

實施 SPAN 保證金計收制度對台灣期貨市場 品質的影響

The Effects of SPAN Margins System on Futures Market Liquidity, Volatility and Price Efficiency: The Case of Taiwan

吳佳蓁 Chia-Chen Wu

謝舒帆 Shu-Fan Hsieh

國立高雄第一科技大學金融系

Department of Money and Banking, National Kaohsiung First University of Science
and Technology

(Received August 4, 2010; Final Version December 16, 2010)

摘要：台灣期交所於 2007 年 10 月開始採用美國芝加哥商業交易所所推出的 SPAN 系統作為其保證金計算之系統，以期能準確地估算交易者的部位風險。本研究探討實施 SPAN 制度對期貨市場交易之流動性、波動性及價格效率性的影響。我們以台指期貨與小台指期貨契約為樣本，為考慮變數間的內生性問題，採用 Chou and Wang (2006) 所提出的結構方程式模型，實證結果發現實施 SPAN 保證金計收制度會使台指和小台指期貨的交易量較實施前增加、有效價差較實施前縮小，但價格波動亦較實施前增加；在市場效率性方面，發現實施 SPAN 制度後會促進期貨市場的價格效率。總體而言，更為精確的保證金計收制度會增加期貨市場的流動性、提高市場深度，並改善市場之價格效率性，但同時也會增加價格波動性。

關鍵字：SPAN 保證金計收制度、流動性、市場深度、波動性、價格效率性

Abstract: This paper examines the impact of SPAN margins system, which was adopted by the Taiwan Futures Exchange in October 2007, on market performances. In this study, we use the

本文之通訊作者為謝舒帆，e-mail: shufan@nkfust.edu.tw。

作者由衷感謝兩位匿名評審委員之寶貴意見。文中若有任何錯誤或疏漏，當屬作者之責。

three-equation structural proposed by Chou and Wang (2006) to test the impact of SPAN margins system on the liquidity, market depth, volatility and price efficiency of the Taiwan futures market. Our findings suggest that a more precise margins system improves the market liquidity and price efficiency while it increases price volatility.

Keywords : SPAN margins system, Liquidity, Market depth, Price volatility, Price efficiency

1. 緒論

期貨市場的保證金制度是用來維護期貨交易秩序能夠正常運作的重要機制。期貨交易所在設定保證金水準時，若將保證金水準設定過低，當期貨商品價格發生劇烈的波動時，將會導致其違約風險的增加，進而可能危及整個金融秩序；但另一方面，Hunter (1986) 指出如果期貨保證金水準設定過高，雖然可以降低投資人違約機率，但相對而言，也會增加投資人的交易成本並降低投資人參與市場的意願，進而影響市場交易的活絡性。因此保證金的高低對於期貨市場品質有著重大的影響。

台灣期貨交易所於 2007 年 10 月 8 日時，開始採用美國芝加哥商業交易所 (Chicago mercantile exchange, CME) 所推出的 SPAN (standard portfolio analysis of risk; 標準投資組合風險分析) 系統作為其保證金計算之系統。主要目的為因應商品種類的多樣化，為了更準確地估算交易者的部位風險，而決定採用 SPAN 保證金計收制度。Kupiec (1994) 認為 SPAN 系統的保證金計算在大多情況下較任何一種的策略基礎保證金要求有效率，表示過去的保證金計算方式會超收保證金，SPAN 制度將改善這個缺點。而這項新的保證金制度的實施給予本研究一個理想的實證環境，來探討較精確保證金計收制度對期貨市場交易之流動性、市場深度、波動性及效率性有何影響。

過去文獻對於保證金變動會如何地影響市場流動性的研究集中在對交易量和未平倉量變化的討論。Fishe and Goldberg (1986) 利用 CBT 中十種期貨契約於 1972 年至 1978 年間的交易資料，分析期貨保證金對期貨市場的交易量及未平倉合約數的影響，發現當保證金增加 10% 將會導致近月契約的未平倉數減少 0.33% 至 0.5%，而對於中、遠月份契約之未平倉合約數則不是顯著的影響。Adrangi and Chatrath (1999)、Chatrath *et al.* (2001)、Hardouvelis and Kim (1995) 及 Ma, *et al.* (1993) 亦有類似發現，即當保證金增加會使交易量降低、未平倉量減少¹；但 Fishe and

¹ Hardouvelis and Kim (1995) 利用 CBT 中黃金和銀等八種金屬期貨契約於 1970 年至 1990 年間之交易資料，發現保證金變動對於其交易量或未平倉量均具有反向相關；Adrangi and Chatrath (1999) 利用在 CBOT 中大豆和玉米期貨契約於 1986 年至 1995 年間之交易資料、Chatrath *et al.* (2001) 利用在 COMEX 裡的黃金和銀期貨契約於 1986 年 1 月至 1995 年 3 月之交易資料，皆發現控制了價格波動和距到期日期

Goldberg (1986) 卻發現保證金變動對於期貨契約之成交量有短期正相關的現象，可能原因是由於保證金提高後，交易者將進入市場中結清其所持有的部位。過去文獻對於流動性的衡量僅著重於交易量和未平倉部位，而忽略如：價差和市場深度等其他重要的市場微結構變數，因此本文除探討交易量和未平倉量外，亦加入價差和市場深度的衡量，以期能更完整觀察保證金對市場流動性之影響。

