

國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

期貨市場流動性:公開喊價與電子化迷你型指數
期貨之比較

**Liquidity in the Futures Markets: An Empirical Comparison
between Regular and E-mini Index Futures**

研究生:楊永慶撰

指導教授:鍾惠民博士

中華民國九十三年六月

期貨市場流動性:公開喊價與電子化迷你型指數期貨之比較

研究生：楊永慶

指導教授：鍾惠民 博士

國立交通大學財務金融研究所

摘要

本文研究目的主要在探討芝加哥商業交易所(CME)公開喊價交易之正規型(Regular)指數期貨契約與電子化交易之迷你型(E-mini)指數期貨契約市場流動性。研究主題可分為三部分：第一部分針對五種買賣價差估計量進行衡量比較。第二部分利用買賣價差與市場深度模型來進行公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型契約市場流動性之探討，其中買賣價差之比較採用由買賣價差、交易量與價格波動性所組成之聯立方程式加以討論。第三部分檢驗電子化交易之迷你型契約加入市場後，是否對於公開喊價交易之正規型契約市場流動性產生顯著之衝擊。實證結果概要說明如下：

一. 買賣價差估計量之衡量：在五種買賣價差估計量中，TW 估計量(Thompson and Waller(1988)與報價買賣價差的相關性很高，此外，透過預測涵蓋技巧(forecast encompassing techniques)，檢查此五種估計量資訊含量的差異，檢定結果亦顯示，相對於TW 估計量，並沒有證據顯示其他估計量能夠提供更多有關報價買賣價的有效資訊，顯示TW 估計量為一穩健且相對較佳的交易成本估計量。

二. 正規型與迷你型指數期貨契約流動性之比較：不論由買賣價差或市場深度比較正規型契約與迷你型契約市場流動性，皆顯示電子化交易之迷你型契約較具市場流動性，顯示電子化交易在處理價單上執行效率的優勢，而其限價單委託簿的設計提供較佳的價量資訊透明度與連續競價的特性，亦有助於流動性成本的降低。

三. 迷你型契約對正規型契約流動性之影響：在電子化交易之迷你型契約加入後，不論是買賣價差或市場深度衡量皆顯示公開喊價交易之正規型契約市場流動性有惡化的現象。一方面可能是因為迷你型契約加入競爭所引起的，另一方面亦可能是因為正規型契約規格在迷你型契約加入市場後調高其最小價格變動單位所造成。

Liquidity in the Futures Markets: An Empirical Comparison between Regular and E-mini Index Futures

Name of Student: Yung-Ching Yang

Advisor: Humin Chung

Institution of Finance
National Chiao-Tung University

Abstract

This study investigates the market liquidity between open outcry-based regular index futures contracts and electronic trading-based E-mini index futures contracts on the Chicago Mercantile Exchange (CME). There are three research subjects in the thesis. First, we apply five competing spread estimators to transactions data and compare resulting estimates to quoted spreads. Secondly, bid-ask spread and market depth are used to discuss the difference of market liquidity between open outcry-based regular index futures contracts and electronic trading-based E-mini index futures contracts. Thirdly, we investigate the potential effects on the liquidity of the open outcry-based regular contracts after the introduction of electronic trading-based E-mini contracts. The findings suggest that electronic trading-based E-mini contracts exhibit better liquidity than open outcry-based regular contracts base on either bid-ask spread or market depth. This implies that the efficiency of order processing for electronic trading system and the transparency of the limit order book with respect to prices and volumes encourage liquidity costs to decrease. Furthermore, liquidity quality of the open outcry-based regular contracts degenerates after introducing the E-mini contracts into market. This result may be caused by the participation of E-mini contracts. At the same time, the adjusting of minimum tick sizes for regular contracts may also lead to this result.

誌謝

研究所兩年的研究生涯，過程中充滿了許多的回憶，有歡笑、有失落，當然免不了學習過程中的壓力與苦澀，但更多的卻是知識經驗獲得後的欣慰，這一切的一切皆促使我成長許多，相信研究所兩年的生活亦是往後人生中一個寶貴的經驗與甜蜜的回憶。

此篇論文的完成，首先要感謝我的指導教授—鍾惠民老師，不論是課業或論文上的問題，鍾惠民老師都不吝給予許多的協助與教誨，使我在學習與研究上獲得很多的啟發。此外，我也要感謝許和鈞老師、周冠男老師與謝文良老師在口試過程中所給予的建議與指教，使此論文能更趨於盡善盡美。

在這兩年一路走來，也感謝同學們的一路陪伴，不論是課業或是玩樂，因為有你們，遇到困難總是能一一克服，也因為有你們，使我的研究所生涯更加地多姿多采，謝謝你們。

最後，我要感謝我的家人，你們總是默默地在背後支持我、關心我，讓我有堅強的後盾作為依靠，使我總是能無後顧之憂地專心於課業，真的非常謝謝你們，我愛你們。



楊永慶 謹誌於

國立交通大學財務金融研究所

中華民國九十三年六月二十日

目 錄

頁次

第一章 緒 論	1
第二章 正規型與迷你型契約之差異.....	4
第三章 市場流動性理論介紹與文獻回顧.....	6
第一節 買賣價差.....	6
第二節 市場深度.....	8
第三節 交易量、買賣價差與價格波動性的關係.....	9
第四章 買賣價差估計量之衡量.....	12
第一節 買賣價差估計量.....	12
第二節 資料與研究方法.....	17
第三節 實証結果.....	18
第五章 正規型與迷你型指數期貨契約流動性之衡量與比較.....	20
第一節 市場深度.....	20
第二節 交易量、買賣價差與價格波動性.....	22
第三節 研究資料.....	26
第四節 實証結果.....	27
第六章 迷你型契約對正規型契約流動性之影響.....	32
第一節 聯立方程式模型之調整.....	33
第二節 研究資料.....	33
第三節 實証結果.....	34
第七章 結論.....	39
參考文獻	42
附錄 一 兩階段 Hausman 認定檢定	63
附錄 二 二階段最小平方法(2SLS).....	65

表目錄

頁次

[表 1]	S&P 500 與 E-mini S&P 500 指數期貨契約規格	44
[表 2]	Nasdaq 100 與 E-mini Nasdaq 100 指數期貨契約規格	44
[表 3]	買賣價差估計量之衡量—以 SPDR 為研究樣本.....	45
[表 4]	每日平均報價買賣價差與每日平均買賣價差估計值之相關係數矩陣.....	46
[表 5]	預測涵蓋檢定(forecast encompassing tests)之 P-value	47
[表 6]	S&P 500 指數期貨與 Nasdaq-100 指數期貨敘述統計資料—2003 年 5 月至 2004 年 2 月	48
[表 7]	市場深度模型—SP 契約與 ES 契約 (2003 年 5 月至 2004 年 2 月).....	49
[表 8]	市場深度模型—ND 契約與 NQ 契約 (2003 年 5 月至 2004 年 2 月)	50
[表 9]	Hausman 認定檢定—交易量方程式.....	51
[表 10]	Hausman 認定檢定—買賣價差方程式	51
[表 11]	Hausman 認定檢定—價格波動性方程式	52
[表 12]	聯立方程式實証結果(SP-ES 契約)—2003 年 5 月至 2004 年 2 月.....	52
[表 13]	聯立方程式實証結果(ND-NQ 契約)—2003 年 5 月至 2004 年 2 月	53
[表 14]	S&P 500 指數期貨與 Nasdaq-100 指數期貨敘述統計資料— 1996 年 9 月至 2000 年 12 月	53
[表 15]	市場深度模型—SP 契約與 ES 契約 (1996 年 9 月至 1999 年 3 月)	54
[表 16]	市場深度模型—ND 契約與 NQ 契約 (1998 年 6 月至 2000 年 12 月)	55
[表 17]	Hausman 認定檢定—交易量方程式	56
[表 18]	Hausman 認定檢定—買賣價差方程式	56
[表 19]	Hausman 認定檢定—價格波動性方程式	57
[表 20]	聯立方程式實証結果(SP 契約)—1996 年 9 月至 1999 年 3 月.....	57
[表 21]	聯立方程式實証結果(ND 契約)—1998 年 6 月至 2000 年 12 月.....	58

圖目錄

頁次

[圖 1] SP 契約與 ES 契約月交易量—2002 年 1 月至 2004 年 2 月.....	59
[圖 2] ND 契約與 NQ 契約月交易量—2002 年 1 月至 2004 年 2 月	59
[圖 3] SP 契約與 ES 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—2003 年 5 月至 2004 年 2 月	60
[圖 4] ND 契約與 NQ 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—2003 年 5 月至 2004 年 2 月	60
[圖 5] SP 契約月交易量—1996 年 6 月至 1999 年 12 月	61
[圖 6] ND 契約月交易量—1998 年 6 月至 2001 年 9 月	61
[圖 7] SP 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—1996 年 9 月至 1999 年 3 月.....	62
[圖 8] ND 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—1998 年 6 月至 2000 年 12 月.....	62



第一章 緒論

近幾年來，資訊科技的大幅躍進，網路世界的無遠弗界，全球金融市場彼此之間存在之藩籬逐漸地模糊。對於期貨市場而言，最直接地衝擊，便是面對來自全球市場的激烈競爭與侵蝕，因此，世界各地的主要期貨交易所彼此競相地在交易商品上不斷地推陳出新，交易系統亦持續地變革改善，以維持其市場的競爭力。

電子化自動撮合系統(automated trading system)的採用與迷你型商品的推出為期貨交易市場近年來主要的趨勢與革新。歐洲、亞洲新興市場等地之期貨交易所大多已完全採用電子自動化交易系統進行交易，包括歐洲期貨交易所(EUREX)¹、新泛歐交易所(Euronext)²、韓國證券交易所(KSE)與東京證券交易所(TSE)等；另外，部分交易所則採用傳統公開喊價(open outcry)與電子自動化交易並存(side-by-side trading)，包括芝加哥商業交易所(CME)、芝加哥期貨交易所(CBOT)與新加坡交易所(SGX)等。公開喊價交易與電子自動化交易究竟孰優孰劣，此問題對於想要從公開喊價交易轉換為電子化交易，亦或兩交易模式並存的交易所而言格外重要。Frino, McNish and Toner (1998)、Pirrong (1994)與Ulibarri and Schatzberg (2003)研究發現電子化交易具有較小的買賣價差，亦即電子化交易比公開喊價交易具有市場流動性。Tse and Zobotina(2001)則認為電子化交易雖然具有較小的買賣價差，但公開喊價交易卻具有較小的價格誤差變異數。然而Kappi and Siivonen(2000)研究認為公開喊價交易會有較小的買賣價差，但電子化交易市場則是較具市場深度。Kofman and Moser (1997)研究結果則顯示公開喊價交易與電子自動化交易在市場流動性並沒有顯著差異。由此可知，公開喊價交易與電子自動化交易的良莠，一直以來還是存在爭議，並沒有一致定論。

芝加哥商業交易所(Chicago Mercantile Exchange, 以下簡稱CME)目前採取公開喊價交易與電子化交易雙軌並存的制度，存在同時段進行交易的公開喊價交易之正規型

¹ 歐洲期貨交易所(EUREX)的前身為德國期貨交易所(DTB)與瑞士選擇權暨金融期貨交易所(SOFFEX)，由德國交易所集團(DBAG)與瑞士交易所(SWX)於一九九八年建立策略聯盟，共同投資所成立。

² 新泛歐交易所(Euronext)由法國巴黎交易所(Paris Bourse, SBF)、荷蘭阿姆斯特丹交易所(Amsterdam Exchanges)、比利時布魯塞爾交易所(Brussels Exchanges)、葡萄牙交易所(the Portuguese Exchange)與倫敦國際金融期貨暨選擇權交易所(LIFFE)合併整企而成。

(regular)商品與電子化交易之迷你型(E-mini)商品³，因此提供本研究一個獨特的機會來檢視公開喊價交易與電子化交易系統的優劣。

關於公開喊價與電子自動化交易的優劣可由多種角度來討論，因此亦可能得到不同之結論，市場流動性(liquidity)是較廣為接受的一種衡量標準，其中買賣價差⁴與市場深度為市場流動性主要的衡量指標，因此本研究的主要研究目的，即為利用買賣價差與市場深度指標，針對CME交易最為熱絡的四種指數期貨契約，包括公開喊價交易—正規型S&P 500指數期貨(簡稱SP)和正規型Nasdaq 100指數期貨(簡稱ND)，電子化交易—迷你型S&P 500指數期貨(簡稱ES)和迷你型Nasdaq 100指數期貨(簡稱NQ)，進行公開喊價交易與電子化交易系統市場流動性之探討與比較。

此外，電子化交易之迷你型商品對於公開喊價交易之正規型商品市場流動性的影響則是本文另一個研究主題。迷你型指數期貨與其正規型指數期貨雖然在契約規格與交易制度有所差異，然而卻有共同的標的指數，甚至可相互結清(liquidate)、沖銷(offsetting)部位，可謂為同類之競爭商品。其中，電子化交易之迷你型指數期貨商品為CME近年來交易量迅速成長的主要力量，迷你型S&P 500指數期貨契約更是目前全世界交易量最大的指數期貨商品；然而在同一期間，其公開喊價交易之正規型商品交易量卻沒有明顯的變動，甚至有萎縮的趨勢(請參考圖1與圖2)。因此，可以預期迷你型商品的投入市場，對於正規型商品的市場流動性會造成衝擊。

買賣價差為衡量市場流動性的重要指標，由於期貨市場買賣報價(bid-ask price)資料記錄不易，美國大部分的期貨交易所都沒有完整的買賣報價資料，因此必須利用交易價格資料估計買賣價差來衡量此流動性成本，然而買賣價差估計量在估計買賣價差時表現並不是太理想(ap Gwilym and Thomas (2001)和 Locke and Venkatesh (1997))。為了確保買

³ CME公開喊價交易時段稱為RTH(regular trading hour)，交易時間從芝加哥時間早上8:30至下午3:15。GLOBEX電子化交易時段則稱為ETH(electronic trading hour)，交易時間從芝加哥時間下午3:45至隔日下午3:15。

⁴ 關於買賣價差，在文獻上大致可分為三種：報價買賣價差、名目買賣價差與有效買賣價差。報價買賣價差(quoted spreads)：為正式的造市者(officially designated market makers)於市場中同時報出之買價報價(bid price)與賣價報價(ask price)的差額，稱為報價買賣價差。名目買賣價差(nominal spreads)：市場上的最佳買進價格(the best bidding)與最佳賣出價格(the best asking)之差額(最佳買進與賣出價格可能由不同的交易員所提供)，稱為名目買賣價差。有效買賣價差(effective spreads)：當市場參與者參與交易時，其財富平均流向流動性提供者的金額，亦即流動性提供者於市場中平均買進賣出所獲得之利潤，稱為有效買賣價差。

賣價差估計值的穩健性，加強市場流動性探討的可信度，本研究採用與 S&P 500 指數期貨契約有相同標的指數(S&P 500 指數)的交易所交易基金(ETF)—SPDR 為對照樣本契約，利用其具有完整買賣報價資料的特性，進行五種買賣價差估計量優劣的衡量，以選出較為適合的買賣價差估計量以作後續流動性之探討。

在過去的文獻中，公開喊價交易與電子化交易市場流動性的比較，大部分皆直接以買賣價差大小來衡量(例如 Kappi and Siivonen(2000)和 Ulibarri and Schatzberg (2003))；然而，McInish and Wood(1992)認為在比較兩交易市場流動性之差異時，若交易量與價格波動性在兩市場有很大的差異時，直接比較兩市場的平均買賣價差可能會造成兩市場相對流動性的誤解，因此在探討兩交易市場流動性的差異時亦必須考慮相關變數的影響。此外，雖然部分文獻在比較兩市場的流動性時有考慮相關變數的影響(例如 Frino, McInish and Toner (1998))，然而卻忽略了變數間可能存在的聯立(simultaneous)關係，如此將造成模型係數估計的偏誤。因此，為了比較(1)電子化交易之迷你型契約與公開喊價交易之正規型契約在買賣價差之差異。(2)迷你型契約加入前後，正規型契約買賣價差之差異。本文建構一交易量、買賣價差與價格波動性之聯立方程式模型，使本研究得以在控制其他影響買賣價差因素下，並且考慮變數間可能存在的聯立關係，進行市場間買賣價差差異之分析，並可就交易量、買賣價差與價格波動性三個變數之間的關係進行討論。

本文其他章節安排如下：第二章介紹公開喊價交易之正規型契約與電子化交易之迷你型契約的差異；第三章說明市場流動性之理論與相關文獻的探討；第四章針對買賣價差估計量進行衡量比較；第五章探討公開喊價交易之正規型契約與電子化交易之迷你型契約市場流動性之差異；第六章針對迷你型契約加入市場，對正規型契約流動性的影響進行分析；第七章則為本文之結論。

第二章 正規型與迷你型契約之差異

本研究之主要研究目的為比較公開喊價市場與電子化交易市場的市場流動性，針對 CME 的指數期貨商品，包括公開喊價交易商品—正規型 S&P 500 指數期貨與 Nasdaq 100 指數期貨，和電子化交易商品—迷你型 S&P 500 指數期貨與 Nasdaq 100 指數期貨，進行市場流動性之分析。表 1 與表 2 分別為此四個契約的契約規格介紹。

正規型與迷你型指數期貨契約，大致上可歸納出幾點差異，這些差異性也是造成正規型與迷你型契約市場流動性差異的可能因素，其中的差異性包括：

(1) 契約價金的差異

正規型指數期貨契約的契約價值(contract size)約為迷你型期貨契約的五分之一。一般而言，機構投資人與避險者由於成本之考量(包括經紀人佣金與交易費用皆以契約個數為單位)，因此偏好以正規型期貨契約進行避險操作(Kurov and Zabolina, 2003)。大部分個別投資人由於資本之限制，因而只能買賣迷你型指數期貨契約，而迷你型指數期貨契約契約規格設計之初即是為了吸引正規型期貨契約以外的市場參與者。所以契約大小的差異，即可能造成正規型與迷你型契約交易人型態的不同。

(2) 最小價格變動單位的差異

最小價格變動單位(minimum tick size)代表了最小可能的報價買賣價差，因此亦可能影響流動性成本之大小。就 S&P 500 指數期貨契約而言，以指數點數為衡量基礎，正規型契約(0.1 點)小於迷你型契約(0.25 點)，但若以金額為衡量基礎，正規型契約(美金 25 元)則大於迷你型契約(美金 12.5 元)。就 Nasdaq 100 指數期貨契約而言，以指數點數比較，則正規型與迷你型契約並沒有差異(0.5 點)，然而若以金額為比較基礎，則正規型契約(美金 50 元)會大於迷你型契約(美金 10 元)。

(3) 交易機制的差異

正規型指數期貨是以傳統公開喊價的方式進行交易 (RTH時段)⁵，所有的交易均在

⁵ 正規型契約於RTH時段採用公開喊價交易方式，而在非RTH時段的ETH時段，則透過GLOBEX電子化交易平台進行交易。其中，公開喊價交易時段稱為日常公開喊價時段(RTH)，其交易時間為 8:30AM至 3:15PM。GLOBEX交易時段則稱為電子交易時段(ETH)，其交易時間為 3:45PM至 3:15PM。

交易所交易池中進行，當委託單傳輸至交易池後，透過場內交易員利用喊價與手勢的方式公開競價撮合。迷你型指數期貨則是透過GLOBEX電子化交易平台進行交易，此交易平台為一電子自動交易系統，其中限價單委託簿（limit order book）的設計為公開喊價交易與電子化交易一個主要的差異，其交易運作的原則係採取絕對的價格、時間優先（price-time priority），此代表著市價委託有最優先的成交機會，而限價委託則依投資人的委託買賣價格排定成交優先順序，出價最高的買進委託及出價最低的賣出委託可優先成交，委託價格相同的限價委託則依其委託時間之先後排定其成交的先後順序。而對於那些未能達成交易的價單來說，若委託人不取消，價單在當日收盤之前仍然是具有效力的，只是未成交前會被先存放於限價單委託簿中，以等待稍候的成交機會。

