國 立 交 通 大 學

財務金融研究所

碩 士 論 文

台指選擇權價格效率性與市場流動性之關聯分析

The analysis between the pricing efficiency of Taiwan Index Options and the market liquidity

研 究 生: 簡于倢

指導教授: 鍾惠民 博士

中 華 民 國 九 十 五 年 六 月

台指選擇權價格效率性與市場流動性之關聯分析

The analysis between the pricing efficiency of Taiwan Index Options and the market liquidity

研 究 生: 簡于倢　　Student: Yu-Jie Chien

指導教授: 鍾惠民博士　　Advisor: Dr. Hui-Min Chung

國 立 交 通 大 學

財務金融研究所

碩 士 論 文

A Thesis
Submitted to Graduate Institute of Finance
National Chiao Tung University
in partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of
Master of Science
in
Finance

June 2006

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十五年六月

台指選擇權價格效率性與市場流動性之關聯分析

學生 ： 簡于倢　　指導教授: 鍾惠民 博士

國立交通大學財務金融研究所碩士班

2006 年 6 月

摘要

無套利理論是否發生偏離與市場的摩擦性有關，特別是市場的流動性狀況，因為摩擦性的存在將使得套利行為受到阻礙。然而，當越大的定價誤差（標的物合理價格和真實價格之差）發生時，可能誘發許多套利活動，因而影響流動性。

基於上述觀點，本文欲探討定價誤差與市場流動性兩者之間的動態關係。研究樣本期間為 91 年 01 月~94 年 06 月之台指現貨、台指期貨、台指選擇權當日交易明細資料，利用買賣權等價理論(Put-Call Parity)及買賣權期貨等價理論(Put-Call Futures Parity)分別導出現貨和期貨理論價格，並計算出個別之定價誤差(本文簡稱為 PCP 定價誤差和 PCFP 定價誤差)，另外同時考量了期貨市場與選擇權市場的流動性，且以買賣價差和有效價差作為衡量指標。

. 結果顯示，PCP 定價誤差和 PCFP 定價誤差皆與期貨和選擇市場流動性有關，唯相對於 PCFP 定價誤差，PCP 定價誤差受影響程度較低，後續研究也證實了流動性並非影響 PCP 定價誤差的主因。在 PCFP 定價誤差中也發現，選擇權市場流動性比期貨市場與其有更大的關連性。在 Granger 因果檢測中，以選擇權報價價差為 PCFP 定價誤差之原因變數最為顯著;在衝擊反應函數中，PCFP 定價誤差受到選擇權有效報價價差改變而有較大的變化幅度。整體看來，市場流動性會促進定價的效率性，證實了財務市場中所說的，流動性確實扮演了驅使價格達到最適水準的重要角色。

關鍵字：市場效率；市場流動性；買賣報價；有效報價；因果檢定；衝擊反應。

The analysis between the pricing efficiency of Taiwan Index Options and the market liquidity

Student: Yu-Jie Chien Advisor: Dr. Hui-min Chung

Graduate Institute of Finance
National Chiao Tung University
June 2006

ABSTRACT

Deviate from no-arbitrage theory should be related to frictions of the market, particularly, the market liquidity, because arbitrage will be impeded by frictions. However, the bigger pricing error (the difference between the true price and the theory price of the underlying) occurs, the more arbitrage activities influence liquidity. By these ideas, we want to discuss the joint dynamic structure between the pricing error and the market liquidity. The sample includes comprises the intra_day data from TXO (Taiwan Index Options), TX (Taiwan Index Futures) and Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index (TAIEX), from January,2002 to Jun,2005. We use the Put-Call Parity theory and Tucker (1991) Put-Call Futures Parity theory to obtain the fair value of TAIEX and TX , respectively, and calculate the pricing error particularly (we call it PCP and PCFP for short).In addition, we not only consider the liquidity of the futures market but the option market simultaneously bout adopt two index (quoted spreads and effective spreads) to measure market liquidity.

Considering that both PCFP and PCP have relations with market liquidity, in proportion to the PCFP, the influence to PCP is relatively low. Follow-up studies have verified market liquidity is not the main reason of the PCP. In PCFP, there is a significant relation with the option market more than the futures market in the liquidity. In two-way Granger causality ,quoted spreads Granger-cause PCFP pricing error is significant; Impulse response function indicate that shocks to the market liquidity predict pricing error, especially PCFP has the larger range of change by the effective spreads. In a word, it seems equally reasonable to suggest that market liquidity enhances the efficiency of pricing system, and proves the law of one price in financial theory again. Financial market liquidity plays a key role in moving prices to an appropriate level.

Keywords: Market Efficiency; Liquidity; Quoted Spreads; Effective Spreads;Granger-causality; Impluse Response Function.

誌 謝

我畢業了，終於將論文順利的完成了。此時此刻喜悅的心情，真是無法用言語筆墨來形容。研究所的兩年裡，對我而言，是辛苦的、是成長的，也是幸福的，因為這之中，有著許多伴我度過難關的人，有他們幫助與鼓勵，才有今日的我。

感謝我的家人，他們總是在背後默默的給我支持，尤其是我的父母，他們更是盡其所能的提供我最好的，讓我在學習的過程中無憂無慮，深刻地感受到他們對我的疼愛之情，日後我將更加地努力，報答他們對我的苦心栽培。

感謝我的指導教授－鍾惠民老師。老師深受同學們的喜愛，是我學習的榜樣，也由於老師的提攜，使我在論文的研究過程中，得以克服相當多的障礙。另外，感謝口試委員林建榮老師、徐政義老師以及紀志毅老師，給予我許多寶貴的建議。

感謝忠穎、慧妤、柏鈞，無論在論文或學業方面，不辭辛勞地協助我解決許多問題；也感謝素禎、怡文，同我一起共度所有的歡樂與哀愁；感謝所有財金所大家庭的每一位伙伴，有你們的照顧與愛護，我念了一個充滿快樂甜蜜的研究所。

感謝我的好朋友們－恩琦、宸楷、秉彥，謝謝你們長期以來的關心與祝福。

最後，謝謝凱瑋一路上的陪伴，有你的相知相惜，讓一切都變得更美好了。

于倢 于交通大學

2006 年 06 月

目錄

第一章 緒論 1
第一節 研究背景與動機..... 1
第二節 研究目的..... 4
第三節 研究步驟與流程..... 5
第二章 文獻探討 7
第一節 期貨理論價格－買權賣權期貨平價關係..... 7
第二節 現貨、期貨與選擇權文獻回顧..... 8
2.2.1 關於期貨與選擇權之市場效率性..... 8
2.2.2 關於現貨與選擇權之市場效率性..... 10
第三節 套利與流動性文獻回顧..... 11
第三章 資料來源與研究方法 13
第一節 資料來源..... 13
第二節 資料限制..... 13
第三節 研究方法..... 14
3.3.1 台灣指數期貨與指數選擇權之套利定價誤差的建構..... 14
3.3.2 台灣指數現貨與指數選擇權之套利定價誤差的建構..... 15
3.3.3 流動性之定義與建構..... 17
3.3.4 套利定價誤差與流動性間兩者交互影響關係..... 18
3.3.5 檢測流動性衝擊與定價誤差衝擊對於彼此之長期影響..... 23
3.3.6 檢測流動性衝擊與定價誤差衝擊對於彼此之短期影響..... 24
第四章 實證結果與分析 25
第一節 敘述性統計..... 25
第二節 檢測流動性與定價誤差之相關性..... 26
4.2.1 單根檢定..... 26
4.2.2 定價誤差與流動性之相關性檢測..... 27
4.2.3 原始序列第一階段調整：採用虛擬變數..... 29
4.2.4 原始序列第二階段調整：採用向量自我迴歸..... 33
4.2.5 Granger 因果關係 34
4.2.6 衝擊反應函數..... 35
第三節 穩定性測試..... 37
第四節 實證分析..... 39
第五章 結論與建議 41
第一節 研究結論..... 41
第二節 研究建議..... 42
第三節 研究貢獻..... 42
參考文獻 43

圖目錄

圖 1　研究架構圖 6
圖 2　PCFP 絕對定價誤差 46
圖 3　PCP 絕對定價誤差 46
圖 4　期貨買賣報價價差 47
圖 5　期貨有效報價價差 47
圖 6　選擇權買賣報價價差 48
圖 7　選擇權有效報價價差 48
圖 8　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-期貨買賣報價價差）..... 49
圖 9　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-期貨有效報價價差）..... 50
圖 10　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-選擇權買賣報價價差）..... 51
圖 11　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-選擇權有效報價價差）..... 52
圖 12　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-期貨買賣報價價差）..... 53
圖 13　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-期貨有效報價價差）..... 54
圖 14　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-選擇權買賣報價價差）..... 55
圖 15　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-選擇權有效報價價差 56

表目錄

表 1　期貨與選擇權日平均交易量與年度成交量 4
表 2　定價誤差-各流動性指標之敘述性統計 57
表 3　定價誤差-各流動性指標定態序列單根檢定 58
表 4　定價誤差-各流動性指標流動性相關係數檢測 58
表 5　定價誤差-流動性迴歸係數檢測（同期） 59
表 6　PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差調整 60
表 7　期貨市場兩流動性指標調整 61
表 8　選擇權市場兩流動性指標調整 62
表 9　調整後定價誤差-調整後流動性相關係數檢測 63
表 10 調整後定價誤差-調整後流動性迴歸係數檢測（同期） 63
表 11 調整後 PCFP 定價誤差-調整後流動性迴歸係數檢測（落後期） 64
表 12 調整後定價誤差-流動性 VAR 模型與 Granger 因果關係檢定檢測 65

附錄

附錄 1　樣本期間內定價誤差歷年之敘述性統計 66
附錄 2　樣本期間內各流動性指標歷年之敘述性統計 66
附錄 3　調整後 PCP 定價誤差-調整後流動性迴歸係數檢測（落後期）..... 67
附錄 4　調整後定價誤差-兩市場調整後流動性迴歸係數檢測 68
附錄 5　定價誤差-市場深度相關係數檢測 69
附錄 6　調整後定價誤差-調整後市場深度相關係數檢測 69
附錄 7　調整後 PCFP 定價誤差-調整後市場深度迴歸係數檢測 70
附錄 8　調整後 PCP 定價誤差-調整後市場深度迴歸係數檢測 70
附錄 9　調整後 PCP 定價誤差-調整後市場深度 Grange 因果關係檢定 71

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

近年來，台灣金融市場與先進國家相較，規模較小、發展較晚。但近年來隨著全球化、自由化的趨勢潮流，各種衍生性金融商品如：期貨、認購權證、選擇權等相繼萌芽，陸續出現。民國82年6月國外期貨交易法生效施行，國人可透過期貨商交易國外交易所交易之期貨及選擇權；民國 87年7月21日，台灣期貨交易所（Taiwan Futures Exchange, TAIFEX）正式推出台灣股價指數期貨（TAIFEX Taiwan Stock Index Futures），並在民國 88年7月21日推出電子類股期貨及金融類股期貨契約。其後，90年12月24日台指選擇權上市，92年1月20日股票選擇權上市，提供投資者更多元化的投資與避險管道。

隨著各國期貨與選擇權市場的發展，投資者可以藉由衍生性金融商品進行避險、套利之操作。Stoll(1969)於早期時提出買權賣權平價理論(Put-Call Parity)關係，利用選擇權之買權和賣權複製與現貨擁有相同未來現金流量的投資組合，推估出現貨之理論價格，其與實際價格之差異即為現貨之定價誤差（此簡稱為PCP定價誤差）。以相同的財務理論基礎，Tucker(1991)依照持有成本模型(cost-of carry model)與Stoll之買權賣權平價理論關係提出的買權賣權期貨平價理論(Put-Call Futures Parity)關係，利用買、賣權成交價格和履約價格、無風險利率和到期日等資訊，來推估期貨之理論價格，說明指數期貨之價格與其標的相同之選擇權間應存在著某種程度之關連性，當兩者間出現價格偏離時，表示違反了無套利原則，此差異即為期貨之定價誤差（此簡稱為PCFP定價誤差），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。

比較 Put-Call Parity 與 Put-Call Futures Parity，在以擁有相同內容契約的買權、賣權做為複製工具時，兩理論之主要差異處為欲追蹤與探討的標的不同，前者焦點集中於為現貨價格是否偏離理論價格，後者則是集中於期貨價格。

已有國外許多學者針對現貨、期貨、選擇權，探討三市場間之效率性，並做了許多選擇權與期貨間的避險與套利之研究。如Klemkosky and Lee(1991)針對S&P500指數期貨和現貨之交易資料進行分析; Lee and Nayer(1993)和Fung and Chan(1994)針對S&P500指數選擇權和期貨間之效率性進行驗證；Cheng , Fung and Chan(1997)針對香港恆生指數選擇權和期貨做訂價效率性分析; Kamara and Miller(1995)針對S&P500歐式選擇權與期貨合約間套利做研究等，許多實證結果顯示，選擇權和期貨市場是有效率，只有少數套利機會，且隨著交易成本的增加，套利利潤減少甚至消失。

買權賣權平價理論(Put-Call Parity)假設了投資者可以無條件放空現貨，且為可交易的股票現貨市場。然而，台灣大盤指數為不可交易性商品，因此當市場違反買賣權等價理論(Put-Call Parity)時，投資者因無法交易大盤指數，或無法買下市場之全部個股來複製大盤指數，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，具有價格發現等機能，因此紛紛以指數期貨代替指數現貨，用較便宜的資金成本進行套利或避險行為。

綜觀過去國內外關於三市場套利分析之研究，大多集中在兩兩市場間之個別效率性探討，基於 Put-Call Parity 與 Put-Call Futures Parity 兩恆等式成立，本研究將利用台指選擇權複製台指期貨及台指現貨，同時討論 PCFP 定價誤差與 PCP 定價誤差。

一般而言，造成市場價格偏離合理價格時可能包括下列三種因素：第一，市場預期的參數與模型使用的參數不同：模型中的參數本身也是隨總體經濟情況時時在波動；第二，整體市場結構性因素：如現貨市場對空頭力量的壓抑將導致現貨市場價格高估而期貨市場價格則因現貨市場裡無法被滿足的空頭力量轉進期貨市場拋空而偏低，形成長期的負價差；第三，預期心理的影響:期貨價格不僅反應實質的持有成本，亦同時反應市場對期貨到期日標的物現貨價格的預期。

在財務市場中，許多學者相信無套利關係的偏離與交易的摩擦性有關，特別是流動性。流動性影響許多市場參與者如 traders、hedgers、speculators、arbitragers 的行為，他們注意流動性變化以期能從中取得有用資訊對股價進行預測，亦有許多技術性分析將流動性納為一重要指標；另外，最近研究也指出了當市場的環境條件越艱困時，流動性可能會降低甚至消失；相關研究亦指出流動性的衝擊會影響股價，如 Amihud and Mendelson(1986),Silber(1981),Kadlec and McConnell(1994), 以及 Brennan and Subrahmanyam(1996)等學者，他們研究發現當股票的流動性越低，相對的股票價格就越低；此外，Jacoby and Fowler(2000)提出了流動性會影響報酬率，而 Jones(2001) 和 Amihud（2002）提出流動性為具有預測未來報酬的領先指標，Kamara and Miller（1995）也指出流動性因素與 Put-Call Parity 的違反有很大的關係… 等等。

市場的無效率性，會造成流動性和穩定性不足，將使得價差成本偏大，相對容易出現價差偏離現象，因而有套利利潤，相對的，流動性的不足將造成市場的波動增加，進而使價格的不穩性增加，促使套利機會存在。因此流動性扮演了驅使價格達到最適水準的重要角色。

目前國內許多文獻探討多半是以指數現貨與指數選擇權（PCP 定價誤差）、指數現貨與指數期貨（基差）、指數期貨與指數選擇權（PCFP 定價誤差）的關係為主，或探討造成市場價格偏離與哪些因素有關，另有大多數著重在指數衍生性金融商品交易對指數現貨市場的影響、之間資訊領先落後關係，以及是否存在套利機會和套利利潤大小，僅僅針對市場流動性與 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差研究的相關論文目前仍不多。

綜合上述觀點，我們將研究的重點放於探討期貨和選擇權市場之流動性與 PCFP 定價誤差之關聯性，同時也將 PCP 定價誤差一同納入比較。除了考慮是否流動性可能影響價格偏離外，或兩市場流動性對價格偏離是否有不同解釋效果，更考慮是否定價誤差可能影響市場流動性，最重要的是，觀察市場流動性在現貨、選擇權、期貨三市場中所扮演的角色，並比較在不同效率市場下的差異性。

另外，由圖 1-1 可看出國內期貨與選擇權的市場在上市後，兩者月成交量都大幅增加，說明兩市場間之流動性與規模深具成長空間，是相當值得探討的。

	臺指選擇權（TXO）		臺指期貨（TX）	
	年度成交量	日平均成交量	年度成交量	日平均成交量
91 年度	1,566,446	6,316	4,132,040	16,661
92 年度	21,720,083	87,229	6,514,691	26,163
93 年度	43,824,511	175,298	8,861,278	35,445
94 年度	80,096,506	324,277	6,917,375	28,006

表 1　期貨與選擇權日平均交易量與年度成交量

第二節 研究目的

Tucker(1991) 提出的買權賣權期貨平價理論，假設市場上並沒有流動性的問題，但實際的交易中可看到在深度價內和深度價外的選擇權常乏人問津，顯示市場並非一完美市場，亦即市場存在流動性問題。故當市場處於深度價內及深度價外時，如以相同的流動性看待，則所求出的訂價誤差較不為真實狀況貼切，因此在考量流動性因素所造成的錯誤定價下，本研究希望能達到下列之研究目的：

1. 採 Quoted Spread 與 Effective spread 當作流動性指標，以及考慮選擇權市場流動性、期貨市場流動性、選擇權市場與期貨市場流動性，並分別計算以成交價為基礎的 PCFP 定價誤差與 PCP 定價誤差，以進行各流動性指標與兩定價誤差間的相關性測試。
2. 檢測流動性與價格偏離之因果關係，分辨市場流動性影響價格偏離或價格偏離影響流動性。
3. 檢測流動性衝擊對於價格偏離的影響，或價格偏離的衝擊對流動性的影響，分析是否其一具有未來的預測能力。
4. 試圖找出為何流動性與 the law of one price 有關。

最後，針對結果之差異性，本研究試圖解釋不同套利的交易標的所造成定價誤差為何之不同。如套利的交易標的本身受到市場的限制不同，以選擇權為複製工具時，其和現貨、期貨間性質的相似性和效率性是否一致，且三市場投資人組成型態不同，存在的市場是否完美，都可能是造成定價誤差產生的原因。

第三節 研究步驟與流程

本研究的組織架構共分為五章，各章內容概要說明如下：

第一章為緒論，說明本研究之研究背景、研究動機與目的及本篇論文的架構與研究流程。第二章為理論探討與文獻回顧，此章分為三小節，將相關文獻予以彙整與探討。第一節為買權賣權期貨平價理論說明；第二節介紹國內、國外期貨與選擇權及現貨與選擇權之市場效率，第三節為國內、國外市場價格偏離與流動性關係等相關文獻進行整理 。第三章為資料來源及研究方，包括研究樣本來源選取、理論模型與研究變數之定義、模型以及研究假說。第一節為資料描述，以每交易日內的五分鐘資料為主，篩選出完整符合之資料；第二節為台灣指數期貨與選擇權之套利定價誤差的建構和台灣指數現貨與選擇權之套利定價誤差的建構，並找出最接近價平者；第三節為流動性之定義與建構；第四節為定價誤差項與流動性的調整 ; 第五節為研究套利定價誤差與流動性間兩者交互影響關係 。第四章為研究實證結果與分析，說明市場流動性與 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差之實證結果。第五章為結論與建議，綜合性的結論，並提出未來研究之方向與建議，以供後續研究者參考。下頁圖(1)為本文研究方法流程整理之架構圖：

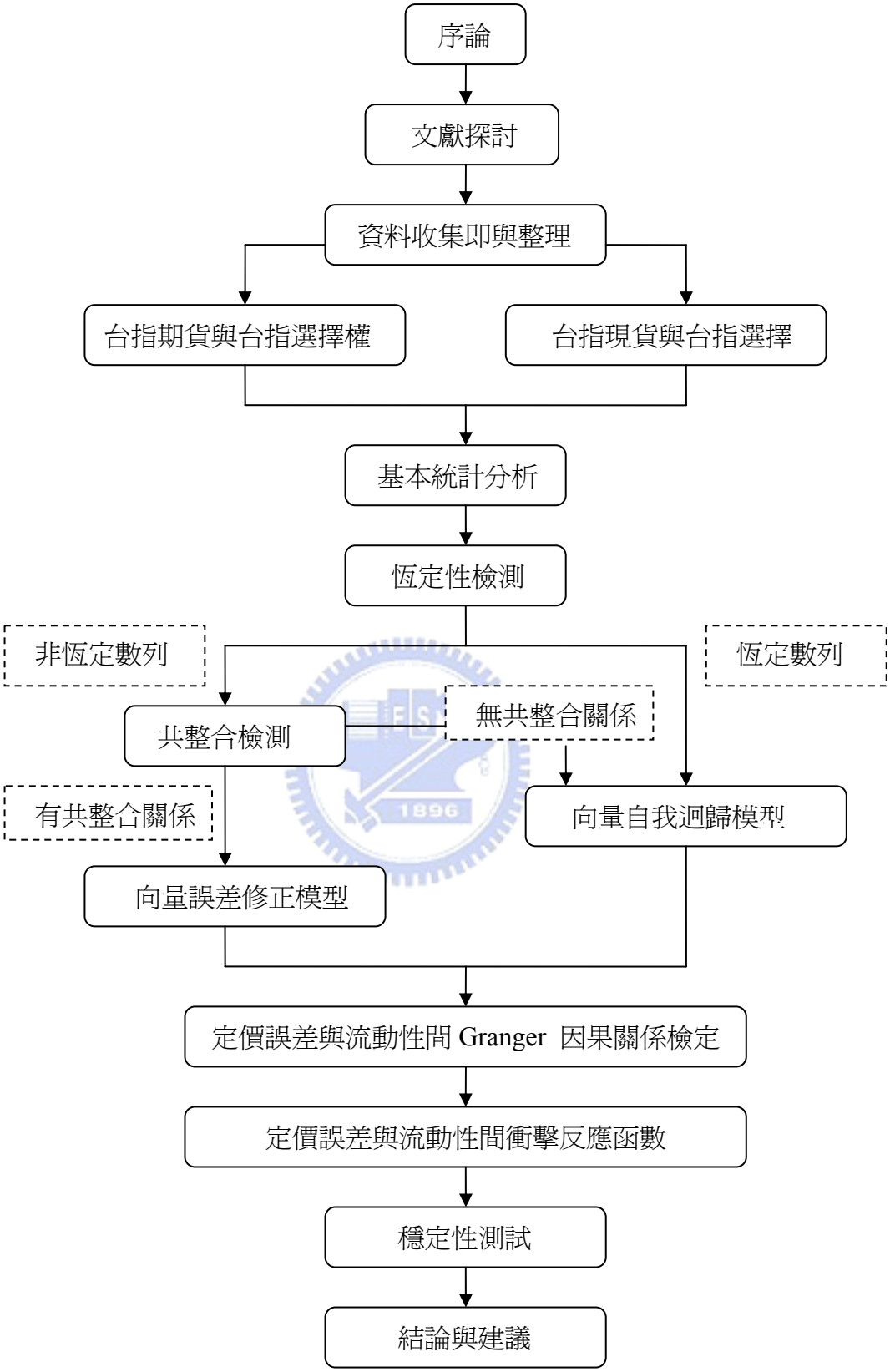
序論
文獻探討
資料收集即與整理
台指期貨與台指選擇權
台指現貨與台指選擇
基本統計分析
恆定性檢測
非恆定數列
恆定數列
共整合檢測
無共整合關係
有共整合關係
向量自我迴歸模型
向量誤差修正模型
定價誤差與流動性間 Granger 因果關係檢定
定價誤差與流動性間衝擊反應函數
穩定性測試
結論與建議