而在價格波動性方面，過去文獻的結果並不一致。Hartzmark (1986) 建立理論模型來分析保證金變化對市場的影響，他認為保證金的變化會改變期貨市場參與者的結構²，但保證金的提高並無法有效控制投機者的超額交易，因此也不會顯著降低價格的波動性。Fishe *et al.* (1990) 認為保證金對於波動性的影響是取決於離開市場之交易者類型，當保證金增加時，其交易成本增加，使投機者離開市場或變為當沖者，進而降低價格波動，另一方面，當保證金增加時，其交易成本增加會促使一些流動性交易者離開市場導致其交易量減少，反而使得其價格波動增加，因此保證金變化對於波動性的影響需透過實證研究來探討。在實證研究方面，Hardouvelis (1990) 研究 1935 至 1987 年的美國股票市場，發現提高現貨市場信用交易的保證金會顯著降低股票價格的超額波動性，因此認為保證金可有效穩定市場；Hardouvelis and Peristiani (1992) 亦發現在二次大戰後的日本股價市場，融資保證金扮演著價格穩定的角色，作者認為這是由於保證金的要求限制了投機者的交易。然而，以上關於保證金和價格波動的文獻皆集中在現貨市場，在期貨市場方面，Hardouvelis and Kim (1995) 利用 CBOT 中八種金屬期貨契約於 1970 年至 1990 年間之交易資料，發現保證金的變化和期貨價格波動性呈現顯著正相關，但作者認為這類實證可能涉及樣本選擇的誤差：交易所會主動提高那些預期未來波動性會增加的期貨契約的保證金，以穩定未來的價格，因此無法確定價格波動性的提高是源自於保證金的變化或樣本選擇的誤差；Adrangi and Chatrath (1999) 利用 CBOT 的大豆和玉米期貨契約於 1986 年至 1995 年間之交易資料，其實證結果亦發現保證金的變動對價格波動的落後期為正向相關且顯著影響。綜上所述，過去的文獻對於保證金變化對市場流動性和價格波動性的影響並無一致的結論。

此外，在價格效率性方面，實施 SAPN 制度後，將使其交易成本下降，提高交易者進入市場意願，進而增進價格效率性。Eldor *et al.* (2009) 是少數討論保證金變動對於價格效率性影響的文章，Eldor *et al.* (2009) 利用股價指數之歐式選擇權並使用轉變為有 44 種風險情境之 SPAN 保證金計收制度前後各一月的樣本，分析增加保證金準確性是否可改善選擇權交易的效率性，結果發現增加保證金的準確性將會增加其價格的效率性。文獻上有許多針對其他市場制度變動對效率性影響之研究，如 Brorsen (1991) 認為在 1975 年 5 月解除管制經紀手續費及在 1982 年 4 月引入 S&P500 期貨契約，皆會減少股票市場的摩擦，進而增加現貨價格效率性；黃玉娟等 (民

間的變數後，其保證金變動對於交易量及未平倉合約數之間有反向相關且顯著影響。

² Hartzmark (1986) 理論模型中所指的參與者包括投機者、避險者和雜訊交易者等。

96) 則探討台灣證券集中市場之盤中揭示制度改變、市場透明度提升對效率性的影響，結果發現股票價格效率性並無顯著的改變。

本文利用 2007 年台灣期交所保證金制度的變革進行實證研究，實證結果發現實施 SPAN 保證金計收制度會使台指和小台指期貨的交易量較實施前增加、有效價差較實施前縮小、市場深度提高、價格自我相關的情形降低、價格波動則較實施前增加。換句話說，實施 SPAN 保證金計收制度會增加台指和小台指期貨市場的流動性，改善市場之價格效率性，但同時也會提高投機者進入市場的意願，進而增加價格的波動性。本文主要的貢獻有二：過去文獻對於保證金制度對市場品質的影響結論並不一致，這可能是由於各種市場品質變數間均有相互連動的關係，若未考慮內生性可能影響結果的正確性，本文進行完整的實證分析，採用結構方程式來處理交易量、價差、深度和價格波動間內生相關的問題，所得結果期能補過去文獻之不足；此外，全球已有超過 50 個交易所 SPAN 制度為保證金計算標準，但分析 SPAN 制度實施成效的文章卻相當稀少，交易所推行 SPAN 制度主要目的為提升交易人的資金使用效率、活絡市場的交易。本研究以實際的資料驗證更精確保證金制度對市場的影響，結果證明保證金制度的調整的確會提高市場的交易量和流動性、增加價格的效率性，但同時也降低了投機者進入市場的門檻，使市場經歷較高的短期波動。

本研究其餘章節內容如下，第二部分為簡述 SPAN 制度的實施過程及各項衡量市場績效變數的定義，第三部分為描述本研究實證進行的方法，第四部分為實證結果分析，最後為本研究的結論。

2. 研究設計與變數定義

整戶風險保證金計收制度，即標準投資組合風險分析 (standard portfolio analysis of risk; SPAN)，由美國芝加哥商業交易所 (CME) 於 1988 年所發展出的保證金計算系統，該系統是以整體投資組合的觀點來衡量風險，考慮了標的指數的變化、標的指數波動性的變化、不同標的指數間價格相關性之變化等風險因子，進而計算出所需繳交的保證金，即將在帳戶內所有的部位視作一投資組合，並依照 SPAN 計算機制來衡量整體的部位風險，再計算此帳戶需繳交的保證金。

SPAN 制度在計算保證金時，會先對投資組合部位進行分類，將其商品依照其標的性質分成商品類商品群、指數類商品群、利率類商品群和個股類商品群，其次，再以相同標的物的商品視為一個商品組合³，隨後再以商品組合為單位，依照 SPAN 計算機制來衡量整體的部位風險，藉此計算出該帳戶需繳交的保證金。此外，SPAN 制度分別考慮了下列可能會影響保證金額度的

³ 如大台指和小台指，兩者有相同的標的，則可視為一個台股指數商品組合。

因素：標的指數之變化、標的指數波動性之變化、時間變化（前二點僅針對於選擇權）、不同到期月份契約間基差之變化、不同標的指數間價格相關性之變化、實物交割及極端市場的狀況等，由期貨交易所規定上述各種風險因子之參數數值，進而計算出能涵蓋市場各種情況的商品群保證金額度。我們以實際資料為例來建立虛擬部位：假設在帳戶內有賣出 2 口 201004 台指期貨、買進 1 口 201005 台指期貨及買進 1 口 201004 電子期貨的部位，並根據期交所公布的 SPAN 整戶風險保證金計收制度實施之計算方法，以及期交所公布的風險參數來進行試算，試算結果如表一⁴。由表一可以發現，採用了 SPAN 制度後原始保證金由 154,000 下降為 109,465、結算保證金由 114,000 下降為 81,085，使用 SPAN 制度所收取的結算保證金較未使用 SPAN 保證金計收制度所收取的結算保證金來得少，此結果與 Kupiec (1994) 的發現一致。

台灣期貨交易所採取二階段的方式來實施整戶風險保證金制度(SPAN 制度)：第一階段於 2007 年 10 月 8 日先實施至結算會員⁵，第二階段則於 2008 年 11 月 10 日起正式將 SPAN 制度實施至交易人，而此時若交易人想採行整戶風險保證金計收之方式，則必須與期貨商另行以書面來約定，但若不想採行的交易人，則其保證金收取仍依現行保證金收取的方式。至 2010 年 5 月底止，其交易人申請戶數已達 6,447 戶，其中自然人 6,321 戶及法人 126 戶。

