

國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

台指選擇權對台灣現貨市場與期貨市場
資訊不對稱的影響



Taiwan Stock Index Option Market How To Influence
The Adverse Information In Stock and Future Market

研究生：章昇達

指導教授：王克陸 教授

蔡錦堂 教授

中 華 民 國 九 十 三 年 十 二 月

台指選擇權對台灣現貨市場與期貨市場 資訊不對稱的影響

研究生：章昇達

指導教授：王克陸、

蔡錦堂

國立交通大學財務金融研究所



吾人研究台指選擇權市場成立後，對於訊息交易者在股票市場、期貨市場的交易比例之改變。研究資料是取自台灣經濟新報，研究區間為分別為 2001 年到 2003 年同期的 11 月份。利用 Easley, Kiefer, O' Hara (1996) 的二市場研究模型，吾人再修改擴展到三市場的新模型方法，發現台指選擇權市場的成立，的確改變了原先在股票和期貨市場的訊息交易比例。結果顯示，訊息性交易者的交易行為符合所預期的。即對訊息交易者而言，衍生性金融市場的確比股票市場更具吸引力。另一方面，流動性交易者卻非吾人所預期的留在股票市場上交易。其在期貨和台指選擇權市場下單筆數亦為增加，而此交易行為使得這兩個市場的市場深度變好。

Taiwan Stock Index Option Market How To Influence The Adverse Information In Stock and Future market

Student: Sheng-Da Zhang

Advisor: Ke-lu Wang、

Jin-tang Cai

Institute of Finance
National Chiao Tung University

Abstract



My research is that after option market is established , the change of dealer's proportion of trade on the stock market , future market of information . Research data is taking from Taiwan economy new newspaper , and the time block from 2001 to 2003 in the same period of November respectively . Utilize Easley , Kiefer , O'Hara (1996) , the research model of two markets , and I revise and expend to three market new model , find that the research refers to the establishment of the market of option , have really originally changed the proportion of information trade in the stock and future market . Result show information trading activity of traders accord with anticipated . Namely as for information traders , the derivative financial market is really more attractive than the stock market . On the other hand , liquidity traders is not what I expect stay at the stock market trading . Because the trading behavior that the number of trading volume is also increasing in the future and option market , making the depth of two market becoming well .

誌謝

“為此我提醒你，使你將神藉我按手所給你的恩賜，再如火挑旺起來。因為神賜給我們不是膽怯的心，乃是剛強、仁愛、謹守的心。”〈提摩太後書 1: 6~7〉

終於可以寫誌謝了！這是個難以言喻的心情。或許是熬過了許多生活困難以及經歷信心考驗，才令我有如此的複雜情感。研究所生涯也真的因這篇論文的誕生，似乎也悄悄的進入尾聲。是不捨嗎？我想有許多歡笑、也有許多淚水在這段求學生涯中。

雖然是第一屆的研究生，要背負的是傳承的責任以及也沒有學長姊的幫助，但是我很開心能進入財金所就讀，因為我有一群有著理想的同學。在此我心中很感謝蔡志賢、楊永慶、曾文輝、蕭奕融同學的幫忙，和你們有著許多回憶。還記得，碩一剛開始我們在交大書局裡的交談，那種暢所欲言的氣氛在我腦中久久無法退去，你們是一群夠義氣的朋友。祝福你們在當兵時都可以順利、平安！！

感謝王克陸教授的幫助，尤其是在我經濟狀況遇難時，常常為我的生活著想。我不知道該說些什麼？謝謝你，真的謝謝你！無法形容你對我的關心和溫暖的情誼，不過我已經把你記在我心中囉。也感謝蔡錦堂教授的指導，和你已經認識五年多。這些日子來，對我細心的指導甚至常邀請我去你家。過去的我，對老師有種距離感，但是你讓我明白，學生可以和老師很靠近。在我決定延畢前，心中有許多猶疑，謝謝你不斷的支持我—無論我作任何決定。很愛你，雖然你已經離開清華大學去台北任教，但是我還是很想衷心祝福你“一帆風順、身體健康”，能當你學生的我，感到很幸福！

說不完的感謝，我想對新竹教會的家人說，很愛你們，我要畢業了！從當初沒想要念研究所的我，如今即將碩士畢業，心情難免複雜許多。你們是我的精神支柱，感謝神這偉大的父親讓我在新竹唸書時，有你們在我身邊，給予我很多支持和愛。2004年，我想對我生命而言，是信心考驗的一年。謝謝人星、柏盛、柏堂、哲維、世學、雅倫這些弟兄的付出以及關心，和你們在一起禱告很棒，有著許多難忘的回憶。尤其是世學，謝謝你陪我到港南海邊禱告，很難忘記當時留著淚的心去向神祈求信心，很愛你也祝福你能順利畢業。想對你們這些大男孩說，無論我們今後會在哪？我都永遠想念你們，常為你們祈求神的祝福。浩然弟兄，謝謝你在我生命中給予我機會和信任。”弟在前、兄在後”讓我更能知道你愛我的心。衷心祝福你和阿珮在2005年的全職生涯，能夠為新竹教會帶來更多好消息、感情也是漸入佳境，我很榮幸和能你在同一個屬靈戰場，為神並肩征戰！加油，弟兄！感謝幼婷在我生命中給予我無數情感的支持。對我來說，妳是個很棒的姐妹有著善良的心和燦爛的笑容。在我生命最沮喪時，妳還是依然支持我和愛我。記得一次和妳在清大花時間時，問

妳我該怎麼做延畢決定？妳只跟我說”只要能讓我生命喜樂的決定，妳都支持我”謝謝妳，一路的陪伴走過這難忘的 2004. 還有，大聲說好要一起征服研究所喔!!我會不斷的向神為妳祈求信心，一起加油喔! 心中有很多感謝的話想對妳說，而”我很愛妳”這句話包括了全部。新竹教會的家人，也很想告訴你們”我不認為我是英雄，但是我確信，我和一群英雄在一起”你們是耶穌的精兵。很愛很愛你們!!

我的家人們，我也愛你們。媽媽，謝謝妳的辛苦和支持!作兒子的我，常常因研究不在家和妳作伴，深深感到抱歉。妳是最偉大的媽媽，雖然我們沒有很好的物質生活，但是這些對我來說，都無法比深厚的母子情感來的重要。妳對我的信任我知道，或許神真的在考驗妳和我的關係吧!媽媽，我愛妳。爸，謝謝你。雖然和你的對話很少，但你對家多年來付出我深深的感激，希望你的身體健康。可愛弟弟，想不到你也在唸研究所了，加油喔!這可是不容易的，哥哥很希望你能比我優秀，我也確信你比我優秀，希望有一日我能參加你的畢業典禮。姊姊，妳對我很好。妳是很個可愛的姊姊，希望妳能找到意中人吧!謝謝妳也是在家中常挺我的那一位，很愛妳。希望妳的生命充滿奇蹟、盼望和喜樂。

最後，我想感謝神。給予了我生命的豐富，不再只是悲傷、苦痛而是生命的大喜樂。在這求學的生涯中，是妳揀選了我。一路走來，感受到妳對我無條件的愛，其價值遠超過任何一切。使我有勇氣在每次挫折中再度站起來。偉大的父親，謝謝妳。畢業是人生的一階段結束，卻也是另一段旅程的開始。我會有信心面對下另一個人生旅程的開始，加油! “Never lower my Dream”勉勵自己。

目錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
誌謝	iii
目錄	v
圖目錄	vi
表目錄	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	3
第三節 文章架構	4
第二章 文獻探討	5
第一節 股價指數選擇權	5
第二節 買賣價差的成因	6
第三節 不同交易市場上之資訊交易者相對比率估計	14
第四節 選擇權的量和現貨市場的價之關係	21
第三章 研究方法	24
第一節 估計資訊交易基礎的比例	24
第四章 實證結果與分析	35
第一節 資料之來源與處理	35
第二節 資料交易之參數估計	38
第三節 投資者在三個市場下單配置分析	49
第五章 結論與建議	54
參考文獻	56

圖目錄

圖一	交易價格變化過程.....	9
圖二	Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 模型.....	15
圖三	Easley, Kiefer, O'Hara(1996)模型.....	17
圖四	本研究的架構模型.....	25
圖五	交易行為的買賣單界定圖.....	36



表目錄

表 A1	十檔股票以及各年度總交易筆數.....	60
表 A2	各估計參數值以及 t 檢定.....	61
表 A3	跨年同期之間估計參數差異變化之 t 值表.....	62
表 A4a	訊息交易者交易比例在 2001 年 11 月對市場的變異數和共變異數....	63
表 A4b	訊息交易者交易比例在 2002 年 11 月對市場的變異數和共變異數....	63
表 A4c	訊息交易者交易比例在 2003 年 11 月對市場的變異數和共變異數....	63
表 A5a	同年間不同市場之訊息交易比例之檢定 t 值.....	64
表 A5b	跨年同期不同市場之訊息交易比例之檢定 t 值.....	64
表 A6a	訊息交易者在固定單位時間內在各市場的總下單筆數.....	65
表 A6b	流動性交易者的總下單筆數.....	65
表 A6c	市場總下單筆數.....	65
表 A6d	市場資訊交易者下單所占的比例.....	6

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

自從 2001 年 12 月 24 日，台股選擇權的開放，使得投資人多了個投資工具。但我們所關心的是選擇權市場的出現是否會減緩現貨市場資訊不對稱的現象或改變期貨市場資訊不對稱的現象？事實上，從市場微結構的理論來看，如果存在資訊不對稱現象則多個市場對於投資者不見得是好的。其理由為，若市場上有兩種交易者，一種是訊息交易者或資訊交易者(Informed traders)，即有能力獲取資訊；另一種是流動性交易者(Uniformed liquidity traders)，此者由於流動性的原因去買賣股票，亦即當缺錢時就賣股票，有閒錢時因不想放銀行獲取無風險利息就買股票，而無獲得資訊能力。同時，造市者是風險中立的，既沒有內部訊息，也沒有能力區分他所面對的交易者是擁有資訊之交易者或沒有資訊之交易者。因為市場上，訊息交易者所獲利的總額，相對為流動性交易者所賠的總額。例如：當訊息交易者在市場上總獲利 100 萬，則流動性交易者總虧損即為 100 萬，若流動性交易者有 100 人，則每人虧 1 萬。如果選擇權的市場成立吸引走一半的流動性交易者則現貨市場上剩 50 人，每人平均虧損為 2 萬。可見一個新的市場成立，對原市場上的流動性交易者不見的有利。

但是 Admati and Pfleiderer(1988)研究提出，如果流動性交易者有不同時間可以選擇交易，為了讓損失達到最小，流動性交易者的最佳策略便是同一時間進出交易市場。例如：投資者只能選擇開盤和收盤買賣交易時，則會選擇同時在開盤或同時在收盤買賣。因此如果一半人在開盤買賣，一半人在收盤時買賣是最糟的情況，損失最為慘重。Chowdhry and Nanda(1991)研究指出對流動性交易者而言，同時面對 N 個市場時，則會選擇全部同時去交易成本最小的市場，而不會有分散在不同市場交易的情形。因此，流動性交易者有群聚效應。對應到台灣的現況，大部分流動性交易者會比較現貨市場、期貨市場以及選擇權市場交易的成本，選擇一個交易成本相對較小的市場，集體去交易。

Easley, Kiefer, O'Hara(1996)研究指出，存在兩個市場時資訊不對稱問題比較嚴重的市場會把流動性偏好者趕向資訊不對稱問題比較不嚴重的市場上去。在他們研究的例子上，New York Stock Exchange (NYSE)是大市場，資訊不對稱問題比較嚴重而 Cincinnati Stock Exchange (CSE)交易所是只接受小額訂單，因此資訊交易者人數相對上較少，所以資訊不對稱問題比較不嚴重，流動性交易者就被趕到(Cream Skimming)CSE 市場。同樣對台灣而言，流動性交易者可能會被趕到資訊不對稱問題較不嚴重的市場上去。

從訊息交易者觀點而言，當他握有資訊時，他會有比較強的動機傾向去買賣期貨或選擇權。因為，高槓桿的特性能夠讓資訊投資者用小額的本錢賺取高報酬利潤。亦即當獲得資訊時，在現貨市場買賣所需的成本就相對較高；而在選擇權、期貨市場只需付保證金、權利金，相對所需成本較小，所以資訊交易者會比較偏好在選擇權、期貨市場交易。當此現象發生時，期貨和選擇權市場的資訊不對稱問題會更加嚴重。因為，理論上大部分的流動性交易者會到現貨市場交易。所以，選擇權市場的開放會把資訊交易者吸引到選擇權市場，把大部分的流動性交易者留在現貨市場，則將可以舒緩現貨市場的資訊不對稱的現象。

但是，台指選擇權市場的高交易成本很可能會把上述的論述推翻，例如：假設資訊交易者得到一個現貨市場可以上漲 1%的資訊，買選擇權可能可以上漲 10%(權利金較低) 其如果，權利金價格為 10 點，10%也才為一點，但選擇權光買賣所需的手續費至少 3 點(手續費來回 176 元/50 元)加上選擇權市場深度又比現貨市場差，也就是買賣價差相對較大。在此狀況下，資訊交易者並沒有強烈動機進入選擇權市場作交易。此時，選擇權市場會吸引部分流動性交易者進入，使得現貨市場資訊不對稱問題更加嚴重。因此我們有必要瞭解在選擇權市場成立後，各個市場流動性交易者相對資訊交易者在各個市場的比例變化，才可以判斷選擇權市場的成立，是否對投資者而言是好的。

如果，選擇權市場的成立正如我們預期的把資訊交易者吸引到選擇權交易市

場，現貨市場買賣資訊對價格的預測功能相對弱很多。而選擇權市場的買賣單交易資訊，更能有效預測現貨市場股價的走勢。例如：選擇權市場上買權的買單增加或是賣權的賣單增加則代表市場有好的訊息機率增加所以現貨市場股價相對因上漲。因此，今後若要預測現貨市場的價格變動就可以把選擇權市場的價量變動考慮進去。

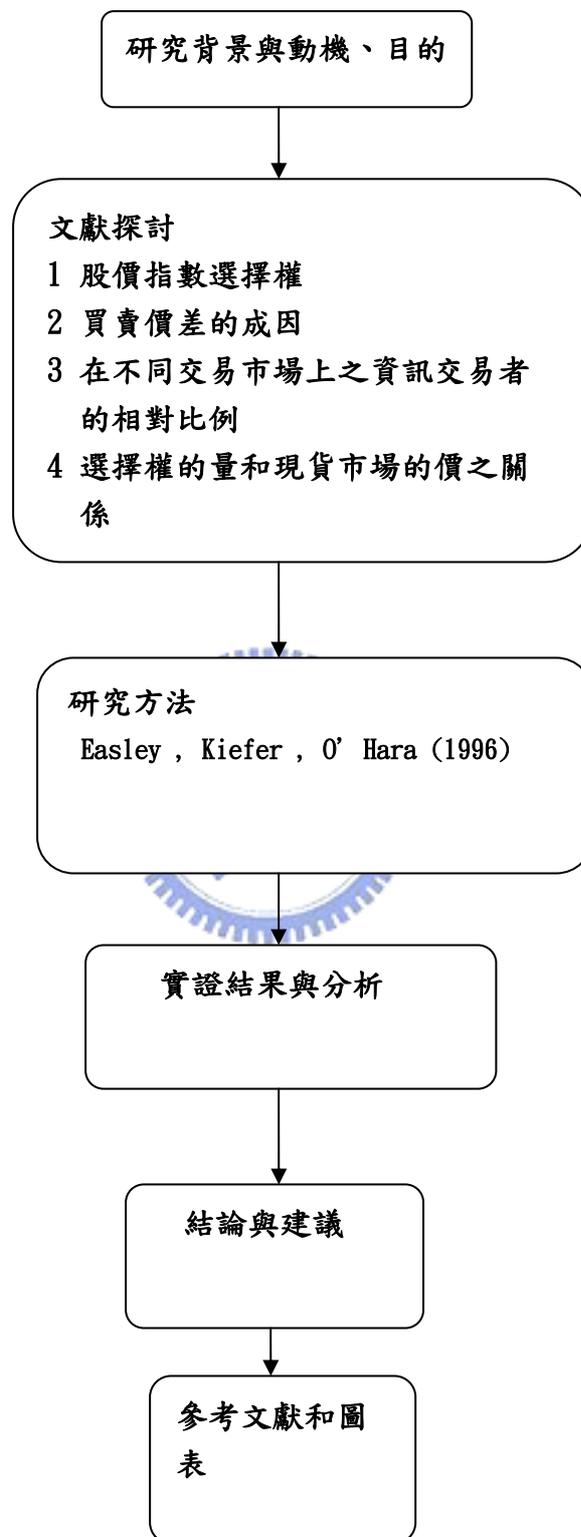
第二節 研究目的

基於本研究動機，所以研究目的的主要有下列三項：

- 1 瞭解台指選擇權市場成立後，三個市場流動性的改變。
- 2 台指選擇權成立後，對於台灣期貨市場資訊交易者行為的改變。
- 3 當台指選擇權市場成立後，台灣現貨市場的資訊不對稱問題是否改善。