圖 1 研究架構圖

第二章 文獻探討

第一節 期貨理論價格–買權賣權期貨平價關係

Tucker (1991)提出的買權賣權期貨平價關係(Put-Call Futures Parity)，是依據期貨價格會與選擇權買權和賣權價格間維持一定均衡關係，利用此一關係來決定指數期貨的理論價格。此模型須作如下的假設：**1.**無稅負及交易成本、**2.**借貸利率相等、**3.**無逐日清算之風險、**4.**選擇權為歐式選擇權、**5.**期貨與選擇權部位均持有至期貨契約到期日。

Put-Call Futures Parity模型是利用短部位避險和長部位避險，使期貨到期時之現金流量相等所推導出來的。如在期初時，可進行賣出期貨合約、借入$F_0(1r)^{(\tilde{t}T)}$ 之現金、買入買權、賣出賣權和存入$X(1r)^{(\tilde{t}T)}$之現金等交易策略，來使到期日之現金流量為零；反之，亦可在期初時買入期貨合約、貸出$F_0(1r)^{(\tilde{t}T)}$之現金、賣出買權、買入賣權和借入$X(1r)^{(\tilde{t}T}$之現金，來使期貨到期日之現金流量為零。在兩種套利策略下，每種策略之到期日之現金流量均為零，否則將會出現套利機會，故其在期初時，現金流量也必須相等。因此透過同時買賣期貨與買權、賣權獲取利潤，可以得到下列關係：

$$F_0(1+r)^{(t-T)} - (C_0(X) - P_0(X) + X(1+r)^{(t-T)}) = 0 \tag{1}$$

因此，將上式整理後，可得到期貨理論價格為：

$$F_0^* = X + (C_0 - P_0)(1+\frac{r}{365})^{(T-t_0)} \tag{2}$$

另外，由於 Put-Call Futures Parity 為常見之理論，故不再贅述。但因台灣股票市場於 7、8、9 月集中發放現金股利現象，依據 Black's (1975)，本研究調整了買賣權等價理論關係，推導出現貨之理論價格如下：

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

第二節 現貨、期貨與選擇權文獻回顧

2.2.1 關於期貨與選擇權之市場效率性

I. 國外文獻

Lee and Nayar (1993)研究S&P 500 指數選擇權和指數期貨間套利之交易資料分析，以1989年11月至1991年6月之日內資料進行實證，其利用不同交易策使交易組合到期之現金流量相同，進而訂出無套利區間，用以判斷套利機會和套利利潤，而其研究結果顯示在未考慮交易成本的情況下，有顯著的事後套利利潤，平均套利利潤為0.463 指數點。

Bae, Chen, and Cheung (1998)使用九個月的買賣報價去檢測Hang Seng 之選擇權與期貨的平價理論，結果顯示利用交易價格做研究會嚴重高估套利機會的頻率與獲利大小。但他們仍利用交易價格，並以三個為一組的十分鐘時間間格來評估選擇權與期貨發現有嚴重的legging risk與價格偏差。

Draper and Fung (2002)針對英國倫敦金融時報指數(FTSE-100)期貨和英國倫敦金融時報歐洲指數選擇權合約間套利效率之研究，其以1991年10月至1998年2月之買賣報價和成交價格之日內資料進行實證，運用買權賣權期貨平價理論和相關交易成本，形成一無套利區間，進而判斷各交易是否有套利機會和市場是否具有效率性；其研究結果顯示，套利利潤受到交易成本的限制，並會在三分鐘內消失，表示英國倫敦金融時報指數期貨和選擇權市場是具效率的。

Fung and Mok(2001)研究了比上述三人更為長期(20個月)與更近期(January 1994-August 1995)的資料。不僅使用了買賣報價也使用了交易價格。他們發現交易價格的資料可以使我們了解由買賣報價所顯示的套利機會的頻率與大小。此外，研究結果顯示買賣報價提供有價值的套利交易訊號，Fung and Mok (2003)利用了早期沖銷策略去比較買賣報價與成交價之套利機會，結果認為假如交易員可以發現價格的不平衡，可透過成交價來增加獲利。然而，由於價格遲滯性的問題，利用目前流行的買賣報價方式並不會使交易成交。

這些研究結果顯示選擇權與期貨市場皆能表現出市場效率性，此與Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996)的研究結論相同，他們並發現交易員在評價選擇權時並不會依據期貨的價格。另外，Fung et al. (1997) and Fung and Fung 也擴展了『平價理論』並研究套利策略前後的獲利性，且許多研究都證實了市場對『平價理論』是有動態效率性的：套利機會在五分鐘內就會消失。

II. 國內文獻

林問一等(2003)研究台灣指數期貨與指數選擇權之套利效率性，其以民國90年12 月至民國91 年12 月之日資料作實證，透過賣權買權平價理論估計期貨之理論價格，判斷台股指數期貨與指數選擇權所形成之市場是否具有套利機會；另外，利用股價指數期貨與股價指數選擇權之每日開盤價，來判斷台股指數期貨與指數選擇權所成之市場是否具有效率性。其使用事前和事後檢定法針對不同之套利策略加以分析，其研究顯示不論有無考慮交易成本，在事前檢定或事後檢定上，都有套利利潤存在，且套利平均利潤隨著時間而不斷遞增，且台股指數期貨與指數選擇權所形成之市場並不具有效率性；不論有無考慮交易成本，當期貨市場屬於正價差、大盤屬於多頭市場和市場保証金最低時，事前和事後之平均套利利潤都比較高，且買入套利策略之利潤大於賣出套利策略之利潤。

王智舜（2004）考慮了交易成本與稅賦的期貨與選擇權價格限制式，以驗證台股指數期貨與選擇權市場間的效率性。認為使用不連續的資料進行模擬，來推估潛在的套利機會，所以會得到偏誤的結果。以民國 90年12月24日至民國 91年12月31日之日資料作實證，使用不間斷的買賣價進行實證市場存在的套利機會。實證結果發現，約90%的錯價在一分鐘之內消滅，且約95%的套利利潤不會多於30點。換言之，由台指期貨與選擇權市場之錯價所計算出的套利指數，約有95%是小於3的。然而錯誤訂價多發生在套利策略為買進買權，並同時放空期貨與賣權。

2.2.2 關於現貨與選擇權之市場效率性

I. 國外文獻

Manaster 及 Rendleman(1982)是最早探討股票選擇權市場與股票現貨市場間領先落後關係的研究，使用Black-Scholes option pricing model計算隱含股票價格及隱含標準差，結果發現當選擇權價格已包含所有資訊達到均衡價格時，股價卻沒有完全反應至最接近價格，實證發現，甚至過了一天後，股價仍未完全反應出所有資訊，顯示選擇權市場領先股票市場。

Evnine and Rudd (1985)，使用put-call parity以為期兩個月之日內資料檢驗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put-call parity關係經常被違反，是指數為一投資組合，是不可交易商品，投資者要複製此一投資組合過於困難，無法有效進行套利以使價格趨於真實值。

Anthony(1988)利用交易量(trading volume)來檢測指數現貨與指數選擇權二個市場間的領先落後關係，研究結果發現，投資人為了在避險部位能獲得報酬，當選擇權市場交易量增加時，會影響投資人在現貨市場的交易量。實證發現，買權的交易量會領先現貨市場的交易量，領先的程度為一天。

Chance(1987)和Chan and Chan(1989)等，實證也發現Put-Call parity關係時常被違反。Kamara and Miller(1995)指出前述學者之研究對象為美式選擇權，選擇權有提早履約的可能性存在，故Kamara and Miller改採S&P500歐式選擇權為研究對象，以消除提早履約之不確定因素，證實PCP被違反的次數和以往之研究相較變少了，他們並指出流動性因素與PCP的違反有很大的關係。

II. 國內文獻

黃亦駿（2002）等以 90 年 12 月 24 日至 92 年 1 月 28 日為樣本期間，研究台灣指數現貨與指數選擇權之套利效率性。發現在買權賣權平價關係中，若不考慮交易成本時，買權有被明顯低估的現象，而當考量交易成本及現股放空限制後，此現象有顯著之改善，買權與賣權都僅有少數的套利機會。在考慮交易成本後，

各套利的機會比例明顯降低，表示臺灣市場在考慮各種交易費用及限制後是具有效率性的。

楊真珠（2003）探討在考慮交易成本時，台指選擇權市場的效率性，並依成交價與買賣價進行檢定。實證期間為民國 91 年 1 月 1 日至 9 月 30 日。若以成交價檢定台指選擇權市場時是存在無風險套利機會的，發現台指選擇權的價格是跟著台股期貨變動而非跟著現貨變動。若進一步加入買賣價的考量，則可套利機會的比例會明顯下降，可見投資人應以買賣價作為台指選擇權是否具有無風險套利機會的評斷準則應較為合理。整體看來，投資人在台指選擇權市場以成交價為考量時是具有套利機會的；然而，當考慮買賣價時，套利機會則會明顯降低，故本文發現在考量交易成本及買賣價後，台指選擇權市場幾乎不存在可套利機會。

謝典師 （2004）探討台指選擇權與現貨市場之關聯性為何。台指選擇權資料 91 年 12 月 24 日至 92 年 8 月 31 日，針對過去文獻中較少探討的部份，將市場分為深度價內、價內、價平、價外、深度價外等五種不同情形。而經實證結果發現買權市場與現貨市場之波動領先/落後關係會隨著不同的情形而有所改變，且投資者在價外、深度價外等情形將承受較大的投資風險，而此一風險亦有可能是影響選擇權商品無法充份發揮其價格發現功能之主因之一，造成在五種市場深度不同情形下兩市場之價格報酬波動關聯性呈現互有領先/落後等不同關係。

第三節 套利與流動性文獻回顧

郭政緯 （2003）以台灣發行量加權股價指數期貨與選擇權為實證對象，檢視是否存在套利交易機會。實證結果顯示，台灣加權指數選擇權上市後，台指期貨和選擇權是有套利機會存在，且套利利潤隨著距到期日的增加，套利利潤會顯著增加。總價差成本、波動程度、距到期日天數和價內外程度，與套利利潤都有顯著正向變動之關係，亦即當總價差成本愈大、市場波動程度愈大、距到期日天數愈久和價內或價外程度愈大，則將會有較高之套利利潤。

呂信德（2005）運用期貨-選擇權恆等式來探討在台灣期貨與選擇權市場的套利效率，同時使用成交價格資料與買賣報價資料。為了減輕價格非同步的問題，選擇權與期貨價格在一分鐘的區間內進行配對，並考慮到真實的交易及市場衝擊成本。可行的策略包括持有到到期與提早平倉策略，由事後與考慮交易執行落差的事前模擬試驗來檢視。結果顯示，成交價格資料高估了由買賣報價所引發套利機會的獲利程度；買賣報價卻高估了由成交價格資料所引發的套利機會頻率;事前分析顯示套利機會在三分鐘內消失。結果指出錯誤定價與買賣價差存在正相關、市場深度卻與買賣價差呈現負相關，且錯誤定價與市場深度有互補的關係在。

Pagano 和 Roell (1996)比較流動性與不同透明度下交易價格之形成過程的關係。透明度的定義是指可觀察到委託買進賣出量的大小，結果顯示透明度越高可增加流動性，因其可避免少數消息靈通的市場參與者獲得較佳的交易機會。此外，價差，波動率，價格誤差也會降低。不過，若投資人可取得未公開的重要資訊，他們便希望市場是不透明的可以藉此取得優勢。Brailsford 和 Hodgson (1997) 證實了未預期的交易量與期貨價格的波動性對錯誤定價有正向影響。

Draper 和 Fung (2002)亦分別針對英國倫敦金融時報指數(FTSE-100)期貨和英國倫敦金融時報歐洲指數選擇權合約間不同套利策略和不同套利組合形成方法。研究結果顯示，持有至到期策略下，考慮交易成本後之事後套利利潤集中在價平選擇權上，且事後的平均利潤與延遲三分鐘內之事前利潤相近及長部位期貨交易的利潤高於短部位少許；提前平倉策略下，套利利潤高於持有至到期策略，但成功提前平倉之次數是較少的；價差、波動和距到期日愈長，則套利利潤愈大。

Roll, Schwartz 和 Subrahmanyam (2005) 探討期貨與現貨指數間套利活動和流動性，並以三種基差，分別以三月到期、六月到期、九月到期之期貨契約為標的，研究現貨流動性與基差間之關係。研究顯示三月到期之基差與流動性會相互地影響，且呈現正向相關；另外雖然定價誤差的變化會影響到未來的流動性，然而流動性的衝擊包含了更多對未來定價誤差的資訊。因此再次證明了現貨市場的流動性會增加期貨與現貨市場間的效率性。

第三章 資料來源與研究方法

第一節 資料來源

我們使用台灣經濟新報資料庫(TEJ) 所提供的台指期貨當日交易明細資料、台指選擇權當日交易明細資料與集中市場(TSE)當日交易明細資料等資料庫，由於台灣加權股價指數選擇權於 2001 年底開始交易，故資料時間由 2002 年 1 月至 2005 年 06 月，研究期間長達 3 年半以期能更穩健的檢測。樣本資料選取時段為每日 9:00am~13:30pm 之日內期貨每五分鐘之最佳買進價格、最佳賣出價格、最佳買進和賣出價格數量、成交價格、成交數量與期貨交易指數、交割年月等資料，以及選擇權每五分鐘之最佳買進價格、最佳賣出價格、最佳買進和賣出價格數量、成交價格、成交數量與履約價等資料，以及每日每五分鐘之大盤指數。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。

第二節 資料限制

為使研究結果更準確，針對理論背景與資料合理性，將樣本進行適當性篩選：

1.雖然本文為探討 put-call futures parity 與流動性的關性，但後續仍會以 put-call parity 與流動性的關性作為分析對照，因此為求整體樣本的一致性，資料的篩選以符合皆同時存在期貨、選擇權、現貨三個市場者為限。由於台灣證券交易所與台灣期貨交易所交易時段不同，本文刪除了提前開盤與延後收盤的資料，故選取之共同交易時段為 am9：00~pm13：30。

2.台灣股價指數期貨和選擇權市場之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，因此在 put-call futures parity 與 put-call parity 中，本文皆以近月契約為研究標的，排除了遠月契約。另外，由於期貨契約接近到期日時流動性會變差，因此考慮期貨可能換倉的效果，以到期日前 5 天為換倉基準。

3.資料中有欄位為遺失值、不合理者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、選擇權賣權價格小於同契約買權價格（spread<0）則刪除 。

4.由於市場處於深度價內及深度價外時，擁有較差的流動性，未避免求出的定價誤差較不貼近真實狀況，本文採取最接近價平者，並將spread>100者刪除。

最後資料完全符合上述條件與 put-call futures parity 與 put-call parity 者，本研究共得到 26929 筆組合資料，並以此為研究樣本，進行兩兩定價誤差(put-call futures parity 與 put-call parity)與各市場流動性之關連性分析。

第三節 研究方法

3.3.1 台灣指數期貨與指數選擇權之套利定價誤差的建構:

根據Tucker (1991) 所提出的買權賣權期貨評價理論來建構合理期貨價格:

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

上式之 $C_{t,i}$ 與 $P_{t,i}$ 之選擇權必須為歐式選擇權。

$F_{t,i}^{*}$ 為第 t 日第 i 個 5 分鐘期貨之交易理論價格； $C_{t,i}$ 為第 t 日第 i 個 5 分鐘下擁有相同履約價格與到期日的買權成交價格；$P_{t,i}$ 為第 t 日第 i 個 5 分鐘下擁有相同履約價格與到期日的賣權成交價格；X 為選擇權契約之履約價；T 為契約到期日；t_0 為樣本研究期間之第 t 觀察日；i 為在第 t 日的第 i 個 5 分鐘；$T-t$ 為持有選擇權和期貨之期間；r 為無風險利率，本論文使用每月期郵局一年定儲利率 。

一般而言，當發現持有put-call futures-parity 之期貨理論價格與期貨真實價格之差，即所謂的定價誤差（$\mathrm{MPE}^{\mathrm{pcfp}}, F_{t,i}^{*} - F_{t,i}, F_{t,i}$ 為期貨真實價格）。本研究採用絕對定價誤差百分比作為本文之定價誤差，亦即為（$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right|$）：

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right| = \left|\frac{F_{t,i}^{*} - F_{t,i}}{F_{t,i}^{*}}\right| \times 100 \tag{4}$$

在此$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right|$取絕對值的用意為忽略期貨市場偏空頭或多頭方向，即忽略真實價格高於理論價格，或是真實價格低於理論價格，而著重於偏離理論價格之大小。相較（MPE^{pcfp}），$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right|$採用百分比方式更能表達出真實價格偏離當時刻理論價格的程度。

3.3.2 台灣指數現貨與指數選擇權之套利定價誤差的建構:

依(Stoll,1969)買賣權等價理論(put-call parity)關係，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，本研究為能更精確估計定價誤差，於是修正(Stoll,1969)買賣權等價理論(Put-Call Parity)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，推導出現貨之理論價格如下：

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

上式之$C_{t,i}$與$P_{t,i}$之選擇權必須為歐式選擇權。

$S_{t,i}^{*}$為第 t 日第 i 個 5 分鐘現貨之交易理論價格；$C_{t,i}$為第 t 日第 i 個 5 分鐘下擁有相同履約價格與到期日的買權成交價格；$P_{t,i}$為第 t 日第 i 個 5 分鐘下擁有相同履約價格與到期日的賣權成交價格；X 為為選擇權契約之履約價；T為契約到期日；t_0為為樣本研究期間之第 t 觀察日；i 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，本研究使用每月期郵局一年定儲利率 。$\sum_{\tau=t}^{T} d_{\tau} \times (1+\frac{r}{365})^{-(T-t)}$為目前時點（$t$ ）距到期日(T)間之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。

本研究認為台灣證券市場股利發放是集中在 7、8、9 月，股利發放為離散之情況，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。另外， 台指現貨之股利部份(d_τ)本研究採取台灣股票市場每一時點之市值前 50 大之上市公司為樣本，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 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乘上其流通在外股數，得到各公司發現現金股利總額，計算現金股利總額占個別公司市值之比例。之後再依據其個別市值佔整體股市市值當作權重，以此權重加權計算乘上當日之大盤指數，即可求出以指數為單位之股票市場每日之股利。

$$d_{\mathrm{n},\tau} = \frac{(\text{每單位現金股利})_{\mathrm{n}} \times (\text{流通在外股數})_{\mathrm{n}}}{(\text{公司市值})_{\mathrm{n}}} \times \frac{(\text{公司市值})_{\mathrm{n}}}{\text{股票市場總市值}} \times (\text{大盤指數})_{\tau}$$

$$d_\tau = \sum_{\mathrm{n}=1}^{50} d_{\mathrm{n},\tau} \tag{5}$$

一般而言，當發現持有put-call parity 之現貨理論價格與現貨真實價格之差，即所謂的定價誤差（$\mathrm{MPE}^{\mathrm{pcp}}, S^*_{t,i}$ - $S_{t,i}$, $S_{t,i}$ 為現貨真實價格）。本研究採用絕對定價誤差百分比作為本文之定價誤差，亦即為（$\left|\varepsilon^{PCP}_{t,i}\right|$）：

$$\left|\varepsilon^{PCP}_{t,i}\right| = \left|\frac{S^*_{t,i} - S_{t,i}}{S^*_{t,i}}\right| \times 100 \tag{6}$$

在此$\left|\varepsilon^{PCP}_{t,i}\right|$取絕對值的用意為忽略偏現貨市場空頭或多頭方向，即忽略真實價格高於理論價格，或是真實價格低於理論價格，而著重於偏離理論價格之大小。相較於$\mathrm{MPE}^{\mathrm{pcp}}$， $\left|\varepsilon^{PCP}_{t,i}\right|$採用百分比方式更能表達出真實價格偏離當時刻理論價格的程度。

3.3.3 流動性之定義與建構:

Tucker (1991) 所提出的買權賣權期貨評價理論中包含了期貨、選擇權買權、選擇權賣權，因此我們將考慮期貨流動與選擇權流動性，並使用報價價差與有效價差兩種價差計算方式來表示流動性指標：

a. 報價價差(Quoted spread)：買價與賣價的差異

I.以期貨流動性為主

$$Quoted\ Spread_{t,i}^{fut} = ask_{t,i}^{fut} - bid_{t,i}^{fut} \tag{7}$$

$ask_{t,i}^{fut}$ 為第 t 日第 i 時點期貨之最佳買價

$bid_{t,i}^{fut}$ 為第 t 日第 i 時點期貨之最佳賣價

II.以選擇權流動性為主

$$Quoted\ Spread_{t,i}^{opt} = ask_{t,i}^{opt} - bid_{t,i}^{opt} \tag{8}$$

$ask_{t,i}^{opt}$ ： 第 t 日第 i 時點選擇權之最佳買價

$bid_{t,i}^{opt}$ ： 第 t 日第 i 時點選擇權之最佳賣價

$askq_{t,i}^{opt} = 1/2(ask_{t,i}^{call} + ask_{t,i}^{put})$ ； $bidq_{t,i}^{opt} = 1/2(bid_{t,i}^{call} + bid_{t,i}^{put})$ 。

b. 有效價差(Effective spread)：兩倍成交價格與買賣報價中點差之絕對差異

I.以期貨流動性為主

$$Effective\ Spread_{t,i}^{fut} = 2 \times \left[trans_{t.i}^{fut} - \left(ask_{t,i}^{fut} + bid_{t.i}^{fut} \right) / 2 \right] \tag{9}$$