表 1 SPAN 保證金計算範例

風險偵測值(1)	TX : 57,000, TE : 46,000
跨月價差風險值(2)	TX : 17,100
跨商品價差折抵值(3)	TX : 21,590, TE : 17,425
商品群風險值(4)=(1)+(2)-(3)	81,085
賣出選擇權最低風險值(5)	0
淨選擇權價值(6)	0
應有結算保證金=Max(4,5)-(6)	81,085
應有原始保證金=Max(4,5)×1.35-(6)	109,465
未使用SPAN制度之結算保證金	114,000
未使用SPAN制度之原始保證金	154,000

註：本表為 SPAN 保證金計算的範例，假設部位狀況為：在帳戶內有賣出 2 口 201004 台指期貨、買進 1 口 201005 台指期貨及買進 1 口 201004 電子期貨部位。

⁴ 參照 2008 年台灣期貨交易所公布的「台灣期交所-SPAN 整戶風險保證金計收制度實施至交易人端」與期交所網站 <http://www.taifex.com.tw/>。

⁵ 截至 2010 年 4 月 6 日，期交所結算會員共計 34 家（一般結算會員 22 家，個別結算會員 12 家）。

台灣期貨交易所自 1998 年 7 月 21 日推出台指期貨以來，交易量和商品數皆持續成長，根據 Futures Industry Association (FIA) 於 2005 年所做的統計，台灣期交所為世界交易量第 18 大的交易所。台灣期交所交易最頻繁的期貨契約為台指期貨與小型台指期貨，根據 2009 年的統計資料，台指期貨和小台指期貨交易量為 24,625,062 口和 13,926,904 口、分別佔總期貨契約交易口數的 54%和 31%，因此本研究以台指期貨以及小台指期貨近月契約為樣本。樣本期間從 2006 年 10 月 8 日至 2009 年 9 月 30 日止，共 738 個交易日，並根據期交所兩階段實施 SPAN 制度再將樣本分為三個子期間：Period1 為 2006/10/8~2007/10/7；Period 2 為 2007/10/8~2008/11/9；Period 3 為 2008/11/10~2009/9/30，Period1 為未實施 SPAN 制度的階段、Period2 為部分實施、Period3 為全面實施，我們預期在 SPAN 制度實施後，對市場的流動性、波動性及價格效率性會有所影響，而全面實施期間比較部分實施期間，影響將更為顯著。本研究的樣本期間如圖 1 所示。

本研究所需的台指期貨及小型台指期貨契約的每日交易量、未平倉量、最高（低）價、開（收）盤價及結算價之日資料，以及成交價及最佳買（賣）價之日內資料，均取自台灣經濟新報資料庫 (TEJ)。

2.1 市場流動性之衡量

本文使用台指期貨與小台指期貨的每日交易量(TV)、未平倉量(OI)、報價價差與有效價差來衡量市場流動性。報價價差是衡量在市場上所公布的最佳買賣報價下，若進行買或賣所需付出的平均交易成本，則其公式如下：

$$BAS = \frac{100 \times (A_t - B_t)}{2 \times Q_t} \quad (1)$$

其中 A_t 為在第 t 區間之最佳賣價； B_t 為在第 t 區間之最佳買價； Q_t 為在第 t 區間的買賣報價之中間值；在計算報價價差時，使用每 5 分鐘的最佳買（賣）報價。在市場上進行交易時，由於實際市場的成交價格不見得會發生在買價或賣價上，尤其是當價差很大時，則成交價格很有可能發生在買賣報價之間，故以有效價差當作執行成本的衡量是較佳的，故本研究使用 Huang and

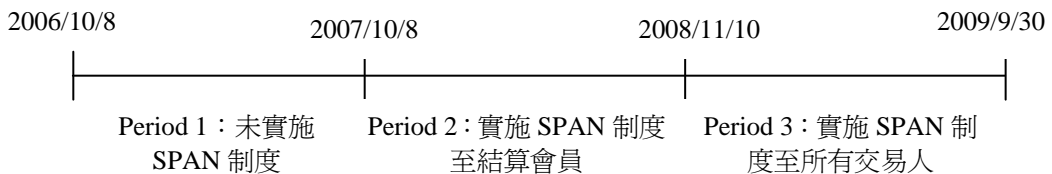


圖 1 本研究的樣本期間

Stoll (1996) 所提出的的百分比有效價差的算法，則其公式如下：

$$ES = \frac{100 \times D_t \times (P_t - Q_t)}{Q_t} \quad (2)$$

其中 P_t 為在第 t 區間的交易價格； Q_t 為在第 t 區間的最佳買賣報價之中間值； D_t 為二項變數，若為市場買方趨動，則等於 1、若為市場賣方趨動，則等於 -1，而其判斷市場買賣單方向，則是採用 Lee and Ready (1991)⁶；而在計算有效價差時，則是使用每 5 分鐘之成交價及最佳買賣報價中點⁷。

除了交易量和價差外，市場深度亦是衡量市場品質的重要變數，Kyle (1985) 所提出市場深度的觀念：一單位交易量對市場價格產生的衝擊，在相同交易量下引起的價格變動越小，代表市場的深度越高。在 Kyle 的模型中認為此變數可視為市場流動性的倒數，因此 Amihud (2002) 與 Chan *et al.* (2008) 均採用 Kyle 的市場深度作為流動性的衡量值，本文計算平均每日的價格變化與交易量的比率作為衡量市場深度的代理變數，其公式如下：

$$Depth = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{|P_i / P_{i-1} - 1|}{Vol_i} \quad (3)$$

其中 P_t 為期貨的 t 日的收盤價， Vol_t 為 t 日的交易合約數， N 為樣本日數。當該變數下降時，表示市場深度越高。

2.2 市場波動性之衡量

本文以報酬平方和 (sum of squared returns) 與高低價差 (high-low volatility) 來衡量期貨市場之價格波動性。報酬平方和為 Andersen *et al.* (2001) 提出的報酬平方和每日實現的波動性估計式。

$$Vol_1 = \sum_{i=1}^{n_t} [\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})]^2 \quad (4)$$

