

# 國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

選擇權價格效率性、放空限制與雜訊交易者風險：

行為財務學觀點之分析

Option pricing efficiency, short-sales restrictions, and noise-trader risk :

Behavioral finance analysis

研究生：洪慧妤

指導教授：鍾惠民 博士

林建榮 博士

中華民國九十五年六月

選擇權價格效率性、放空限制與雜訊交易者風險：

行為財務學觀點之分析

**Option pricing efficiency, short-sales restrictions, and noise-trader risk :**

**Behavioral finance analysis**

研 究 生：洪慧妤

Student : Hui-Yu Hung

指導教授：鍾惠民 博士

Advisor : Dr. Huimim Chung

林建榮 博士

Dr. Jianrung Lin

國 立 交 通 大 學

財務金融研究所



Submitted to Institute of Finance  
College of Management  
National Chiao Tung University  
in partial Fulfillment of the Requirements  
for the Degree of  
Master  
of  
Science in Finance

June 2006

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十五年六月

# 選擇權價格效率性、放空限制與雜訊交易者風險：

## 行為財務學觀點之分析

研究生：洪慧好

指導教授：鍾惠民 博士

林建榮 博士

國立交通大學財務金融研究所

### 摘要

本篇研究現貨、選擇權以及期貨市場之相對價格效率性，對象為台灣加權股價指數。大盤指數現貨為不可交易性商品且存在放空限制，因此當市場違反買賣權等價理論，投資者因大盤指數之不可交易性，或者欲依市值比重買下市場全部個股來複製大盤有相當之困難程度，導致無法進行套利操作；相對的，一般認為期貨市場具備低交易成本、高流動性及資訊完全揭露等優點，較能迅速反應市場訊息，價格上領先現貨市場，具有價格發現機能。因此依據 Tucker (1991) 的期貨買賣權等價理論以台指期貨模擬指數現貨做為選擇權套利的交易標的。於是本研究利用買賣權等價理論和期貨買賣權等價理論所計算出之定價誤差進行迴歸分析以比較相對效率性。

迴歸結果顯示放空限制條件、選擇權流動性分別是影響買賣權等價理論和期貨買賣權等價理論不成立的主要因素，表示定價誤差和此二因素有強烈的關聯性。此外選擇權市場之部分交易者易受現貨市場或是目前景氣氛圍影響，亦即存在雜訊交易者風險，由過去指數報酬率和未平倉量比率會影響到定價誤差大小可得知此關係。因此驗證了 Shleifer (2000) 所指出價格偏離真實價格，原因可能有二，一是市場上必有些投資者是非理性者，忽略基本面資訊或逕依其認知進行投資策略；第二是市場必有交易限制的存在，使之無法經由市場精確定價。

**關鍵字：**買賣權等價理論；期貨買賣權等價理論；放空限制；流動性；雜訊交易者風險。

Option pricing efficiency, short-sales restrictions, and noise-trader risk :

Behavioral finance analysis

Student: Hui-Yu Hung

Advisor : Dr. Huimim Chung

Dr. Jianrung Lin

Graduate Institute of Finance  
National Chiao Tung University  
June 2006

## ABSTRACT

This paper investigates the relatively pricing efficiency among spot, option and futures markets. The underlying asset (spot), Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index (TAIEX), is non-tradable and has short-sales restrictions. So, when put-call parity condition is violated, investors face greater difficulty in arbitrage. On the other hand, futures with lower transaction cost and higher liquidity is able to reflect the market information quickly. This means futures leads spot and has price discovery advantage. Hence, investors replace spot with futures as option's underlying asset to exercise arbitrage strategy, according to Tucker (1991) put-call-futures parity. Our aim is to run regressions on these two mispricing errors calculated from put-call parity and put-call-futures parity in order to examine relatively pricing efficiency.

The regression results show that problems such as short-sales restrictions and liquidity are main factors to the violations of put-call parity and put-call-futures parity, respectively, i.e., there is a strong relation between the level of mispricing errors and these two factors. Specifically, the noise trader risk in the at-the-money (ATM) index option market is also a main force to disturb the pricing efficiency. We infer this from factors, e.g., past index return and put call ratio of open interest. These results support the foundations of behavioral finance for price to deviate from fundamental value. These confirm Shleifer's (2000) arguments that firstly, there are enough irrational investors, namely, they must ignore fundamental information or process irrelevant information in forming their trading decisions; secondly, there must be some limits to arbitrage such that this irrationality cannot get priced out of the market.

**Keywords :** put-call parity ; put-call-futures parity ; short-sales restrictions ; liquidity ; noise-trader risk.

## 誌 謝

研究生生活「咻~咻~」兩下就過去了，而這兩年卻「啾~啾~啾~」不斷的湧出很多的 fee-wu 和珍惜。我的心，正在起笑，因為我還活著；我的心，在雀躍，因為大家的無厘頭和各氏幽默；我的心，在沸騰，因為大家的互相支持和鼓勵；我的心，我的一顆心，暫停了，她說她依戀大家的溫暖，她說一起唸書、一起玩耍、一起分享的感覺很棒，她說無私和純真是咱們財金所最最最可愛的地方，如果可以，她貪心的想浸濡在有大家的地方，讓幸福永遠都有你們的陪伴。

幸福有部分來自一個「very good」和「good question」的鍾惠民老師給予我論文指導，做事細心嚴謹原來幽默起來會讓人笑到肚子痛的林建榮老師給予提點，口試委員紀志毅老師和徐政義老師給予相當多的寶貴建議，博班學長陳煒朋和學姊徐淑芳耐心的提供想法和建議，還有一群好朋友在論文撰寫過程中助我好多臂的力。貼心的 paper 神班長、超生活的小捷和他厲害的男友凱偉、SAS 超強的愛唸書小育、最偏心的柏鈞一笑、來自埔里的逗趣小素、氣質美女 EVEN、很冷的家農...等等，無論是論文上的幫忙或是生活上逗我開心、陪我玩耍，因為有你們論文才能順利完成，真的很感謝你們，我我我~我愛你們。還有感謝我家人，尤其那念國二的帥氣小弟，哭著被我搶走電腦螢幕，讓我可以寫論文壓。

我的心，期待了，期待未來大家闖出自己的一片天；我的心，在歡呼，因為有你們我覺得好驕傲喔。

好 于交通大學

2006 年 6 月

# 目 錄

中文摘要 .....	i
英文摘要 .....	ii
誌 謝 .....	iii
目 錄 .....	iv
表目錄 .....	v
圖目錄 .....	vi
第一章、 研究動機與目的 .....	1
1.1 研究動機 .....	1
1.2 研究目的 .....	3
1.3 研究架構 .....	4
第二章、 相關文獻探討 .....	6
2.1 指數現貨與指數選擇權之效率性 .....	6
2.2 指數選擇權與指數期貨之效率性 .....	8
2.3 行為財務學 .....	9
第三章、 研究方法與設計 .....	12
3.1 資料 .....	12
3.2 理論模型與研究方法 .....	13
第四章、 研究結果與分析 .....	27
4.1 敘述性統計 .....	27
4.2 市場限制對定價誤差之影響 .....	28
4.3 行為財務學觀點－雜訊交易者 .....	35
4.4 分群樣本－穩健測試 .....	39
第五章、 結論 .....	42
參考文獻 .....	44

## 表 目 錄

表 1	台灣股價指數選擇權成交量 .....	48
表 2	敘述性統計與單根檢定 .....	489
表 3	放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係 .....	51
表 4	放空限制條件、股利發放月份、流動性和其他控制變數與定價誤差之關係 .....	52
表 5	比較有無放入放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係 .....	54
表 6	雜訊交易者與定價誤差之關連 .....	55
表 7	選擇權未平倉比率與投資者行為之間的關係 .....	57
表 8	穩健測試：放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係 .....	58
表 9	穩健測試：放空限制條件、股利發放月份、流動性和其他控制變數與定價 誤差之關係 .....	59
表 10	穩健測試：雜訊交易者與定價誤差之關連 .....	60



## 圖 目 錄

圖 1	台指現貨、台指選擇權和台指期貨之關係圖 .....	61
圖 2	定價誤差趨勢圖 .....	612





# 第一章、研究動機與目的

## 1.1 研究動機

近年來，台灣金融市場的自由化，衍生性金融商品的發展，為投資者在進行避險、套利活動上帶來更多的選擇和機會。1998 年 7 月 21 日臺灣期貨交易所 (Taiwan Futures Exchange, TAIFEX) 推出第一個期貨商品-臺灣加權股價指數期貨 (TAIFEX Taiwan Stock Index Futures)。為因應市場之需求，隔年相繼推出-台灣證券交易所電子類股價指數期貨、台灣證券交易所金融保險類股價指數期貨；此外，台灣期貨交易所進一步於 2001 年 12 月 24 日推出台灣加權股價指數選擇權，以增進金融衍生性商品的完整性，投資者可以經由買權和賣權組合成之交易策略，創造更多的獲利機會，並提升市場之效率性。

從國外文獻，例如英國(Draper and Fung, 2002)和香港(Fung et al., 1997)在避險或套利性研究上是針對指數選擇權和期貨間關係做探討，同樣的，台灣證券市場的投資人在選擇權市場進行台指選擇權交易時，考量的套利標的為台指期貨，而非標的現貨-大盤指數，理由是台指期貨為具可交易性商品，大盤指數現貨是一不具交易性商品、具 7% 的放空交易限制，而且投資者確信台指期貨的流動性佳、資訊反應較快，相對較能反應出市場真實價格。基於此，本研究欲了解投資者的套利標的為大盤指數現貨或台指期貨會造成什麼不一樣的結果，以及導致差異性的原因何在。

本研究衡量套利標的為台指期貨和套利標的為大盤指數現貨之差異性的指標為定價誤差(mispricing error)，衡量方式是建構在財務理論的主要核心-無套利理論(no-arbitrage principle)上，指出在區隔的兩市場中，擁有相同未來現金流量的兩資產，在目前時點應該要有相同評價。假設目前投資者的套利標的為台指期貨，本研究同時利用選擇權之買權和賣權複製與台指期貨擁有相同未來現金流量的投資組合。再利用此投資組合計算台指期貨之理論價格，台指期貨之定價誤差即為理論價格與實際價格之差異；同樣的，假若套利標的為大盤指數現貨，則同時利用選擇權之買權和賣權複製與大盤指數現貨擁有相同未來現金流量的投資組合，再以此計算大盤指數現貨之理論價格，

其與實際價格之差異即為大盤指數現貨之定價誤差。當有定價誤差的存在，表示違反了無套利原則，投資者應可透過同時買進資產相對被低估的一方，賣出資產相對被高估的一方，來獲取無風險利潤。本研究參考 Ofek *et al.* (2004) 假設當違反無套利理論時，至少有兩種情況需被滿足。第一，市場上必定存在某些限制使此二資產價格無法趨於一致 (Shleifer, 2000; Barberis and Thaler, 2003)。第二，一定存在某種理由使此二資產價格一開始就不相同，意味著市場上存在著一種現象，擁有相同未來現金流量的兩資產，其相對價格不同，但投資者卻無法進行套利操作以獲取利潤。本研究重點並非在衡量套利利潤大小，所感興趣的在於當投資者的套利標的不同所造成之差異性，亦即探討當套利標的不同，所造成不同的定價誤差之間差異性何在。

由於套利標的不同，符合了財務上兩個重要理論，一是 Put-Call Parity (Stoll, 1969)，另一是 Put-Call-Futures Parity (Tucker, 1991)。由於衍生性金融商品的價格，如期貨和選擇權，是依其標的現貨價格而變動，之間存在著一定的關連性。過去相關文獻在探討指數衍生性金融商品和標的指數現貨的關係，例如，探討指數期貨與指數現貨以及探討指數選擇權與指數現貨關係之文獻，多著重在指數衍生性金融商品交易對指數現貨市場的影響、資訊領先落後關係，以及是否存在套利機會和套利利潤大小。其中，在指數期貨和指數現貨相關研究中，又以 Cornell and French (1983) 提出之持有成本模型 (Cost of Carry Model)，指出股價指數期貨的理論價格乃由期貨契約標的現貨股價指數價格加上持有該現貨至期貨契約交割日之持有成本。過去學者發現，由於實際上市場並非完全合乎理論假設前提，所以實際價格和理論價格會有所不同，另外大部分學者亦發現期貨市場對現貨市場具有資訊傳遞效果 (例如，Abhyankar (1995)、Tse (1995))。

而指數選擇權和指數現貨相關研究中，股價指數買權與賣權價格繫於標的股價指數，在投資者可以無條件放空現貨假設下，由 Stoll (1969) 所提出買賣權等價理論 (Put-Call Parity，為簡便起見本文後續將之稱為 PCP 等價理論) 關係決定。若違反 PCP 等價理論，代表兩市場間有套利機會，專業的套利者可透過『買低賣高』的方式，來賺取無風險的利潤，使市場間迅速恢復均衡關係。然而由於市場條件相異，例如，現貨市場存在放空

限制條件、流動性因素、股利發放等等，致使兩市場之間仍存在資訊之領先落後。另一方面，由於指數期貨與指數選擇權之價格因標的物相同其間亦應存在某種程度之關連性，Tucker(1991)依照持有成本模型與買賣權等價理論的關係，提出買賣權期貨等價理論(Put-Call Futures Parity，為簡便起見本文後續將之稱為 PCFP 等價理論)，說明期貨價格與選擇權買權和賣權價格維持一定均衡關係。若兩者出現價格偏離，且偏離程度大於套利組合成本，將會產生套利機會。此時，投資者可藉由反向操作，同時買進低估一方，賣出高估另一方，而獲取套利利潤。

## 1.2 研究目的

綜觀過去相關研究，皆為兩兩市場套利分析、市場效率性分析，同時考量股票、選擇權以及期貨市場此三市場，以比較市場之相對效率性則較少被探討或提及。本研究對象為台灣金融市場，大盤指數現貨為不可交易性商品，因此當市場違反 PCP 等價理論，投資者因大盤指數現貨之不可交易性，或者欲依市值比重買下市場全部個股來複製大盤有相當的困難程度，導致無法進行套利操作；相對的，在近幾年國內期貨市場與選擇權市場蓬勃發展之下，一般認為期貨市場具備低交易成本、高流動性及資訊完全揭露等優點，較能迅速反應市場訊息，價格上領先現貨市場，具有價格發現機能。因此以台指期貨模擬指數現貨做為選擇權套利的交易標的，依據 Tucker(1991) PCFP 等價理論探討市場效率性。

有鑑於此，本研究目的之一即在探討PCP等價理論和PCFP等價理論二理論之間的價格效率性有何關連與差異性原因探討，利用不可交易性商品-大盤指數現貨和可交易性商品-台指期貨，計算出個別定價誤差並探討兩者關連性與動態調整關係。另外，由PCP等價理論和PCFP等價理論可以確知兩者差異在於PCP等價理論以大盤指數為標的，PCFP等價理論則以台指期貨為標的，台指期貨和台指現貨評價的不同主要因素在於基差，從過去至今已有相當多文獻探討期貨和現貨間之定價關係，發現基差因素為一個很

重要的影響因子<sup>1</sup>。從另一個角度來看，本研究認為除期貨和現貨，同時再考量選擇權市場，納入選擇權市場相關訊息，即以比較PCP和PCFP之定價誤差，更能檢驗出市場相對效率性。

尤其，Kamara and Miller (1995)指出流動性因素是影響 PCP 等價理論的重要因素，本研究亦欲針對流動性探討其對此二理論之定價誤差及兩者間之差異影響為何；第二，台灣權值大的上市公司，尤其高科技產業公司，在每年 7、8、9 月發放現金股利對此二理論之定價誤差及其間差異影響又是如何。第三，Ofek *et al.* (2004)實證結果顯示放空限制條件對 PCP 等價理論不成立有顯著的影響力，本研究亦引進放空限制條件探討對此二理論之定價誤差及其間差異有何影響。第四，加入其他控制變數，如各市場之價量關係、波動度、到期效果、指數報酬率等檢驗流動性因素和放空限制是否仍對此二理論之定價誤差有顯著影響。

最後，本研究試圖以行為財務學觀點解釋不同選擇權套利的交易標的所造成定價誤差之不同。假如目前存在的是一個相當不完美的市場，各券商對未來指數預期有分歧，因此也許會有超額報酬超過理論的風險-報酬關係；此外，當市場處在多頭或空頭市場時，雜訊交易者(noise traders)的存在，會更加深定價誤差；另一假設理論為，假設目前是存在區隔市場下，各市場擁有其各自的投資者，因此就算擁有相同未來現金流量的兩資產，相對價格也會有所不同。所以，不同於以往假設市場為完美市場，投資者對未來有不一致看法，於是本研究最後將從投資者心理為出發點探討不同投資者行為可能造成定價誤差的原因。

### 1.3 研究架構

第一章為研究動機與目的，說明研究背景與動機、研究目的、研究對象和研究架構。第二章文獻探討，為相關市場效率性文獻整理，此章分為三小節，第一節介紹指數現貨

---

<sup>1</sup> 例如，Chung (1991)、Klemkosky and Lee (1991)、Yadav and Pope (1994)、Wang (2004)等

與指數選擇權之效率性；第二節則介紹指數選擇權與指數期貨之效率性；第三節則為行為財務學相關文獻。第三章為理論基礎、研究方法與設計，介紹理論基礎，並依照不同套利標的建構適合台灣金融市場之定價誤差分析模型，探討現金股利發放、放空限制條件、市場流動性對定價誤差的影響。並放入其他控制變數，例如市場波動度、價量關係、距到期日長短以及基差等因素，探討現金股利發放、放空限制條件、市場流動性與定價誤差更為純粹的關聯。此外，從行為財務學的角度去分析影響定價誤差與其差異性的因素，並依此建立新的分析模型。第四章為研究結果與分析，依據第三章所建立之迴歸模型分析此二理論的關連性和差異性因素，並利用行為財務學觀點解釋定價誤差差異之形成因素。之後再依本研究所定義的空限制條件將樣本區分為符合和未符合放空限制條件之二子樣本以進行穩健測試，探究變數與定價誤差之間的關聯性是否有更強烈關聯。第五章為研究結論及建議，對本實證研究做出結論，並提出建議以供後續研究者參考。





## 第二章、 相關文獻探討

由於過去鮮少文獻同時利用 PCP 和 PCFP 二無套利理論關係去探討市場相對效率性，多為兩兩市場之效率性研究，因此本章將過去有關市場效率性文獻區分為兩部份，第一部份為指數現貨與指數選擇權之效率性相關文獻；第二部份為指數選擇權與指數期貨之效率性相關文獻。對照圖(1)為本研究對象台灣金融市場之台指現貨、台指選擇權和台指期貨關係圖。另外，依據行為財務學家的觀點，投資者的非理性行為是造成價格不能趨近真實價格的原因，因此本章最後將介紹有關於投資者行為與價格間關聯性的相關文獻。

### 2.1 指數現貨與指數選擇權之效率性

指數現貨和指數選擇權間之等價關係，是依據Stoll(1969)買賣權等價理論(Put-Call Parity)為理論基礎，在前提假設市場是完美市場之下所得到的恆等式。利用此一關係推導出選擇權理論價格，再與實際價格相比較，然而，過去國外文獻探討指數選擇權市場效率性和套利機會，大部分實證結果顯示選擇權之理論價格與實際價格不相等，亦即選擇權市場存在定價誤差，不支持PCP等價理論關係，甚至當放鬆條件，考量市場摩擦性因素，套利機會依然存在。例如，Evnine and Rudd (1985)，使用PCP等價理論以為期兩個月之日內資料檢驗1984年6月26日至1984年8月30日S&P 100股價指數選擇權和MMI (Major Market Index)之定價效率，實證結果發現PCP等價理論關係經常被違反，指數選擇權市場不是很有效率。Evnine and Rudd (1985)解釋因為指數為一投資組合，是不可交易商品，投資者要複製此一投資組合過於困難，因此無法有效進行套利以使價格趨於真實值。其他如Klemkosky and Resnick (1979)和Chance (1987)等，實證也發現PCP等價理論關係時常被違反。Kamara and Miller (1995)則指出前述學者之研究對象為美式選擇權，賣權(Put)有提早履約的可能性存在，因此PCP等價理論會時常被違反，於是Kamara and Miller (1995)改採歐式選擇權S&P 500為研究對象，以消除提早履約之不確定因素，實證結果顯示PCP等價理論被違反的次數和以往研究相較變少了，並且指出流動性因素

