據台灣經濟新報的外資持股比例資料庫的資料，計算各股當月的外資持股比例。由於取得的原始資料為每日的持股比例，是以我們將個股每日的外資持股比例總和再除以當月交易日數，即得各股每月的外資持股比率。公式如下：

$$For_{i,t} = \frac{\sum_d For_{i,t,d}}{D_t}$$

$For_{i,t}$: i股票第t期外資持股比率

$For_{i,t,d}$: i股票第t期第d天外資持股比率

D_t : 第t期交易日數

3.4 Fama-MacBeth 研究方法

本研究欲探討選定的解釋變數對橫斷面個股的股票報酬是否具有解釋能力，並以 Fama 與 MacBeth (1973)的做法為基礎，再依據 Datar、Naik 與 Radcliffe (1998) 的方法進行改良。

首先在橫斷面上，將每月個別股票平均報酬率對各個解釋變數迴歸，求其迴歸係數。由於本研究的樣本期間為 2002 年 2 月至 2009 年 12 月，共計 95 個月，從每一迴歸模型中的各項解釋變數會得到 95 個迴歸係數。接著，設立虛無假設以及對立假設，最後將 95 個迴歸

係數視為一串數列，計算迴歸係數之加權平均數與變異數，並由此求得 t 統計量，以驗證假設是否成立。

Fama-MacBeth 方法如下：

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k,t} X_{i,k,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$i = 1, 2, \dots, N_t, t = 1, 2, \dots, T$$

$R_{i,t}$: i 股票在 t 期的報酬率

$X_{i,k,t-1}$: i 股票在 t-1 期的 k 解釋變數觀察值

$\gamma_{k,t}$: k 解釋變數在 t 期的估計量

$\varepsilon_{i,t}$: 誤差項

N_t : 在 t 期的樣本公司家數

T : 樣本期間長度

Litzenberger 與 Ramaswamy (1998) 證明 K 個解釋變數中若彼此無高度相關，則解釋變數係數估計值的計算要不同於以往用相同權數來計算，以個別變異數倒數做為權數 (GLS methodology) 來計算解釋變數係數估計值，其準確性與代表性將大為提高。簡單來說，當 t 期的變異數較其他期為大時，將代表 t 期利用迴歸方法所計算的估計值變異性比較高，相對代表能力較差，是以權數要相對較小才能忠實反映解釋變數對報酬的實際影響。計算方法如下：

$$\hat{\gamma}_k = \sum_{t=1}^T Z_{k,t} \hat{\gamma}_{k,t}, \text{Var}(\hat{\gamma}_k) = \sum_{t=1}^T Z_{k,t}^2 \text{Var}(\hat{\gamma}_{k,t})$$

$$Z_{k,t} = \frac{[\text{Var}(\hat{\gamma}_{k,t})]^{-1}}{\sum_{t=1}^T [\text{Var}(\hat{\gamma}_{k,t})]^{-1}}$$

Fama 與 French (1992) 的計算方法如下：

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{k,t}, \text{Var}(\hat{\gamma}_k) = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{k,t} - \hat{\gamma}_k)^2}{T(T-1)}$$

至於兩者最主要的差別就在各期迴歸係數採用的權數方式不

同，Fama 與 French (1992) 忽略各期迴歸係數準確性其實並不相同，而採取相同權數。他們採用這種方法的前提是市場資料在符合古典 Gauss-Markov 假設下，然而在實務上，很難符合這種假設，是以我們採用 GLS methodology 的正確性會高於 Fama 與 French (1992) 採用的方法。

3.5 Amihud 研究方法

在驗證完以週轉率當流動性指標對台灣股票市場上市金融類股報酬率是否存在解釋能力後，結果若不顯著，我們可能會說投資人以週轉率作為流動性指標來判斷股價走勢是無實質幫助，或者台灣股市並非效率市場。但是事實上並不存在完美的流動性指標可以捕捉所有流動性特徵，以週轉率確實可能存在某些缺點，是以應從另外一角度來驗證台灣上市金融類股是否確實存在流動性溢酬。

有鑑於此，我們進一步參考 Amihud (2002) 提出來的的方法，將流動性分解成投資人預期與未預期兩個部分，進一步探討從哪個角度檢驗存在溢酬，又哪個角度不存在溢酬。

首先我們假設市場流動性遵循一個 AR(1) 的過程：

$$\ln Turn_t = c_0 + c_1 \ln Turn_{t-1} + v_t \quad (1)$$

投資人在 t 期期初根據上期流動性訊息決定本月個股的流動性大小：

$$\ln Turn_t^E = c_0 + c_1 \ln Turn_{t-1} \quad (2)$$

由(1)式與(2)式可以得到下式結果：

$$\ln Turn_t = \ln Turn_t^E + v_t \quad (3)$$

簡單地說，(3)式中的殘差項就是投資人的未預期流動性。我們將它定義為：

$$\ln Turn_t^U = v_t \quad (4)$$

由於投資人是以自己的預期流動性來對資產定價，因此有下列式子：

$$E[R_t | \ln Turn_t^E] = f_0 + f_1 \ln Turn_t^E \quad (5)$$

由(5)式可以進一步得知 t 期的實際股票報酬率為：

$$R_t = f_0 + f_1 \ln Turn_t^E + \mu_t \quad (6)$$

將(2)式代入(6)式可得到下列式子：

$$R_t = g_0 + g_1 \ln Turn_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

$$(g_0 = f_0 + f_1 c_0, g_1 = f_1 c_0)$$

在(7)式中的誤差項中包含未預期流動性，我們利用下式將其擷取出來：

$$R_t = g_0 + g_1 \ln Turn_{t-1} + g_2 \ln Turn_{t-1}^U + \omega_t \quad (8)$$

在結合 Fama 與 MacBeth (1973) 與 Amihud (2002) 的研究方法後，我們可將預期與未預期的流動性皆納入橫斷面資料分析模型，進一步驗證下面的理論結果。