其中 n_t 為日內報酬的數目； p_t 為在第 t 區間的收盤價資料；使用每 5 分鐘之成交價來計算報酬平方和。此外，高低價差為 Parkinson (1980) 提出用來衡量波動性的估計式，計算方法如下：

⁶ Lee and Ready (1991) 判斷交易趨動方向之決定法則為：若當交易價格大於報價中點時，則為買方趨動 (+1)，反之則為賣方趨動 (-1)，但若交易價格等於報價中點時，則當在第 t 區間的交易價格大於第 $t-1$ 區間的交易價格時，則為買方趨動 (+1)，反之為賣方趨動 (-1)。

⁷ 因本研究以每 5 分鐘為一個交易區間，故使用每 5 分鐘瞬間的成交價和買賣報價中點來計算有效價差。

$$Vol_2 = \frac{[\ln(H_t) - \ln(L_t)]^2}{4\ln(2)} \quad (5)$$

其中 H_t 為在第 t 日的最高價資料； L_t 為在第 t 日的最低價資料

2.3 市場效率性之衡量

Fama (1970) 認為在證券市場上的所有的新的資訊均能迅速且充分反映在價格上，故證券價格應包含所有可利用的資訊，使得投資者不能以目前現有的資訊獲得超額報酬，而在此均衡狀態下之市場，則為有效率的市場，所以說，若市場上越能迅速且充分地反映市場之資訊時，則此市場的效率性就越高，故若證券報酬率與前期報酬率之相關性越接近 0 時，則代表此市場的效率性越高。

本研究採用一階自我迴歸模型來衡量報酬率自我相關程度。其模型如下：

$$R_t = \alpha_0 + \beta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中 R_t 為第 t 日之報酬率， α_0 為截距項， β 為報酬率一階自我相關係數，並利用 Chow 檢定方法，來觀察期交所採用 SPAN 制度前後對於台指及小台指期貨市場效率性是否有結構性轉變⁸。

除了上述的方法外，Brorsen (1991) 利用 Q 統計量來檢定所想檢驗的期間之自相關程度來衡量價格效率性的變化，當報酬率間的自我相關程度逐漸減少則表示其價格效率性變好，故本研究亦採用 Q 統計量來檢驗實施 SPAN 制度至結算會員及交易人後，其價格效率性是否變好。

3. 實証分析方法

3.1 實證模型

期貨市場內之交易量、價差和價格波動性間，可能會有相互聯動的關係，故在研究保證金制度對市場的影響時，應將變數間的內生性納入考量。Wang and Yau (2000) 發現交易量、買賣價差和價格波動間有內生性的問題，因此使用 GMM 估計法來檢驗結構方程式模型之交易量、買賣價差和價格波動間的相互影響的關係。Chou and Wang (2006) 探討調降交易稅（從 5bp 調降至 2.5bp）的前後對台指期貨市場之交易量、買賣價差和價格波動之影響，作者採用 Wang and Yau (2000) 所提出的結構方程式模型，並在各方程式中，納入虛擬變數。Chou and Wang (2006) 的模型符合本研究想探討的議題，故本研究使用其所提出的結構方程式模型，藉此檢驗期交所實施 SPAN 制度對台指及小台指期貨之交易量、買賣價差和價格波動之影響。其方程式模型如下：

⁸ 結構性轉變的檢定其虛無假設為 $H_0 : \beta_{before} = \beta_{after}$ 。

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}RF_t + \beta_{14}OI_{t-1} + \beta_{15}TV_{t-1} + \beta_{16}D_1 + \beta_{17}D_2 + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}SP_t + \alpha_{24}ES_{t-1} + \alpha_{25}D_1 + \alpha_{26}D_2 + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}TV_{t-1} + \gamma_{34}Vol_{t-1} + \gamma_{35}D_1 + \gamma_{36}D_2 + \varepsilon_{3t} \quad (9)$$

方程式(7)~(9)分別為交易量方程式、價差方程式和價格波動方程式；其中 TV_t 為在第 t 日的交易量； ES_t 為在第 t 日平均有效價差； Vol_t 為在第 t 日價格波動； RF_t 為無風險利率⁹； OI_{t-1} 為第 t 日未平倉量的落後一期； SP_t 為第 t 日的結算價格；同時在方程式(7)~(9)中，其落後項的變數(如 TV_{t-1} 、 ES_{t-1} 及 Vol_{t-1}) 為考慮每一方程式裡，相依內生變數的分配遞延效果，故納入做為模型的解釋變數；而 ε_{1t} 、 ε_{2t} 及 ε_{3t} 為每一方程式的殘差項。

方程式(7)為交易量方程式，交易量 (TV_t) 是有效價差 (ES_t)、價格波動性 (Vol_t)、無風險利率 (RF_t)、落後一期之未平倉量 (OI_{t-1}) 與落後一期交易量 (TV_{t-1}) 之函數。因價差是屬於交易者的隱含成本，而若該市場有較高的交易成本將使得該市場參與者獲利減少，使其尋找其它有較低的交易成本的市場，故預期有效價差對交易量的影響為負；預期價格波動對交易量的影響為正；無風險利率反映持有存貨的機會成本，因此預期無風險利率與交易量之關係為負。若 $t-1$ 期的未平倉量愈多的話，則可能在 t 期時產生較多的交易量，故預期未平倉量的落後一期對交易量有正的影響。

方程式(8)為價差方程式，有效價差 (ES_t) 是交易量 (TV_t)、價格波動性 (Vol_t)、第 t 日的結算價格 (SP_t)、與落後一期有效價差 (ES_{t-1}) 之函數。交易量的增加將使得造市者有更多的機會去沖銷所持有的部位以減少其價格風險，進而導致價差減少，故預期交易量對價差的影響為負。價格波動會提高市場的不確定性，可能使造市者為降低其逆選擇風險而提高買賣價差來補償與資訊交易者交易的預期損失，因此本研究預期價格波動對價差有正向的影響。

方程式(9)為價格波動方程式，價格波動性 (Vol_t) 是交易量 (TV_t)、有效價差 (ES_t)、落後一期交易量 (TV_{t-1}) 與落後一期價格波動性 (Vol_{t-1}) 的函數。較高的交易量可能來自於新資訊的進入，因此產生較高的價格波動，故預期交易量對價格波動為正的影響。較大的價差亦可能來自於逆選擇風險，在有較高的資訊交易者進入市場可能性的下，會導致較高的價格波動，故預期價差對價格波動的影響為正。