第三節 文章架構



第二章 文獻探討

本章文獻探討主要分為四節：第一節簡介股價指數選擇權。第二節則探討買賣價差之成因，並針對分解價差過程之文獻稍做探討與分析，主要是想瞭解各組成因子在價差上所佔的比率。第三節為在不同交易市場上之資訊交易者的相對比率。第四節內容為選擇權的量和現貨市場的價之關係。

第一節 股價指數選擇權

選擇權是一種契約，它提供投資人有權利在契約到期日或之前，可以預先約定的價格購買或出售一定數量履約資產（或商品）。選擇權的持有者有權利履行購買或出售契約上所規定的標的資產，但這不是義務。也就是，持有者可以放棄他們的權利而不履約買進或賣出的行為。選擇權契約的賣方則必須履行契約上的條件。也就是說若選擇權的持有者決定履行他們的買進或賣出權利時，選擇權的賣方就必須履行賣出或買進的義務，不得推託。

指數選擇權是定義於股價指數的選擇權契約，因此，契約之交易標的物為股價指數，而非個別股票；而股價指數（stock index）是指由多種股票之價格依照某種計算方式所獲得之股票價值之指標，股價指數會隨選樣、計算方式及基期之選定而有所不同。指數選擇權的交易始於1983年3月11日，是由芝加哥選擇權交易所所創設，稱為S&P100選擇權，為一美式選擇權。上市交易不到一年，成為CBOE交易最活躍的選擇權。台股指數選擇權也已於民國九十年12月24日開市交易，是以台股發行量加權的股價指數為標的。中文簡稱台指選擇權(台指買權及台指賣權)其英文代號分別為TXC（買權）及TXP（賣權）。台指選擇權是屬於歐式選擇權，持有人僅能在到期日才可以行使履約的權利。並且台指選擇權對投資人而言，有著操作成本低、用小額權利金賺取大盤漲跌利潤、多空操作靈活的好處。

第二節 買賣價差的成因

市場微結構理論中，以目前的文獻指出，造成買賣之間的價差成因可以歸納三大項因素：訂單處理成本、持有存貨的成本與資訊不對稱的成本。在本節中，我們將介紹造成買價與賣價之間的價差之成因，接著將探討如何將此三項組成因子予以分解。

一、買賣價差之成因

1、訂單處理成本(order processing costs)：

在買賣股票同時，交易者將付基本的手續費給造市者，Demsetz (1968)認為在報價驅動的股票市場中，有市場中介人隨時準備替自己或他人撮合交易，交易者必需支付給市場中介人提供流動性服務的代價（如手續費），此即為價差的來源。所以，買賣價差小表示訂單處理成本低；反之，買賣價差大表示訂單處理成本高。對台灣證券市場交易來說，手續費是用固定比率收取，所以端看買賣的資產價值大小收取。Stoll (1989)以及Affleck-Graves, Shantaram and Miller (1994)也提到經紀人(dealer)為了要提供市場流動性，必須隨時準備好撮合買單或是賣單而產生的成本，買賣價差中的一部分即為彌補此成本。

2、持有存貨的成本（或稱流動性成本）(inventory holding costs)：

股價決定的基礎在於造市者面臨流入市場委託單所帶來的風險。此種風險使得造市者必須隨時調整其存貨的數量，並根據存貨持有成本或交易撮合成本來決定其買進價和賣出價。Affleck-Graves, Shantaram and Miller (1994)指出經紀人手中持有股票存貨，等待交易者與其交易，但是經紀人所持有的股票存貨，可能不是多角化投組，所以買賣價差有一部分便為彌補經紀人因為持有非多角化投組所面臨風險的成本。Garman (1976)、Amihud and Mendelson (1980)、Stoll (1978)、Ho and Stoll (1981)、O'Hara and Oldfield (1986)與Easley and O'Hara (1987)均指出當交易量愈大，表示造市者愈偏離其最適投資組合，且這些資產的價值在未來深具不確定

性，故需要有較大之超額報酬來貼補造市者必須承擔這些存貨的風險貼水。造市者利用調整其買進價和賣出價，使存貨回復到理想的水準，一旦存貨達到造市者的理想水準，買賣價差就會縮小，也就是當大量交易發生在賣單時，造市者將等量降低買價與賣價，期望下次為買單交易而非賣單交易，以平衡造市者的存貨水準。Stoll (1978) 認為當造市者所承銷股票的報酬變異數愈大，表示此檔股票將提高造市者持有的風險，故也會向交易者收取較高之手續費用以茲補償。Madhavan and Smidt (1993) 利用紐約股票市場 (NYSE) 為研究樣本，亦認為造市者最適報價應該建立在存貨水準的控制上。Snell and Tonks (1998) 以倫敦股市為研究對象，結果顯示存貨控制成本較為顯著，而不對稱資訊在市場是微弱的。Hansch, Naik and Viswanathan (1998) 亦認為造市者的存貨將會影響報價的配置，即報價與存貨變動有強烈之相關性。

所以當股票缺乏流動性，報酬之變異數愈大，價量呈現負的自我相關，且造市者面臨交易量之變異數較大之下，造市者將會利用較大之買賣價差來補償存貨持有風險，亦即流動性的損失。



3、資訊不對稱的成本(Adverse information costs)：

資訊模型之創始者 Bagehot (1971) 指出市場上有三種交易者，第一，交易者擁有特別的資訊；第二，交易者沒有特別的資訊，只是想要把證券轉換成現金或把現金轉換成證券，這類的交易者是為了流動性而買賣證券；第三，交易者買賣股票是因為他們相信資訊沒有完全反應到股價上，但事實上資訊已完全反映在股價了。擁有特別資訊的交易者，一定是有利可圖才會進行買賣，所以經紀人與第一類交易者交易時總是會產生損失，此損失即為資訊不對稱成本，因此需以買賣價差來彌補此成本，這種現象也就是資訊不對稱的情形。

而資訊不對稱理論是造市者利用報價行為來降低逆選擇問題，假設市場內只有兩種交易者：(1) 擁有資訊之交易者(informed trader)，其擁有優勢的私有訊息，交易的目的是在利用這些尚未反映在股價上的私有訊息獲利；和(2) 沒有資訊之交易者，

又稱流動性交易者 (liquidity trader)，其交易的目的是調整本身之資產組合使其終身消費的過程達最適化。因為造市者是風險中立的，既沒有內部訊息，也沒有能力區分他所面對的交易者是擁有資訊之交易者或沒有資訊之交易者，造市者在與擁有資訊交易者交易時，會有逆選擇的問題發生，造成造市者的損失，為了降低此逆選擇的問題，造市者會擴大價差來從沒有資訊之交易者中獲得利潤，以達平衡。所以資訊成本又稱之為逆選擇成本。Bagehot (1971) 同時也認為即使在不存在交易成本的完全競爭市場中，買賣價差仍會存在。Copeland and Galai (1983)、Glosten and Milgrom (1985) 認為，在競爭市場中，隨著時間的經過，造市者與擁有特殊資訊交易者的預期價值會趨於一致，且若擁有特殊資訊交易者對沒有特殊資訊交易者的比率增加，或資訊交易者擁有較多的內部消息時，資訊不對稱的情形將愈嚴重時，逆選擇問題會提高，則價差亦會擴大。Easley and O'Hara (1987) 認為在交易期間時，交易愈激烈，則代表著資訊被釋放的愈多。當有鉅額交易時，價差則會突然擴大，因為鉅額的交易通常存在著資訊效果。Stoll (1989) 取自 1984 年 10 月至 12 月的 NASDAQ 的資料，設計模型分解價差之組成分子--訂單成本、存貨成本及資訊不對稱成本。得到實證結果為存貨成本占 0.10，而資訊成本占 0.43，訂單成本占 0.47，可知價差受到資訊不對稱的影響較大，而存貨成本影響價差的效果較不強烈。

Hasbrouck (1991) 使用 VAR (vector autoregressive) 模型，指出存貨效果是很微弱的，資訊不對稱效果確實會影響價差，特別是較高交易量的股票，因為價差與交易活絡性有相關，通常資訊事件的發生會導致交易量變大，而鉅額的交易通常存在著資訊效果，故價差也愈大。Madhavan and Smidt (1991,1993) 發展了存貨與資訊不對稱效果之模型，發現在權益市場上有微弱之存貨效果，但資訊不對稱效果較為顯著。尤其是買單趨動的大筆交易，會影響價差。Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 認為缺乏活動性之股票，造市者在長期之下除了必須持有部分股票方能維持一定之存貨水準，此時將產生存貨成本，且缺乏流動性股票在訂單流量上會有較大的變動，假如經過很久一段時間突然產生一筆交易，很有可能此投資者握有優勢的私人資訊，則造市者將面臨巨大之損失，故在這些流動性不佳之股票，

造市者會擴大買賣之間的價差來彌補損失。

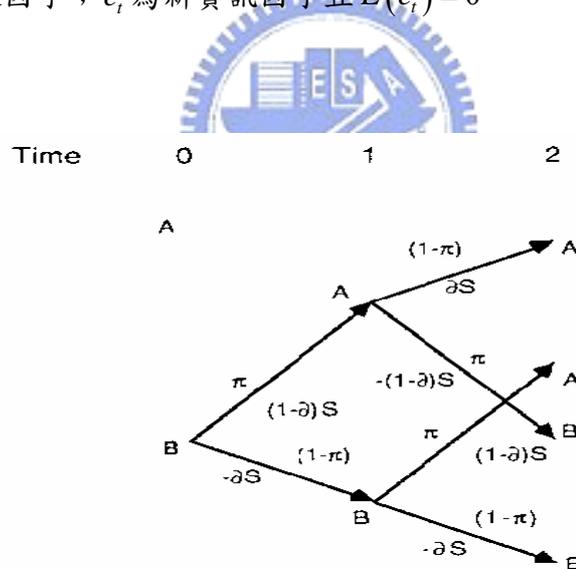
二、分解價差因子

1、Stoll模型 (1989)

Stoll設計模型來分解價差之組成分子。假設在效率市場之下，價格變化與目前和過去資訊無關，且在一個月之內其價差為一固定常數，則價格總變化 (ΔV_t) 可以分解為三項因子，第一部份是預期價格之改變，第二部分為價差因素使價格改變，第三項則是由於新訊息事件的發生而導致價格的變化。數學式如下式 (2-2-1)：

$$\Delta V_t = a + \Delta P_t + e_t \quad (2-2-1)$$

其中 ΔV_t 為 t-1 期價格與 t 期價格之間的總變化量； a 為預期價格之改變量； ΔP_t 為價差影響價格改變之因子； e_t 為新資訊因子且 $E(e_t) = 0$ 。



圖一、交易價格變化過程

則

$$\text{cov}(\Delta V_t, \Delta V_{t+1}) = \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t+1}) + \text{cov}(\Delta P_t, \Delta e_{t+1}) + \text{cov}(\Delta e_t, \Delta P_{t+1}) + \text{cov}(\Delta e_t, \Delta e_{t+1}) \quad (2-2-2)$$

在有效率之市場中，由於新訊息事件而導致價格的改變之間應該是序列不相關，即在 t 時之新訊息事件已經完全反應在價格之上，不會拖延至 t+1 時才反應。且在 t 時之新訊息之事件與 t-1 期或 t+1 期的價格變化無關。故式 (2-2-2) 變成

$$\text{cov}(\Delta V_t, \Delta V_{t+1}) = \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t+1}) \quad (2-2-3)$$

圖一，表示一開始為買價交易之下，交易價格變化過程的所有可能。其中 S 為買賣價差在平均報價中的比例 $[(\text{ask-bid}) / \text{average quotes}]$ ； π 表示在 t 期為買（賣）單，而在 $t+1$ 其則為賣（買）單之修正回復機率； $1-\delta$ 為價格回復在價差所占的數量。

由圖一，交易價格變化之間的共變異數為：

$$\text{cov}_T \equiv \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t+1}) = S^2[\delta^2(1-2\pi) - \pi^2(1-2\delta)] = a_0 + a_1 S^2 + u \quad (2-2-4)$$

而買（賣）單報價變化之間的共變異數為：

$$\text{cov}_Q \equiv \text{cov}(\Delta Q_t, \Delta Q_{t+1}) = S^2 \delta^2 (1-2\pi) = b_0 + b_1 S^2 + v \quad Q = A, B \quad (2-2-5)$$

其中 u, v 為誤差項；

$$a_1 = \delta^2(1-2\pi) - \pi^2(1-2\delta) ; \quad (2-2-6)$$

$$b_1 = \delta^2(1-2\pi) 。 \quad (2-2-7)$$

利用式 (2-2-6) 與式 (2-2-7) 估算出 a_1 與 b_1 ，再帶入上式 (2-2-6) 與式 (2-2-7) 聯立求解出 δ 和 π 。然後再利用 δ 和 π 之值，計算價差組成因子分別在價差中的比率：

$$\text{逆選擇成本} = [1 - 2(\pi - \delta)]$$

$$\text{存貨持有成本} = 2(\pi - 0.5)$$

$$\text{訂單處理成本} = (1 - 2\delta)$$

Stoll 取自 1984 年 10 月至 12 月的 NASDAQ 的資料，得到實證結果為，存貨成本占 0.10，而資訊成本占 0.43，訂單成本占 0.47，可知價差受到資訊不對稱的影響較大，而存貨成本影響價差的效果較不強烈。

2、Affleck-Graves, Hedge, and Miller 模型 (1994)

Affleck-Graves, Hedge, and Miller 欲檢驗交易機制與價差因子在價差中所佔的比率之間的關係。將 GKN 的模型作一簡單之修正，如下式 (2-2-8)：

$$S_i = \alpha_0 + \alpha_1 S_{qi} + \alpha_2 D + \alpha_3 (D \cdot S_{qi}) + \varepsilon \quad (2-2-8)$$

其中 S_{qi} 為 i 證券的報價之價差； $S_i \equiv 2\sqrt{-\text{cov}(RD_{it}, RD_{it-1})}$ ； $RD_{it} \equiv RD_{iIt} - RD_{iBt}$ ； RD_{iIt} 為在 t 時間內，i 證券之交易報酬； RD_{iBt} 為由買價計算之報酬；D 為一指標變數，D=1：假如股票在 NASDAQ 報價；D=0：其它（在 NYSE/AMEX 上市）。

所估計出來之係數 $\hat{\alpha}_1$ 表示為訂單處理成本，同樣在假設存貨持有成本為零之下，則 $1 - \hat{\alpha}_1$ 為逆選擇成本。 $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_3$ 則表示在 NASDAQ/NMS 之不偏訂單處理成本之估計值，故 $1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_3$ 則為逆選擇之成本。假如檢定出 $\alpha_3 = 0$ ，則表示在不同之交易系統之間，訂單處理成本是沒有差異。

不幸的是，GKN 的分解價差之模型其中一項假設，即為令存貨成本為零。這種假設是相當不合理的，因為在傳統上存貨成本在價差中是一項重要的因子（如：Garman (1976) 等）。而且 GKN 也假設交易型態沒有序列相關，即不管在當期為買單交易或賣單交易，下一期發生買（賣）單之機率仍為 1/2。

3、Huang and Stoll 模型 (1997)

然而因為報價以相同之方式反應交易情形，所以存貨持有成本與資訊不對稱成本很難去隔離，所以假設報價的修正是為了想讓存貨能回復到理想水準，而不是因為逆選擇之因素。Huang and Stoll (1997) 利用 Copeland and Galai (1983) 與 Glosten and Milgrom (1985) 之模型，假設股票之基本價值不考慮交易成本之下，則造市者將根據前一期股票的價值，前一期之買賣交易所釋放出來的私人訊息與其他公開的資訊來訂定 t 期的股票價值，記為 V_t 。股票在 t 期之價值，如下式 (2-2-9)：

$$V_t = V_{t-1} + \alpha \frac{S}{2} Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2-2-9)$$

其中 V_t 表示股票在 t 期之價值， S 為一固定之價差， α 表示逆選擇因素在一半的價差中所佔的比率， ε_t 表示公開資訊對股票價值所造成的衝擊。

根據存貨理論，流動性供給者將依據股票在 t 期之價值與前 $t-1$ 期之總交易量的情形而調整買賣價差之中點 (Ho and Stoll (1981) 與 Stoll (1978))，以至最適存貨部位。故價差中點表為：

$$M_t = V_t + \beta \frac{S}{2} \sum_{i=1}^{t-1} Q_i \quad (2-2-10)$$

其中 M_t 表示股票在 t 時之買賣價差的中點， β 表示存貨持有成本在一半的價差中所佔的比率， $\sum_{i=1}^{t-1} Q_i$ 為從市場一開盤至 $t-1$ 期之總交易量， Q_1 為當天初始存貨。