$$H1: g_1 < 0$$

$$H2: g_2 > 0$$

最後，依照淨值大小將 36 家公司三個群組，分別用 Fama 與 MacBeth (1973) 方法進行實證分析，進一步觀察台灣上市金融類股是

否存在規模效應以及元月效應。



第四章 實證結果與分析

本章分成三節探討，第一節將全樣本期間的資料做基本統計分析，接著計算股票月報酬率與各解釋變數間的相關係數值，試圖透過這些資料來解釋一些市場現象與理論基礎。第二節的橫斷面迴歸分析則是使用 Fama 與 MacBeth (1973) 的方法來檢定流動性、市場風險等解釋變數對股票報酬是否存在解釋能力，再針對所獲結果進行深入探討。最後一節則是延續前面對規模效應的實證結果，進一步驗證在台灣上市金融類股是否存在規模效應，另外再檢驗元月效應是否存在於台灣證券交易市場的金融類股。

4.1 資料敘述統計

一、基本敘述統計

以整個樣本期間為基礎，在 95 個月中各做一次敘述統計分析後，再將這 95 個資料做加權平均，即得到各解釋變數的基本統計資料。

表 4- 1 各變數敘述統計表

	Return	Lturn	Uturn	Size	Beta	For	B/M
Avg	1.0852	1.7990	0.0002	10.0781	0.9707	1.4576	1.0211
St	7.2539	0.9236	0.4349	1.1974	0.4366	1.5537	0.5301
Min	-14.2253	-0.7324	-0.9797	7.5266	-0.0419	-1.8417	0.2632
Med	0.4660	1.9012	-0.0173	9.8783	0.9655	1.6080	0.9516
Max	20.4753	3.5048	1.0762	12.0824	1.9206	3.9151	2.8853
Kur	2.1391	1.1134	1.2686	-0.5320	0.8893	-0.5990	1.9957
Skew	0.3999	-0.6108	0.1520	-0.0670	-0.1054	-0.3702	0.8547

我們分別依據自 2002 年 2 月至 2009 年 12 月每個月所求出來的

敘述統計值，再將這 95 月的敘述統計值進行加總平均以計算各變數的平均數、變異數、最小值、中位數、最大值、偏態及峰度係數。其中，Return 為股票報酬率、Lturn 為預期的週轉率、Uturn 為未預期的週轉率、Size 為以淨值計算的公司規模、Beta 為市場風險值、For 為外資持股比率、B/M 為淨值市價比（Lturn、Uturn、Size、For 皆為取 Ln 之後的值）。

二、 相關係數矩陣

接著，我們將變數做相關迴歸分析，試圖看出變數間彼此是否存在某些關係。由於本文是利用前一期的解釋變數來觀察對當期股票報酬造成何種影響，如 2009 年 10 月的個股報酬率是如何受 2009 年 9 月各解釋變數的影響，是以 t 期股票報酬與 t-1 期解釋變數做相關性分析。計算方法是先將 95 個樣本觀察期間各自做一次相關係數分析，之後再求出這 95 個樣本觀察期間的平均相關係數。

表 4- 2 各變數相關係數矩陣表

	Return	Lturn	Uturn	Size	Beta	For	B/M
Return	1						
Lturn	-0.0025	1					
Uturn	0.27469	0.06026	1				
Size	-0.0187	0.12855	0.0030	1			
Beta	0.0202	0.4100	0.0916	0.1749	1		
For	-0.01934	0.1928	-0.0203	0.6031	0.1227	1	
B/M	0.02913	-0.0568	0.0198	-0.1766	-0.0440	-0.2537	1

表 4-2 顯示，每個變數間並無存在高度相關性，這也符合第三章提到使用 GLS methodology 的前提。接著，觀察各變數彼此間的關係，首先看到 Return 與 Lturn 的相關係數為-0.0025，與 For 的相關係

數為-0.0194，皆為負向關係。兩個相關係數數值雖然不大，但大致與先前提到的理論吻合，而當外資持股比例越低，或股票流動性越低時，投資人要求的報酬就越高，更需以流動性溢酬的補貼來吸引投資人持有該股票。接著，我們看到 Return 與 beta 值間的相關係數為 0.0202，為正向關係，代表當市場風險越高，投資人要求的流動性溢酬相對較高，這也符合之前的理論。最後，Return 與 Size 的相關係數為-0.0187，與流動性與要求報酬之間的關係是一樣，屬於負向關係，說明在台灣股市可能存在規模效應，在本章後半段會針對規模效應做更進一步驗證。

三、規模大小

從表 4-2 可知台灣上市金融類股確實可能存在規模效應，我們接著觀察此效應是否與公司個別的市場風險有關。首先將 36 家公司依每個月的淨值規模分成三個組別，分別計算各組的 beta 值及外資持股比率。

表 4- 3 依淨值規模分組之各組 beta 值及外資持股比率

	小	中	大
週轉率	1.633696	1.785551	1.97956
Beta 值	0.884885	0.985026	1.042665
外資持股比率	0.364695	1.467371	2.539444

表 4-3 顯示：公司規模越小的組別其 beta 值越小，這似乎與一般認知的規模越小風險越高不太一樣，但在綜合 Return 與 Size 之間的負向關係、以及 Return 與 beta 的正向關係，將可發現 beta 值在規模效應中反而造成反向效果，亦即規模效應是除 beta 值以外的因素造成，應該還要進一步觀察其他可能因素。再由週轉率與外資持股比率可以發現，規模越大，則週轉率與外資持股比率就越大，相對則越小。

由此可以推論，在台灣上市金融類股中，規模越大則外資越有誘因投資，進而造成該股票流動性越高。從另一角度來看，也有可能是因為流動性越高有利於外資操作，間接造成外資投資誘因相對較高。