與PCP等價理論的違反有很大的關係。本研究對象為台指選擇權，賣權無提早履約的可能，因此沒有估計提早履約之困難，且根據Kamara and Miller(1995)顯示的結果，本研究將針對流動性對定價誤差之影響做一深入之探討。

基於指數的不可交易性使投資者無法有效的進行套利，以獲取套利利潤，Ackert and Tian (2001)除利用無套利理論關係檢驗S&P 500選擇權市場的效率性，亦檢驗American Stock Exchange (AMEX)引入Standard and Poor's Depository Receipts (SPDRs)，此為追蹤S&P 500指數之可交易商品，對指數和指數選擇權之影響，其結果發現SPDRs增進選擇權市場效率性，且增進指數和指數選擇權間之定價關係，而且在考慮交易成本和放空限制條件後，定價關係被違反的次數顯著變少，同時亦表示流動性和過去股價走勢是影響違反定價關係的原因。而Ackert and Tian (1998)以1989年7月18日至1990年10月30日多倫多35指數選擇權為研究對象，利用買賣權等價關係、盒狀價差(Box spread)和買權賣權下界限制式(Boundary condition)檢驗在Toronto Index Participation Units (TIPs)出現前後之選擇權效率性，結果顯示雖然選擇權市場隨著時間有所改善，但卻未增進現貨市場與選擇權市場之間連動的效率性。

在探討放空限制對權益市場和選擇權市場的影響部份，過去也已有相當多的文獻，如Ofek *et al.* (2004)、Klemkosky and Resnick(1979)、Kamara and Miller(1995)和Lamont and Thalar(2003)。其中，Ofek *et al.* (2004)研究對象為有在美國股票市場上市之所有個股選擇權，研究期間為1999年7月至2001年11月，探討現貨放空限制對PCP等價理論的影響，以保證金回扣利率差異(rebate rate spread)當作放空困難度的指標變數，並指出放空的困難是導致PCP等價理論不成立的主要因素，所以投資者如欲進行套利必須付出相當的代價，因此形成一有限制的套利(limited arbitrage)。本研究將採取Ofek *et al.* (2004)的想法，認為放空限制是影響無套利理論的重要因素，然而，本研究探討對象為指數選擇權和Ofek *et al.* (2004)之研究對象為個股選擇權不同，因此在放空限制上將僅以現貨實際價格大於某一已包含隱性和顯性成本(如價差、交易稅、證交稅)之理論價格上限時，若投資者欲進行放空，卻會遭受現貨無法放空之困難，在此狀況下假設放空限制條件虛擬變數

等於1，以探討當市場符合放空限制條件時與市場效率性間之關聯。

## 2.2 指數選擇權與指數期貨之效率性

在指數現貨為不可交易下，PCP 等價理論的違反使投資者不能有效的進行套利以獲取利潤，而指數期貨為可交易性商品，以其代替指數，除有較低的交易成本，也免除股利和放空限制的問題，因而更能有效率的進行選擇權評價，Tucker (1991)發展出 Put-Call-Futures Parity 模型，利用具相同標的物、到期日和執行價格之買權和賣權複製成一個期貨部位。Tucker 指出複製一個短部位期貨，可以同時賣一個指數買權和買一個指數賣權；同樣的，複製一個長部位期貨，可以同時買一個指數買權和賣一個指數賣權。以指數期貨代替指數現貨的好處是，套利者和避險者可用較低的資金成本進行套利或避險，因而近來探討選擇權市場效率性，學者多利用 PCFP 等價理論為基礎，如 Lee and Nayer(1993)、Fung and Chan(1994)、Fung *et al.* (1997)和 Bae *et al.* (1998)等。

其中，Lee and Nayer (1993)樣本期間從 1989 年 11 月 1 日至 1991 年 6 月 30 日，而 Fung and Chan (1994)則針對 1993 年 6 月和 9 月之選擇權，都是對 S&P 500 指數選擇權和期貨間效率性進行驗證，實證結果顯示在考慮交易成本之後，只有少數套利機會，且無顯著套利利潤，選擇權和期貨市場是有效率的，PCFP 等價理論成立。同時 Fung and Chan (1994)也指出股利發放會影響指數現貨和衍生性金融商品間之套利關係，但對 PCFP 等價理論關係則沒有影響。本研究延續 Fung and Chan (1994)之想法，基於台灣股票市場現金股利發放集中在 7、8、9 月，欲檢驗此現金股利發放將會對 PCP 和 PCFP 之定價誤差及兩者差異性造成什麼程度的影響，因此現金股利發放月份設為虛擬變數列入造成定價誤差不同之考量因子。

Fung and Fung (1997)和 Fung *et al.* (1997)利用事前和事後分析法，對香港恆生指數選擇權和期貨進行定價效率測試，結果發現當有套利訊息出現時，套利利潤快速下降且在 5 分鐘之內消失。Fung and Fung (1997)亦指出套利利潤和距到期日、波動度呈正向關



係。歸因於過去學者使用成交價格資料探討套利利潤有可能高估套利機會次數和套利利潤，Bae *et al.* (1998) 除使用實際成交價格資料外，亦使用每 10 分鐘撮合的買賣報價資料研究香港恆生指數期貨效率性，研究顯示當資料使用買賣報價時，無套利理論被違反的次數明顯下降。有鑒於 10 分鐘撮合資料可能有誤差現象，Fung and Mok (2001)再次探討成交價格相較於買賣報價是否會高估或低估套利機會次數和套利利潤，利用 1994 年 1 月至 1995 年 8 月為期 20 個月之每分鐘撮合資料進行研究，實證結果指出選擇權和期貨市場間有動態的效率性，且成交價格相對於買賣報價資料低估套利機會次數和套利利潤，但定價誤差被高估。Draper and Fung (2002)則對英國倫敦金融時報股價指數 (FTSE-100)期貨和選擇權間套利效率作研究，分別以買賣報價和成交價格運用 PCFP 等價理論並計入相關交易成本以進行分析，結果顯示期貨和選擇權市場是有效率的，套利利潤受到交易成本的限制，並會在 3 分鐘內消失，價差、波動和距到期日越長則套利利潤越大。本研究目的為探討造成 PCP 和 PCFP 之定價誤差不同的因素，因此欲檢驗 Draper and Fung (2002)所提到影響套利利潤因素，例如價差、波動和距到期日長短是否亦為構成台灣證券市場上定價誤差因素。



### 2.3 行為財務學

綜觀過去文獻，無論是指數現貨與指數選擇權之效率性相關文獻，或是指數選擇權與指數期貨之效率性相關文獻，多利用無套利關係進行檢驗分析，此優點為不需要對投資者的偏好或報酬分配等加諸任何假設。價格的偏離可以經由套利力量讓市場恢復效率，此為效率市場假說。然而實際上套利受到放空限制、流動性因素等摩擦性因子的限制，使之不能發揮預期的影響力，阻礙了市場價格回復理論價格，而行為財務學家認為投資者的非理性行為是加深影響市場效率性的主因。因此對市場效率受影響現象提出與理性行為不同，且以心理學為基礎的解釋。此領域的蓬勃發展來自於 Kahneman and Tversky (1979)所發表的展望理論指出傳統預期效用理論無法完全描述個人在不確定情況下之決策行為，Odean (1998)、Shefrin (2000)、Hirshleifer (2001)、Zhang (2006)等學者

也都曾對投資者進行決策行為的心理因素加以探討，如過度自信和樂觀主義、過度反應或反應不足，顯示投資者在面對錯誤定價時，套利利潤是受限制的，Zhang (2006)研究也同時指出當市場上的雜訊交易者(noise traders)越多，定價將越不具效率性。

Zhang (2006)探討短期股價持續性的異常現象，指出過去行為財務文獻說明短期價格持續性現象乃投資者的行為偏誤造成，例如對新資訊的反應不足，該文則研究探討此現象和資訊不確定之關聯。其研究中有利用事後報酬率(過去 11 個月之股價報酬率)來判別好消息和壞消息，驗證此不確定因素和股價持續性現象的關聯，實證顯示當資訊不確定性越大時，價格偏離會越大。並且支持好消息伴隨高報酬，壞消息則伴隨相對低的報酬。Ofek *et al.* (2004)則指出在區隔的兩市場，具有相同未來現金流量的兩資產之定價不同，或者說是 PCP 無套利理論不成立，此違背財務上單一價格法則的理由有二，一是放空限制條件，另一是市場上必有足夠的非理性行為者(雜訊交易者風險(noise trader risk))。McMillian and Speight (2006)指出交易成本因素以及資訊領先者(informed trader)和雜訊交易者(noise trader)間之互動關係會造成 FTSE-100 指數期貨和指數現貨兩者之間為非線性關係。其研究並指出雜訊交易者通常進行動能交易策略(momentum trading)，且在股市上揚時特別是如此，此外，在價格些微偏離均衡時，一般套利交易者進入市場進行套利的反應是較快的，但當定價誤差很大時，因為雜訊交易者風險的存在，套利者的反應會有所遲疑，致使定價誤差修正速度趨緩。

過去文獻多數利用 PCP 或 PCFP 無套利關係探討市場是否有套利機會、定價效率性和市場效率性。本研究不同於以往研究，重點並非在衡量套利利潤大小上，而是同時考慮 PCP 和 PCFP 二等價理論關係，探究當投資者的套利標的不同所造成之差異，亦即探討當投資者的套利標的不同，造成兩定價誤差之差異性為何。另一方面，過去文獻亦納入市場不完美因子來解釋造成有限的套利 (limited arbitrage)或市場不效率的原因，但目前尚很少文獻同時探討三個市場之相對效率性，抑或探討造成 PCP 和 PCFP 之定價誤差不同的因素，本研究認為除期貨和現貨，同時再考量選擇權市場，納入選擇權市場相關訊息，即以比較 PCP 和 PCFP 之定價誤差差異，更能檢驗出市場相對效率性。

另外，PCFP 等價理論比 PCP 等價理論定價效率高由過去文獻是可知的，不過，台灣股票市場屬於淺碟市場，散戶(雜訊交易者)相對其他國家而言也有較高現象，而且台指選擇權商品契約設計規模小、近月交易最為活絡，此將容易吸引投機投資者(雜訊交易者)進入市場，從自然人交易人數相對高於法人可以觀察出此情況。因此不僅探討金融市場套利限制方面對定價誤差的影響，行為財務學近年已有越來越多不同以往的解釋和研究，本研究亦試圖以行為財務學觀點探究造成 PCP 和 PCFP 定價誤差不同的原因。



### 第三章、研究方法與設計

#### 3.1 資料

為探討造成 PCP 和 PCFP 兩者定價誤差不同之因素，分別以台灣加權股價指數和台灣加權股價指數期貨為對象，利用台灣加權股價指數選擇權日內資料，經由 PCP 等價理論和 PCFP 等價理論推算理論價格，當實際價格與理論價格偏離時，即產生定價誤差，進而探討二者間的動態關係與差異性分析。其中，台灣加權股價指數、台灣加權股價指數期貨、台灣加權股價指數選擇權的相關資料，包含各商品成交價格、履約價格、到期日、成交數量、成交日、當日最高/低價、最佳買賣報價、未平倉合約數等，取自 TEJ intra-day 光碟資料庫。無風險利率為每月郵匯局一年期定儲利率，取自台灣經濟新報資料庫。由於台灣加權股價指數選擇權於 2001 年底開始交易，故樣本期間包含從 2002 年初起步階段至目前 2005 年 6 月之日內資料，研究期間長達 3 年半以期能更穩健的來檢驗市場相對效率性。再者，由於台灣證券交易所與台灣期貨交易所交易時段不同，資料處理過程中樣本資料選取共同交易時段，並刪除提前開盤與延後收盤的資料，因此樣本資料選取時段為每日 9：00~13：30。

評價理論係由三個契約所組成，包含買權、賣權和期貨或標的現貨，由於台灣股價指數期貨和選擇權市場的交易契約包含自交易當月起連續二個月份，另加上三月、六月、九月、十二月中三個接續的季月，總共有五個月份的契約在市場交易，就交易情況來看，通常是近月期契約交易最為活絡，因此以近月期之股價指數期貨和選擇權契約為研究對象，在選擇權契約的選取標準上，雖然交易量最大契約可以消除交易量不足之問題，然而交易量最大契約通常發生在價外，相對而言，價平契約(At-the-Money)較具履約價值，與期貨或標的現貨的連動性較強，因此，選擇權契約的選取以價平契約為研究對象，本研究價平依 Draper and Fung (2002)分類方式設定為期貨價格除以選擇權履約價(F/X)介在 0.95~1.05 之間。本文資料的組成以 Fung *et al.* (1997)之方法為基礎，首先以合併每 5 分鐘價平且具相同履約價格和到期日之買權與賣權，再配合與選擇權相同到期日

並且為近期契約之期貨或標的現貨三者所組成，同時在 PCFP 等價理論組合中，還考慮由於期貨契約接近到期日流動性會變差，因此考量期貨可能換倉的效果，以到期日前 5 天為換倉基準(Chiang and Fong, 2001)；同樣的，為使結果分析比較具一致性，於 PCP 等價理論組合部份，亦將到期日前 5 天的資料予以刪除，以分析 PCP 和 PCFP 定價誤差之動態關連性。藉由上述資料組合過程，本研究著重於每 5 分鐘近期且價平之日內資料，並且刪除資料不合理的情況，例如買價或賣價報價為 0、選擇權買權或賣權之成交量小於 0、商品契約成交價格等於 0、未平倉合約數等於 0、賣價報價減掉買價報價小於 0 之資料組合。PCFP 等價理論共組合成 46,360 筆資料，PCP 等價理論共組合成 38,227 筆資料，除此之外為能同時探討期貨、選擇權、現貨市場相對效率性，將 PCP 等價理論與 PCFP 等價理論共同的資料組合挑選出來，得到 26,721 筆組合資料，之後實證研究將以共同的資料組合為研究樣本，以分析 PCP 等價理論與 PCFP 等價理論之間定價誤差的關連性因素。



### 3.2 理論模型與研究方法

#### 1. Put-Call-Futures Parity 等價理論關係

當台指選擇權的套利標的為台指期貨時，依據 Tucker(1991)所建立的 PCFP 等價理論推導出期貨理論價格，以期貨和選擇權契約的成交價格代入 PCFP 等價理論計算出期貨理論價格：

$$F_{t,i}^* = X + (C_{t,i} - P_{t,i}) \left(1 + \frac{r}{365}\right)^{(T-t)} \quad (1)$$

上式之  $C_{t,i}$  與  $P_{t,i}$  之選擇權必須為歐式選擇權，本研究對象台指選擇權符合此要求，而且選擇權和期貨契約必須有相同履約價 (X) 與到期日 (T)。

其中， $F_{t,i}^*$  為在第 t 日第 i 個 5 分鐘觀察時點依 PCFP 等價理論關係計算出之期貨理



論價格； $C_{t,i}$  和  $P_{t,i}$  為在第  $t$  日第  $i$  個 5 分鐘觀察時點選擇權買權與賣權價格； $X$  為選擇權執行價格； $T$  為到期日； $t$  表示為樣本研究期間第  $t$  觀察日； $i$  表示為在第  $t$  日的第  $i$  個 5 分鐘； $T-t$  為持有選擇權和期貨之持有期間； $r$  為無風險利率，使用每月郵匯局一年定儲利率。

當實際觀察到之台指期貨價格 ( $F_{t,i}$ ) 偏離公式所計算出之理論台指期貨價格 ( $F_{t,i}^*$ ) 時，則有定價誤差的產生。本研究欲估計的是偏離理論價格大小，因而對定價誤差除以公式所計算出之理論台指期貨價格，再取絕對值後，得到絕對定價誤差百分比，亦即

$$\left( \left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCFP} \right| \right)。$$

$$\left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCFP} \right| = \left| \frac{F_{t,i}^* - F_{t,i}}{F_{t,i}^*} \right| \times 100 \quad (2)$$



## 2. Put-Call Parity 等價理論關係

而當台指選擇權的套利標的為大盤指數現貨時，以選擇權契約之成交價格和台指指數現貨價格代入 PCP 等價理論計算現貨理論價格。依 PCP 等價理論關係(Stoll,1969)，又根據 Fung and Chan (1994)指出股利發放會影響指數現貨和衍生性金融商品間之套利關係，為能更精確估計定價誤差，於是依據 Black (1975)所修正的 PCP 等價理論關係，於等式中考量台灣股票市場於 7、8、9 月集中發放現金股利現象，推導出現貨理論價格如下：

$$S_{t,i}^* = X \left(1 + \frac{r}{365}\right)^{-(T-t)} + (C_{t,i} - P_{t,i}) - \sum_{\tau=t}^T d_{\tau} \times \left(1 + \frac{r}{365}\right)^{-(\tau-t)} \quad (3)$$

上式  $C_{t,i}$  和  $P_{t,i}$  之選擇權為具有相同標的資產 ( $S_{t,i}$ ) 的歐式選擇權，而且具有相同履約價 ( $X$ ) 與到期日 ( $T$ )。台指現貨之股利部份 ( $d_{\tau}$ ) 本研究採取台灣股票市場每一觀察日市值前 50 大上市公司為樣本，其佔整體股市權值約為 69%。本研究將此市值前 50

大上市公司(n 由 1 到 50，分別表示市值第 1 大公司到第 50 大公司)，於 7、8、9 月所發放之現金股利，以日為單位將此前 50 大上市公司於股利發放日發放之現金股利(unit of dividend)乘上其流通在外股數(shares)，得到各公司發放現金股利總額，並計算現金股利總額占個別公司市值(stock value)之比例。再依據個別公司市值(stock value)佔整體股市市值(total stock market value)當作權重，以此權重加權計算乘上當日大盤指數(index)，即可求出以指數為單位之股票市場每日股利( $d_t$ )，如公式(4)所示。

$$d_t = \sum_{n=1}^{50} \frac{(\text{unit of dividend})_n \times (\text{shares})_n}{(\text{stock value})_n} \times \frac{(\text{stock value})_n}{\text{total stock market value}} \times (\text{index})_t \quad (4)$$

其中， $S_{t,i}^*$  為在第 t 日第 i 個 5 分鐘觀察時點之現貨理論價格； $C_{t,i}$  和  $P_{t,i}$  為在第 t 日第 i 個 5 分鐘觀察時點選擇權買權與賣權價格；X 為選擇權執行價格；本研究認為台灣證券市場股利發放是集中在 7、8、9 月，股利發放為離散情況，而非連續的平均分配於會計年度之內，於是在等式(3)中估計股利部份，即  $(\sum_{\tau=t}^T d_\tau \times (1 + \frac{r}{365})^{-(\tau-t)})$ ，將目前時點 ( $t$ ) 距到期日(T)間台灣股票市場之離散現金股利以無風險利率折現至目前時點再將之加總；T 為到期日；t 表示為樣本研究期間第 t 觀察日；i 表示為在第 t 日的第 i 個 5 分鐘； $T-t$  為持有選擇權和現貨之持有期間；r 為無風險利率，使用每月郵匯局一年定儲利率。

當實際觀察到之大盤指數現貨價格 ( $S_{t,i}$ ) 偏離公式所計算出之理論現貨價格 ( $S_{t,i}^*$ ) 時，則有定價誤差產生。在此欲估計的是偏離理論價格之大小，因而在定價誤差上除以公式所計算出之理論現貨價格，再取絕對值，得到絕對定價誤差百分比，亦即  $(|\mathcal{E}_{t,i}^{PCP}|)$ 。

$$|\mathcal{E}_{t,i}^{PCP}| = \left| \frac{S_{t,i}^* - S_{t,i}}{S_{t,i}^*} \right| \times 100 \quad (5)$$