報價的修正反應出上一期交易所釋放之訊息與存貨成本，如下式 (2-2-11)：

$$\Delta M_t = (\alpha + \beta) \frac{S}{2} Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2-2-11)$$

股票在 t 時之價格為：

$$P_t = M_t + \frac{S}{2} Q_t + \eta_t \quad (2-2-12)$$

結合式 (2-2-11) 與式 (2-2-12)，則買賣價差方程式如下式 (2-2-13)：

$$\Delta P_t = \frac{S}{2} (Q_t - Q_{t-1}) + \lambda \frac{S}{2} Q_{t-1} + e_t \quad (2-2-13)$$

其中 $\lambda = \alpha + \beta$ ， $e_t = \varepsilon_t + \Delta \eta_t$ 。

藉由指數變數 Q_t 與買賣價差估計固定價差 S ，與交易的報價之修正項 $\lambda(S/2)$ ，然而無法分離逆選擇 (α) 與存貨持有成本 (β)，僅能估計訂單處理成本 ($1-\lambda$)。所以 Huang and Stoll 再加入一項指標變數，假設 $\pi = P(Q_{t-1} = -Q_{t-2})$ ，即 $t-2$ 時之指數變數與 $t-1$ 時之指數變數為異號之機率，則 $P(Q_{t-1} = Q_{t-2}) = 1-\pi$ 。在 $t-1$ 時，其指標變數之條件期望值為：

$$E(Q_{t-1} | Q_{t-2}) = (1-2\pi) Q_{t-2} \quad (2-2-14)$$

此式已經可以分解存貨與不對稱資訊之成本。重新得到一條價差之迴歸方程式
(2-2-15) 與 (2-2-16)：

$$\Delta P_t = \frac{S}{2} Q_t + (\alpha + \beta + 1) \frac{S}{2} Q_{t-1} - \alpha \frac{S}{2} (1 - 2\pi) Q_{t-2} + e_t \quad (2-2-15)$$

$$\Delta M_t = (\alpha + \beta) \frac{S}{2} Q_{t-1} - \alpha \frac{S}{2} (1 - 2\pi) Q_{t-2} + e_t \quad (2-2-16)$$

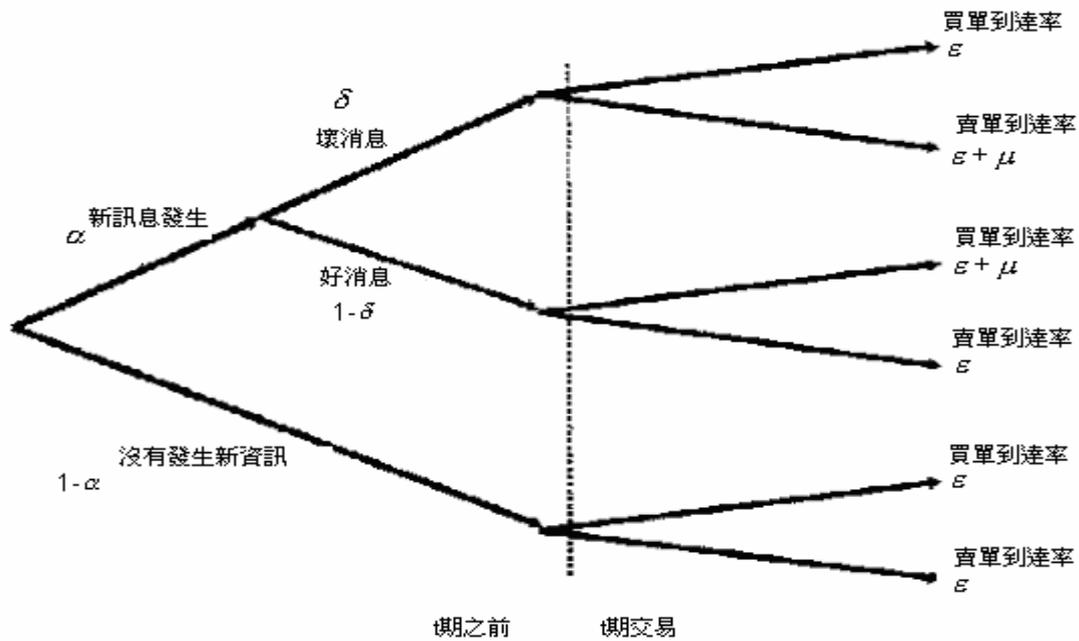
式 (2-2-16) 中， α 為逆選擇成本在一半價差中所佔之比率， β 為存貨持有成本之比例，而訂單處理成本所佔的比例為 $1 - \alpha - \beta$ 。Huang and Stoll 利用 NYSE 之 1992 年交易資料，共 20 家熱門股為研究價差組成因子（訂單處理成本、存貨持有成本與資訊不對稱效果）之佔有比率。發現逆選擇和存貨持有成本之總和僅佔價差的 11.4%，而訂單處理成本卻高達 88.6%，然而依交易量大小予以區隔之下，發現當交易量大時，價差愈大，其訂單處理成本佔有比率愈小，逆選擇與存貨持有佔價差之比率則愈大。Huang and Stoll 建立模型分解逆選擇和存貨持有成本因子，並將以同一價格成交之訂單視為同一筆交易，發現資訊不對稱成分佔 9.6%，平均存貨持有因子佔 28.7%，而平均訂單處理成本下降至 61.8%。

第三節 在不同的交易市場上之資訊交易者的相對比率

在此節有兩種不同的估計方式。第一種方法是由學者 Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 所提供的最新方法，在相同市場上利用交易型態來辨別、估計以資訊為交易基礎之比率。第二種方法由 Easley, Kiefer, O'Hara (1996) 提供另一種以買賣單量估計在 NYSE 和 CSE 市場上，以資訊為交易基礎的比率。而兩種方式的不同點在於第一種為估計相同市場不同證券的資訊交易比率；而第二種是估計兩個不同市場內訊息交易者所佔的比率。

一、Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 模型

此方法為利用買賣單之交易資料，依貝式定理來估計資訊交易者與流動性交易者之相對比率，也將估計在本研究期間，新訊息發生之機率與發生壞消息之機率。模型設定過程如下：假設某一天新訊息事件發生之機率為 α ，則沒有新訊息事件發生之機率為 $1-\alpha$ ，然而在發生新訊息之條件下，為壞消息之機率為 δ ，好消息之機率為 $1-\delta$ 。擁有資訊之交易者以到達率為 μ 買賣股票；而沒有擁有資訊交易者不管為好消息或壞消息，甚至在沒有新訊息事件發生之下，他們都會依據自己的需求作調整，假設在任何時點，沒有擁有資訊交易者買賣股票之到達比率為 ε 。令交易者的訂單過程是獨立且服從 Poisson 分配，即表示在好消息日時，買單交易將來自資訊交易者與沒有資訊之交易者，故買單到達比率為 $\varepsilon+\mu$ ，而賣單僅來自於沒有資訊之交易者，故到達比率為 ε ；壞消息日時，發現買單之到達比率為 ε ，賣單之比例為 $\varepsilon+\mu$ ；然而在沒有新事件發生之日時，只有沒有擁有資訊交易者會進行交易，其買單與賣單到達率皆為 ε 。



圖二、Easley, Kiefer, O' Hara, and Paperman (1996) 模型

建立概似函數與參數估計方法採用資料上的買賣單交易。假設買單與賣單在每一天之交易皆服從 Poisson 分配，資訊交易者每次的交易都會反映出其知道的訊息，不利於股票價格的訊息會賣出股票，有利於股票價格的訊息將買進股票，所以每筆交易情形將反應此資產之訊息結構，因此對市場中介人而言，若發現買單較大時則為好消息事件發生，賣單較多則發生壞消息，相同的，在沒有事件發生日因為資訊交易者不會進場交易，故只有少許的訂單交易。

在壞消息日時，賣單 (S) 以 $(\epsilon + \mu)$ 比率到達，買單 (B) 僅以 (ϵ) 比率到達，因為訂單過程為獨立之 Poisson 分配，故在壞消息事件日其訂單之概似函數為：

$$e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{-(\mu + \epsilon)T} \frac{[(\mu + \epsilon)T]^S}{S!} \quad (2-3-1)$$

同理，在沒有新訊息發生日之定單概似函數為：

$$e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^S}{S!} \quad (2-3-2)$$

在好消息事件日之訂單概似函數為：

$$e^{-(\mu+\varepsilon)T} \frac{[(\mu+\varepsilon)T]^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} \quad (2-3-3)$$

由於沒有新資訊發生、發生壞消息與發生好消息之機率分別為 $1-\alpha$ 、 $\alpha\delta$ 與 $\alpha(1-\delta)$ ，故每一天之訂單概似函數為：

$$\begin{aligned} L((B,S)|\theta) &= (1-\alpha) * e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} \\ &+ \alpha\delta * e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} e^{-(\mu+\varepsilon)T} \frac{[(\mu+\varepsilon)T]^S}{S!} \\ &+ \alpha(1-\delta) * e^{-(\mu+\varepsilon)T} \frac{[(\mu+\varepsilon)T]^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} \end{aligned} \quad (2-3-4)$$

因為每一天的買賣交易是獨立的，所以1天之訂單交易 $M=(B_i, S_i)_{i=1}^T$ 之概似函數即為每天之交易概似函數相乘，即為

$$L(M|\theta) = \prod_{i=1}^T L(\theta|B_i, S_i) \quad (2-3-5)$$

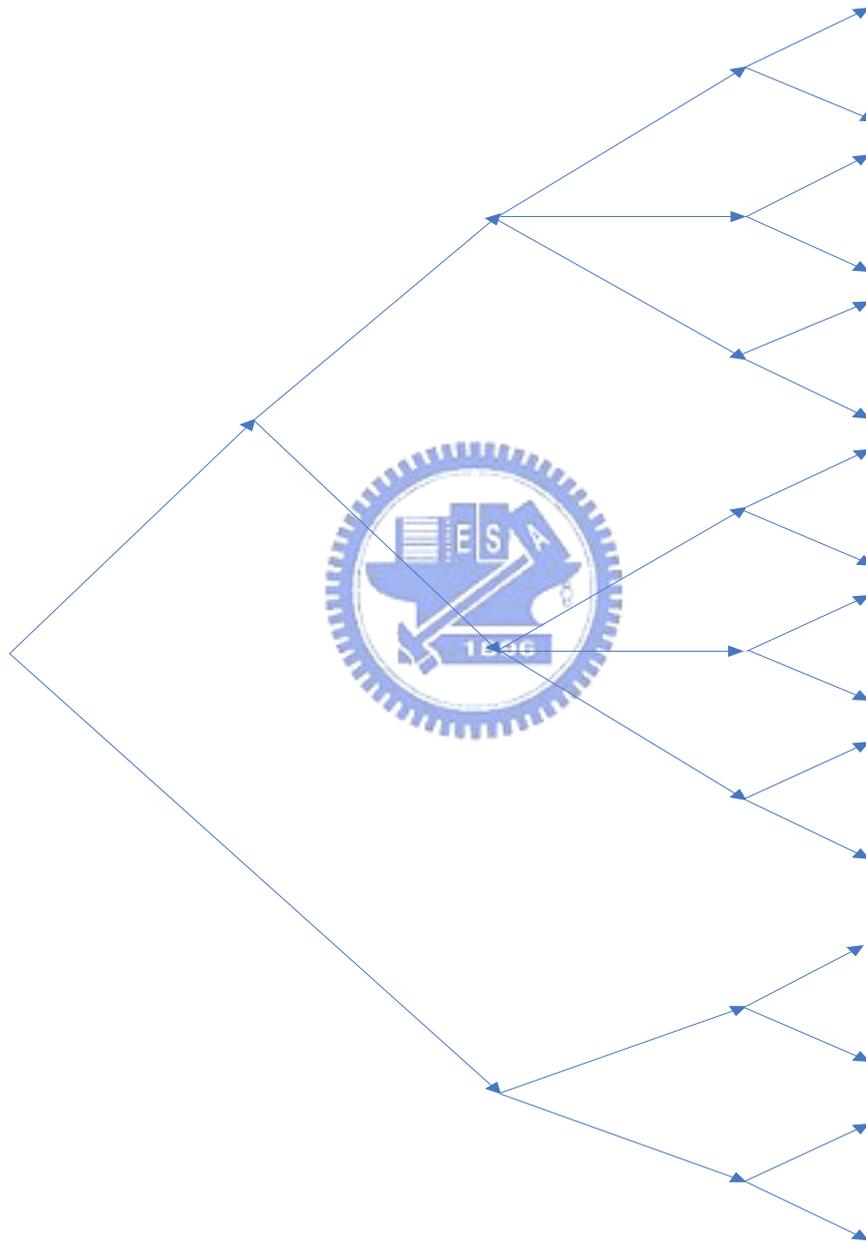
利用資料集合 M 來估計參數 $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon, \mu)$ 使概似函數式(2-3-5)極大化。

所估計之參數值 $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon, \mu)$ 帶入式 $PI(t) = \frac{\mu(1 - P_n(t))}{\mu(1 - P_n(t)) + 2\varepsilon}$ (2-3-6)，即可得以

資訊基礎交易之機率 PI。

二、Easley , Kiefer , O' Hara(1996)模型

估計在 NYSE 和 CSE 市場的資訊交易者比率模型。也是使用貝式定理來估計資訊交易者與流動性交易者之相對比率，只是模型架構改變如圖下：



圖三、Easley , Kiefer , O' Hara(1996)模型

訊息交易者的到達率為 μ ，在 NYSE 交易比率為 γ 而 CSE 市場交易比率為 $1-\gamma$ ；流動性交易者買單到達率 ε_b 、賣單到達率為 ε_s ，在 NYSE 市場交易比例為 β 而在 CSE 市場為 $1-\beta$ 。

估算出 t 時分別在 NYSE、CSE 以資訊交易為基礎的機率為

$$PIN(t) = \frac{(1 - P_t(O))\mu}{(1 - P_t(O))\mu + (\varepsilon_B + \varepsilon_S)(\beta/\gamma)} \quad (2-3-7)$$

$$; PIC(t) = \frac{(1 - P_t(O))\mu}{(1 - P_t(O))\mu + (\varepsilon_B + \varepsilon_S)\frac{(1-\beta)}{(1-\gamma)}} \quad (2-3-8)$$

其建立概似函數與參數估計方法亦採用資料上的買賣單交易。假設買單與賣單在每一天之交易皆服從 Poisson 分配，資訊交易者每次的交易都會反映所知道的訊息。同樣的是，當有壞消息時會賣出股票，好消息時將買進股票，因此每筆交易情形將反應此資產之訊息結構；不同的是買賣股票可以到 NYSE、CSE 的市場交易。對兩個市場中介人而言，若發現買單較大時則為好消息事件發生，賣單較多則發生壞消息，當沒有事件發生日資訊交易者不會進任一市場交易，故只有少許的訂單交易。

所以在壞消息日時，賣單 S 以 $\mu\gamma + \varepsilon_s\beta$ 到達 NYSE 市場、以 $\mu(1-\gamma) + \varepsilon_s(1-\beta)$ 到達 CSE 市場比率到達；買單 B 以 $\varepsilon_b\beta$ 比率到達 NYSE 市場、以 $\varepsilon_b(1-\beta)$ 比率到達 CSE 市場又因為訂單過程為獨立之 Poisson 分配，故在壞消息事件日其訂單之概似函數為：

$$e^{-\varepsilon_b\beta T} \frac{(\varepsilon_b\beta T)^{B_N}}{B_N!} * e^{-(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta)T} \frac{[(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta)T]^{S_N}}{S_N!} * e^{-\varepsilon_b(1-\beta)T} \frac{(\varepsilon_b(1-\beta)T)^{B_C}}{B_C!} * e^{-(\mu(1-\gamma) + \varepsilon_s(1-\beta))T} \frac{[(\mu(1-\gamma) + \varepsilon_s(1-\beta))T]^{S_C}}{S_C!} \quad (2-3-9)$$

同理，在沒有新訊息發生日之定單概似函數為：

$$e^{-\varepsilon_b \beta T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_N}}{B_N!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_N}}{S_N!} * e^{-\varepsilon_b (1-\beta) T} \frac{(\varepsilon_b (1-\beta) T)^{B_C}}{B_C!} * e^{-\varepsilon_s (1-\beta) T} \frac{(\varepsilon_s (1-\beta) T)^{S_C}}{S_C!} \quad (2-3-10)$$