4.2 橫斷面分析

透過基本統計分析僅能知道變數間的大概關係為何，仍無法做出具有說服力的結論，還需依賴更嚴謹的實證模型，此即本節接續所要採用的研究方法。

一、基本模型

本文採取 Fama 與 MacBeth (1973) 的模型，一開始僅考慮當期股票月報酬與前一期市場風險、公司規模、淨值市價比及外資持股比例之間的關係，同時直接使用前一期的流動性，Lturn 代表當期預期的流動性，模型如下: beta、Size、B/M、For 分別代表市場風險、公司規模(以公司淨值取 Ln 衡量)、帳面市場價格比、外資持股比例。

$$R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}Lturn_{i,t} + \gamma_{2,t}Beta_{i,t-1} + \gamma_{3,t}Size_{i,t-1} + \gamma_{4,t}B/M_{i,t-1} + \gamma_{5,t}For_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$
$$i = 1, 2, \dots, 36, t = 1, 2, \dots, 95$$

首先，我們單獨探討股票報酬與流動性之間的關係。表 4-4 顯示：當我們將所有解釋變數引進迴歸模型後，得到用來衡量流動性的週轉率迴歸係數為-0.0236、且 t 值-0.1225，雖然與理論相符合的負向關係，但是 t 值很小，無法證明從預期流動性角度來看台灣上市金融類股存在流動性溢酬，故將進一步從別的角度來看流動性溢酬是否真的存在。

表 4- 4 基本橫斷面迴歸模型分析結果

Constant	Lturn	Beta	Size	B/M	For	D-W	Adj-R ²
1.9765 (1.1275)	-0.0236 (-0.1225)	0.0179 (0.0414)	-0.1150 (-0.6297)	0.5740 (3.6447)*	-0.1982 (-1.5940)	1.8770	0.1506

註：括號()內為 T 值數值，係數右上角標示*代表在 5%的信心水準之下，拒絕解釋變數係數平均值為零的虛無假設；係數右上角標示**代表在 10%的信心水準之下，拒絕解釋變數係數平均值為零的虛無假設。

二、修正模型

再利用 Amihud (2002) 方法，將流動性分解成投資人預期及未預期兩個部分，值得注意者在以下列式子分解流動性時，由於是有限樣本，是以估計出來的係數容易發生向下偏誤。

$$H1: \gamma_1 < 0$$

$$H2: \gamma_2 > 0$$

是以我們採用 Kendall (1954) 誤差修正方法，將上式求出來的係數以 $(1 + 3\hat{\alpha}_1)/T$ 轉換，T 是樣本期間長度，本文採用的樣本長度 T=95。在求出調整後的 α_1 ，再代入第三章描述的方程式，求出未預期流動性。接著，將未預期流動性當成新的解釋變數，並引進模型進行實證分析，新變數 Uturn 代表投資人未預期流動性，新模型變成：

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1,t}Lturn_{i,t} + \gamma_{2,t}Uturn_{i,t} + \gamma_{3,t}Beta_{i,t-1} + \gamma_{4,t}Size_{i,t-1} + \gamma_{5,t}B/M_{i,t-1} + \gamma_{6,t}For_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$i=1,2,\dots,36, t=1,2,\dots,95$

接著，再驗證 Amihud (2002) 提出的兩個關鍵假設， $\gamma_1 < 0$ 與 $\gamma_2 > 0$ 。流動性溢酬主要有兩個特性：(1)隨著時間推移，預期市場流動性應該是負向影響預期股票報酬率。換言之，如果投資人在某期預期股

票具有較低流動性，則將對股票要求較高報酬率，此即意味著流動性溢酬存在。(2)在同一期末預期市場流動性對未預期股票報酬具有正向影響。直觀來說，如果某年末預期流動性大於零，投資人顯然預期下一年的流動性會擴大，導致投資人在當年年底買進股票，則股價就會上漲，促使當年的股票報酬率增加。顯然地，這種正向關係存在同樣可用來說明投資人對流動性的考慮，進而從不同角度檢驗流動性溢酬的存在性。

首先以 D-W 值(Durbin & Watson)檢驗誤差序列的自相關性，表 4-5 顯示：各個實證結果的 D-W 值都落於無序列相關的區間內，表示使用的樣本誤差項不存在自我相關的情形。再從表 4-5 也可明顯看出，不論加入何種解釋變數，Lturn 的係數都不顯著，這與 Amihud (2002)提出的第一個關鍵假設相符合，也與表 4-4 得出的結論一樣，代表若以預期流動性角度來檢驗台灣上市金融類股時，流動性溢酬是不存在。

若從另一個角度來驗證流動性溢酬是否存在，我們可從表 4-5 看到不論加入何種解釋變數，未預期流動性與股票報酬間的關係都是存在正向關係，也符合 Amihud (2002)提出的另一關鍵假設，而且是相當顯著。換句話說，在台灣上市金融類股中，若從另外一個角度，亦即以人們觀察到當期末預期流動性高低後的反應切入分析，流動性溢酬的確存在於台灣上金融類股。

三、beta 值、公司規模與淨值市價比

首先，從表 4-5 可以看見 beta 值與股票報酬間雖然存在負向關係，與先前以相關係數及傳統理論結果相反，但是係數為-0.0149，且 t 值為-0.0382，表示影響極小且不顯著，此種結果類似胡星陽 (1998)

使用 1976 年~1994 年資料得到 beta 值與股票報酬存在負向關係的結果相同。

再者，如同第三章所提，Fama 與 French (1992, 1993) 認為三因子模型可以解釋CAPM 無法解釋的異象，發現股票報酬不僅只跟 beta 值存在負向關係，且規模及淨值市價比與股票報酬也存在強烈關係，且規模與報酬具有負向關係，而淨值市價比與報酬間存在正向關係，說明了 beta 值不是解釋橫斷面股票報酬的唯一因素，此種現象可能是因金融類股的資產負債結構與其它產業不同，其財務槓桿極高，從而造成與理論相異的結果。不過該結果也有可能是在金融類股中，公司規模與淨值市價比的解釋能力高過市場風險 beta 值，是以我們將進一步探討這兩個重要變數與股票報酬間的關係。