依上述二重要等價理論關係推導出理論價格後，再與觀察到之實際價格相比，計算

出絕對定價誤差百分比( $\left| \varepsilon_{t,i}^{PCFP} \right|$ 和 $\left| \varepsilon_{t,i}^{PCP} \right|$ )，以此定義之定價誤差為應變數，並將此二絕對定價誤差相減得到一絕對定價誤差差異之應變數( $\left| \varepsilon_{t,i}^{PCP} \right| - \left| \varepsilon_{t,i}^{PCFP} \right|$ )，以建構迴歸模型驗證等式(1)和(3)式，亦即藉此檢驗市場相對效率性，探討影響此二定價誤差及其間之差異性的可能因素與關連性，和這些因素與此二定價誤差與其間差異的關係：

$$\left| \varepsilon_{t,i}^{PCP} \right| = \beta_0 + \beta_1 X + u \quad (6)$$

$$\left| \varepsilon_{t,i}^{PCFP} \right| = \beta_0 + \beta_1 X + u \quad (7)$$

$$\left| \varepsilon_{t,i}^{PCP} \right| - \left| \varepsilon_{t,i}^{PCFP} \right| = \beta_0 + \beta_1 X + u \quad (8)$$

其中， $\beta_1$ 為 $1 \times k$ 之向量，為 $X$ 之係數； $X$ 為 $k \times 1$ 之向量函數，包括流動性衡量指標、放空限制條件的虛擬變數、發放現金股利月份之虛擬變數、市場之波動程度、未平倉口數、交易量、指數報酬率、距到期日長短。

以下實證研究之迴歸模型將依序分為二個部份，第一部份首先探討放空限制、股利發放月份、流動性等因素個別對定價誤差之影響，以及當此三變數加入其他市場控制因素之後，其對定價誤差的解釋能力是否仍為顯著。第二部份則試圖以行為財務學之觀點探討不同交易目的的投資者行為是否會對定價誤差產生明顯影響。

### 3.2.1 放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係

過去已有不少文獻指出放空限制對PCP評價模型構成很大的影響，而且放空限制的存在將導致市場對定價誤差之修正呈現不對稱型態(Ofek *et al.*, 2004)。流動性因素在財務學上則同樣被認為是影響價格不效率之重要因素(Draper and Fung, 2002；Roll, Schwartz and Subrahmanyam, 2005)。股利發放月份集中在7、8、9月則為台灣股票市場特有現象。因此，此一小節將針對放空限制、股利發放月份、流動性因素探討各別對定價誤差之影響，以及此三者對造成PCP與PCFP定價誤差之解釋效果為何，設計迴歸模



型如下：

$$\left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCFP} \right| = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + u \quad (9)$$

$$\left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCP} \right| = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + u \quad (10)$$

$$\left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCP} \right| - \left| \mathcal{E}_{t,i}^{PFCP} \right| = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + u \quad (11)$$

其中， $D_{ShortSale}$  為放空限制虛擬變數， $D_{Div}$  為發放現金股利月份之虛擬變數， $Liq\_opt$  為以買賣權報價價差平均值衡量之流動性， $Liq\_fut$  為以期貨報價價差衡量之流動性。

## 1. 放空限制：

套利操作原則為買進被低估一方，賣出被高估一方。在以 PCP 等價理論為探討對象時，當  $S > S^{U*}$  ( $S^{U*}$  表示為現貨理論價格上限，如公式(12)，由選擇權買賣報價套入 PCP 等價公式中求出) 時，由於指數現貨(S)被高估，理應放空指數現貨(S)，但是指數現貨(S)為不可交易商品，套利者如果要依市值比重買進全部個股來複製指數現貨(S)有相當的操作困難程度和交易成本。另一方法為僅以放空大型權值股進行套利操作，然而此法亦會受到股票市場 7% 的放空限制，且需考量放空所必須付出的成本，如融券成本，因而使套利困難度上升。也就是說，當  $S > S^{U*}$  時投資者如欲放空指數現貨，所面臨放空困難以及放空成本須納入考量，但本研究標的為台指現貨，為不可交易商品故不採計融券放空成本。於是本研究設定當  $S > S^{U*} \times (1+c)$  時，即實際價格大於已設算成本入內之理論價格上限時，表示此時投資者欲放空指數現貨，但面臨放空困難，於是設放空限制條件的虛擬變數為 1；反之，當  $S < S^{L*} \times (1+c)$  時，投資者進行之操作為買現貨(S)，放空由選擇權複製之( $S^{L*}$ )，此一操作策略之可行性相對於前者大，此即為過去學者所提及的非線性定價誤差調整過程的主要原因(Ofek *et al.*, 2004；McMillian and Speight, 2006)。本研究著重於放空限制對定價誤差之影響，於是設定當情況不是在  $S > S^{U*} \times (1+c)$  時，放空

限制條件的虛擬變數設為 0，亦即沒有放空限制存在。

$$S_{t,i}^{U*} = X(1 + \frac{r}{365})^{-(T-t)} + (C_{t,i}^a - P_{t,i}^b) - \sum_{\tau=t}^T d_{\tau} \times (1 + \frac{r}{365})^{-(T-t)} \quad (12)$$

$$S_{t,i}^{L*} = X(1 + \frac{r}{365})^{-(T-t)} + (C_{t,i}^b - P_{t,i}^a) - \sum_{\tau=t}^T d_{\tau} \times (1 + \frac{r}{365})^{-(T-t)} \quad (13)$$

公式(12)所示  $S^{U*}$ ，為以買權賣價(ask of Call)買進買權和賣權買價(bid of Put)賣出賣權來複製  $S^{U*}$ ，而非以成交價格複製，由此可估計買賣選擇權之隱含價差成本； $S^{L*}$  為參照上述方法所計算出之理論價格下界，如公式(13)，但因本研究著重於放空限制之探討，故在其後的文章中並未使用；另外，c 為考量台灣證交所規定於股票市場進行買賣時所需支付之顯性成本，為證交稅(0.1425%)與手續費(0.3%)之加總。

## 2. 發放現金股利：

用以判定目前時點距到期月份前，是否屬於發放現金股利月份期間，亦即是否屬於 7~9 月之間，若屬於則設虛擬變數為 1；反之，則假設虛擬變數為 0。藉以評估在現金股利發放月份期間，現貨、選擇權、期貨市場何者對發放現金股利資訊反應較為迅速，亦即比較價格之相對效率性。

## 3. 流動性(買賣報價價差)：

以公式(15)有效買賣報價價差(Effective Spread)來衡量市場之流動性，而不以公式(14)報價之買賣價差(Quoted Spread)作為流動性衡量指標，原因是依據 Roll *et al.* (2005) 論文結果顯示有效買賣價差與定價誤差間關連性較報價之買賣價差更為顯著。其中選擇權流動性是以買權和賣權價差平均值為衡量基準。當價差越大表示市場越不具流動性；反之，當價差縮小表示市場流動性越好。

$$Quoted\ Spread = ask_{t,i} - bid_{t,i} \quad (14)$$

$$Effective\ Spread = 2 \times [price_{t,i} - (ask_{t,i} + bid_{t,i}) / 2] \quad (15)$$

### 3.2.2 於迴歸式中置入其他市場控制變數探討對定價誤差之影響

除了放空限制、股利發放月份、流動性因素等對定價誤差之影響外，定價誤差亦可能受到市場其他因素影響，所以亦加入其他控制市場因子，以更為純粹之放空限制、股利發放月份、流動性因素來檢驗此三者與定價誤差的關聯性是否仍為顯著，設計迴歸模型如下：

$$\begin{aligned} |\varepsilon_{t,i}^{PCP}| = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \alpha_5 t + \alpha_6 \sigma_{opt} \\ & + \alpha_7 Return30 + \alpha_8 Volume\_fut + \alpha_9 Put\ Call\ ratio\ of\ Volume \\ & + \alpha_{10} OI\_fut + \alpha_{11} Put\ Call\ ratio\ of\ OI + u \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} |\varepsilon_{t,i}^{PCP}| = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \alpha_5 t + \alpha_6 \sigma_{opt} \\ & + \alpha_7 Return30 + \alpha_8 Volume\_fut + \alpha_9 Put\ Call\ ratio\ of\ Volume \\ & + \alpha_{10} OI\_fut + \alpha_{11} Put\ Call\ ratio\ of\ OI + u \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} |\varepsilon_{t,i}^{PCP}| - |\varepsilon_{t,i}^{PFCP}| = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \alpha_5 t \\ & + \alpha_6 \sigma_{opt} + \alpha_7 Basis + \alpha_8 Return30 + \alpha_9 Volume\_fut \\ & + \alpha_{10} Put\ Call\ ratio\ of\ Volume + \alpha_{11} OI\_fut + \alpha_{12} Put\ Call\ ratio\ of\ OI + u \end{aligned} \quad (18)$$

其中， $D_{ShortSale}$  為放空限制條件虛擬變數， $D_{Div}$  為發放現金股利月份之虛擬變數， $Liq\_opt$  為以買賣權報價價差平均值衡量之流動性， $Liq\_fut$  為以期貨報價價差衡量之流動性， $t$  為持有契約到到期日長短， $\sigma_{opt}$  為價平選擇權之買權賣權隱含波動率平均值， $Basis$  為基差， $Return30$  為過去 30 個交易日之指數報酬率乘上 100， $Volume\_fut$  為期貨成交量， $Put\ Call\ ratio\ of\ Volume$  為選擇權賣權成交量除以買權成交量， $OI\_fut$  為期貨未平倉合約數， $Put\ Call\ ratio\ of\ OI$  為選擇權賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數。

除了已在先前所述之放空限制、現金股利發放月份和流動性指標外，其他本研究採納之控制變數定義如下：

#### 4. 波動程度：

由於 Wiggins(1987)研究指出，只有價平選擇權才能提供最正確隱含波動率預估值，價內及價外選擇權皆有過度評價現象，本文採用的選擇權隱含波動率以價平契約為研究

對象，使用 Black-Scholes 選擇權評價模式，利用 MATLAB 套裝軟體，分別代入本研究所採納樣本於市場上觀察到之價平選擇權契約價格(call price 或 put price)、股價指數現貨價格(s)、履約價格(k)、無風險利率(r)與距到期日(t)，求算出價平買賣權隱含波動率(ISD, implied standard deviation)，之後將買權與賣權的隱含波動率計算平均值，以代表選擇權市場波動程度，如公式(19)。

$$\begin{aligned}\sigma_{call} &= f(s, t, r, k, \text{call price}), \\ \sigma_{put} &= f(s, t, r, k, \text{put price}), \\ \sigma_{opt} &= \frac{\sigma_{call} + \sigma_{put}}{2}\end{aligned}\quad (19)$$

期貨之波動度估計本研究則依據 Parkinson (1980)之計算方式，如公式(20)：

$$\hat{\sigma}_F = \sqrt{\frac{1}{4n \ln 2} \sum_{t=1}^n \left( \ln \frac{H_t}{L_t} \right)^2}, \quad n \geq 1 \quad (20)$$

其中， $\hat{\sigma}_F$  表示為估計之期貨波動度；n為波動度估計天數，本研究欲估計的是一天之波動程度，於是在此n假設為1； $H_t$ 則表示為第t個觀察日台指期貨最高價格； $L_t$ 則表示為第t個觀察日台指期貨最低價格。代入得到 $\hat{\sigma}_F$ ，再將之標準化乘上 $\sqrt{252}$ 以得年化期貨波動度。

波動度對於選擇權的定價是極為重要的一項因子，而且波動度可能亦隱含市場對未來前景之預期(Derman, 1999)，因此必須納入以控制其對定價誤差的影響。

##### 5. 距到期日：

過去相當多學者已驗證了距到期日長短對定價誤差有很大的影響(Fung and Fung, 1997；Ofek *et al.*, 2004)，指出距到期日越大，定價誤差會隨之增加，因此亦納入此變數，以控制距到期日長短對定價誤差之影響。

##### 6. 指數報酬率：

本研究計算每一樣本日前 30 個交易日之指數報酬率<sup>2</sup>，藉以控制指數報酬率的持續性(隱含市場的多空趨勢)對定價誤差之影響。

#### 7. 未平倉合約數：

將前一日各市場未平倉合約數取自然對數。在選擇權市場，以賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數，得到一相對指標<sup>3</sup>，如公式(21)。此隱含賣權和買權相對需求，藉以控制量的關係對定價誤差之影響。

$$\text{Put Call Ratio of OI} = \frac{\text{OI of Put}}{\text{OI of Call}} \quad (21)$$

#### 8. 交易量：

Odean(1998)建立價格變動與交易量關係模型，說明交易量變化可以代表市場資訊活動。本研究資料為每日每 5 分鐘之組合，於是交易量計算方式為每 5 分鐘之累積交易量，將此變數取自然對數，且在選擇權市場中交易量變數定義為賣權交易量除以買權交易量<sup>4</sup>，如公式(22)。藉以控制前一樣本點之交易量對定價誤差之影響。

$$\text{Put Call Ratio of Volume} = \frac{\text{Volume of Put}}{\text{Volume of Call}} \quad (22)$$

#### 9. 基差：

<sup>2</sup>實務上進行股價分析時，常佐以過去一週或一個月的股價趨勢，原因是假設價格有持續性現象。學術上研究股價持續性時亦常使用週資料及月資料進行分析。有關探討影響股票報酬率持續性或變異文獻，例如Fama and French(1993) 用一個月基準衡量報酬率。探討造成報酬率波動文獻，例如Bali and Weinbaum (2005)以一日、一週以及一個月三種不同期間檢驗短期價格連續或波動現象。而從心理學角度探討投資者過度自信(overconfidence)使短期價格出現持續性現象(price continuation)之研究時，Chuang and Lee (2006a)利用過去一週報酬率為變數，Chuang and Lee (2006b)則利用前一個月報酬率為變數。在此節報酬率變數視為股價持續性之控制變數，於是本研究採用過去一個月報酬(以 30 個交易日代表)控制市場狀況。

<sup>3</sup> 未平倉合約數代表市場殘餘的交易活動，視為市場深度(market depth)的指標或是對未來有不同看法(heterogeneity of believes)，例如，Harris and Raviv (1993)和 Shalen (1993)都曾用此探討與價格變動關係。本研究未平倉量資料包含期貨和選擇權，其中選擇權又分為賣權和買權，此二者未平倉量的不同隱含對未來有不同預期，於是參照 Han (2004)將之設定為賣權未平倉量除以買權未平倉量，檢驗其與定價誤差的關係。

<sup>4</sup>交易量除用來當作流動性指標(例如，Haugen and Baker,1996)之外，還可以藉由過去交易量變動資料來判斷未來股價走勢之資訊(例如，Chan et al., 2002、O' hno, 2001 和 Odean, 1998)。本研究交易量資料有期貨和選擇權，其中選擇權又分別有賣權和買權，此二者交易量的不同隱含對市場景氣的不確定性，若僅用市場平均買賣權交易量不易看出價格波動是由買權或賣權所趨動，因此參照 Pan and Poteshman (2006)所設定之選擇權交易量變數，為了相對比較兩者資訊，於是將之相除。Girma and Mougoue (2002)同時考量未平倉和交易量探討與期貨價差策略波動(futures spreads volatility)關係，本研究亦同時考量此二變數捕捉投資者不同預期對定價誤差的影響。



基差根據 Hull(2001)定義為現貨與期貨間之價差(S-F)，由於過去學者研究(Fung and Chan, 1994)發現現貨和衍生性商品間之關係會受到股利影響，本研究也已納入股利發放月份之虛擬變數，為排除兩變數間互相影響，於是所使用基差定義為已扣除現金股利折現之基差，以消除現金股利發放影響。如本研究第一章所提，比較 PCP 等價理論與 PCFP 等價理論時，兩者之間最大不同在於 PCP 等價理論以現貨為套利標的，而 PCFP 等價理論以期貨為套利標的，又現貨與期貨差異主要為基差之存在，因此藉此變數控制基差所導致之定價誤差差異性。

本研究預期當市場存在放空限制將使 PCP 定價誤差擴大。而發放現金股利因素，會因為現貨市場的大盤指數因定價或計算方式無法反應真實市場價格，而使定價誤差擴大。市場流動性不足則將使價差成本升高，相對也較容易出現價格偏離之現象，本研究預期價差成本與定價誤差呈正向關係。同理，波動性增加，將反應價格的不穩定性增加，故預期波動程度與定價誤差呈正向關係。



### 3.2.3 以行為財務學角度設計迴歸模型探究定價誤差形成因素

如第二章文獻探討之行為財務學觀點所述，等式(1)和(3)式被違反必定是因為市場上存在某些限制因素，最常被引用的是放空限制因素，如果沒有放空限制存在，當實際價格向上偏離理論價格時，投資者可立即利用買低賣高的套利策略，使價格迅速趨於一致。另外，可能實際價格與理論價格一開始就不相等，以 PCP 等價理論來舉例，當可以利用選擇權市場之買權和賣權組合來複製同樣的報酬，但為什麼投資者寧願買現貨(S)，原因可能是因為操作策略太困難或是複製成本太高，抑或直接持有期貨(S)對投資者而言存在一些潛在的價值。但是就如大家所知，選擇權市場亦提供投資者避險管道，具有風險規避的功能，但投資者卻忽略此一功能而持有現貨(S)。針對上述互相矛盾的情況，行為財務學家提供了很好的解釋理由。

行為財務學家認為實際價格可以偏離理論價格，因為市場上有一群投資者顯然是非

理性行為者(雜訊交易者)。這些非理性投資者注意的是市場上其他的資訊，如市場的狀況，整體投資環境的氛圍等，於是基於其心理因素來做投資決策而非依據財務基本面因素，促使價格偏離理論價格，且在交易行為受限之市場上，更無法迅速調整這些錯誤定價(Shleifer,2000)。假使市場是區隔市場，例如現貨、選擇權市場各自擁有自己的投資者，那麼定價誤差的資訊將不一定會從一市場影響到另一市場(Lamont and Thaler,2003)，也就是說，非理性投資者並不會利用其他市場資訊。本研究將之推廣應用於選擇權與期貨市場，藉以探究指數現貨、選擇權和期貨之間存著何種關聯性，以及投資者是否會利用其他市場資訊以進行投資操作。

另外，以 PCP 等價理論而言，一般認為現貨市場存在較多不理性的投資者，因此，當現貨市場和選擇權市場是由資訊領先者和雜訊交易者比重不同之投資者組成，且選擇權市場之投資者相信越接近到期日價格將會回復至理論價格時，此情況將會使現貨市場之實際價格與利用買賣權複製之理論價格不相等，產生相當大之定價誤差。所以本研究亦欲藉此檢驗選擇權市場之投資者組成成分上是否有顯著的雜訊交易者存在以影響定價誤差。

因此，本小節建構之迴歸模型將連結上述非理性行為，探討非理性行為對定價誤差之影響，以及造成二理論之定價誤差差異性原因探討，參照 Draper and Fung (2002) 和 Ofek *et al.* (2004)之研究變數，以及台灣股票市場之特徵，設計迴歸模型如下：

$$\begin{aligned} |\varepsilon_{t,i}^{PCP}| = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \alpha_5 t + \alpha_6 \sigma_{opt} \\ & + \alpha_7 \Delta(Basis)_{t-1} + \alpha_8 Return5 + \alpha_9 Return30 + \alpha_{10} Volume\_fut \\ & + \alpha_{11} Put\ Call\ ratio\ of\ Volume + \alpha_{12} OI\_fut \\ & + \alpha_{13} Put\ Call\ ratio\ of\ OI + u \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} |\varepsilon_{t,i}^{PCP}| = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \alpha_5 t + \alpha_6 \sigma_{opt} \\ & + \alpha_7 \Delta(Basis)_{t-1} + \alpha_8 Return5 + \alpha_9 Return30 + \alpha_{10} Volume\_fut \\ & + \alpha_{11} Put\ Call\ ratio\ of\ Volume + \alpha_{12} OI\_fut \\ & + \alpha_{13} Put\ Call\ ratio\ of\ OI + u \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned}
\left| \varepsilon_{t,i}^{PCP} \right| - \left| \varepsilon_{t,i}^{PFCP} \right| = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \alpha_5 t \\
& + \alpha_6 \sigma_{opt} + \alpha_7 Basis + \alpha_8 \Delta(Basis)_{t-1} + \alpha_9 Return5 + \alpha_{10} Return30 \\
& + \alpha_{11} Volume\_fut + \alpha_{12} Put\_Call\_ratio\_of\_Volume + \alpha_{13} OI\_fut \\
& + \alpha_{14} Put\_Call\_ratio\_of\_OI + u
\end{aligned} \tag{25}$$