在好消息事件日之訂單概似函數為：

$$e^{-\varepsilon(\varepsilon_b \beta + \mu \gamma) T} \frac{[(\varepsilon_b \beta + \mu \gamma) T]^{B_N}}{B_N!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_N}}{S_N!} * e^{-[\varepsilon_b (1-\beta) + \mu(1-\gamma)] T} \frac{[\varepsilon_b (1-\beta) + \mu(1-\gamma)]^{B_C}}{B_C!} * e^{-\varepsilon_s (1-\beta) T} \frac{[\varepsilon_s (1-\beta) T]^{S_C}}{S_C!} \quad (2-3-11)$$

由於沒有新資訊發生、發生壞消息與發生好消息之機率分別為 $1-\alpha$ 、 $\alpha\delta$ 與 $\alpha(1-\delta)$ ，故每一天之訂單概似函數為：

$$L((B_N, S_N, B_C, S_C) | \theta) = (1-\alpha) * e^{-\varepsilon_b \beta T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_N}}{B_N!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_N}}{S_N!} * e^{-\varepsilon_b (1-\beta) T} \frac{(\varepsilon_b (1-\beta) T)^{B_C}}{B_C!} * e^{-\varepsilon_s (1-\beta) T} \frac{(\varepsilon_s (1-\beta) T)^{S_C}}{S_C!} + \alpha\delta * e^{-\varepsilon_b \beta T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_N}}{B_N!} * e^{-(\mu \gamma + \varepsilon_s \beta) T} \frac{[(\mu \gamma + \varepsilon_s \beta) T]^{S_N}}{S_N!} * e^{-\varepsilon_b (1-\beta) T} \frac{(\varepsilon_b (1-\beta) T)^{B_C}}{B_C!} * e^{-(\mu(1-\gamma) + \varepsilon_s (1-\beta)) T} \frac{[(\mu(1-\gamma) + \varepsilon_s (1-\beta)) T]^{S_C}}{S_C!} + \alpha(1-\delta) * e^{-\varepsilon(\varepsilon_b \beta + \mu \gamma) T} \frac{[(\varepsilon_b \beta + \mu \gamma) T]^{B_N}}{B_N!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_N}}{S_N!} * e^{-[\varepsilon_b (1-\beta) + \mu(1-\gamma)] T} \frac{[\varepsilon_b (1-\beta) + \mu(1-\gamma)]^{B_C}}{B_C!} * e^{-\varepsilon_s (1-\beta) T} \frac{[\varepsilon_s (1-\beta) T]^{S_C}}{S_C!} \quad (2-3-12)$$

因為每一天的買賣交易是獨立的，所以 I 天之訂單交易 $M=(B_{Ni}, S_{Ni}, B_{Ci}, S_{Ci})_{i=1}^I$ 之概似函數即為每天之交易概似函數相乘，即為

$$L(M|\theta) = \prod_{i=1}^I L(\theta|B_{Ni}, S_{Ni}, B_{Ci}, S_{Ci}) \quad (2-3-13)$$

利用資料集合 M 來估計參數 $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon_B, \varepsilon_S, \mu, \beta, \gamma)$ 使概似函數式(2-3-13)極大化。所估計之參數值帶入式 (2-3-7) PIN(t)、(2-3-8) PIC(t) 即可得以資訊基礎交易之機率。



第四節 選擇權的量和現貨市場的價之關係

此節分兩部分，第一部份說明現貨市場上的價和量關係。第二部分說明選擇權的量和現貨市場價的關係。

一、現貨市場價和量之關係

文獻上最早提出價格變動與交易量關係理論的是Osborne(1959)，他發現交易量與股價變動的絕對值成正相關。Ying(1966)也支持他的看法，在其研究中認為小額成交量常伴隨著價格的下跌，而大額成交量常伴隨著價格的上漲。Beaver(1968)的研究認為價格只是反映投資人對新資訊的平均看法，但交易量反映的則是投資人對於新資訊不一致的認知。Karpoff(1988)發現由於賣空成本較高，使得價格上漲時，成交量相對地比價格下跌時大。Campell, Grossman and Wang(1993)發現股價走勢在前期交易量增加時，較易出現價格反轉，即市場存在過度反應(over-action)的現象，反之，在前期交易量減少時，則較易發生價格連續，即市場存在反應不足

(underraction)的現象。Miller(1977)和Mayshar(1983)認為投資人會持有某特定的股票，表示看好此個股，因此當多數的投資人共同看好某一股票，則容易造成股票的上漲。因此Gervais, Kaniel and Mingelgrin(2001)則利用這樣的想法提出能見度(visibility)的理論，認為成交量的提高容易引起了投資人與分析師的注意，達到了宣傳的效果，進而鼓勵投資人將該股票視為一可持有之投資標的。在Gervais, Kaniel and Mingelgrin(2001)的研究中，證實了美國紐約股市存在成交量溢酬(The High-Volume Return Premium)，亦即存在高成交量會帶來高報酬，而低成交量會帶來低報酬的現象。

學者Ying(1966)利用卡方分配、變異數分析、交叉光譜分析，指出了價量關係的重要性認為價格與成交量為市場機能下的聯合產物。其選取1957年1月至1962年10月S&P500與NYSE的資料，發現(1)較小的成交量經常伴隨著價格下降(2)較大的成交量經常伴隨著價格的上漲Morgan(1976)利用1962至1965年17種普通股，以4天為一衡量期間，及利用1926年至1968年44種普通股的月資料進行分

析，發現價格變動與交易量呈正相關。

Amihud and Mendelson (1986)採用買賣價差來衡變現性之高低，將變現性納入資產定價模式之中。研究紐約證券交易所1961 年到1980 年之股票週報酬率，發現

- (1) 在控制貝他值和公司規模之下，期望報酬與買賣價差仍具有顯著的正向關係。
- (2) 推導出股票期望報酬與變現性之間的負向關係模式。
- (3) 並以缺乏變現性之股票容易遭受較高之交易成本，以致投資者要求較高之期望報酬（流動性溢酬）作為補償來解釋此一現象。

Karpoff(1988)其模型假設持有長部位與持有短部位的成本不對稱，賣空成本較高，此一因素大大地限制了投資人的交易能力，而使得價格上漲時，成交量相對地比價格下跌時大。提出幾個論點：

- (1) 交易量與正的價格變動呈正相關
- (2) 交易量與負的價格變動呈負相關
- (3) 交易量與價格變動絕對值存在正相關。

Basci, Ozyidirim and Aydogan(1996)研究新興股票的價量關係動態，利用共整合檢定與誤差修正模式（ECM），針對1988 年1 月8 日至1991 年3 月29 日 Istanbul 交易所29 支個股股價與成交量之週資料，進行價量關係研究，結果驗證價格與成交量間成正相關。

Gervais, Kaniel and Mingelgrin (2001) 分析NYSE 的股票，研究期間為1963 年8 月15 日至1996 年12 月31 日，以50 天為一交易區間，總共區分成161 個交易區間。利用短期（50 天）來決定高低成交量，以零投資組合及參考投資組合衡量檢定期1天、10 天、20 天、50 天的平均報酬。發現高成交量會帶來正的報酬，而低成交量會帶來負的報酬。並且排除成交量溢酬是由報酬的自我相關、動量策略、系統風險所造成的可能性。

二、選擇權的量和現貨市場價的關係

根據選擇權定價模型，選擇權的價格有五大因素，其中現貨股價是其一。

Black(1975)因在選擇權市場有著高槓桿獲利可能導致訊息交易者去到選擇權市場而非現貨市場。Easley ,O'Hara ,Srinivas (1998)研究發現，針對個股選擇權，則選擇權交易市場確實以訊息交易者佔高比例。因此，此選擇權市場所每天成交的交易量可能也透露出現貨市場未來走勢的訊息。在此研究中，買買權和賣賣權為正的選擇權交易意味著因有好消息，所以訊息交易者交易此兩種選擇權。反之買賣權和賣買權為負的選擇權交易，意味著有壞消息發生，所以訊息交易者會選擇此兩種交易選擇權。最後研究結果，透過正、負的選擇權交易量分析，有充分理由拒絕「選擇權的量沒帶有任何關於未來的股價變動的訊息」。



第三章 研究方法

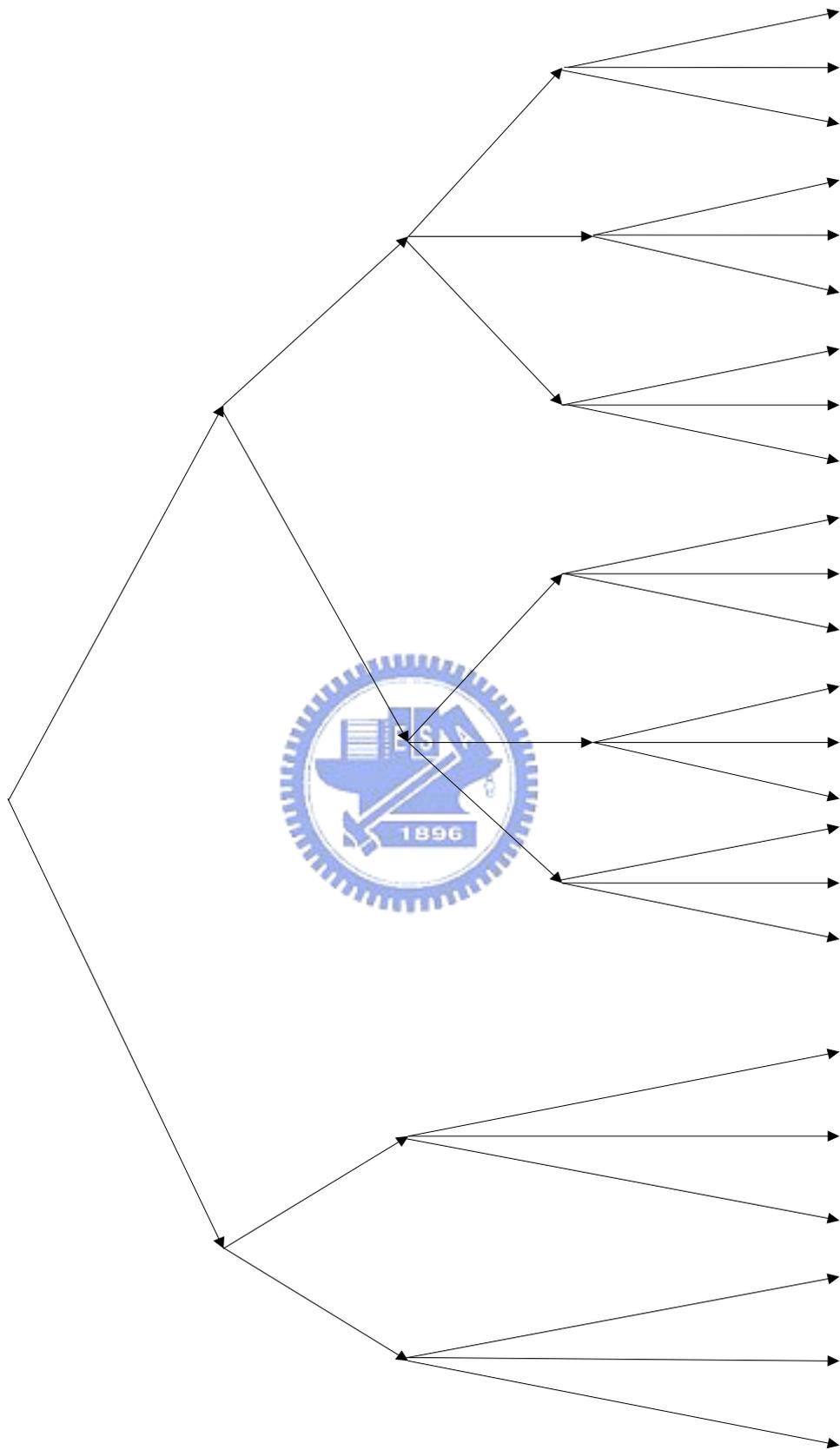
本研究主題在第一節主要探討由於市場流動性的不同，資訊交易者之相對比率是否會有所差異，我們將利用 Easley, Kiefer, O'Hara, (1996) 所提供的最新方法，延伸到三個市場的架構並且利用交易型態來辨別、估計以資訊為交易基礎之比率。

第一節 估計資訊交易基礎的比例

本研究之模型設定，將依照 Easley, Kiefer, O'Hara, (1996) 所提供的方法，由兩個市場再延伸到三個市場，重新建構模型。並且利用買賣單之交易資料，依貝式定理來估計資訊交易者與流動性交易者之相對比率，也將估計在本研究期間，新訊息發生之機率與發生壞消息之機率。模型設定過程如下：

一、交易過程

有三個交易市場分別為 Stock、Future and Option market。在每個市場中，都有造市者負責買或賣標的資產。而對這三個不同市場的造市者都擁有相同的訊息。假設某一天新訊息事件發生之機率為 α ，則沒有新訊息事件發生之機率為 $1-\alpha$ ，然而在發生新訊息之條件下，為好消息之機率為 δ ，壞消息之機率為 $1-\delta$ 。擁有資訊之交易者以到達率為 μ 買賣股票；而沒有擁有資訊交易者不管為好消息或壞消息，甚至在沒有新訊息事件發生之下，他們都會依據自己的需求作調整，假設在任何時點，沒有擁有資訊交易者買資產的到達比率為 ε_b ，賣資產的到達比例為 ε_s 。對資訊交易者而言，在股票、選擇權、期貨三個市場的交易比例分別為 γ 、 η 、 $1-\gamma-\eta$ ；對流動性交易者來說，在股票、選擇權、期貨三個市場的交易比例分別為 β 、 θ 、 $1-\beta-\theta$ 。令交易者的訂單過程是獨立且服從 Poisson 分配，即表示在好消息日時，買單交易將來自資訊交易者與沒有資訊之交易者，故買單到達比率為 $\varepsilon_b + \mu$ ，而賣單僅來自於沒有資訊之交易者，故到達比率為 ε_s ；壞消息日時，發現買單之到達比率為 ε_b ，賣單之比例為 $\varepsilon_s + \mu$ ；然而在沒有新事件發生之日時，只有沒有擁有資訊交易者會進行交易，其買單到達率為 ε_b 、賣單到達率為 ε_s 。交易過程如下圖：



圖四、本研究的架構模型

此模型架構圖參數分別代表的意義為：

α ：發生新訊息之機率

δ ：在有發生資訊的情況下，該訊息為好消息之機率

μ ：知道有新訊息發生時，而資訊交易者在單位時間內下單筆數的期望值

ε_b ：流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值

ε_s ：流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值

γ ：資訊交易者在股票市場執行交易的比例

η ：資訊交易者在選擇權市場執行交易的比例

$1-\gamma-\eta$ ：資訊交易者在期貨市場執行交易的比例

β ：流動性交易者在股票市場執行交易的比例

θ ：流動性交易者在選擇權市場執行交易的比例

$1-\beta-\theta$ ：流動性交易者在期貨市場執行交易的比例



二、交易量與價格

在 t 時，令沒有新訊息發生、發生好消息與發生壞消息之機率分別 $P_t(N)$ 、 $P_t(G)$ 、 $P_t(B)$ ，因此 $t=0$ 之下，機率分別為 $P(0) = (1-\alpha, \alpha\delta, \alpha(1-\delta))$ 。由貝氏定理，分別看在三個市場的狀況：

(1) 現貨市場：

造市者在 t 時接到賣單之下，其為沒新訊息之事後機率為：

$$P_t(N|S_s(t)) = \frac{P_t(N)\varepsilon_s\beta}{\varepsilon_s\beta + P_t(B)\mu\gamma} \quad (3-1-1)$$

同理可推得，賣單之下其為壞消息下之事後機率為：

$$P_t(B|S_s(t)) = \frac{P_t(B)(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta)}{\varepsilon_s\beta + P_t(B)\mu\gamma} \quad (3-1-2)$$

賣單之下其為好消息發生下之事後機率為：

$$P_t(G|S_s(t)) = \frac{\varepsilon_s\beta P_t(G)}{P_t(B)\mu\gamma + \varepsilon_s\beta} \quad (3-1-3)$$

則在第 i 天交易日， t 時的 bid 價格為：

$$b_s(t) = \frac{P_t(G)\varepsilon_s\beta\bar{V} + P_t(B)(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta)\underline{V} + P_t(N)\varepsilon_s\beta V}{\varepsilon_s\beta + P_t(B)\mu\gamma} \quad (3-1-4)$$

ask 價格為：

$$a_s(t) = \frac{P_t(B)\varepsilon_b\beta\underline{V} + P_t(G)\bar{V}(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta) + P_t(N)\varepsilon_b\beta V}{\varepsilon_b\beta + P_t(G)\mu\gamma} \quad (3-1-5)$$