(4) 交易成本的差異

市場參與者於進行交易時，可能面臨的交易成本在此分為兩類。第一類稱為顯性交易成本(explicit cost)，此部分交易成本為所有市場參與人所面臨(可能因交易身份而異)，顯性交易成本包括交易費、NFA(National Futures Association)費用、結算費用，經紀手續費用等，CME對於此些費用之收取會隨著投資人採用交易方式而異，其中透過GLOBEX交易系統交易所定訂收取的費用明顯高於公開喊價市場交易。第二類成本稱為隱性交易成本(implicit cost)，以此名稱稱呼主要是因為此成本於交易過程中並沒有實際的支付行為而無法明顯觀察，此部分成本即為市場交易人欲達成立即之交易所須支付給流動性提供者的成本，亦即買賣價差(bid-ask spread)或市場衝擊成本(market impact costs)。

第三章 市場流動性理論介紹與文獻回顧

第一節 買賣價差

Bryant and Haigh(2002)將買賣價差(bid-ask spread)定義為投資者於買進賣出之間平均所須支付給流動性提供者的成本。更貼切於流動性的說法，買賣價差可定義為市場參與者欲立即達成交易的代價，若投資人使用流動性所需花費的成本較高，則代表市場流動性較差。買賣價差較高，投資人之利潤空間會受到壓縮，可獲利之交易機會因而減少，市場參與者的參與意願自然降低。

在文獻大致上把買賣價差歸屬於三種成本：(1)訂單處理成本(order processing cost component) (2)資訊不對稱成本(adverse information component) (3)存貨持有成本(inventory carry cost component)。若交易市場為完全競爭市場，流動性提供者彼此競爭激烈，則流動性提供者所設定之買賣價差即剛好等於提供流動性時所承擔的成本。

(1)訂單處理成本：在電子自動化交易環境，交易的達成是透過電腦的輔助撮合而達成，因此處理交易的速度就決定於電子交易系統處理價單的能力，而一般相信，此交易處理的速度是比較快速且發生錯誤的機率也比較低。然而在公開喊價環境，交易的達成必須仰賴許多的場內交易員於交易池內彼此透過手勢與喊價公開競價撮合，而且訂單的傳遞須經由好幾道程序，因此其處理交易的速度就受限於交易池規模的大小、場內交易員人數的多寡與訂單傳遞速度的快慢，因此其交易的速度一般而言是比較慢的，而且在交易中亦可能會發生人為的錯誤(out-trades) (Bryant and Haigh, 2002)，而此錯誤需要交易員花費時間去解決，此成本則可能部分以較高的買賣價差轉嫁至市場參與者。然而，電子化交易系統相關設備的建置與更新的成本較高，而且，CME對於透過Globex交易系統達成的交易亦收取較高的費用，此成本自然會反應至流動性提供者的買賣報價。Kurov and Zabolina(2003)與Pirrong (1996)認為電子自動化交易環境相對於公開喊價交易環境，其運作效率較高(operational efficiencies)，因此其交易成本也會較低。然而，在處理大額訂單的運作效率方面，公開喊價市場則是比較有效率的。

(2)資訊不對稱成本: 造市者(market maker)⁶於市場提供流動性時,可能遭遇擁有資訊優勢的交易對手而處於相對不利的地位,而使其持有部位面臨可能的損失,為了彌補此可能的損失,流動性提供者可能會以擴大買賣價差作為補償的手段。對於公開喊價市場而言,交易員於交易池內面對面進行交易,因此其對於交易對手的持有部位與操作策略皆有相當的了解,而且場內交易員在持續的交易過程中會傾向於與其它交易員建立長遠的,專業的合作關係(Wang, 1999),因此公開喊價交易方式較不會有資訊不對稱之情形,資訊不對稱成本亦較低。然而,對於具有匿名性的電子自動化交易方式而言,造市者將無法了解交易對手的狀況,因此其於限價單委託簿所提供的流動性可能會被具有資訊優勢者使用而面臨損失的風險,所以相對於公開喊價市場,使用電子自動化交易系統的造市者面臨較高的資訊不對稱成本。Wang(1999)研究發現公開喊價之交易員較能掌握逆資訊之存在,因此公開喊價交易比電子化交易有較小的資訊不對稱成本;然而Locke and Venkatesh (1997)指出,在大部分情形下,私有資訊並不會對於總體經濟變數產生明顯影響,因此就指數期貨契約而言,資訊不對稱成本並不明顯。另外,電子化交易的迷你型契約存在限價單委託簿之設計,而此設計會造成一種對偶效果(dual effect),一方面,限價單委託簿提供了關於未來訂單流量的資訊,可保護流動性提供者減少不利價格變動方向的傷害,降低了資訊不對稱成本;另一方面,此資訊的提供亦可能降低潛在的流動性提供者的競爭性,進而降低了市場流動性,然對於一個高度競爭的市場而言此影響應不大。

(3)存貨持有成本: 在公開喊價市場,流動性的提供者主要為場內交易員,在提供流動性時即會持有存貨,當市場價格波動時,所持有的存貨即可能面臨價格變動的風險,此即為存貨持有成本(不考慮機會成本)。存貨成本的高低,視交易員清除不必要存貨的能力而定,而交易員清除不必要存貨的能力主要則是由市場中交易員人數的多寡與其彼此之間合作的程度而定。交易池中的交易員在調整其存貨部位時可透過其它交易員提供融通

⁶ 由於S&P 500 指數期貨、迷你型S&P 500 指數期貨、Nasdaq 100 指數期貨和迷你型Nasdaq 100 指數期貨交易非常熱絡,並沒有太大的流動性問題,因此CME對於這四種契約之交易並沒有正式造市者(official market maker)的設置。因此本文指稱之造市者泛指於市場上提供動性的市場參與人,比如於限價單委託簿上之買賣報價的提供者。

協助，但若遇到敵對的交易員時，在調整其存貨持有部位時則可能會面臨較大的成本；相對的，在電子自動化交易市場則不會遇到此問題，因為交易對手不容易了解其存貨持有部位，然而當市場波動較大時，電子自動化交易市場調整存貨持有部位的成本相對較高。所以對於公開喊價交易或電子自動化交易而言，何者的存貨持有成本較高並未有一明確之論斷。

Frino, McNish and Toner (1998)針對採用傳統公開喊價交易的「倫敦國際金融期貨交易所」(London International Financial Futures Exchange, LIFFE)與採用電子自動化交易的「德國公債期貨交易所」(Deutsche Terminbörse, DTB)，就兩市場交易德國公債期貨之買賣價差來進行比較，在控制影響買賣價差的相關因素下，研究結果顯示電子化DTB系統的買賣價差較小，然而當市場處於高波動期間，電子化系統相對於公開喊價交易系統，其買賣價差則大幅的上升。Kappi and Siivonen (2000)亦同樣針對LIFFE與DTB交易德國公債期貨之買賣價差進行分析，與Frino, McNish and Toner (1998)採用的樣本資料不同，Kappi and Siivonen所採用的樣本資料為LIFFE盤後時段於自動化交易池交易(automated pit trading, APT)⁷的交易資料，APT系統亦為一種電子化交易系統，然而APT系統之設計是採用交易池交易的原則⁸。研究結果則顯示DTB系統相對於LIFFE的APT系統，買賣價差變得較大。由此可見，交易機制的差異，對於買賣價差即可能造成影響。

第二節 市場深度

市場深度(market depth)為衡量市場流動性另一個重要指標。Kyle(1985)將市場深度定義為價格變動一單位所需要的(未預期)交易量，亦即市場在吸收大額訂單交易時，對價格變動的影響程度。一個市場若能提供相對於其競爭市場較佳的市場深度，減少市場參與者所可能面臨之流動性風險，自然亦較能吸引市場參與者。

公開喊價交易的正規型與電子化交易的迷你型指數期貨商品在契約的設計與交易

⁷ 倫敦國際金融期貨交易所的德國公債期貨，倫敦時間AM7:00~PM4:15 在交易池透過公開喊價方式進行交易，PM4:20~PM5:55 則透過APT系統進行交易。

⁸ APT系統是以模仿交易池交易狀態為設計原則，比如限價單之最大有效期間為 10 秒鐘。

系統皆有許多差異，而此差異性可能造成此兩種競爭商品市場深度的不同。迷你型指數期貨契約透過電子化 Globex 系統進行交易，此系統提供最佳五檔的買賣報價與契約數量的資訊，使得投資人較能掌握市場深度的狀態；相對的，正規型契約在交易池進行交易，交易員必須透過場內交易員彼此公開喊價的過程中判別市場的深度。然而，當交易者對於單筆交易的需求量大增時，在公開喊價的交易制度下只要有相對足夠的買單或賣單，撮合即能立即達成。但是若透過電子化交易系統，大額訂單交易的委託可能會因為限價單委託簿深度不夠，只能以不同價格與在委託簿上之不同訂單來撮合達成交易。Kappi and Siivonen(2000)針對盤後時段採用自動化交易池交易(APT)的「倫敦國際金融期貨交易所」(LIFFE)與採用電子自動化交易的「德國公債期貨交易所」(DTB)，就其交易德國公債期貨之市場深度來進行比較。而研究結果顯示，在 DTB 系統進行交易的德國公債期貨相對於 APT 系統會有較佳之市場深度，這也可以解釋德國公債期貨交易所的德國公債期貨市佔率大幅提升至 83%(1998 年)的可能成因。另外，Kappi and Siivonen(2000)亦指出，在低資訊強度(information intensity)期間，電子化交易系統的限價單委託簿資訊對於價格的可能變化提供較多的資訊；然而在高資訊強度期間，交易對手的資訊相對於限價單委託簿的資訊則是比較有價值的。因此隨著資訊強度的變化，公開喊價交易之正規型契約與電子化交易之迷你型契約市場深度孰優孰劣亦可能跟著變動。

第三節 交易量、買賣價差與價格波動性的關係

交易量、買賣價差與價格波動性為市場微結構理論中經常被探討與關心的變數，此三種變數行為的變動，亦往往造成市場微結構的差異。McInish and Wood(1992)研究認為交易量與價格波動性為買賣價差的主要決定變數，然而究竟交易量與價格波動性對市場流動性產生了如何的衝擊，亦或市場流動性的差異對於交易量與價格波動性造成了如何的影響，此問題也是在探討市場流動性時所必須注意與釐清的。

在過去的文獻中，對於此問題的探討大多只針對其中兩個變數之間的關係進行討

論，包括(1)交易量與買賣價差的關係 (2)交易量與價格波動性的關係 (3)買賣價差與價格波動性的關係，由此亦可知，交易量、買賣價差與價格波動性三變數間彼此可能存在有關連性。另外，許多的文獻研究亦顯示，此兩兩變數彼此間可能為內生(endogenously)決定的關係，所以本研究同時探討交易量、買賣價差與價格波動性三個變數間的關係，並在探討這些變數的關係時，考慮變數間可能存在聯立關係的性質，以避免造成模型參數估計的謬誤。以下針對此三個變數之間可能的關係進行探討。

(1)交易量與買賣價差

訂單處理成本、資訊不對稱成本與存貨持有成本為買賣價差的主要組成因素，就理論上而言，此三種成本皆與交易量為反向的關係。

George and Longstaff(1993)利用二元聯立方程式模型(two-equation structural model)，針對 S&P 100 指數選擇權市場交易量與買賣價差的關係進行研究，研究結果顯示不論是買權或賣權，交易量與買賣價差皆存在反向之關係；Wang et al. (1997)亦利用二元聯立方程式模型，針對包括金融、農產品與金屬等七種交易熱絡的期貨契約進行交易量與買賣價差關係的研究，研究結果亦顯示兩者存在反向的關係，此外，Wang et al. (1997)透過 Hausman 認定檢定(Hausman specification tests)亦確認交易量與買賣價差為同時決定的，亦即互為內生變數的關係。

(2)交易量與價格波動性

在文獻上介紹交易量與價格波動性的關係主要依據兩個理論：序列資訊模型(the sequential information model，SIM)與混合分配假設(the mixture of distributions hypothesis，MDH)模型。序列資訊模型認為隨著一連串新資訊衝擊傳遞至交易人，交易量與價格變動都會提高(Jennings and Barry(1983))。混合分配假設模型考慮交易量與價格變動服從二元常態混合分配(mixture of bivariate normal distributions)，其中交易量與價格變動均為混合變數(mixing variable)—資訊流入率(rate of information arrival)的函數，隱含交易量與價格波動性之間存在著同時(contemporaneous)且同向的關係(Clark(1973))，

Harris(1986)和 Tauchen and Pitts(1983))。此外，Admati and Pfleiderer(1988)研究顯示交易者會選擇於近期交易量較大時進行擇時交易(timing trade)，因此使得交易價格的變動與交易活動同時發生，而且交易量對於價格變動的效果也必須視近期交易量之多寡而定。

(3)買賣價差與價格波動性

Roll(1984)利用交易價格產生過程推導出在較短的時間區間(比如一天)內，均衡價格標準差與買賣價差之間存在正向的關係，然而其並沒有考慮資訊效果造成真實價格變動而產生的真實價格波動性。Harris(1987)則同時考慮了由流動性效果與資訊效果對於價格波動性的影響，其研究結果亦顯示，交易價格波動性與流動性之間存在反向的關係；然而其所採用衡量流動性的變數並非買賣價差，而是其他假設的解釋變數。Wang et al. (1994) 則是直接利用買賣價差來衡量市場流動性，針對七種期貨契約，在考慮資訊效果與流動性效果之下，透過二元聯立方程式模型與 Hausman 認定檢定確定買賣價差與價格波動性為同時決定且為同向的關係。



(4)交易量、買賣價差與價格波動性

Wang and Yau(2000)同時針對交易量、買賣價差與價格波動性三個變數之間的關係進行分析。透過其所建構之聯立方程式模型(three- equation structural model)，研究結果顯示，在控制其他影響因子下，交易量與價格波動性存在正向的關係，交易量與買賣價差間則存在反向的關係。另外，價格波動性與買賣價差為正向之關係，但與落後一期交易量則呈現反向之關係。

由以上的文獻探討顯示，交易量、買賣價差與價格波動性彼此之間可能存在著互為內生變數的關係，而此三個變數間是否存在互為內生變數的關係，對於聯立方程式模型的估計有很大的影響，因此必須先確定何者互為內生變數或外生變數的關係。Wang and Yau(2000)利用 Hausman 認定檢定顯示交易量、買賣價差與價格波動性為同時決定的關係。

第四章 買賣價差估計量之衡量

大部分美國的期貨交易所並沒有完整的買賣報價記錄，因此，必須利用交易價格資料來進行流動性成本的估計。在文獻上，買賣價差估計量可分為兩類，包括名目買賣價差(nominal spreads)估計量與有效買賣價差(effective spreads)估計量。名目買賣價差是指市場上的最佳買進價格(the best bidding)與最佳賣出價格(the best asking)之差額；有效買賣價差則是指流動性提供者買進(賣出)一證券，並於隨後賣出(買進)證券價格之差額(Smith and Whaley(1994))，兩種買賣價差在定義上雖然有些差別，然而某種程度上皆反映了流動性成本的高低，而且在過去的文獻，對於這兩類買賣價差估計量亦沒有嚴格的區分，因此本文一律稱為買賣價差估計量。

此外，Locke and Venkatesh (1997)和Gwilym and Thomas (2001)就買賣價差估計量估計有效買賣價差(effective spread)的優劣進行評量，其研究結果顯示買賣價差估計量於估計有效買賣價差時表現並不是太理想。為了能夠正確地反映出市場間流動性成本之高低，因此本研究首先選取五種買賣價差估計量進行評量，據而挑選出較為適當的買賣價差估計量以進行流動性成本之探討。

第一節 買賣價差估計量

以下即針對五種買賣價差估計量進行介紹：

(一)Roll 買賣價差估計量

Roll(1984)針對證券市場的流動性成本提出一序列共變異數估計量(the serial covariance estimator)，此買賣價差估計量普遍為證券市場所採用。Roll於模型建構時作了四個主要的假設：(1)資產是在充分資訊化的效率市場下交易 (2)所有交易人的交易對手皆為造市者(market maker) (3)市場上所觀察到的價格變動之機率分配是定態的(至少對於短期間而言，此假設為合理的) (4)交易價格發生於買價報價(bid price)和賣價報價(ask price)的機會是相等的。Roll推導出的買賣價差估計量可表示如下：

$$Roll_t = 2\sqrt{-Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} \quad (4.1)$$

其中 $Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})$ 為交易價格變動的一階序列共變異數，然而此估計量之推導是建立在許多嚴格的假設下，跟市場實際狀況可能有所差異，比如每位交易人之交易對手不可能全為造市者，而且本文中探討的四種契約由於交易量非常大，所以 CME 對此四種契約並沒有正式造市者的安排。另外，此估計量最大的問題在於當估計的共變異數為正時，有效買賣價差將無法衡量。所以此估計量是否適用於此市場則有待進一步探討。

(二)Thompson and Waller(TW)買賣價差估計量

Thompson and Waller(1988)利用交易價格變動絕對值之平均值作為流動性成本估計量(以下簡稱 TW 估計量)，其估計量表示如下：

$$\theta_{TW} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\Delta P_t| \quad (4.2)$$

其中 ΔP_t 為一非零價格變動(non-zero price change)序列資料。交易價格變動的產生一方面可能是由於“噪音”交易 (noise trading) 所引起，亦即交易價格只是在買賣報價之間跳動(bid and ask bounce)；另一方面，交易價格的變動亦有可能是由於新資訊的流入所引起(亦即真實價格的變動)。然而此估計量假定交易價格變動主要決定因素來自於交易價格會在買價報價與賣價報價之間跳動，並不考慮交易價格變動可能是來自於真實價格改變的原因，亦即假定真實價格變動的變異數為零，這也是此估計量假設較不合理的部分。

(三)CFTC 買賣價差估計量

CFTC買賣價差估計量為美國商品期貨交易委員會 (Commodity Futures Trading Committee, CFTC) 衡量買賣價差的方法，目前為實務界所普遍使用。此方法與TW估計量類似，但CFTC估計量考慮了真實價格變動對於交易價格可能產生之影響，因此在理論上其估計值會小於TW估計值。以下介紹此方法之估計步驟：

- (1) 整理出時間區間內所有的價差資料 ΔP_t 和 ΔP_{t-1} 。
- (2) 將 ΔP_t 和 ΔP_{t-1} 呈同向關係的資料刪除。
- (3) 將步驟(2)篩選後的所有價差資料 ΔP_{t-1} 取絕對值。
- (4) 將步驟(3)所得之價差資料取平均值。

步驟(4)所得之平均值即為買賣價差估計值 θ_{CFTC} 。 ΔP_{t-1} 表示接續兩筆交易價格資料之差額。步驟(2)即是為了排除價格變動可能是真實價格變動所引起的狀況，亦即此估計量將價格變動呈現同向的狀況視為新資訊的流入引起，所以，CFTC 估計量為一種非零反向交易價格變動絕對值之平均值(the average, absolute, opposite direction, non-zero price change)。

(四)Smith and Whaley(SW)買賣價差估計量

第四種估計買賣價差的方法為 Smith and Whaley(1994b)所提出的動差估計量(以下簡稱為 SW 估計量)，其設定了三個假設：(1)觀察之交易價格(observed transaction price)會落在買價報價(bid price)或賣價報價(ask price)且機率一致。代表觀察之交易價格期望值會等於真實交易價格(true transaction price)。(2) 買賣價差在樣本期間內為一常數。(3) 真實價格變動服從常態分配，其中平均數為零，變異數為 σ^2 。另外，此估計方法為配合大部分美國期貨交易所的資料記錄型式，因此不考慮價格變動為零的狀況，亦即將 $\Delta P_t = 0$ 的資料排除。Smith and Whaley(1994b)推導顯示價格變動絕對值之期望值與價格變動絕對值平方之期望值可分別表示如下：

$$E\left(|\Delta p_t|\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma e^{-\frac{\theta_{sw}^2}{2\sigma^2} - \theta_{sw}} \left[1 - 2N\left(\frac{\theta_{sw}}{\sigma}\right)\right] \quad (4.3)$$