$trans_{t.i}^{fut}$ ： 第 t 日第 i 時點期貨之成交價

II.以選擇權流動性為主

$$Effective\ Spread_{t,i}^{opt} = 2 \times \left[trans_{t.i}^{opt} - \left(ask_{t,i}^{opt} + bid_{t,i}^{opt} \right) / 2 \right] \tag{10}$$

$trans_{t.i}^{opt}$ ： 第 t 日第 i 時點選擇權之成交價

當價差越大表示市場流動性越差；反之，當價差縮小表示市場流動性越佳。

3.3.4 套利定價誤差與流動性間兩者交互影響關係:

（一）單根檢定

若實際變數為為非定態而使用傳統方法進行迴歸，可能會出現 Granger & Newbold（1974）所稱之虛假迴歸（spurious regression）的現象。鑒於大多數的金融變數與經濟變數皆屬非定態的時間數列，因此從事時間數列之各種統計推論前，應先檢定該數列是否為定態。所謂定態是指一時間數列資料為一隨機過程，但此一隨機過程之機率分配不隨時間之改變而改變。一般檢定變數是否為定態，可利用單根檢定，若一變數具有單根現象，則表示該變數為非定態時間數列，故在建構 VAR 模型之前先針對變數進行單根檢定。

Dickey and Fuller（1979）曾提出 DF test 來檢驗變數是否為定態。該檢定假設 AR(1)模式中的殘差項為純白噪音，然而迴歸殘差項常會有顯著的自我相關，使得 DF test 的檢定力備受質疑。為了解決此一問題，在原迴歸式右邊加入被解釋變數的落後項，以消除殘差項的自我相關，稱作 Augmented Dickey-Fuller（簡稱 ADF）test，本研究即採 ADF 作為單根檢定。在進行 ADF 檢定之前，基於有效檢定力及精簡模型的原則，必須先確認最適落後期數，本文以 AIC(Akaike Information Criterion)準則，依據資訊準則之結果，分別選取其最小者最適落後期數。AIC 所計算出來的值越小，則代表模型的配適度越佳。AIC 的計算式為：

$$AIC = T\ln(SSE) + 2K \tag{11}$$

其中，T 是樣本總數，$\ln(SSE)$ 是 (SSE)（殘差平方和）取自然對數，K 是待估計參數總數。

檢定結果若變數為非定態序列，則進一步探討變數間是否存在著共整合關係，若變數間存有共整合關係，則意味變數間的線性組合能使原始非定態的時間數列達成定態狀態；結果檢定若為定態序列，則將可直接進行兩變數間迴歸模型分析。

（二）相關係數(Correlation) & 最小平方法(OLS)

本文先檢測定價誤差與流動性間是否有顯著的相關性，再以最小平方法進行回歸分析檢測價誤差項與流動性之兩兩關係，式子如下：

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right| = \beta_0 + \beta_1 Spread_{t,i}^{k} + e_{pcfp,k_t,i} \tag{12}$$

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCP}\right| = \beta_0 + \beta_1 Spread_{t,i}^{k} + e_{pcp,k_t,i}$$

$$Spread_{t,i}^{k} = \beta_0 + \beta_1 \left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right| + e_{k,pcfp_t,i}$$

$$Spread_{t,i}^{k} = \beta_0 + \beta_1 \left|\varepsilon_{t,i}^{PCP}\right| + e_{k,pcp_t,i}$$

其中，β_1 是流動性或是定價誤差的係數，以自變數 $Spread_{t,i}^{k}$ 而言，代表在第 t 日第 i 時點時每單位的價差會對第 t 日第 i 時點時定價誤差造成 β_1 倍的影響，反之亦然；另外，k=1,2,3,4 ，$Spread_{t,i}^{k}$ 為 1×1 之向量，當 k=1 為 $Quoted\ Spread_{t,i}^{fut}$ 、k=2 為 $Quoted\ Spread_{t,i}^{opt}$ 、k=3 為 $Effective\ Spread_{t,i}^{fut}$ 、k=4 為 $Effective\ Spread_{t,i}^{opt}$ 。

由於本研究為探討對定價誤差的衝擊是否造成對流動性的持續影響，以及流動性的衝擊是否造成對定價誤差的持續影響，因此在迴歸分析中另外納入了遞延效用(lag1 期)的分析，式子如下：

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right| = \beta_0 + \beta_1 Spread_{t-1,i}^{k} + e^{1}{}_{pcfp,k_t,i} \tag{13}$$

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCP}\right| = \beta_0 + \beta_1 Spread_{t-1,i}^{k} + e^{1}{}_{pcp,k_t,i}$$

$$Spread_{t,i}^{k} = \beta_0 + \beta_1 \left|\varepsilon_{t-1,i}^{PCFP}\right| + e^{1}{}_{k,pcfp_t,i}$$

$$Spread_{t,i}^{k} = \beta_0 + \beta_1 \left|\varepsilon_{t-1,i}^{PCP}\right| + e^{1}{}_{k,pcp_t,i}$$

與式子(7)不同的地方為自變數為第 t 日第 i-1 時點，應變數為第 t 日第 i 時點。以本論文而言，i-1 時點和第 i 時點表示兩者間相差了一期，即為五分鐘。

(三)原始序列第一階段調整：採用虛擬變數

根據先前許多關於市場效率性的研究實證，指出了價差成本、波動程度、距到期日長短和價內外程度等因素與指數期貨偏離理論價格有關，由此可知定價誤差不單單只受市場流動性好壞影響，相同地，流動性也深受許多市場的因素影響著。為求定價誤差與流動性間之純粹關係，我們將可能干擾定價誤差與流動性的時間性因素排除，摒除一些可能的假性相關性以及未預期的序列，分別對兩者做了虛擬變數的調整，使得我們的推論結果能呈現出兩變數間更真實的經濟意涵：

1.定價誤差項調整：在迴歸模型中，定價誤差為應變數，我們考慮了星期（如星期一、星期五效應）、月份（如元月效應）、特殊日期（封關前一交易日、股價跳動單位改變實行日）、319槍擊案件發生日和後一週交易日、及契約到期前幾天（考慮換倉情形發生）等虛擬變數為自變數，將與定價誤差有關的影響變數移除。

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right| = \alpha + \alpha_0 Dd + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \alpha_6 D_6 + \alpha_7 D_7 + \alpha_8 D_8 + \alpha_9 D_9 + \\ + \alpha_{10} D_{10} + \alpha_{11} D_{11} + \alpha_{12} DMon + \alpha_{13} DFri + \alpha_{14} D319 + \alpha_{15} time + \mu_{t,i}^{PCFP} \qquad (14)$$

$$\left|\varepsilon_{t,i}^{PCP}\right| = \alpha + \alpha_0 Dd + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \alpha_6 D_6 + \alpha_7 D_7 + \alpha_8 D_8 + \alpha_9 D_9 + \\ + \alpha_{10} D_{10} + \alpha_{11} D_{11} + \alpha_{12} DMon + \alpha_{13} DFri + \alpha_{14} D319 + \alpha_{15} time + \mu_{t,i}^{PCP}$$

其中，Dd 、$D_1 \sim D_{11}$ 、$DMon$ 、$DFri$ 、$D319$ 及$time$皆為虛擬變數，檢定定價誤差是否集中在某特殊時點。Dd 表示特殊日子，$D_1 \sim D_{11}$ 表示月份，$DMon$ 表示星期一，$DFri$ 表示星期五，$D319$ 表示2004年總統大選槍擊案件相關日，$time$表示契約距到期日天數。當虛擬變數 D_i=1，其餘則等於零。$\mu_{t,i}^{PCFP}$ 和 $\mu_{t,i}^{PCP}$ 分別為迴歸式中 $\left|\varepsilon_{t,i}^{PCFP}\right|$ 和 $\left|\varepsilon_{t,i}^{PCP}\right|$ 的殘差項，亦是本研究後續所採用的調整後定價誤差。

2.流動性調整：如同定價誤差項的調整，在迴歸模型中，流動性為應變數，我們考慮了星期、每個月、特殊日子以及契約到期前幾天等虛擬變數為自變數，將與定價誤差有關的影響變數移除。

$$QuotedSpread_{t,i}^{fut} = \alpha + \alpha_0 Dd + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \alpha_6 D_6 + \alpha_7 D_7 + \\ + \alpha_8 D_8 + \alpha_9 D_9 + \alpha_{10} D_{10} + \alpha_{11} D_{11} + \alpha_{12} Mon + \alpha_{13} Fri + \alpha_{14} D319 + \alpha_{15} time + \mu_{t,i}^{Qspread_fut} \qquad (15)$$

$$EffectiveSpread_{t,i}^{fut} = \alpha + \alpha_0 Dd + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \alpha_6 D_6 + \alpha_7 D_7 +$$
$$+ \alpha_8 D_8 + \alpha_9 D_9 + \alpha_{10} D_{10} + \alpha_{11} D_{11} + \alpha_{12} Mon + \alpha_{13} Fri + \alpha_{14} D319 + \alpha_{15} time + \mu_{t,i}^{Espread_fut}$$

上式表示以期貨為主的流動性，在調整選擇權流動性時亦需經過此步驟，故總共應該產生四組迴歸式。其中，Dd 、$D_1 \sim D_{11}$ 、$DMon$ 、$DFri$ 、$D319$ 及$time$ 皆為虛擬變數，檢定價差發生是否集中在某特殊時點。Dd 表示特殊日子，$D_1 \sim D_{11}$ 表示月份，$DMon$ 表示星期一，$DFri$ 表示星期五，$D319$ 表示2004年總統大選槍擊案件相關日，$time$表示契約到期天數。當虛擬變數 D_i =1，其餘則等於零。$\mu_{t,i}^{Qspread_fut}$ 、$\mu_{t,i}^{Espread_fut}$ 和 $\mu_{t,i}^{Qspread_opt}$ 、$\mu_{t,i}^{Espread_opt}$ 則為迴歸式中 $QuotedSpread_{t,i}^{fut}$ 、$EffectiveSpread_{t,i}^{fut}$ 和 $QuotedSpread_{t,i}^{opt}$ 、$EffectiveSpread_{t,i}^{opt}$ 個別的殘差項，亦是本研究後續採用的調整後各流動性指標。

經由虛擬變數調整後，本研究利用上述序列之殘差項重新取代定價誤差及各流動性指標，以其作為輸入變數，重新進行迴歸分析和相關性檢測。式子如下：

$$\mu_{t,i}^{PCFP} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{spread(k)} + r_{pcfp,k_t,i} \tag{16}$$
$$\mu_{t,i}^{PCP} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{spread(k)} + r_{pcp,k_t,i}$$
$$\mu_{t,i}^{spread(k)} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{PCFP} + r_{k,pcfp_t,i}$$
$$\mu_{t,i}^{spread(k)} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{PCP} + r_{k,pcp_t,i}$$

在迴歸式中，k=1, 2, 3, 4。當 k=1 時為 $\mu_{t,i}^{Qspread_fut}$ 、k=2 時為 $\mu_{t,i}^{Espread_fut}$ 、k=3 時為 $\mu_{t,i}^{Qspread_opt}$ 、k=4 時為 $\mu_{t,i}^{Qspread_opt}$ 。

由於台灣加權指數為不可交易之標的，我們另外將選擇權市場與期貨市場的流動性共同納入回歸方程式中，由此檢測整個市場流動性好壞對於定價誤差是否有更密切的關係。但兩解釋變量間若具有「線性相依」的特性，則迴歸模式不成立。而假設各解釋變量之間具有相當高的相關性，則稱為具有「共線性」的特性，會使迴歸模式不穩定。在本研究所選取以代表流動性因子的兩變量中，彼此之間的相關性均相當高，因此形成「共線性」的機會相當高，透過 2SLS 後，此時各主成分之間的相關程度均為零，透過這個修正程序，可避免造成共線性的問題。

首先，第一階段迴歸式如下：

$$\mu_{t,i}^{Qspread_fut} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{Qspread_opt} + \rho_{t,i}^{Qspread_fut} \tag{17}$$

$$\mu_{t,i}^{Espread_fut} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{Espread_opt} + \rho_{t,i}^{Espread_fut}$$

(17)兩式之流動性指標分別為報價價差和有效價差，兩式中都包含了選擇權市場流動性與期貨市場流動性。$\rho_{t,i}^{Qspread_fut}$ 和 $\rho_{t,i}^{Espread_fut}$ 分別為迴歸式中 $\mu_{t,i}^{Qspread_fut}$ 和 $\mu_{t,i}^{Espread_fut}$ 的殘差項，其將與式中之自變數(選擇權市場流動性)無線性相關，故以此重新替代 $\mu_{t,i}^{Qspread_fut}$ 和 $\mu_{t,i}^{Espread_fut}$，作為第二階段迴歸分析中的自變數。第二階段迴歸式如下：

$$\mu_{t,i}^{PCFP} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{Spread_(A)} + \beta_2 \rho_{t,i}^{Spread_(B)} + \omega_{t,j}^{pcfp,spread} \tag{18}$$

$$\mu_{t,i}^{PCP} = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t,i}^{Spread_(A)} + \beta_2 \rho_{t,i}^{Spread_(B)} + \omega_{t,i}^{pcp,spread}$$

$\mu_{t,i}^{Spread_(A)}$ 中，A=1、2，當A=1時表示 $\mu_{t,i}^{Qspread_opt}$，當A=2時表示 $\mu_{t,i}^{Espread_opt}$；$\rho_{t,i}^{Spread_(B)}$ 中，B=1、2，當B=1時表示 $\rho_{t,i}^{Qspread_fut}$，當B=2時表示 $\rho_{t,i}^{Espread_fut}$；且A=B。

（四）原始序列第二階段調整：採用向量自我迴歸模型

為避免流動性與定價誤差相互受彼此前期共變異的影響效果，採用向量自我回歸模型(VAR)進行序列第二階段調整。VAR用來預測任一變數變動對所有變數的影響，可檢測短期因果關係，是一組由多變數、多條回歸方程式所組成，這些在每一條方程式中，因變數皆以因變數自己的落後期，加上其他變數的落後期來表示。以本論文為例，以買權賣權期貨為主之定價誤差與流動性兩變數、自我相關的VAR為主，式子如下：

$$\mu_{t,i}^{PCFP} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \mu_{t,i-k}^{PCFP} + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \mu_{t,i-k}^{Qspread_fut} + \varphi_{t,i}^{pcfp,FQ} \tag{19}$$

$$\mu_{t,i}^{PCFP} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \mu_{t,i-k}^{PCFP} + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \mu_{t,i-k}^{Espread_fut} + \varphi_{t,i}^{pcfp,FE}$$

$$\mu_{t,i}^{Qspread_fut} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \mu_{t,i-k}^{Qspread_fut} + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \mu_{t,i-k}^{PCFP} + \varphi_{t,i}^{FQ,pcfp} \tag{20}$$

$$\mu_{t,i}^{Espread_fut} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \mu_{t,i-k}^{Espread_fut} + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \mu_{t,i-k}^{PCFP} + \varphi_{t,i}^{FE,pcfp}$$

K=1,2,3……，且$i>k$。α 為與應變數有自我相關之自變數的係數，β 則為另一自變數係數。上式為以調整後期貨流動性與調整後定價誤差之VAR，亦需重複此步驟將調整後選擇權流動性與調整後PCFP定價誤差重新進行VAR評估，並且另外再納入以買權賣權為主之PCP定價誤差與流動性兩變數。在VAR模型的估計中，要試以各種長度的落後期估計VAR，使VAR中各方程式中所有殘差序列無自我相關。當有好幾種組合皆符合殘差無自我相關條件時，利用調整後AIC資訊準則，根據精簡原則，決定最適落後期。本研究中，此步驟將產生8條VAR調整式，並將式中殘差項另做兩兩相關性檢驗，主要為探討是否在移除了時間性因素與彼此前期共變異的干擾效果後，流動性與定價誤差間仍存在顯著相關。

3.3.5 檢測流動性衝擊與定價誤差衝擊對於彼此之長期影響：Granger因果檢定

兩變數相關程度高並不一定表示兩者具有因果關係（causation），許多顯著的相關關係，是謬誤或無意義的。早期認為因果關係是屬於演繹性的理論推演，而非歸納性的實證分析。且經濟學的理論模型，常在不同的假設前提下，推論出的變數之間的關聯性。但卻往往無法確定其變數之間因、果關係為何。Granger(1969)、Sims(1972)、Hsiao(1981)則認為理論方面雖有欠缺或是不完整，但可以用實證方式補充不足之處。因此Granger首先提出由預測能力的角度來定義變數間之領先落後關係，使用雙因子的 VAR 模型來決定其變數間的因果關係。

假設有兩數列 Xt、Yt，其定義的訊息集合如下：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} Y_{t-1} + \varepsilon_{1_t,i} \tag{21}$$

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} Y_{t-1} + \varepsilon_{2_t,i}$$

此時檢定四個係數以決定變數間的關係：(1)若$\alpha_{2i} \neq 0$且$\alpha_{1i} = 0$，表示Y領先X，X落後Y；(2)若$\beta_{1i} \neq 0$且$\beta_{2i} = 0$，則表示X領先Y，Y落後X；(3)若$\alpha_{2i} = 0$且$\beta_{1i} = 0$，則表示變間相互獨立；(4)若$\alpha_{2i} \neq 0$且$\beta_{1i} \neq 0$，表示變數間存在互為因果之雙向回饋關係係(Feedback)。

藉由因果檢測可以用來解釋變數間(X與Y)是否有領先(Granger cause)、落後(does not Granger cause)、互相領先，或兩者無任何關係。若變數之間有共整合的現象存在，即是有長期均衡關係，那麼，兩方一定有因果關係；即變數X會領先變數Y(亦即X為因，Y為果)，或Y領先X，或互為領先，能表示長期因果關係的內容。若在顯著水平下，拒絕虛無假設(H_0)，則表示變數X會領先變數Y。反之，X不會領先(落後)Y。本研究之虛無假設如下：

(I)虛無假設: 定價誤差並非引起價差擴大之原因變數。

以及　(II)虛無假設: 價差並非引定價誤差擴大之原因變數。

利用Granger因果領先試驗，檢測(I)、(II）之虛無假設是否成立，並進而判斷定價誤差與市場流動間兩者間的長期關係。

3.3.6 檢測流動性衝擊與定價誤差衝擊對於彼此之短期影響：衝擊反應函數

一般實證模型的設立必須根據經濟理論設定其結構式，當沒有足夠的經濟理論來設定模型時，VAR 將優於一般迴歸式，因為向量自迴歸模型不需有先驗的理論與知識，在容許所有觀察的變數皆為內生變數下，可透過聯立方程式的衝擊反應（impulse response）函數來表現變數間之互動，將 VAR 模型中某一變數改變對整個 VAR 系統中所有變數的影響呈現出來，主要可以看出兩變數受對方衝擊的影響程度大小至收斂的情況。

藉由對衝擊反應函數的觀察，可以清楚看出變數間相互的影響，是持續性的或是跳動性的，據此了解某特定變數的變動對模型中所有變數的影響型態。

第四章 實證結果與分析

第一節 敘述性統計

表(2)為 91 年 1 月到 94 年 6 月之 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差及期貨和選擇權各流動性指標之敘述統計。由 PanelA 可以看出 PCFP 定價誤差平均為 0.0808，而 PCP 定價誤差平均為 0.4701，這表示以現貨為套利標的市場較以期貨為套利標的市場有更大的套利空間存在，這與一般所認知的期貨市場為相對具效率性之市場，現貨為相對不具效率性之市場相同。PanelB 價差的統計結果上，可看出期貨市場買賣價價差平均約為 1.6，而選擇權市場買賣價價差平均約為 3.6~4.8，然價差的大小代表流動性的好壞。價差反應的是持有現貨的成本、收益與市場對未來走勢的預期心理，因此，買價賣價價差變化可以作為測度市場多空心理的一項有力指標。當價差越大表示買賣雙方對市場未來預期的看法分歧，此時投資人進入市場的障礙便越高，隱含著流動性不佳。期貨市場平均而言擁有相對較小的價差，意味著有著較佳的流動性。

附錄(1)與附錄(2)是由表(2)以年度劃分區隔來分析，以期能看出期貨市場與選擇權市場歷年趨勢。由附錄(1)可發現，除 PCFP 每年定價誤差平均亦皆低於 PCP 的定價誤差平均外，PCFP 與 PCP 的定價誤差有歷年呈現下降趨勢，特別是在以期貨為套利標的市場中，由於期貨具有可交易性與相對於現貨資訊反應速度快，因此相較於以現貨為套利的 PCP 市場中有更大的縮減幅度。由附錄(2)可發現，這些衡量流動性指標的價差，不論是期貨或是選擇權，也都呈現逐年大量縮小的趨勢，特別是在選擇權是市場中。對照表(1)之台灣股價指數選擇權成交量，選擇權商品在剛上市之時，91 年度年度平均量為 1,566,446 口，日平均成交量僅 6,316 口，而後在券商及期貨商的積極推廣下，使得投資者對選擇權商品由較多之不確定性逐漸熟悉，市場之不確定風險也促使投機者的參與和增加避險之需求，至 94 年度日平均成交量更達 32 萬口以上，較上市之初足足成長了 51 倍多。

選擇權市場漸趨成熟增加了市場流動性，因而使 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，顯示出選擇權有助於促進市場的效率性。

第二節 檢測流動性與定價誤差之相關性

4.2.1 單根檢定

本研究採用 ADF Test(Augmented Dickey-Fuller test)來檢驗 PCFP 定價誤差、PCP 定價誤差、期貨流動性指標(期貨之買賣報價價差、有效報價價差) 、選擇權流動性指標(選擇權平均之買賣報價價差、有效報價價差)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，本研究依據 AIC(Akaikes's information criterion)資訊判斷準則來選擇最適落後期數。依據資訊準則之結果，分別選取其最小者最適落後期數，在 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差上本研究以 10 期為最適落後期數，在選擇權及期貨各流動性指標上本研究以 1 期為最適落後期數，以此進行 ADF 檢定。