其中 V_i 表示在第 i 天交易日，在沒有新訊息發生之下的股票價值，

\underline{V}_i 表示在第 i 天交易日，在壞消息發生之下的股票價值，

\bar{V}_i 表示在第 i 天交易日，在好消息發生之下的股票價值。

買賣價之差為：

$$\Sigma(t) = a_s(t) - b_s(t) \quad (3-1-6)$$

在 t 時以資訊為基礎交易之機率：

$$PIS(t) = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\frac{\beta}{\gamma}} \quad (3-1-7)$$

(2) 選擇權市場：

造市者在 t 時接到賣單之下，其為沒新訊息之事後機率為：

$$P_t(N|S_o(t)) = \frac{P_t(N)\varepsilon_s\theta}{P_t(\beta)\mu\eta + \varepsilon_s\theta} \quad (3-1-8)$$

同理可推得，賣單之下其為壞消息下之事後機率為：

$$P_t(B|S_o(t)) = \frac{P_t(B)(\mu\eta + \varepsilon_s\theta)}{P_t(B)\mu\eta + \varepsilon_s\theta} \quad (3-1-9)$$

賣單之下其為好消息發生下之事後機率為：

$$P_t(G|S_o(t)) = \frac{P_t(G)\varepsilon_s\theta}{P_t(B)\mu\eta + \varepsilon_s\theta}$$

(3-1-10)

則在第 i 天交易日， t 時的 bid 價格為：

$$b_o(t) = \frac{P_t(B)\underline{V}(\mu\eta + \varepsilon_s\theta) + P_t(G)\bar{V}\varepsilon_s\theta + P_t(N)\underline{V}\varepsilon_s\theta}{P_t(B)\mu\eta + \varepsilon_s\theta} \quad (3-1-11)$$

ask 價格為：

$$a_o(t) = \frac{P_t(B)V_i\varepsilon_b\theta + P_t(G)\bar{V}_i(\mu\eta + \varepsilon_b\theta) + P_t(N)V_i\varepsilon_b\theta}{P_t(G)\mu\eta + \varepsilon_b\theta} \quad (3-1-12)$$

其中 V_i 表示在第 i 天交易日，在沒有新訊息發生之下的選擇權價值，

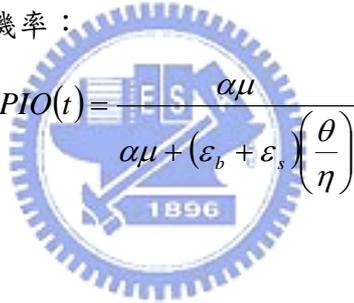
\underline{V}_i 表示在第 i 天交易日，在壞消息發生之下的選擇權價值，

\bar{V}_i 表示在第 i 天交易日，在好消息發生之下的選擇權價值。

買賣價之差為：

$$\sum(t) = a_o(t) - b_o(t) \quad (3-1-13)$$

在 t 時以資訊為基礎交易之機率：

$$PIO(t) = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\left(\frac{\theta}{\eta}\right)} \quad (3-1-14)$$


(3) 期貨市場：

造市者在 t 時接到賣單之下，其為沒新訊息之事後機率為：

$$P_t(N|S_f(t)) = \frac{P_t(N)\varepsilon_s(1 - \beta - \theta)}{P_t(B)\mu(1 - \gamma - \eta) + \varepsilon_s(1 - \beta - \theta)} \quad (3-1-15)$$

同理可推得，賣單之下其為壞消息下之事後機率為：

$$P_t(B|S_f(t)) = \frac{P_t(B)[(1 - \gamma - \eta) + (1 - \beta - \theta)]}{P_t(B)\mu(1 - \gamma - \eta) + \varepsilon_s(1 - \beta - \theta)} \quad (3-1-16)$$

賣單之下其為好消息發生下之事後機率為：

$$P_t(G|S_f(t)) = \frac{P_t(G)\varepsilon_s(1-\beta-\theta)}{P_t(B)\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_s(1-\beta-\theta)} \quad (3-1-17)$$

則在第 i 天交易日， t 時的 bid 價格為：

$$b_f(t) = \frac{P_t(B)\underline{V}[\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_s(1-\beta-\theta)] + P_t(G)\bar{V}\varepsilon_s(1-\beta-\theta) + P_t(N)V\varepsilon_s(1-\beta-\theta)}{P_t(B)\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_s(1-\beta-\theta)} \quad (3-1-18)$$

ask 價格為：

$$a_f(t) = \frac{P_t(B)\underline{V}\varepsilon_b(1-\beta-\theta) + P_t(G)\bar{V}[\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_b(1-\beta-\theta)] + P_t(N)V\varepsilon_b(1-\beta-\theta)}{P_t(G)\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_b(1-\beta-\theta)} \quad (3-1-19)$$

其中 V_i 表示在第 i 天交易日，在沒有新訊息發生之下的期貨價值，

\underline{V}_i 表示在第 i 天交易日，在壞消息發生之下期貨價值，

\bar{V}_i 表示在第 i 天交易日，在好消息發生之下的期貨價值。

買賣價之差為：

$$\sum(t) = a_f(t) - b_f(t) \quad (3-1-20)$$

在 t 時以資訊為基礎交易之機率：

$$PIF(t) = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + (\varepsilon_s + \varepsilon_b)\left(\frac{1-\beta-\theta}{1-\gamma-\eta}\right)} \quad (3-1-21)$$

三、概似函數之建立與參數估計方法

我們僅能在資料上發現買單交易或為賣單交易，卻無法發現此交易者為資訊交易者或為沒有資訊之交易者，故無法藉由樣本顯示的資料來直接估計這九個參數 $\xi = (\alpha, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \mu, \gamma, \beta, \eta, \theta)$ 。現在假設買單與賣單在每一天之交易皆服從 Poisson 分配，資訊交易者每次的交易都會反映出其知道的訊息，不利於資產價格的訊息會賣出其資產，有利於資產價格的訊息將買進其資產，所以每筆交易情形將反應此資產之訊息結構，因此對市場中介人而言，若發現買單較大時則為好消息事件發生，賣單較多則發生壞消息，相同的，在沒有事件發生日因為資訊交易者不會進場交易，故只有少許的訂單交易。

在壞消息日時，現貨市場的賣單 S 以 $\mu\gamma + \varepsilon_s\beta$ 比率到達，買單 B 以比率 $\varepsilon_b\beta$ 到達，選擇權市場的賣單 S 以比率 $\mu\eta + \varepsilon_s\theta$ 到達；買單 B 則以 $\varepsilon_b\theta$ 比率到達。期貨市場的賣單 S 以比率 $\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_s(1-\beta-\theta)$ 到達；買單以比率 $\varepsilon_b(1-\beta-\theta)$ 到達。

則，買單之機率密度函數為

$$e^{-(\varepsilon_b\beta)T} \frac{(\varepsilon_b\beta T)^{B_s}}{B_s!} * e^{-(\varepsilon_b\theta)T} \frac{(\varepsilon_b\theta T)^{B_o}}{B_o!} * e^{-\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T} \frac{[\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T]^{B_f}}{B_f!} \quad (3-1-22)$$

，賣單之機率密度函數為

$$e^{-(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta)T} \frac{[(\mu\gamma + \varepsilon_s\beta)T]^{S_s}}{S_s!} * e^{-(\mu\eta + \varepsilon_s\theta)T} \frac{[(\mu\eta + \varepsilon_s\theta)T]^{S_o}}{S_o!} * e^{-[\varepsilon_s(1-\beta-\theta) + \mu(1-\gamma-\eta)]T} \frac{[\varepsilon_s(1-\beta-\theta) + \mu(1-\gamma-\eta)]^{S_f}}{S_f!} \quad (3-1-23)$$

，因為訂單過程為獨立之 Poisson 分配，故在壞消息事件日其訂單之概似函數為：

$$\begin{aligned}
 & e^{-(\varepsilon_b \beta)T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_s}}{B_s!} * e^{-(\varepsilon_b \theta)T} \frac{(\varepsilon_b \theta T)^{B_o}}{B_o!} * e^{-\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T} \frac{[\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T]^{B_f}}{B_f!} * \\
 & e^{-(\mu\gamma + \varepsilon_s \beta)T} \frac{[(\mu\gamma + \varepsilon_s \beta)T]^{S_s}}{S_s!} * e^{-(\mu\eta + \varepsilon_s \theta)T} \frac{[(\mu\eta + \varepsilon_s \theta)T]^{S_o}}{S_o!} \\
 & * e^{-[\varepsilon_s(1-\beta-\theta) + \mu(1-\gamma-\eta)]T} \frac{[\varepsilon_s(1-\beta-\theta) + \mu(1-\gamma-\eta)]^{S_f}}{S_f!}
 \end{aligned}
 \tag{3-1-24}$$

同理，在沒有新訊息發生日之定單概似函數為：

$$\begin{aligned}
 & e^{-\varepsilon_b \beta T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_s}}{B_s!} * e^{-\varepsilon_b \theta T} \frac{(\varepsilon_b \theta T)^{B_o}}{B_o!} * e^{-\varepsilon_b(1-\beta-\theta)T} \frac{[\varepsilon_b(1-\beta-\theta)T]^{B_f}}{B_f!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_s}}{S_s!} \\
 & * e^{-\varepsilon_s \theta T} \frac{(\varepsilon_s \theta T)^{S_o}}{S_o!} * e^{-[\varepsilon_s(1-\beta-\theta)]T} \frac{[\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T]^{S_f}}{S_f!}
 \end{aligned}
 \tag{3-1-25}$$

在好消息事件日之訂單概似函數為：

$$\begin{aligned}
 & e^{-(\mu\gamma + \varepsilon_b \beta)T} \frac{[(\mu\gamma + \varepsilon_b \beta)T]^{B_s}}{B_s!} * e^{-(\mu\eta + \varepsilon_b \theta)T} \frac{[(\mu\eta + \varepsilon_b \theta)T]^{B_o}}{B_o!} * \\
 & e^{-[\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_b(1-\beta-\theta)]T} \frac{[\mu(1-\gamma-\eta) + \varepsilon_b(1-\beta-\theta)T]^{B_f}}{B_f!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_s}}{S_s!} * e^{-\varepsilon_s \theta T} \frac{(\varepsilon_s \theta T)^{S_o}}{S_o!} \\
 & * e^{-\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T} \frac{[\varepsilon_s(1-\beta-\theta)T]^{S_f}}{S_f!}
 \end{aligned}
 \tag{3-1-26}$$

由於沒有新資訊發生、發生好消息與發生壞消息之機率分別為 $1-\alpha$ 、 $\alpha\delta$ 與

$\alpha(1-\delta)$ ，故每一天之訂單概似函數為：

$$\begin{aligned}
& L((B_s, B_f, B_o, S_s, S_f, S_o | \xi)) = \\
& (1 - \alpha) * e^{-\varepsilon_b \beta T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_s}}{B_s!} * e^{-\varepsilon_b \theta T} \frac{(\varepsilon_b \theta T)^{B_o}}{B_o!} * e^{-\varepsilon_b (1 - \beta - \theta) T} \frac{[\varepsilon_b (1 - \beta - \theta) T]^{B_f}}{B_f!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_s}}{S_s!} \\
& * e^{-\varepsilon_s \theta T} \frac{(\varepsilon_s \theta T)^{S_o}}{S_o!} * e^{-[\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) T]} \frac{[\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) T]^{S_f}}{S_f!} + \\
& \alpha (1 - \delta) * e^{-(\varepsilon_b \beta) T} \frac{(\varepsilon_b \beta T)^{B_s}}{B_s!} * e^{-(\varepsilon_b \theta) T} \frac{(\varepsilon_b \theta T)^{B_o}}{B_o!} * \\
& e^{-\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) T} \frac{[\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) T]^{B_f}}{B_f!} * \\
& e^{-(\mu \gamma + \varepsilon_s \beta) T} \frac{[(\mu \gamma + \varepsilon_s \beta) T]^{S_s}}{S_s!} * e^{-(\mu \eta + \varepsilon_s \theta) T} \frac{[(\mu \eta + \varepsilon_s \theta) T]^{S_o}}{S_o!} \\
& * e^{-[\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) + \mu (1 - \gamma - \eta)] T} \frac{[\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) + \mu (1 - \gamma - \eta)]^{S_f}}{S_f!} \\
& + \alpha \delta * e^{-(\mu \gamma + \varepsilon_b \beta) T} \frac{[(\mu \gamma + \varepsilon_b \beta) T]^{B_s}}{B_s!} * e^{-(\mu \eta + \varepsilon_b \theta) T} \frac{[(\mu \eta + \varepsilon_b \theta) T]^{B_o}}{B_o!} * \\
& e^{-[\mu (1 - \gamma - \eta) + \varepsilon_b (1 - \beta - \theta)] T} \frac{[\mu (1 - \gamma - \eta) + \varepsilon_b (1 - \beta - \theta)]^{B_f}}{B_f!} * e^{-\varepsilon_s \beta T} \frac{(\varepsilon_s \beta T)^{S_s}}{S_s!} * e^{-\varepsilon_s \theta T} \frac{\varepsilon_s \theta^{S_o}}{S_o!} \\
& * e^{-\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) T} \frac{[\varepsilon_s (1 - \beta - \theta) T]^{S_f}}{S_f!}
\end{aligned}$$

(3-1-27)

因為每一天的買賣交易是獨立的，所以 I 天之訂單交易

$M = (B_{Si}, S_{Si}, B_{fi}, S_{fi}, B_{Oi}, S_{Oi})_{i=1}^I$ 之概似函數即為每天之交易概似函數相乘，即為

$$L(M|\xi) = \prod_{i=1}^I L(\xi | B_{si}, S_{si}, B_{fi}, S_{fi}, B_{oi}, S_{oi}) \quad (3-1-28)$$

利用資料集合 M 來估計參數 $\xi = (\alpha, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \mu, \beta, \gamma, \eta, \theta)$ 使概似函數式 (3-1-28) 極大化。所估計之參數值 $\xi = (\alpha, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \mu, \beta, \gamma, \eta, \theta)$ 分別帶入式 (3-1-7)、(3-1-14)、(3-1-21)，即可得以資訊基礎交易之機率 PIS、PIO、PIF。



第四章 實證分析與結果

本篇論文主要研究擁有資訊之交易者和一般流動性交易者在台灣股票市場、期貨市場以及選擇權市場上其相對比率是否相異。並欲探討因為選擇權市場的開放會如何改變股票市場與期貨市場的以資訊為基礎的交易機率。本章將介紹資料之來源、如何辨別買賣單交易，與敘述檢定結果並分析之。

第一節 資料之來源與處理

本研究的資料來源為台灣經濟新報股票、期貨、選擇權之日內資料，以及在本章節將敘述研究之期間如何處理台灣經濟新報之實證資料，成為本篇論文所想要的資料型態，並利用此資料來估計資訊交易者、一般流動性之交易者與發生訊息事件之機率。



一、資料選取

本研究期間為 2001 年 11 月、2002 年 11 月、2003 年 11 月，之所以挑選 11 月的原因是因為台灣指數選擇權在 2001 年 12 月 24 日推出，因此我們選取前一個月也就是 11 月的資料。為了比較前後年的差別，所以我們在每一年間都選取一樣的時間點，避免有些月份會有季底作帳效應、或是其他干擾因素。研究樣本為在台灣證券交易所之上市股票買賣的交易情形以及期貨和臺指選擇權的交易情形。資料來源為「台灣經濟新報資料庫」——上市證券、期貨、臺指選擇權當日交易明細。

本研究主要是探討當台指選擇權市場出現時，對於股票、期貨市場上所含資訊交易者比例是否有明顯的差異改變，故選擇同月份內的不同市場之所有日內資料。在股票市場上因為 ETF（台灣五十指數基金）還未發行因，此要計算股票市場的總買單、賣單筆數並非容易。所以我們挑選佔大盤成交比重較大的 10 檔個股，加總其每天的買賣單用以計算代表大盤的總買單、賣單筆數。此篇論文研究之對象之十檔股票，其股票代碼、公司名稱將於列於附錄（表 A1）。至於台指期貨和選擇權，因

為期貨和選擇權交易的項目眾多，有熱絡也有不熱絡的，所以我們選取當月或是近一個月份，交易最為熱絡其此成交量也為最大的月份作為研究之對象。

在式(3-27)之概似函數中，我們需要的資料型態是每單位時間內的買(賣)單之總交易筆數，用以估計參數 $\xi=(\alpha, \delta, \mu, \gamma, \beta, \varepsilon_s, \varepsilon_b, \eta, \theta)$ ，然而台灣經濟新報資料庫並未提供此筆交易型態為買單交易或為賣單交易，故我們將利用資料庫之買(賣)價與成交價來判定交易型態。