接著，再看公司規模與股票報酬間的關係。由於本文係以公司淨值做為衡量公司規模的指標，不同於一般採用市值，原因是金融類股的負債比高，可能會使實證結果產生偏誤，以淨值當指標就能避免產生誤差。從表4-5可以發現，在信心水準10%下，規模效應基本上是存在於金融類股。若以信心水準5%重新檢驗，則最下方兩個組合雖不顯著，但也都接近顯著條件，是以我們可以說規模效應基本上在台灣上市金融類股是存在的，在下一節將再探討發生規模效應的原因是否部分來自於流動性差異對報酬的影響。

最後，表4-5的淨值市價比與股票報酬間的關係，皆是與理論相符的正向關係，因為B/M Ratio含有公司成長機會。且不管組合為何，B/M Ratio對股票報酬的解釋能力都非常高，值得注意者：淨值市價比的迴歸係數及顯著程度都比公司規模大，這也與Fama (1992) 所說的一樣，淨值市價比同時也吸收本益比對股票報酬的影響，間接造

成這樣的實證結果。

表 4- 5 考慮未預期流動性後的橫斷面迴歸模型實證結果

C	Lturn	Uturn	Beta	Size	B/M	For	Adj-R ²	D-W
1.2278* (3.7319)	-0.0950 (-0.5947)	7.9107* (28.9633)					0.1968	2.0740
1.3135* (3.2411)	-0.0675 (-0.3840)	7.9107* (28.9591)	-0.1421 (-0.3669)				0.1966	2.0741
4.2334* (2.9129)	-0.0578 (-0.3596)	7.9095* (28.9692)		-0.3004* (-2.1231)			0.1978	2.0761
0.6065 (1.6496)	-0.0667 (-0.4183)	7.8860* (28.9402)			0.5625* (3.7522)		0.2000	2.0742
1.4056* (3.9434)	-0.0867 (-0.5424)	7.8903* (28.8433)				0.1238 (0.2940)	0.1970	2.0742
4.2336* (2.9113)	(0.0533) (0.3030)	7.9101* (28.9654)	0.0214 (0.0548)	0.2992* (2.0913)			0.1975	2.0762
3.3741* (2.2946)	-0.0335 (-0.2088)	7.8858* (28.9478)		-0.2751** (-1.9435)	0.5478* (3.6520)		0.2008	2.0759
3.4955* (2.0941)	-0.0295 (-0.1679)	7.8892* (28.8912)	-0.0149 (-0.0382)	-0.2891** (-1.680)	0.5491* (3.6515)	0.0178 (0.1530)	0.2004	2.0761

註：括號()內為 T 值數值，係數右上角標示*代表在 5%的信心水準之下，拒絕解釋變數係數平均值為零的虛無假設；係數右上角標示**代表在 10%的信心水準之下，拒絕解釋變數係數平均值為零的虛無假設。

四、 外資持股比率

從表4-5可以發現外資持股比率與股票報酬間的關係是正向卻不顯著，根據先前學者研究，外資投資股市持股比例對股價指數影響的說法不盡相同，其中關鍵可能在於研究的產業結構不同，會直接或間接影響外資持股比例、週轉率與股票報酬率之間的關係。外資高持股比例公司係重基本面長期投資，具有穩定股市作用，投資人單以外資

持股比率來作為投資獲利的指標是不夠的。

4.3 規模及元月效應分析

在這一節將接著探討規模效應的可能成因以及台灣上市金融類股是否存在元月效應。

一、規模效應

從上節討論發現台灣上市金融類股確實存在規模效應，但無法確定此效應產生的原因為何，是以本研究接著驗證規模效應是否來自於流動性差異。若如本文假設，規模效應產生的原因部分是來自於流動性，規模越大則代表流動性越高，則投資人要求溢酬就越低，股票報酬就越低，則我們要驗證的臆說為：

$$H1: \gamma_1^1 < \gamma_1^2 < \gamma_1^3 < 0$$

$$H2: \gamma_2^1 > \gamma_2^2 > \gamma_2^3 > 0$$

Amihud (2002) 提到，當公司規模越小，預期流動性對股票報酬的負向影響就越大，且未預期流動性對股票報酬影響也越大，此即我們上面想要檢驗的假設。

我們進一步將36個樣本公司依據每個期間的淨值大小，分成大中小三個群組，每一家公司皆不會固定在同一個群組，有些公司本期在規模小的群組，下一期可能就轉到規模中的群組。接著，針對每個群組以Fama 與 MacBeth (1973)的實證方法做橫斷面迴歸分析，得到表4-6的結果，在此 $\gamma_1^1 = -0.1787 < \gamma_1^2 = 0.612 > \gamma_1^3 = -0.1550$ ，而且 $\gamma_2^1 = 6.9984 < \gamma_2^2 = 8.8319 > \gamma_2^3 = 5.3922$ ，顯然與我們的假設不一

樣，且第二個群組中已預期流動性的係數甚至是正值，這證明規模效應產生並非由流動性造成，而是存在其他原因。

一般而言，公司規模越小，股票流動性就越低，兩者都會造成投資人要求較高溢酬，股票報酬也越高。但從 $\gamma_1^2 = 0.612$ 卻顯示當公司規模越小，就算流動性越低也不一定會增加溢酬，反而會減少股票報酬，亦即規模效應的產生並非由流動性高低造成。

表 4- 6 依照公司淨值分組之迴歸分析結果

(小)							
C	Lturn	Uturn	Beta	B/M	For	Adj-R ²	D-W
-1.0703 (-1.0028)	-0.1787 (-0.6521)	6.9984 (17.0857)	-0.1152 (-0.1725)	2.9491 (3.6785)	-0.1058 (-0.6494)	0.2126	2.0430
(中)							
C	Lturn	Uturn	Beta	B/M	For	Adj-R ²	D-W
-4.4050 (-3.5966)	0.6121 (2.0363)	8.8319 (18.1158)	-0.6676 (-1.0138)	3.6528 (5.7332)	0.4993 (2.3064)	0.2412	2.0100
(大)							
C	Lturn	Uturn	Beta	B/M	For	Adj-R ²	D-W
-0.0379 (-0.0401)	-0.1550 (-0.5815)	5.3922 (10.5807)	0.5863 (1.2257)	0.2415 (2.7722)	0.0174 (0.1046)	0.0964	2.1883