其中， $D_{ShortSale}$  為放空限制條件虛擬變數， $D_{Div}$  為發放現金股利月份之虛擬變數， $Liq\_opt$  為以買賣權報價價差衡量之流動性， $Liq\_fut$  為以期貨報價價差衡量之流動性， $t$  為持有契約到到期日長短， $\sigma_{opt}$  為價平選擇權之買權賣權隱含波動率平均值， $Basis$  為基差， $\Delta(Basis)_{t-1}$  為前一日基差之變動， $Return5$  為過去 5 個交易日之指數報酬率乘上 100， $Return30$  為過去 30 個交易日之指數報酬率乘上 100， $Volume\_fut$  為期貨成交量， $Put\_Call\_ratio\_of\_Volume$  為選擇權賣權成交量除以買權成交量， $OI\_fut$  為期貨未平倉合約數， $Put\_Call\_ratio$  為選擇權賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數。

除了放空限制、股利發放月份、流動性因素等變數外，本小節其他變數說明如下：

#### 1. 波動程度：

隱含波動率指數(VIX)由美國芝加哥期貨交易所(CBOE)於 1993 年推出，為一指數買權與賣權隱含波動率加權平均後的指數，可緩和交易人明顯偏好使用買權或賣權的傾向，亦可降低單一買權或賣權引起衡量上可能的誤差，提供投資人大盤未來走勢預測的解讀。隱含波動率指數通常被用為判斷市場多空行情的逆勢指標，反映選擇權市場參與者對於大盤後市波動程度的看法。隱含波動率指數上揚，表示市場參與者預期後市波動程度加劇，也同時反映其不安的心理狀況；相反地，如果隱含波動率指數下降，反映市場參與者對於後市價格波動趨於和緩的預期。由於隱含波動率指數可具體描述投資人心態變化情形，所以又稱為投資人恐慌指標(The investor fear gauge)，指數持續下跌時，隱含波動率指數通常會不斷上升；而指數上揚的同時，隱含波動率指數通常持續走跌。綜合上述，可知隱含波動率買賣權平均值變化應有助於市場行情判斷，提供市場參與者更能反映大盤整體走勢的指標。

#### 2. 距到期日：



過去相當多學者已驗證出距到期日之長短對定價誤差有很大的影響。例如 Ofek *et al.* (2004)提出當某一方市場(如選擇權市場)相信價格偏離真實價格，預期價格終究會回歸真實價格，則當越接近到期日時，定價誤差將會越小，因此本研究在此小節亦納入此變數。

### 3. 指數報酬率：

觀察股價週線和月線的變動為判斷股市行情的技術面分析，又本研究認為投資者對不同期間的報酬率可能會有不同的反應，由此分別計算過去 5 個交易日和過去 30 個交易日之指數報酬率<sup>5</sup>，藉以檢驗投資者在觀察市場變化時，是否有在短期時會跟隨市場變化用隨勢策略，亦稱動能交易(momentum trading)作為交易策略的現象。

### 4. 未平倉合約數：

以前一日各市場之未平倉合約數取自然對數。在選擇權市場，以賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數，得到一相對指標。在 Ofek *et al.* (2004)研究中，亦以此指標作為流動性衡量標準，但是此指標除了可用於衡量流動性，尚可用來表示市場投資者對未來市場狀況的預期(Grossman and Zhou, 1996; Han, 2004)。當選擇權未平倉比率越大，表示賣權需求大，投資者進入選擇權市場不是為其投資組合避險就是預期市場前景不佳而買進賣權，即未來市場為空頭市場；當選擇權未平倉比率越小，表示賣權需求小，投資者預期市場前景看好，即未來市場為多頭市場。

### 5. 交易量：

將此變數取自然對數。本研究依 Pan and Poteshman (2006)所設選擇權成交量比率(Put call ratio of trading volume)為變數，檢驗市場非理性參與者與定價誤差之關聯。交易量越多表示對市場不確定性，而根據 Ofek *et al.* (2004)提出交易量越多，如果市場上非理性行為者也越多，則交易量越多將代表著偏離理論價格的可能性也會越大，其交易量

---

<sup>5</sup> 如同註腳 2 所示。而本研究以一週有 5 個交易日為基準，驗證短期下價格是否有延續現象，亦即檢驗是否有雜訊交易者行使動能交易策略。由於過去在探討不同報酬期間對定價誤差影響文獻甚少，本研究認為投資者對不同期間的報酬應該會有不同的反應，因此同時列入一週和一個月的指數報酬以探討投資者是否會有過度樂觀或過度自信的動能交易策略。

定義為買權和賣權之平均值，且從其研究發現交易量越多構成價格偏離越大，此交易量是由買權交易量越多所造成。同樣的本研究以選擇權成交量比率檢驗其與定價誤差存在何種關聯。

#### 6. 基差變動：

以  $t$  期與  $t-1$  期之基差變動，預期現貨和期貨市場之雜訊交易者和套利者對定價誤差修正的關係(McMillan and Speight, 2005)。不論市場處於正向市場( $S < F$ )或是逆向市場( $S > F$ )，若基差轉弱(例如正向市場之基差由-3 到-5，逆向市場之基差由 5 到 3)或是基差由正轉負(基差由逆向市場到正向市場)，亦即基差變動為負值時，表示  $F$  相對於  $S$  有過高之現象，投資者可透過買  $S$  賣  $F$  之套利策略，預期此時現貨市場為空頭趨勢；若基差轉強(例如正向市場之基差由-5 到-3，逆向市場之基差由 3 到 5)或是基差由負轉正(基差由正向市場到逆向市場)，亦即基差變動為正值時， $S$  相對於  $F$  有過高之現象，預期此時現貨市場為多頭趨勢。藉此隨時間變化的基差變動，亦即透過現貨和期貨市場偏離的掌握，檢驗其變化是否提供市場價格變動方向預測和是否具資訊傳遞過程，亦即探討其與定價誤差之動態關聯性。



## 第四章、研究結果與分析

### 4.1 敘述性統計

從敘述性統計表，表(2)，可看出 PCP 之平均定價誤差(百分比)約為-0.29%，取絕對值之後其偏離指數現貨實際價格約為 0.47%；而 PCFP 之平均定價誤差(百分比)約為 0.02%，取絕對值之後其偏離指數期貨實際價格約為 0.08%。且從圖(2)亦顯示出當以買賣權複製之現貨理論價格大部份會小於實際價格，此現象可能和指數現貨為不可交易性商品，導致投資者如欲在現貨市場進行放空所面臨的困難度有關係。此外由標準差上來看，可發現 PCP 定價誤差之波動度相較於 PCFP 定價誤差之波動度劇烈，顯示現貨和選擇權市場之間的連動關係較期貨和選擇權市場不緊密。而從 PCFP 平均定價誤差顯然小於 PCP 平均定價誤差，此亦顯示出期貨和選擇權間的連動關係較現貨和選擇權間為強烈，本研究將於後續實證檢驗之。

由圖(2) 91 年到 94 年 6 月 PCP 與 PCFP 之定價誤差趨勢圖，對照表(1)台灣股價指數選擇權成交量，發現在選擇權商品剛上市時，91 年度日平均成交量僅 6,316 口，投資者對新金融商品有較多不確定性，此時 PCP 與 PCFP 之定價誤差明顯地相對於本樣本研究期間的定價誤差大。至 92 年度後，隨著券商及期貨商的積極推廣，投資者對選擇權商品熟稔度逐漸提高，投機者的參與和面對不確定風險而產生避險之需求增加，日平均成交量約成長 15 倍，至 93 年度日平均成交量達 17 萬口以上，94 年度日平均成交量更達 32 萬口以上，選擇權市場逐漸臻於成熟，市場更具效率性，因而 PCP 與 PCFP 之定價誤差相較於選擇權上市初期皆有縮小的情況。然而比較本樣本期間之 PCP 與 PCFP 定價誤差，PCFP 定價誤差明顯小於 PCP 之定價誤差，證實 PCFP 為以期貨為套利標的之定價誤差，因為期貨具有可交易性與相對於現貨資訊反應速度快；相對的，以現貨為套利標的之 PCP 定價誤差，因放空限制與不可交易性等因素使其幅度遠較前者為大。從絕對定價誤差趨勢圖( $\left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCP} \right| - \left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCFP} \right|$ )更可清楚的看出此結果。至近年來，PCFP 定價誤差更為縮小，顯示出選擇權與期貨市場間之連動效率性明顯提升。此外，選擇權剛上市初期，

二等價理論之定價誤差差距甚大，至近年來，選擇權市場趨於成熟，其交易使現貨和期貨市場起了變化，對這些市場應有產生外溢之效果，可能改變市場交易型態以及市場間的連動關係，於是使二等價理論之定價誤差差距變小。

#### 4.2 市場限制對定價誤差之影響

在進行迴歸模型研究分析之前，必須確認變數是否為定態序列。所謂的定態序列是指變數的平均數、變異數、和自我共變異數都必須是有限的常數項。主要原因是許多研究發現，經濟或財務方面的資料很有可能是非定態的時間序列。當變數為非定態時，對研究結果最大的影響為可能出現假性迴歸(spurious regression)現象。而所謂假性迴歸即是在使用迴歸方式檢定或是估計實證模型時，如變數為非定態序列，可能使本無因果關係的變數，出現假的因果關係，即迴歸係數顯著異於零的情形。因此常導致迴歸研究的結論發生重大的偏誤，故在進行迴歸研究分析之前，必須先檢定時間序列變數是否為定態。

實證研究上欲確認某時間序列變數是否為定態時，通常檢驗該序列是否有單根存在，即所謂的單根檢定。而本研究採用ADF Test(Augmented Dickey-Fuller test)來檢驗PCP定價誤差、PCFP定價誤差、選擇權流動性指標(選擇權平均有效報價價差)、期貨流動性指標(期貨有效報價價差)、波動度等其他市場控制變數是否為定態序列。在進行ADF檢定之前，必須先確認最適落後期數，依據AIC (Akaike's information criterion)資訊判斷準則來選擇最適落後期數<sup>6</sup>。

依據 ADF 檢定之結果，發現 PCP 定價誤差、PCFP 定價誤差、選擇權流動性指標(選擇權平均有效報價價差)、期貨流動性指標(期貨有效報價價差)、波動度等其他市場控制變數皆顯著拒絕虛無假設，如表(2)所示，亦即前述序列並無單根存在，皆為定態之時間

<sup>6</sup>依據AIC資訊準則，本研究表2所列為10期落後期數的ADF檢定結果，本研究尚有利用5期、和20期進行單根檢定，結果皆拒絕變數具單根現象。

序列。所以避免了假性迴歸發生之可能性，因此接下來便對變數進行迴歸分析。

#### 4.2.1 放空限制、股利發放月份、流動性因素個別與定價誤差之關聯

##### 1. 放空限制條件與定價誤差之關係

當僅對放空限制條件之虛擬變數做迴歸分析時，結果如表(3)，發現放空限制因素對PCP以及PCP與PCFP二者間的絕對定價誤差差異都有顯著影響，其係數分別為 0.65269 及 0.65208。表示當現貨市場之放空限制條件成立，即  $S > S^{U*} \times (1+c)$  時，定價誤差會擴大。尤其從 $R^2$ 上來看，對PCP以及二者之間的絕對誤差差異分別達 51%、52%之解釋能力，顯示指數現貨的放空限制條件為定價誤差產生之主要原因；相較之下，放空限制對PCFP之定價誤差影響並不顯著，顯示指數現貨市場的放空限制條件是否符合，對PCFP之定價誤差沒有顯著影響。探究其原因，為期貨和選擇權市場無放空限制存在，因此期貨和選擇權市場相對較能對應出避險和套利策略，而使市場反應出真實價格，與過去學者證實期貨和選擇權相對於現貨市場為有效率市場相同。

##### 2. 選擇權平均有效買賣價差與定價誤差之關係

選擇權流動性之衡量方式為買賣權有效報價價差平均值，當僅針對選擇權流動性因素作迴歸分析時，發現選擇權流動性因素對PCP、PCFP以及二者之間的絕對定價誤差差異都有顯著影響，其係數分別為 0.01195、0.01071 及 0.00124，不僅表示有買賣權有效報價價差平均值對PCP與PCFP之定價誤差的影響為正向關係，也就是當選擇權流動性越差，平均買賣價差越大，定價誤差會隨之增加；而PCFP定價誤差平均在 0.08%，PCP定價誤差平均在 0.47%，可知前者規模遠較後者為小，所以當平均報價價差越大，選擇權市場流動性越差，雖然係數相當，但代表對PCFP之定價誤差影響幅度相對大於PCP之定價誤差影響幅度。在PCFP之迴歸式中其 $R^2$ 更達 40%之解釋能力<sup>7</sup>，顯示選擇權市場之報

<sup>7</sup>當後續迴歸式加入控制變數 *Return30* 時，樣本數會減少 804 筆，使資料由 2002 年 2 月 21 日開始，即約前兩個月資料會被忽略，於是為配合後續資料的使用，本研究依此將表(3)與表(4)左半部重新做整理(為節省篇幅並未列出)，發現在PCFP定價誤差為應變數之迴歸模型下，表(3)變數 *Liq\_opt* (由買權和賣權有效



價價差平均值對PCFP定價誤差的解釋效果佔有相當大的成分。因此本研究推論影響PCFP定價誤差大小之關鍵取決於選擇權市場是否具有流動性，而此亦相對隱含期貨市場相較於選擇權市場更具穩定性和效率性<sup>8</sup>。

因此，在二者間的絕對定價誤差差異上，當選擇權市場之買賣報價價差越大，即選擇權市場越不具流動性時，由於其對PCFP定價誤差的解釋效果大於對PCP定價誤差的解釋效果，導致對二者絕對定價誤差差異的影響效果將變小，可由實證所得之係數0.00124觀察到此一現象。從而推論選擇權市場的流動性分別對期貨和現貨的定價誤差有資訊傳遞的現象，亦即投資者會利用選擇權市場的資訊，但其對期貨和現貨所造成的經濟幅度影響差距不甚大，因此不是造成二者之間的絕對定價誤差差異之主因。

### 3. 期貨買賣報價價差與定價誤差之關係

若以期貨買賣報價價差當作衡量期貨市場流動性之變數，如同選擇權買賣報價價差，其對PCP、PCFP之定價誤差都有顯著且相同方向之影響，但對PCP、PCFP定價誤差的解釋效果卻不及選擇權流動性變數佳，可推知期貨流動性較選擇權流動性穩定，而選擇權買賣價差是構成定價誤差的原因；且其對PCP與PCFP二者之間的絕對誤差差異沒有顯著影響，如同選擇權流動性之推論，本研究推論期貨市場之交易資訊會傳遞到現貨和選擇權市場，但卻不是造成其間差異的主要因素。在比較迴歸之 $R^2$ ，雖發現選擇權買賣報價價差更能對定價誤差提出解釋力，但是本研究之後的迴歸分析仍將期貨買賣報價價差列入考量變數之一。原因為期貨市場的流動性包含與選擇權市場的流動性不同市場資訊和經濟意涵，例如期貨市場以法人機構為主體，投資期貨的目的主要為套利以及避險；選擇權市場的投資者除了套利及避險目的外，尚包含不少以投機交易為目的之投資者(Chan, Chang and Lung, 2006)<sup>9</sup>，此二市場的投資者組成差異將使流動性包含不同的資

---

報價價差平均值所衡量之流動性)之係數為 0.01061，且調整後 $R^2$  變成 0.2999，表(4)左半部 $R^2$  則變成 0.3179。

<sup>8</sup> 由註腳 7，加上當去除 2002 年的樣本資料，即樣本是由 2003 年開始時，樣本數變成 19603 筆，在PCFP定價誤差為應變數之迴歸模型下，表(3)變數  $Liq\_opt$  之係數為 0.01414，而調整後 $R^2$  變成 0.0967，顯示出選擇權市場初步階段的流動性是造成PCFP定價誤差主因。

<sup>9</sup> Chan *et al.* (2006)將 2002 年 1 月 2 日至 2004 年 5 月 25 日的台指選擇權區分為價內外探討與台指選擇權市場之資訊領先者(informed trader)間關係，研究顯示資訊領先者利用高槓桿之價外選擇權執行套利和避

訊內涵，因此有必要同時納入。

#### 4. 股利發放月份與定價誤差之關係

基於台灣股票市場權值大的公司，尤其高科技公司，集中於7、8、9月份發放現金股利，本研究將7、8、9月份設為虛擬變數，探討股利發放月份對定價誤差的影響。結果顯示股利發放月份對PCP、PCFP與二者之間的絕對定價誤差差異影響為顯著且係數分別為0.22857、-0.00647和0.23504，由此可知選擇權市場會先行反應出股利發放資訊事件，現貨市場則反應較慢而導致PCP之定價誤差擴大；而PCFP定價誤差則因期貨和選擇權兩市場皆會對發放股利事件期間有所反應和調整致使誤差縮小。再一次說明了期貨或選擇權市場相對於現貨市場較快速充分反應出市場資訊。因此在二者之間的絕對誤差差異上，股利發放月份會因以現貨為套利標的的PCP等價理論關係，其中的現貨市場反應慢，與以期貨為套利標的的PCFP等價理論關係，其中的期貨市場效率性佳，而擴大二者之間的絕對誤差差異。



#### 4.2.2 同時納入放空限制、股利發放月份、流動性三因素對定價誤差之影響

此小節將4.2.1節所討論變數同時進行迴歸分析，如表(4)所示。

##### 1. PCP等價理論之迴歸分析

在以PCP定價誤差為應變數之迴歸模型中，放空限制、發放現金股利月份以及選擇權流動性指標(買賣權有效報價價差平均值)、期貨流動性指標(期貨有效報價價差)都有顯著影響，其係數分別為0.63131、0.08954、0.01077與0.00239，表示當市場上符合放空限制條件、正值股利發放月份、選擇權或期貨市場買賣報價價差擴大時，對PCP之定價誤差都有正向且顯著的影響力。尤其同時考量此三因素後，放空限制條件之係數由0.65269變成0.63131，下降幅度不大，可知放空限制仍為影響PCP定價誤差的主要原因。

---

險操作，且賣權量遠多於買權量；然而在價內和價平樣本時，此情況並不顯著，顯示投資者較不會利用價內和價平選擇權進行套利、避險操作，且買權量是大過於賣權量，皆意味著有較多投機者在價內和價平區間。而在本研究為價平樣本資料，買權未平倉量大於賣權未平倉量，可推測選擇權市場應尚包含影響市場之投機交易者，此部分將於後續實證驗證之。

## 2. PCFP 等價理論之迴歸分析

以 PCFP 定價誤差為應變數之迴歸模型中，除了發放股利月份因素外，放空限制和選擇權流動性指標(買賣權有效報價價差平均值)、期貨流動性指標(期貨有效報價價差)都有顯著影響，其係數分別為-0.00371、0.01041、0.00743。雖然同時考量三因素後，放空限制條件由正的不顯著變成顯著負效果，亦即當現貨市場符合放空限制條件時反而縮小 PCFP 之定價誤差，但其經濟係數不大，不管如何驗證了期貨或選擇權市場在市場無放空限制下，其價格相對現貨市場能較快速充分反應出市場資訊。