二、買賣單之界定

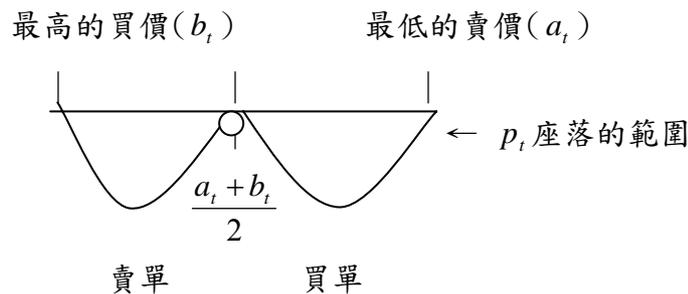
1. 每一檔股票、期貨合約、選擇權合約扣除當天第一筆交易與盤後交易資料。利用Lee and Ready (1991) 所提供的方法來分類每筆交易為買單或賣單：首先本研究定義如下變數：

a_t = ask price (未成交限價單中最低的賣價)

b_t = bid price (未成交限價單中最高的買價)

p_t = deal price (成交價)

- (1) 如果， $p_t > \frac{a_t + b_t}{2}$ 則此筆交易視為買單。



圖五、交易行為的買賣單界定圖

即所謂的交易價格發生在高於買價和賣價的平均價的一半時則將此筆交易歸類為”買單”，也就是成交價較接近賣價時歸類為買單。

(2) 如果， $p_t < \frac{a_t + b_t}{2}$ 則此筆交易視為買單。

即所謂的交易價格發生在低於買價和賣價的平均價的一半，在買價上成交或買價下方時，則將此筆交易定義為”賣單”，也就是成交價較接近賣價時歸類為賣單。

(3) 如果 $p_t = \frac{a_t + b_t}{2}$ ，則兩種方式判斷買賣單；

當 $P_t > P_{t-1}$ 時，為買單；當 $P_t < P_{t-1}$ 時，為賣單

當 $P_t = P_{t-1}$ 時，則捨棄此筆交易不用。

即若交易價格剛好介於買賣價之中點時，則利用”tick test”來界定。亦即如果本盤成交價格呈現上漲趨勢（trade on an uptick），則界定為買單進入。若成交價格呈現下跌趨勢（trade on a downtick），則認為賣單的進入。如果價格處於平盤，則很難界定是買方力道還是賣方力道比較強。因此，無法界定為買單或賣單，所以資料就捨棄不用。

2. 本研究需估計在單位時間訊息發生的機率，因為謝宓頤(民國九十二)也曾
用台灣資料估計訊息發生的機率，發現台灣的每日交易太過頻繁，訊息發生太快如
果取日資料，一來筆數太少，一個月只有大約20筆買賣單資料。再來因為日內訊息
發生不斷，若用每日總買賣單估計計算，很可能導致單位時間過長，事件發生的機
率高達為100%。故把單位時間縮短為一個半小時，所以每一天的交易時間可以分為
三個時段，am9:00-am10:29為第一交易時段，am10:30-am11:59為第二交易時段，第
三交易時段則pm12:00-pm1:29。在界定買賣單後，分別加總在各個區間之買（賣）
單之交易筆數。即股票、期貨、選擇權市場分別在2001年11月裡，每一天有3筆買（賣）
單交易筆數之資料。在2001年11月有有22個交易日之下，共有66筆的買（賣）單交
易筆數之資料；而2002年11月，共有63筆的買（賣）單交易筆數之資料；2003年

11月，共有60筆的買（賣）單交易筆數之資料。

第二節 資訊交易之參數估計

本章節我們將敘述實證的結果，並分析因台指選擇權市場的出現，是否對股票市場、期貨市場中資訊交易者與一般流動性之交易者的交易相對比率，有不同的影響和改變。預估台指選擇權市場的出現會吸引現貨市場的資訊交易者進入，有效改善股票市場資訊不對稱的問題。因此，股票市場以資訊為基礎而交易之機率也會降低許多。估計過程與結果敘述如下：

一、估計

本模型用 MLE 估出下列九個參數。 α （發生新訊息之機率）； δ （在有發生資訊的情況下，該訊息為好消息之機率）； μ （知道有新訊息發生時，而資訊交易者在單位時間內下單筆數的期望值）；和 ε_b （流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值）、 ε_s （流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值）； γ （資訊交易者在股票市場執行交易的比率）； β （流動性交易者在股票市場執行交易的比率）、 η （資訊交易者在選擇權市場執行交易的比率）； θ （流動性交易者在選擇權市場執行交易的比率）等九個參數相關。

首先本研究先計算選擇權市場推出前，在股票市場和期貨市場內，資訊交易者的行為。因此吾人將 2001 年 11 月，每一單位時間之總買（賣）單交易筆數，個別帶入方程式 (3-27) 之概似函數，則共有 66 組概似函數，再將這些概似函數相乘之後即可形成式 (3-28)，藉由極大化市場之買賣交易過程所組成之概似函數，如式 (3-28)，來估計此七個參數， $\xi=(\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \gamma, \beta)$ 。

因為 α 、 δ 、 γ 、 β 是介於 $(0, 1)$ 之間的參數，且 μ 、 ε_b 、 ε_s 是介於 $(0, \infty)$ 的參數，因此吾人透過如下的變數變換

$$\alpha = \frac{x_1^2}{1+x_1^2}, \quad \delta = \frac{x_2^2}{1+x_2^2};$$

$$\gamma = \frac{x_6^2}{1+x_6^2}, \quad \beta = \frac{x_7^2}{1+x_7^2};$$

$$\mu = \exp(x_5), \quad \varepsilon_b = \exp(x_3), \quad \varepsilon_s = \exp(x_4);$$

可以確保 α 與 δ 、 γ 、 β 之值將介於 $(0, 1)$ 之間， μ 與 ε_b 、 ε_s 則介於 $(0, \infty)$ 。在沒有任何限制式條件之下，我們極大化概似函數，來估計此七個參數，而估計參數的變異數及共變異數矩陣則由轉換後的矩陣，取反矩陣而得知。而最大概似法所估計出來的參數值，及其 t 檢定值列於附錄（表 A2）

同理，因為 2002 年 11 月和 2003 年 11 月時，選擇權市場的出現。所以，我們分別將 2002 年 11 月和 2003 年 11 月資料的每一單位時間之總買（賣）單交易筆數個別帶入式 (3-1-27) 之概似函數，則分別共有 60 組和 63 組概似函數，再將這些概似函數相乘之後即可形成式 (3-1-28)，藉由極大化市場之買賣交易過程所組成之概似函數，如式 (3-1-28)，來估計此九個參數 $\xi = (\alpha, \delta, \mu, \gamma, \beta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \eta, \theta)$ 。因為 α 、 δ 、 γ 、 β 、 η 、 θ 是介於 $(0, 1)$ 之間的參數，且 μ 、 ε_b 、 ε_s 是介於 $(0, \infty)$ 的參數，因此吾人透過如下的變數變換

$$\alpha = \frac{x_1^2}{1+x_1^2}, \quad \delta = \frac{x_2^2}{1+x_2^2};$$

$$\gamma = \frac{x_6^2}{1+x_6^2}, \quad \beta = \frac{x_7^2}{1+x_7^2};$$

$$\eta = \frac{x_8^2}{1+x_8^2}, \quad \theta = \frac{x_9^2}{1+x_9^2};$$

$$\mu = \exp(x_5), \quad \varepsilon_b = \exp(x_3), \quad \varepsilon_s = \exp(x_4);$$

可以確保 α 與 δ 、 γ 、 β 、 η 、 θ 之值將介於 $(0, 1)$ 之間， μ 與 ε_b 、 ε_s 則介於 $(0, \infty)$ 。在沒有任何限制式條件之下，我們極大化概似函數，來估計此九個參數，而估計參數的變異數及共變異數矩陣則由轉換後的矩陣，取反矩陣而得知。而最大概似法所估計出來的參數值，及其 t 檢定值列於附錄（表 A2）

各個估計參數之間的差異之 t 檢定值附於表 A3，以方便吾人分析在此三年之間這些參數是否有顯著不同。再進一步的檢定，以資訊為基礎交易的比例，是否在這三年裡有顯著的不同變化。

二、檢定方法

(1) 參數檢定：雖然參數母體的分配未知，但因樣本數 >60 。所以根據中央極限定理，我們可以用平均數統計檢定法來檢定兩參數間是否不一樣。假設跨年間的參數分配是獨立的。吾人就可以用 t 檢定來檢定跨年間的參數是否有顯著差異。

例如：要檢定選擇權市場成立後，是否吸引更多的訊息交易者下更多的單子（也就是說，要檢定 2001 年和 2002 年的 ”知道有新訊息發生而且資訊交易者在單位時間內下單的筆數期望值 ” 是否有差異）。因為 2001 年和 2002 年已估出每一個參數的變異數與共變異數矩陣 $COV(\zeta)$ 所以我們可以用 t 檢定來檢定是否 $\mu_{2001} > \mu_{2002}$ 。

故檢定值式子如下：

$$t = \frac{\mu_{2001} - \mu_{2002}}{\sqrt{Var(\mu_{2001} - \mu_{2002})}}$$

利用平均數統計檢定法來判定此估計值 $\xi = (\alpha, \delta, \mu, \gamma, \beta, \varepsilon_s, \varepsilon_b, \eta, \theta)$ ，其結果列於表 A3。

(2) 資訊交易比例檢定：吾人也有興趣比較股票市場上，資訊交易者所佔的比例和其他市場是否有顯著的不同（PIN(s) 是否和 PIN(f) 有顯著差異）。PIN 可以分為有條件下（conditional PIN on α ），和非條件下（unconditional PIN）因為在沒有資訊下，資訊交易者所佔之比例為零。因此吾人只計算在有資訊發生時，資訊交易者所下的單子佔總交易之比例。此時，吾人計算各市場 PIN 的函數其結果如下：

2001 年：

$$PIN(s) = \frac{\mu\gamma}{\mu\gamma + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\beta} ; \quad (4-2-1)$$

$$PIN(f) = \frac{\mu(1-\gamma)}{\mu(1-\gamma) + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)(1-\beta)} ; \quad (4-2-2)$$

2002、2003 年：

$$PIN(s) = \frac{\mu\gamma}{\mu\gamma + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\beta} ; \quad (4-2-3)$$

$$PIN(f) = \frac{\mu(1-\gamma-\eta)}{\mu(1-\gamma-\eta) + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)(1-\beta-\theta)} ; \quad (4-2-4)$$

$$PIN(o) = \frac{\mu\eta}{\mu\eta + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\theta} ; \quad (4-2-5)$$

，又因為 $PIN(s)$ 、 $PIN(f)$ 、 $PIN(o)$ 分別是各參數值之函數。因此檢定 PIN 在同年間或是跨年間是否有顯著差異，必須先求出 $PIN(s)$ 、 $PIN(f)$ 、 $PIN(o)$ 的共變異數矩陣。

其求法如下：

例如在 2001 年

先定義

$D=$



$$\begin{bmatrix} \frac{\partial PIN(s)}{\partial \alpha} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \delta} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \delta} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \varepsilon_b} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \varepsilon_b} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \varepsilon_s} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \varepsilon_s} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \mu} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \mu} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \gamma} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \gamma} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \beta} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \beta} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \eta} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \eta} \\ \frac{\partial PIN(s)}{\partial \theta} & \frac{\partial PIN(f)}{\partial \theta} \end{bmatrix}$$

為一個 9*2 的矩陣 (4-2-6)

$$\begin{bmatrix} \text{Var}(PIS) & \text{Cov}(PIS, PIF) \\ \text{Cov}(PIS, PIF) & \text{Var}(PIF) \end{bmatrix} = D^{-1} * \text{Covariance}(\xi) * D \quad (4-2-7)$$

D^{-1} 為 D 的轉秩矩陣，其 t 統計量值為

$$t = \frac{PIN(s) - PIN(f)}{\sqrt{\text{Var}(PIN(s)) + \text{Var}(PIN(f)) - 2 * \text{Cov}(PIN(s), PIN(f))}} \quad (4-2-8)$$

此時，利用平均數統計檢定法來判定此 PI 是否有顯著的不同，結果於附錄圖(表 A5) 中。

三、估計及檢定結果

1、參數 α (發生新訊息之機率)

首先，我們考慮新訊息發生之機率， α 。在表 A2 中， α 值在 2001 年 11 月為 5.87E-05，2002 年 11 月為 0.000388，然而在 2003 年 11 月為 0.003566。 α 皆太小，表示一天內發生的事件數很少。其 α 值在各個年份裡的表現並沒有明顯不相同，也就是說在這段時間內，資料無法判別哪一年的發生新訊息機率較高。在表 A3 中，2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的 α 平均數統計檢定量為 -0.00038333 和 2001 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 α 平均數統計檢定量為 -0.0035653 以及 2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 α 平均數統計檢定量為 -0.003502。這些檢定值皆在信賴水準為 0.05 之下，其 t 值大於臨界值 -1.96 小於臨界值 1.96，所以無法拒絕此三年有相同訊息發生機率的假設。因為估出的 α 值都甚小，顯示這三年來在 11 月都是處於盤整期，因此整體大環境沒有太大的不同。也就是說比較的基礎大致相同，不會發生某一年是盤整，另外一年又是大漲大跌，而在不同的總體環境下無法比較其效果的情形發生。

2、參數 δ (在有發生資訊的情況下，該訊息為好消息之機率)

第二個參數 δ ，代表在有發生資訊的情況下，該訊息為好消息之機率。表 A2 裡，2001 年 11 月的 δ 值為 0.59016，2002 年 11 月的 δ 為 0.54751，2003 年 11 月的 δ 為 0.442。發現在研究期間內，所發生的新訊息幾乎一半屬於壞消息，一半屬於好消息。其表 A3 中，2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的 δ 之平均數統計檢定量為 0.071，而 2001 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 δ 之平均數統計檢定量為 0.216，2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 δ 之平均數統計檢定量為 0.148，這些檢定值在信賴水準為 0.05 之下，其 t 值皆大於臨界值 -1.96 小於臨界值 1.96，所以無法拒絕此三年有相同好消息發生機率的假設。也就是代表說好消息發生的機率大致是相同的，不至於發生某一年漲多跌少或是另一年跌多漲少的情形。因此整體大環境沒有太大的不同，也就是說比較的基礎大致相同。所以， α 、 δ 是由環境來決定，其餘參數由投資者的行為來決定。因此在 α 、 δ 大致相同的情況下，來比較投資者的行為更具說服力。

由於新消息發生的機率，估計出的參數值太小且因為訊息未發生時訊息交易者並不會交易。所以，我們在計算資訊交易者所佔交易比例的機率時，可以假定在有訊息發生時，其計算出的值列於表 A5。

3、參數 ε_b (流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值)

第三個參數 ε_b 為流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值。表 A2 顯示，流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值逐年有增加趨勢，而有不同的到達率。2001 年 11 月的市場上，其流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值是最小。 ε_b 在 2001 年 11 月為 707 筆，2002 年 11 月為 855 筆，然而 2003 年 11 月則為 1251 筆。檢定比較 ε_b 在不同年間是否會有不同的結果，在表 A3 中，

2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的 ε_b 的平均數統計檢定量為-3.74，2001 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 ε_b 平均數統計檢定量為-12.36，且 2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 ε_b 平均數統計檢定量為-8.68，皆為顯著地拒絕此三年之 ε_b 參數是相等的。即對於 2001 年 11 月到 2003 年 11 月時，市場由於選擇權市場的出現，加上選擇權市場交易成本下降、市場交易熱絡，使得流動性交易者願意在市場上交易的數量變多。也就是流動性交易者在單位時間內，下買單筆數的期望值呈現逐年增加的趨勢。

4、參數 ε_s （流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值）

流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值之參數為 ε_s 。表 A2 顯示，流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值逐年有明顯增加趨勢。在 2001 年 11 月的市場上，其流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值為最小，2003 年 11 月的流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值為最大。其 ε_s 分別在 2001 年 11 月為 754 筆，在 2002 年 11 月為 1088 筆，然而在 2003 年 11 月則為 1511 筆。檢定比較 ε_s 在不同年間是否會有不同的結果，其結果在表 A3 中。發現 2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的 ε_s 平均數統計檢定量為-4.79，2001 年 11 月和 2003 年 11 月之間的 ε_s 平均數統計檢定量為-12.30，且在 2002 年 11 月和 2003 年 11 月的 ε_s 平均數統計檢定量為-12.81。皆為顯著地拒絕此三年之 ε_s 參數是相等的。其原因可能相同於 ε_b ，在 2001 年 11 月到 2003 年 11 月其間，由於選擇權市場的出現並且活絡市場交易之因故，使得流動性交易者願意在市場上交易的數量變多。讓也就是流動性交易者在單位時間內，下賣單筆數的期望值呈現逐年增加。