表(3)為 ADF 檢定之結果，本研究發現原始的(虛擬變數調整前)PCFP 定價誤差、PCP 定價誤差、期貨之買賣報價價差、期貨之有效報價價差、選擇權平均之買賣報價價差、選擇權平均之有效報價價差，在 1%的信賴水準下皆顯著拒絕虛無假設之結果，亦即前述欲檢定敘列並無單根存在，皆為定態之時間序列。另外，圖(2)和圖(3)各為 PCFP 與 PCP 定價誤差之趨勢圖，圖(4)～圖(7)為期貨與選擇權各流動性指標之趨勢圖，由此亦可看出以上各序列皆為定態。

Roll, Schwartz and Subrahmanyam (2005) 探討期貨與現貨指數間套利活動和流動性文章中，發現基差非為定態序列，其將許多可能影響定價誤差及流動性之時間性因素納入考量後，使得基差呈現定態序列。故雖本研究中的上述序列已確定為穩定序列，但實際上亦包含了許多不穩定的時間性因素在其中，因此為將可能類似的效果排除，本研究後面亦納入了相關虛擬變數進行檢測，由表(3)右半部可發現經調整後的定價誤差及流動性，在 1%的信賴水準下更顯著的拒絕虛無假設，呈現更定態的序列。

4.2.2 定價誤差與流動性之相關性檢測

本研究針對流動性與定價誤差之相關性檢測分為兩階段。首先先以原始之 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差與期貨及選擇權之流動性樣本為輸入資料，確定各定價誤差與各流動性間存在顯著相關，再以經過虛擬變數調整後之序列作為輸入變數作相關性檢測（虛擬變數調整將於下一小節介紹），以確認定價誤差與流動性間更直接的相關程度。

由表(4)我們可看出在期貨和選擇權市場中，PCFP 定價誤差與流動性衡量指標之期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權買賣報價價差、選擇權有效報價價差之相關係數分別為 0.2622、0.2109、0.5593、0.6373，顯示無論是期貨市場流動性或是選擇權市場流動性因素皆與 PCFP 定價誤差有顯著之正向相關性。在現貨和選擇權市場中，PCP 定價誤差與期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權平均之買賣報價價差、選擇權平均之有效報價價差之相關係數分別為 0.0846、0.0609、0.1808、0.1824，顯示 PCP 定價誤差與各流動性間亦存在正相關，但相較於以期貨為套利標的市場明顯有較低的關連性，這表示 PCP 定價誤差的發生可能受到其他更重要的因素影響。

此表另有兩個地方值得注意：第一，由表(4)發現無論是在 PCFP 或是在 PCP 的市場中，明顯觀察到選擇權的流動性相較於期貨流動性與兩定價誤差皆有較高的正相關，說明選擇權的流動性好壞扮演了影響市場中定價誤差更重要的角色；也就是說，如同一般所認知，期貨市場為相對具效率性之市場，現貨為相對不具效率性之市場，而關鍵因素在於選擇權市場是否為效率市場；第二，期貨買賣報價價差在 PCFP 或是在 PCP 的市場中皆較期貨有效報價價差有更大程度的正相關，這與 Roll, Schwartz and Subrahmanyam (2005)論文結果顯示有效之買賣價差與定價誤差之關連性較報價之買賣價差更為顯著有所不同。

本研究考量了期貨市場和選擇權市場的流動性，其衡量方法包括買賣報價價差及有效報價價差，針對調整前後各流動性與 PCFP 定價誤差及 PCP 定價誤差進行兩兩迴歸分析測試（虛擬變數調整將於下一小節介紹），發現皆有顯著影響。

先以未經虛擬變數調整之各流動性與定價誤差進行迴歸分析 。以 PCFP 定價誤差來看，表(5)-PnaelA 顯示以期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權買賣報價價差、選擇權有效報價價差為獨立變數，其係數分別為 0.0242、0.0159、0.0075 及 0.0107，表示四種流動性指標與 PCFP 定價誤差為正向關係的影響，換言之，當買賣價差越大時，表示市場流動性越差，定價誤差也會隨之增加，特別是選擇權有效報價價差對 PCFP 定價誤差之 R^2 更高達 40%的解釋力，可看出影響 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。以 PCP 定價誤差來看，表(5)-panelB 顯示以期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權買賣報價價差、選擇權有效報價價差為獨立變數，其係數分別為 0.0305、0.0179、0.0095 及 0.0120，顯示此四種流動性指標與 PCP 定價誤差亦同為正向關係且顯著，但在解釋能力上，無論是期貨流動性或是選擇權流動性皆明顯下降，甚至以期貨有效報價價差對 PCP 之定價誤差時，R^2 僅僅剩下 0.3%的解釋力，相較於 PCFP 定價誤差而言，選擇權有效報價價差對 PCP 定價誤差之 R^2 約為 3.3%，解釋效果不及對 PCFP 定價誤差，故嚴格說來，無論何者之市場流動性對於 PCP 定價誤差已無明顯之影響力。

綜合表(5)可以發現三種現象：第一，選擇權市場流動性越差時，報價價差越大，此時 PCFP 之定價誤差變動幅度相對大於 PCP 之定價誤差變動幅度，再次證明選擇流動性並非為真正影響 PCP 定價誤差的因素，因此無論在採用買賣報價價差及有效報價價差時，兩指標與定價誤差間關係並無明顯差異。觀看 PCP 市場，在現貨市場中，許多科技公司集中於 7、8、9 月份發放現金股利，另外加上受到放空限制影響，使得現貨市場無法像期貨與選擇權市場一樣快速地充分反應出市場資訊，這導致了現貨市場的相對無效率性，因此造成定價誤差發生;第二，在解釋能力上，選擇權流動性的影響更優於期貨流動性的影響。Black-Scholes 選擇權訂價公式中，選擇權的價格受到了歷史價格波動、隱含價格波動、無風險利率、到期時間、現金股利發放等因素影響，且選擇權易受社會大眾預期心理影響，說明了選擇權價格受到市場許多資訊影響有較敏感的反應，因此，選擇權市場流動

性可能相對於期貨市場流動性隱含更多額外的內涵資訊；第三，如同表(4)所顯示的，以期貨報價價差在 PCFP 或是在 PCP 的市場中皆較期貨有效價差有更大的相關性。就期貨市場與選擇權市場之投資人型態而言，期貨市場以機構法人為主體，其目的主要為獲利以及避險，故期貨市場所摻雜的資訊較單純，且機構法人較一般投資人擁有更精確的價格評估能力，故在報價價差之流動性指標上便有很好的解釋力；然而，選擇權市場的投資者除了獲利及避險的目的之外，尚包含以投機為交易目的之投資者，或訊息不對稱和知情之交易者，這些投資人皆使得買賣報價上有較分歧的看法。

4.2.3 原始序列第一階段調整：虛擬變數

如同前言所說，導致定價誤差發生可能的因素包括社會大眾的預期心理影響、整體市場的結構性改變、市場預期的參數與模型使用的參數不同等等，另外也可能會受到某些特地的因素改變所引起，如較特殊的交易日或交易日當天發生重大事件等，因此，本研究盡可能將會影響定價誤差之時間效應因素納入虛擬變數中，檢定這些因素是否真會影響定價誤差，另一方面，考量將有影響力的時間效應因素移除也會使得定價誤差序列能更穩定。同樣地，不論是現貨、期貨、選擇權市場中，交易標的需求量高不高，容不容易買賣，其活躍性亦可能受到政策制度的改變與施行、私有資訊之內線交易，以及許多其他因素改變所引起，因此，在流動性的調整上我們採取了與調整定價誤差相同的作法，以期兩者在經過調整後彼此間受到其他干擾因素的成分皆能降低，兩者間能有更純粹、更直接的關係，在本文後續的實證研究中，皆採用經調整後的定價誤差與流動性進行探討。

表(6)為 PCFP 定價誤差與 PCP 定價誤差之虛擬變數檢測。表中可發現多數變數皆對兩定價誤差有顯著影響，在 PCFP 市場中這些變數解釋效果 R^2 為 6.9%，而在 PCP 市場中這些變數解釋效果更高達 R^2 為 18.99%，除了顯示納入這些變數確實是有必要的，更可知道其他影響 PCP 市場定價誤差之重要資訊。此外，星期一效應與 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差並無關。特別的是，在特殊日子變數中，

其對 PCFP 市場定價誤差無影響但對 PCP 市場則有，再次驗證了期貨及選擇權市場相對於現貨市場是較具效率性的，因此對於市場資訊相較於現貨市場更能快速充分反應，所以在以期貨為套利標的期貨市場中，其與選擇權步調較趨一致性，降低了造成定價誤差的影響，然而以現貨為套利標的 PCP 現貨市場中，由於現貨市場受到許多限制使得價格偏離無法立即被修正，導致了定價誤差的發生。

表(7) 為期貨兩流動性指標之虛擬變數檢測。由表中可以發現多數變數皆與期貨買賣報價價差及期貨有效報價價差有關，變數解釋效果 R^2 各別為 1.39%、1.02%，唯獨特殊日子與星期五兩變數對流動性無顯著影響。表(8)為選擇權兩流動性指標之虛擬變數檢測。此處所納入之虛擬變數皆與選擇權報價價差和有效價差有影響，變數解釋效果 R^2 各別為 8.66%、7.34%，相較於表(7)，顯示時間因素對於選擇權市場而言有較重要的解釋意義，如同選擇權價值中包含了內含價值和時間價值。

表(9)為調整後定價誤差與各調整後流動性指標之相關性檢測。結果大致上與表(4)所呈現現象大致相同，只是在相關性程度上皆略微減弱一些，此也證明了表(4)中定價誤差與流動性實際上相關包含了許多其他的雜訊，故將其它可能影響的效用排除是有必要的。

表(10)為調整後定價誤差與各調整後流動性指標之兩兩迴歸分析測試。PanelA 中，PCFP 定價誤差與期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權買賣報價價差、選擇權有效報價價差之相關係數分別為 0.0222、0.0145、0.0072 及 0.0104，R^2 分別約為 6.15%、3.95%、28.40%及 38.36%，同樣地，PanelB 依照上述四個流動性指標與 PCP 定價誤差之相關係數分別為 0.0191、0.0099、0.0085 及 0.0105，R^2 分別為 0.34%、0.14%、3%及 2.93%。結果與方向與表(4)和表(5)約略相同，唯解釋能力稍微降低，可知藉由相關虛擬變數調整，剔除許多干擾流動性與定價誤差間之有關因素，這使得流動性與定價誤差間關係更為真實。

上述之迴歸式目的為觀察當期各流動性指標所產生之變化與當期 PCFP 定價誤差或 PCP 之定價誤差變化有何影響。實驗結果說明在期貨和選擇權市場中，流動性與 PCFP 定價誤差之間有相當強烈關係，特別是在以選擇權為流動性指標時。故以此為基點，本研究欲更進一步探討定價誤差與流動性兩者間是否存在效用遞延現象，亦即前一期定價誤差的衝擊是否影響到下一期市場的流動性，或是前一期市場流動性的衝擊是否會對下一期定價誤差的發生有影響。

由表(11)-PaenlA 可知，以前一期各流動性指標為獨立變數時，其對下一期 PCFP 之定價誤差影響亦有顯著關係存在，但相較於表(10)-PaenlA，可發現前一期流動性的衝擊所造成的定價誤差影響相較於當期流動性衝擊所造成的影響較為薄弱，這說明了當市場流動性差時容易造成定價誤差擴大，當市場實際價格偏離真實價格超過交易成本時，期貨選擇權市場則會立即吸引套利投資者進入，其企圖將價格拉回真實價格，促使定價誤差在短時間內縮小，期貨真實價格會迅速地被修正，另外，即使當套利活動無法順利進行時，這時投資人可能受到期貨價格偏誤的影響，預期市場將有多頭或空頭方向，於是在選擇權市場中進行買權或賣權交易，如此一來買權、賣權的價格也可能會快速地受到調整，同樣地促使了定價誤差的縮小，由此可知，受前一期流動性影響所造成的定價誤差關連性也會降低。

表(11)-PanelB 可看出當以前一期 PCFP 市場之定價誤差為獨立變數時，其對當期各流動性指標之影響亦有顯著關係存在，但此關係不如當期流動性衝擊對當期定價誤差所造成的影響來得強烈，這說明了當有套利機會發生時，投資者欲進入市場進行套利活動，這不僅使得市場流動性變得更好，同時也促使價格可能回復至真實價格，在市場流動性變好的情況下，套利機會經由投資者的套利活動便快速消失了，因此，前一期定價誤差所造成的流動性影響在前一期時便會立即反應，在市場的效率性下，當期流動性受到前一期定價誤差的影響便降低許多。

另外，表(11)發現無論是在 PCFP 定價誤差對選擇權買賣報價價差或選擇權買賣報價價差對 PCFP 定價誤差所產生的遞延效果上，兩者間之上一期的變化仍明顯衝擊到當期，反應出以選擇權買賣報價價差為流動性指標時，選擇權市場真實

價格的調整格速度似乎不如期貨市場來的快，雖選擇權和期貨市場同樣的相對於現貨市場擁有較多機構投資者和避險需求者，但選擇權市場相對於期貨市場擁有更多的散戶及雜訊交易者，這使得欲進行套利之困難度增加，導致無法立即刺激選擇權市場流動性，也延遲了定價誤差修正的時間，表示選擇權市場相較於期貨市場是相對較無效率性的。

附錄(3)Panel A 為以前一期各流動性指標為獨立變數時，其對當期 PCP 定價誤差影響為正相關；附錄(3)Panel B 為以前一期 PCP 市場之定價誤差為獨立變數時，其對當期各流動性指標之影響亦為正相關。相較於表(10)-PanelB，此兩表值得注意的是，無論是前一期或當期選擇權流動性或是期貨流動性的衝擊，對當期 PCP 定價誤差之影響的相關性近乎相同，反之亦然。換言之，流動性與 PCP 定價誤差受彼此前後期所可能產生的遞延效應關係影響，但解釋程度仍然相當低，R^2 最多只達 3.0%，再次證明了以現貨為套利標的的市場中，流動性與 PCP 定價誤差間並無顯著關係。

由於期貨市場與選擇權市場投資者組成的差異，將使期貨市場的流動性包含與選擇權市場流動性不同的經濟意涵，故兩市場的流動性各自包含了不同的資訊內涵。因此，本研究將選擇權市場與期貨市場之流動性同時納入考量，欲瞭解是否兩市場流動性共同與市場之定價誤差有關。

附錄(4)-Panel A 將流動性以買賣報價價差和有效報價價差作為分類，兩流動性指標中皆包含了期貨市場與選擇權市場在內，但由於期貨市場與選擇權市場間有高度相關，為避免共線性現象，先利用 2SLS 方式使兩解釋變量之相關性為 0。在買賣報價價差與有效報價價差兩指標中，發現同時考量兩市場之流動性比只單獨考慮期貨市場之流動性或選擇權市場之流動性有更佳的解釋效果，R^2 提高到 29.26%與 39.27%，但若在考慮精簡與效率原則下，發現其 R^2 僅僅只比以選擇權之流動性為指標時高出各約 1%，再次證實了在 PCFP 的定價誤差中，選擇權市場之流動性有更高度的相關性。

Panel B 為以同樣的作法探討 PCP 之定價誤差同時受到兩市場之流動性之關係。在買賣報價價差與有效報價價差兩指標中，R^2 分別為 3%與 2.93%，發現同時考量兩市場之流動性與只單獨考慮選擇權市場之流動性有近似相同的解釋效果，顯示了期貨流動性的好壞與 PCP 的定價誤差無關。PCP 是由買權、賣權與現貨三種標的所計算出的等價公式，當發現其中一者的價格失衡時，可藉由另外兩種商品進行買低賣高的行為獲取套利利潤。然而本研究中所探討的 PCP 定價誤差是以台灣加權指數為現貨標的，因此當發現買權與賣權所複製出的現貨理論價格與市場價格有偏離時，由於大盤指數的無法交易性，套利活動往往只能透過選擇權市場進行買賣買權、賣權等交易完成，這使得 PCP 之定價誤差與選擇權流動性間有較大的相關性。

4.2.4 原始序列第一階段調整：採用向量自我迴歸(VAR)

VAR 落後期數是根據 Akaike 和 Schwarz 資訊準則來決定，當兩個評判的標準不同時，基於精簡原則則以期數較短者為主，一般而言，lag 期數越長越具有解釋力，因此較短的落後期更具有說服力。本研究將有 8 組 VAR 被估計，由兩個定價誤差（PCFP 定價誤差、PCP 定價誤差）以及四個流動性指標（期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權買賣報價價差、選擇權有效報價價差）組成配對，進行 VAR 估量，並根據資訊準則選取落後期一期。

以 PCFP 定價誤差為例，欲探討其受自己前一期定價誤差與前一期流動性（四個流動性指標中任一個）的影響為何。就 PCFP 定價誤差來說，以前一期選擇權有效報價價差及前一期 PCFP 定價誤差為輸入變數時，係數分別為 0.0039 與 0.4276，R^2 為 37.95%，另外七組 VAR 的結果之自變數係數皆為正且顯著，同時也都提高了 R^2 的解釋能力，這也說明了各應變數中包含了許多自變數前期的資訊效果，因此為避免此效用影響，本研究對每組 VAR 進行殘差項相關性檢測。

表(12)-Panel A 中指出在 PCFP 定價誤差中，其與各流動性指標在 5%信賴水準下依然有顯著正相關，係數介於 0.10~0.34，在 PCP 定價誤差中，殘差項之相關

係數則介於 0.0001~0.07，結果與表(9)大致相同，此更進一步證明了市場流動性與定價誤差有正相關，換言之，市場的流動性越高將有助於定價誤差的縮小。

除此之外，由先前的檢驗中，發現選擇權之流動性指標，無論採用買賣報價或是有效報價，兩者與 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差之關係似乎無明顯差異，然而透過此步驟後，可以看出選擇權之買賣報價與兩定價誤差之相關係數顯著下降，說明了買賣報價的指標實際上包含許了許多前期的資訊在其中，若想更直接地探討兩變數間的關聯性，以選擇權之有效報價為衡量指標有更佳的解釋效果。

將 VAR 之迴歸式分解，自變數部分解釋的是應變數之平均趨勢，殘差項部分解釋的是應變數額外受到的變動干擾，此即為所謂的衝擊反應（將於後面介紹）。

4.2.5 Granger 因果關係

表(12)-Panel B為定價誤差與流動性之Granger因果關係檢定，主要為檢測兩者間是否有長期性影響存在。表中虛無假設為列變數i不為行變數j之因，如同前面所提的，兩變數相關程度高並不一定表示兩者具有因果關係，因此欲試驗當以行變數j為應變數時，前一期列變數i之係數是否為零。

Panel B中每欄位顯示的是t統計檢定量與p-value，從表中可觀察到PCFP定價誤差與PCP之定價誤差為皆各流動性指標（期貨買賣報價價差、期貨有效報價價差、選擇權買賣報價價差、選擇權有效報價價差）之因，亦即定價誤差的發生長期來說會影響市場流動性的好壞，特別是在PCFP之定價誤差發生的情況下；相反的，各流動性指標（期貨買賣價差、期貨有效價差、選擇權報價價差、選擇權有效價差）是否為市場定價誤差之因呢？結果顯示流動性因素也是PCFP定價誤差發生的原因變數，在所有的兩兩因果關係測試裡，尤以選擇權流動性為PCFP定價誤差之因的檢定最為顯著，然而PCP定價誤差則不受到選擇權報價價差之影響。長期看來，除流動性以選擇權市場為主時，選擇權市場流動性差時會引起PCFP之定價誤差外尤其是在選擇權買賣報價差部分，與表(11)相符合，其餘大部分的因果檢定結果顯示，當市場存在價格偏離時，導致市場的流動性變差有更強烈地長期的影響。

4.2.6 衝擊反應函數

衝擊反應函數主要探討的是短期內變數受到其他變數衝擊的變化。圖(8)為以期貨之買賣報價價差流動性指標與 PCFP 定價誤差之衝擊反應圖。由圖可知，無論是 PCFP 定價誤差或是期貨流動性，自己本身受到自己衝擊所產生的變化在第一時期時最大，衝擊的作用在第二時期後快速衰退但仍持續性受到影響。而期貨之買賣報價價差因為 PCFP 定價誤差改變所引起之變化，在期初時尚無發生作用，但在第二期時明顯發生變動，呈現了一段小幅波動；然而 PCFP 之定價誤差因為期貨之買賣報價價差改變所引起之變化，在初始時達到最大，第二期後所受到的影響降低，變化量經過了一小段時間的震盪。圖(9)為以期貨之有效報價價差流動性指標與 PCFP 之定價誤差之衝擊反應圖。圖(9)所顯示之訊息與圖(8)近乎相同，故不再贅述。

由圖(8)、圖(9)知期貨市場流動性變化對於 PCFP 價格偏離所帶來的衝擊有較快的反應，PCFP 價格偏離之變化帶給期貨市場之流動性有相對較慢的衝擊反應。

圖(10)為以選擇權之買賣報價價差流動性指標與 PCFP 定價誤差之衝擊反應圖。選擇權之買賣報價價差因為 PCFP 之定價誤差改變所引起之變化，在期初時尚無發生作用，慢慢地到第三期時有最大變化量；反之，PCFP 定價誤差因為選擇權之買賣報價價差改變所引起之變化，在一開始時即立即反應，而且此反應不會立即衰退，這與因果檢定結果一致。

圖(11)為以選擇權之有效報價價差流動性指標與 PCFP 定價誤差之衝擊反應圖。與圖(10)的不同之處，選擇權之有效報價價差因為 PCFP 之定價誤差改變所引起之變化，在第二期時有最大變化量，但此衝擊所造成的變化隨後會立即消失。另外；反觀 PCFP 之定價誤差因為選擇權之有效報價價差改變所引起之變化，所產生的變化在第一時期最大，在第二期後衝擊的作用會漸漸與圖(10)相同。

由圖(10)和圖(11)得知選擇權市場之流動性變化對於 PCFP 價格偏離所帶來的衝擊有較快的反應，PCFP 價格偏離之變化帶給選擇權市場之流動性有相對較慢的衝擊反應。