而選擇權流動性變數顯示選擇權買賣報價價差擴大之際，會對 PCFP 之定價誤差有正向影響。同時考量此三因素後，選擇權流動性變數之係數由 0.01071 變成 0.01041，下降幅度不大，顯示選擇權流動性因素為重要影響 PCFP 定價誤差之因素。也就是說，如一般認知，期貨市場為相對具效率性之市場，而關鍵因素在於選擇權市場是否為效率市場。當買賣價差擴大時，代表流動性不佳，此時選擇權市場效率性降低，與因為受到許多市場限制而相對不具效率的現貨市場會更為趨近，所以影響了 PCFP 定價誤差之大小。發放股利月份，則驗證了過去學者實證研究顯示的，股利對衡量衍生性商品間之定價效率性無顯著影響(Kamara and Miller, 1995)。

## 3. PCP 與 PCFP 二者間的絕對定價誤差差異之迴歸分析

放空限制、發放股利月份以及期貨流動性指標(期貨有效報價價差)都有顯著之影響，其係數分別為 0.63502、0.09134、-0.00504。顯示出當同時考量此三因素後，放空限制因素之係數由 0.65208 變成 0.63502，下降幅度不大，可知放空限制因素仍為影響 PCP 與 PCFP 二者之間的絕對定價誤差差異的主要原因。

發放現金股利月份，在加入放空限制和流動性因素之後，雖仍為顯著，但其係數由 0.23504 變成 0.09134 影響效果顯然地縮小。本研究在之後的穩健測試中，將資料依放空限制條件分為二個子群組，以與本節同樣之自變數做迴歸分析，如表(8)，發現發放現金股利月份在放空限制條件下之樣本不僅統計上顯著，經濟係數上亦有顯著影響，係數為 0.19520；而在非放空限制條件下之樣本雖會受到發放現金股利月份之顯著影響，但其經



濟係數相對而言並不大，係數為 0.01912，可知放空限制和股利發放月份存在某種程度的關係，結果將在 4.4 節作更進一步分析。由此本研究推論當市場存在放空限制，亦即  $S > S^{U*} \times (1+c)$  時，現金股利的發放使指數現貨(S)的衡量出現偏誤，而此偏誤會是造成放空限制條件符合的原因之一，使得投資者面臨套利困難度增加。

不同套利標的使得流動性在 PCP 定價誤差與 PCFP 定價誤差中有不同效果。以選擇權流動性因素而言，原因為以現貨為套利標的 PCP 等價理論，其中的現貨市場反應慢，與 PCFP 等價理論以期貨為套利標的，其中的期貨市場效率性佳，選擇權市場流動性對二者之間的絕對定價誤差差異影響效果由微小正的顯著(0.00124)變成正的不顯著(0.00036)，如同 4.2.1 節所示，選擇權市場的資訊分別對期貨和現貨市場有資訊傳遞的效果，然而其影響期貨和現貨的經濟係數相近，因此對二者間之絕對定價誤差差異的影響效果互相抵消。在期貨流動性方面，係數由原本正的不顯著(0.00201)變成顯著負效果(-0.00504)，比較其對 PCP 與 PCFP 之影響係數，可發現期貨流動性對 PCFP 影響相對較大，係數為 0.00743；對 PCP 定價誤差影響雖顯著，但經濟係數不大，係數為 0.00239，表示其造成 PCP 定價誤差相對的影響小；因此二者間之絕對定價誤差差異反而因期貨的流動性因素而縮小，從其係數為負可以發現此項關係。

#### 4.2.3 其他市場控制變數與定價誤差之關係

表(4)右半部本研究為控制市場其他因素，如波動度、距到期日、過去 30 個交易日之指數報酬率、未平倉量合約數、成交量等，將之納入迴歸式用以控制這些市場因素對定價誤差的影響，發現所欲探討變數，如放空限制、發放股利月份以及選擇權流動性指標(選擇權平均有效報價價差)、期貨流動性指標(期貨有效報價價差)仍舊有顯著影響，且係數向下修正幅度不大，尤其相較於表(3、4 左半部)仍可發現放空限制因素仍是造成 PCP 定價誤差和 PCP 與 PCFP 兩者定價誤差差異之主因，選擇權市場的流動性則為造成 PCFP 定價誤差主因。另外亦比較除市場控制因子外，迴歸式是否納入放空限制條件、

發放股利月份以及選擇權和期貨市場流動性對定價誤差之解釋力，如表(5)，發現未納入此三變數時，對 PCP、PCFP 及二者之間的絕對定價誤差差異之解釋能力分別為 0.1164、0.1290、0.2097，而在放入後其解釋能力則大幅提升，分別變成 0.5600、0.3383、0.5546，顯示此三變數確實對定價誤差有影響效果。

同時表(4)、(5)結果亦顯示出當契約距到期日越長，定價誤差都會越大；市場的波動度越大，表示價格越不穩定，套利者如要進入市場進行套利必須承擔相當高的執行風險，因而會有所遲疑，導致定價誤差無法縮小。

未平倉合約數代表著市場的需求，例如期貨未平倉量越大，表示期貨市場上以機構投資人為主的投資者對未來前景有不同的預期；而選擇權未平倉比率越大，表示賣權需求大於買權需求，亦即選擇權市場的投資者對未來前景不看好。因此當身為資訊領先者(informed trader)的機構投資人對未來前景改變，促使期貨價格變動，原因可能為選擇權市場中的投資者組成型態和期貨市場的投資者組成型態不同，造成由選擇權所推算的理論價格產生偏離，因而使得 PCFP 定價誤差越大。而選擇權未平倉比率越大，亦即賣權需求大於買權需求，可能是因為現貨市場的不可交易性和存在放空限制，讓投資者欲透過賣權來避險或是進行放空交易，可視為放空限制對 PCP 定價誤差之修正項；而期貨與選擇權市場間關係則不受放空限制之影響，因此選擇權未平倉比率越大，如是受到現貨市場不可放空因素之影響，將使期貨和選擇權間之定價效率變差。

過去 30 個交易日的指數報酬率，代表著目前投資者預期市場的多空狀況，指數報酬上漲時，投資者不是繼續看好前景就是預期市場會發生平均反轉的現象，在 PCP 迴歸式裡此項係數為負值顯著，而 PCFP 迴歸式裡此項係數為正值顯著，二者之間的絕對定價誤差差異迴歸式裡此項係數為負值顯著，方向不一致，此部分將留待於行為財務學的角度分析。交易量在過去文獻中被視為流動性之指標，因此理論上流動性越大則定價誤差應該會越小，然而本研究實證結果並非如此，尤其對 PCP 與 PCFP 之影響方向不一致，此部分亦將留待以行為財務學的角度分析。

另外，在波動度變數上，本研究亦有採用期貨波動度，不論取代選擇權波動度或一同納入迴歸模型中，經本研究實證發現期貨波動度對定價誤差之解釋能力未能有顯著提升。為節省篇幅，故未呈列其迴歸分析結果，之後實證研究將僅使用選擇權波動度作為衡量波動性之變數。

#### 4.3 行為財務學觀點－雜訊交易者

此小節依行為財務學觀點對定價誤差依不同投資者心理的角度進行分析，結果如表(6)。

##### 1. 過去指數現貨報酬率與定價誤差之關係

過去指數報酬和定價誤差之間的關係上呈現出一個有趣的現象<sup>10</sup>。短期指數報酬率(5 個交易日之指數報酬率)與PCP定價誤差呈正向顯著關係，與PCFP定價誤差呈反向顯著關係；而中期指數報酬率(30 個交易日之指數報酬率)與PCP定價誤差呈反向顯著關係，與PCFP定價誤差呈正向顯著關係。此現象表示短期指數報酬率上升時，PCP定價誤差將隨之擴大，而PCFP之定價誤差卻會縮小，由此可推論以散戶為大宗之現貨市場，有過度樂觀而隨短期市場情勢進行動能交易現象，選擇權和期貨市場則相對於現貨市場擁有較多機構投資者和避險需求者下，短期無動能交易現象，因此PCFP定價誤差並不會增加。亦即當短期市場價格小幅偏離真實價格時，以散戶為主之現貨市場會有過度反應現象而追高，期貨選擇權市場則相對會吸引套利投資者進入市場，促使價格回復真實價格，使定價誤差縮小。

而 30 個交易日之指數報酬變數，則表示當指數持續上漲一段時間後，現貨市場之投資者可能會預期股市即將修正的可能性增加，因此出現平均反轉之現象(Han, 2004)；另一可能性為現貨持續上漲，此時現貨市場資訊傳遞到選擇權市場上，選擇權市場吸引

<sup>10</sup> 本研究亦有試過使用 1 個月和 6 個月之過去指數報酬率變數當作投資者對不同期間報酬反應，探討其對定價誤差的影響，兩者方向在PCP都為負值顯著，在PCFP都為正值顯著。然而發現 1 週與 1 個月指數報酬對PCP和PCFP影響方向有相反現象，為一個有趣的現象。

更多追高的雜訊交易者，利用槓桿較高之選擇權進行投機活動，導致 PCP 因現貨和選擇權同時追高而使 PCP 定價誤差縮小。PCFP 定價誤差則可能因期貨市場以機構投資人為主，所以在現貨指數報酬漲了一段時間後，當資訊領先者預期價格將回復至其真實價格時，導致期貨價格與用選擇權算出之理論價格有所不同，使定價誤差擴大；另一則可能為選擇權市場之雜訊交易者增加，致使期貨價格與由選擇權算出之理論價格有所偏離，而使定價誤差擴大。

## 2. 檢驗選擇權市場是否有顯著雜訊交易者風險

因此，本研究欲驗證選擇權市場之投資者組成除包含避險者外，隨市交易之投機者亦是選擇權市場上不可忽視的族群。即檢驗現貨市場氛圍是否會影響到投資者對選擇權市場的需求。以選擇權未平倉量比率當作應變數，檢驗其是否會受到現貨市場指數報酬率、指數報酬波動度和交易量的影響。當選擇權未平倉量比率會因為現貨指數報酬率增加而減少，亦即買權需求大於賣權需求時，本研究認為選擇權市場有動能交易現象；而指數報酬波動度代表對市場的不確定性，又投資者於選擇權市場尋求避險時交易通常會發生在價外，而本研究樣本設定為價平選擇權，買權量大於賣權量，所以當選擇權未平倉量比率會因為現貨波動度增加而增加時，亦即賣權需求大於買權需求時，本研究認為投資者有不計價於選擇權市場尋求避險之行徑。迴歸設計參考 Han (2004)設計如下：

$$\begin{aligned} \text{Put Call Ratio of OI} = & \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \text{Return5} + \alpha_3 \text{Return30} + \alpha_4 \text{Std.5} + \alpha_5 \text{Std.30} \\ & + \alpha_6 \text{Put Call ratio of Volume} + \alpha_7 \text{lag(Put Call Ratio of OI)} + u \end{aligned} \quad (26)$$

表(7)為上式(26)迴歸模型結果，本研究發現指數報酬率和選擇權未平倉量比率呈負向關係，亦即指數報酬的增加會使買權需求增加，驗證了 Tavakkol(2000)所指出的選擇權市場存在動能交易現象。即選擇權市場有雜訊交易者的存在。而指數報酬的波動率與選擇權未平倉量比率短期呈顯著負向關係，意味著指數報酬波動率越大，賣權需求小於買權需求。短期指數報酬波動度為短期指數報酬率上漲投資者追高產生的波動，中期指數報酬波動度的係數為負值雖然不顯著，但亦顯示不支持組合保險假設，代表當股市波動劇烈時，投資者於價平選擇權市場尋求避險的需求不明顯。



所以，PCP 與 PCFP 二者之間的絕對定價誤差差異上，以現貨為套利標的 PCP 等價理論，其中的現貨市場散戶多，短期指數報酬率(5 個交易日之指數報酬率)上漲將帶動現貨市場投資者之動能交易策略，使與短期指數報酬率呈正向關係；在中期指數報酬率(30 個交易日之指數報酬率)持續上漲，本研究樣本為價平選擇權下，選擇權市場將吸引更多雜訊交易者而使選擇權市場之投資者組成趨近現貨市場狀況，使得 PCP 與 PCFP 二者之間的絕對定價誤差差異與中期指數報酬率呈負向關係。

### 3. 未平倉合約數與定價誤差之關係

由表(6)顯示期貨未平倉量對PCP定價誤差有顯著正向影響，亦即以機構投資人為大宗之期貨市場對未來景氣有不同預期時，因為選擇權和現貨接收到此資訊的反應速度不一致，依據過去學者發現選擇權與現貨市場對資訊互有領先關係<sup>11</sup>，導致定價誤差因一方的資訊領先而擴大；而選擇權未平倉比率越大，表示賣權需求大於買權需求，如同VIX指數，選擇權未平倉比率亦可視為恐懼指標，此指標越高表示預期市場會進入空頭市場的可能性越高，此時投資者不是透過買賣權來避險就是買賣權以進行放空交易。而當指標越低，賣權需求低，預期市場為多頭市場。表(6)顯示PCP定價誤差與選擇權未平倉比率呈負向顯著關係，符合當預測未來市場為空頭市場，投資者會進入選擇權市場為其投資組合避險或是買進賣權以放空，即選擇權未平倉比率高而使得PCP定價誤差縮小。由公式(26)及表(7)亦可得證此關係，即當指數報酬越低時，表示現貨市場前景不佳時，投資者會進入選擇權市場進行操作，選擇權未平倉量比率會因此越高，表示選擇權市場會受到現貨市場的影響。然而如同上述所示，過去之指數報酬率亦會影響到未平倉量，不管是什麼原因驅使未平倉量改變，只要發現未平倉會影響到定價關係，則將可支持市場氛圍會使套利受限。

另一方面，期貨未平倉量對 PCFP 定價誤差有顯著正向影響，當機構投資人對未來前景有不同預期，促使期貨價格變動，將使得 PCFP 定價誤差越大；而選擇權未平倉比

---

<sup>11</sup> 例如Anthony (1988)、Cherian and Weng (1999)研究指出選擇權市場領先現貨市場，而Chan et al. (2002)、Hatch (2003)則發現現貨市場領先選擇權市場



率越大，雖然期貨與選擇權間之市場關係不受放空限制影響，然而因為現貨市場的不可交易性和存在放空限制下，致使受現貨市場氣氛趨動的投資者會進入選擇權市場交易，因而讓 PCFP 定價誤差擴大。於是 PCP 與 PCFP 二者之間的絕對定價誤差差異因選擇權和現貨市場對期貨未平倉量所含資訊反應速度不一致，致使與期貨未平倉量呈正向顯著關係；而選擇權未平倉比率如公式(26)及表(7)所證實，受現貨市場不可放空影響，投資者會進入選擇權市場進行放空，此將縮小 PCP 與 PCFP 二者之間的絕對定價誤差差異。

#### 4. 交易量與定價誤差之關係

由表(6)亦可看出選擇權交易量比率與 PCP 定價誤差呈負向關係，亦即賣權交易量相對於買權交易量越小，PCP 定價誤差會越大，推論當選擇權市場交易量比率越小時，市場上隨勢而追高的投資者越多，如同 Ofek *et al.* (2004)指出交易量(Ofek *et al.*定義其為買權和賣權平均交易量，其越大是因為買權越多所造成)越多，如市場上不理性的行為者越多，將交易量越多代表著價格偏離理論價格的可能性也會越大；另一方面，期貨市場以機構投資人為主，訊息領先其他市場之投資者，因此選擇權市場交易量比率變小，是因為雜訊交易者的交易活動時，則期貨價格與經由選擇權所推估出的期貨理論價格會產生偏離，擴大 PCFP 的定價誤差。有關此交易量變數將留待於 4.4 節穩健測試更進一步說明之。

而期貨交易量越大，因為期貨市場的投資者是以機構法人和外資為主，通常為訊息領先者(informed trader)，故其交易活動所包含的部分市場資訊所決定之價格會與選擇權所算出之期貨理論價格產生偏離，使得定價誤差擴大。但是其對 PCP 定價誤差則沒有顯著影響，表示現貨和選擇權市場並無法迅速的反應出期貨市場交易量所代表的資訊，意味著期貨領先選擇權和現貨市場。

#### 5. 隱含波動率平均數與定價誤差之關係

隱含波動率平均數上揚，表示市場參與者預期後市波動程度加劇，反映出其不安的心理狀況，又波動越大，投資者如進入市場交易會承擔較高的執行風險，也就是投資者見市場價格偏離真實價格時，欲進行套利之困難度將增加，於是定價誤差無法縮小，然

而此與 3.2.3 節定義之預期不符合，之後在 4.3 節穩健測試將會進一步說明。

#### 6. 基差變化與定價誤差之關係

基差定義為現貨減期貨( $S-F$ )，當期貨( $F$ )相對過高時，基差為負，投資者可以容易的進行賣期貨( $F$ )買現貨( $S$ )套利策略，使價格修正回真實價格；因為現貨市場存在放空限制及交易成本的不對稱性，所以當現貨( $S$ )相對過高，雜訊交易者會有隨勢追高的傾向，將使得價格較難快速回復真實價格(McMillan and Speight, 2005)。同樣的， $t$  期與  $t-1$  期的基差變動不僅可以描述出上述關係，比水準值更能描繪出與定價誤差間之動態關連性。在市場上揚的時候，雜訊交易者易有過度自信的現象，依此當基差調整轉弱，例如現貨與期貨之間的正基差縮小，負基差增加，或是基差由正基差變為負基差，表示期貨相對大於現貨( $S < F$ )，亦即基差變動為負值時，套利者容易買現貨( $S$ )放空期貨( $F$ )而將使定價誤差迅速回復真實價格；然而當基差變動為正值時，現貨( $S$ )相對於期貨( $F$ )有過高情形，此時看到現貨市場是多頭趨勢，雜訊交易者的追高將會擴大定價誤差。如之前所述，現貨市場的多空頭會導致投資者進入選擇權市場進行操作，又未來多空之預期對定價誤差所產生之影響可能已被其他變數所描述，因此基差變動的係數可能被其他變數所稀釋致使係數變小。

#### 4.4 分群樣本—穩健測試

探討套利方向的非對稱性文獻有逐漸增加的趨勢。此非對稱性存在的原因是因為存在著交易成本，例如在進行套利活動之前，投資者必須先衡量其交易成本，這將形成一不可套利區間；再者放空限制的存在意指相較於賣出被高估資產，投資者較容易買進被低估資產，所以造成價格不對稱的回復至真實價格。此外獨立於前述學者之論點，不同交易型態的投資人，尤其資訊領先者(informed traders)與雜訊交易者(noise trades)之間的互動關係會是使套利方向有非對稱性的原因。這類行為財務學的觀點意指價格之所以偏離真實價格是因為投資者的認知偏誤(cognitive biases)，所以當套利者(資訊領先者)想進

入市場套利，會因為市場持續的價格偏誤(定價誤差)而受阻礙(Shleifer, 2000)。此節依放空限制條件將樣本區分為符合放空限制條件與不符合放空限制條件之樣本，用以測試流動性、股利發放月份與放空限制條件下之樣本之間的關連性是否更為強烈，亦即是否存在所謂非對稱之影響效果。本研究存在放空限制條件下之樣本組合為 7444 筆，不存在放空限制條件下之樣本組合為 18421 筆。實證流程如同 4.2 到 4.3 節所示。

由表(8)到表(10)，發現將 PCP 定價誤差依放空限制條件分成二子群組，此二子群組中的某些變數會有明顯不同之係數效果，亦即這些變數和放空限制條件有交叉效果存在；而對 PCFP 定價誤差依放空限制條件分群組，其係數並沒有明顯分別，再次顯示選擇權和期貨市場間之關聯性不受放空限制影響，其連動相較於現貨和選擇權市場更為強烈。