所以由 ε_b 和 ε_s 的檢定結果，顯示在選擇權加入之後，會吸引一些流動性交易者進入權益市場（股票、期貨、選擇權）。其原因可能是因為選擇權市場的加入後，讓可以讓避險操作更多元化，吸引新的流動性交易者進入。另外，選擇權市場上有許多交易策略不需要猜測漲跌方向。例如：勒式、跨式、蝶式價差策略（butterfly spread），這會吸引一些非資訊交易者，進入選擇權市場。不像期貨市場必須猜對方向才能賺錢，以上兩種原因造成 ε_b 和 ε_s 由逐年增加的趨勢。

5、參數 μ （知道有新訊息發生時，而資訊交易者在單位時間內下單筆數的期望值）

資訊交易者參與市場的積極度也是與一般流動性交易者有類似的行為。知道有新訊息發生時，而資訊交易者在單位時間內下單筆數的期望值， μ ，其值在 2001 年 11 月為 335.3 筆，在 2002 年 11 月為 327 筆，而在 2003 年 11 月的其值增加為 850 筆。資訊交易者在 2003 年 11 月的交易市場上下單筆數的期望值，較其它年高出約 2.6 倍。在表 A3 中， μ 在 2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 0.14，並無法顯著地拒絕資訊交易者到達率在此兩年表現是一致的。資訊交易者在這兩年下的單子大致相同，所不同的只是所下的單子在股票、期貨、選擇權市場重新配置。其重新配置的情形，之後章節說明。

而在 2001 年 11 月和 2003 年 11 月的平均數檢定統計值為 -7.94，則顯著地拒絕資訊交易者到達率在此兩年表現是一致的。另外，在 2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 -15.24，則充分顯著的拒絕資訊交易者到達率在此兩年為相同的。顯示在選擇權市場成立一年後，資訊交易者下單的數量有增加的情形，或是有新的資訊交易者進入。這結果可以用 Esley, O' Hara (1998) 的說法來解釋。基本上，訊息交易者願意參加選擇權市場交易決定於選擇權市場的市場深度。當市場深度不夠時，有些資訊交易者，其取的資訊所獲得的利益，不能夠彌補市場深度不足所產生的高交易成本。因此有些資訊交易者不願意取得資訊，當大量的流動性交易者進入選擇權市場，使得選擇權市場深度增加。這會吸引資訊交易者去取得資

訊的意願，因此所下的單子也會增加。

所以實證結果在表 A6(a)看出，比較 2001 年 11 月和 2002 年 11 月，發現此三個市場上資訊交易者在單位時間內下單筆數的期望值總和，是一樣多。不過，對於 2002 年 11 月來說已經有一部份資訊交易者從股票市場轉移到選擇權市場，導致 2002 年 11 月股市的資訊交易者比例下降。

6、參數 γ （資訊交易者在股票市場執行交易的比例）

參數， γ ，在此篇論文代表的是資訊交易者在股票市場上下單的比例。由表 A2 得知，在 2001 年 11 月的 γ 值為 0.65771，在 2002 年 11 月的 γ 值為 0.42516，而在 2003 年 11 月的 γ 值為 0.39617。依照數據，發現資訊交易者在股票市場下單的比例，有逐年下降的趨勢。有可能是，流動性交易者下單筆數變多或者資訊交易者下單筆數變少，這兩者皆會使 γ 值下降。在表 A3 中， γ 在 2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 6.18，在 2001 年 11 月和 2003 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 8.48，而在 2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 0.9。這些統計值皆無法拒絕這三年的資訊交易者在股票市場上下單的機率是相同。其原因有可能為資料選取太過少，導致有如此結果。因為資訊交易者在期貨市場和選擇權市場可以利用其所獲得的資訊賺取超額的利潤。所以，選擇權市場的加入，的確會吸引一些資訊交易者離開股票市場往選擇權市場下單。當選擇權市場的深度，越來越深，資訊交易者往選擇權市場交易的活動也會越來越積極。造成資訊交易者在股票市場參與的比例也會越來越低。

7、參數 β （流動性交易者在股票市場執行交易的比例）

參數， β ，在此篇論文代表的是流動性交易者在股票市場上下單的比例。由表 A2 得知，在 2001 年 11 月的 β 值為 0.99996，在 2002 年 11 月的 β 值為 0.59753，而在 2003 年 11 月的 β 值為 0.41302。根據數據，發現流動性交易者在股票市場下

單的比例，亦有逐年下降的趨勢。有可能是，在股票市場上流動性交易者下單筆數變少或者資訊交易者下單筆數變多，這兩者皆會使 β 值下降。在表 A3 中， β 在 2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 36.44，在 2001 年 11 月和 2003 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 64.96，而在 2002 年 11 月和 2003 年 11 月的平均數檢定統計值為 12.93。這些統計值皆明顯拒絕這三年的流動性交易者在股票市場上下單的比例是相同。表示，因為選擇權市場的出現，不僅僅吸引資訊交易者進入此市場交易，也吸引了流動性交易者離開股票市場到其他市場交易。這和我們原先所預測的結果有點出入，因為當選擇權市場的進入會吸引資訊交易者往選擇權市場發展。造成選擇權市場資訊不對稱的問題較股票市場嚴重。因此，理論上選擇權市場的加入，會讓更多的流動性交易者留在股票市場上交易。我們的解釋是第一年時 β 高達幾乎 100%，意味著在沒有選擇權市場時，流動性交易者根本不敢玩期貨，因為在期貨市場獲利是需要猜對漲跌方向。因此大部分流動性交易者，選擇在股票市場交易。當選擇權市場成立後，非資訊交易者（或流動性交易者）可以操作的工具更多元化，許多不需要猜漲跌方向的獲利策略都可以運用。這會移轉一些流動性交易者往期貨市場以及選擇權市場發展。

8、參數 η （資訊交易者在選擇權市場執行交易的比例）

參數， η ，在此篇論文代表的是資訊交易者在選擇權市場上下單的比例。由表 A2 得知，在 2002 年 11 月的 η 為 0.24607，在 2003 年 11 月的 η 為 0.24523。由資料數據發現，資訊交易者在選擇權市場上下單的比例，這兩年下單比例並沒有太大差異。在表 A3 中， η 在 2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 0.03。此統計值無法拒絕這兩年間的資訊交易者在選擇權市場上下單的比例為相同。表示選擇權市場的出現，資訊交易者在 2002 年時先進入選擇權市場交易，而到 2003 年時，因為選擇權的觀念廣為宣傳並且交易成本降低，使得流動性交易者有更高意願進入選擇權市場交易，而資訊交易者的下單比例仍未有太大變化。但值得注意的是，因為 2003 年資訊交易者下單的單數比 2002 年大幅度的成長約 2.6 倍，顯

示選擇權市場的成交量也均勻的等比例成長。

9、參數 θ （流動性交易者在選擇權市場執行交易的比例）

參數， θ ，為流動性交易者在選擇權市場上下單的比例。由表 A2 得知，在 2002 年 11 月的 θ 值為 0.055584，在 2003 年 11 月的 θ 為 0.29899。發現流動性交易者在選擇權市場執行交易的比例，在 2003 年 11 月的下單比例有明顯地改變為 2002 年 11 月的 5 倍大。在表 A3 中， θ 在 2002 年 11 月和 2003 年 11 月之間的平均數檢定統計值為 -24.647。此統計值明顯拒絕這兩年間的資訊交易者在選擇權市場上執行交易的比例為相同。表示，因為選擇權市場的出現，流動性交易者在 2002 年 11 月時在選擇權市場交易下單筆數很小，而到 2003 年時，選擇權的觀念和教育宣導普及化後，使得流動性交易者也進入此市場交易，因此下單的比例也比之前多了許多。流動性交易者在 2002 年 11 月只有 5.5584% 的流動性交易者移轉到選擇權市場交易。到了 2003 年 11 月時已成長到 30%，這可能因為 2002 年時選擇權剛推出不久，一般流動性交易者還不太敢貿然進入選擇權市場，尤其剛推出的選擇權交易成本一口高達兩三百元。使得，不猜對方向很難獲得利潤。後來，到了 2003 年時，因為券商極力的推廣以及交易成本的大量降低，使得流動性交易者不用猜對漲跌方向，就可以獲利的機會增多。

第三節 投資者在三個市場下單配置分析

(1) 訊息交易者：

由於 α 太小，所以我們分析在有新的消息發生時，先從市場上訊息交易者的角度來看，所下單的數量在這三年有否變化。藉由表 A6(a) 得知，原先在股票市場上，資訊交易者 2001 年 11 月時所下單的數量為 220.5302，到 2002 年 11 月時下單的數量減少為 139.0273 再到 2003 年 11 月時增加為 336.7445。而 2002 年 11 月的下單量的減少現象，在 A6(a) 中不難發現，是由股票市場轉移到選擇權市場上。因為訊息交者在期貨市場上下單的數量，在 2001 年 11 月時為 114.7698，而 2002 年 11 月時為 107.7825 並沒有什麼太大變化，反而因選擇權市場的出現，使得在 2002 年 11 月時，股票市場上的資訊交易者下單筆數減少了約 81.5 筆，相對地選擇權市場的資訊交易者下單數增加 80.19 筆。在且 2001 年 11 月和 2002 年 11 月訊息交易者的三個市場總下單數分別為 335.3 和 327，沒有太大差異。故此，因為選擇權市場的出現令部分訊息交易者離開股票市場，而進入選擇權市場交易。在 2003 年 11 月時，訊息交易者的在三個市場的市場總下單數增加為 850 筆，是前兩年的 2.6 倍。而訊息交易者在選擇權市場下單的數量從約 80 左右增加 2.6 倍為 208.4455 筆。在股票市場上訊息交易者交易筆數亦從 2002 年 11 月的 139.0273 增加為 336.7445 有 2.4 倍；在期貨市場上，從 2002 年 11 月的 107.7825 增加 2.8 倍為 304.81。而 2003 年訊息交易者在各市場的下單量也跟著市場總下單量而等比例增加。所以，除了選擇權市場剛推出時，訊息交易者有明顯因選擇權市場出現，而下單從股票市場上轉移出去到選擇權市場而下單數量減少，其第三年資訊交易者以某一等比例在這三個市場下單。

(2) 流動性交易者：

從流動性交易者的角度來看，所下單的數量在這三年有何變化。藉由表 A6(b) 得知，原先在股票市場上，流動性交易者在 2001 年 11 月時下單的數量為 1460.642 筆，到 2002 年 11 月時所下單的數量減少為 1161.007 筆；再到 2003 年 11 月時減

少為 1140.761 筆。顯示選擇權市場的成立不僅吸引走部分的資訊交易者，也吸引走流動性交易到期貨市場或選擇權市場上下單。在 2001 年 11 月和 2002 年 11 月之間，值得注意的是，在 2001 年時流動性交易者幾乎不在期貨市場下單，其下單筆數為 0.058428，也就是說在期貨市場上，幾乎為訊息交易者在交易。但到了 2002 年 11 月時，因為台指選擇權的出現，流動性交易者在期貨市場下單的數量激增為 674.003 而選擇權市場下單的數量也有 108.0003 筆，所以其總下單數也從 2001 年 11 月的 1460.7 筆變為 1943.01 筆。再看 2003 年 11 月資料時，發現流動性交易者雖然在股票市場並沒有太大改變，不過在期貨市場上下單筆數已從 674.003 到達 795.4284。更值的關切的是流動性交易者在選擇權市場上下單數量的改變，由 2002 年 11 月的 108.0003 筆，在 2003 年 11 月時，已倍增約 8 倍為 825.8104 筆。

所以，選擇權市場熱絡時吸引了大量的流動性交易者進入交易。流動性交易者在此三年的下單總數也不斷增加，從 2001 年 11 月的 1460.7 筆再到 2002 年的 11 月的 1943.01 筆，最後在 2003 年已經約有 2762 筆的數量。所以市場上的交易活絡度，由此可以看見。

從整體面來看，股票市場下單的筆數從 2001 年 11 月的 1681.172 筆到 2002 年 11 月的 1300.034 筆再到 2003 年 11 月的 1477.506 筆，發現交易筆數有下降趨勢；期貨市場下單筆數從 2001 年 11 月的 114.8283 筆到 2002 年 11 月的 781.7854 筆再到 2003 年 11 月的 1100.238 筆，增加了將近 9.6 倍；而選擇權市場則由 2002 年 11 月的 188.1905 筆到 2003 年的 1034.256 筆，增加了 5.5 倍。所以整體的下單筆數由 2001 年 11 月的 1796 筆，成長 1.26 倍為 2002 年 11 月的 2270.01 筆，再成長 1.59 倍，到 2003 年 11 月時已經為 3612 筆，所以整個市場的總下單數是成長的，但股票市場卻是稍微減少。

(3) 訊息交易比例：

接下來我們可以由 PI（訊息交易者的下單比例）來做分析。

在新訊息已發生的狀況下，此時的

$$PIS = \frac{\mu\gamma}{\mu\gamma + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\beta} ; \quad (4-4-1)$$

$$PIF = \frac{\mu\gamma}{\mu\gamma + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)(1 - \beta - \theta)} ; \quad (4-4-2)$$

$$PIO = \frac{\mu\gamma}{\mu\gamma + (\varepsilon_b + \varepsilon_s)\theta} ; \quad (4-4-3)$$

由表 A6 (c)得知，則 PIS 在 2001 年 11 月和 2002 年 11 月以及 2003 年 11 月分別為 0.131176 ; 0.106941 ; 0.227914。發現訊息交易者在股票市場的交易比例，2002 年時的確一開始受到選擇權市場出現的影響，使得部分訊息交易者被吸引離開股票市場，進入選擇權市場交易，導致 PIS 減少。亦由其 PIS 的檢定 t 值為 2.83 得知，此兩年的 PIS 顯著地拒絕為相同比例（表 A5(b)）。但是 PIS 在 2003 年比例比在 2002 年的值為增加，從表 A5(b)知其 t 檢定值為-8.91，明顯拒絕此 2002 年 11 月和 2003 年 11 月有相同比例。其主要原因是市場深度變好，造成資訊交易者在三個市場的下單數亦為增加，又資訊交易者在 2002 年的量相對流動性交易者比較少，所以成長的倍數較為多。其發現在 2003 年 11 月時，訊息交易者進入到股票市場交易的筆數增加約為 2002 年 11 月的 2.4 倍，而使股票市場總交易筆數約增加 1.14 所以 2003 年的訊息交易比例 PIS 也就較 2002 年增加許多。

則 PIF 在 2001 和 2002 以及 2003 年分別為 0.999491 ; 0.137867 ; 0.27704。發現訊息交易者在期貨市場的交易比例，2001 年時，期貨市場幾乎是資訊交易者在作交易，意味著市場上存在流動性交易者下單的筆數極少。不過在 2002 年時受到選擇權市場出現的影響，使得交易的比例下降許多。由表 A5(b)的 PIF 檢定 t 值為 3.8，亦即顯著的拒絕此兩年有相同交易比例。再從表 A6(c)知，PIF 比例下降的原因，不外乎流動性交易者的大量進入期貨市場，吾人推測這些流動性交易者，亦即沒有資訊的交易者如，避險者、套利者可以藉由選擇權的市場的漲跌資訊，進一步在期貨市場上進行交易避險或者套利。所以，大量的流動性交易者單子被吸引進入期貨市場交易，導致 PIF 減少。但是 2003 年之 PIF 較為 2002 年增加，表 A5(b)知，PIF 的 t 檢定值-6.02，顯著的拒絕有相同交易比例。再從表 A6(d)知，其比例增加之原

因主要是總體經濟面，景氣不斷好轉，大盤上揚所以資訊交易者在期貨市場上所下的單，2003年較2002年增加約為3倍之多。故此，訊息交易比例在2003年11月的期貨市場比2002年的期貨市場增加。