註：括號()內為 T 值數值，係數右上角標示*代表在 5%的信心水準之下，拒絕解釋變數係數平均值為零的虛無假設；係數右上角標示**代表在 10%的信心水準之下，拒絕解釋變數係數平均值為零的虛無假設。

二、元月效應

再以 Fama 與 MacBeth (1973) 的實證方法進行橫斷面迴歸分析，驗證台灣上市金融類股中，是否存在元月效應或春節效應，將原始模型加入一月及二月兩個虛擬變數，使得模型變成：

$$R_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Lturn_{i,t} + \gamma_2 Beta_{i,t-1} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 B/M_{i,t-1} + \gamma_5 For_{i,t-1} + \gamma_6 JanDum_{i,t} + \gamma_7 FebDum_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$i=1,2,\dots,36, t=1,2,\dots,95$

表 4-7 顯示，元月效果是顯著不存在，而二月的虛擬變數卻顯著大於零而存在春節效應，亦即在農曆元月股票報酬會顯著異於其它月份。在台灣與國外較不同的差別在於國內農曆年重要性相對新曆年較高，是以存在春節效應而非元月效應也是有其原因的。

推測春節效應的原因是機構法人為消除當年虧損股票的難堪，會在年底出售虧損的股票並買進當年表現較好的股票，以窗飾其持有的投資組合。另外，一般投資人也會因為虧損或欲換現金而相同地出售虧損股票，在下個年初，因為年底賣壓而使股價下跌的股票，其股價會在元月進行反彈，亦即所謂的元月效應或春節效應。

表 4- 7 加入一月及二月兩個虛擬變數後的迴歸分析結果

C	Lturn	Uturn	Beta	B/M	For	JanDum	FebDum
3.2934	-0.0779	8.1923	0.0030	0.5521	0.0388	0.5386	3.6606
(1.9807)	(-0.4444)	(29.6125)	(0.0076)	(3.6705)	(0.3347)	(0.8389)	(5.9691)

第五章 結論

流動性在市場上其實不是一個既有的指標，而是一個抽象概念，我們必須使用特定指標將其捕捉出來。學者原先使用價差當成流動性指標，但是台灣證券交易市場採用分盤競價，不同於報價導向的市場，是屬於委託單導向市場，並無專人或專責機構負責報價以提供大眾投資機會，是以無法取得買進與賣出報價間的價差，不容易使用價格構面來衡量流動性高低。在考慮資料取得方便性及代表性後，本文採用週轉率做為衡量流動性的重要指標，進而探討在台灣上市金融類股中，是否確實存在流動性溢酬。

首先我們使用 Fama 與 French 的三因子模型為基礎，加入週轉率因素成為四因子模型，再使用 Fama-MacBeth (1973) 的橫斷面迴歸分析方法進行實證分析，結果顯示流動性溢酬在台灣股市金融類股中是不存在。

探討其中可能的原因，我們認為流動性溢酬應該還是存在於台灣金融類股中，只是透過不同傳遞途徑去影響股票報酬。為了驗證是否存在其他傳遞途徑，我們利用 Amihud (2002) 的方法將流動性分解成預期及未預期兩部分，再加入元月效應成為一個六因子模型，經由橫斷面分析可以得出下列幾項結論：

(1)beta 值與股票報酬間存在極小的負向關係，雖與傳統理論結果不同，但 Fama 與 French (1992、1993) 曾指出股票報酬不僅只跟 beta 值存在負向關係，也與規模及淨值市價比存在強烈關係，說明了 beta 值不是解釋橫斷面股票報酬的唯一因素，此負向關係可能是因為資產結構與一般產業不同所產生的結果。

(2)以公司淨值衡量公司規模，不採用市值的原因是金融類股的負債比高，可能會使實證結果產生偏誤，結果發現規模效應在台灣證券市場金融類股基本上是存在的。再依公司規模將 36 間公司分成三個組別，進而發現規模效應產生並非流動性造成，而是存在其它原因。

(3)元月效果是顯著不存在，但卻存在春節效應，此係台灣農曆年相對新曆年的重要性較高，所以才會出現這樣的結果。

(4)將流動性分解成預期及預期後，以人們觀察到當期末預期流動性高低後的反應切入分析，發現流動性溢酬的確存在於台灣股市金融類股中。

流動性議題迷人之處在於可代表流動性的指標有許多種，有些學者偏好以直觀的定義來代表流動性，有些則利用複雜嚴謹的數學模型來估計流動性，每個方法所得出的結果都不盡相同。但確定的是，流動性在解釋股票報酬過程中是很重要，我們必須做的是，找出流動性到底是以何種角色存在。