綜觀圖(8)～圖(11)，無論是期貨市場或選擇權市場之流動性指標，兩市場流動性的好壞較快反應於 PCFP 的定價誤差上，相反地，PCFP 定價誤差的變化造成兩市場流動性的影響較慢，說明了短期內流動性影響 PCFP 定價誤差較快，長期而言，選擇權流動性影響 PCFP 定價誤差較深遠，這與因果關係檢測結果一致。除此之外，PCFP 定價誤差因為選擇權之有效報價價差改變所引起之變化程度，明顯大於其他流動性指標，這與前面迴歸所做出之選擇權有效報價價差及 PCFP 定價誤差有最大相關性的結果相同。

圖(12)為以期貨之買賣報價價差流動性指標與 PCP 定價誤差之衝擊反應圖。整個樣本觀察期間裡，期貨之買賣報價價差因為 PCP 定價誤差改變所引起之變化量幅度相當微小，幾乎是毫無影響；同樣地，PCP 之定價誤差幾乎是不受期貨之買賣報價價差的改變所影響。圖(13)為以期貨之有校報價價差流動性指標與 PCP 定價誤差之衝擊反應圖。其所顯示之訊息與圖(14)近乎相同，故不再贅述。

由圖(12)與圖(13)可知，期貨流動性與 PCP 定價誤差間，任一者的衝擊對另一方所產生的效用並不大，雖兩者間無短期關係，但就因果關係檢測，兩者間卻存在些微的長期關係。

圖(14)為以選擇權之買賣報價價差流動性指標與 PCP 定價誤差之衝擊反應圖。由圖可知，選擇權之買賣報價價差因為 PCP 定價誤差改變所引起之變化到第三期時達到最大；PCP 定價誤差因為選擇權之買賣報價價差改變所引起之變化量相當微小。圖(15)為以選擇權之有效報價價差流動性指標與 PCP 定價誤差之衝擊反應圖。與圖(14)之相異處，PCP 定價誤差因為選擇權之有效報價價差改變所引起之變化量最終相同，但並非於一開始時即立刻反應。

由圖(14)和圖(15)得知選擇權市場之流動性變化對於 PCP 價格偏離所帶來的衝擊有較快的反應，PCP 價格偏離之變化帶給選擇權市場之流動性有相對較慢的衝擊反應，與因果關係檢測結果較為一致。此兩圖之變動走勢與圖(10)和圖(11)雷同，差別為兩者變動幅度之大小不同。

綜觀圖(12)～圖(15)，PCP 定價誤差仍會對選擇權市場之流動性帶來衝擊反應，期貨市場則不然。另外，雖選擇權市場流動性變化對 PCP 定價誤差的影響比期貨市場流動性變化所帶來的效果大，但選擇權流動性的改變對於 PCP 定價誤差的影響相較於其對 PCFP 定價誤差的影響較微弱（受到衝擊的反應量約小了將近 10 倍），說明了期貨及選擇權市場之流動性因素對於 PCP 定價誤差生成之關係不如它們對於 PCPF 定價誤差之生成來得大。

第三節 穩定性測試

在資本市場領域中，流動性與波動性及效率性皆是投資者想從證券市場得到的，雖然流動性具顯著重要性，但流動性的衡量方法卻相當分歧，詹場、胡星陽(2000 年)曾對流動性衡量方法做出綜合評論，其將流動性衡量方法歸納為價格構面、時間構面及交易熱絡程度等三類。所謂的價格構面的流動性衡量方法是以交易對價格的影響為衡量基礎；時間構面之衡量方法是以完成交易所需的時間為衡量根據；交易熱絡程度是以交易量相關變數為衡量依歸。本研究之前所採取之兩種報價價差皆是以價格構面為基礎的流動性衡量方法，為了再次確認流動性與定價誤差之間的關係，本研究採取了另一種以交易熱絡程度為基礎的流動性衡量方法：市場深度(測試結果皆放於附錄中)。市場深度與流動性為正相關，當流動性越好時，市場深度越大。期貨與選擇權市場之市場深度式子分別如下：

I. 以期貨流動性為主

$$Depth_{t,i}^{fut} = askq_{t,i}^{fut} + bidq_{t,i}^{fut} \tag{22}$$

$askq_{t,i}^{fut}$ 為第 t 日第 i 時點期貨之最佳買進價格數量；$bidq_{t,i}^{opt}$ 為第 t 日第 i 時點期貨之最佳賣出價格數量。

II.以選擇權流動性為主

$$Depth_{t,i}^{opt} = askq_{t,i}^{opt} + bidq_{t,i}^{opt} \tag{23}$$

$askq_{t,i}^{opt}$ 為第 t 日第 i 時點選擇權之最佳買進價格數量;$bidq_{t,i}^{opt}$ 為第 t 日第 i 時點選擇權之最佳賣出價格數量。其中 $askq_{t,i}^{opt}$ 為同時刻下，與期貨契約具有相同履約價與到期日之買權和賣權之最佳買進價格數量平均，而 $bidq_{t,i}^{opt}$ 為同時刻下，與期貨契約具有相同履約價與到期日之買權和賣權之最佳賣出價格數量平均。

附錄(5)可看出，PCFP 之定價誤差與期貨市場深度、選擇權市場深度的相關係數分別為-0.1105、-0.2141，PCP 之定價誤差與期貨市場深度、選擇權市場深度的相關係數則分別為-0.0654、-0.1141，由於市場深度與流動性為正相關，而價差與流動性為負相關，因此以市場深度代替價差時相關係數成負號，結果再一次驗證了 PCFP 定價誤差與選擇權市場流動性有較大的相關性，而 PCP 定價誤差與期貨市場流動性有較小的相關性。附錄(6)為經過時間變數調整後之市場深度及 PCP 定價誤差之相關性檢測，大致與附錄(5)相同，唯相關性稍微減弱。

如同表(10)，原始序列 PCFP 定價誤差與期貨市場深度和選擇權市場深度之迴歸係數各為-0.0005、-0.0004，改以 PCP 定價誤差時迴歸係時則為-0.0011、-0.0008。附錄(7) 為將兩序列進行前述之第一階段調整，並分為 A、B、C 三組迴歸分析，A 組為當期市場深度對當期 PCFP 定價誤差之影響，B 組為前一期 PCFP 定價誤差對當期市場深度之影響，C 組為前一期市場深度對當期 PCFP 定價誤差之影響。在 A、B、C 三組中，每個迴歸係數皆為負值且顯著，說明當市場深度越大時，其所造成的 PCFP 定價誤差影響越低。附錄(8)為將附錄(7)之 PCFP 定價誤差替換為 PCP 定價誤差，同樣地探討 A、B、C 三組迴歸分析，三組中的每個迴歸係數亦皆為負值且顯著。綜合附錄(5)-(8)，無論是 PCFP 定價誤差或 PCP 定價誤差，兩者與選擇權市場之流動性的關係較為密切，這與 4.2 節所做出的結論相同。

附錄(9)為定價誤差與市場深度之 Granger 因果關係檢定，除選擇權流動性亦明顯影響 PCFP 定價誤差外，定價誤差皆為影響市場流動性之原因變數，且長期而言，期貨市場之流動性會造成 PCP 的價格偏離，與先前的實證結果相符合。

第四節 實證分析

上述實證過程，發現流動性似乎並非造成PCP定價誤差主要的原因，這與Ofek *et al.* (2004)所提的，市場上必定存在某些限制（如台灣市場中現貨有放空限制）使Put-Call Parityj違反的觀點有相似之處。因此當PCP定價誤差發生時，可能因現貨市場的限制促使投資人轉而投入選擇權、期貨市場交易，使得這兩市場的流動性間接地發生了變化，和因果檢測中之PCP定價誤差會影響期貨市場的結果一致。

研究結果除明顯看出流動性與PCFP定價誤差有相當直接的關係，本研究也一再發現選擇權市場流動性較期貨市場流動性扮演了促進市場效率的重要角色，歸納可能的原因：第一，期貨市場的流動性佳導致期貨相對於選擇權更具效率性，由附錄(1)與附錄(2)中，發現PCFP與PCP定價誤差歷年隨之下降，然期貨市場的價差由2002~2005年的降低幅度不如選擇權的來得大，由此可見，定價誤差與選擇權市場的流動性有更密切的相關；第二，套利活動在選擇權契約裡是更熱烈的，Kam C. Chan 、Yuan-Chen Chang 、Peter P. Lung等曾指出在台灣新興的選擇權市場中，選擇權的槓桿效應為最主要的決定因素。由於選擇權契約單位小，價格便宜，資金成本低，且風險遠遠小於操作期貨，使其吸引更多投機的投資人參與。

細看選擇權平均之買賣報價價差和有效報價價差兩流動性指標，有相當有趣的地方。於一開始時的兩變數迴歸模型中，有效報價價差與 PCFP 定價誤差有很大的相關性，在兩變數兩兩之向量自我迴歸模型的殘差項測式中亦是如此，且衝擊反應函數也顯示此有效報價價差之變化對 PCFP 定價誤差的衝擊最大，但於 Granger 因果檢測時卻發現買賣報價價差對 PCFP 定價誤差有較長期的影響。

就兩流動性指標函數定義來看：買賣報價價差只是買賣盤揭示的最優買賣價差，實際交易並非完全發生在買賣盤揭示的報價範圍內，故利用有效價差可以在一定程度上克服買賣報價價差不能反應在報價價差之外和之內成交的情況，這也說明了有效報價價差應該隱含了比買賣報價價差更多額外的資訊，同使避免了買賣報價價差可能發生的高估或低估執行成本。

另外，根據證期會統計，選擇權市場之投資人型態分離，其中以自然人所佔比例最大，表示含有的雜訊交易者很多，導致買權、賣權報價價格易隨投資人未來預期心理影響，當買賣價差擴大時，表示買方與賣方看法分歧，容易造成定價誤差的發生。以2004年總統大選前來說，由於投資大眾認為選後將會呈現一方多頭或空頭現象，在無法確認的情況下，許多人皆同時買進賣出買權與賣權，造成了買權和賣權價格同漲或同跌的奇特現象，這種大眾的預期心理，也會直接驅使選擇權的價格偏離，間接造成期貨和現貨的定價誤差。

根據上述兩種情況，選擇權之有效報價價差和買賣報價價差似乎隱含了不同的資訊價值，因此導致了短期內有效報價價差對價格偏離的衝擊較大，長期卻是報價價差對價格偏離的影響較大。

比較本文研究與 Roll, Schwartz 和 Subrahmanyam (2005)所探討期貨與現貨之間套利活動和流動性的結果，皆發現定價誤差與流動性會相互地影響，且呈現正向相關，其研究也發現定價誤差的變化會影響到未來的流動性，然而流動性的衝擊包含了更多對未來定價誤差的資訊，這與本文一致。雖其研究對象和樣本背景與本文不同，但同樣地都證實了無論是在國內或國外，都證實了現貨、期貨與選擇權市場彼此間都會直接或間接地相互影響，故促進三市場的流動性確實會增加現貨、期貨與選擇權的定價效率性。

第五章 結論與建議

第一節 研究結論

由於一個流動性市場將有利於市場的套利活動,相對的期貨與現貨之真實價格是否與理論價格偏離有關，當市場的流動性越高時，市場的效率性會越高；另一方面,套利行為本身也可能因為買賣訂單的不平衡而降低市場流動性。由此可知，流動性與定價誤差間應有某種程度的相關性。故本文選取四個流動性指標（期貨之買賣報價價差、期貨之有效報價價差、選擇權之平均買賣報價價差、選擇權之平均有效報價價差)，以及兩定價誤差（PCFP 定價誤差、PCP 定價誤差)，除欲能夠更瞭解市場流動性與 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差間動的動態關係外，亦希望探討流動性對 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差是否有差異。

實證結果顯示如下：(1)各流動性指標與兩定價誤差間都有顯著正相關，相對於 PCFP 定價誤差，PCP 定價誤差與流動性的相關性較低 (2)向量自我迴歸中，發現同時期定價誤差之誤差項與流動性之誤差項間，亦為正相關 (3)在 Granger 之因果檢測中，長期而言，流動性變數與定價誤差變數彼此間皆有因果關係存在。若比較流動性為定價誤差之因和定價誤差為流動性之因的顯著性，除選擇權買賣報價價差為 PCFP 定價誤差之原因變數更為明顯外，其餘結果顯示，無論是期貨價格或是現貨價格發生偏離時，都會對兩市場的流動性產生影響。(4)在衝擊反應函數中，短期內，期貨市場及選擇權市場流動性的好壞，很快的會反應於 PCFP 定價誤差上，且 PCFP 定價誤差受到選擇權有效報價價差改變而有較大的變化幅度，而 PCFP 定價誤差之變化對兩市場所造成的衝擊較慢，意即流動性變化可作為預期未來 PCFP 定價誤差變化的指標。另外，PCP 定價誤差與期貨市場流動性間，任一者受到衝擊，並不會使另一者發生變化，然選擇權市場流動性好壞很快的會衝擊到 PCP 定價誤差上。

所有的實證顯示市場流動性狀況確實會與 PCFP 定價誤差有關，特別是選擇權市場，然而，流動性並不是主要影響 PCP 定價誤差的因素。

第二節 研究建議

本研究對後續研究者，提出下列幾點建議，最為未來相關研究之方向：

1. 本文研究期間為 91 年 01 月至 94 年 06 月，當台指選擇權市場更為成熟時，PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差及市場效率性，以及將資料時間間格縮小，是否有相對變化，亦有待後續研究者進一步深入探討。
2. 衡量市場流動性的方式有許多，因此可選擇替代流動性的指標也很多。由於每個流動性指標代表了不同的概念，建議使用其他流動性指標，探討和定價誤差之間是否有其他的經濟意涵存在。
3. 尚有許多文獻證實買權賣權期貨平價理論和買賣權平價理論中，以買賣報價為衡量定價誤差基礎時，市場之套利機會與利潤會降低。本研究定價誤差計算所採用的為成交價格，故也可以買賣報價為考量，比較兩者之差異性。
4. Ackert 和 Tian（1998,2001）曾分別探討過多倫多與 S＆P 500 選擇權市場在交易所推出 ETF 後所產生的影響。臺灣證券交易所於 92 年中推出本土的第一檔 ETF（臺灣 50 指數）。該商品的推出將使得在模擬現貨上更為容易。由於某項新商品的誕生，將可能使市場的交易型態改變，故指數選擇權與指數現貨、指數期貨以及 ETF 四者間的關係也值得後續研究者深入探討。

第三節 研究貢獻

本篇研究樣本期間長達 3 年半，並且同時比較了 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差與選擇權市場和期貨市場流動性的連動性。發現(1)流動性並非造成 PCP 定價誤差的主要原因變數 (2) PCFP 定價誤差與流動性是同時被決定的，同時 PCFP 定價誤差與市場流動性互為因果，具有回饋效果，因此可以用來作為互相預測。

定價誤差確實可以用來衡量市場的效率性，而提升市場流動性也有助於提高市場效率，另外，定價誤差偏離的程度也可以用來預測市場的流動性變動。此證明了財務理論中的單一價格法則（law of one price）與流動性有關。

參考文獻

Amihud, Y., 2002. "Cross-section and time-series effects," *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.

Amihud, Y., and C. Hurvich, 1986. "Asset pricing and the bid-ask spread," *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.

Anthony, J. H., 1988. "The Interrelation of Stock and Option Market Trading –Volume Data," *Journal of Finance* 43, 949-64.

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, 743-763.

Brailsford, T. J., and A. Hodgson, 1997. "Mispricing in Stock Index Futures, A Re-examination. Using the SPI," *Australian Journal of Management* 22, 21-43.

Brennan, M. J., and A. Subrahmanyam, 1996. "Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns," *Journal of Financial Economics*, 41, 441-464.

Chance, D. M., 1987. "Parity tests of index options," In Advances in Futures and Options Research, 2, Greenwich, Conn.: JAI Press.

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), 31-58.

Evnine, J., and A. Rudd, 1985. "Index options: The early evidence," *Journal of Finance*, 40, 743-756.

Fleming, J., B. Ostdiek, and R. E Whaley, 1996. "Trading costs and the relative rates of price discovery in stock, futures, and options markets," *Journal of Futures Markets* 16, 353-387.

Fung, J. K. W., and A. K. W. Fung, 1997. "Mispricing of futures contacts: A study of index futures versus index options contracts," *Journal of Derivatives* (Winter), 37-44.

Fung, J. K. W., and H. M. K. Mok, 2001. "Index option-futures arbitrage: A comparative study with bid/ask and transaction data," *Financial Review* 36, 71-94.

Fung, J. K. W., and H. M. K. Mok, 2003. "Early unwinding of options-futures arbitrage with bid/ask quotations and transaction prices," *Global Finance Journal* 14, 121-133.

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,

957-962.

Fung, J. K. W., L. T. W. Cheng, and K. C. Chan, 1997. "The intraday pricing efficiency of Hang Seng index options and futures markets," *Journal of Futures Markets* 17, 327-331.

Jacoby, G., D. Fowler, and A. Gottesman, 2000. " The capital asset pricing model and the liquidity effect: A theoretical approach," *Journal of Financial Markets* 3, 69-81.

Jones, C., 2001. "A century of stock market liquidity and trading costs," working paper, Columbia University, New York, NY.

Kadlec, G. and J. McConnel, 1994. "The effect of market segmentation and illiquity on assest prices: Evidence from exchange listings," *Journal of Finance*, Vol. 49, 611-636.

Kamara, A., and T. W. Miller, 1995. "Daily and intradaily tests of European Put-call parity," *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 30, 519-539.

Lee, J. H., and N. Nayar, 1993. "A transactions data analysis of arbitrage between index options and index futures," *Journal of Futures Markets* 13, 899-902.

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), 889-902.

Manaster, S., and R. J. Rendleman, 1982. "Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices," *Journal of Finance* 42, 1035-1048.

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, 305-342.

Pagano, M., and A. Roell, 1996. "Transparency and liquidity: A comparison of auction and dealer markets with informed trading," *Journal of Finance*51, 579-611.

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.

Silber, W., 1981. "The economic role of financial futures, in A. Peck (ed.) *Futures Markets: Their Economic Role*," 83-13, Washington, D .C. : American Enterprise for Public Policy Research.

Stoll, H., 1969. "The relationship between put and call option prices," *Journal of Finance*, 24, 801-822.

Tucker, A. L., 1991. "Financial futures, options, and swaps," Minneapolis, MN: West Publishing.