其表A5(a)知，在2001年11月時PIS和PIF的比例不同，顯示在選擇權市場未成立前，訊息交易者的確比較偏愛衍生性商品市場。然而在2002年11月的PIS和PIF以及PIS和PIO也是明顯拒絕兩者具有相同比例，其PIO和PIF都大於PIS，更能說明一般的訊息交易者的確偏好在期貨、衍生性金融商品市場做交易。而PIO在2002年11月以及2003年11月分別為0.426112；0.201542。由表A5(b)知，其兩年差異之PIO的t檢定值為5.9，則顯著的拒絕此兩年有相同的交易比例。再從表A6(a)知，發現訊息交易者在選擇權市場的交易比例，在2002年11月時，選擇權市場剛推出一年，市場上的交易並非那麼活絡、成熟，流動性交易者交易的意願並非很高，加上訊息交易者偏愛衍生性市場交易之行為，所以資訊交易者在選擇權市場的交易比例可以高達0.43左右；不過一年後也就是2003年時，選擇權的概念推廣普及加上這市場逐漸成熟。所以由表A6(b)中，不難看出流動性交易者已經大量進入選擇權市場交易。也就是說對於流動性交易者而言，在選擇權市場上做交易的意願已經提高許多。再加上剛推行時，手續費為和期貨商協定，所以價碼介於新台幣200元到新台幣300元之間，而到2003年後，電腦下單普及化，所以手續費大量降為新台幣49到新台幣88元之間，所以流動性交易者在選擇權市場下單量大增。可以發現，在2003年11月時所下的單子數已經比同期2002年大幅增加為約8倍。因此即使資訊交易者下單筆數也增加2.6倍，但還不如流動性交易者的多。所以訊息交易者在選擇權市場交易的比例就下降到0.2左右。吾人也從2003年11月的資料發現，最後在三個市場的資訊交易比例已呈現動態均衡的現象，大約比例近似。

因此，資訊交易者的交易行為符合吾人之前所預期的。當選擇權市場出現時，會吸引一部份資訊交易者進入此市場交易，表示資訊交易者還是偏好在衍生性市場交易，則此現象減輕股票市場訊息不對稱問題。然而，流動性交易者，卻非吾人所預期的留在股票市場。反而因為選擇權市場的加入並且成熟後和有著許多可以操作

性避險獲利策略，使得許多流動性交易者從股票市場移轉出甚至有新的流動性交易者加入選擇權市場、期貨市場交易進行獲利。所以，讓股票市場的訊息不對稱問題也更加嚴重。



第五章 結論與建議

自從 2001 年 12 月 24 日，台股選擇權的開放，使得投資人多了個投資工具。但我們所關心的是選擇權市場的出現是否會減緩現貨市場資訊不對稱的現象？事上，從市場微結構的理論來看，如果存在資訊不對稱現象則多個市場對於投資者不見得是好的。從訊息交易者觀點而言，當他握有資訊時，他會有比較強的動機傾向去買賣期貨或選擇權。因為，高槓桿的特性能夠讓資訊投資者用小額賺去高報酬。而對於流動性交易者而言，會有群聚效應。所以對應到台灣的現況，大部分流動性交易者會比較現貨市場、期貨市場以及選擇權市場交易的成本，選擇一個交易成本相對較小的市場，集體去交易。

從吾人的實證分析結果發現，選擇權市場剛成立時的第一年，的確因為選擇權具有高槓桿、高獲利的特性，因此從現貨市場吸引走部分的資訊交易者去到選擇權市場下單，其資訊交易者的下單交易數之值約佔原在股票市場的 36%。對流動性交易者而言，也有部分人轉到選擇權市場交易，其下單交易數之值不過佔在股票市場上的 7%而已，導致現貨市場上訊息交易比例在選擇權市場推出的第一年下降許多，也就是說現貨市場上訊息不對稱的現象因選擇權市場的出現，得以減緩。值得注意的是，流動性交易者並非完全符合吾人所預期的行為。選擇權推出的第一年時，在期貨市場上流動性交易者下單的數量，有激增的現象。在未有選擇權市場出現前，期貨市場幾乎是由訊息交易者交易下單的市場。然而選擇權市場的剛成立，讓許多沒有資訊的交易者如，避險者、套利者可以藉由選擇權的市場的漲跌資訊，進一步在期貨市場上進行交易避險或者套利。因而，在期貨市場交易的數量有激增現象，同時也使得當年期貨市場的訊息交易比例下降許多。

當選擇權市場邁入成立第二年後，吾人發現對於訊息交易者而言，在此三個市場（股市、期貨、選擇權）均以某一比例在成長，並沒有太大比例上的改變。相對地，流動性交易者交易行為卻非吾人所預期，在選擇權市場有倍增的現象。由於券商極力的推廣以及交易成本的大量降低，在剛推行時因屬於和期貨商協定手續費有

到 NT200~300 之間，到 2003 年後電腦下單普及化，所以手續費降低許多為 NT49~88 之間，也使得流動性交易者不用猜對漲跌向，就可以獲利的機會增多。導致，在選擇權市場上流動性交易者單子，有倍增 8 倍的現象。而在其他市場下單數沒有太大比例上的變化。

2003 年，在選擇權市場的訊息交易比例，也因流動性交易者的大量參與，使得訊息交易比例下降。對於股票和期貨市場而言，因為訊息交易者本身在市場上下單數量就少於流動性交易者。所以其增加比例大於流動性交易者增加比例，導致訊息交易比例在期貨和股市上增加。最後三個市場訊息交易比例，似乎呈現了動態均衡現象。

因此，資訊交易者的交易行為符合吾人之前所預期的。當選擇權市場出現時，會吸引一部份資訊交易者進入此市場交易，表示資訊交易者還是偏好在衍生性市場交易，則此現象減輕股票市場訊息不對稱問題。然而，流動性交易者，卻非吾人所預期的留在股票市場。反而因為選擇權市場的加入並且成熟後和有著許多可以操作性避險獲利策略，使得許多流動性交易者從股票市場移轉出甚至有新的流動性交易者加入選擇權市場、期貨市場交易進行獲利。所以，讓股票市場的訊息不對稱問題也更加嚴重。

吾人卻也發現，選擇權市場並非所預測的訊息不對稱問題嚴重，反而是市場深度有加深的現象。這些都要歸功於政府積極的推廣成效，加上交易手續費減少（最低為 NT49），使得選擇權市場有更多流動性交易者想要參與。吾人當初也想用個股選擇權來做這方面研究，不過由於市場冷清，交易並不熱絡。所以，建議政府也能夠比照台指選擇權推行的模式，積極地來推廣個股選擇權，使得金融商品更多樣化，金融市場更加健全、活絡。

參考文獻

1. Admati, A., and P. Pfleiderer, 1988, A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability, *Review of Financial Studies* 1, pp.3-40
2. Amihud, Y., and H. Mendelson, 1980, Dealership Market: Market Making with Inventory, *Journal of Financial Economics* 8, pp.31-53.
3. Amihud, Y., and H. Mendelson, 1986, Asset Pricing and the Bid-Ask Spread, *Journal of Financial Economics* 17, pp.223-249.
4. Bagehot, W., 1971, The Only Game in Town, *Financial Studies* 6, pp.435-472.
5. Basci, E., S. Ozyidirim and K. Aydogan, (1996) "A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, v20 (2,mar) , pp.389-400
6. Beaver, William H. (1968), "The information content of annual earnings announcements", *Journal of Accounting Research*, v6, pp.67-92
7. Campbell, J. Y., Grossman, S. J., and Wang, J., 1993, Trading volume and serial correlation in stock returns, *Quarterly Journal of Economics* 108, pp. 905-939.
8. Chowdhry, B., and V. Nanda, 1991, Multimarket Trading and Market Liquidity, *The Review of Financial Studies*, Vol.4, No.3, pp. 483-511
9. Copeland, Thomas E. and Dan Galai, 1983, "Information Effects on the Bid-Ask Spread," *Journal of Finance* 38, pp.1457-1469.
10. Demsetz, Harold, 1968, The Cost of Transacting, *Quarterly Journal of Economics* 82, pp.33-53.
11. Easley, David, and Maureen O'Hara, 1987, Price, Trade Size, And Information In Securities Markets, *Journal of Financial Economics* 19, pp.69-90..

12. Easley, David, Nicholas M. Kiefer, Maureen O'Hara, and Joseph Paperman, 1996, Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks, *The Journal of Finance* 51, pp.1405-1436.
13. Easley, David, Nicholas M. Kiefer, Maureen O'Hara, and Joseph Paperman, 1996, Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks, *The Journal of Finance* 51, pp.1405-1436.
14. Easley, David, Nicholas M. Kiefer, Maureen O'Hara, 1996, Cream-Skimming or Profit-Sharing? The Curious Role of Purchased Order flow, *The Journal of Finance* 51, pp.811-833
15. Easley, David, Maureen O'Hara, and P. S. Srinivas, 1998, Option Volume and Stock Prices: Evidence on Where Informed Traders Trade, *The Journal of Finance* 53, pp.431-465
16. Garman, Mark B., 1976, Market Microstructure, *Journal of Financial Economics* 3, pp.252-275.
17. Gervais, S., Kaniel, R. and Mingelgrin, D. H., 2001, "The High-Volume Return Premium," *The Journal of Finance*, 56, pp.877-919.
18. Glosten, L., and P. Milgrom, 1985, Bid, ask, and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, *Journal of Financial Economics* 13, pp.71-100.
19. Hasbrouck, J, 1991, Measuring the Information Content of Stock Trades, *Journal of Finance* 46, pp.179-207.
20. Hans R. Stoll, 1989, Inferring the Components of Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests. *The Journal of Finance* 44, pp.115-134.



21. Hansch, O., Naik, N., and Vishwanathan, S., 1998, Do Inventories Matter in Dealership Markets: Evidence from the London Stock Exchange, *Journal of Finance* 53, pp.1623-1656.
22. Ho, T., and H. Stoll, 1981, Optimal Dealer Pricing Under Transactions and Return Uncertainty, *Journal of Financial Economics* 9, pp.47-73.
23. Karpoff, Jonathan M., 1987, The Relation Between Price changes and Trading Volume: A Survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, pp.109-126.
24. Karpoff, J. M., (1988) ”Costly Short Sales and the Correlation of Returns with Volume”, *Journal of Financial Research*, v.11,pp.173-188.
25. Lee, C., and M. Ready, 1991, Inferring Trade Direction from Intraday Data, *Journal of Finance* 46, pp.733-746
26. Madhavan, Ananth and Seymour Smidt, 1991, A Bayesian Model of Intraday Specialist Pricing, *Journal of Financial Economics* 30,pp.99-134.
27. Madhavan, Ananth and Seymour Smidt, 1993, An Analysis of Changes in Specialist Inventories and Quotation, *Journal of Finance* 48,pp.1595-1628.
28. O’Hara, M., and G. Oldfield, 1986, The Microeconomics of Market Making, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21,pp.361-373.
29. Osborne, M.F. M., (1959) ”Brownian Motion in the Stock Market,” *Operations Research*,v.7, pp.145-173
30. Roger D. Huang and Hans R. Stoll, 1997, The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach, *The Review of Financial Studies* 4,pp.995-1034.
31. Snell, A. and I. Tonks, 1998, Testing for Asymmetric Information and Inventory Control Effects in Market Maker Behavior on the London Stock Exchange, *Journal of Empirical Finance* 5,pp.1-25.
32. Stoll, H., 1978, The Supply of Dealer Services in Securities Markets, *The Journal of Finance* 33, pp.1133-1151.

33. Ying,C.C,1996, "Stock Market Prices and Volume of Sales , "Econometrica , Vol.34 , pp.676-686
- 34.謝宓頤(2003),「台灣低流動性股票訊息交易之研究」, 國立清華大學科技管理研究所--計量財務金融組碩士論文



表 A1 十檔股票以及各年度總交易筆數

股票 代碼	公司名稱	2001 總交易筆數	2002 總交易筆數	2003 總交易筆數
1301	台塑	421,026	644,225	633,753
1303	南亞塑膠	500,505	684,449	745,219
1326	台化	401,494	690,664	912,676
2002	中鋼	2,029,475	762,722	2,029,475
2303	聯電	2,991,700	3,698,653	4,012,124
2317	鴻海電腦	665,035	645,189	631,928
2324	仁寶	1,085,454	1,494,586	1,133,169
2330	台積電	1,958,696	2,846,476	2,217,504
2357	華碩	1,015,842	878,793	671,380
2409	友達	1,062,123	3,796,107	3,822,397
2454	聯發科	130,940	735,779	642,992
年度總筆數		12,262,290	16,877,643	17,452,617

表 A2 各估計參數值以及 t 檢定值

參數\年份	2001	2002	2003
α	6.83E-12 (5.87E-05)	3.05E-07 (0.000388)	2.55E-05 (0.003566)
δ	0.59016 (14.64) *	0.54751 (12.155)*	0.442 (7.9748) *
ε_b	707 (26.509) *	855.01 (29.282)*	1250.9 (35.719) *
ε_s	753.7 (12.251)*	1088 (33.041)*	1511.1 (23.852) *
μ	335.3 (5.7959)*	327 (18.083) *	850 (29.155) *
γ	0.65771 (25.391) *	0.42516 (15.556)*	0.39617 (23.634) *
β	0.99996 (231.37)*	0.59753 (54.106) *	0.41302 (45.712) *
η	NA	0.24607	0.24523
	NA	(10.299) *	(16.609) *
θ	NA	0.055584	0.29899
	NA	(10.698) *	(35.6) *

* 表示在95 %的信賴水準下，其 t 值為顯著的。

表 A3 跨年同期之間估計參數差異變化之 t 值表

同期之間比較	2001 年 11 月和 2002 年 11 月	2001 年 11 月和 2003 年 11 月	2002 年 11 月和 2003 年 11 月
α	-0.00038333	-0.0035653	-0.003502
δ	0.070556132	0.21618718	0.14773197
ε_b	-3.74270141*	-12.3555893*	-8.6823411*
ε_s	-4.7909424*	-12.3001649*	-12.807376*
μ	0.136929397	-7.94464208*	-15.24451*
γ	6.175586774*	8.47656009*	0.90417326
β	36.43999553*	64.9606767*	12.9311263*
η			0.02998089
θ			-24.647019*

* 表示在 95 % 的信賴水準下，其 t 值為顯著的

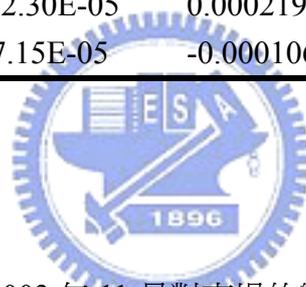
表 A4

a、訊息交易者交易比例在 2001 年 11 月對市場的變異數和共變異數

PIN	股票市場	期貨市場
股票市場	3.16E-10	4.03E-06
期貨市場	4.03E-06	5.13E-02

b、訊息交易者交易比例在 2002 年 11 月對市場的變異數和共變異數

新訊息事件發生狀況下	股票市場	期貨市場	選擇權市場
股票市場	7.34E-05	-2.30E-05	7.15E-05
期貨市場	-2.30E-05	0.0002197	-0.00010603
選擇權市場	7.15E-05	-0.00010603	0.0012998



c、訊息交易者交易比例在 2003 年 11 月對市場的變異數和共變異數

新訊息事件發生狀況下	股票市場	期貨市場	選擇權市場
股票市場	0.00011092	-5.00E-05	2.76E-05
期貨市場	-5.00E-05	0.00031529	-6.57E-05
選擇權市場	2.76E-05	-6.57E-05	0.00014838

表 A5

a、同年間不同市場之訊息交易比例之檢定 t 值

PIN	股票市場相對期貨市場	期貨市場相對選擇權市場	選擇權市場相對股票市場
2001 年 11 月	-3.83337*		
2002 年 11 月	-1.67936*	-6.92696*	-9.10018*
2003 年 11 月	-2.14171*	3.094885*	1.845967*

b、跨年同期不同市場之訊息交易比例之檢定 t 值

PIN	股票市場	期貨市場	選擇權市場
2001 年 11 月 相對			
2002 年 11 月	2.828806*	3.80*	
2002 年 11 月 相對			
2003 年 11 月	-8.91054*	-6.01702*	5.901213*
2003 年 11 月 相對			
2001 年 11 月	-9.18523*	3.18*	

* 表示在 95 % 的信賴水準下，其 t 值為顯著的

表 A6

a、訊息交易者在固定單位時間內在各市場的總下單筆數

新訊息事件發生狀況下	股票市場	期貨市場	選擇權市場
2001 年 11 月	220.5302	114.7698	
2002 年 11 月	139.0273	107.7825	80.19021
2003 年 11 月	336.7445	304.81	208.4455

b、流動性交易者的總下單筆數

新訊息事件發生狀況下	股票市場	期貨市場	選擇權市場
2001 年 11 月	1460.642	0.058428	
2002 年 11 月	1161.007	674.003	108.0003
2003 年 11 月	1140.761	795.4284	825.8104

c、市場總下單筆數

新訊息事件發生狀況下	股票市場	期貨市場	選擇權市場
2001 年 11 月	1681.172	114.8283	
2002 年 11 月	1300.034	781.7854	188.1905
2003 年 11 月	1477.506	1100.238	1034.256

d、市場資訊交易者下單所占的比例

新訊息事件發生狀況下	股票市場	期貨市場	選擇權市場
2001 年 11 月	0.131176	0.999491	
2002 年 11 月	0.106941	0.137867	0.426112
2003 年 11 月	0.227914	0.27704	0.201542