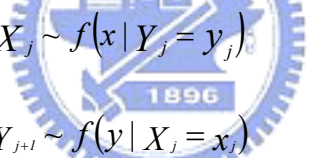
和

$$E\left(|\Delta p_t|^2\right) = \sigma^2 + \theta_{sw}^2 \quad (4.4)$$

其中 p_t 為觀察之交易價格， σ^2 為真實價格變動之變異數， $N(\cdot)$ 表示標準常態累積分配函數。因此，交易價格變動絕對值的一階母體動差與二階母體動差可表示為買賣價差 θ_{sw} 與真實交易價格變動變異數 σ^2 的函數，所以只要將觀察的交易價格變動絕對值之樣本動差設定等於母體動差，則透過式子 4.3 與式 4.4 即可求算出買賣價差與真實交易價格變動變異數的估計值。由於此估計量亦有考慮到真實價格變動的因素，因此其估計值在理論上亦可預期會小於 TW 估計值。

(五)MCMC 買賣價差估計量

馬可夫鏈蒙地卡羅(Markov chain Monte Carlo, MCMC)方法為近年來在統計領域逐漸被用來模擬複雜且非標準化的多變量分配，其中 Gibbs 抽樣演算法(Gibbs sampling algorithm)為 MCMC 方法中最為人熟知的方法之一。Gibbs 抽樣最大的特點在於避免了複雜的計算，而以一連串較為簡單的計算所取代，其以一種間接的方式來模擬產生邊際(marginal)分配的隨機變數值，而不需要實際計算複雜的邊際機率密度函數。假設一聯合機率分配 $f(X,Y)$ ，且此聯合機率密度函數形式複雜不易處理，若對於隨機變數 X 之性質有興趣，如母體平均值，則可從其條件分配(conditional distribution) $f(X|Y)$ 與 $f(Y|X)$ 進行處理，而一般而言條件分配的形式較易掌握(Casella and George(1992) and Gilks et al.(1996))。首先，給定一起始值 y_0 ，Gibbs 抽樣利用貝氏分析(Bayesian analysis)，選取適當之事前分配(prior distribution)並考慮事前的資訊，其中 Gibbs 抽樣依據馬可夫鏈(Markov chain)的性質，條件機率只考慮前一期之資訊，以求得事後分配(posterior distribution)，抽樣過程如下：



$$\begin{aligned}
 X_j &\sim f(x | Y_j = y_j) \\
 Y_{j+1} &\sim f(y | X_j = x_j) \quad j = 0, 1, 2, \dots, k
 \end{aligned}$$

透過上述反覆的抽樣可得一組抽樣樣本 $y_0, x_0, y_1, x_1, y_2, x_2, \dots, y_k, x_k$ ，當 k 夠大時，則此條件機率分配會收斂至邊際分配(Casella and George(1992))，亦即 x_k 猶如從邊際分配 $f(X)$ 所抽樣之樣本值，據而可利用此些抽樣樣本來推論母體平均數。

Hasbrouck(2002)即利用馬可夫鏈蒙地卡羅方法來估計買賣價差。在其模型的建構中存在一些變數是無法觀察得到或隱藏的(latent)，包括交易的方向(買方或賣方)與真實價格，利用 Gibbs 抽樣演算法則可以處理此問題。其模型之建構主要是以 Roll(1984)的模型為基礎而據以調整，其模型設定如下：

$$m_t = m_{t-1} + u_t \quad \text{其中 } u_t \text{ 為 } i.i.d. N(0, \sigma_u^2) \quad (4.5)$$

m_t 為真實價格取對數值，並且假設服從常態分配， u_t 則是反應新的公開資訊。另外，

買價報價與賣價報價(對數值)可分別表達成

$$b_t = m_t - c \quad (4.6)$$

$$a_t = m_t + c \quad (4.7)$$

其中 c 為二分之一買賣價差(對數值)，用來反應流動性成本。至於訂單流入的方向(買單或賣單)則以伯努利隨機變數 $q_t \in \{-1, +1\}$ 表示，其中 -1 表示為賣單，+1 則表示為買單，買賣單流入之機率一樣，而且假設 q_t 與 u_t 獨立。因此交易價格可表示成

$$p_t = \begin{cases} b_t & \text{if } q_t = -1 \\ a_t & \text{if } q_t = +1 \end{cases} \quad (4.8)$$

此模型的參數包括二分之一買賣價差(對數值) c 和真實價格變動波動性 σ ，已知資訊為交易價格資料(對數值) $p = \{p_1, p_2, \dots, p_T\}$ ，而 $q = \{q_1, q_2, \dots, q_T\}$ 與 $m = \{m_1, m_2, \dots, m_T\}$ 則為隱藏變數。由於聯合機率分配 $F(c, \sigma_u, q | p)$ 並沒有可處理之形式，因此為了衡量買賣價差，此模型 Gibbs 抽樣程序如下：

首先設定一起始值 $\{c^{(0)}, \sigma_u^{(0)}, q^{(0)}\}$ ，接著依下述程序抽樣

1. 從 $f(c | \sigma_u^{(j-1)}, q^{(j-1)}, p)$ 抽出 $c^{(j)}$
2. 從 $f(\sigma_u | c^{(j)}, q^{(j-1)}, p)$ 抽出 $\sigma_u^{(j)}$
3. 從 $f(q | c^{(j)}, \sigma_u^{(j)}, p)$ 抽出 $q^{(j)}$ j = 1, 2, \dots, n

當抽樣樣本數夠大時，抽樣樣本的極限分配會趨近於 $F(c, \sigma_u, q | p)$ ，其中 $\mathbf{c}^{(n)}$ 的極限機率密度函數值即為 $f(c | p)$ 。本文 MCMC 買賣價差估計量的結果為根據 Gibbs 抽樣 1,000 次，捨棄前 200 次抽樣樣本(因為 Gibbs 抽樣次數夠大才能有效收斂至母體分配)，取用之後的 800 次抽樣樣本進行買賣價差之估計。有關 MCMC 買賣價差估計量的詳細資訊可參考 Hasbrouck(2002)。

第二節 資料與研究方法

交易所交易基金(exchange traded fund, 以下簡稱 ETF)為近年來成長極為快速的新金融商品, 兼具共同基金和股票特色, 並可做為指數期貨及選擇權之現貨和避險、套利工具。美國股票交易所(AMEX)於 1993 年 1 月 22 日推出了以 S&P 500 為標的指數之 ETF—SPDR(Standard & Poor's depository receipts), 推出後即成為廣受歡迎的投資工具, 目前亦是市值規模最大之 ETF。由於 ETF 為在股票交易所交易之金融商品, 因此, 不像期貨交易所, 股票交易所除了有完整的交易價格資料, 對於買賣報價資料亦有比較完整的記錄, 所以可以直接地衡量出報價買賣價差(quoted spreads)。

SPDR 採用完全複製法追蹤 S&P 500 指數, 契約價值約為 S&P 500 指數價值的十分之一, 雖然 SPDR 可能因為交易成本、管理費用、除權、除息、市場供需等原因使其追蹤 S&P 500 指數產生偏差, 但基本上差異不大。SPDR 複製追蹤的指數與本研究探討之 S&P 500 指數期貨契約的標的指數一樣, 因此 SPDR 與 S&P 500 指數期貨契約在某種程度上為亦競亦合的商品, 買賣價差估計量在兩市場的適用性應該也會有較高的一致性, 所以本文首先以 SPDR 為樣本契約, 針對上述五種買賣價差估計量進行評量。由於 SPDR 具有買賣報價資料的特性, 即可衡量出報價買賣價差; 報價買賣價差與本文探討的買賣價差估計量定義不同, 所以報價買賣價差與買賣價差估計值之間存在差異是可以理解的, 也因此從絕對數值的比較可能無法適切地衡量買賣價差估計量之優劣; 然而報價買賣價差的大小確實會影響到流動性成本的高低, 亦即報價買賣價差與買賣價差估計值應該存在有高度的相關性, 因此, 本研究主要以報價買賣價差與買賣價差估計值的皮爾森相關係數(Pearson correlation coefficient)為比較基礎, 另外, 為了統計上穩健性的要求, 本文亦採用預測涵蓋技巧(forecast encompassing techniques) (Harvey et al.(1998)), 檢查此五種估計量資訊含量的差異。此方法利用 Granger and Newbold (1973)提出的合成估計量(composite estimator)概念

$$E_{cn} = (1 - \lambda)E_1 + \lambda E_2 \quad (4.9)$$

其中 E_1 和 E_2 為兩種估計量, $\lambda \in [0, 1]$ 為待估參數。經由 Harvey et al.(1998)進一步推導, 合成估計量的誤差會等於第一種估計量誤差加上 λ 乘以兩種估計量誤差的差值, 可表示成下式:

$$e_1 = \lambda(e_1 - e_2) + u \quad (4.10)$$

此方程式可用來檢查第二種估計量是否有包含第一種估計量所沒有的資訊，亦即若檢定結果 $\lambda = 0$ 不拒絕，則表示第二種估計量並沒有額外有用的資訊，因此第一種估計量涵蓋(encompass)第二種估計量。此外考慮到殘差可能存在異質變異(heteroskedasticity)對參數的估計檢定造成偏誤，在此採用 White's heteroskedasticity consistent variance 進行參數的估計檢定。

本研究利用SPDR的買賣報價資料(TAQ data)與買賣交易資料(TAS data)，資料依據 Huang and Stoll (1996)建議的方法經過適當之篩選⁹，針對樣本期間 2000 年 1 月至 2001 年 10 月，進行買賣價差估計量之衡量，而在樣本期間內，SPDR的最小價格變動單位由 1/64 調整至 1/100，因此依調整時間 2001 年 1 月 29 日將樣本切割成調整前後，如此可使得衡量買賣價差估計量的優劣能夠更為穩健(robust)，並據而選取適當之估計量作為公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型指數期貨契約流動性成本之探討比較。



第三節 實証結果

表3為報價買賣價差與買賣價差估計量的敘述統計資料。在最小價格變動單位變動前，平均每日報價買賣價差為0.2951，而平均每日買賣價差估計值範圍從0.0837至0.1243，其中Roll估計值最高，而MCMC估計值最低，可以明顯看出買賣價差估計量對於報價買賣價差有向下偏誤(downwardly biased)的現象，表示SPDR市場之交易價格經常落於買價報價與賣價報價之間，使得報價買賣價差明顯大於買賣價差，而此現象亦與

⁹ Huang and Stoll (1996)為了減少資料錯誤的發生，設定一資料篩選之程序，本文所有資料皆採用此方法進行資料的篩選。資料篩選流程如下：

- (1)報價買賣價差大於4點或為負值。
- (2)交易價格 P_t ，如果 $|(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}| > 0.05$ 。
- (3)賣價報價 a_t ，如果 $|(a_t - a_{t-1}) / a_{t-1}| > 0.05$ 。
- (4)買價報價 b_t ，如果 $|(b_t - b_{t-1}) / b_{t-1}| > 0.05$ 。

ap Gwilym and Thomas(2001)的研究發現一致。而在最小價格變動單位縮小至1/100後，其結論與調整前一致，然而，不論是報價買賣價差或買賣價差估計值皆較調整前明顯的縮小，因此，最小價格變動單位的大小對於買賣價差有明顯的影響。

比較各買賣價差估計量的均方誤，TW估計量與SW估計量在最小價格變動單位調整前與調整後皆相對較佳，Roll估計量與MCMC估計量則表現較差，而CFTC估計量在調整前後則有很大的差異，顯示CFTC估計量並不是太穩健。另外，比較估計值與報價買賣價差的差額則顯示Roll估計量與報價買賣價差較為接近，而MCMC估計量則是與報價買賣價差差距最大，然而本文重點並非在於估計報價買賣價差，而在於衡量流動性成本高低，此差額之大小並沒太大意義，本研究對此亦不多著墨。

報價買賣價差與交易成本雖然不一定相等，但是兩者之間必定會存在高度的相關性，因此本研究主要以報價買賣價差與買賣價差估計值之間的皮爾森相關係數(Pearson correlation coefficient)作為衡量依據，表4為每日平均報價買賣價差與每日買賣價差估計值的皮爾森相關係數。其中TW估計值與SW估計值在最小價格變動單位調整前後皆與報價買賣價差有高度的相關性，範圍從0.6226至0.8360，CFTC估計量估計值與報價買賣價差的相關性則略低於TW估計值與SW估計值，MCMC估計值則更次之。雖然Roll估計值與報價買賣價差差距最小，然而兩者之間的相關性相對於其他估計量而言卻明顯偏低，因此，Roll估計量可能無法很穩健地衡量流動性成本的高低。

為了統計上穩健性的要求，本文亦採用預測涵蓋技巧(forecast encompassing techniques)，檢查此五種估計量資訊含量的差異，表5為針對虛無假設(null hypothesis) $\lambda = 0$ 的檢定結果。結果顯示，Roll估計量較能提供關於報價買賣價差的有用資訊，此現象尤其在最小價格變動單位調整為1/100後更為明顯，然而唯獨對於TW估計量而言，Roll估計量並無法提供相對於TW估計量更多有關報價買賣價差的資訊。

綜合以上衡量買賣價差估計量的討論，TW估計量在所有估計量中較不致高估或低估流動性成本，均方誤值亦相對較小，而且其與報價買賣價差的相關性也很高。另外，由預測涵蓋技巧檢定結果亦顯示，相對於TW估計量，並沒有證據顯示其他估計量能夠提供更多有關報價買賣價的有效資訊。因此，後續有關流動性成本的探討皆以TW估計量

來衡量。然而，由於 ETF 與指數期貨在交易機制還是存在著差異性，因此買賣價差估計量在兩市場的適用性還是可能存在差異性，所以本文亦同時採用衡量結果次佳的 SW 估計量來進行市場流動性成本的衡量。

第五章 正規型與迷你型指數期貨契約流動性之衡量與比較

本文之主要研究目的為針對 CME 交易最為熱絡的四種指數期貨契約，包括公開喊價交易—正規型 S&P 500 指數期貨和正規型 Nasdaq 100 指數期貨，電子化交易—迷你型 S&P 500 指數期貨和迷你型 Nasdaq 100 指數期貨，進行公開喊價交易與電子化交易系統市場流動性差異之探討與比較。在文獻上衡量市場流動性最常使用的指標為買賣價差(bid-ask spread)與市場深度(market depth)，因此本研究將利用此兩種指標進行市場流動性分析，其中，買賣價差以第四章所衡量篩選的買賣價差估計量—TW 估計量(Thompson and Waller(1988)) 作為買賣價差之估計。此外，本研究建構一交易量、買賣價差與價格波動性之聯立方程式模型，並且考慮此三個變數之間可能存在的聯立關係，使本研究得以在控制其他影響買賣價差因素下，進行市場間買賣價差差異之分析，並可就交易量、買賣價差與價格波動性三個變數之間的關係進行討論，以了解公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型指數期貨契約市場流動性差異可能的內涵。

第一節 市場深度

市場深度是指市場在吸收大額訂單交易時，對價格變動的影響程度，因此市場深度的衡量即可透過某段時間內，交易活動對交易價格變動的衝擊來檢視，某段時間內交易價格之變動值與波動性則為經常被用來衡量此衝擊效果之變數。

由於交易量具有高度序列相關性，亦即有很強的可預測性，所以交易活動對於價格衝擊的效果實有必要區分為預期交易量與非預期交易量來衡量。Bessembinder and Seguin (1993)即認為預期和未預期交易量與價格波動性之間存在著不對稱(asymmetric)關係，若再將未預期交易量區分為正值與負值，則正值與負值未預期交易量與價格波動

性亦存在不對稱關係。因此，未預期交易量亦有必要再細分為未預期交易量大於或小於零(實際交易量大於或小於預期成交量)的部分，以釐清可能的異質性效果。

(一)研究方法

為了衡量公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型契約市場深度之差異，本文採用 Kappi and Siivonen(2000)的兩階段迴歸方法(two-step regression approach)，以每十五分鐘為一衡量區間來進行市場深度之衡量。在第一個階段，將交易量(契約數)區分為預期交易量與非預期交易量，可表達如下：

$$V_t = a + \sum_{i=1}^5 \beta_i V_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \theta_j |\Delta P_{t-j}| + \sum_{k=1}^5 \lambda_k \sigma_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

其中 v_t ：在時間區間 t 內的交易量總和。

Δp_t ：在時間區間 t 內之價格變動。

σ_t ：在時間區間 t 內的價格波動性。

ε_t ：誤差項。

價格變動 Δp_t 是指於每一時間區間內第一筆與最後一筆交易價格的差額，而價格波動性 σ_t 的計算則是時間區間內交易價格最大值與最小值之差額。在第一階段衡量預期交易量時，考慮可能影響交易量的相關因素，包括其自身落後期的效果，落後期價格變動絕對值和落後期價格波動性的影響。針對式子 5.1 進行估計後所得之配適值(fitted value)即為預期交易量，而其殘差值即為未預期交易量。

在第二階段，利用第一階段所得之預期交易量與未預期交易量，可用來衡量交易活動對於交易價格之衝擊(包括價格變動絕對值與價格波動性)，衡量方法可表達如下：

$$|\Delta P_t| = \phi + \delta EVOL_t + \gamma UVOL_t + \mu UVOLPOS_t + \sum_{k=1}^r \rho_k \sigma_{t-k} + \eta_t \quad (5.2)$$

$$\sigma_t = \vartheta + \zeta EVOL_t + \tau UVOL_t + \omega UVOLPOS_t + \sum_{k=1}^s \varphi_k \sigma_{t-k} + \xi_t \quad (5.3)$$

由於預期與未預期交易量對交易價格之衝擊可能存在不對稱關係，在價格變動絕對值方程式與價格波動性方程式皆考慮了預期交易量 $EVOL_t$ 與未預期交易量 $UVOL_t$ ，另外，正值與負值的未預期交易量對交易價格衝擊亦可能存在不對稱關係，因此模型中加入正值

未預期交易量變數 $UVOLPOS_i$ 以反應此異質性，當未預期交易量大於零時， $UVOLPOS_i = UVOL_i$ ；當未預期交易量小於零時， $UVOLPOS_i = 0$ 。其中， $UVOL_i$ 之係數表示負值未預期交易量對交易價格所造成的邊際衝擊(marginal impact)。而 $UVOL_i$ 與 $UVOLPOS_i$ 係數之相加則可代表正值的未預期交易量對交易價格所造成的邊際衝擊。在第二階段價格變動絕對值與價格波動性方程式亦分別考慮了落後期價格波動性之效果。

對於市場參與者而言，市場深度的意義在於其交易行為對市場價格之衝擊，亦即每一單位流動性的取得所需付出的代價，本文所比較的正規型與迷你型契約在契約規格雖然不一致，然而本研究透過交易量(契約數)與價格變動(指數點)來探討市場深度，並不會因為契約規格的不一致而使得比較基礎不同，所以亦不需要就契約規格之不同而進行調整。

第二節 交易量、買賣價差與價格波動性

McInish and Wood(1992)研究認為交易量與價格波動性為買賣價差的主要決定變數，而且在比較兩交易市場流動性之差異時，若交易量與價格波動性在兩市場有很大的差異，直接比較兩市場的平均買賣價差可能會造成兩市場相對流動性的誤解，因此在探討兩交易市場流動性的差異時必須考慮相關變數的影響。本研究為探討公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型契約市場流動性的差異，參考 Wang and Yau(2000)探討交易量、買賣價差與價格波動性關係所建構之聯立方程式模型(three-equation structural model)，並對此模型做了部分的調整，如此除了可以在控制影響買賣價差之因素下，比較公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型契約流動性成本之差異，並可比較正規型與迷你型契約在交易量與價格波動性上的差別，另外，亦可就交易量、買賣價差與價格波動性變數之間的關係進行探討，其中，以 S&P 500 指數期貨為探討對象的模型簡稱為 SP-ES 模型，以 Nasdaq 100 指數期貨為探討對象的模型則簡稱為 ND-NQ 模型。

(一)實証模型

此實証模型設定如下：

$$VOL_t = a_0 + a_1 BAS_t + a_2 VAL_t + a_3 INT_t + a_4 OI_{t-1} + a_5 TV_{t-1} + a_6 Dummy_t \quad (5.4)$$

$$BAS_t = b_0 + b_1 VOL_t + b_2 VAL_t + b_3 SP_t + b_4 BAS_{t-1} + b_5 Dummy_t \quad (5.5)$$

$$VAL_t = c_0 + c_1 VOL_t + c_2 BAS_t + c_3 VOL_{t-1} + c_4 VAL_{t-1} + c_5 Dummy_t \quad (5.6)$$