在符合放空限制條件下，PCP 定價誤差受到股利發放月份影響大，會使得定價誤差擴大；而未符合放空限制條件下之 PCP 定價誤差樣本，受到期貨市場資訊影響則較大，可由衡量期貨流動性指標和期貨未平倉量看出。這些經濟係數相較於符合放空限制條件下之 PCP 定價誤差樣本大，顯示在未符合放空限制條件下時，投資者之間的分歧較大，也就是現貨跟選擇權市場對期貨資訊反應的速度差距較大。而當符合放空限制條件時，非理性行為者（雜訊交易者）的認知偏誤會有追高的情形出現，並會進入選擇權市場，將相對忽略了期貨市場資訊。選擇權市場之流動性則對放空限制下之 PCP 定價誤差樣本影響大，再次顯示選擇權市場的流動性好壞會是影響定價誤差的一個重要因素。

指數報酬率則對符合放空限制條件下之 PCP 定價誤差樣本影響較大，再次顯示在此條件下，投資者易有隨市場氣氛而採取交易策略的行徑，短期下如指數報酬率上漲，投資者會採取動能交易策略，拉動價格持續上揚，由 5 日指數報酬率係數為正可知；在指數漲了一段時間後，則會預測指數現貨將平均反轉，抑或投資者會進入選擇權市場進行投機操作持續追高的可能，因此使得 PCP 定價誤差縮小。

選擇權隱含波動率平均值，則為一個有趣的現象，在符合放空限制條件下之 PCP

定價誤差樣本其波動率係數為負；而不符合放空限制條件下之 PCP 定價誤差樣本其波動率係數為正。顯示出在符合放空限制條件時，波動率可能是放空困難度的代理變數(Ofek et. al., 2004)，指出當波動度劇烈變化，價格起伏大，則投資者將面臨更大的放空困難程度，因此會縮小 PCP 之定價誤差。回顧第 4.2 和 4.3 節中，利用全部樣本進行迴歸分析，由於樣本不受限於放空限制條件之下，因此波動率越大，套利者會面臨越大的執行風險，除非定價誤差大到某一個程度否則套利者不敢進入市場，只能任由價格偏離真實價格。而本節樣本受限於符合放空限制條件，亦即  $S > S^{U*} \times (1+c)$ ，投資者面對的是無法於現貨市場進行放空交易的限制，然而此時選擇權價格的波動率對於投資者而言更是一項導致放空困難度增加的因子。於是在原本  $S > S^{U*} \times (1+c)$  之條件上，除考量買賣價差、交易稅、證交稅之外，同時再考量波動率因素所帶來的放空困難度，將對投資者所面對的定價誤差定義更為精準，亦即波動度越大時，存在放空限制條件下之定價誤差會越小，反之亦然。此外，選擇權隱含波動率指數(VIX)代表市場多空的逆勢指標，其異常的高或低，可能代表市場投資者陷入極度恐慌而不計價的買進賣權，或是透露出投資者過度樂觀的態度。亦即當波動度低時，投資者對未來預期越樂觀，則定價誤差會越大，此亦符合本研究之預期。



## 第五章、結論

本研究同時考量股票、選擇權以及期貨市場以比較市場之相對效率性，對象為台灣加權股價指數，利用 PCP 等價理論和 PCFP 等價理論來進行效率性探討。台灣之大盤指數現貨為不可交易性商品，因此當市場違反 PCP 等價理論，投資者因大盤指數之不可交易性，或者欲依市值比重買下市場全部個股來複製大盤有相當之困難程度，導致無法進行套利操作；相對的，一般認為期貨市場具備低交易成本、高流動性及資訊完全揭露等優點，較能迅速反應市場訊息，價格上領先現貨市場，具有價格發現機能。因此依據 Tucker (1991) 的 PCFP 等價理論以台指期貨模擬指數現貨做為選擇權套利的交易標的。

本研究目的即在探討 PCP 等價理論和 PCFP 等價理論二理論之間的價格效率性有何關連與差異性原因探討，利用不可交易性商品-大盤指數現貨和可交易性商品-台指期貨，計算出個別之定價誤差，探討兩者關連性與動態調整關係。結果顯示放空限制條件為構成 PCP 定價誤差之重要關鍵因素，選擇權流動性(由買賣權平均有效價差所衡量)則為 PCFP 定價誤差之重要構成因素，另外股利發放月份(台灣權值大之公司集中於 7、8、9 月發放股利)對 PCP 定價誤差造成顯著影響，且是構成放空限制條件符合之原因，而其他控制變數，如波動度、到期效果則如同過去學者所發現與定價誤差成正向關係，指數報酬率、交易量和未平倉量之係數則在 PCP 與 PCFP 有不同方向。

Shleifer (2000) 指出價格偏離真實價格，原因可能有二，一是市場上必有些投資者是而非理性者，忽略基本面資訊或逕依其認知進行投資策略；第二是市場有交易限制的存在。本研究迴歸結果驗證了這些可能性，並且顯示市場處在多頭或空頭市場時，雜訊交易者(noise trader)的存在會更加深定價誤差。如短期指數報酬率(5 個交易日之指數報酬率)與 PCP 定價誤差呈正向顯著關係，推論當短期市場價格小幅偏離真實價格時，以散戶為主之現貨市場其雜訊交易者多，會有過度反應而追高現象，期貨選擇權市場則相對會吸引套利投資者進入市場，促使價格回復真實價格，定價誤差縮小。

未平倉量影響到定價關係，此亦支持市場氛圍會使套利行為受到限制。如同 VIX 指



數，選擇權未平倉比率亦可視為恐懼指標，PCP 定價誤差與選擇權未平倉比率呈負向顯著關係，即當選擇權未平倉比率越大，可能預測未來市場為空頭市場，投資者會進入選擇權市場買進賣權以放空，彌補現貨市場不能放空之限制，表示選擇權市場上的交易活動會受到現貨市場的影響。而且結果亦顯示組合保險概念在本樣本選取為價平選擇權下並不被支持。

此外依放空限制條件將樣本作區分，結果顯示在符合放空限制條件下 PCP 定價誤差受到股利發放月份影響大；而未符合放空限制條件下 PCP 定價誤差受到期貨市場資訊影響則較大，可由衡量期貨流動性指標和期貨未平倉量看出，顯示在未符合放空限制條件下時，投資者之間的分歧較大，也就是現貨跟選擇權市場對期貨資訊反應的速度差距較大。另外亦顯示出樣本在符合放空限制條件下時，選擇權平均隱含波動率可能是放空困難度的代理變數(Ofek et. al., 2004)，指出當波動率劇烈變化，價格起伏大，則投資者將面臨更大的放空困難程度，因此反而縮小 PCP 之定價誤差。

上述研究結果一再顯示出違反無套利理論的可能原因，然而定價誤差的存在並不同於存在套利空間。將市場之交易限制，如放空限制和流動性因素納入考量，發現其和定價誤差之間的顯著關聯性，表示市場摩擦性因子對套利者的套利能力有很大的影響。除此之外發現價平選擇權存在雜訊交易者風險亦會影響到定價誤差大小，所以定價上考量雜訊交易者風險似乎是有其必要。而本研究樣本僅考量近月價平之資料組合，後續之研究可同時考量近、遠月 and 不同價內外之資料組合差異，以更穩健的來檢驗投資者組成的不同對定價誤差之影響。

## 參考文獻

- Abhyankar, A. H., 1995, Return and volatility dynamics in the FTSE100 stock index and stock index futures markets, *Journal of Futures Markets*, 15(4), pp.457-488.
- Ackert, L. F., and Y. S. Tian, 1998, The introduction of Toronto index participation units and arbitrage opportunities in the Toronto 35 Index option market, *Journal of Derivatives*, 5(4), pp.44-53.
- Ackert, L. F., and Y. S. Tian, 2001, Efficiency in index options markets and trading in stock baskets, *Journal of Banking & Finance*, 25, pp.1607-1634.
- Anthony, J., 1988, The interrelation of stock and options market trading volume data, *Journal of Finance*, 43, pp.949-964.
- Bae, K. H., K. Chan, and Y. L. Cheung, 1998, The profitability of index futures arbitrage: Evidence from bid-ask quotes, *Journal of Futures Markets*, 18(7), pp.743-763
- Bali, T. G., and D. Weinbaum, 2005, A comparative study of alternative extreme -value volatility estimators, *Journal of Futures Markets*, 25(9), pp.873-892
- Barberis, N., and R. Thaler, 2003, A survey of behavioral finance. In: Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R.(Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, North-Holland, Amsterdam.
- Black, F., 1975, Fact and fantasy in the use of options, *Financial Analysts Journal*, 31, 36-41, pp.61-72.
- Chan, C. K., Y. C. Chang, and P. P. Lung, 2006, Informed trading under different market conditions and moneyness: evidence from TXO options, *Working paper*, Department of Finance, Western Kentucky University.
- Chan, K., Y. P. Chung, and W. Fong, 2002, The informational role of stock and option volume, *Review of Financial Studies*, 15, pp.1049-1075.
- Chance, D. M., 1987, Parity tests of index options, *In Advances in Futures and Options Research*, 2, Greenwich, Conn.: JAI Press.
- Cherian, J. A., and W. Y. Weng, 1999, An empirical analysis of directional and volatility trading in options markets, *Journal of Derivative*, 7, pp.53-65.
- Chiang, R., and W. M. Fong, 2001, Relative informational efficiency of cash, futures, and options markets: The case of an emerging market, *Journal of Banking and Finance*, 25, pp.355-375.
- Chuang, W. I., and B. S. Lee, 2006(a), An empirical evaluation of the overconfidence hypothesis, *(Forthcoming) Journal of Banking and Finance*.
- Chuang, W. I., and B. S. Lee, 2006(b), An empirical evaluation of the overconfidence hypothesis, *Working paper*, Tunghai University.

- Chung, Y. P., 1991, A transaction data test of stock index futures market efficiency and index arbitrage profitability, *Journal of Finance*, 46, pp.1791-1809.
- Cornell, B., and K. R. French, 1983, The pricing of stock index futures, *Journal of Futures Markets*, 3(1), pp.1-14.
- Derman, E., 1999, Regimes of Volatility-Some Observatuons on Variation of S&P500 Implied Volatilities, *Quantitative Strategies Research Note, January, Goldman Sachs*.
- Draper, P., and J. K. W. Fung, 2002, A study of arbitrage efficiency between the FTSE-100 Index futures and options contracts, *Journal of Futures Markets*, 22(1), pp.31-58.
- Evnine, J., and A. Rudd, 1985, Index options: The early evidence, *Journal of Finance*, 40, pp.743-756.
- Fama, E., and K. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economis*, 33, pp.3-56.
- Figlewski, S., 1989, Option arbitrage in imperfect markets, *Journal of Finance*, 44, pp.1289-1311.
- Fung, J. K. W., and A. K. W. Fung, 1997, Mispricing of futures contracts: A study of index futures versus index options contract, *Journal of Derivatives*, 5(2), pp.37-44.
- Fung, J. K. W., and H. M. K. Mok, 2001, Index options-futures arbitrage: A comparative study with bid-ask and transaction data, *Financial Review*, 36(1), pp.71-94.
- Fung, J. K. W., and K. C. Chan, 1994, On the arbitrage-free pricing relationship between index futures and index options: A note, *Journal of Futures Markets*, 14, pp.957-962.
- Fung, J. K. W., L. T. W. Cheng, and K. C. Chan, 1997, The intraday pricing efficiency of Hong Kong Hang Seng Index options and futures markets, *Journal of Futures Markets*, 17(7), pp.797-815.
- Girma, P. B., and M. Mougoue, 2002, An empirical examination of the relation between futures spreads volatility, volume, and open interest, *Journal of Futures Markets*, 22 (11), pp.1083-1102.
- Han, B., 2004, Limits of arbitrage, sentiment and pricing kernel: Evidence from index options, *Working Paper*, Ohio State University.
- Harris, M., and A. Raviv, 1993, Differences of opinion make a horse race, *Review of Financial Studies*, 6, pp.473-506.
- Hatch, B. C., 2003, The intraday relation between NYSE and CBOE prices, *Journal of Financial Research*, 26, pp.97-113.
- Haugen, R. A., and N. L. Baker, 1996, Commonality in the determinants of expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 41, pp.401-439.
- Hirshleifer, D., 2001, Investor psychology and asset pricing, *Journal of Finance*, 56(4),

pp.1533-1598.

- Kahneman, D., and A. Tversky, 1979, Prospect theory: An analysis of decision under risk, *Econometrica*, 47, pp.263-291.
- Kamara, A., and T. W. Miller Jr., 1995, Daily and intradaily tests of european Put-call parity, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 30, pp.519-539.
- Klemkosky, R. C., and B. Resnick, 1979, Put-call parity and market efficiency, *Journal of Finance*, 34, pp.1141-1155.
- Klemkosky, R. C., and J. H. Lee, 1991, The intraday ex post and ex ante profitability of index arbitrage, *Journal of Futures Markets*, 11, pp.291-311.
- Lamont, O., R. Thaler, 2003, Can the market add and subtract? Mispricing in tech stock carve-outs, *Journal of Political Economy*, 111, pp.227-268.
- Lee, J. H., and N. Nayar, 1993, A transactions data analysis of arbitrage between index options and index futures, *Journal of Futures Markets*, 13(8), pp.889-902.
- McMillan, D. G., and A. E. H. Speight, 2006, Nonlinear dynamics and competing behavioral interpretations: evidence from intra-day FTSE-100 index and futures data, *Journal of Futures Markets*, 26(4), pp.343-368.
- O'hno, S., 2001, Contagion effect among equity and foreign exchange markets, *8th Asian Pacific Financial Association Conference proceeding, Bangkok*.
- Odean, T., 1998, Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average, *Jouranl of Finance*, 53, pp.1887-1934.
- Ofek, E., M. Richardson, and R. F. Whitelaw, 2004, Limited arbitrage and short sales restrictions: Evidence from the options markets, *Journal of Financial Economics*, 74, pp.305-342.
- Pan, J., and A. Poteshman, 2006, The information in option volume for future stock prices, *(Forthcoming) Review of Financial Studies*.
- Roll, R., E. Schwartz, and A. Subrahmanyam, 2005, Liquidity and the law of one price: the case of the futures/cash basis, *Working Paper*, UCLA.
- Shalen, C., 1993, Volume, volatility, and the dispersion of beliefs, *Review of Financial Studies*, 6, pp.405-434.
- Shefrin, H., 2000, On kernels and sentiment, *Working paper*, Santa-Clara University.
- Shleifer, A., 2000, Inefficient markets: An introduction to behavioural finance, Clarendon Lectures in Economics: Oxford: Oxford University Press.
- Stoll, H., 1969, The relationship between put and call option prices, *Journal of Finance*, 24, pp.801-822.
- Tavakkol, A., 2000, Positive Feedback Trading in the Options Market, *Quarterly Journal of*

- Business and Economics*, 39, pp.69-80.
- Tse, Y. K., 1995, Lead-Lag Relationship between spot index and futures price of the Nikkei Stock Average, *Journal of Forecasting*, 14(7), pp.553-564.
- Tucker, A. L., 1991, Financial futures, options, and swaps, Minneapolis, MN: West Publishing.
- Wang K. P., 2004, Liquidity constraints and the hedging role of futures spreads, *Journal of Futures Markets*, 24(10), pp.909-921.
- Wiggins, J., 1987, Option values under stochastic volatility:theory and empirical estimates, *Journal of Financial Economics*, 19, pp.351-372.
- Yadav, P. K., and P. F. Pope, 1994, Stock index futures mispricing: Profit opportunities or risk premia?, *Journal of Banking and Finance*, 18, pp.921-953.
- Zhang, X. F., 2006, Information uncertainty and stock returns, *Journal of Finance*, 61(1), pp.105-136.





表 1 台灣股價指數選擇權與期貨之成交量

單位：口				
年度	臺指選擇權 (TXO)		臺指選擇權 (TXO)	
	年度成交量	日平均成交量	年度成交量	日平均成交量
九十一年度	1,566,446	6,316	4,132,040	16,661
九十二年度	21,720,083	87,229	6,514,691	26,163
九十三年度	43,824,511	175,298	8,861,278	35,445
九十四年度	80,096,506	324,277	6,917,375	28,006



表 2 敘述性統計與單根檢定

對變數做簡單敘述性統計分析，同時檢驗變數是否為定態時間序列資料，結果顯示變數皆不具單根現象。

變數	樣本數	平均數	標準差	中位數	t 檢定	ADF Test (單根檢定)
$\mathcal{E}_{t,i}^{PCP}$	26721	-0.29666	0.55380	-0.24053	-87.57 *** ( $<.0001$ )	-12.76327 ***
$\left  \mathcal{E}_{t,i}^{PCP} \right $	26721	0.47340	0.41303	0.36772	187.36 *** ( $<.0001$ )	-13.96838 ***
$\mathcal{E}_{t,i}^{PCFP}$	26721	0.02278	0.13122	0.01767	28.38 *** ( $<.0001$ )	-33.33381 ***
$\left  \mathcal{E}_{t,i}^{PCFP} \right $	26721	0.08112	0.10562	0.04917	125.54 *** ( $<.0001$ )	-22.10100 ***
$\left  \mathcal{E}_{t,i}^{PCP} \right  - \left  \mathcal{E}_{t,i}^{PCFP} \right $	26721	-0.31944	0.52688	0.25979	-99.11 *** ( $<.0001$ )	-12.10529 ***
$Liq\_fut$	26721	1.64650	1.40405	1	191.69 *** ( $<.0001$ )	-11.30175 ***
$Liq\_opt$	26721	3.69054	6.28812	1.5	95.94 *** ( $<.0001$ )	-28.09828 ***
$\sigma_{opt}$	26721	0.24967	0.07567	0.24878	539.35 *** ( $<.0001$ )	-3.88531 ***
t	26721	17.75383	7.78819	19	372.63 *** ( $<.0001$ )	--
$Volume\_fut$	26721	5.64624	0.78231	5.63835	1179.8 *** ( $<.0001$ )	-33.93175 ***
$Put\ Call\ ratio\ of\ Volume$	26721	-0.36327	1.16061	-0.38148	-51.17 *** ( $<.0001$ )	-28.16979 ***
$OI\_fut$	26721	10.05292	0.48845	10.22045	3364.3 *** ( $<.0001$ )	-4.10970 ***
$Put\ Call\ ratio\ of\ OI$	26721	-0.10819	1.28447	-0.00579	-13.77 *** ( $<.0001$ )	-17.30659 ***
basis	26721	5.33661	25.64544	4.97	34.02 *** ( $<.0001$ )	-12.58609 ***

註： $\mathcal{E}_{t,i}^{PCP}$  為依 PCP 等價理論關係所計算出之理論台指現貨價格 ( $S_{t,i}^*$ ) 減去實際觀察到之台指現貨價格 ( $S_{t,i}$ )，再除以公式所計算出之理論台指現貨價格，乘上 100； $\left| \mathcal{E}_{t,i}^{PCP} \right|$  則將  $\mathcal{E}_{t,i}^{PCP}$  再取絕對值； $\mathcal{E}_{t,i}^{PCFP}$  為依

PCFP 等價理論關係所計算出之理論台指期貨價格 ( $F_{t,i}^*$ ) 減去實際觀察到之台指期貨價格 ( $F_{t,i}$ )，再除

以公式所計算出之理論台指期貨價格，乘上 100； $|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}|$  則將  $\varepsilon_{t,i}^{PCFP}$  再取絕對值； $Liq\_opt$  和  $Liq\_fut$  分別為選擇權和期貨市場之流動性指標，以有效買賣價差 (Effective Spread) 來衡量，公式為

$$Effective\ Spread = 2 \times \left[ price_{t,i} - (ask_{t,i} + bid_{t,i}) / 2 \right],$$