王智舜，2004 ，臺股指數期貨與選擇權套利之研究，國立高雄第一科技大學金融營運所未出版碩士論文。

呂信德，2005，流動性與套利效率：台灣指數期貨與選擇權市場的實證研究，國立交通大學財務金融研究所未出版碩士論文。

林問一、楊和利和蔡佩珊，2003，台灣指數期貨與指數選擇權之套利效率性，現代財務論壇學術研討會。

郭政緯，2003，台股指數期貨與選擇權套利性之實證研究，東海大學企業管理學系碩士未出版碩士論文。

黃亦駿，2002，臺股指數選擇權市場效率性研究，銘傳大財務金融學系碩士班未出版碩士論文。

楊真珠，2002，台指選擇權市場效率性之分析，國立政治大學經濟研究所未出版碩士論文。。

劉茂亮，89 期專題 3，金融變數與經濟成長關係(上)，中華民國證券櫃檯買賣中心證券櫃檯月刊。

劉茂亮，90 期專題 1，金融變數與經濟成長關係(下)，中華民國證券櫃檯買賣中心證券櫃檯月刊。

謝典師，2004，台指選擇權不同價性下與台指現貨關聯性暨價格預測之研究，國立台北大學合作經濟學系未出版碩士論文。

簡春旺，2002，台灣股價指數與股票選擇權上市後對股市的影響之探討，中原大學企業管理研究所未出版碩士論文。

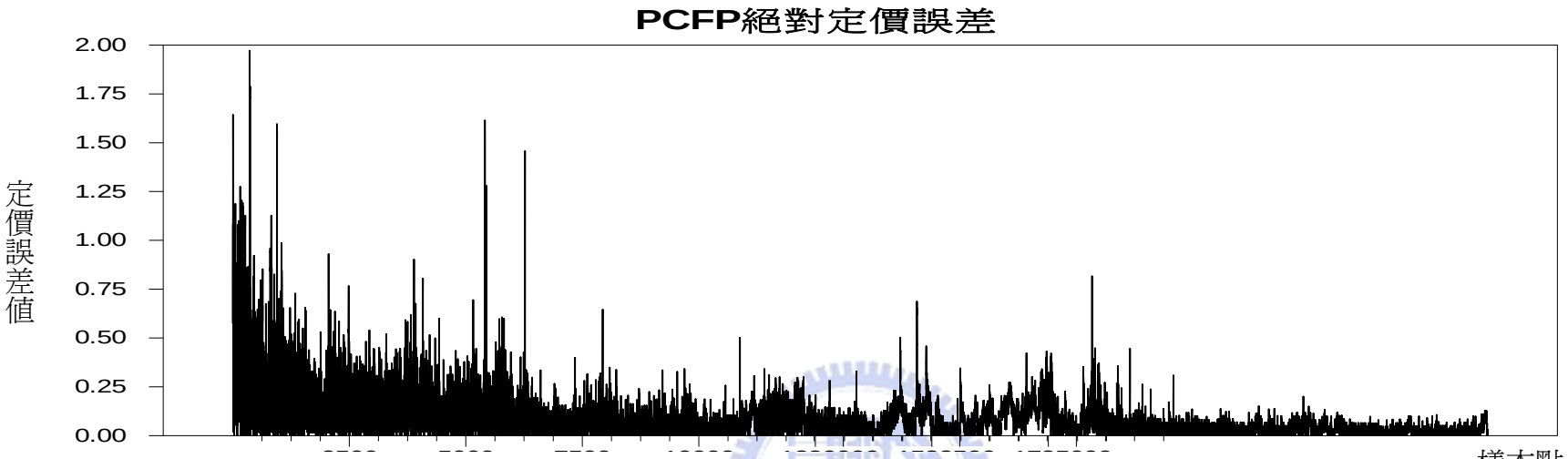

圖 2　PCFP 絕對定價誤差

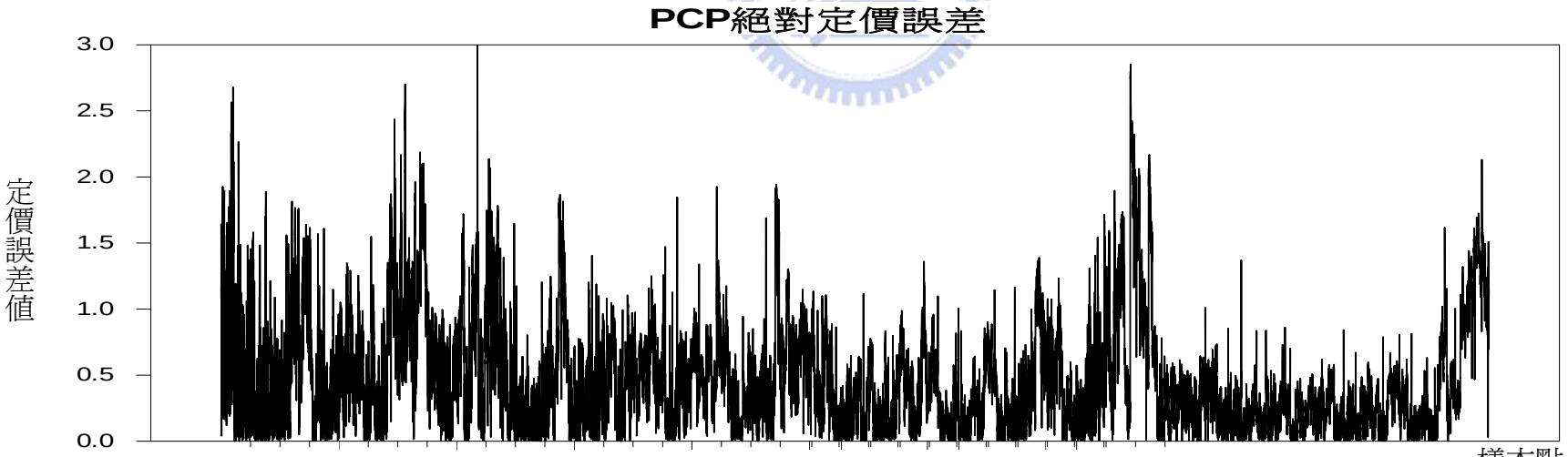

圖 3　PCP 絕對定價誤差

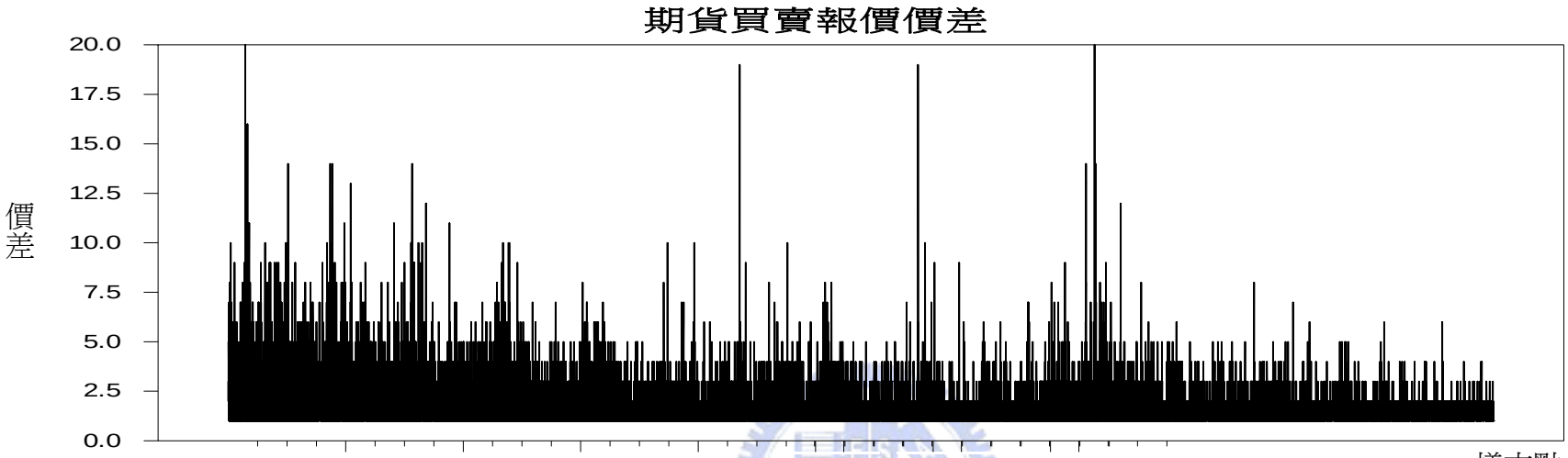

圖 4　期貨買賣報價價差

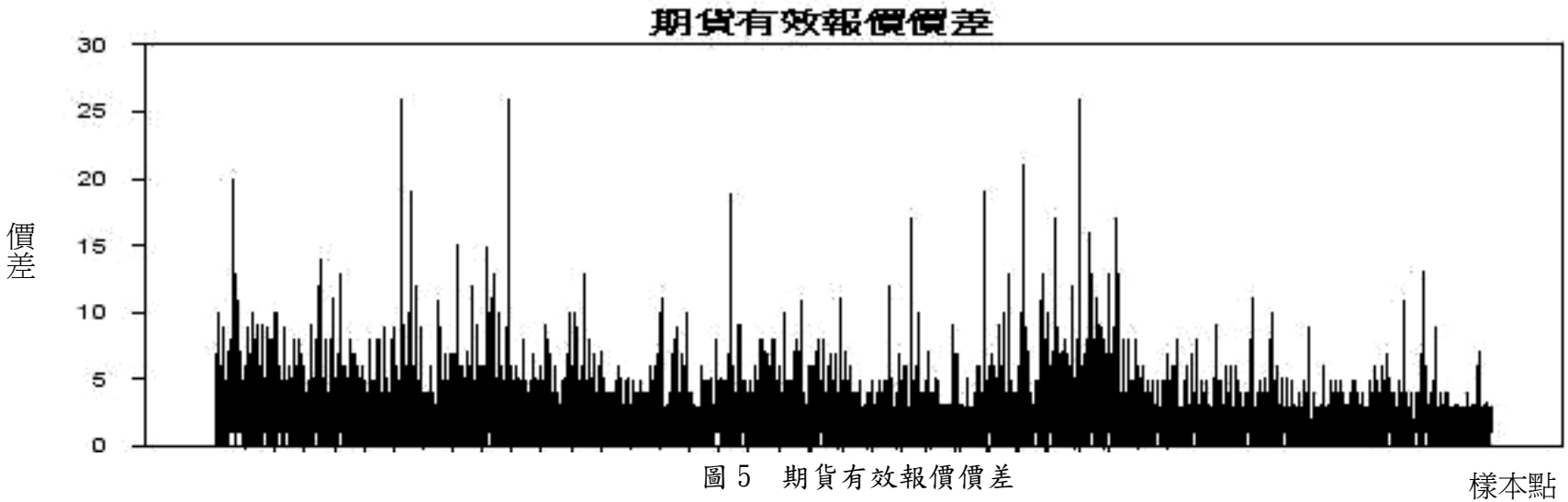

圖 5　期貨有效報價價差

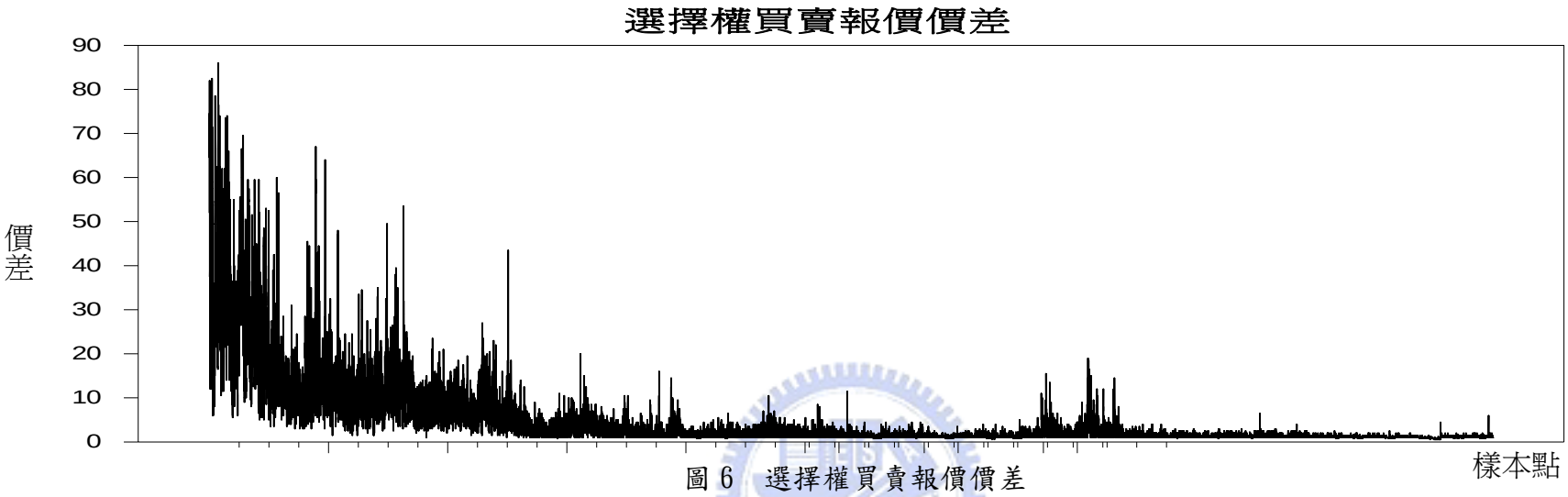

圖 6　選擇權買賣報價價差

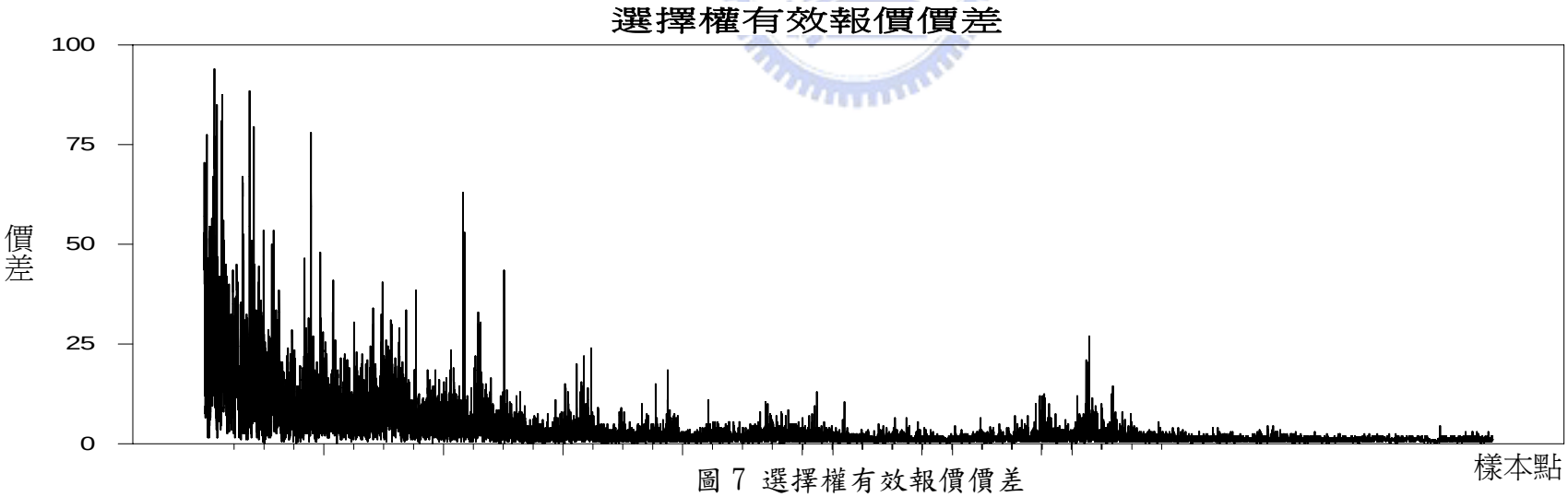

圖 7 選擇權有效報價價差

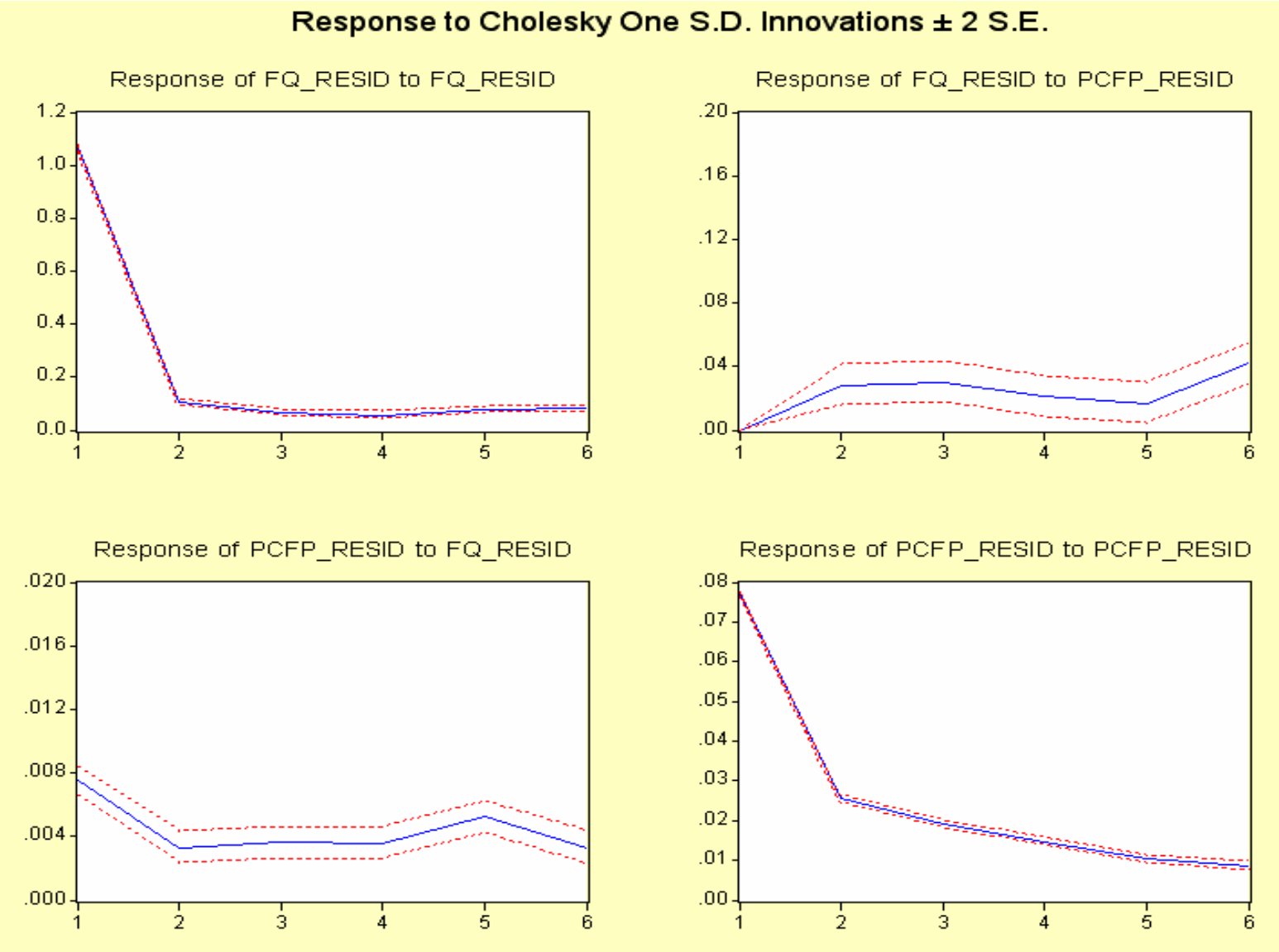

圖 8　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-期貨買賣報價價差）

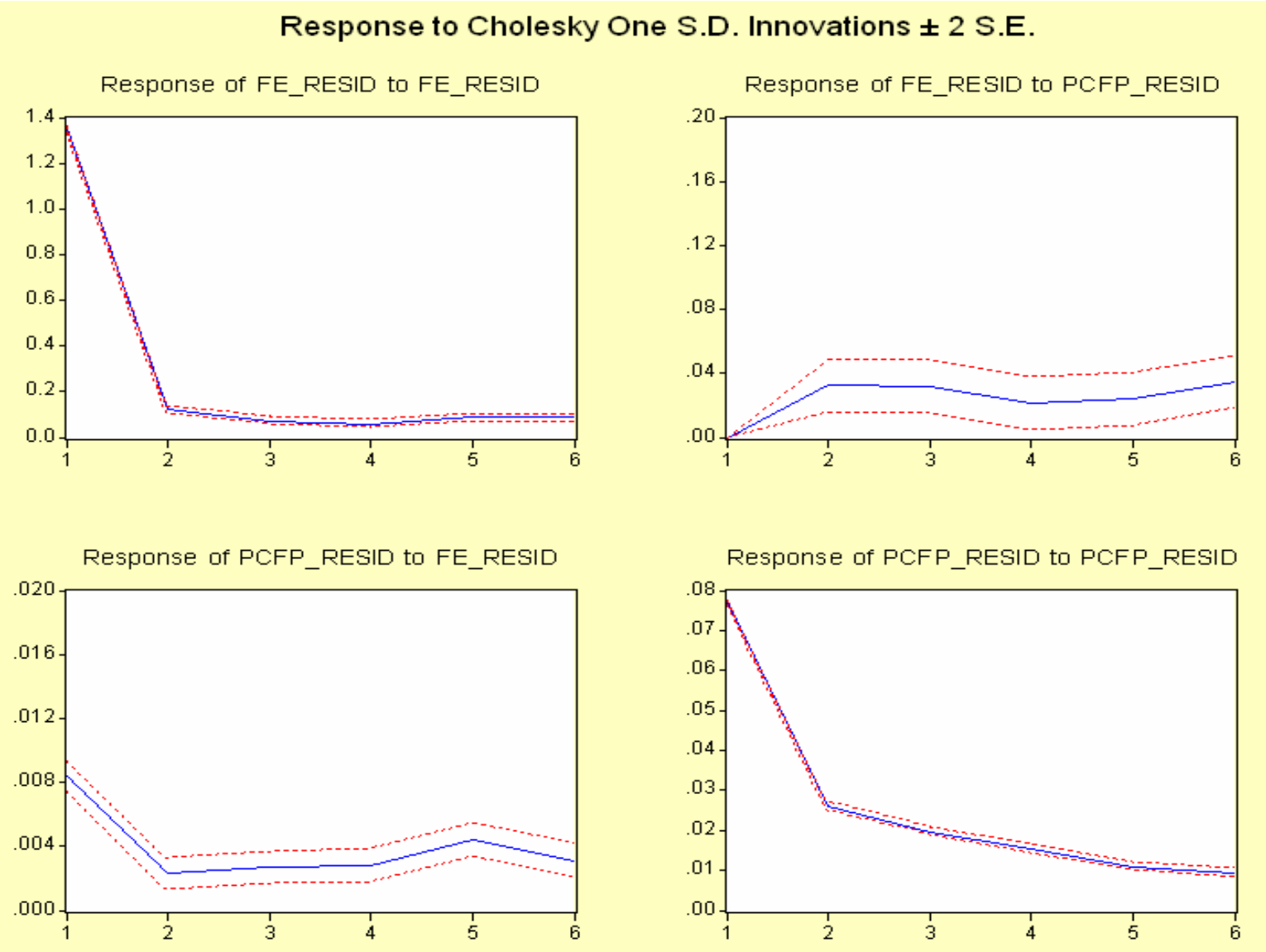

圖 9　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-期貨有效報價價差）

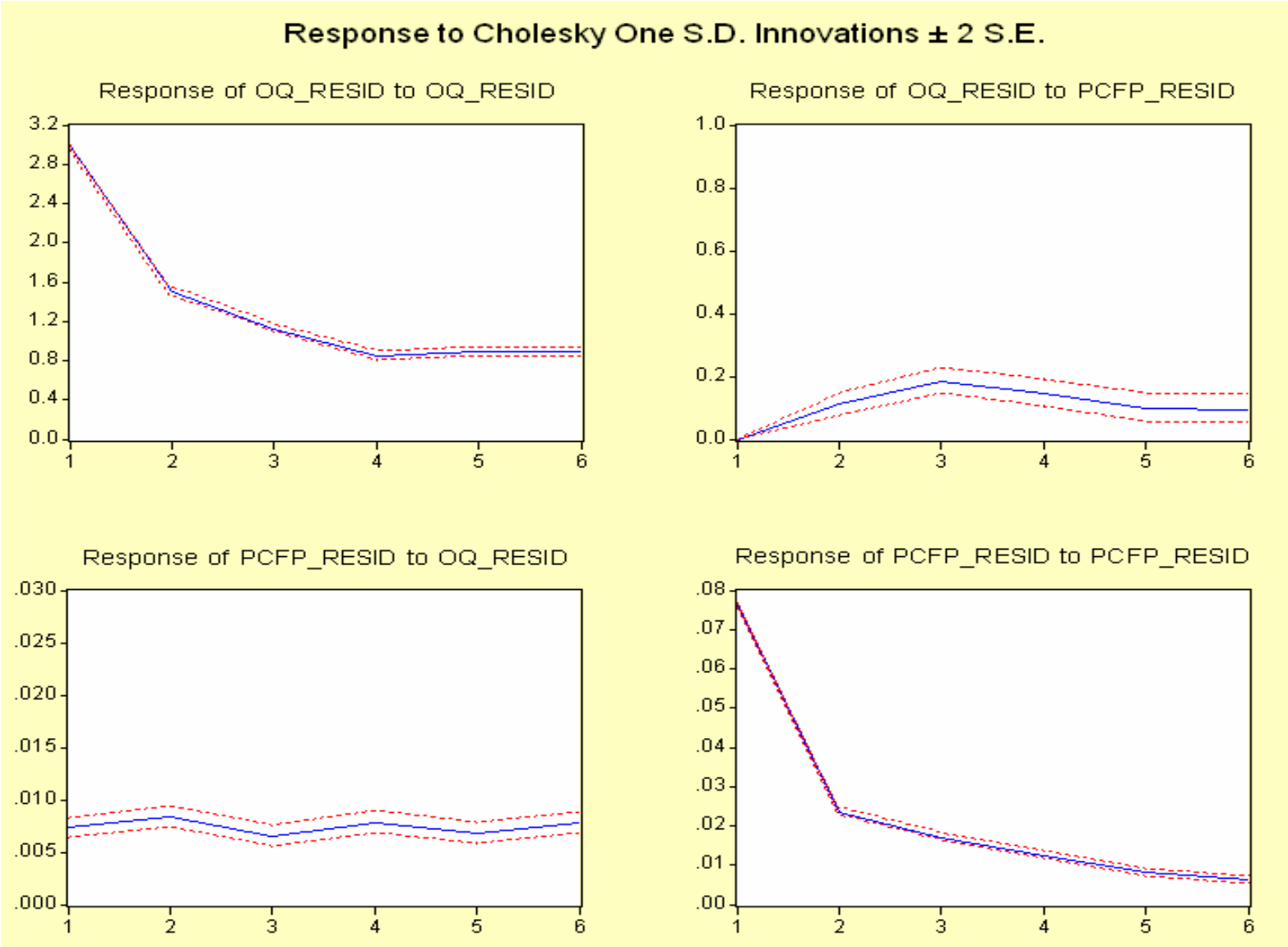

圖 10　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-選擇權買賣報價價差）

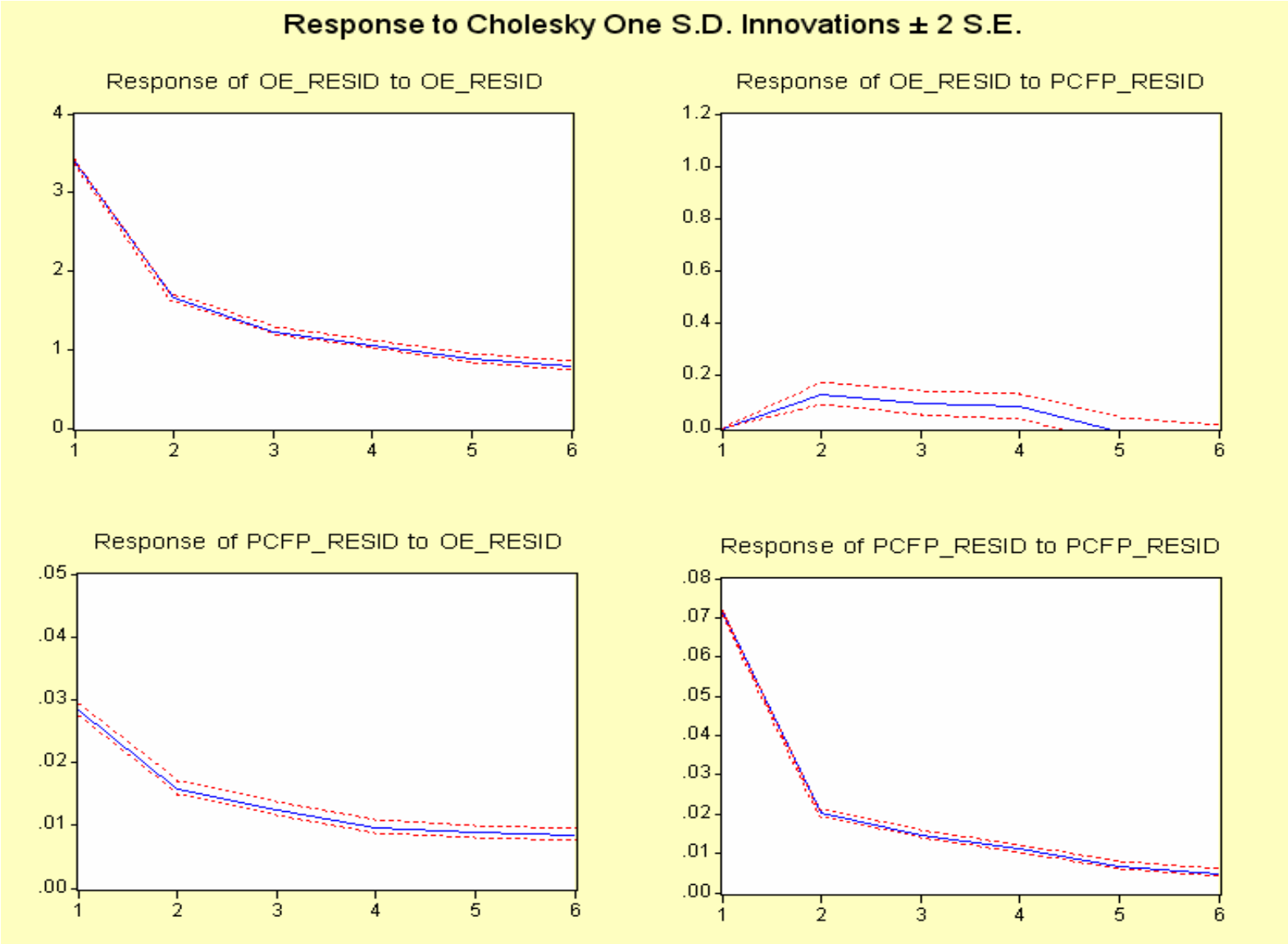

圖 11　衝擊反應函數（PCFP 定價誤差-選擇權有效報價價差）

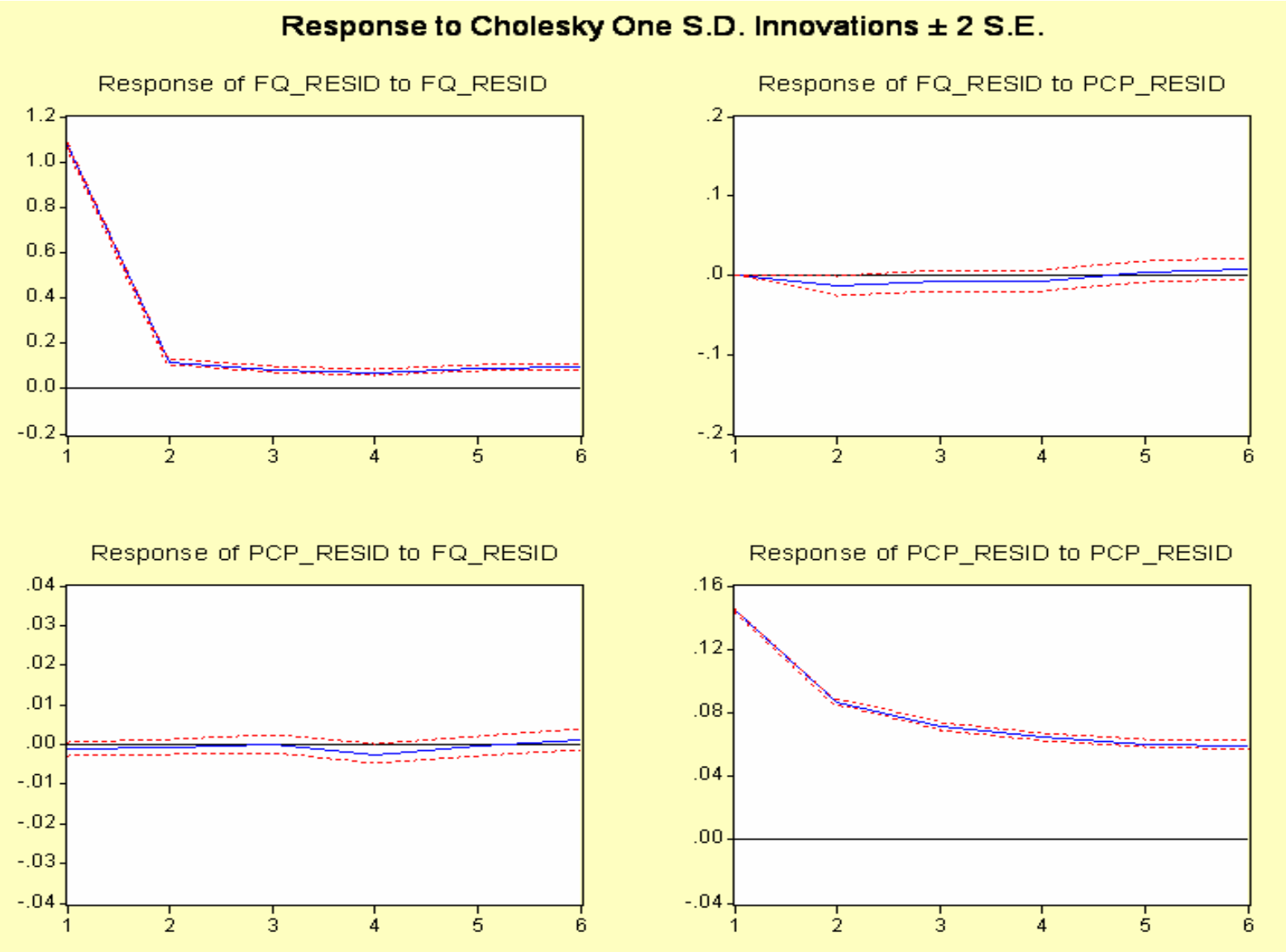

圖 12　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-期貨買賣報價價差）

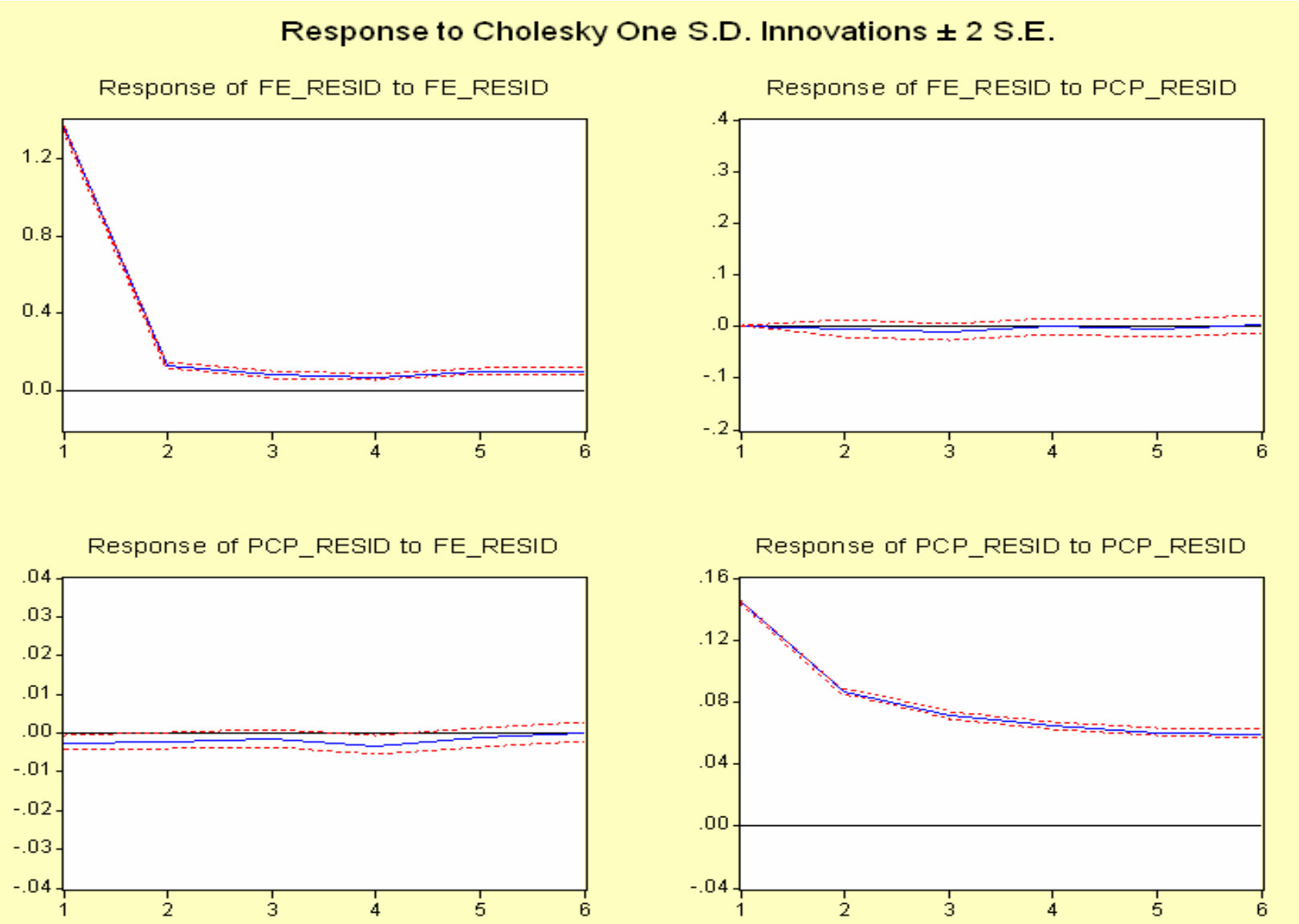

圖 13　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-期貨有效報價價差）

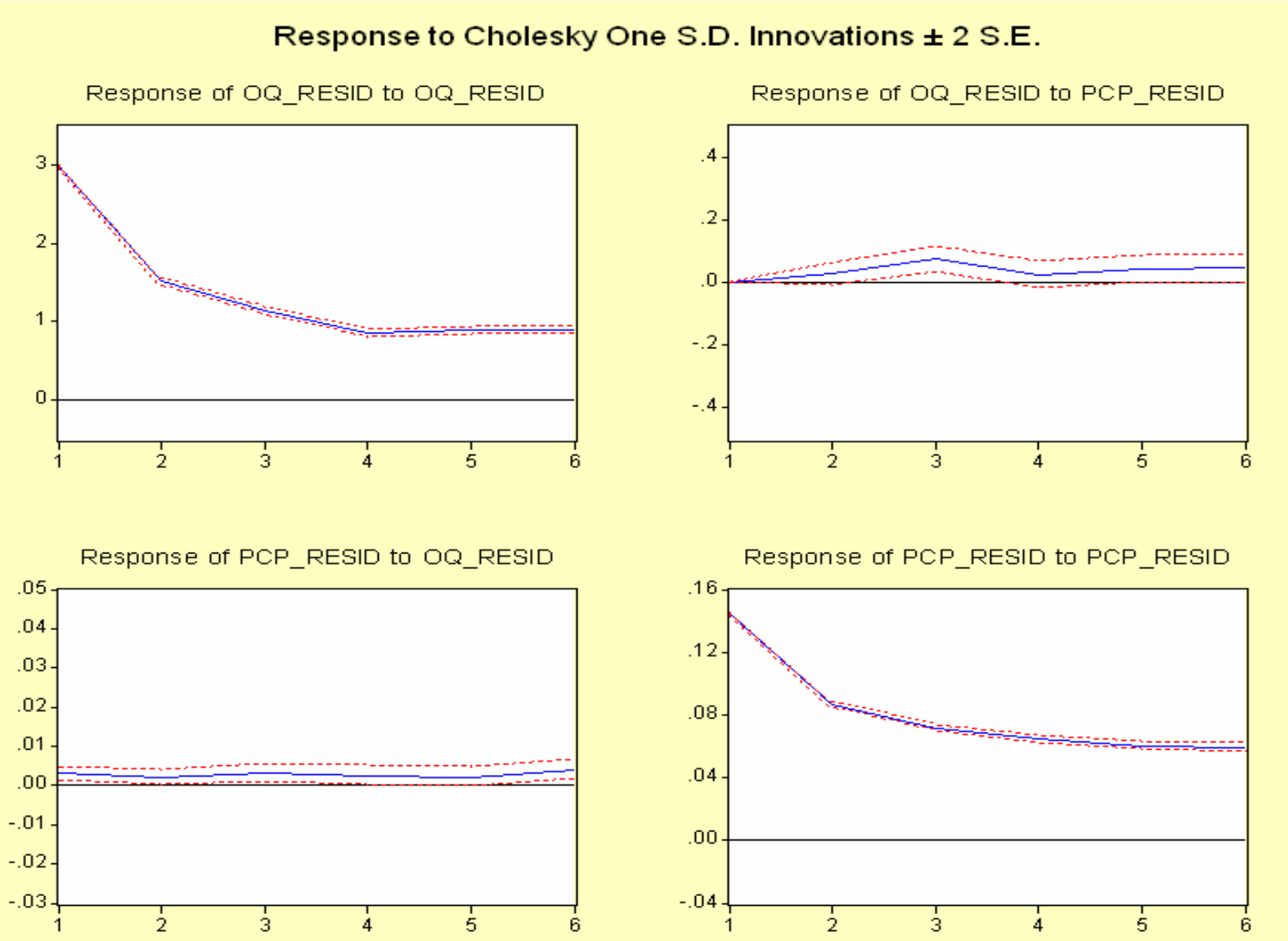