其中 VOL_t 為每日交易量， BAS_t 為利用 TW 估計量所衡量之每日平均買賣價差估計值， VAL_t 為每日價格波動性，以每日交易價格最高值與最低值的差額衡量， INT_t 為美國國庫券三個月期利率， OI_{t-1} 為落後一期未平倉量， SP_t 為期貨契約當日結算價格(settlement price)， $Dummy_t$ 為虛擬變數，用來控制正規型與迷你型契約之差異，其中 $Dummy_t = 1$ 表示為正規型契約， $Dummy_t = 0$ 則表示為迷你型契約。

式子 5.4 為交易量的主要決定因素。交易成本與交易量理論上為反向關係，當交易成本較高時，交易獲利機會因而減少，市場參與者即會找尋其他交易成本較低的替代商品，進而促使該商品交易量降低。而買賣價差為交易成本中最主要的變動成本，因此交易量與買賣價差預期呈現反向的關係。

保留價格(reservation prices)的改變為投機者(speculators)進行交易的主要動機。投機者會依據價格的波動性來調整保留價格，亦即以價格波動性作為保留價格變動的代理變數(proxy)，在混合分配假設模型(MDH model)中，交易量與價格波動性皆為資訊流入率的正函數(Clark(1973)，Harris(1986)和 Tauchen and Pitts(1983))，因此交易量與價格波動性預期呈現同向之關係。

避險者(hedgers)預期持有部位的改變也是影響交易量的主要原因之一，此預期持有部位的改變主要是依據避險者可獲得資訊的變化而定。其中美國國庫券三個月期利率與落後期末平倉量為此模型資訊集合的代理變數。美國國庫券三個月期利率可用來反應持有現貨部位的存貨持有成本，較高的利率水準將提高存貨持有成本，因而亦降低了避險

者於期貨市場避險的意願，因此美國國庫券三個月期利率預期與交易量呈現反向之關係。落後期末平倉量反應了落後期流通在外的契約總數，而較高的未平倉量亦可預期在未來將有較多的交易發生，因此預期交易量與落後期末平倉量為同向之關係。

在式子 5.4 中，虛擬變數可用來探討在控制其他影響交易量之因素下，公開喊價交易之正規型契約與電子化交易之迷你型契約在交易量上的差異是否顯著。若虛擬變數顯著為正值則表示正規型契約交易量顯著大於迷你型契約，若為負值則結論相反。

式子 5.5 為買賣價差的主要決定因素。交易量的增加，表示流動性提供者有更多的機會調整其存貨持有部位，減少其所面臨之價格風險，因此預期買賣價差與交易量呈現反向之關係。

交易價格的變動對於流動提供者而言隱含了兩種風險，第一種風險是流動性提供者的資產配置不夠多角化(underdiversification)所面臨的非系統性風險(nonsystematic risk)，第二種風險則來自價格變動可能隱含資訊交易者的存在，如此將產生資訊不對稱成本。此模型以價格波動性作為衡量此價格風險的代理變數，因此預期買賣價差與價格波動性呈現同向之關係。

契約當日的結算價格可用來控制指數水準對於買賣價差影響的效果。Bryant and Haigh(2002)指出買賣價差預期將會維持於價格水準的某一比例，使得每一單位交易達成所需花費之成本能一致，因此預期買賣價差會與結算價格水準呈現同向之關係。

在式子 5.5 中，虛擬變數則是用來衡量在控制其他影響買賣價差的因素下，公開喊價交易之正規型契約與電子化交易之迷你型契約在買賣價差差異的顯著性，如此可避免直接以買賣價差比較正規型契約與迷你型契約之市場流動性時所造成的誤解，其衡量方法如同式子 5.4 交易量方程式。

式子 5.6 為價格波動性的主要決定因素。交易量愈大，表示有更大的機會價格可能會移動至較高或較低的價格；另外由混合分配假設模型(MDH model)亦可預期價格波動性與交易量呈現同向之關係。

落後一期交易量亦為影響價格波動性之因素。Admati and Pfleiderer(1988)認為交易員進行擇時交易時會選擇在近期交易量較大的時點，因此預期價格波動性與落後一期交

易量會呈現正向之關係。虛擬變數的探討亦如同交易量方程式與買賣價差方程式，在此不加贅述。

此外，Bessembinder and Seguin(1993)研究認為交易量與價格變異數皆存在有持續性(persistence)，必須考慮其自身落後期之效果。因此，模型中三個方程式分別加入了其因變數落後期變數，以反應此持續性之效果。

(二)交易量、買賣價差與價格波動性聯立關係之探討

在古典線性迴歸模型，其中一項重要的假設為解釋變數與誤差項不存在相關性，假使違反此假設，利用普通最小平方法(OLS)所推導之估計式不但是偏誤的，並且亦不具有有一致性(consistent)。

在本研究建構之聯立方程式模型，由於因變數與解釋變數間可能存在雙向之因果關係，亦即方程式等號右邊的變數可能並非為外生變數(exogenous variables)，如此則違反了古典線性迴歸模型的假設。Wang and Yau(2000)研究顯示若聯立方程式模型(simultaneous equation model)的因變數與解釋變數間存在聯立關係，以普通最小平方法(OLS)估計，則會產生嚴重低估的現象。因此，在針對模型進行估計之前，必須確定交易量、買賣價差與價格波動性是否互為內生變數(endogenous variables)的關係。本文採用兩階段 Hausman 認定檢定(two-stage specification tests of Hausman)來檢查交易量、買賣價差與價格波動性是否存在聯立關係，檢定程序請參考附錄一。

(三)研究方法

為了解決模型中變數存在聯立關係，利用 OLS 進行模型估計將造成模型係數估計的不一致性，在確認了方程式中因變數與解釋變數的聯立關係後，本研究採用兩階段最小平方法(two-stage least square, 2SLS)進行模型之估計，此方法可消除模型中解釋變數與殘差項具有相關性的問題，並可得到模型估計之一致性估計值，此估計方法介紹請參考附錄二。

在模型進行估計前，除了上述變數間聯立關係的確認外，另外採取幾個步驟以減少時間序列資料在計量上的問題。首先，模型中所有變數皆轉換成對數(log)型式，一方面，可穩定誤差項之變異並可促使誤差項之分配趨近於對稱分配，另一方面，模型中因變數與解釋變數之間的關係亦可以運用彈性的概念來詮釋。

另外，由於具有單根的時間序列資料會引起假性迴歸的問題，因此必須針對模型中各變數進行 Augmented Dickey-Fuller test(ADF)以確認變數是否存在單根現象，並據而決定變數是否需要取差分(difference)型式使其成為定態(stationary)時間序列資料，以消弭假性迴歸的可能。在 SP-ES 模型與 ND-NQ 模型中，ADF 檢定結果皆顯示， INT_t 與 SP_t 時間序列資料存在有單根，在取一階差分後， ∇INT_t 與 ∇SP_t 皆變為定態時間序列資料，因此在進行 SP-ES 模型與 ND-NQ 模型的估計，除了 INT_t 與 SP_t 需取一階差分形式，模型中其餘的變數皆採用水準(level)值形式。

在模型估計時，考慮模型中誤差項存在序列相關與異質性變異的可能，採用 Newey-West 程序(1987)以獲得參數之一致性估計值與標準誤。



第三節 研究資料

本研究針對樣本期間 2003 年 5 月至 2004 年 2 月，CME 公開喊價交易之正規型指數期貨契約(SP與ND)與電子化交易之迷你型指數期貨契約(ES與NQ)市場流動性進行衡量與比較。為了比較基礎的一致性，本文採用電子化交易與公開喊價交易並行的RTH時段交易資料進行衡量，使用資料包括CME的Globex Time and Sales Data File與Volume by Tick Data File¹⁰，另外亦使用Datastream資料庫。其中Globex Time and Sales Data File與Volume by Tick Data File分別記錄了迷你型與正規型契約的逐筆買賣交易價格¹¹、交易量、交易時間與交易契約月份資料，此部分資料可用來估計買賣價差與衡量市場深度，

¹⁰ CME提供免費的近期交易資料下載，詳細資料內容請參考下列網址：<http://www.cme.com/dta/>

¹¹ 美國大部分期貨交易所，對於交易價格相同的接續兩筆資料只記錄第一筆資料，而本文採用的資料則為完整記錄的逐筆交易價格資料。

並且用於衡量交易量、買賣價差與價格波動性之關係。此外，由於同一交易日於市場上存在有不同到期月份之契約，其交易狀況各不相同，為了避免不同到期月份之契約對衡量結果產生影響的因素，造成分析之困難與錯誤，因此本研究採用交易較為熱絡的最近月份契約，另考量到投資人常於契約到期日前轉倉的現象，所以於最近月份契約到期日前九天改採用下一季月契約。而在聯立方程式中，期貨契約的未平倉量與美國國庫券三個月期利率的資料來源則為Datastream資料庫。

第四節 實証結果

(一) 買賣價差

表 6 為四種研究契約的基本統計資料，由資料顯示，電子化交易的迷你型契約交易非常熱絡，ES 契約平均每日交易量高達 57 萬口契約(近月份契約)，而每筆交易的達成平均只有 0.47 秒。NQ 契約平均每日交易量亦高達 26 萬口契約，每筆交易的達成平均則為 0.12 秒，顯示出電子化交易系統處理價單效率之優勢，而且限價單委託簿所提供的資訊透明度，亦便於流動性之提供與使用。公開喊價交易的正規型契約平均每筆交易契約數則較迷你型契約高出許多，其中 SP 契約平均每筆交易契約數為 20 口，而 ND 契約則為 11 口，另外正規型契約的平均每日未平倉量遠高於其平均每日交易量，顯示出正規型契約之交易人多以資本較大的投資機構為主，且正規型契約為投資人進行避險操作的選擇，此可能與公開喊價市場對於大額交易或特殊交易策略之達成較有彈性的特性有關；然而電子化交易的迷你型契約平均每筆交易契約數較低，此亦符合其契約設計為吸引小額投資人的目的，而且限價單委託簿之設計，亦可能促使限價單提供者為了減少逆資訊交易而遭受損失，因此採取小額下單操作手法(Tse and Zobotina (2001))。此外，迷你型契約平均每日未平倉量小於其平均每日交易量，顯示出迷你型契約交易人之操作策略可能大多為當沖與套利交易。

由以上之討論可以知道，公開喊價交易之正規型契約與其電子化交易之迷你型契約在交易型態上有很大的區別，因此，反應於流動性成本亦可能產生明顯的差異。由 TW

買賣價差估計量的估計結果顯示，電子化交易的迷你型契約，其平均買賣價差皆小於公開喊價交易的正規型契約。其中 ES 契約為 0.25 指數點，SP 契約為 0.40 指數點，NQ 契約為 0.51 指數點，ND 契約則為 1.05 指數點。Kurov and Zabolina(2003)利用樣本期間 2002 年 1 月至 6 月研究結果顯示，Nasdaq 100 指數期貨的買賣價差大於其迷你型指數期貨，然而 S&P 500 指數期貨的買賣價差卻小於其迷你型指數期貨。顯然地，就 S&P 500 指數期貨契約而言，其買賣價差在本研究樣本期間內已大幅地提高。

由圖 3 與圖 4 可看出電子化交易之 ES 契約與 NQ 契約，買賣價差大致上皆維持在其價格最小變動單位上，並沒有太大的起伏波動，而此結果亦與一般所認知的 ES 契約與 NQ 契約為一個 tick size 的市場一致，顯示出目前的最小價格變動單位可能限制住買賣價差落至其競爭水準。此外其交易價格變動絕大多數都維持不變或變動一個 tick size，因此 ES 契約與 NQ 契約為交易價格較為連續的市場，而此與限價單委託簿提供較佳的價量資訊透明度與連續競價的特性有關；相較於其電子化交易的迷你型商品，公開喊價交易的 SP 契約與 ND 契約買賣價差波動較大，SP 契約的價格變動超過兩個 tick sizes 以上的比例很高，約佔五成，而 ND 契約大部分價格變動皆在兩個 tick sizes 以下，但價格變動為兩個 tick sizes 的比例亦占了兩成。

若以買賣價差的交易成本占其交易契約價值的比重而言，公開喊價交易之正規型契約皆明顯大於電子化交易之迷你型契約，其中以 NQ 契約之流動性成本最高，平均每筆契約交易的買賣價差交易成本為 77.5 美元，平均約為契約價值的 0.0574%。因此，單純以買賣價差來衡量市場流動性的角度而言，電子化交易之迷你型契約的市場流動性相對於公開喊價交易之正規型契約是較佳的，顯示電子化交易系統在價單的執行處理上發揮了極大的效率，而此亦可部分解釋近年來正規型與其迷你型契約在交易量的消長態勢。

(二)市場深度

為了確保市場深度模型統計上的有效性，模型中每一變數皆利用 Augmented Dickey-Fuller test (ADF)檢查變數是否為定態(stationarity)，以避免假性迴歸造成模型解釋的謬誤，檢定結果顯示所有變數皆為定態，因此直接以水準(level)值進行估計。另外，價格波動性方程式考慮了自身落後期變數的效果，利用 Akaike Information Criteria (AIC)以決定最適落後期數，結果顯示落後五期是較為適當的，因此本研究考慮落後五期的效果。

表 7 與表 8 為四個契約市場深度模型的估計結果。不論是價格變動絕對值方程式或價格波動性方程式，由預期交易量的係數顯示，所有契約在顯著水準 1%下皆顯著為正值，表示預期交易量的變化對於價格的變動確實產生了衝擊，其中電子化交易之迷你型契約的預期交易量，相對於公開喊價交易之正規型契約，對於交易價格之衝擊較小。另外，未預期交易量的係數亦顯示，所有契約在顯著水準 1%下皆顯著為正值，而且數值皆大於預值交易量之係數，顯示預期與未預期交易量對於交易價格之衝擊存在明顯的不對稱效果，其中電子化交易之迷你型契約的未預期交易量對於交易價格之衝擊也是比公開喊價交易之正規型契約小，表示電子化交易的市場深度較佳，然而此不對稱效果則是迷你型契約較為明顯，表示當市場面臨突發性之衝擊時，電子化交易市場的市場深度下降速度較為顯著。

正值與負值的未預期交易量對交易價格衝擊的不對稱關係隨著契約不同而有所差異。就 ND 契約而言，正值的未預期交易量比負值的未預期交易量對於價格變動絕對值有較大的影響，然而對於價格波動性的影響則較小，表示交易量小於預期交易量時，其對價格之衝擊會有較快的回復速度。對 NQ 契約而言，正值與負值的未預期交易量對價格波動性的影響，並沒有顯著的差異；對 SP 契約與 ES 契約而言，此種不對稱關係和 ND 契約的結論則相反，正值的未預期交易量比負值的未預期交易量，對於價格變動絕對值的影響較小，然而對於價格波動的影響則較大，表示交易量小於預期交易量時，其對價格之衝擊回復速度較慢。

由以上的分析顯示，電子化交易的 ES 契約與 NQ 契約相對於公開喊價交易的 SP 契約與 ND 契約，有較深的市場深度，顯示電子化交易中限價單委託簿的設計與買賣報價資訊的揭露，促進了市場深度的強化，然而當市場面臨突發性之衝擊時，電子化交易市場的市場深度下降的速度較快。此外，預期與未預期交易量對價格的衝擊存在著顯著的異質性；至於正值與負值未預期交易量，對價格的衝擊亦存在異質性，然而隨著契約的不同，此異質性的關係亦有所差異。

(三)交易量、買賣價差與價格波動性

在針對聯立方程式模型進行 2SLS 法估計之前，必須就因變數與解釋變數之間的聯立(simultaneous)關係進行釐清。表 9、表 10 與表 11 分別為針對交易量方程式、買賣價差方程式與價格波動性方程式是否存在聯立關係，利用兩階段 Hausman 認定檢定所衡量之結果。由結果顯示，除了 SP-ES 模型的買賣價差方程式與 ND-NQ 模型的價格波動性方程式，其他所有方程式皆存在聯立關係。以 SP-ES 模型的交易量方程式為例，由表 9 檢定結果顯示，買賣價差在交易量方程式中應被視為內生變數，然而，價格波動性則視為外生變數，因此必須利用 2SLS 法來進行交易量方程式之估計¹²，以消除買賣價差與殘差項具有相關性的影響。其餘因變數與解釋變數間聯立關係的結果，請參考表 9、表 10 與表 11，在此不加贅述。

交易量方程式

在交易量方程式中，不論是 SP-ES 模型或 ND-NQ 模型，在顯著水準 1% 之下，買賣價差與交易量皆顯著為同向關係，表示在控制其他影響因素下，流動性成本的增加的同時，交易量亦提升，且結果似乎與理論預期相反；然而，由於買賣價差與交易量存在聯立關係，彼此存在雙向因果關係，亦即表示買賣價差與交易量係同時決定，而非單向之因果關係。

¹²當方程式不存在聯立關係，利用 OLS 方法與 2SLS 方法估計皆可得到一致估計式，然而使用 OLS 方式會比使用 2SLS 法較有效率(efficient)(Brooks (2002))

不論是 SP-ES 模型或 ND-NQ 模型，在控制其他因素下，價格波動性在顯著水準 1% 皆顯著與交易量呈現同向之關係，在理論上價格波動性的增加，會導致投機者保留價格的調整與避險者風險轉移的需求，而此兩種效果皆會提高交易量，因此研究結果亦符合理論預期。

另外，為了了解公開喊價交易之正規型契約與電子化交易之迷你型契約在交易量是否存在顯著之差異，因此在模型中考慮虛擬變數。由結果顯示，在控制影響交易量之因素下，電子化交易之迷你型契約的交易量顯著大於公開喊價交易之正規型契約，而此結果亦與迷你型契約交易量統計資料較高一致。

買賣價差方程式

在買賣價差方程式中，在控制其他因素下，SP-ES 模型的交易量在顯著水準 5% 顯著與買賣價呈現同向關係，而 ND-NQ 模型亦為同向關係，但不顯著。此同向關係可能是因為交易人將交易量放大解讀為市場可能存在資訊交易者，因此擴大買賣價差以減少可能臨之損失。

價格波動性的增加對於市場流動性提供者而言，隱含著兩種風險，包括資訊不對稱風險與未充分多角化的非系統性風險，如此會促使流動性提供者擴大買賣價差以補償可能面臨之風險。而由估計結果顯示，不論是 SP-ES 模型或 ND-NQ 模型，價格波動性皆顯著與買賣價差皆呈正向關係，與理論預期符合。

由前述的 TW 買賣價差估計量衡量結果顯示，在未控制影響買賣價差的因素下，公開喊價交易之正規型契約的平均買賣價差皆大於電子化交易之迷你型契約，然而，正規型契約與迷你型契約在交易量，價格波動性等買賣價差相關影響因素可能存在差異性，如果直接以兩契約的平均買賣價差來探討市場流動性可能會造成比較上的誤解。因此透過買賣價差方程式，在控制正規型與迷你型契約的交易量與價格波動性等影響變數的差異下，由虛擬變數之係數顯示，公開喊價交易契約的流動性成本皆顯著大於電子化交易契約，而此結論亦符合前述買賣價差的衡量結果。

價格波動性方程式

Wang and Yau(2000)將價格波動性的來源分成兩部分，一部分來自於新資訊的流入，以交易量作為代理變數，另一來源則為日內的流動性部分，以買賣價差作為代理變數，新資訊愈多，流動性愈差，皆會造成價格波動更為劇烈。在價格波動性方程式中，不論是 SP-ES 模型或 ND-NQ 模型，交易量皆顯著與價格波動性呈現同向之關係，顯示交易量放大時，價格變動亦愈明顯，而此結果與預期一致。此外，SP-ES 模型與 ND-NQ 模型的買賣價差皆與價格波動性呈同向關係，亦符合理論預期，顯示日內的流動性的優劣，的確會對交易價格的變動產生影響。

Admati and Pfleiderer(1988)認為價格波動性與落後一期交易量應會呈現同向之關係；然而就 SP-ES 模型於此樣本期間而言，其結果與 Admati and Pfleiderer(1988)的結論相反，但卻和 Foster(1995)與 Wang and Yau(2000)的結果一致。此外，由價格波動性方程式的虛擬變數顯示，在控制影響價格波動性的因素下，公開喊價交易之 ND 契約，其價格波動性顯著大於其電子化交易之迷你型契約，而公開喊價交易之 SP 契約與其電子化交易之迷你型契約，在價格波動性沒有顯著之差異。