此外，其中 D_1 及 D_2 為虛擬變數，用來檢驗期交所實施 SPAN 制度的影響。若樣本為 2007 年 10 月 8 日至 2008 年 11 月 9 日 (Period2)，則 D_1 為 1，反之為 0，這段期間為 SPAN 制度開始實施至結算會員；若樣本為 2008 年 11 月 10 日至 2009 年 9 月 30 日 (Period3)，則 D_2 為 1，反之為 0，這段期間 SPAN 制度開始實施至所有交易人。

⁹ 因台灣並無經常發放國庫券，故本研究使用五大銀行平均一個月期定存利率取代國庫券，將其當作無風險利率。

最後，由於市場深度是另一個重要的流動性衡量變數，本研究進一步修正 Chou and Wang (2006) 的模型，將深度納入其中，其結構方程式模型如下：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}Depth_t + \beta_{14}RF_t + \beta_{15}OI_{t-1} + \beta_{16}TV_{t-1} + \beta_{17}D_1 + \beta_{18}D_2 + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}Depth_t + \alpha_{24}SP_t + \alpha_{25}ES_{t-1} + \alpha_{26}D_1 + \alpha_{27}D_2 + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}Depth_t + \gamma_{34}TV_{t-1} + \gamma_{35}Vol_{t-1} + \gamma_{36}D_1 + \gamma_{37}D_2 + \varepsilon_{3t} \quad (12)$$

$$Depth_t = \delta_{40} + \delta_{41}TV_t + \delta_{42}ES_t + \delta_{43}Vol_t + \delta_{44}TV_{t-1} + \delta_{45}D_1 + \delta_{46}D_2 + \varepsilon_{4t} \quad (13)$$

其中方程式(10)~(12)和方程式(7)~(9)雷同，但多加入深度 (Depth_t) 的變數。較高的市場深度，表示市場流動性較高，因此在方程式(10)中預測深度 (Depth_t) 對交易量 (TV_t) 影響的係數為負，但對在方程式(11)中有效價差 (ES_t) 的影響顯著為正，而深度越深，市場的波動性應會降低，因此預期在方程式(12)中對價格波動性 (Vol_t) 的影響顯著為正。此外，方程式(13)為深度方程式，深度 (Depth_t) 是交易量 (TV_t)、有效價差 (ES_t)、價格波動性 (Vol_t)、落後一期交易量 (TV_{t-1}) 之函數，此外，D₁ 及 D₂ 虛擬變數用來檢驗期交所實施 SPAN 制度的影響。

3.2 實證方法

本研究先將變數轉換成自然對數型態，並因避免序列間有單根的存在，而有任何的虛偽迴歸 (spurious regression) 的現象，故先利用 ADF 之單根檢定的方法，來檢測是否為定態，結果列於表 2。結果發現台指之每日交易量、未平倉量、價差、價格波動及市場深度之序列皆為定態，而其每日結算價則有單根問題，但經一階差分後，則為定態的時間序列；而小台指每日成交量、未平倉量、價差、價格波動及深度之序列也皆為定態，而其每日結算價則有單根問題，但經一階差分後，則為定態的時間序列。且其無風險利率也有單根問題，但經一階差分後，則也為定態的時間序列。故本研究使用之變數，其台指及小台指之每日交易量、未平倉量、有效價差及價格波動使用原數列 (level) 形式，而其每日結算價及無風險利率使用一階差分形式。

接下來採用 Hausman (1978) 之外生性檢定來檢定台指及小台指期貨之每日交易量、價差及價格波動之變數是否在各方程式中為外生變數，結果發現其交易量、價差和價格波動間有內生性的問題，故使用 Hansen (1982) 所提出的工具變數法：generalized method of moments (GMM) 估計法來解決此內生性的問題¹⁰。

¹⁰ 本研究利用 Hausman (1978) 之外生性檢定來檢定台指及小台指期貨之每日交易量、價差及價格波動之變數是否在各方程式中為外生變數。整體來說，結果顯示拒絕變數間互為外生變數的虛無假設，在交易量方程式中，拒絕其價差和價格波動皆為外生變數的假設；在價差方程式中，拒絕其交易量和價格波動皆為外生變數的假設；在價格波動方程式中，其交易量和價差亦不是皆為外生變數。與 Wang and Yau (2000) 相似，本研究發現其交易量、價差和波動性間有內生性的問題。隨後，本研究亦加入深度的變數，重新檢定交易量、價差、深度及波動性間的內生性關係，結果發現在各方程式中多為拒絕外生變數的假設。

表 2 單根檢定

	$Ln(TV)$	$Ln(OI)$	$Ln(BAS)$	$Ln(ES)$	$Ln(Vol_1)$	$Ln(Vol_2)$	$Ln(Depth)$	$Ln(SP)$	$Ln(RF)$
Panel A：模型中各變數之單根檢定-台指期貨									
ADF test	-16.10**	-12.31*	-7.157*	-5.30*	-4.55*	-4.78*	-23.66**	-1.37	-1.27
Panel B：模型中各變數之單根檢定-小台指期貨									
ADF test	-15.08*	-10.74*	-12.60*	-6.06*	-4.58*	-4.75*	-7.82**	-1.37	-1.27

註：本表使用 ADF 之單根檢定方法，來檢測各變數間是否存在單根的現象。Panel A 檢測的期貨契約為台指期貨；Panel B 檢測的期貨契約為小台指期貨；其中 TV 為交易量； OI 為未平倉量； BAS_1 為百分比報價差； ES_1 為百分比有效價差； Vol_1 為報酬平方和； Vol_2 為高低價差； $Depth$ 為市場深度； SP 為每日結算價； RF 為無風險利率；其使用期間為 2006/10/8 至 2009/9/30。ADF 單根檢定之臨界值：在 1% 和 5% 水準下，分別為 -3.971 和 -3.416。**和*表示在 1% 和 5% 水準下顯著。