圖 14　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-選擇權買賣報價價差）

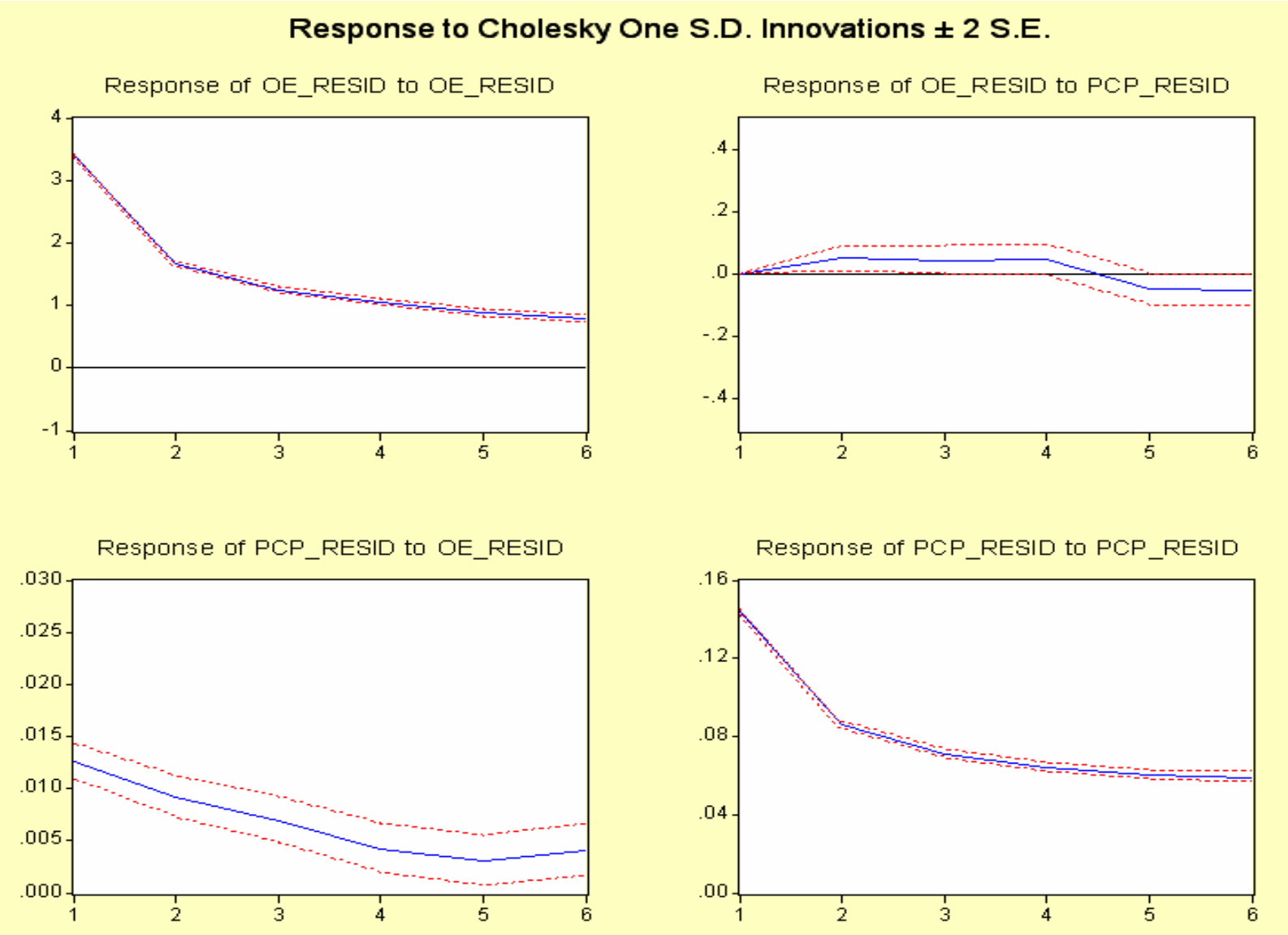

圖 15　衝擊反應函數（PCP 定價誤差-選擇權有效報價價差

表 2　定價誤差-各流動性指標之敘述性統計

Panel A

變數名稱	樣本數	最小值	最大值	平均數	標準差	標準誤
PCFP	26929	0	1.971	0.0808	0.1053	0.0006
PCP	26929	0	2.995	0.4701	0.4066	0.0025

註： 樣本時間為 91 年 01 月~94 年 06 月。PCFP 為由 put-call futures parity 算出之指數期貨理論價格與真實價格差異，且將此定價誤差取絕對值與百分比後得到，此即為 PCFP 定價誤差; PCP 為由 put-call parity 算出之指數現貨理論價格與真實價格差異，同樣地，對此定價誤差取絕對值與百分比，此即為 PCP 定價誤差。

Panel B

變數名稱	樣本數	最小值	最大值	平均數	標準差	標準誤
Qspread_fut	26929	1	20	1.68	1.14	0.007
Espread_fut	26929	0	26	1.64	1.40	0.008
Qspread_call	26929	0.5	100	4.37	7.84	0.047
Qspread_put	26929	0.5	100	5.15	9.41	0.057
Espread_call	26929	0	106	3.38	6.16	0.037
Espread_put	26929	0	167	3.97	8.32	0.050
Qspread_opt	26929	0.5	86	4.76	7.89	0.048
Espread_opt	26929	0	94	3.68	6.26	0.038
Depth_fut	26929	2	526	24.54	25.24	0.153
Depth _call	26929	2	1049	55.68	75.92	0.462
Depth _put	26929	2	1458	43.09	59.24	0.361
Depth _opt	26929	2	759	49.39	58.04	0.353

註：樣本時間為 91 年 01 月~94 年 06 月。Qspread_fut 為期貨報價價差，Espread_fut 為期貨有效價差，Qspread_call 為買權報價價差，Qspread_put 為賣權報價價差，Espread_call 為買權有效價差 ，Espread_put 賣權有效價差，Qspread_opt 為選擇權平均報價價差，Espread_opt 為選擇權平均有效價差，Depth_fut 為期貨市場深度，Depth _call 為買權市場深度，Depth _put 賣權市場深度，Depth _opt 為選擇權平均市場深度。

表 3　定價誤差-各流動性指標定態序列單根檢定

Dickey-Fuller Unit Root Test		
序列名稱	**虛擬變數調整前**	**虛擬變數調整後**
PCPF	-22.09***	-58.05***
PCP	-13.77***	-26.85***
Qspread_fut	-28.22***	-91.64***
Espread_fut	-28.09***	-98.96***
Qspread_opt	-11.32***	-27.74***
Espread_opt	-11.30***	-40.05***