第六章 迷你型契約對正規型契約流動性之影響

由第五章的探討，可以了解電子化交易之迷你型契約(ES 契約與 NQ 契約)與公開喊價交易的正規型契約(SP 契約與 ND 契約)市場流動性之差異；然而，究竟 CME 將電子化交易之迷你型契約導入市場，對於公開喊價交易之正規型契約市場流動性帶來了如何的衝擊?此問題為本章節欲探討的主題。

迷你型的 ES 契約與 NQ 契約分別於 1997 年 9 月 9 日與 1999 年 6 月 21 日在 CME 掛牌上市，因此本研究分別以此兩個時點為分界點，探討於電子化交易之迷你型契約加入市場前後，公開喊價交易之正規型契約在市場流動性是否產生明顯的結構性變化。為了衡量此市場流動性可能的變化，本文依照第五章所採用的買賣價差與市場深度衡量方

法，此外，聯立方程式模型亦作了局部的調整，以探討 SP 契約與 ND 契約在交易量、買賣價差與價格波動性之間的關係是否因為迷你型契約的加入而產生明顯的影響。

第一節 聯立方程式模型之調整

電子化交易之迷你型契約與其公開喊價交易之正規型契約在產品特徵有諸多的相同點，雖然在同一交易所交易，兩契約之間的競爭亦是無可避免的。本研究以第五章的聯立方程式模型為基礎，在虛擬變數的解釋上作了局部調整，進而檢視電子化交易之迷你型契約加入市場前後，其公開喊價交易之正規型契約的交易量、買賣價差與價格波動性是否產生了變化。

本章節所採用的模型與第五章的聯立方程式模型在型式上並無不同，然而模型中虛擬變數 *Dummy* 的意義作了調整，在此用以控制迷你型契約加入時點前後之效果，其中 $Dummy_t = 0$ 表示迷你型契約加入前的正規型契約， $Dummy_t = 1$ 則表示迷你型契約加入後的正規型契約。而模型中其餘變數的意義在前一章已介紹過，在此不加贅述。

第二節 研究資料

本研究以迷你型契約加入時點為分界點，將公開喊價交易之正規型契約樣本期間劃分為加入前樣本期間與加入後樣本期間。其中，SP 契約的加入前樣本期間為 1996 年 9 月 3 日至 1997 年 9 月 8 日，加入後樣本期間則為 1997 年 9 月 9 日至 1999 年 12 月 31 日；ND 契約的加入前樣本期間為 1998 年 6 月 1 日至 1999 年 6 月 18 日，加入後樣本期間則為 1999 年 6 月 21 日至 2001 年 12 月 31 日。樣本資料來源包括 Tick Data 光碟資料庫與 Datastream 資料庫，其中 Tick Data 光碟資料庫記錄了逐筆買賣交易價格、交易時間與交易契約月份資料，但與 CME 的 Globex Time and Sales Data File 與 Volume by Tick Data File 不同的是，Tick Data 光碟資料庫並沒有記錄逐筆交易之交易量，因此，

在市場深度模型中，每一時間區間(15 分鐘)的交易量(契約數)並無法獲得。然而 Pirrong(1996)研究發現在市場深度模型中，以交易次數作為交易量之代理變數，與用交易量進行市場深度的衡量，在衡量結果上並沒有太大差異。因此，本文即以每一時間區間內之交易次數作為交易量之代理變數，進行市場深度之探討，另外，聯立方程式中的每日交易量資料則改採用 Datastream 資料庫之資料。除此之外，所有資料的處理與使用如同第五章所介紹，而採用之契約亦為最近月份契約，並於最近月份契約到期日前九天改採用下一季月契約。

第三節 實証結果

(一)買賣價差

表 14 為 SP 契約與 ND 契約於其迷你型契約加入市場前後的敘述統計資料。由資料顯示，SP 契約與 ND 契約在迷你型契約加入市場後，交易量皆增加，其中 SP 契約交易量微幅增加，而 ND 契約交易量則大幅度提高，這或許可歸因於本研究 ND 契約的樣本期間，網路通訊等高科技產業興起，促使以高科技產業為主的 Nasdaq 市場交易熱絡，Nasdaq 指數並於 2000 年 3 月達到網路泡沫高峰的 5132 點。然而由圖 5 與圖 6 顯示，雖然正規型契約之交易量在迷你型契約加入市場後提高了，但是相對於同期間其迷你型商品交易量的驚人成長幅度，正規型契約交易量的成長似乎顯得微不足道，顯然迷你型契約的加入市場，對於其正規型契約交易量的成長，可能產生了扼阻的作用。

公開喊價交易之正規型契約的平均未平倉量明顯高於平均每日交易量，顯示正規型契約避險交易比例較高的特性。正規型契約的未平倉量在其迷你型契約加入後亦隨著交易量之增加而提高，而且避險交易的比重亦有提升，此可能與部分非避險操作投資人轉移至電子化交易之迷你型契約有關。

另外，正規型契約的交易價格標準差在其迷你型契約加入後變大，顯示交易價格變動的更為劇烈；然而，這或許也可部分歸因於 CME 在迷你型契約加入時點後，調高其

正規型契約的最小價格變動單位¹³。

所以，在迷你型契約加入前後，不論是市場景氣或交易環境都有所變化，而此變化亦可能對流動性成本產生影響。由表 14 顯示 SP 契約之平均買賣價差從其迷你型契約加入前的 0.089 指數點，擴大至加入後的 0.188 指數點，而 ND 契約之平均買賣價差則從其迷你型契約加入前的 0.748 指數點，擴大至加入後的 1.531 指數點，顯然地，若以指數點為買賣價差之度量單位，正規型契約的買賣價差皆擴大；然而 SP 契約於 1997 年 10 月將契約乘數由美金 500 元調降為美金 250 元，所以若將買賣價差轉換成以絕對金額來衡量，則 SP 契約的買賣價差在其迷你型契約加入前後變化並不大，然而 ND 契約的買賣價差則還是明顯擴大。此外，由圖 7 與圖 8 亦顯示，不論是 SP 契約或 ND 契，每日平均買賣價差在迷你型契約加入後有擴大的現象，並且變動程度亦更加劇烈。顯然地，電子化交易之迷你型契約加入市場競爭後，使得公開喊價之正規型契約流動性成本提高，市場流動性品質有惡化的現象。



(二)市場深度

表 15 與表 16 分別為公開喊價交易之 SP 契約與 ND 契約，於其電子化交易之迷你型契約加入前後市場深度模型估計的結果，此外，在表 15 與表 16 亦提供關於其迷你型契約的市場深度模型估計結果。首先就 SP 契約之市場深度進行討論，不論是價格變動絕對值方程式或價格波動性方程式，由預期交易次數的係數顯示皆為負值。此結果顯示當預期交易次數增加時，價格變動反而變小，而且此關係於迷你型契約加入後變為顯著。

由預期交易次數之係數顯示 SP 契約的市場深度似乎頗佳；然而，若考慮未預期交易次數的效果，不論是價格變動絕對值方程式或價格波動性方程式，在迷你型契約加入前後皆顯示未預期交易次數之係數顯著為正值，而且此數值明顯大於預期交易次數之係數，表示 SP 契約的市場深度還有待加強，而且預期與未預期交易次數對於價格之衝擊

¹³ S&P 500 指數期貨於 1997 年 10 月，將契約乘數由原來的一點美金 500 元降為 250 元，而最小價格變動單位則由原來的 0.05 點漲為 0.1 點。Nasdaq 100 指數期貨於 2000 年 3 月將最小價格變動單位由原來的 0.05 點漲為 0.5 點。

存在明顯的不對稱效果。此外，迷你型契約加入後，SP 契約的未預期交易次數之係數亦明顯大於加入前之係數，顯示當迷你型契約加入競爭後，SP 契約的市場深度有惡化的現象。

另外，考慮正值與負值未預期交易次數對價格衝擊的異質性，結果顯示在迷你型契約加入後，此種異質性已產生變化，在迷你型契約加入前，SP 契約之正值未預期交易次數對交易價格所造成之衝擊較負值未預期交易次數大；然而於迷你型契約加入後，此種未預期交易次數異質性關係剛好相反。

接著，就 ND 契約於迷你型契約加入前後的市場深度變化進行探討。由表 16 顯示，不論是價格變動絕對值方程式或價格波動性方程式，大部分預期交易次數的係數皆顯著為正值，顯示 ND 契約之預期交易次數的確對交易價格產生衝擊，此外，與 SP 契約一樣，ND 契約的預期交易次數在其迷你型契約加入後，對交易價格的衝擊較小。

然而，當考慮未預期交易次數對價格衝擊的效果後，則顯示當迷你型契約加入市場競爭後，ND 契約的市場深度有變差的現象。不論是價格變動絕對值方程式或價格波動性方程式，皆可看出 ND 契約的未預期交易次數對價格之衝擊很顯著，此結果亦顯示對 ND 契約而言，預期與未預期交易次數對價格之衝擊存在明顯的不對稱性，而且當其迷你型契約加入後，此衝擊效果的不對稱性亦加明顯。

此外，考慮正值與負值未預期交易次數對於價格衝擊的異質性效果，就價格變動絕對值方程式而言，ND 契約的確存在此種異質性效果，然而在其迷你型契約加入後，此異質性關係產生變化，在迷你型契約加入前，正值未預期交易次數的影響比負值未預期交易次數大；然而於加入後，正值未預期交易次數的影響則比負值未預期交易次數小。而就價格波動性方程式而言，在其迷你型契約加入前，ND 契約的未預期交易次數對交易價格的衝擊雖然存在著異質性，其中正值未預期交易次數的影響較負值未預期交易次數大；然而於迷你型契約加入後，此異質性關係則不顯著了。

由以上討論顯示，當電子化交易之迷你型契約加入市場後，公開喊價交易之正規型契約市場深度有惡化的現象。其中市場深度惡化的主要原因來自未預期交易次數對價格之衝擊，顯示在迷你型契約加入後，公開喊價交易之正規型契約市場在面臨突發性之衝

擊時，其市場深度下降的速度更快。此外，若再將未預期交易次數劃分為正值與負值未預期交易次數，不論是 SP 契約或 ND 契約，正值與負值未預期交易次數亦存在異質性效果，然此異質性關係隨著迷你型契約的加入而產生改變，在迷你型契約加入前，正值未預期交易次數的影響較大；然而，在迷你型契約加入後，則負值未預期交易次數的影響較大。此外，比較電子化交易之迷你型契約與同時期公開喊價交易之正規型契約的市場深度，亦顯示出迷你型契約的市場深度較正規型契約佳。

(三)交易量、買賣價差與價格波動性

表 17、表 18 與表 19 分別為針對交易量方程式、買賣價差方程式與價格波動性方程式是否存在聯立關係，利用兩階段 Hausman 認定檢定所衡量之結果。由結果顯示，除了 SP 契約的聯立方程式模型中的買賣價差方程式不存在聯立關係，其他所有方程式皆存在聯立關係。因此必須利用 2SLS 方法來進行估計，以消除解釋變數與殘差項具有相關性的影響。因變數與解釋變數間聯立關係的詳細結果，請參考表 17、表 18 與表 19，在此不加贅述。



交易量方程式

在交易量方程式中，不論是 SP 契約或 ND 契約，在控制其他影響交易量之因素下，買賣價差與交易量在顯著水準 1% 下顯著呈現反向關係，顯示當流動性成本較低時，投資人較有意願進場買賣，而此關係亦符合理論預期。

交易量方程式的價格波動性係數，不論是 SP 契約或 ND 契約皆顯著為正值，顯示價格波動較大時，刺激了投機者與避險者的操作需求，因此提高了交易量。

此外，為了檢定電子化交易之迷你型契約加入前後，公開喊價交易之正規型契約的交易量是否存在顯著的差異，在交易量方程式考慮了虛擬變數。由結果顯示，在控制迷你型契約加入前後其他影響交易量因素的差異下，於樣本期間內，SP 契約的交易量在迷你型契約加入後有顯著下滑的現象，然而 ND 契約則是呈現微幅成長。

買賣價差方程式

在買賣價差方程式中，交易量愈大，表示流動性提供者有更多的機會調整其存貨持有部位，減少其所面臨之價格風險，因此預期買賣價差與交易量呈現反向之關係；然而，交易量變大，亦可能表示資訊交易者之存在，為了避免可能的逆資訊交易所造成的損失，流動性提供者亦可能擴大買賣價差。由實証結果顯示，ND 契約的買賣價差係數顯著為負值，顯示於公開喊價交易之 ND 契約資訊不對稱並不明顯；而 SP 契約的買賣價差係數則為正值，但不顯著。

接著考慮價格波動性對買賣價差的影響，SP 契約與 ND 契約的價格波動性在顯著水準 1% 皆顯著與買賣價差呈現同向關係，顯示當流動性提供者面臨較大的價格風險時，會擴大買賣價差以彌補可能的損失。

若直接以平均買賣價差比較迷你型契約加入前後，正規型契約買賣價差的變化，顯示買賣價差皆變大了，然而，在同時間交易量、價格波動性等影響買賣價差之變數亦產生了變化。因此，透過買賣價差方程式，在控制影響買賣價差的因素下，由虛擬變數係數的檢定結果顯示，公開喊價交易之正規型契約的買賣價差，在電子化交易之迷你型契約加入後顯著地擴大，表示流動性成本提高了，而此結論亦與直接衡量的結果一致。

價格波動性方程式

由價格波動性方程式估計結果顯示，不論是 SP 契約或 ND 契約，交易量和買賣價差在顯著水準 1% 下皆顯著與價格波動性呈正向關係，顯示新資訊的流入與日內的流動性差異的確會影響價格波動性之大小，而此結果亦符合理論預期。

考慮落後一期交易量對於價格波動性之影響。由估計結果顯示，在控制其他影響價格波動性之因素下，SP 契約與 ND 契約的落後一期交易量皆與價格波動性顯著呈反向關係，與 Foster(1995)與 Wang and Yau(2000)的結果一致。

此外，由檢定迷你型契約加入前後，價格波動性是否有顯著差異的虛擬變數係數顯示，在控制其他影響價格波動性的因素下，公開喊價交易之 ND 契約的價格波動性在迷你型契約加入後顯著地變小了；然而，SP 契約的價格波動性在迷你型契約加入前後並

沒有顯著的差異。

第七章 結論

本研究針對 CME 交易最為熱絡的四種指數期貨契約，包括公開喊價交易—正規型 S&P 500 指數期貨與正規型 Nasdaq 100 指數期貨，和電子化交易—迷你型 S&P 500 指數期貨與迷你型 Nasdaq 100 指數期貨，進行公開喊價交易與電子化交易市場流動性之探討與比較。由於買賣價差估計量在衡量有效買賣價差時表現並不佳，因此本研究首先探討的主題為(1)買賣價差估計量之衡量。接著即探討本文主要研究主題(2)公開喊價交易之正規型與電子化交易之迷你型契約間市場流動性的衡量與比較。此外，為了能夠了解電子化交易之迷你型契約對於公開喊價交易之正規型契約的市場流動性所造成的影響，本研究第三個研究主題即為探討(3)公開喊價交易之正規型契約於迷你型契約加入前後，市場流動性之差異。各主題重要結論彙述如下：

(一)買賣價差估計量之衡量

本研究針對五種買賣價差估計量—(1) Roll 估計量 (2) Thompson and Waller(TW)估計量 (3) CFTC 估計量 (4) Smith and Whaley(SW)估計量 (5) MCMC 估計量 進行衡量比較。由研究結果顯示 TW 估計量的均方誤在所有估計量中相對較小，且其在 SPDR 最小價格變動單位為 1/64 與 1/100 兩樣本期間內，與報價買賣價差的相關性皆很高，顯示 TW 估計量為一穩健且相對較佳的流動性成本估計量，另外，透過預測涵蓋技巧 (forecast encompassing techniques) (Harvey et al.(1998))，檢查此五種估計量資訊含量的差異，檢定結果亦顯示，相對於 TW 估計量，並沒有證據顯示其他估計量能夠提供更多有關報價買賣價的有效資訊。因此，本研究採用 TW 估計量進行流動性成本之衡量。

(二)正規型契約與迷你型契約市場流動性之衡量與比較

在文獻上最常用來探討市場流動性的衡量方法也括市場深度與買賣價差。研究結果

顯示，不論是電子化交易契約或公開喊價交易契約，市場交易活動對於交易價格，皆產生了顯著衝擊，顯示市場深度還有改善之空間，其中，電子化交易之迷你型契約比公開喊價交易之正規型契約更具有市場深度，顯示電子化交易中限價單委託簿的設計與買賣報價資訊的揭露，提供了有關市場深度的有用資訊並促進了市場深度的強化。

不論是公開喊價交易之正規型契約或電子化交易之迷你型契約，預期交易量與非預期交易量對於交易價格之衝擊存在顯著的不對稱性，其中非預期交易量對交易價格之衝擊較預期交易量大。此外，正值與負值非預期交易量對交易價格的衝擊亦存在異質性，然而此異質性隨著研究契約的不同而有不同的結論。

而由 TW 買賣價差估計量顯示，電子化交易之迷你型契約的平均買賣價差皆小於其電子化交易之正規型契約，表示 CME 的 Globex 交易系統的確發揮了其處理價單上執行效率的優勢，而其限價單委託簿的設計提供較佳的價量資訊透明度與連續競價的特性，亦有助於流動性成本的降低。雖然迷你型契約透電子化交易具有匿名性的性質，如此可能產生逆資訊交易，然而對於指數期貨而言，資訊不對稱的現象並不明顯，另一方面，投資人亦可獲得許多關於市場狀況的即時資訊，因此資訊不對稱效果對於電子化交易之迷你型契約的買賣價差影響較小。

然而，正規型契約與迷你型契約的交易量、價格波動性等影響買賣價差的因素可能存在差異性，直接以買賣價差來比較兩種契約的流動性可能會造成誤解。因此本研究透過聯立方程式，在控制影響買賣價差因素的差異下，亦顯示電子化交易的迷你型契約比公開喊價交易之正規型契約具有較小的買賣價差，更加印證電子化交易市場具有較佳的市場流動性。

(三)正規型契約流動性於迷你型契約加入前後的差異

由預期交易次數對交易價格的衝擊顯示，公開喊價交易之 SP 契約與 ND 契約的市場深度似乎不錯，且在迷你型契約加入後，此衝擊效果更小；然而，當考慮未預期交易次數的效果時，不論是迷你型契約加入前或加入後，公開喊價交易契約的未預期交易次數對交易價格的衝擊皆顯著大於預期交易次數，顯示交易價格顯著地受到交易活動的

影響，市場深度仍有待強化，而且在迷你型契約加入後，公開喊價交易之正規型契約的市場深度則有惡化的現象。

此外，不論是 SP 契約或 ND 契約，正值與負值未預期交易次數對交易價格之影響亦存在異質性效果，然此異質性關係隨著迷你型契約的加入而產生改變，在迷你型契約加入前，正值未預期交易次數的影響較大；然而，在迷你型契約加入後，則負值未預期交易次數的影響較大。

由 TW 買賣價差估計量顯示，在電子化交易之迷你型契約加入後，公開喊價交易之正規型契約的買賣價差皆變大了，一方面可能是因為迷你型契約加入競爭所引起的，另一方面亦可能是因為 SP 契約與 ND 契約調整契約規格與最小價格變動單位所造成，若買賣價差轉換成以金額單位來衡量，SP 契約的買賣價差在其迷你型契約加入前後並沒有太大差異，而 ND 契約在迷你型契約加入後還是明顯地變大。

然而，在控制迷你型契約加入前後，交易量、價格波動性等影響買賣價差因素的差異下，模型估計檢定結果顯示，公開喊價交易之正規型契約的買賣價差在電子化交易之迷你型契約加入後顯著地擴大了。

由以上的結果顯示，不論是買賣價差或是市場深度的衡量，電子化交易之迷你型契約的表現皆比公開喊價交易之正規型契約佳，顯示電子化交易市場比公開喊價交易市場具有市場流動性，此外本研究亦發現，當電子化交易市場加入競爭後，公開喊價市場的市場流動性有惡化的現象；然而，本研究結果並非意味著電子化交易與公開喊價交易孰優孰劣，更非表示電子化交易應該取代公開喊價交易，因為何者為較佳的交易模式，可能因人、因時、因勢而異，因此亦有賴不同的標準加以衡量。