4. 實證結果分析

4.1 變數差異性檢定

本節首先觀察期交所採行 SPAN 制度實施至不同用戶端的前後，台指期貨與小台指期貨市場之交易量、未平倉量、價差、市場深度及價格波動的差異。結果列於表 3 及表 4。從表 3 及表 4 的 Panel A 中，可看到期交所採用 SPAN 制度實施至結算會員及交易者前後這三段期間，不論是台指或小台指的交易量、未平倉量、價差、市場深度和波動性皆較未實施 SPAN 制度時為高。再觀察 Panel B 回歸結果的 D_1 和 D_2 的係數可以發現，在實施 SPAN 制度後，交易量和未平倉量皆顯著提高，市場流動性上升、市場深度提高，但報價價差及有效價差卻也顯著上升，這可能是未考慮變數間的內生性所導致，此外價格波動性則較 SPAN 實施前顯著增加。本研究隨後利用 Chou and Wang (2006) 所提出的結構方程式模型來檢驗期交所採用 SPAN 制度後，對台指及小台指期貨之交易量、有效價差及價格波動的影響。

4.2 結構方程式之實證結果

本節分析 SPAN 制度實施對交易量、價差及波動性之影響的結構方程式模型 (方程式(7)~(9)) 的實證結果。為更能釐清 SPAN 制度實施的影響，本文將先進行 Benchmark 模型分析，也就是未將虛擬變數 D_1 和 D_2 放入方程式(7)~(9)中的基本模型。台指期貨與小台指期貨的未加入虛擬變數的 Benchmark 模型實證結果分別整理於表 4 和表 5；有加入虛擬變數分析的實證結果則整理於表 6 和表 7¹¹。

¹¹ 本文衡量價格波動性的代理變數有兩個：報酬平方和 (sum of squared returns) 與高低價差 (high-low volatility)，以下結構方程式模型中的波動性 (Vol_1) 係數是採用報酬平方和所得之結果，本文也用高低價差進行 GMM 的估計，實證結果與報酬平方和的結果一致。

表 3 實施 SPAN 制度前後之差異性檢定—台指期貨

Panel A：敘述統計													
	Period1			Period2			差異性檢定		Period3			差異性檢定	
	未實施 SAPN 制度			實施 SAPN 制度至結算會員			Period2- Period1		實施 SAPN 制度交易人			Period3- Period2	
	平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差	t-test	wilcoxon	平均數	中位數	標準差	t-test	wilcoxon
<i>TV</i>	36769.6	34805.5	16282.2	61065.5	59253.0	25692.6	12.70***	12.64***	88779.0	93603.0	31803.9	10.71***	10.84***
<i>OI</i>	39396.2	38766.5	10026.3	46976.1	48458.0	11634.8	7.90***	8.18***	49705.9	46937.0	13393.9	2.42**	1.08
<i>BAS</i> (%)	0.8932	0.6529	0.5044	1.3118	1.1036	0.9920	11.54***	14.17***	1.4545	1.1215	1.0933	2.32**	2.83***
<i>ES</i> (%)	1.8551	0.6523	10.2526	3.3562	1.0318	23.3143	7.71***	9.38***	2.9995	1.0909	19.4171	0.20	1.07
<i>Depth</i>	0.3376	0.2317	0.3929	0.2700	0.2042	0.2593	-2.27**	-1.09	0.2527	0.1200	0.4312	-0.53	-5.06***
<i>Vol</i> ₁ (%)	0.0140	0.0066	0.0247	0.0548	0.0256	0.0847	7.28***	13.97***	0.0478	0.0288	0.0655	-1.01	0.39
<i>Vol</i> ₂ (%)	0.0079	0.0042	0.0126	0.0282	0.0153	0.0471	6.56***	12.18***	0.0286	0.0179	0.0311	0.10	2.01**

Panel B：檢定樣本平均數差異的迴歸結果								
變數	<i>TV</i>	<i>OI</i>	<i>BAS</i>	<i>ES</i>	<i>Depth</i>	<i>Vol</i> ₁	<i>Vol</i> ₂	
<i>C</i> (截距項)	36769.6300***	39396.16***	0.0089***	0.0186***	0.3376***	0.0001***	0.0001***	
<i>D</i> ₁	24295.8900***	7579.896***	0.0043***	0.0174***	-0.0676**	0.0004***	0.0002***	
<i>D</i> ₂	52009.3900***	10309.77***	0.0056***	0.0186***	-0.0849**	0.0003***	0.0002***	
<i>R</i> ²	0.4035	0.1192	0.1712	0.0210	0.0101	0.0729	0.0748	

註：本表整理 SPAN 制度前後台指期貨各變數之平均數、中位數及標準差，並做差異性檢定。Panel A 為顯示實施 SPAN 制度至結算會員前後各變數之差異性檢定，Panel B 為顯示實施 SPAN 制度至結算會員及交易人之各變數平均數差異性檢定，其使用的樣本期間為 2006/10/8 至 2009/9/30；其中 *TV* 為交易量；*OI* 為未平倉量；*BAS* 為百分比報價價差；*ES* 為百分比有效價差；*Vol*₁ 為報酬平方和；*Vol*₂ 為高低價差；*D*₁ 為在 2007/10/8 至 2008/11/9 間為 1，反之為 0；*D*₂ 為在 2008/11/10 後為 1，反之為 0。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

表 4 實施 SPAN 制度前後之差異性檢定—小台指期貨

Panel A：敘述統計													
	Period1			Period2			差異性檢定		Period3			差異性檢定	
	未實施 SAPN 制度			實施 SAPN 制度至結算會員			Period2- Period1		實施 SAPN 制度交易人			Period3- Period2	
	平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差	t-test	wilcoxon	平均數	中位數	標準差	t-test	wilcoxon
<i>TV</i>	7960.7	7194.5	4245.1	26075.0	25303.0	13441.8	20.24***	16.69***	49859.8	54141.0	19681.4	15.89***	12.72***
<i>OI</i>	5657.9	5617.0	1673.9	11385.9	11161.0	3973.6	20.98***	16.24***	11732.4	11937.0	2948.0	1.08	1.88*
<i>BAS</i> (%)	1.2636	1.2017	0.8058	1.5410	1.2311	1.1143	6.43***	7.53***	1.5083	1.1380	1.1683	-0.67	2.47**
<i>ES</i> (%)	2.0854	1.1235	9.6757	3.4753	1.1763	23.1094	7.17***	8.08***	2.9510	1.1147	18.6321	-0.12	2.35**
<i>Depth</i>	1.2925	0.9695	1.2000	0.9823	0.5847	1.4004	-2.68***	-5.57***	0.5599	0.2088	1.0787	-3.68***	-7.18***
<i>Vol</i> ₁ (%)	0.0137	0.0071	0.0231	0.0550	0.0254	0.0846	7.39***	13.87***	0.0479	0.0283	0.0661	-1.46	0.32
<i>Vol</i> ₂ (%)	0.0080	0.0042	0.0132	0.0292	0.0152	0.0488	6.61***	12.21***	0.0287	0.0177	0.0318	-0.65	1.97**