註：虛擬變數調整表示原始變數序列，序列名稱依序為 PCFP 定價誤差、PCP 定價誤差、期貨報價價差、期貨有效價差、選擇權平均報價價差、選擇權平均有效價差；虛擬變數調整後表示經過虛擬變數調整後之序列。表中數字為 t 檢定值，*代表 10%的顯著水準、**代表 5%的顯著水準、***代表 1%的顯著水準。（Critical values:1%= -3.434，5%= -2.862）

表 4　定價誤差-各流動性指標流動性相關係數檢測

Pearson Correlation Coefficients		
	PCFP	**PCP**
Qspread_fut	0.2622*** (<.0001)	0.0846** (<.0001)
Espread_fut	0.2109*** (<.0001)	0.0609*** (<.0001)
Qspread_opt	0.5539*** (<.0001)	0.1808*** (<.0001)
Espread_opt	0.6373*** (<.0001)	0.1824*** (<.0001)

註：定價誤差序列包括 PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差，而流動性序列包括期貨報價價差、期貨有效價差、選擇權平均報價價差、選擇權平均有效價差，此為兩原始變數序列彼此間之相關性。表中數字表示相關係數值，括號中數字表示 p-value，*代表 10%的顯著水準、**代表 5%的顯著水準、***代表 1%的顯著水準。

表 5　定價誤差-流動性迴歸係數檢測（同期）

Panel A

應變數： PCFP				
自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
Qspread_fut	0.0242	44.60	<.0001	0.0687
Espread_fut	0.0159	35.43	<.0001	0.0445
Qspread_opt	0.0075	110.69	<.0001	0.3128
Espread_opt	0.0107	135.62	<.0001	0.4062

註： PCFP 定價誤差與流動性兩原始變數序列之迴歸分析，自變數與應變數皆分析時點皆為同期，因此無論是以 PCFP 定價誤差為自變數，或是以各流動性指標為自變數，迴歸結果唯獨自變數前係數不同，其他統計量皆相同，故在此僅列出以流動性指標為自變數的迴歸結果。

Panel B

應變數：PCP				
自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
Qspread_fut	0.0305	13.93	<.0001	0.0071
Espread_fut	0.0179	10.03	<.0001	0.0037
Qspread_opt	0.0095	30.11	<.0001	0.0326
Espread_opt	0.0120	30.38	<.0001	0.0332

註： PCP 定價誤差與流動性兩原始變數序列之迴歸分析，自變數與應變數皆分析時點皆為同期，因此無論是以 PCP 定價誤差為自變數，或是以各流動性指標為自變數，迴歸結果唯獨自變數前係數不同，其他統計量則相同，故在此僅列出以流動性指標為自變數的迴歸結果。

表 6　PCFP 定價誤差和 PCP 定價誤差調整

	PCFP			PCP		
變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**係數**	**t 統計量**	**P 值**
Intercept	0.0163	6.23	<.0001	0.1557	16.36	<.0001
dd	-0.0547	-8.17	<.0001	-0.1184	-4.84	<.0001
d1	0.0867	29.99	<.0001	0.2392	22.67	<.0001
d2	0.0772	25.21	<.0001	0.0690	6.17	<.0001
d3	0.0400	13.91	<.0001	0.2154	20.52	<.0001
d4	0.0227	7.94	<.0001	0.1923	18.41	<.0001
d5	0.0380	13.02	<.0001	0.3324	31.23	<.0001
d6	0.0384	12.78	<.0001	0.3597	32.74	<.0001
d7	0.0595	18.97	<.0001	0.6637	57.9	<.0001
d8	0.0293	9.56	<.0001	0.5295	47.34	<.0001
d9	0.0168	5.59	<.0001	0.1073	9.79	<.0001
d10	0.0302	9.92	<.0001	0.1954	17.58	<.0001
d11	0.0308	10.26	<.0001	0.0982	8.95	<.0001
dmon	0.0008	0.48	0.6328	0.0072	1.19	0.2356
dfri	-0.0151	-8.93	<.0001	0.0199	3.23	0.0012
d319	0.0739	9.77	<.0001	0.1295	4.69	<.0001
time	0.0015	17.58	<.0001	0.0041	13.50	<.0001
Adjusted R^2		0.069			0.1899	

註：dd、d1~ d11、dMon、dFri、t 皆為虛擬變數。dd 代表特殊日(包括樣本期間每年封關日前一交易日、股價升降單位調整實行日)，d1 ~d11 表示 1~11 月份，dMon 表示星期一，dFri 表示星期五，d319 槍擊案發生日和其後一週交易日、time 為契約到期日天數。

表 7　期貨市場兩流動性指標調整

	Qspread_fut			Espread_fut		
變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**係數**	**t 統計量**	**P 值**
Intercept	1.3588	46.72	<.0001	1.3320	37.3	<.0001
dd	-0.1675	-2.24	0.0251	-0.1512	-1.65	0.0996
d1	0.4879	15.12	<.0001	0.4844	12.23	<.0001
d2	0.3391	9.91	<.0001	0.3472	8.27	<.0001
d3	0.2709	8.44	<.0001	0.2398	6.08	<.0001
d4	0.2418	7.57	<.0001	0.2685	6.85	<.0001
d5	0.3938	12.10	<.0001	0.4219	10.56	<.0001
d6	0.3588	10.69	<.0001	0.3626	8.79	<.0001
d7	0.4313	12.31	<.0001	0.4825	11.22	<.0001
d8	0.2966	8.68	<.0001	0.3215	7.66	<.0001
d9	0.1787	5.33	<.0001	0.2343	5.70	<.0001
d10	0.1561	4.59	<.0001	0.2410	5.78	<.0001
d11	0.1763	5.25	<.0001	0.2361	5.73	<.0001
dmon	0.0748	4.04	<.0001	0.0831	3.65	0.0003
dfri	-0.0243	-1.29	0.1985	-0.0310	-1.34	0.1809
d319	0.0903	1.07	0.2853	0.7028	6.77	<.0001
time	0.0023	2.50	0.0125	0.0000	0.00	0.9961
Adjusted R^2		0.0139			0.0102	

註：dd、d1~ d11、dMon、dFri、t 皆為虛擬變數。dd 代表特殊日(包括樣本期間每年封關日前一交易日、股價升降單位調整實行日)，d1 ~d11 表示 1~11 月份，dMon 表示星期一，dFri 表示星期五，d319 槍擊案發生日和其後一週交易日、time 為契約到期日天數。

表 8　選擇權市場兩流動性指標調整

	Qspread_opt			Espread_opt		
變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**係數**	**t 統計量**	**P 值**
Intercept	0.2452	1.27	0.2048	0.2930	1.89	0.0582
dd	-1.5936	-3.21	0.0014	-1.4315	-3.6	0.0003
d1	8.3800	39.07	<.0001	6.3801	37.19	<.0001
d2	6.2734	27.58	<.0001	3.9912	21.94	<.0001
d3	3.8510	18.05	<.0001	2.9966	17.56	<.0001
d4	2.0491	9.65	<.0001	1.7048	10.04	<.0001
d5	3.9927	18.46	<.0001	2.9356	16.97	<.0001
d6	3.0605	13.71	<.0001	2.3400	13.1	<.0001
d7	3.7435	16.07	<.0001	2.7850	14.95	<.0001
d8	2.9901	13.16	<.0001	2.2918	12.61	<.0001
d9	1.9758	8.87	<.0001	1.4372	8.07	<.0001
d10	1.4510	6.42	<.0001	1.1744	6.5	<.0001
d11	1.3322	5.97	<.0001	0.9407	5.27	<.0001
dmon	0.4777	3.88	0.0001	0.3299	3.35	0.0008
dfri	-0.8177	-6.52	<.0001	-0.6387	-6.36	<.0001
d319	-2.2670	-4.04	<.0001	-1.3627	-3.03	0.0024
t	0.0756	12.29	<.0001	0.0582	11.83	<.0001
Adjusted R^2		0.0866			0.0734	

註：dd、d1~ d11、dMon、dFri、t 皆為虛擬變數。dd 代表特殊日(包括樣本期間每年封關日前一交易日、股價升降單位調整實行日)，d1 ~d11 表示 1~11 月份，dMon 表示星期一，dFri 表示星期五，d319 槍擊案發生日和其後一週交易日、time 為契約到期日天數。

表 9　調整後定價誤差-調整後流動性相關係數檢測

Pearson Correlation Coefficients		
	PCFP_resid	**PCP_resid**
FQ_resid	0.2481*** (<.0001)	0.0585*** (<.0001)
FE_resid	0.1990*** (<.0001)	0.0373*** (<.0001)
OQ_ resid	0.5330*** (<.0001)	0.1733*** (<.0001)
OE_ resid	0.6193*** (<.0001)	0.1712*** (<.0001)

註：PCFP_resid 為調整後 PCFP 定價誤差、PCP_resid 為調整後 PCP 定價誤差，FQ_ resid 為調整後期貨報價價差、FE_resid 為調整後期貨有效價差、OQ_ resid 為調整後選擇權平均報價價差、OE_ resid 為調整後選擇權平均有效價差。數字表示相關係數值，括號中數字表示 p-value，*代表 10 %的顯著水準、**代表 5 %的顯著水準、***代表 1 %的顯著水準。

表 10　調整後定價誤差-調整後流動性迴歸係數檢測（同期）

Panel A	**應變數 ： PCFP_resid**			
自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
FQ_ resid	0.0222	42.02	<.0001	0.0615
FE_resid	0.0145	33.31	<.0001	0.0395
OQ_ resid	0.0072	103.36	<.0001	0.2840
OE_ resid	0.0104	129.44	<.0001	0.3836

Panel B	**應變數 ：PCP_resid**			
自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
FQ_ resid	0.0191	9.61	<.0001	0.0034
FE_resid	0.0099	6.12	<.0001	0.0014
OQ_ resid	0.0085	28.87	<.0001	0.0300
OE_ resid	0.0105	28.51	<.0001	0.0293

註： 以調整後流動性指標為自變數和以調整後定價誤差為自變數的迴歸結果相同。

表 11　調整後 PCFP 定價誤差-調整後流動性迴歸係數檢測（落後期）

Panel A

應變數： PCFP_resid				
自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
FQ_resid(-1)	0.0179	33.51	<.0001	0.0400
FE_resid(-1)	0.0097	22.13	<.0001	0.0178
OQ_resid(-1)	0.0071	101.50	<.0000	0.2767
OE_resid(-1)	0.0091	106.20	<.0001	0.2952

註： 由表(9)～表(11)可得到 PCFP 調整後定價誤差與調整後流動性序列。自變數 FQ_resid(-1) 表示調整後前一期期貨報價價差、FE_resid(-1)表示調整後前一期期貨有效價差、OQ_resid(-1) 表示調整後前一期選擇權之平均報價價差、OE_resid(-1) 表示調整後前一期選擇權之平均有效價差。

Panel B

自變數： PCFP_resi(-1)				
應變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
FQ_resid	2.2268	33.40	<.0001	0.0397
FE_resid	1.8829	22.75	<.0001	0.0188
OQ_resid	38.6270	100.07	<.0000	0.2711
OE_resid	32.2914	106.50	<.0001	0.2963

註：由表(9)～表(11)可得到 PCFP 調整後定價誤差與調整後流動性序列。PCFP_resi(-1)表示調整後前一期之 PCFP 定價誤差，由於自變數與應變數觀察時點不同迴歸結果所含意義不同，故另外改以各調整後流動性指標為應變數，PCFP_resi(-1)為自變數。

表 12 調整後定價誤差-調整後流動性 VAR 模型檢測

Panel A

Pearson Correlation Coefficients		
	$PCFP_{var,resid}$	$PCP_{var,resid}$
$FQ_{var,resid}$	0.1348	0.0003
$FE_{var,resid}$	0.1336	0.0001
$OQ_{var,resid}$	0.1059	0.0176
$OE_{var,resid}$	0.3448	0.0735

註： $PCFP_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後 PCFP 定價誤差、$PCP_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後 PCP 定價誤差、$FQ_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後期貨報價價差、$FE_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後期貨有效價差、$OQ_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後之選擇權平均報價價差、$OE_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後選擇權平均有效價差。數字表示相關係數值。

Panel B

Granger 因果關係檢定(調整後定價誤差與調整後各流動性指標)

虛無假設:行變數不會列變數之因						
	$PCFP_{var,resid}$	$PCP_{var,resid}$	$FQ_{var,resid}$	$FE_{var,resid}$	$OQ_{var,resid}$	$OE_{var,resid}$
$PCFP_{var,resid}$	–	–	74.65*** (<.0001)	44.57*** (<.0001)	15.70*** (<.0001)	19.05*** (<.0001)
$PCP_{var,resid}$	–	–	7.41*** (<.0001)	5.42*** (<.0001)	4.01*** (0.0001)	6.184*** (<.0001)
$FQ_{var,resid}$	41.46*** (<.0001)	3.34*** (0.0029)	–	–	–	–
$FE_{var,resid}$	18.74*** (<.0001)	2.29** (0.0318)	–	–	–	–
$OQ_{var,resid}$	171.65*** (<.0001)	1.80 (0.1180)	–	–	–	–
$OE_{var,resid}$	156.13*** (<.0001)	4.63** (<.0001)	–	–	–	–

註: 表中數字表示 t 檢定值，括號中數字表示 p-value，*代表 10%的顯著水準、**代表 5%的顯著水準、***代表 1%的顯著水準。

附錄 1　樣本期間內定價誤差歷年之敘述性統計

年份	變數名稱	樣本數	最小值	最大值	平均數	標準差
2002	PCFP	7172	0	1.97	0.15	0.161
	PCP	7172	0	2.99	0.59	0.454
2003	PCFP	8891	0	0.68	0.06	0.058
	PCP	8891	0	1.94	0.42	0.311
2004	PCFP	7272	0	0.81	0.06	0.061
	PCP	7272	0	2.85	0.42	0.434
2005	PCFP	3594	0	0.13	0.02	0.024
	PCP	3594	0	2.13	0.41	0.399

註：由表(2) Panel A 以年度劃分區隔來分析，以期能觀察定價誤差歷年趨勢變化。

附錄 2　樣本期間內各流動性指標歷年之敘述性統計

變數名稱	最小值				最大值				平均數			
年份	02	03	04	05	02	03	04	05	02	03	04	05
Qspread_fut	1	1	1	1	**20**	19	20	6	2.24	1.55	1.51	1.23
Espread_fut	0	0	0	0	**26**	19	26	18	2.06	1.51	1.61	1.19
Qspread_call	0.5	0.5	0.5	0.5	**100**	29	23	6	12.13	1.84	1.48	1.00
Qspread_put	1	0.5	0.5	0.5	**100**	30	34	8	14.35	2.12	1.80	1.06
Espread_call	0	0	0	0	**106**	25	29	6	8.78	1.61	1.40	0.96
Espread_put	0	0	0	0	**167**	38	52	5	10.50	1.82	1.65	0.99
Qspread_opt	1	0.75	0.5	0.5	**86**	20	19	6	13.24	1.98	1.64	1.03
Espread_opt	0	0	0	0	**94**	24	27	4.5	9.64	1.72	1.52	0.97
Depth_fut	2	2	2	2	177	526	286	524	13.10	27.06	27.58	34.99
Depth _call	2	2	2	2	235	504	954	1049	15.48	38.58	61.24	167.00
Depth _put	2	2	2	2	199	1458	903	683	16.30	32.13	43.17	123.53
Depth _opt	2	2	2	8.5	153	759	496.5	566	15.89	35.35	52.20	145.27

註：　由表(2) Panel B 以年度劃分區隔來分析，以期能觀察市場流動性歷年趨勢變化。

附錄 3　調整後 PCP 定價誤差-調整後流動性迴歸係數檢測（落後期）

Panel A

應變數 ： PCP_resid				
自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
FQ_resid(-1)	0.0196	9.87	<.0001	0.0036
FE_resid(-1)	0.0102	6.30	<.0001	0.0014
OQ_resid(-1)	0.0084	28.36	<.0001	0.0290
OE_resid(-1)	0.0100	27.16	<.0001	0.0266

註： 由表(6)～表(8)可得到 PCP 調整後定價誤差與調整後流動性序列。自變數 FQ_resid(-1)表調整後前一期期貨報價價差、FE_resid(-1)表調整後前一期期貨有效價差、OQ_resid(-1)表調整後前一期選擇權之平均報價價差、OE_resid(-1)表調整後前一期選擇權之平均有效價差。

Panel B

自變數 ： PCP_resi(-1)				
應變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
FQ_resid	0.1815	9.76	<.0001	0.0035
FE_resid	0.1594	6.98	<.0001	0.0018
OQ_resid	3.5204	28.88	<.0001	0.0300
OE_resid	2.6444	27.08	<.0001	0.0265

註： 由表(6)～表(8)得到 PCP 調整後定價誤差與調整後流動性序列。PCP_resid(-1)表示調整後前一期之 PCFP 定價誤差，由於自變數與應變數觀察時點不同迴歸結果所含意義不同，故另外改以 PCP_resi(-1)為自變數，各調整後流動性指標為應變數。

附錄 4　調整後定價誤差-兩市場調整後流動性迴歸係數檢測

Panel A

應變數： PCFP_resid					
	自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
I.	**FQ_resid2**	0.0087	18.07	<.0001	0.2926
	OQ_resid	0.0072	103.98	<.0001	
II.	**FE_resid2**	0.0071	20.12	<.0001	0.3927
	OE_resid	0.0104	130.41	<.0001	

註: I 組為以報價價差為流動性指標，II 組為以有效價差為流動性指標。兩組中之自變數包括了兩個市場流動性。在 I 組中，首先為 FQ_resid 為應變數，OQ_resid 為自變數之 OLS 分析，回歸結果之殘差項即為 FQ_resid2，再共同納入 OQ_resid 與 FQ_resid2 作為自變數，PCFP_resid 為應變數進行第二次回歸分析，此步驟即為 2SLS。II 組做法亦相同。

Panel B

應變數： PCP_resid					
	自變數名稱	**係數**	**t 統計量**	**P 值**	**R-squared**
I.	**FQ_resid2**	0.0023	1.14	0.2549	0.0300
	OQ_resid	0.0085	28.87	<.0001	
II.	**FE_resid2**	0.0023	1.41	0.1588	0.0293
	OE_resid	0.0105	28.51	<.0001	

註: Panel B 將應變數改為 PCP_resid，其餘皆與 Panel A 做法相同。在 Panel A 的四組迴歸中，進行第一階段 OLS 迴歸時，以第一組為例，無論是以 FQ_resid 為應變數，或是以 OQ_resid 為應變數，最後顯示解釋能力相同。

附錄 5　定價誤差-市場深度相關係數檢測

Pearson Correlation Coefficients		
	PCFP	**PCP**
Depth_fut	-0.1105*** (<.0001)	-0.0654*** (<.0001)
Depth_opt	-0.2141*** (<.0001)	-0.1141*** (<.0001)

註：Depth_fut 期貨市場深度、Depth_opt 選擇權平均市場深度。數字表示相關係數值，括號中數字表示 p-value，*代表 10%的顯著水準、**代表 5%的顯著水準、***代表 1%的顯著水準。

附錄 6　調整後定價誤差-調整後市場深度相關係數檢測

Pearson Correlation Coefficients		
	PCFP_resid	**PCP_resid**
FD_resid	-0.1043*** (<.0001)	-0.0585*** (<.0001)
OD_resid	-0.2066*** (<.0001)	-0.0708*** (<.0001)

註：PCFP_resid 為調整後 PCFP 定價誤差、PCP_resid 為調整後 PCP 定價誤差，FD_resid 為調整後期貨市場深度、OD_resid 為調整後選擇權市場深度。數字表示相關係數值，括號中數字表示 p-value，*代表 10%的顯著水準、**代表 5%的顯著水準、***代表 1%的顯著水準。

附錄 7　調整後 PCFP 定價誤差-調整後市場深度迴歸係數檢測

Panel A	應變數: PCFP_resid		
自變數名稱	係數	t 統計量	R-squared
FD_resid	-0.0004	-17.21	0.0108
OD_resid	-0.0004	-34.64	0.0426

Panel B	自變數: PCFP_resid(-1)		
應變數名稱	係數	t 統計量	R-squared
FD_resid	-30.0210	-20.0622	0.0147
OD_resid	-116.3274	-35.2639	0.0441

Panel C	應變數: PCFP_resid		
自變數名稱	係數	t 統計量	R-squared
FD_resid(-1)	-0.0005	-19.0861	0.0133
OD_resid(-1)	-0.0004	-35.6687	0.0451

註：自變數 FD_resid(-1) 表示調整後前一期期貨市場深度、OD_resid(-1)表示調整後前一期選擇權市場深度。

附錄 8　調整後 PCP 定價誤差-調整後市場深度迴歸係數檢測

Panel A	應變數: PCP_resid		
自變數名稱	係數	t 統計量	R-squared
FD_resid	-0.0009	-9.61	0.0034
OD_resid	-0.0005	-11.65	0.0050

Panel B	自變數: PCP_resid(-1)		
應變數名稱	係數	t 統計量	R-squared
FD_resid	-4.2686	-10.3635	0.0039
OD_resid	-10.8543	-11.7811	0.0051

Panel C	應變數: PCP_resid		
自變數名稱	係數	t 統計量	R-squared
FD_resid(-1)	-0.0009	-10.2931	0.0039
OD_resid(-1)	-0.0005	-11.6726	0.0050

附錄 9　Grange 因果關係檢定

(調整後定價誤差與調整後市場深度)

虛無假設:行變數不會列變數之因				
	$PCFP_{var,resid}$	**$PCP_{var,resid}$**	**$FD_{var,resid}$**	**$OD_{var,resid}$**
$PCFP_{var,resid}$	–	–	32.03*** (<.0001)	10.03*** (<.0001)
$PCP_{var,resid}$	–	–	6.21*** (<.0001)	0.89 (0.4974)
$FD_{var,resid}$	15.56*** (<.0001)	2.24* (0.0368)	–	–
$OD_{var,resid}$	24.01*** (<.0001)	0.89 (0.5000)	–	–

註:　$FD_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後期貨市場深度、$OD_{var,resid}$ 為經 VAR 調整後選擇權市場深度。表中數字表示 t 檢定值，括號中數字表示 p-value，*代表 10%的顯著水準、**代表 5%的顯著水準、***代表 1%的顯著水準。