附錄 各期考慮未預期流動性後的橫斷面迴歸模型實證結果

date	C	Lturn	Uturn	Beta	Size	B/M	For	Adj-R ²	D-W	S.E.
2002/02	10.890	-1.832	3.418	-2.528	-0.724	0.768	-0.462	0.036	2.132	5.615
2002/03	-9.879	1.460	12.760	-1.193	0.648	1.579	0.634	0.549	2.170	4.971
2002/04	-21.116	0.742	19.630	7.674	0.847	0.187	-0.093	0.347	1.611	12.268
2002/05	10.275	-3.650	3.810	4.866	-0.346	-4.661	0.857	0.297	1.756	5.141
2002/06	10.408	-3.122	8.525	-2.035	-0.752	3.163	-0.693	0.178	1.756	6.336
2002/07	4.846	-1.037	2.722	-9.270	-0.580	4.199	0.268	0.217	1.445	6.149
2002/08	30.589	0.273	2.500	0.255	-2.859	-2.934	0.758	0.019	1.765	7.199
2002/09	-1.260	-2.717	-3.897	-6.348	0.101	-4.140	0.537	0.228	2.096	7.482
2002/10	12.717	2.628	4.316	11.387	-1.163	-2.382	-0.314	0.369	2.198	7.415
2002/11	1.869	0.718	5.101	3.108	-0.995	4.680	0.136	0.424	2.393	5.553
2002/12	31.434	0.614	12.628	2.295	-2.658	-0.507	0.392	0.556	2.187	7.568
2003/01	18.133	-1.709	3.227	15.563	-2.322	2.582	0.322	0.382	2.237	11.316
2003/02	21.284	-3.866	4.286	-0.716	-2.225	-2.188	0.837	0.209	2.196	6.092
2003/03	-3.827	-1.934	3.372	-1.515	0.744	-0.945	-0.215	0.090	1.667	4.787
2003/04	1.935	-0.922	5.845	-3.238	-0.142	-1.898	-0.092	0.054	1.709	5.388
2003/05	20.772	-0.186	6.351	4.661	-1.594	1.852	0.399	0.216	2.196	4.669
2003/06	-5.983	-0.117	5.233	4.332	0.376	1.908	-0.583	0.398	1.510	4.338
2003/07	27.438	-2.325	7.490	6.265	-2.765	-2.009	0.908	0.135	2.235	6.300
2003/08	26.290	1.100	11.191	5.144	-2.481	1.091	0.984	0.206	1.899	7.481
2003/09	-7.467	-0.914	4.563	-7.052	1.161	0.578	0.511	0.355	2.068	4.444
2003/10	19.291	5.081	14.916	0.339	-1.495	-2.972	-0.433	0.492	1.527	8.419
2003/11	5.899	-2.354	16.699	0.547	-0.744	10.225	1.077	0.635	2.125	4.279
2003/12	-6.904	0.434	5.122	0.189	0.564	2.461	0.388	0.035	1.659	4.197
2004/01	12.302	1.483	7.951	4.072	-1.199	1.529	-0.902	0.351	2.244	5.475
2004/02	9.532	2.867	11.999	8.018	-1.725	2.935	-3.293	0.541	2.274	10.438
2004/03	18.094	-2.482	6.329	-3.622	-1.146	3.543	-0.130	0.142	2.546	5.846
2004/04	-27.128	3.475	5.608	-5.403	2.914	-6.013	-0.214	0.486	2.119	4.029
2004/05	-27.033	2.390	-7.539	-1.861	1.560	3.141	0.107	0.109	2.458	6.169
2004/06	-1.395	0.731	2.106	-3.483	0.071	1.400	0.259	0.047	1.870	5.272
2004/07	-9.290	-1.547	2.025	-7.505	1.464	-0.061	0.101	0.363	1.897	4.810
2004/08	0.490	-0.678	4.390	4.421	0.189	1.784	0.506	0.153	1.661	4.152
2004/09	41.044	-1.208	5.264	3.798	-2.997	-9.574	0.391	0.446	1.797	5.411
2004/10	-25.265	0.280	7.795	1.137	2.179	2.165	-0.483	0.380	1.797	4.173
2004/11	-4.927	-1.135	7.294	3.811	0.136	1.015	-0.091	0.425	2.281	3.715
2004/12	12.349	1.573	4.891	-2.171	-0.698	-1.056	-0.462	0.157	2.073	3.658

附錄 各期考慮未預期流動性後的橫斷面迴歸模型實證結果

2005/01	-1.639	0.383	-1.040	-3.123	0.328	-1.677	-0.929	0.152	1.709	3.089
2005/02	-2.279	0.920	2.248	-1.081	0.121	2.465	0.336	0.063	1.529	2.295
2005/03	-16.150	-4.758	8.970	3.579	0.890	1.161	1.048	0.175	2.076	5.493
2005/04	-13.119	-0.990	-1.938	-0.876	0.585	2.615	0.954	0.154	1.377	5.326
2005/05	-21.355	-0.240	-1.059	1.039	2.134	-0.391	-0.105	0.098	2.279	4.396
2005/06	9.209	-0.776	4.596	2.024	-1.135	5.720	0.158	0.471	1.925	3.449
2005/07	-9.692	3.429	7.297	-0.431	0.673	-0.337	0.135	0.349	1.592	4.676
2005/08	-24.427	-1.048	-1.013	-3.749	1.795	4.384	0.587	0.117	1.592	5.203
2005/09	0.658	-2.795	-2.760	4.093	-0.837	4.095	1.771	0.064	1.965	6.542
2005/10	-12.837	0.351	-1.023	-7.800	0.987	2.801	-0.628	0.067	2.348	6.244
2005/11	-6.931	1.317	0.265	3.590	-0.170	6.351	0.996	0.121	2.027	5.617
2005/12	28.831	1.444	1.398	2.144	-2.677	-3.199	0.053	0.260	1.867	4.431
2006/01	-23.839	1.379	4.301	-0.167	2.377	-2.301	-0.868	0.166	2.018	4.636
2006/02	-10.499	0.247	5.312	2.107	1.547	-3.551	-0.790	0.574	1.356	3.658
2006/03	5.815	-1.558	-4.980	-1.842	-1.129	0.600	1.390	0.067	1.821	4.674
2006/04	10.648	-0.459	6.423	6.538	-0.497	0.456	0.704	0.286	2.390	6.240
2006/05	1.058	0.327	8.900	-0.109	-1.306	3.012	1.035	0.499	1.877	4.232
2006/06	-13.691	-0.071	3.758	1.463	1.523	-1.135	-0.221	0.188	2.261	4.713
2006/07	10.720	1.038	6.418	2.045	-1.016	-2.845	0.002	0.125	2.261	5.326
2006/08	25.155	-1.067	4.766	-2.272	-2.323	-2.300	0.825	0.146	2.101	5.048
2006/09	-1.475	1.237	7.399	4.481	0.620	1.146	-0.765	0.118	1.797	7.342
2006/10	7.109	-0.782	4.404	1.547	-0.893	1.331	0.682	0.208	2.109	3.977
2006/11	5.354	-1.167	5.200	1.764	0.693	-3.033	-1.122	0.225	1.469	4.941
2006/12	0.405	1.625	8.855	0.536	-0.460	3.921	0.870	0.486	2.137	4.603
2007/01	19.090	3.058	-2.705	-7.116	-1.005	-1.310	0.328	0.158	1.744	6.937
2007/02	8.810	-1.383	-0.889	0.884	-0.712	-2.241	0.292	0.261	1.623	2.297
2007/03	-2.673	1.584	0.701	-0.271	0.179	-0.040	-1.735	0.175	2.122	4.718
2007/04	-1.045	-0.718	0.274	2.328	0.028	-1.219	-0.718	0.058	1.806	5.358
2007/05	17.635	-1.208	-6.039	-1.128	-1.054	-2.899	1.190	0.284	1.963	8.096
2007/06	-23.932	3.442	16.570	0.722	1.629	7.156	-0.829	0.476	2.529	6.948
2007/07	12.302	1.483	7.951	4.072	-1.199	1.529	-0.902	0.351	2.244	5.475
2007/08	9.532	2.867	11.999	8.018	-1.725	2.935	-3.293	0.541	2.274	10.438
2007/09	18.094	-2.482	6.329	-3.622	-1.146	3.543	-0.130	0.142	2.546	5.846
2007/10	-12.837	0.351	-1.023	-7.800	0.987	2.801	-0.628	0.067	2.348	6.244
2007/11	-6.931	1.317	0.265	3.590	-0.170	6.351	0.996	0.121	2.027	5.617