Panel B：檢定樣本平均數差異的迴歸結果								
變數	<i>TV</i>	<i>OI</i>	<i>BAS</i>	<i>ES</i>	<i>Depth</i>	<i>Vol</i> ₁	<i>Vol</i> ₂	
<i>C</i> (截距項)	7960.7440***	5657.9430***	0.0126***	0.0209***	1.2925***	0.0001***	0.0001***	
<i>D</i> ₁	18114.2300***	5727.9900***	0.0029***	0.0164***	-0.3102***	0.0004***	0.0002***	
<i>D</i> ₂	41899.0400***	6074.4110***	0.0024***	0.0156***	-0.7326***	0.0003***	0.0002***	
<i>R</i> ²	0.5967	0.4532	0.0442	0.0169	0.0521	0.0744	0.0739	

註：本表整理 SPAN 制度前後小台指期貨各變數之平均數、中位數及標準差，並做差異性檢定。Panel A 為顯示實施 SPAN 制度至結算會員前後各變數之差異性檢定，Panel B 為顯示實施 SPAN 制度至結算會員及交易人之各變數平均數差異性檢定，其使用的樣本期間為 2006/10/8 至 2009/9/30；其中 *TV* 為交易量；*OI* 為未平倉量；*BAS* 為百分比報價價差；*ES* 為百分比有效價差；*Vol*₁ 為報酬平方和；*Vol*₂ 為高低價差；*D*₁ 為在 2007/10/8 至 2008/11/9 間為 1，反之為 0；*D*₂ 為在 2008/11/10 後為 1，反之為 0。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

表 5 Benchmark 模型—台指期貨

變數	TV 方程式	ES 方程式	Vol 方程式
C (截距項)	6.8215*** (11.0311)	4.0605*** (6.0436)	-8.249*** (-6.9243)
TV_t	-	-0.2929*** (-6.2178)	0.626*** (3.298)
ES_t	-0.7254*** (-2.744)	-	1.5652*** (13.2806)
Vol_t	0.5256*** (3.9989)	0.5339*** (16.4833)	-
ΔSP_t	-	0.7986 (1.3476)	-
ΔRF_t	-0.0681 (-0.3699)	-	-
OI_{t-1}	0.2283*** (3.3738)	-	-
TV_{t-1}	0.3097*** (4.6525)	-	-0.0488 (-0.4181)
ES_{t-1}	-	0.0241 (0.5899)	-
Vol_{t-1}	-	-	0.0772** (2.3215)
R^2	0.5919	0.8017	0.8426
\bar{R}^2	0.5891	0.8006	0.8418

註：本表顯示以 GMM 估計以下結構方程式實證模型之結果：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}RF_t + \beta_{14}OI_{t-1} + \beta_{15}TV_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}SP_t + \alpha_{24}ES_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}TV_{t-1} + \gamma_{34}Vol_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

其中 TV_t 為交易量； TV_{t-1} 為交易量的落後一期； OI_t 為未平倉量； ES_t 為有效價差； Vol_t 為報酬平方和； RF_t 為無風險利率； SP_t 為每日結算價格。所有變數已轉變為 log 型態。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

表 6 Benchmark 模型-小台指期貨

變數	TV 方程式	ES 方程式	Vol 方程式
C (截距項)	8.3816*** (5.9663)	3.6732*** (8.2741)	-6.7795*** (-13.3614)
TV_t		-0.2507*** (-9.0633)	0.5130*** (3.9208)
ES_t	-1.5906*** (-3.5491)		1.5720*** (13.26)
Vol_t	1.0342*** (4.4502)	0.5661*** (16.278)	
ΔSP_t		0.7743 (1.3666)	
ΔRF_t	-0.0178 (-0.0649)		
OI_{t-1}	0.0423 (0.4486)		
TV_{t-1}	0.4057*** (5.5869)		-0.0633 (-0.5854)
ES_{t-1}		0.0247 (0.5835)	
Vol_{t-1}			0.0395 (1.1162)
R^2	0.7127	0.799	0.8495
\overline{R}^2	0.7107	0.7979	0.8486

註：本表顯示以 GMM 估計以下結構方程式實證模型之結果：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}RF_t + \beta_{14}OI_{t-1} + \beta_{15}TV_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}SP_t + \alpha_{24}ES_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}TV_{t-1} + \gamma_{34}Vol_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

其中 TV_t 為交易量； TV_{t-1} 為交易量的落後一期； OI_t 為未平倉量； ES_t 為有效價差； Vol_t 為報酬平方和； RF_t 為無風險利率； SP_t 為每日結算價格。所有變數已轉為 log 型態。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

表 7 實施 SPAN 制度對交易量、價差及價格波動影響之實證結果-台指期貨

變數	TV 方程式	ES 方程式	Vol 方程式
C (截距項)	5.7939*** (5.7797)	3.8716*** (5.5663)	-5.0100*** (-2.764001)
D_1	0.1179 (1.3367)	-0.1444*** (-3.8557)	0.3393*** (4.4767)
D_2	0.3406*** (3.3989)	-0.1357*** (-2.7968)	0.3685*** (2.8627)
TV_t	-	-0.2402*** (-4.6755)	0.0700 (0.2647)
ES_t	-0.2838 (-0.7132)	-	1.650688*** (12.5983)
Vol_t	0.2533 (1.1270)	0.5716*** (16.6746)	-
ΔSP_t	-	0.9380 (1.5163)	-
ΔRF_t	0.0169 (0.1035)	-	-
OI_{t-1}	0.2922*** (4.1701)	-	-
TV_{t-1}	0.2675*** (3.4883)	-	0.1809 (1.4102)
ES_{t-1}	-	0.0154 (0.3986)	-
Vol_{t-1}	-	-	0.0308 (0.8005)
R^2	0.5942	0.8051	0.7990
\overline{R}^2	0.5903	0.8034	0.7973