參考文獻

- Admati, A. R., and P. Pfleiderer "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability." *The Review of Financial Studies*, 1 (1988) 1-40.
- Ap Gwilym, O. and S. Thomas. "An Empirical Investigation of Quoted and Implied Bid-Ask Spreads on Futures Contracts." *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 12 (2002) 81-99.
- Bessembinder, H., and P. J. Seguin. "Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28 (1993) 21-39.
- Brooks, C. Introductory Econometrics for Finance. Cambridge (2003).
- Bryant, H. L., and M. S. Haigh. "Bid-Ask Spreads in Commodity Futures Markets." *Applied Financial Economics*, forthcoming.
- Casella, G., and E.I. George. "Explaining the Gibbs Sampler." *The American Statistician*, 46 (1992), 167-90.
- Clark, P. K. "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variances for Speculative Prices." *Economica*, 41 (1973) 135-155.
- Foster, A. J. "Volume-Volatility Relationships for Crude Oil Futures." *Journal of Futures Markets*, 15 (1995) 929-951.
- Frino, A., T. H. McInish., and M. Toner. "The Liquidity of Automated Exchanges: New Evidence from German Bund Futures." *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 8 (1998) 225-241.
- George, T. J., and Longstaff, F. A. "Bid-Ask Spreads and Trading Activity in the S&P 100 Index options market." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28 (1993) 381-397.
- Gilks, W. R., S. Richardson, and D. J. Spiegelhalter. "Introducing Markov Chain Monte Carlo." Markov Chain Monte Carlo in Practice, W. R. Gilks, S. Richardson, and D. J. Spiegelhalter, eds. London: Chapman and Hall (1996).
- Granger, C. W. J., and P. Newbold. "Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts." *Applied Economics*, 5 (1973) 35-47.
- Harris, L. "Transaction Data Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22 (1987) 127-142.
- Harvey, D. I., S. J. Leybourne, and P. Newbold. "Test for Forecast Encompassing." *Journal of Business and Economic Statistics*. 16 (1998) 254-259.
- Hasbrouck, J. "Liquidity in the Futures Pits: Inferring Market Dynamics from Incomplete Data." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming.
- Jennings, R. H., and C. Barry. "Information Dissemination and Portfolio Choice." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 18 (1983) 1-19.
- Kappi, J., and R. Siivonen. "Market Liquidity and Depth on Two Different Electronic

- Trading Systems: A Comparison of Bund Futures Trading on the APT and DTB" *Journal of Financial Markets*, 3 (2000) 389-402
- Kurov, A., and T. Zabolina. "Is it Time to Reduce the Minimum Tick Sizes of the E-mini Futures?" Working paper (2003)
- Kyle, A. S. "Continuous Auctions and Insider Trading." *Economica*, 53 (1985)1315-1335.
- Locke, P.R., and P.C. Venkatesh. "Futures Market Transactions Costs." *Journal of Futures Markets*, 17 (1997), 229-245.
- McInish, T., and Wood, R. "An Analysis of Intraday Patterns in Bid/Ask Spreads for NYSE Stock." *Journal of Finance*, 47 (1992), 753-763.
- Newey, W. K., and K. D. West. "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica*, 55 (1987) 703-708.
- Pirrong, C. "Market Liquidity and Depth on Computerized and Open Outcry Systems: A Comparison of DTB and LIFFE Bund Contracts." *The Journal of Futures Markets*, 16 (1996) 519-543.
- Roll, R. "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market." *Journal of Finance*, 39 (1984), 1127-39.
- Smith, T., and R.E. Whaley. "Estimating the Effective Bid/Ask Spread From Time and Sales Data." *Journal of Futures Markets*, 14 (1994), 437-55.
- Tauchen, G. E., and M. Pitts. "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets." *Econometrica*, 5 (1983) 485-505.
- Thompson, S. R., and M. Waller. "Determinants of Liquidity Costs in Commodity Futures Markets." *Review of Futures Markets*, 7 (1988) 110-126.
- Tse, Y., and T. V. Zabolina. "Transaction Costs and Market Quality: Open Outcry Versus Electronic Trading." *The Journal of Futures Markets*, 21 (2001) 713-735.
- Ulibarri, C., and J. Schatzberg. "Liquidity Costs: Screen-Based Trading versus Open Outcry." *Review of Financial Economics*, 12 (2003) 381-396.
- Wang, J. "Asymmetric Information and the Bid-Ask Spread: An Empirical Comparison between Automated Order Execution and Open Outcry Auction." *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 9 (1999) 115-128.
- Wang, G. H. K., and J. Yau. "Trading Volume, Bid-Ask Spread, and Price Volatility in Futures Markets." *Journal of Futures Markets*, 20 (2000), 943-970.
- Wang, G. H. K., J. Yau, and T. Baptise. "Trading Volume and Transaction Costs in Futures Markets." *Journal of Futures Markets*, 17 (1997), 757-780.

[表 1] S&P 500 與 E-mini S&P 500 指數期貨契約規格

S&P 500 與 E-mini S&P 500 指數期貨契約規格		
契約種類	S&P500 股價指數期貨	E-mini S&P 500 指數期貨
契約推出日期	1982 年 4 月 21 日	1997 年 9 月 9 日
交易時間	Floor: 8:30AM 至 3:15PM (RTH) ; GLOBEX: 3:30PM 至 8:15AM	GLOBEX: 3:45PM 至 3:15PM (ETH)
契約代碼	SP	ES
契約面額	250 美金乘以 S&P 500 指數	50 美金乘以 S&P 500 指數
升降單位	0.1 點或美金 25 元	0.25 點或美金 12.5 元
契約月份	三月、六月、九月及十二月	三月、六月、九月及十二月
最後交易日	交割月份第三個星期五之前一營業日	交割月份第三個星期五之前一營業日
部位限制	所有月份之多空淨部位不得超過 20000 個契約	與 S&P 500 指數期貨之多空淨部位合計不得超過 20000 個契約 (5 個 E-mini S&P 500 契約等同一個 S&P 500 契約)

[表 2] Nasdaq 100 與 E-mini Nasdaq 100 指數期貨契約規格

Nasdaq 100 與 E-mini Nasdaq 100 指數期貨契約規格		
契約種類	Nasdaq 100 股價指數期貨	E-mini Nasdaq 100 指數期貨
契約推出日期	1996 年 4 月 10 日	1999 年 6 月 21 日
交易時間	Floor:8:30AM 至 3:15PM (RTH) ; GLOBEX: 3:30PM 至 8:15AM	GLOBEX: 3:45PM 至 3:15PM (ETH)
契約代碼	ND	NQ
契約面額	100 美金乘以 Nasdaq 100 指數	20 美金乘以 Nasdaq 100 指數
升降單位	0.5 點或美金 50 元	0.5 點或美金 10 元
契約月份	三月、六月、九月及十二月	三月、六月、九月及十二月
最後交易日	交割月份第三個星期五之前一營業日	交割月份第三個星期五之前一營業日
部位限制	所有月份之多空淨部位不得超過 5000 個契約	與 Nasdaq 100 指數期貨之多空淨部位合計不得超過 5000 個契約 (5 個 E-mini Nasdaq 100 契約等同一個 Nasdaq 100 契約)

[表 3] 買賣價差估計量之衡量—以 SPDR 為研究樣本

最小價格變動單位：1/64						
買賣價差	樣本數	平均值	均方誤	平均誤差	最小值	最大值
報價買賣價差	270	0.2951	1.6257	0.0000	0.1615	0.7721
CFTC	270	0.0957	0.1255	-0.1994	0.0647	0.2520
TW	270	0.0902	0.1023	-0.2049	0.0636	0.2310
Roll	270	0.1243	0.8210	-0.1707	0.0720	0.4598
SW	270	0.0892	0.0824	-0.2059	0.0634	0.1980
MCMC	270	0.0837	1.2383	-0.2114	0.0009	0.1566
最小價格變動單位：1/100						
買賣價差	樣本數	平均值	均方誤	平均誤差	最小值	最大值
報價買賣價差	186	0.1285	0.2082	0.0000	0.0748	0.2427
CFTC	186	0.0497	0.0628	-0.0787	0.0209	0.1518
TW	186	0.0454	0.0516	-0.0831	0.0201	0.1375
Roll	186	0.0765	0.3677	-0.0520	0.0224	0.4935
SW	186	0.0451	0.0477	-0.0834	0.0201	0.1226
MCMC	186	0.0431	0.1079	-0.0854	0.0007	0.1066

說明：每一樣本值皆為透過每日逐筆買賣報價資料或交易價格資料，進而求得之每日報價買賣價差或買賣價差估計值。在此誤差定義為買賣價差估計值與報價買賣價差之差額。

CFTC: Commodity Futures Trading Commission estimator ; TW: Thompson-Waller measure ; Roll: Roll's measure ; SW: Smith and Whaley estimator ; MCMC: Markov Chain Monte Carlo measure.

[表 4] 每日平均報價買賣價差與每日平均買賣價差估計值之相關係數矩陣

最小價格變動單位：1/64						
SPY	報價買賣價差	CFTC	TW	Roll	SW	MCMC
報價買賣價差	1.0000	0.5917	0.6226	0.3180	0.6459	0.5236
CFTC	0.5917	1.0000	0.9824	0.7559	0.9593	0.5183
TW	0.6226	0.9824	1.0000	0.7003	0.9842	0.5209
Roll	0.3180	0.7559	0.7003	1.0000	0.6304	0.2374
SW	0.6459	0.9593	0.9842	0.6304	1.0000	0.5219
MCMC	0.5236	0.5183	0.5209	0.2374	0.5219	1.0000
最小價格變動單位：1/100						
SPY	報價買賣價差	CFTC	TW	Roll	SW	MCMC
報價買賣價差	1.0000	0.8084	0.8136	0.4845	0.8360	0.7259
CFTC	0.8084	1.0000	0.9989	0.8303	0.9940	0.6904
TW	0.8136	0.9989	1.0000	0.8248	0.9958	0.6973
Roll	0.4845	0.8303	0.8248	1.0000	0.7813	0.2995
SW	0.8360	0.9940	0.9958	0.7813	1.0000	0.7272
MCMC	0.7259	0.6904	0.6973	0.2995	0.7272	1.0000

說明：CFTC: Commodity Futures Trading Commission estimator ; TW: Thompson-Waller measure ; Roll: Roll's measure ; SW: Smith and Whaley estimator ; MCMC: Markov Chain Monte Carlo measure

[表 5] 預測涵蓋檢定(forecast encompassing tests)之 P-value

最小價格變動單位 : 1/64					
SPY	CFTC	TW	Roll	SW	MCMC
CFTC		<.0001*	<.0001*	<.0001*	<.0001*
TW	<.0001*		<.0001*	<.0001*	0.1652
Roll	0.0119**	0.0001*		0.0062*	0.3085
SW	<.0001*	<.0001*	<.0001*		0.3625
MCMC	<.0001*	0.0001*	<.0001*	0.0021*	
最小價格變動單位 : 1/100					
SPY	CFTC	TW	Roll	SW	MCMC
CFTC		<.0001*	<.0001*	<.0001*	<.0001*
TW	<.0001*		<.0001*	<.0001*	0.5747
Roll	0.6874	<.0001*		0.589	0.8109
SW	<.0001*	<.0001*	0.0044*		0.6435
MCMC	<.0001*	0.0010*	0.0004*	0.0028*	

說明: P-value 為檢定虛無假設 H_0 : 列(row)中的估計量涵蓋行(column)中的估計量。P-values 接近零表示列中的估計量並不能涵蓋行中的估計量。

*在 1%顯著水準下顯著. **在 5%顯著水準下顯著。

CFTC: Commodity Futures Trading Commission estimator ; TW: Thompson-Waller measure ; Roll: Roll's measure ; SW: Smith and Whaley estimator ; MCMC: Markov Chain Monte Carlo measure.

[表 6]

S&P 500 指數期貨與 Nasdaq-100 指數期貨敘述統計資料—2003 年 5 月至 2004 年 2 月

	正規型契約		迷你型契約	
	SP	ND	ES	NQ
平均每日交易次數	2,542	893	51,455	31,480
平均每日交易量(契約數)	50,118	12,127	573,066	261,602
平均每日交易量(百萬美元)	12.9601	1.6366	29.6293	7.0479
平均每筆交易契約數	19.7188	13.5839	11.1373	8.3101
平均未平倉契約口數	621,633	81,362	539,304	255,894
平均契約指數水準	1,034.37	1,349.51	1,034.06	1,347.06
平均買賣價差估計值 (指數點)*	0.3512	0.7750	0.2553	0.5101
平均買賣價差估計值 (美元)*	\$87.80	\$77.50	\$12.77	\$10.20
平均買賣價差佔每口契約交易金額比重	0.0340%	0.0574%	0.0247%	0.0379%
買賣價差估計值標準差	0.7542	1.0475	0.0495	0.1206
平均交易達成間隔時間(秒)	9.5607	27.2195	0.4723	0.7719
價格變動標準差	1.0201	2.0139	0.1514	0.2652
最小價格變動單位 /	0.1	0.5	0.25	0.5
價格變動分配(絕對值)	index point	index point	index point	index point
0 Ticks	27.7100%	24.1217%	74.2171%	78.6579%
1 Ticks	16.5033%	49.0366%	23.4843%	21.2069%
2 Ticks	26.9704%	20.7243%	2.2490%	0.1134%
超過 2 Ticks	28.8134%	6.1174%	0.0495%	0.0218%

說明：所有統計資料均針對於正規交易時段(RTH)的最近季月(nearby)契約進行衡量，並於最近季月契約到期日前九天轉換(rolling)至下一季月契約。

* 買賣價差估計值以 TW 估計量衡量。

[表 7] 市場深度模型---SP 契約與 ES 契約 (2003 年 5 月至 2004 年 2 月)

價格變動絕對值方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R ²
SP	PARMS	62.0161**	0.0177**	0.0110*	-0.0019	0.0774
	STDERR	6.3324	0.0026	0.0048	0.0060	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	0.0229	0.7509	
ES	PARMS	43.0881**	0.0006**	0.0035**	0.0025**	0.3195
	STDERR	3.5443	0.0001	0.0003	0.0004	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	
價格波動性方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R ²
SP	PARMS	115.7196**	0.0203**	0.0618**	-0.0488**	0.2935
	STDERR	12.5401	0.0053	0.0096	0.0119	
	P-VALUE	<0.0001	0.0001	<0.0001	<0.0001	
ES	PARMS	87.0982**	0.0012**	0.0066**	0.0019**	0.6130
	STDERR	3.2002	0.0001	0.0003	0.0004	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	

說明: 考慮衡量之方便, 價格變動絕對值 $|\Delta P_i|$ 與價格波動性 σ_i 之衡量尺度皆乘以 100。

預期交易量(EVOL)、未預期交易量(UVOL)與正值未預期交易量 (UVOLPOS)之係數可當作市場深度估計值。

**在 5%顯著水準下顯著. **在 1%顯著水準下顯著。

[表 8] 市場深度模型---ND 契約與 NQ 契約 (2003 年 5 月至 2004 年 2 月)

價格變動絕對值方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R^2
ND	PARMS	127.2966**	0.0666**	0.1531**	0.0192**	0.1253
	STDERR	7.5075	0.0173	0.0261	0.0342	
	P-VALUE	<0.0001	0.0001	<0.0001	0.5742	
NQ	PARMS	112.4695**	0.0054**	0.0160**	0.0069**	0.2918
	STDERR	7.4375	0.0008	0.0013	0.0017	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	
價格波動性方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R^2
ND	PARMS	116.2080**	0.0511*	0.4585**	-0.2748**	0.5170
	STDERR	9.5866	0.0221	0.0333	0.0436	
	P-VALUE	<0.0001	0.0208	<0.0001	<0.0001	
NQ	PARMS	188.3625**	0.0065**	0.0311**	-0.0003	0.6173
	STDERR	6.4503	0.0006	0.0011	0.0015	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	0.8163	

說明：考慮衡量之方便，價格變動絕對值 $|\Delta P_t|$ 與價格波動性 σ_t 之衡量尺度皆乘以 100。

預期交易量(EVOL)、未預期交易量(UVOL)與正值未預期交易量 (UVOLPOS)之係數可當作市場深度估計值。

**在 5%顯著水準下顯著. **在 1%顯著水準下顯著。

[表 9] Hausman 認定檢定—交易量方程式

契約	(1) F Test	(2) χ^2	(3) χ^2
SP-ES	21.2965 (2 , 419)	33.5034**	113.4898**
ND-NQ	16.8889** (2 , 419)	42.0386**	3.8010

說明：對情況(1)而言，虛無假設為 H_0 ：在交易量方程式中，買賣價差與價格波動性皆為外生變數。對立假設 H_A ：買賣價差與價格波動性不皆為外生變數。對情況(2)而言， H_0 ：交易量方程式中，在價格波動性為內生變數的狀況下，買賣價差為外生變數。 H_A ：買賣價差為內生變數。對情況(3)而言 H_0 ：交易量方程式中，在買賣價差為內生變數的狀況下，價格波動性為外生變數。 H_A ：價格波動性為內生變數。F 統計量在自由度為(2, ∞)，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.0 和 4.61。卡方(chi square)統計量在自由度為 1，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.48 和 6.63。

**在 1%顯著水準下顯著.* 在 5%顯著水準下顯著. 括弧內的數字分別表示分子與分母的自由度。

^a 如果不拒絕虛無假設，則不需進一步執行第二階段檢定。

[表 10] Hausman 認定檢定—買賣價差方程式

契約	(1) F Test	(2) χ^2	(3) χ^2
SP-ES	2.2358(2 , 419)	X ^a	X
ND-NQ	3.9532*(2 , 419)	32.5953**	6.6443**

說明：對情況(1)而言，虛無假設為 H_0 ：在買賣價差方程式中，交易量與價格波動性皆為外生變數。對立假設 H_A ：交易量與價格波動性不皆為外生變數。對情況(2)而言， H_0 ：買賣價差方程式中，在交易量為內生變數的狀況下，價格波動性為外生變數。 H_A ：價格波動性為內生變數。對情況(3)而言 H_0 ：買賣價差方程式中，在價格波動性為內生變數的狀況下，交易量为外生變數。 H_A ：交易量为內生變數。F 統計量在自由度為(2, ∞)，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.0 和 4.61。卡方(chi square)統計量在自由度為 1，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.48 和 6.63。

**在 1%顯著水準下顯著.* 在 5%顯著水準下顯著. 括弧內的數字分別表示分子與分母的自由度。

^a 如果不拒絕虛無假設，則不需進一步執行第二階段檢定。

[表 11] Hausman 認定檢定—價格波動性方程式

契約	(1) F Test	(2) χ^2	(3) χ^2
SP-ES	4.5664* (2 , 419)	3.0175	144.4304**
ND-NQ	0.9370 (2 , 419)	X ^a	X

說明：對情況(1)而言，虛無假設為 H_0 ：在價格波動性方程式中，交易量與買賣價差皆為外生變數。對立假設 H_A ：交易量與買賣價差不皆為外生變數。對情況(2)而言， H_0 ：價格波動性方程式中，在交易量為內生變數的狀況下，買賣價差為外生變數。 H_A ：買賣價差為內生變數。對情況(3)而言 H_0 ：價格波動性方程式中，在買賣價差為內生變數的狀況下，交易量為外生變數。 H_A ：交易量為內生變數。F 統計量在自由度為(2, ∞)，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.0 和 4.61。卡方(chi square)統計量在自由度為 1，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.48 和 6.63。