附錄 各期考慮未預期流動性後的橫斷面迴歸模型實證結果

2007/12	28.831	1.444	1.398	2.144	-2.677	-3.199	0.053	0.260	1.867	4.431
2008/01	-21.355	-0.240	-1.059	1.039	2.134	-0.391	-0.105	0.098	2.279	4.396
2008/02	9.209	-0.776	4.596	2.024	-1.135	5.720	0.158	0.471	1.925	3.449
2008/03	-9.692	3.429	7.297	-0.431	0.673	-0.337	0.135	0.349	1.592	4.676
2008/04	-24.427	-1.048	-1.013	-3.749	1.795	4.384	0.587	0.117	1.592	5.203
2008/05	-27.128	3.475	5.608	-5.403	2.914	-6.013	-0.214	0.486	2.119	4.029
2008/06	-27.033	2.390	-7.539	-1.861	1.560	3.141	0.107	0.109	2.458	6.169
2008/07	-1.395	0.731	2.106	-3.483	0.071	1.400	0.259	0.047	1.870	5.272
2008/08	-9.290	-1.547	2.025	-7.505	1.464	-0.061	0.101	0.363	1.897	4.810
2008/09	-6.904	0.434	5.122	0.189	0.564	2.461	0.388	0.035	1.659	4.197
2008/10	12.302	1.483	7.951	4.072	-1.199	1.529	-0.902	0.351	2.244	5.475
2008/11	9.532	2.867	11.999	8.018	-1.725	2.935	-3.293	0.541	2.274	10.438
2008/12	18.094	-2.482	6.329	-3.622	-1.146	3.543	-0.130	0.142	2.546	5.846
2009/01	-27.128	3.475	5.608	-5.403	2.914	-6.013	-0.214	0.486	2.119	4.029
2009/02	-7.467	-0.914	4.563	-7.052	1.161	0.578	0.511	0.355	2.068	4.444
2009/03	19.291	5.081	14.916	0.339	-1.495	-2.972	-0.433	0.492	1.527	8.419
2009/04	5.899	-2.354	16.699	0.547	-0.744	10.225	1.077	0.635	2.125	4.279
2009/05	-6.904	0.434	5.122	0.189	0.564	2.461	0.388	0.035	1.659	4.197
2009/06	12.302	1.483	7.951	4.072	-1.199	1.529	-0.902	0.351	2.244	5.475
2009/07	-9.692	3.429	7.297	-0.431	0.673	-0.337	0.135	0.349	1.592	4.676
2009/08	-24.427	-1.048	-1.013	-3.749	1.795	4.384	0.587	0.117	1.592	5.203
2009/09	25.155	-1.067	4.766	-2.272	-2.323	-2.300	0.825	0.146	2.101	5.048
2009/10	-1.475	1.237	7.399	4.481	0.620	1.146	-0.765	0.118	1.797	7.342
2009/11	7.109	-0.782	4.404	1.547	-0.893	1.331	0.682	0.208	2.109	3.977
2009/12	28.831	1.444	1.398	2.144	-2.677	-3.199	0.053	0.260	1.867	4.431

參考文獻

中文部分

1. 林天中，1998，台灣股票市場三因子：系統風險、公司規模及淨值市價比實證研究國立清華大學經濟研究所論文。
2. 胡星陽，1998，流動性對台灣股票報酬率的影響，中國財務學刊，第五卷第四期，頁1-19。
3. 陳隆勛，1998，台灣上市公司股票流動性與股票報酬關聯性之研究，國立交通大學管理科學研究所碩士論文。
4. 陳一如、謝秀津，1999，台灣股票上市公司的外資持股比例對其股價之影響，台灣經濟金融月刊，第三十五卷第十一期，頁85-96。
5. 陳柏助，2001，台灣股票市場股票報酬之時間序列研究，國立政治大學國際貿易研究所碩士論文。
6. 陳國祥，2001，台灣上市公司股票交易活動與股票報酬率之相關性--以製造業類股為例，國立成功大學企業管理研究所論文。
7. 陳彥豪，2002，外資與投信法人持股比率變化對股價報酬率影響之研究-以上市電子股為例，國立中山大學財務管理研究所論文。
8. 張尊悌，1996，貝它，公司規模及淨值市價比三因子評價模型之研究：以台灣股市為例，國立清華大學經濟研究所論文。
9. 張炳川，2002，橫斷面解釋因子、價量與股票報酬之關係，國立清華大學經濟研究所論文。
10. 劉玉珍，1989，台灣地區上市公司股票最後進出喊價價差之實證研究，國立中山大學企業管理研究所碩士論文。
11. 鄭豐智，1992，股票股利對股票流動性的影響，大同工學院事業經營研究所碩士論文。
12. 藍新仁，1993，台灣股票集中市場與店頭市場變現性之研究，國立中正大學財務金融研究所論文。
13. 蘇鵲翎，2000，散戶與法人投資行為對股票報酬率與週轉率影響之探討--以台灣上市電子股為例，國立台灣大學財務金融研究所論文。