其中選擇權流動性為買權賣權有效價差平均值； $\sigma_{opt}$  為價平的

買權和賣權隱含波動率 (ISD, implied standard deviation) 平均值，以代表選擇權市場之波動程度； $t$  為持有契約到到期日之長短； $Volume\_fut$  為期貨成交量； $Put\ Call\ ratio\ of\ Volume$  為選擇權賣權成交量除以買權成交量； $OI\_fut$  為期貨未平倉合約數； $Put\ Call\ ratio\ of\ OI$  為選擇權賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數； $Basis$  為基差。其中量的變數 (如成交量和未平倉合約數) 皆有取  $\log$ 。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1% 顯著水準，\*\*表示 5% 顯著水準，\*表示 10% 顯著水準。

ADF Test (單根檢定) 之臨界值: 1% = -3.434, 5% = -2.862, 10% = -2.567。



表 3 放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係

Sample Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP	(4) PCP	(5) PCFP	(6) PCP-PCFP
Intercept	0.28683 *** ( $<.0001$ )	0.08094 *** ( $<.0001$ )	0.20589 *** ( $<.0001$ )	0.42313 *** ( $<.0001$ )	0.08254 *** ( $<.0001$ )	0.34059 *** ( $<.0001$ )
$D_{ShortSale}$	0.65269 *** ( $<.0001$ )	0.00061 (0.6698)	0.65208 *** ( $<.0001$ )			
$D_{Div}$				0.22857 *** ( $<.0001$ )	-0.00647 *** ( $<.0001$ )	0.23504 *** ( $<.0001$ )
$Liq\_opt$						
$Liq\_fut$						
R2	0.5098	0.0000	0.5203	0.0525	0.0006	0.0568
Obs.	26721	26721	26721	26721	26721	26721

Sample Variable	(7) PCP	(8) PCFP	(9) PCP-PCFP	(10) PCP	(11) PCFP	(12) PCP-PCFP
Intercept	0.42931 *** ( $<.0001$ )	0.04160 *** ( $<.0001$ )	0.38770 *** ( $<.0001$ )	0.44403 *** ( $<.0001$ )	0.05506 *** ( $<.0001$ )	0.38897 *** ( $<.0001$ )
$D_{ShortSale}$						
$D_{Div}$						
$Liq\_opt$	0.01195 *** ( $<.0001$ )	0.01071 *** ( $<.0001$ )	0.00124 *** (0.0018)			
$Liq\_fut$				0.01784 *** ( $<.0001$ )	0.01582 *** ( $<.0001$ )	0.00201 (0.2580)
Adj. R2	0.0330	0.4160	0.0018	0.0036	0.0442	0.0000
Obs.	26721	26721	26721	26721	26721	26721

註 1：  $D_{ShortSale}$  為放空限制之虛擬變數，  $D_{Div}$  為發放現金股利月份之虛擬變數，  $Liq\_opt$  為以買權和賣權平均有效報價價差所衡量之流動性，  $Liq\_fut$  為以期貨報價價差所衡量之流動性。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。

表 4 放空限制條件、股利發放月份、流動性和其他控制變數與定價誤差之關係

本表(1)~(3)條迴歸式首先同時對放空限制條件、股利發放月份和流動性進行迴歸；(4)~(6)條迴歸式則以(1)~(3)條迴歸式為基礎，並納入其他市場控制因素。

$$\begin{aligned} |\varepsilon_{t,i}^{PCFP}| &= \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \sum_{\tau=1}^7 \delta_{\tau} X_{\tau} + u \\ |\varepsilon_{t,i}^{PCP}| &= \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \sum_{\tau=1}^7 \delta_{\tau} X_{\tau} + u \\ |\varepsilon_{t,i}^{PCP} - \varepsilon_{t,i}^{PCFP}| &= \alpha_0 + \alpha_1 D_{ShortSale} + \alpha_2 D_{Div} + \alpha_3 Liq\_opt + \alpha_4 Liq\_fut + \sum_{\tau=1}^8 \delta_{\tau} X_{\tau} + u \end{aligned}$$

Sample Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP	(4) PCP	(5) PCFP	(6) PCP-PCFP
Intercept	0.22956 *** (<.0001)	0.03192 *** (<.0001)	0.19764 *** (<.0001)	-0.57161 *** (<.0001)	-0.15811 *** (<.0001)	-0.57315 *** (<.0001)
$D_{ShortSale}$	0.63131 *** (<.0001)	-0.00371 *** (0.0009)	0.63502 *** (<.0001)	0.62069 *** (<.0001)	-0.00761 *** (<.0001)	0.59854 *** (<.0001)
$D_{Div}$	0.08954 *** (<.0001)	-0.00180 (0.1396)	0.09134 *** (<.0001)	0.08874 *** (<.0001)	-0.00851 *** (<.0001)	0.11199 *** (<.0001)
$Liq\_opt$	0.01077 *** (<.0001)	0.01041 *** (<.0001)	-0.00036 (0.1910)	0.01110 *** (<.0001)	0.01019 *** (<.0001)	0.00115 ** (0.0147)
$Liq\_fut$	0.00239 * (0.0535)	0.00743 *** (<.0001)	-0.00504 *** (0.0001)	0.00137 (0.2806)	0.00647 *** (<.0001)	-0.00514 *** (<.0001)
t				0.00239 *** (<.0001)	0.00125 *** (<.0001)	0.00156 *** (<.0001)
$\sigma_{opt}$				0.34126 *** (<.0001)	0.16342 *** (<.0001)	0.18120 *** (<.0001)
Basis						0.00099 *** (<.0001)
Return30				-0.00290 *** (<.0001)	0.00080 *** (<.0001)	-0.00334 *** (<.0001)
Volume_fut				0.00137 (0.5543)	0.00243 *** (<.0001)	-0.00090 (0.6976)
Put Call ratio of Volume				-0.00830 *** (<.0001)	0.00308 *** (<.0001)	-0.01105 *** (<.0001)
OI_fut				0.06681 *** (<.0001)	0.01183 *** (<.0001)	0.06918 *** (<.0001)



(接續上一頁)

<i>Put Call ratio of OI</i>				-0.01312 *** (<.0001)	0.00245 *** (<.0001)	-0.01466 *** (<.0001)
Adj. R2	0.5439	0.4159	0.5287	0.5600	0.3383	0.5546
Obs.	26721	26721	26721	25865	25865	25865

註 1：  $D_{ShortSale}$  為放空限制之虛擬變數，  $D_{Div}$  為發放現金股利月份之虛擬變數，  $Liq\_opt$  為以買權和賣權平均有效報價價差平均值所衡量之流動性，  $Liq\_fut$  為以期貨報價價差所衡量之流動性，其他控制變數  $(\sum_{\tau=1}^8 \delta_{\tau} X_{\tau})$  包含有；  $t$  為持有契約到到期日之長短，  $\sigma_{opt}$  為價平買權賣權隱含波動率平均，  $Basis$  為基差，  $Return30$  為過去 30 個交易日之指數報酬率乘上 100，  $Volume\_fut$  為期貨成交量，  $Put Call ratio of Volume$  為選擇權賣權成交量除以買權成交量，  $OI\_fut$  為期貨未平倉合約數，  $Put Call ratio of OI$  為選擇權賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。

註 2：當加入控制變數  $Return30$  時，使樣本數少了 804 筆，且使資料由 2002 年 2 月 21 日開始，即約前兩個月資料會被忽略，於是為配合後續資料的使用，本研究依此將表(3)與表(4)左半部重新做整理，發現在 PCFP 定價誤差為應變數之迴歸模型下，表(3)變數  $Liq\_opt$  (買權和賣權平均有效報價價差所衡量之流動性)之係數為 0.01061，且調整後 R2 變成 0.2999，表(4)左半部 R2 則變成 0.3179。



表 5 比較有無放入放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係

Sample Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP	(4) PCP	(5) PCFP	(6) PCP-PCFP
Intercept	-0.57161 *** ( $<.0001$ )	-0.15811 *** ( $<.0001$ )	-0.57315 *** ( $<.0001$ )	-0.02990 (0.6904)	0.41837 *** ( $<.0001$ )	-1.45486 *** ( $<.0001$ )
$D_{ShortSale}$	0.62069 *** ( $<.0001$ )	-0.00761 *** ( $<.0001$ )	0.59854 *** ( $<.0001$ )			
$D_{Div}$	0.08874 *** ( $<.0001$ )	-0.00851 *** ( $<.0001$ )	0.11199 *** ( $<.0001$ )			
$Liq\_opt$	0.01110 *** ( $<.0001$ )	0.01019 *** ( $<.0001$ )	0.00115 ** (0.0147)			
$Liq\_fut$	0.00137 (0.2806)	0.00647 *** ( $<.0001$ )	-0.00514 *** ( $<.0001$ )			
t	0.00239 *** ( $<.0001$ )	0.00125 *** ( $<.0001$ )	0.00156 *** ( $<.0001$ )	0.00630 *** ( $<.0001$ )	0.00133 *** ( $<.0001$ )	0.00683 *** ( $<.0001$ )
$\sigma_{opt}$	0.34126 *** ( $<.0001$ )	0.16342 *** ( $<.0001$ )	0.18120 *** ( $<.0001$ )	1.51407 *** ( $<.0001$ )	0.14986 *** ( $<.0001$ )	1.28442 *** ( $<.0001$ )
Basis			0.00099 *** ( $<.0001$ )			0.00581 *** ( $<.0001$ )
Return30	-0.00290 *** ( $<.0001$ )	0.00080 *** ( $<.0001$ )	-0.00334 *** ( $<.0001$ )	-0.00635 *** ( $<.0001$ )	0.00057 *** ( $<.0001$ )	-0.00317 *** ( $<.0001$ )
Volume_fut	0.00137 (0.5543)	0.00243 *** ( $<.0001$ )	-0.00090 (0.6976)	0.01564 *** ( $<.0001$ )	0.00753 *** ( $<.0001$ )	0.01024 *** (0.0008)
Put Call ratio of Volume	-0.00830 *** ( $<.0001$ )	0.00308 *** ( $<.0001$ )	-0.01105 *** ( $<.0001$ )	-0.02944 *** ( $<.0001$ )	0.00441 *** ( $<.0001$ )	-0.02715 *** ( $<.0001$ )
OI_fut	0.06681 *** ( $<.0001$ )	0.01183 *** ( $<.0001$ )	0.06918 *** ( $<.0001$ )	-0.00874 (0.2106)	-0.04427 *** ( $<.0001$ )	0.13039 *** ( $<.0001$ )
Put Call ratio of OI	-0.01312 *** ( $<.0001$ )	0.00245 *** ( $<.0001$ )	-0.01466 *** ( $<.0001$ )	-0.01832 *** ( $<.0001$ )	0.00327 *** ( $<.0001$ )	-0.01007 *** ( $<.0001$ )
Adj. R2	0.5600	0.3383	0.5546	0.1164	0.1290	0.2097
Obs.	25865	25865	25865	25865	25865	25865

註：變數定義皆如同表(3)所示。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。

表 6 雜訊交易者與定價誤差之關連

本表試圖以行為財務學觀點去設計迴歸模型，考量市場氛圍、不同型態的投資者如資訊領先者和雜訊交易者之間的互動關係會對定價誤差造成什麼影響。

Sample Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP
Intercept	-0.59401 *** ( $<.0001$ )	-0.14945 *** ( $<.0001$ )	-0.57637 *** ( $<.0001$ )
$D_{ShortSale}$	0.61084 *** ( $<.0001$ )	-0.00574 *** ( $<.0001$ )	0.59325 *** ( $<.0001$ )
$D_{Div}$	0.09124 *** ( $<.0001$ )	-0.00895 *** ( $<.0001$ )	0.11202 *** ( $<.0001$ )
$Liq\_opt$	0.01119 *** ( $<.0001$ )	0.01014 *** ( $<.0001$ )	0.00125 *** (0.0081)
$Liq\_fut$	0.00163 (0.1966)	0.00640 *** ( $<.0001$ )	-0.00481 *** ( $<.0001$ )
t	0.00262 *** ( $<.0001$ )	0.00120 *** ( $<.0001$ )	0.00176 *** ( $<.0001$ )
$\sigma_{opt}$	0.38805 *** ( $<.0001$ )	0.15273 *** ( $<.0001$ )	0.23354 *** ( $<.0001$ )
Basis			0.00082 *** ( $<.0001$ )
$\Delta(Basis)_{t-1}$	0.00029 *** (0.0002)	0.00002 (0.4246)	0.00019 ** (0.0161)
$Return5$	0.00802 *** ( $<.0001$ )	-0.00171 *** ( $<.0001$ )	0.00887 *** ( $<.0001$ )
$Return30$	-0.00399 *** ( $<.0001$ )	0.00103 *** ( $<.0001$ )	-0.00460 *** ( $<.0001$ )
$Volume\_fut$	0.00086 (0.7101)	0.00254 *** ( $<.0001$ )	-0.00150 (0.5174)
Put Call ratio of Volume	-0.00372 ** (0.0142)	0.00210 *** ( $<.0001$ )	*** -0.00604 ( $<.0001$ )
$OI\_fut$	0.06747 *** ( $<.0001$ )	0.01120 *** ( $<.0001$ )	0.06865 *** ( $<.0001$ )
Put Call ratio of OI	-0.01242 *** ( $<.0001$ )	0.00224 *** ( $<.0001$ )	-0.01375 *** ( $<.0001$ )

(接續上一頁)

Adj. R2	0.5629	0.3411	0.5579
Obs.	25865	25865	25865

註：變數定義除如表(3)所示之外， $\sigma_{opt}$  為隱含波動率買賣權平均值，提供市場參與者判斷市場行情，指數持續下跌時，隱含波動率指數通常會不斷上升；而指數上揚的同時，隱含波動率指數通常持續走跌。 $\Delta(Basis)_{t-1}$  定義為 t 期和 t-1 期之基差變動，透過現貨和期貨市場偏離的掌握，檢驗其變化是否提供市場價格變動方向預測和是否具資訊傳遞過程，亦即檢驗其與定價誤差之動態關聯性。*Return5* 為短期指數報酬率乘上 100，藉以檢驗投資者在觀察市場變化時，是否有隨市策略。*Put Call ratio of Volume* 本研究以賣權之未平倉合約數除以買權之未平倉合約數，用來表示市場投資者對未來市場狀況的預期。*Put Call ratio of OI* 以賣權之交易量數除以買權之交易量，用來表示市場投資者對未來市場狀況的預期。括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。



表 7 選擇權未平倉比率與投資者行為之間的關係

欲檢驗選擇權未平倉比率是否會受現貨市場氛圍之影響，若現貨市場之漲跌會使投資者進入選擇權市場，不論是追高或是避險，將可說明現貨市場會影響到選擇權市場之交易活動。

$$Put\ Call\ Ratio\ of\ OI = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Return5 + \alpha_3 Return30 + \alpha_4 Std.5 + \alpha_5 Std.30 + \alpha_6 Put\ Call\ ratio\ of\ Volume + \alpha_7 lag(Put\ Call\ Ratio\ of\ OI) + u$$

Sample Variable	(1) Put Call Ratio of OI
Intercept	-0.10098 *** (0.0002)
t	0.00516 *** (<.0001)
Return5	-0.01755 *** (<.0001)
Return30	-0.01567 *** (<.0001)
Std. 5	-0.02574 *** (0.0011)
Std. 30	-0.00073 (0.8558)
Put Call ratio of Volume	0.00876 (0.2231)
lag(Put Call ratio of OI)	0.24580 *** (<.0001)
Adj. R2	0.0791
Obs.	25100

說明：t 為持有契約到到期日之長短，Return5 為 5 個交易日之指數報酬率乘上 100，Return30 為 30 個交易日之指數報酬率乘上 100，Std. 5 為 5 日指數報酬率之標準差，Std. 30 為 30 日指數報酬率之標準差，Put Call ratio of Volume 為選擇權賣權成交量除以買權成交量，lag(Put Call ratio of OI) 為選擇權賣權未平倉合約數除以買權未平倉合約數之落後期。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。



表 8 穩健測試：放空限制條件、股利發放月份、流動性與定價誤差之關係

本研究依放空限制條件將樣本區分為存在放空限制條件與不存在放空限制條件之樣本，用以測試流動性、股利發放月份與放空限制條件之樣本之間的關連性是否更為強烈。因此存在放空限制條件之樣本共有 7602 筆，迴歸式為(4)~(6)；不存在放空限制條件之樣本共有 19119 筆，迴歸式為(7)~(9)；(1)~(3)條迴歸式為原表 3 之迴歸式。

Sample	All sample			Shortsell sample $S > S^{U*} \times (1+c)$			Non-Shortsell sample $S < S^{U*} \times (1+c)$		
Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP	(4) PCP	(5) PCFP	(6) PCP-PCFP	(7) PCP	(8) PCFP	(9) PCP-PCFP
Intercept	0.22956 *** ( $<.0001$ )	0.03192 *** ( $<.0001$ )	0.19764 *** ( $<.0001$ )	0.82162 *** ( $<.0001$ )	0.01972 *** ( $<.0001$ )	0.80190 *** ( $<.0001$ )	0.24181 *** ( $<.0001$ )	0.03443 *** ( $<.0001$ )	0.20738 *** ( $<.0001$ )
$D_{ShortSale}$	0.63131 *** ( $<.0001$ )	-0.00371 *** (0.0009)	0.63502 *** ( $<.0001$ )						
$D_{Div}$	0.08954 *** ( $<.0001$ )	-0.00180 (0.1396)	0.09134 *** ( $<.0001$ )	0.19520 *** ( $<.0001$ )	0.00968 *** ( $<.0001$ )	0.18552 *** ( $<.0001$ )	0.01912 *** ( $<.0001$ )	-0.00958 *** ( $<.0001$ )	0.02870 *** ( $<.0001$ )
$Liq\_opt$	0.01077 *** ( $<.0001$ )	0.01041 *** ( $<.0001$ )	0.00036 (0.1910)	0.01212 *** ( $<.0001$ )	0.01156 *** ( $<.0001$ )	0.00056 (0.4822)	0.01022 *** ( $<.0001$ )	0.01005 *** ( $<.0001$ )	0.00018 (0.4758)
$Liq\_fut$	0.00239 * (0.0535)	0.00743 *** ( $<.0001$ )	-0.00504 *** (0.0001)	0.00022 (0.9423)	0.00734 *** ( $<.0001$ )	-0.00712 ** (0.0225)	0.00324 *** (0.0051)	0.00748 *** ( $<.0001$ )	-0.00424 *** (0.0003)
Adj. R2	0.5439	0.4159	0.5287	0.0807	0.4527	0.0489	0.0889	0.4064	0.0029
Obs.	26721	26721	26721	7638	7638	7638	19083	19083	19083

註：變數定義如表 2 所示。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。

表 9 穩健測試：放空限制條件、股利發放月份、流動性和其他控制變數與定價誤差之關係

將表 3 第(4)~(6)條迴歸式(本表(1)~(3)條迴歸式)依放空限制條件區分為存在放空限制與不存在放空限制之樣本，分別作出迴歸(4)~(6)和(7)~(9)。