**在 1%顯著水準下顯著.* 在 5%顯著水準下顯著. 括弧內的數字分別表示分子與分母的自由度。

^a 如果不拒絕虛無假設，則不需進一步執行第二階段檢定。

[表 12] 聯立方程式實証結果(SP-ES 契約)—2003 年 5 月至 2004 年 2 月

變數	VOL _t	BAS _t	VAL _t
Constant	7.205** (4.04)	-2.895** (-3.23)	-0.008 (-0.01)
VOL _t	---	0.136* (2.07)	0.348** (3.33)
BAS _t	0.206**(5.53)	---	0.103 (1.95)
VAL _t	0.438** (6.78)	0.203** (3.27)	---
∇ SP _t	---	1.870 (0.75)	---
∇ INT _t	2.237 (1.40)	---	---
OI _{t-1}	-0.054 (-0.45)	---	---
VOL _{t-1}	0.447** (7.60)	---	-0.165** (-2.83)
BAS _{t-1}	---	0.552** (6.17)	---
VAL _{t-1}	---	---	0.071 (1.38)
Dummy _t	-1.418** (-8.51)	0.488** (2.64)	0.422 (1.79)
Adj - R ²	0.92	0.51	0.20

說明：每一方程式以普通最小平方法(OLS)進行估計。括弧內為 t 統計。

∇ 為一階差分運算元(operator)。 $Dummy_t = 1$ ，如果樣本契約為 SP 契約，否則為 ES 契約。

*在 5%顯著水準下顯著.**在 1%顯著水準下顯著。

[表 13] 聯立方程式實証結果(ND-NQ 契約)—2003 年 5 月至 2004 年 2 月

變數	VOL _t	BAS _t	VAL _t
Constant	7.716** (3.01)	-1.322* (-2.52)	0.947 (0.88)
VOL _t	---	0.063 (1.77)	0.282** (3.20)
BAS _t	0.145** (3.05)	---	0.072* (2.24)
VAL _t	0.44** (5.73)	0.104* (2.33)	---
▽SP _t	---	1.205 (1.05)	---
▽INT _t	1.28 (0.78)	---	---
OI _{t-1}	-0.108 (-0.66)	---	---
VOL _{t-1}	0.382** (5.61)	---	-0.065 (-1.23)
BAS _{t-1}	---	0.694** (7.98)	---
VAL _{t-1}	---	---	-0.126* (-2.34)
Dummy _t	-2.09** (-6.20)	0.371** (2.837)	0.614* (2.21)
Adj-R ²	0.94	0.69	0.15

說明：每一方程式以兩階段最小平方法(2SLS)進行估計。括弧內為 t 統計。

▽為一階差分運算元(operator)。Dummy_t=1，如果樣本契約為 ND 契約，否則為 NQ 契約。

*在 5%顯著水準下顯著。 **在 1%顯著水準下顯著。



[表 14] S&P 500 指數期貨與 Nasdaq-100 指數期貨敘述統計資料—
1996 年 9 月至 2000 年 12 月

	SP		ND	
	加入前 ¹	加入後 ²	加入前 ³	加入後 ⁴
平均每日交易量(契約數)	77,181	112,838	5,484	18,959
平均未平倉契約口數	200,280	396,449	11,250	39,477
平均契約指數水準	775.30	1,180.16	1,556.35	2,726.24
平均買賣價差估計值 (指數點)*	0.0890	0.1879	0.7478	1.5307
平均買賣價差估計值 (美元)*	\$44.50	\$46.98	\$74.78	\$153.07
	0.0115%	0.0159%	0.0481%	0.0562%
買賣價差估計值標準差	0.0571	0.1258	0.5304	0.9761
交易價格標準差	2.2127	4.0995	10.2871	25.3080

說明：所有統計資料均針對於正規交易時段(RTH)的最近季月(nearby)契約進行衡量，並於最近季月契約到期日前九天轉換(rolling)至下一季月契約。

¹ 1996 年 9 月 3 日至 1997 年 9 月 8 日 ² 1997 年 9 月 9 日至 1999 年 3 月 31 日

³ 1998 年 6 月 1 日至 1999 年 6 月 18 日 ⁴ 1999 年 6 月 21 日至 2000 年 12 月 29 日

[表 15] 市場深度模型---SP 契約與 ES 契約 (1996 年 9 月至 1999 年 3 月)

價格變動絕對值方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R ²
SP (加入前)	PARMS	14.3681*	-0.0316	0.4201**	0.7155**	0.213
	STDERR	6.3008	0.0413	0.0706	0.1149	
	P-VALUE	0.0226	0.4439	<0.0001	<0.0001	
SP (加入後)	PARMS	55.6222**	-0.1530**	1.1802**	-0.0013	0.1742
	STDERR	8.9566	0.0549	0.1028	0.1666	
	P-VALUE	<0.0001	0.0053	<0.0001	0.9935	
ES	PARMS	29.2091**	-0.0032	0.3704**	0.2406**	0.3285
	STDERR	2.7240	0.0068	0.0195	0.0275	
	P-VALUE	<0.0001	0.6328	<0.0001	<0.0001	
價格波動性方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R ²
SP (加入前)	PARMS	35.5106**	-0.0209	0.9241**	0.5216**	0.4785
	STDERR	6.2145	0.0407	0.0696	0.1133	
	P-VALUE	<0.0001	0.6069	<0.0001	<0.0001	
SP (加入後)	PARMS	140.7797**	-0.4121**	1.9948**	-0.4373**	0.4204
	STDERR	8.9521	0.0548	0.1027	0.1665	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	0.0087	
ES	PARMS	70.3286**	0.0401**	0.6973**	0.1641**	0.6385
	STDERR	2.5315	0.0064	0.0181	0.0255	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	

說明: 考慮分析之方便, 價格變動絕對值 $|AP_t|$ 與價格波動性 σ_t 之衡量尺度皆乘以 100。

預期交易量(EVOL)、未預期交易量(UVOL)與正值未預期交易量 (UVOLPOS)之係數可當作市場深度估計值。

*在 5%顯著水準下顯著. **在 1%顯著水準下顯著。

[表 16] 市場深度模型---ND 契約與 NQ 契約 (1998 年 6 月至 2000 年 12 月)

價格變動絕對值方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R ²
ND (加入前)	PARMS	11.0801**	3.5215	7.5270**	6.9066**	0.353
	STDERR	8.8624	0.5842	0.5965	0.8992	
	P-VALUE	0.2112	<0.0001	<0.0001	<0.0001	
ND (加入後)	PARMS	104.8794**	0.1431	13.3513**	-0.4878**	0.3279
	STDERR	20.6691	0.3168	0.7352	1.0817	
	P-VALUE	<0.0001	0.6514	<0.0001	0.6520	
NQ	PARMS	138.3376**	-0.0054	0.8503**	-0.3406**	0.3245
	STDERR	15.8909	0.0103	0.0395	0.0520	
	P-VALUE	<0.0001	0.5988	<0.0001	<0.0001	
價格波動性方程式						
	Type	Intercept	EVOL	UVOL	UVOLPOS	R ²
ND (加入前)	PARMS	30.0653**	6.3160**	15.2628**	4.2699**	0.6854
	STDERR	7.6800	0.5062	0.5169	0.7793	
	P-VALUE	0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	
ND (加入後)	PARMS	192.6827**	1.2968**	21.0061**	-1.0817	0.6335
	STDERR	19.5933	0.3003	0.6969	1.0254	
	P-VALUE	<0.0001	<0.0001	<0.0001	0.2915	
NQ	PARMS	301.7638**	-0.0076	1.3178**	-0.3870**	0.6521
	STDERR	14.9443	0.0097	0.0371	0.0489	
	P-VALUE	<0.0001	0.4335	<0.0001	<0.0001	

說明: 考慮分析之方便, 價格變動絕對值 $|\Delta P_i|$ 與價格波動性 σ_i 之衡量尺度皆乘以 100。

預期交易量(EVOL)、未預期交易量(UVOL)與正值未預期交易量 (UVOLPOS)之係數可當作市場深度估計值。

*在 5%顯著水準下顯著. **在 1%顯著水準下顯著。

[表 17] Hausman 認定檢定—交易量方程式

契約	(1) F Test (Augmented Regression Approach)	(2) χ^2	(3) χ^2
SP	6.0826** (2, 904)	34.1934**	2.5838
ND	11.1131** (2, 934)	334.7540**	222.9204**

說明：對情況(1)而言，虛無假設為 H_0 ：在交易量方程式中，買賣價差與價格波動性皆為外生變數。對立假設 H_A ：買賣價差與價格波動性不皆為外生變數。對情況(2)而言， H_0 ：交易量方程式中，在價格波動性為內生變數的狀況下，買賣價差為外生變數。 H_A ：買賣價差為內生變數。對情況(3)而言 H_0 ：交易量方程式中，在買賣價差為內生變數的狀況下，價格波動性為外生變數。 H_A ：價格波動性為內生變數。F 統計量在自由度為(2, ∞)，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.0 和 4.61。卡方(chi square)統計量在自由度為 1，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.48 和 6.63。

**在 1%顯著水準下顯著.* 在 5%顯著水準下顯著. 括弧內的數字分別表示分子與分母的自由度。

[表 18] Hausman 認定檢定—買賣價差方程式

契約	(1) F Test	(2) χ^2	(3) χ^2
SP	1.6836 (2, 904)	X ^a	X
ND	11.1230** (2, 934)	40.7806**	0.2911

說明：對情況(1)而言，虛無假設為 H_0 ：在買賣價差方程式中，交易量與價格波動性皆為外生變數。對立假設 H_A ：交易量與價格波動性不皆為外生變數。對情況(2)而言， H_0 ：買賣價差方程式中，在交易量為內生變數的狀況下，價格波動性為外生變數。 H_A ：價格波動性為內生變數。對情況(3)而言 H_0 ：買賣價差方程式中，在價格波動性為內生變數的狀況下，交易量為外生變數。 H_A ：交易量為內生變數。F 統計量在自由度為(2, ∞)，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.0 和 4.61。卡方(chi square)統計量在自由度為 1，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.48 和 6.63。

**在 1%顯著水準下顯著.* 在 5%顯著水準下顯著. 括弧內的數字分別表示分子與分母的自由度。

^a 如果不拒絕虛無假設，則不需進一步執行第二階段檢定。

[表 19] Hausman 認定檢定—價格波動性方程式

契約	(1) F Test	(2) χ^2	(3) χ^2
SP	6.6160** (2, 904)	0.0273	17.3889**
ND	3.3995* (2, 934)	1.58	191.1305**

說明：對情況(1)而言，虛無假設為 H_0 ：在價格波動性方程式中，交易量與買賣價差皆為外生變數。對立假設 H_A ：交易量與買賣價差不皆為外生變數。對情況(2)而言， H_0 ：價格波動性方程式中，在交易量為內生變數的狀況下，買賣價差為外生變數。 H_A ：買賣價差為內生變數。對情況(3)而言 H_0 ：價格波動性方程式中，在買賣價差為內生變數的狀況下，交易量為外生變數。 H_A ：交易量為內生變數。F 統計量在自由度為(2, ∞)，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.0 和 4.61。卡方(chi square)統計量在自由度為 1，顯著水準為 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 下，分別為 3.48 和 6.63。

**在 1%顯著水準下顯著.* 在 5%顯著水準下顯著. 括弧內的數字分別表示分子與分母的自由度。

[表 20] 聯立方程式實証結果(SP 契約)—1996 年 9 月至 1999 年 3 月

變數	VOL_t	BAS_t	VAL_t
Constant	-11.580** (-3.28)	-1.786** (-9.62)	3.328** (7.01)
VOL_t	---	0.014 (0.93)	0.316** (3.24)
BAS_t	-0.212** (-4.76)	---	0.821** (16.68)
VAL_t	0.377** (10.96)	0.328** (16.50)	---
∇SP_t	---	-3.346** (-5.58)	---
∇INT_t	-1.846 (-1.53)	---	---
OI_{t-1}	1.323** (3.71)	---	---
VOL_{t-1}	0.474** (4.95)	---	-0.244** (-2.77)
BAS_{t-1}	---	0.620** (21.55)	---
VAL_{t-1}	---	---	0.122 (0.319)
Dummy _t	-0.806** (-3.55)	0.083** (4.86)	-0.045 (-1.43)
Adj-R ²	0.50	0.89	0.69

說明：每一方程式以兩階段最小平方法(2SLS)進行估計。括弧內為 t 統計。

∇ 為一階差分運算元(operator)。 $Dummy_t = 0$ 表示 ES 契約加入市場前， $Dummy_t = 1$ 表示 ES 契約加入市場後。ES 契約於 1997 年 9 月 9 日加入。

*在 5%顯著水準下顯著.**在 1%顯著水準下顯著。

[表 21] 聯立方程式實証結果(ND 契約)—1998 年 6 月至 2000 年 12 月

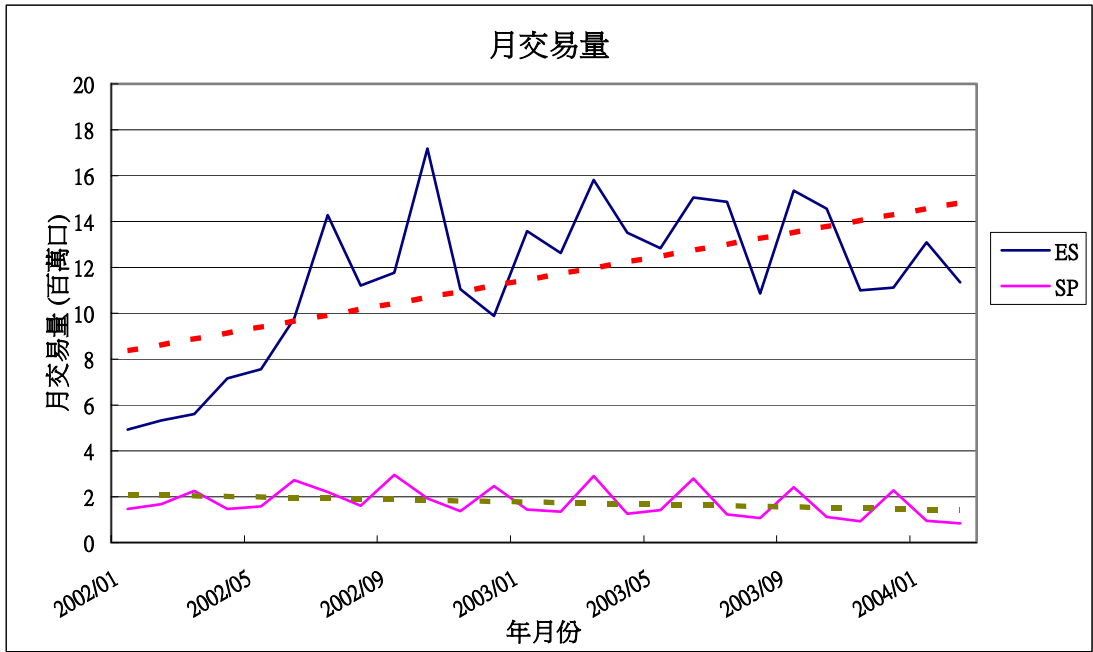
變數	VOL _t	BAS _t	VAL _t
Constant	0.242 (0.97)	-0.273** (-3.54)	1.249** (4.83)
VOL _t	---	-0.031** (-2.84)	0.549** (12.29)
BAS _t	-0.175** (-4.22)	---	0.769** (12.48)
VAL _t	0.357** (14.38)	0.135** (9.51)	---
∇ SP _t	---	-0.396* (-2.51)	---
∇ INT _t	-1.909 (-1.56)	---	---
OI _{t-1}	0.370** (9.10)	---	---
VOL _{t-1}	0.408** (9.79)	---	-0.369** (-8.54)
BAS _{t-1}	---	0.815** (40.35)	---
VAL _{t-1}	---	---	0.278** (7.94)
Dummy _t	0.095* (2.24)	0.041** (3.52)	-0.099* (-2.18)
Adj-R ²	0.91	0.96	0.83

說明：每一方程式以兩階段最小平方法(2SLS)進行估計。括弧內為 t 統計。

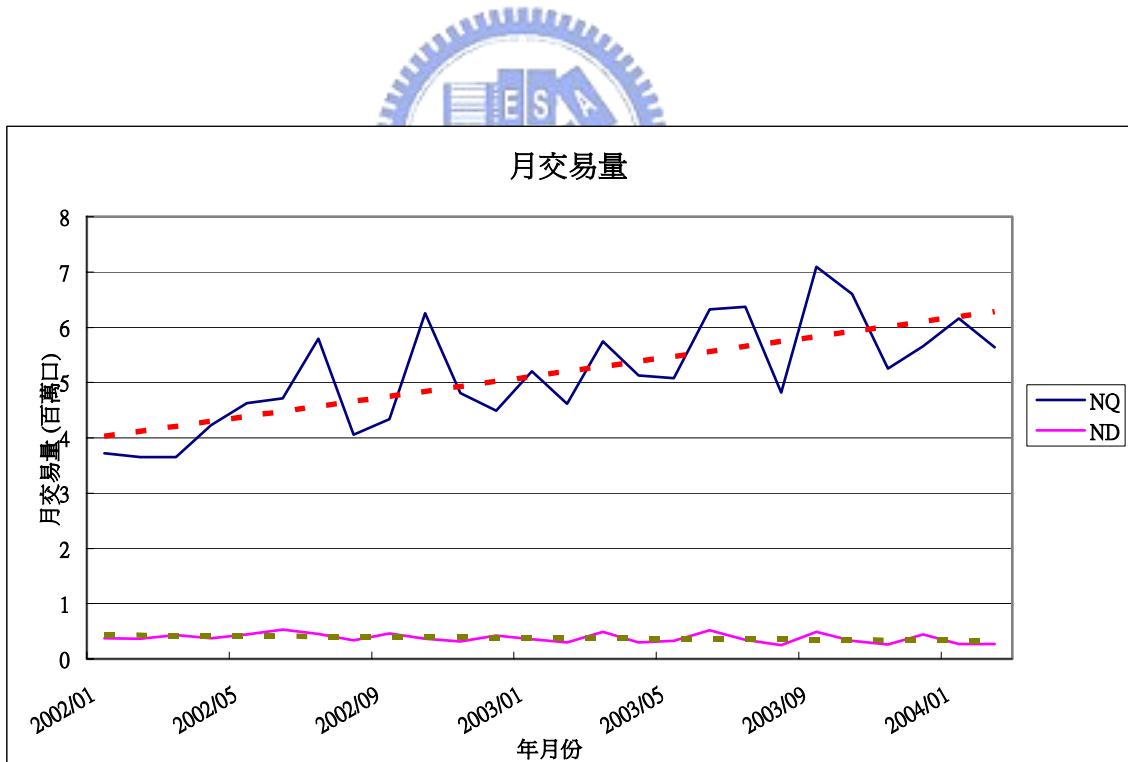
∇ 為一階差分運算元(operator)。Dummy_t=0 表示 NQ 契約加入市場前，Dummy_t=1 表示 NQ 契約加入市場後。NQ 契約於 1999 年 6 月 21 日加入。