英文部分

1. O'hara, M., 1995, *Market Microstructure Theory*. Blackwell publishers.
2. O'hara, M., 1998, *Market microstructure theory*, 1st ed., WILEY-BLACKWELL, pp. 266.
3. O'hara, M., 2003, Presidential Address: Liquidity and Price Discovery, *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 4, pp.1335-1354.
4. Amihud, Y. and Mendelson, H., 1986, Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, pp. 223-249.
5. Amihud, Y. and Mendelson, H., 1989, The Effect of Computer Base Trading on Volatility and Liquidity, *The Challenge of Information Technology for the Securities Markets, Liquidity, Volatility, and Global Trading*, pp. 59-85.
6. Amihud, Y., Mendelson, H. and Lauterbach, B., 1997, Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange, *Journal of Financial Economics*, Vol. 45, No. 3, pp. 365-390.
7. Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects, *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, pp. 31-56.
8. Branch, B. and Freed, W., 1977, Bid-Asked Spreads on the AMEX and the Big Board, *The Journal of Finance*, Vol. 32, No. 1, pp. 159-163.
9. Benston, G.J. and Hagerman, R.L., 1978, Risk, Volume and Spread, *Financial Analysts Journal*, Vol. 34, No. 1, pp. 46-49.
10. Banz, R.W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of financial economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 3-18.
11. Basu, S., 1983, The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence , *Journal of financial economics*, Vol. 12, No. 1, pp. 129-156.
12. Brennan, M.J. and Subrahmanyam, A., 1996, Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns, *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, pp. 441-464.
13. Berkman, H. and Eleswarapu, V.R., 1998, Short-term Traders and Liquidity: A Test Using Bombay Stock Exchange Data, *Journal of Financial Economics* ,Vol. 47, 339-355.
14. Chordia, T., Subrahmanyam, A. and Anshuman, V.R., 2001, Trading activity and expected returns, *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, pp. 3-32.
15. Demsetz, H., 1968, The Cost of Transacting, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, No. 1, pp. 33-53.
16. Dubofsky, D.A. and Growth, J.C., 1984, Exchange Listing and Stock Liquidity, *Journal of Financial Research*, Vol. 58, pp. 291-302.
17. Datar, V.T., Naik, N.Y. and Radcliffe, R., 1998, Liquidity and stock return: An alternative test, *Journal of Financial Markets*, Vol. 1, No. 2, pp. 203-219.
18. Eleswarapu, V.R. and Reinganum, M.R., 1993, The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing, *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, pp. 373-86.
19. Fama, E.F. and MacBeth, J.D., 1973, *Journal of Political Economy*, Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, vol. 81, no. 3, pp. 607-636.

20. Fama, E.F. and French, K.R., 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of finance*, Vol. 47, No. 2, pp. 427-465.
21. Fama, E.F. and French, K.R., 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.
22. Fleming, M., 2003, Measuring Treasury Market Liquidity, *FRBNY Economic Policy Review*, Vol. 9, pp. 83-108.
23. Gultekin, M.N. and Gultekin, N.B., 1983, Stock market seasonality : International Evidence, *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, No. 4, pp. 469-481.
24. Glosten, L.R. and Harris, L.E., 1988, Estimating the components of the bid/ask spread, *Journal of financial Economics*, Vol. 21, No. 1, pp. 123-142.
25. Handa, P. and Schwartz, R.A., 1996, How best to supply liquidity to a securities market, *Journal of portfolio management*, Vol. 44, No.2, pp. 44-51.
26. Hasbrouck, J. and Schwartz, R.A, 1988, Liquidity and execution costs in equity markets, *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 14, No. 3, pp. 10-16.
27. Hasbrouck, J.,1991, Measuring the information content of stock trades, *Review of Financial Studies*, Vol. 46, No. 1, pp. 179-207.
28. Haugen, R.A. and Baker, N.L., 1996, Commonality in the determinants of expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, No. 3, pp. 401-439.
29. Keim, D.B., 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality : Further empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, No. 1, pp. 13-32.
30. Kendall, M.G., 1954, Note on bias in the estimation of autocorrelation, *Biometrika*, pp. 403-404.
31. Kyle, A.S., 1985, Continuous Auctions and Insider Trading, *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, pp. 1315-1335.
32. Litzenberger, R., Ramaswamy, K., 1979, The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, pp. 163-196.
33. Merton, R.C., 1973, An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 41, No. 5, pp. 867-887.
34. Ross, S.A., 1976, The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of economic theory*, Vol. 13, pp. 341-360.
35. Rozeff, M.S., and Kinney, W.R., 1976, Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, pp. 379-402.
36. Roll, R., 1981, A Possible Explanation of the Small Firm Effect, *Journal of Finance*, Vol. 36, No. 4, pp. 879-888.
37. Rosenberg, B., Reid, K. and Lanstein, R.,1981, Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, pp. 9-17.
38. Sharpe, W.F.,1964, Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of finance*, Vol.19, No. 3, pp. 425-442.
39. Tinic, S.M. and West, R.R., 1972, Competition and the pricing of dealer service in the over-the-counter stock market, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 7, No. 3, pp. 1707-1727.