Sample	All sample			Shortsale sample $S > S^{U*} \times (1+c)$			Non-Shortsale sample $S < S^{U*} \times (1+c)$		
Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP	(4) PCP	(5) PCFP	(6) PCP-PCFP	(7) PCP	(8) PCFP	(9) PCP-PCFP
Intercept	-0.57161 *** ( $<.0001$ )	-0.15811 *** ( $<.0001$ )	-0.57315 *** ( $<.0001$ )	0.65319 *** ( $<.0001$ )	0.04941 * (0.0589)	-0.74921 *** ( $<.0001$ )	-0.71730 *** ( $<.0001$ )	-0.22964 *** ( $<.0001$ )	-0.12104 ** (0.0246)
$D_{ShortSale}$	0.62069 *** ( $<.0001$ )	-0.00761 *** ( $<.0001$ )	0.59854 *** ( $<.0001$ )						
$D_{Div}$	0.08874 *** ( $<.0001$ )	-0.00851 *** ( $<.0001$ )	0.11199 *** ( $<.0001$ )	0.20673 *** ( $<.0001$ )	0.00641 *** (0.0002)	0.40761 *** ( $<.0001$ )	0.01188 *** (0.0047)	-0.01740 *** ( $<.0001$ )	0.01238 *** (0.0027)
$Liq\_opt$	0.01110 *** ( $<.0001$ )	0.01019 *** ( $<.0001$ )	0.00115 ** (0.0147)	0.01387 *** ( $<.0001$ )	0.00970 *** ( $<.0001$ )	-0.00099 (0.3799)	0.00975 *** ( $<.0001$ )	0.01036 *** ( $<.0001$ )	-0.00170 *** ( $<.0001$ )
$Liq\_fut$	0.00137 (0.2806)	0.00647 *** ( $<.0001$ )	-0.00514 *** ( $<.0001$ )	-0.00038 (0.9041)	0.00677 *** ( $<.0001$ )	-0.01066 *** (0.0002)	0.00203 * (0.0785)	0.00635 *** ( $<.0001$ )	-0.00461 *** ( $<.0001$ )
t	0.00239 *** ( $<.0001$ )	0.00125 *** ( $<.0001$ )	0.00156 *** ( $<.0001$ )	0.00299 *** ( $<.0001$ )	0.00087 *** ( $<.0001$ )	0.00939 *** ( $<.0001$ )	0.00197 *** ( $<.0001$ )	0.00138 *** ( $<.0001$ )	-0.00003 (0.8654)
$\sigma_{opt}$	0.34126 *** ( $<.0001$ )	0.16342 *** ( $<.0001$ )	0.18120 *** ( $<.0001$ )	-0.32518 *** ( $<.0001$ )	0.11896 *** ( $<.0001$ )	-0.42901 *** ( $<.0001$ )	0.56432 *** ( $<.0001$ )	0.18383 *** ( $<.0001$ )	0.36936 *** ( $<.0001$ )
Basis			0.00099 *** ( $<.0001$ )			0.00784 *** ( $<.0001$ )			-0.00243 *** ( $<.0001$ )
Return30	-0.00290 *** ( $<.0001$ )	0.00080 *** ( $<.0001$ )	-0.00334 *** ( $<.0001$ )	-0.00838 *** ( $<.0001$ )	0.00053 *** ( $<.0001$ )	-0.00344 *** ( $<.0001$ )	-0.00053 ** (0.0207)	0.00103 *** ( $<.0001$ )	-0.00222 *** ( $<.0001$ )
Volume_fut	0.00137 (0.5543)	0.00243 *** ( $<.0001$ )	-0.00090 (0.6976)	0.00354 (0.5711)	0.00239 ** (0.0254)	-0.00713 (0.2057)	0.00213 (0.2297)	0.00313 *** ( $<.0001$ )	-0.00309 (0.1221)
Put Call ratio of Volume	-0.00830 *** ( $<.0001$ )	0.00308 *** ( $<.0001$ )	-0.01105 *** ( $<.0001$ )	-0.02599 *** ( $<.0001$ )	0.00208 *** (0.0008)	-0.02236 *** ( $<.0001$ )	-0.00050 (0.7153)	0.00327 *** ( $<.0001$ )	-0.00411 *** (0.0020)
OI_fut	0.06681 *** ( $<.0001$ )	0.01183 *** ( $<.0001$ )	0.06918 *** ( $<.0001$ )	0.01512 (0.3190)	-0.00839 *** (0.0013)	0.12575 *** ( $<.0001$ )	0.07711 *** ( $<.0001$ )	0.01790 *** ( $<.0001$ )	0.02511 *** ( $<.0001$ )
Put Call ratio of OI	-0.01312 *** ( $<.0001$ )	0.00245 *** ( $<.0001$ )	-0.01466 *** ( $<.0001$ )	-0.01318 *** (0.0030)	0.00272 *** (0.0004)	0.00003 (0.9934)	-0.01512 *** ( $<.0001$ )	0.00251 *** ( $<.0001$ )	-0.01867 *** ( $<.0001$ )
Adj. R2	0.5600	0.3383	0.5546	0.1039	0.3709	0.2681	0.0631	0.3334	0.0777
Obs.	25865	25865	25865	7444	7444	7444	18421	18421	18421

註：變數定義如表 3 所示。

括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。

表 10 穩健測試：雜訊交易者與定價誤差之關連

Sample	All sample			Shortsale sample $S > S^{U*} \times (1+c)$			Non-Shortsale sample $S < S^{U*} \times (1+c)$		
Variable	(1) PCP	(2) PCFP	(3) PCP-PCFP	(4) PCP	(5) PCFP	(6) PCP-PCFP	(7) PCP	(8) PCFP	(9) PCP-PCFP
Intercept	-0.59401 *** (<.0001)	-0.14945 *** (<.0001)	-0.57637 *** (<.0001)	0.43839 *** (0.0041)	0.06701 ** (0.0108)	-0.80877 *** (<.0001)	-0.70260 *** (<.0001)	-0.22883 *** (<.0001)	0.07058 (0.1916)
$D_{ShortSale}$	0.61084 *** (<.0001)	-0.00574 *** (<.0001)	0.59325 *** (<.0001)						
$D_{Div}$	0.09124 *** (<.0001)	-0.00895 *** (<.0001)	0.11202 *** (<.0001)	0.20865 *** (<.0001)	0.00661 *** (<.0001)	0.40323 *** (<.0001)	0.01261 *** (0.0027)	-0.01818 *** (<.0001)	0.01357 *** (0.0010)
$Liq\_opt$	0.01119 *** (<.0001)	0.01014 *** (<.0001)	0.00125 *** (0.0081)	0.01391 *** (<.0001)	0.00966 *** (<.0001)	-0.00074 (0.5116)	0.00971 *** (<.0001)	0.01033 *** (<.0001)	-0.00182 *** (<.0001)
$Liq\_fut$	0.00163 (0.1966)	0.00640 *** (<.0001)	-0.00481 *** (<.0001)	-0.00025 (0.9355)	0.00674 *** (<.0001)	-0.01049 *** (<.0001)	0.00205 * (0.0754)	0.00624 *** (<.0001)	-0.00451 *** (<.0001)
t	0.00262 *** (<.0001)	0.00120 *** (<.0001)	0.00176 *** (<.0001)	0.00390 *** (<.0001)	0.00080 *** (<.0001)	0.00961 *** (<.0001)	0.00199 *** (<.0001)	0.00133 *** (<.0001)	-0.00008 (0.6686)
$\sigma_{opt}$	0.38805 *** (<.0001)	0.15273 *** (<.0001)	0.23354 *** (<.0001)	-0.19750 ** (0.0184)	0.11040 *** (<.0001)	-0.38706 *** (<.0001)	0.57138 *** (<.0001)	0.17141 *** (<.0001)	0.39244 *** (<.0001)
Basis			0.00082 *** (<.0001)			0.00770 *** (<.0001)			-0.00256 *** (<.0001)
$\Delta(Basis)_{t-1}$	0.00029 *** (0.0002)	0.00002 (0.4246)	0.00019 ** (0.0161)	0.00021 (0.2553)	0.00013 *** (<.0001)	-0.00049 *** (0.0042)	0.00025 *** (0.0007)	-0.00006 ** (0.0284)	0.00058 *** (<.0001)
$Return_5$	0.00802 *** (<.0001)	-0.00171 *** (<.0001)	0.00887 *** (<.0001)	0.01769 *** (<.0001)	-0.00145 *** (<.0001)	0.00690 *** (<.0001)	0.00202 *** (0.0007)	-0.00220 *** (<.0001)	0.00585 *** (<.0001)
$Return_{30}$	-0.00399 *** (<.0001)	0.00103 *** (<.0001)	-0.00460 *** (<.0001)	-0.01008 *** (<.0001)	0.00069 *** (<.0001)	-0.00425 *** (<.0001)	-0.00085 *** (0.0006)	0.00138 *** (<.0001)	-0.00317 *** (<.0001)
$Volume\_fut$	0.00086 (0.7101)	0.00254 *** (<.0001)	-0.00150 (0.5174)	0.00052 (0.9338)	0.00273 ** (0.0106)	-0.00852 (0.1303)	0.00200 (0.3308)	0.00321 *** (<.0001)	-0.00354 * (0.0747)
$Put\ Call\ ratio\ of\ Volume$	-0.00372 ** (0.0142)	0.00210 *** (<.0001)	-0.00604 *** (<.0001)	-0.01577 *** (<.0001)	0.00128 ** (0.0437)	-0.01863 *** (<.0001)	0.00064 (0.6512)	0.00199 *** (<.0001)	-0.00082 (0.5468)
$OI\_fut$	0.06747 *** (<.0001)	0.01120 *** (<.0001)	0.06865 *** (<.0001)	0.03276 ** (0.0303)	-0.00995 *** (<.0001)	0.13129 *** (<.0001)	0.07567 *** (<.0001)	0.01805 *** (<.0001)	0.02011 *** (<.0001)
$Put\ Call\ ratio\ of\ OI$	-0.01242 *** (<.0001)	0.00224 *** (<.0001)	-0.01375 *** (<.0001)	-0.00879 ** (0.0474)	0.00214 *** (0.0052)	0.00232 (0.5646)	-0.01515 *** (<.0001)	0.00240 *** (<.0001)	-0.01870 *** (<.0001)
Adj. R2	0.5629	0.3411	0.5579	0.1199	0.3744	0.2710	0.0641	0.3377	0.0854
Obs.	25865	25865	25865	7444	7444	7444	18421	18421	18421

註：變數定義如表 5 所示。括號內為顯著水準 P 值。\*\*\*表示 1%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*表示 10%顯著水準。

圖 1 台指現貨、台指選擇權和台指期貨之關係圖

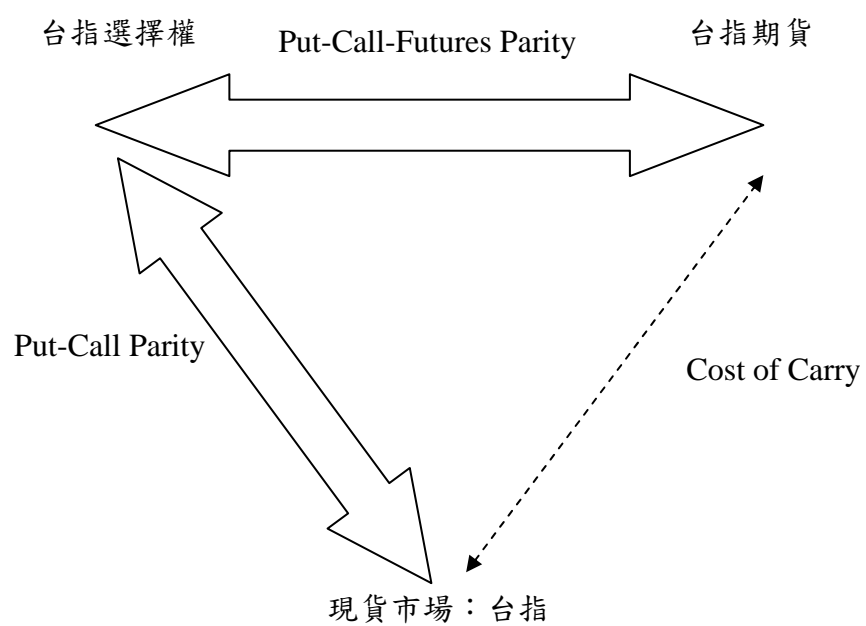
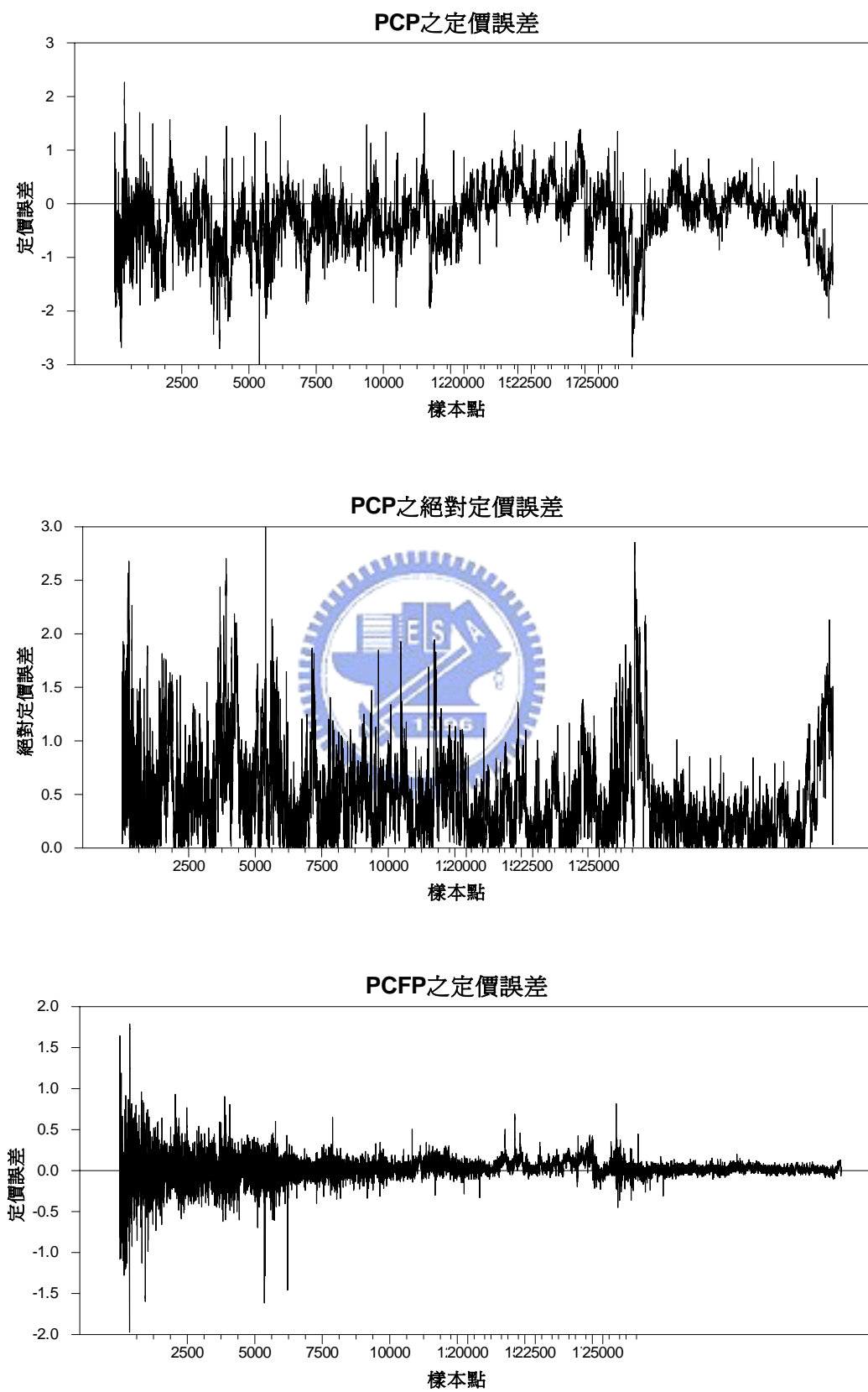


圖 1 台指現貨、台指選擇權和台指期貨之關係圖

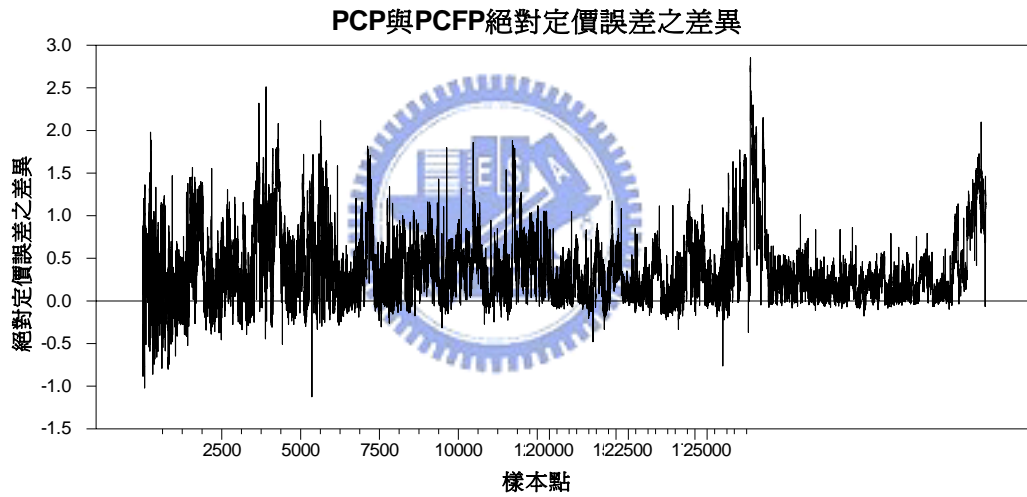
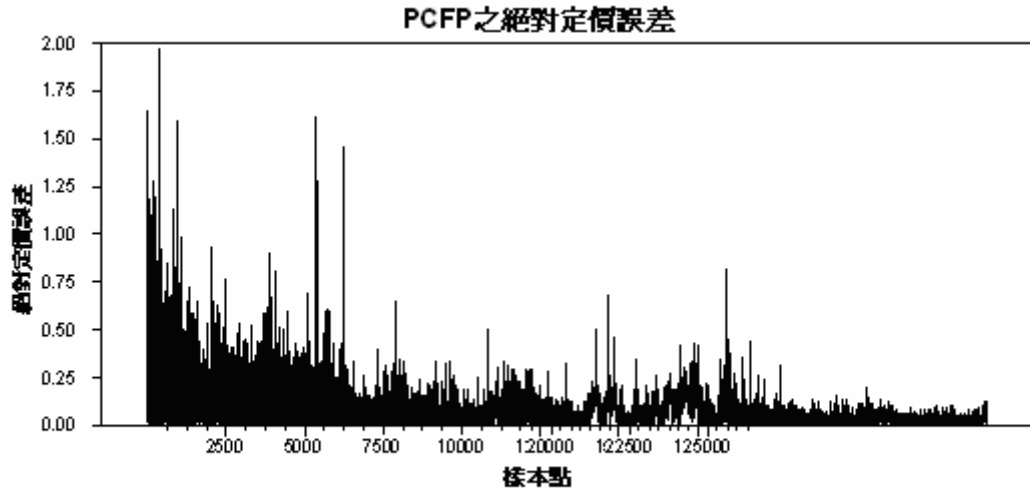


圖 2 定價誤差趨勢圖





(接續上一頁)



註：本研究樣本期間從 2002 年 1 月 2 日至 2005 年 6 月 30 日，為每 5 分鐘日內資料，共組成 26721 筆資料。其中，PCP 之定價誤差( $\varepsilon_{t,i}^{PCP}$ )趨勢圖為依 PCP 等價理論關係所計算出之理論台指現貨價格 ( $S_{t,i}^*$ ) 減去實際觀察到之台指現貨價格 ( $S_{t,i}$ )，再除以公式所計算出之理論台指現貨價格，乘以 100；PCP 之絕對定價誤差( $|\varepsilon_{t,i}^{PCP}|$ )趨勢圖則將  $\varepsilon_{t,i}^{PCP}$  再取絕對值；PCFP 之定價誤差( $\varepsilon_{t,i}^{PCFP}$ )趨勢圖為依 PCFP 等價理論關係所計算出之理論台指期貨價格 ( $F_{t,i}^*$ ) 減去實際觀察到之台指期貨價格 ( $F_{t,i}$ )，再除以公式所計算出之理論台指期貨價格，乘以 100；PCFP 之絕對定價誤差( $|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}|$ )趨勢圖則將  $\varepsilon_{t,i}^{PCFP}$  再取絕對值； $|\varepsilon_{t,i}^{PCP}| - |\varepsilon_{t,i}^{PCFP}|$  則為  $|\varepsilon_{t,i}^{PCP}|$  和  $|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}|$  相減。