*在 5%顯著水準下顯著。**在 1%顯著水準下顯著。

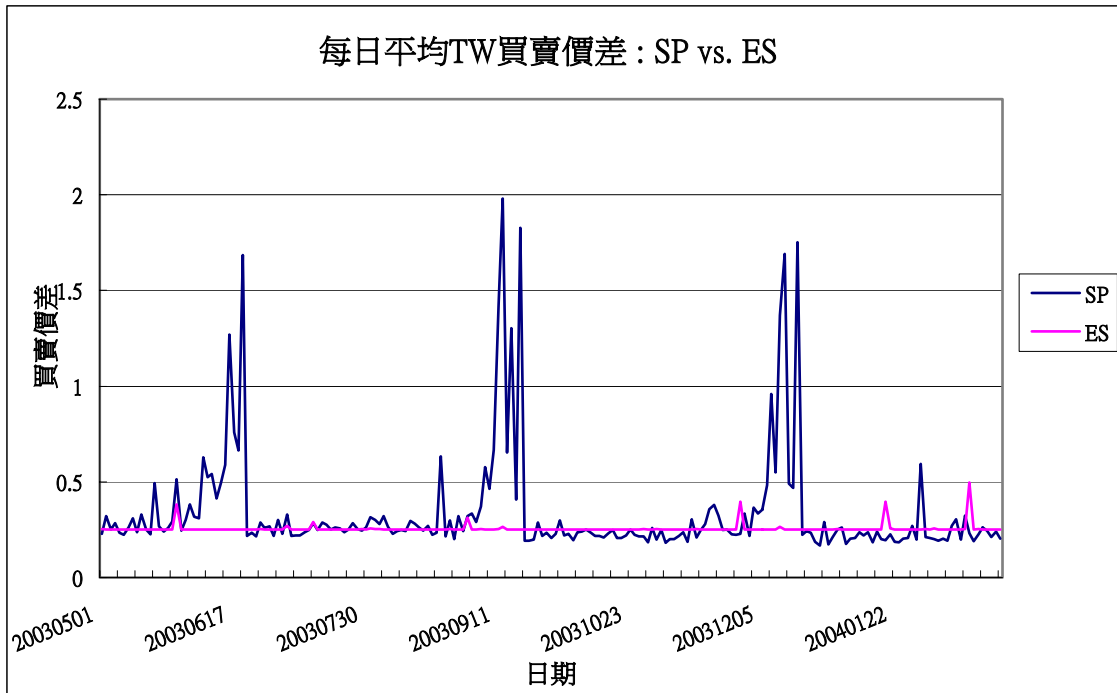




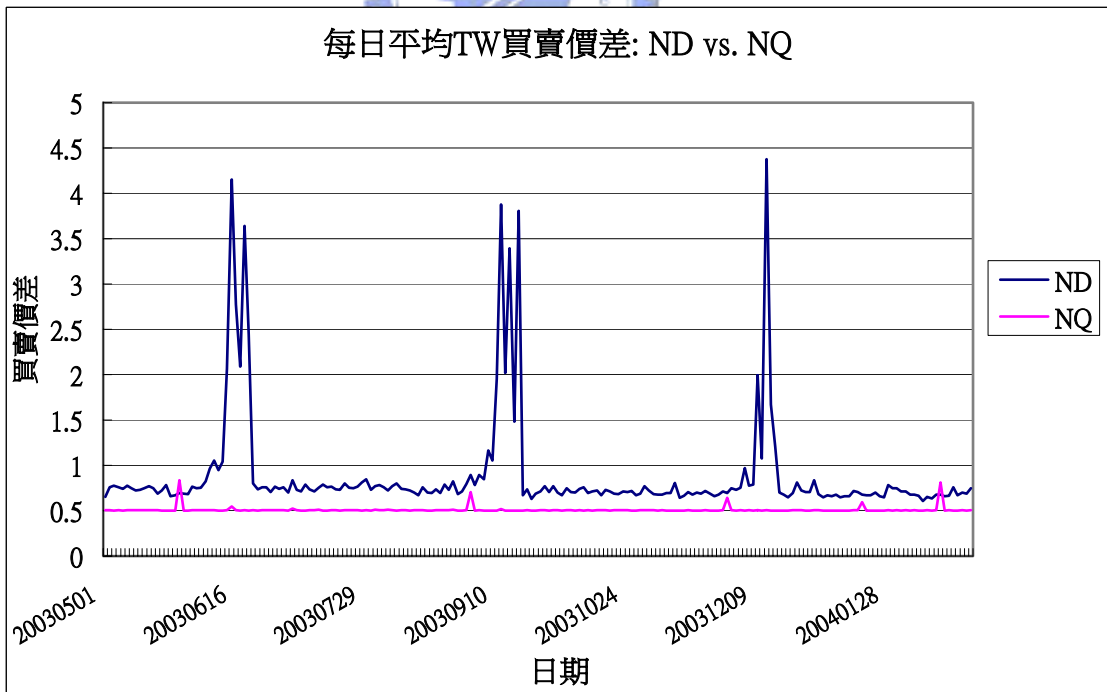
[圖 1] SP 契約與 ES 契約月交易量—2002 年 1 月至 2004 年 2 月



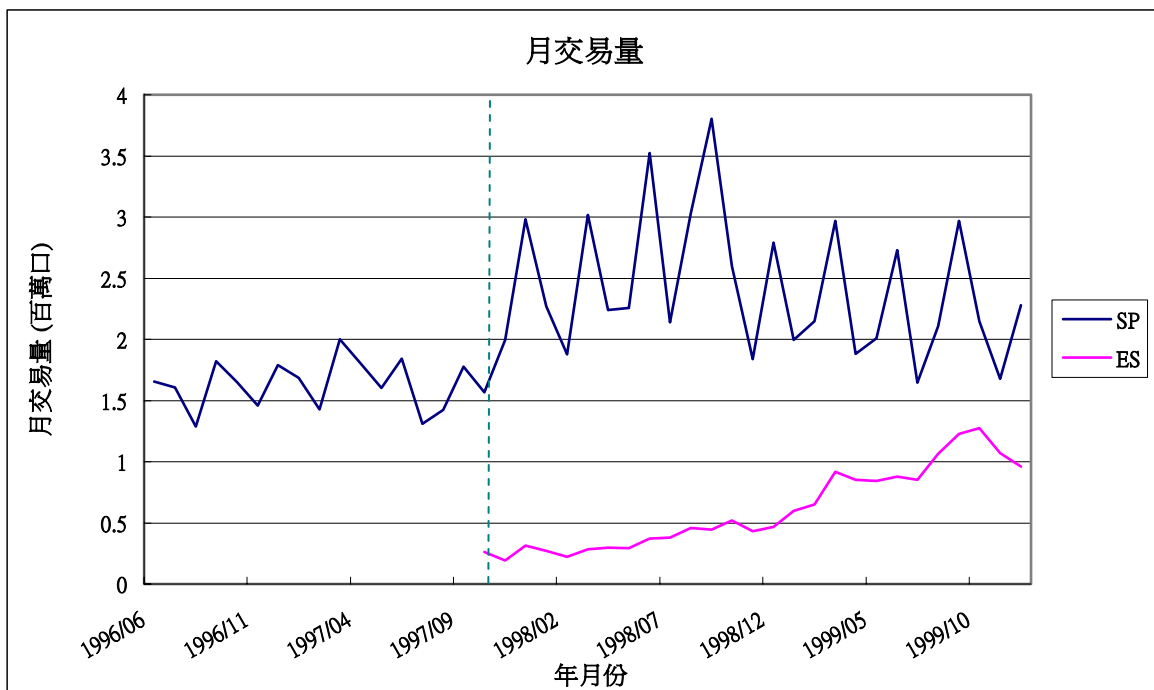
[圖 2] ND 契約與 NQ 契約月交易量—2002 年 1 月至 2004 年 2 月



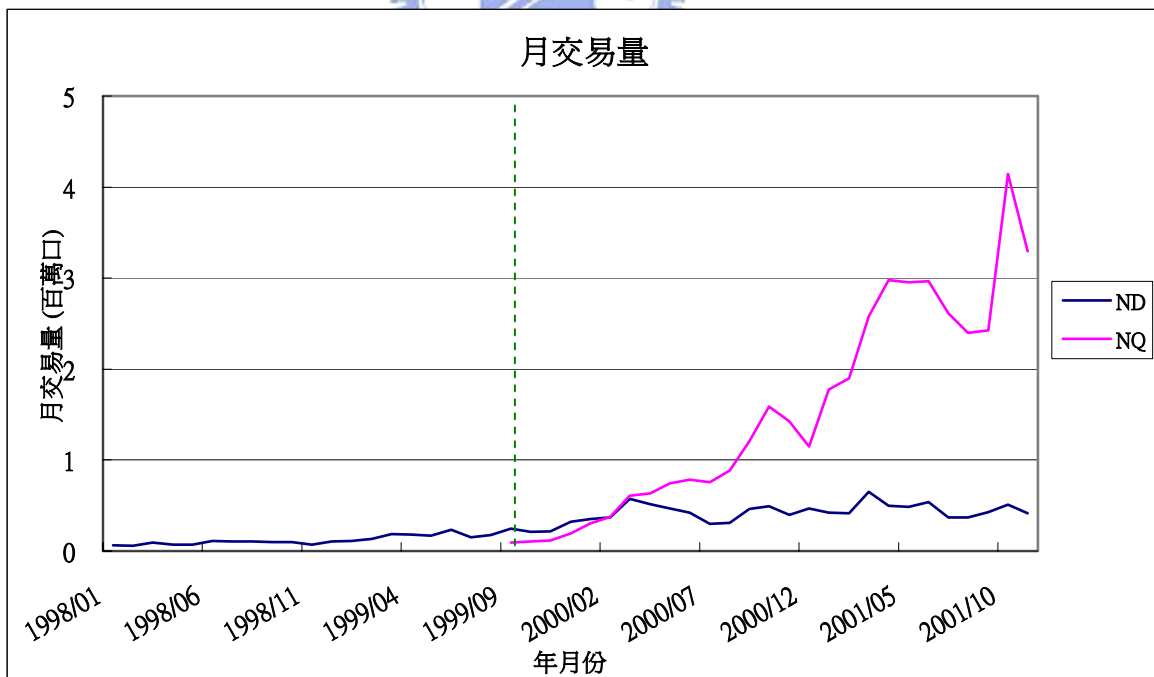
[圖 3] SP 契約與 ES 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—2003 年 5 月至 2004 年 2 月



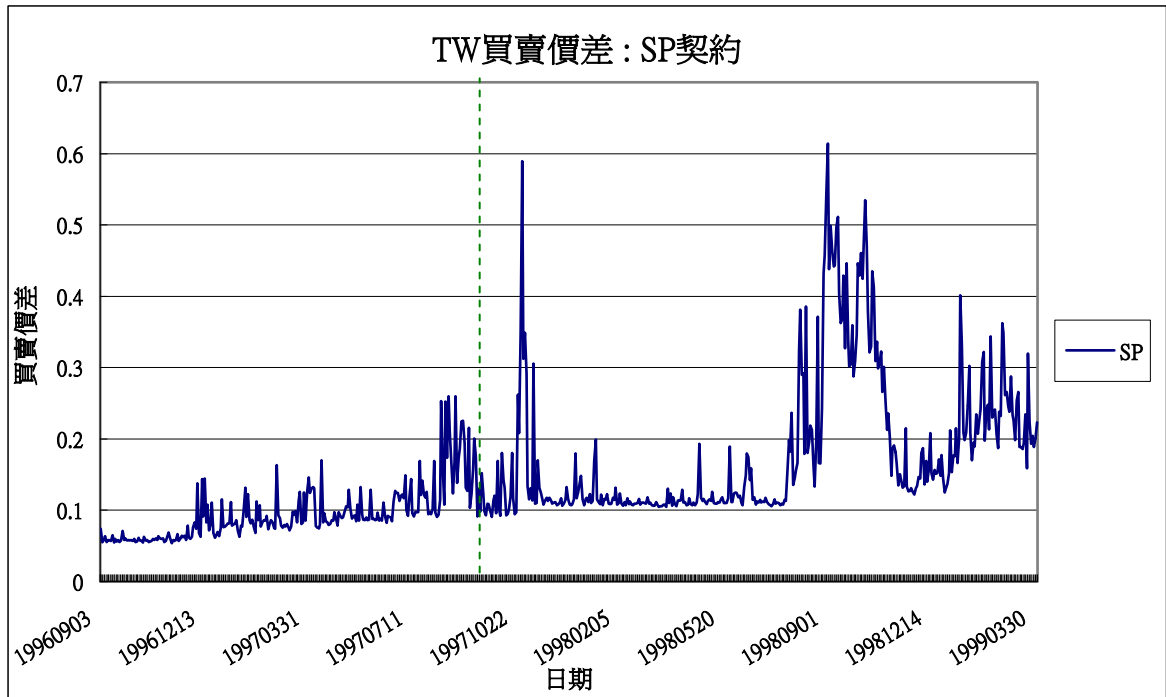
[圖 4] ND 契約與 NQ 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—2003 年 5 月至 2004 年 2 月



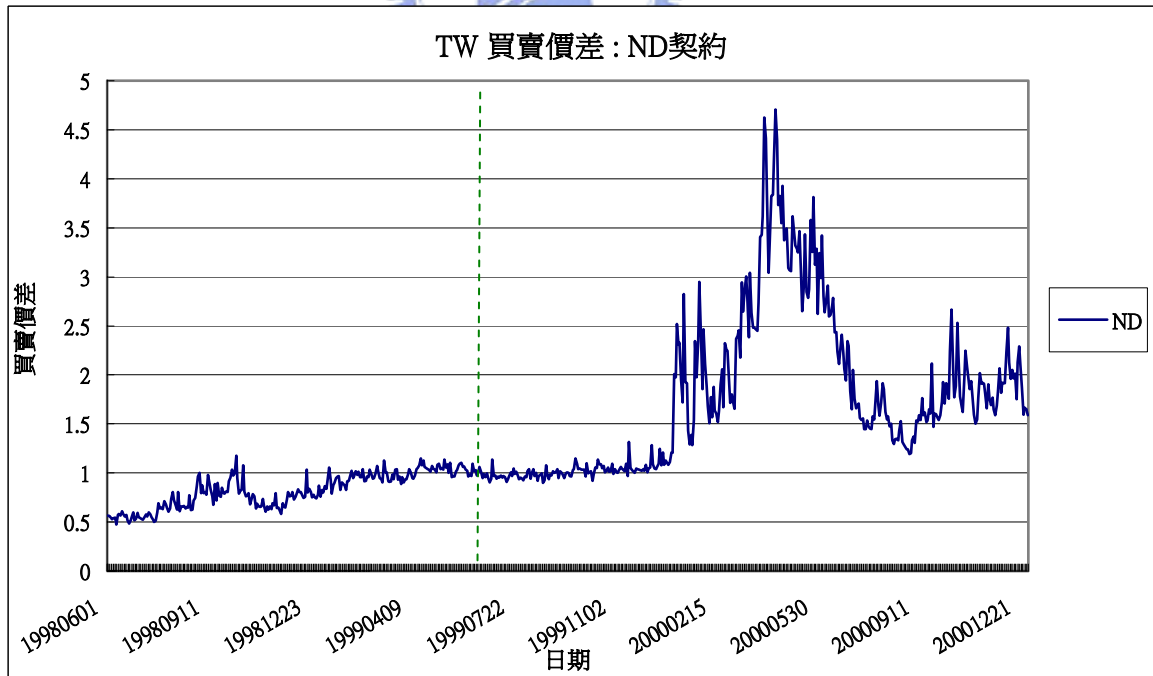
[圖 5] SP 契約月交易量—1996 年 6 月至 1999 年 12 月



[圖 6] ND 契約月交易量—1998 年 6 月至 2001 年 9 月



[圖 7] SP 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—1996 年 9 月至 1999 年 3 月



[圖 8] ND 契約每日平均 TW 買賣價差估計值—1998 年 6 月至 2000 年 12 月

附錄 一

兩階段 Hausman 認定檢定

在迴歸模型中，若存在一個潛在的內生解釋變數(the potentially endogeneous explanatory variable)，則可直接利用 Hausman 認定檢定來檢定是否具有內生性(endogeneity)；然而若迴歸模型中，存在兩個潛在的內生解釋變數，如本文聯立方程式模型中每一方程式皆有兩個潛在的內生解釋變數，則必須透過兩階段 Hausman 認定檢定來檢定此兩個潛在的內生解釋變數是否具有內生性。在此以本文聯立方程式的交易量方程式為例，買賣價差與價格波動性為潛在的內生解釋變數，首先在第一個階段檢定虛無假設：在交易量方程式中，買賣價差與價格波動性皆為內生變數，其檢定程序介紹如下：

首先，分別以買賣價差與價格波動性針對模型中所有先決變數(predetermined variables)進行 OLS 迴歸分析，並可分別得到殘差值 \hat{e}_1 與 \hat{e}_2 。接著將 \hat{e}_1 與 \hat{e}_2 加入交易量方程式作為解釋變數，並利用 OLS 進行估計。最後，利用 F 統計量檢定虛無假設： $\theta_1 = \theta_2 = 0$ ，其中 θ_1 與 θ_2 為 \hat{e}_1 與 \hat{e}_2 的係數。若檢定結果拒絕虛無假設則表示買賣價差、價格波動性或兩者在交易量方程式並非為外生變數，亦即在進行交易量方程式參數估計時必須將買賣價差或價格波動性或兩者視為內生變數。

經由以上步驟雖然可以確認交易量方程式中交易量與買賣價差和價格波動性是否存在聯立關係，但即使檢定結果顯示方程式中確實存在聯立關係，我們亦無法確知交易量方程式中，買賣價差或價格波動性何者為內生變數，亦或兩者皆為內生變數。因此，本文採用 Wang and Yau(2000)第二階段 Hausman 認定檢定方法，以做進一步釐清。在此步驟中，主要目的是為了發現交易量方程式中買賣價差或價格波動性何者為內生變數，在第二階段首先檢定虛無假設：交易量方程式中，在價格波動性為內生變數的情況之下，買賣價差為外生變數；對立假設則是買賣價差為內生變數。若檢定結果顯示拒絕虛無假設，則表示買賣價差在交易量方程式中應被視為內生變數；若不拒絕虛無假設，則買賣價差在交易量方程式中應被視為外生變數。此檢定統計量建立步驟如下：

- (1) 在虛無假設為真下，利用兩階段最小平方法(2SLS)進行交易量方程式參數的估計。
- (2) 在對立假設為真下，利用 2SLS 進行交易量方程式參數的估計。
- (3) 建立 m 統計量，其分配服從自由度為 1 的卡方分配(chi-square distribution)。

$$m = \frac{(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1)^2 \hat{r}^2}{(1 - \hat{r}^2) \hat{V}_1} \quad (\text{A.1})$$

其中 $\hat{\beta}_1$ 為步驟(1)所估計之買賣價差係數， $\hat{\beta}_2$ 為步驟(2)所估計之買賣價差係數， \hat{r}^2 為買賣價差縮減模式方程式(reduced form equation)的 R^2 值。 \hat{V}_1 則為 $\hat{\beta}_1$ 的變異數。

接著，針對交易量方程式中另一潛在內生解釋變數進行檢定，亦即檢定虛無假設：在交易量方程式中，在買賣價差為內生變數的情況之下，價格波動性為外生變數；對立假設則為價格波動性為內生變數，若檢定結果顯示拒絕虛無假設，則表示價格波動性在交易量方程式中應被視為內生變數；若拒絕虛無假設，則價格波動性在交易量方程式中應被視為外生變數，其檢定過程如同上述步驟。

同樣的概念，此兩階段 Hausman 認定檢定方法亦可應用於買賣價差方程式與價格波動性方程式，如此則可以確認方程式中所有潛在的內生解釋變數是否與因變數存在有聯立關係。

附錄 二

二階段最小平方法(2SLS)

兩階最小平方法的基本概念在消除機遇性解釋變數與誤差項間可能相關聯的影響，並獲得模型參數之一致(consistent)估計式，並具有近似常態性(asymptotic normality)性質。估計程序可分為兩個階段：

第一階段：利用普通最小平方法(OLS)估計縮減模式方程式(the reduced form equations)，並得到內生變數的配適值(fitted values)。

第二階段：將第一階段的所得到之配適值取代方程式右式的內生變數，並利用普通最小平方法進行估計。

經由以上步驟可求得方程式參數之一致性估計式，但不具有不偏性(unbiased)。在此以本文 ND-NQ 模型中的交易量方程式為例說明兩階段平方估計程序。在交易量方程式中，買賣價差與價格波動性為潛在的內生變數，而包括常數項、美國國庫券三個月期利率(差分值)、落後一期未平倉量、期貨契約當日結算價格(差分值)、虛擬變數、落後一期交易量、落後一期買賣價差與落後一期價格波動性為模型中的先決變數(predetermined variables)，因此可知道交易量方程式為過度認定(overidentified)，適用於 2SLS 方法。由兩階段 Hausman 認定檢定顯示，在交易量方程式中，買賣價差應被視為內生變數，接著即可執行第一階段，利用普通最小平方法估計下列縮減模式：

$$\hat{BAS}_t = d_0 + d_1 dINT_t + d_2 OI_{t-1} + d_3 dSP_t + d_4 Dummy_t + d_5 VOL_{t-1} + d_6 BAS_{t-1} + d_7 VAL_{t-1} + e_t$$

利用上式所得之配適值 \hat{BAS}_t 取代交易量方程式中的 BAS_t ，並利用普通最小平方法進行估計，如下所示。

$$VOL_t = a_0 + a_1 \hat{BAS}_t + a_2 \hat{VAL}_t + a_3 dINT_t + a_4 OI_{t-1} + a_5 TV_{t-1} + a_6 Dummy_t$$

透過以上兩個步驟即可得到交易量方程式之一致估計式。