註：本表顯示以 GMM 估計以下結構方程式實證模型之結果：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}RF_t + \beta_{14}OI_{t-1} + \beta_{15}TV_{t-1} + \beta_{16}D_1 + \beta_{17}D_2 + \varepsilon_{1t}$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}SP_t + \alpha_{24}ES_{t-1} + \alpha_{25}D_1 + \alpha_{26}D_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}TV_{t-1} + \gamma_{34}Vol_{t-1} + \gamma_{35}D_1 + \gamma_{36}D_2 + \varepsilon_{3t}$$

其中 TV_t 為交易量； TV_{t-1} 為交易量的落後一期； OI_t 為未平倉量； ES_t 為有效價差； Vol_t 為報酬平方和； RF_t 為無風險利率； SP_t 為每日結算價格； D_1 為虛擬變數，當樣本在 2007/10/8~2008/11/9 間為 1，反之為 0； D_2 為虛擬變數，當樣本在 2008/11/10 後為 1，反之為 0。所有變數已轉變為 log 型態。

***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

4.2.1 SPAN 制度實施對於交易量的影響

從表 5 和表 6 的 Benchmark 模型結果中交易量 (TV) 方程式的估計結果來看，對於台指及小台指期貨市場而言，有效價差 (ES_t) 對交易量的影響顯著為負，表示交易者的隱含成本月高、交易量越少；價格波動 (Vol_t) 對交易量則顯著為正；其落後一期的交易量 (TV_{t-1}) 與未平倉量 (OI_{t-1})，係數皆顯著為正，表示前期有較高的未平倉量和交易量，將使當期的交易量上升；無風險利率 (ΔRF_t) 對於台指及小台指期貨之交易量雖為正的影響，但並不顯著，以上的結果皆與 Chou and Wang (2006) 利用 1999~2001 年利用台指期貨實證的結果一致。

為檢驗期交所採用 SPAN 制度對於台指及小台指期貨交易量的影響，本研究加入虛擬變數 (D_1 和 D_2)。比較 Benchmark 模型，表 7 和表 8 中交易量 (TV) 方程式的結果顯示，有效價差 (ES_t) 對交易量的影響，在台指期貨及小台指期貨的係數皆為負，但僅小台指期貨為顯著，表示在小台指期貨市場，當有效價差上升使交易成本上升，進而壓抑了市場的交易量。在波動性 (Vol_t) 方面，台指與小台指期貨市場波動性的係數皆為正，但仍只有小台指期貨為顯著，表示當價格波動性增加，交易量亦會上升；落後一期的交易量 (TV_{t-1}) 與未平倉量 (OI_{t-1})，則保持係數顯著為正。

在控制其它變數效果後，台指期貨市場在實施第一階段 SPAN 制度 (實施至結算會員) 之虛擬變數 D_1 的係數為正但不顯著，而實施第二階段 (實施至所有交易人) 之虛擬變數 D_2 的係數則顯著為正，推論應是在 SPAN 制度實施至所有交易人後影響較為全面，因此交易量顯著上升；在小台指期貨市場， D_1 與 D_2 的係數皆顯著為正。綜合來看，台灣期交所採行 SPAN 制度後台指及小台指期貨市場之交易量較實施前增加。

4.2.2 SPAN 制度對於有效價差的影響

從表 5 和表 6 的 Benchmark 模型結果中價差 (ES) 方程式的估計結果來看，台指期貨及小台指期貨市場的結果相當一致。波動性 (Vol_t) 對於有效價差的影響顯著為正，表示波動性增加時，由於會增加市場的不確定性，使的造市者提高價差來補償其逆選擇風險；而交易量 (TV) 對有效價差的影響則顯著為負，表示當交易量增加可能來自於流動性交易者進入市場，因此降低市場交易成本與有效價差，以上的結果皆與 Chou and Wang (2006) 一致。

在控制其他變數後可進一步觀察 SPAN 制度的影響，除了和 Benchmark 模型結果相一致外，表 7 和表 8 中價差 (ES) 方程式顯示虛擬變數 D_1 和 D_2 的係數在台指期貨與小台指期貨的結果皆是顯著為負，表示在考慮變數間的內生影響後，實施 SPAN 制度後期貨市場的有效價差顯著下降，這結果和 4.1 節的差異性檢定結果有所出入，表 3 的結果顯示有效價差在 SPAN 實施後為顯著上升；但使用方程式結構模型後，在價差方程式裡，因控制了其他變數及變數間的內生性，其結果顯示 SPAN 制度實施至結算會員及交易人後，其台指和小台指期貨市場之有效價差是較實施前減少。合以上結果，期交所實施 SPAN 保證金計收制度後，顯著的提升市場的流動性。

4.2.3 SPAN 制度實施對於波動性的影響

從表 5 和表 6 的 Benchmark 模型結果中波動性 (Vol) 方程式的估計結果來看，台指期貨及小台指期貨市場的交易量 (TV) 有效價差 (ES) 對於波動性的影響顯著為正，較高的價差和交易量可能來自於新資訊的進入，因此對波動性的影響為正；前期的交易量及波動性對當期波動性的影響則不顯著。在控制其他變數後進一步觀察 SPAN 制度的影響，表 7 和表 8 中波動性方程式中的交易量 (TV) 的係數仍為正，但卻不顯著，其餘變數皆和 Benchmark 模型結果一致；此外，虛擬變數 D_1 和 D_2 的係數在台指期貨與小台指期貨的結果皆是顯著為正，表示期交所採行 SPAN 制度後，台指及小台指期貨市場之價格波動較實施前增加。然而交易量 (TV) 對波動性的影響雖為正向但卻不顯著。

以上的實證結果顯示，在控制了變數間的內生性後，實施 SPAN 保證金計收制度，使台指和小台指期貨的交易量上升、有效價差下降、流動性上升，這結果與 Hardouvelis and Kim (1995)、Adrangi and Chatrath (1999) 及 Chatrath *et al.* (2001) 的實證發現一致，保證金的降低會提高期貨市場的交易量和流動性；然而，保證金降低使交易期貨的成本下降，因此使投機者進入市場，提高市場短期的波動性，這與 Hardouvelis and Kim (1995) 的實證結果一致。

4.2.4 SPAN 制度實施對於市場深度的影響

為研究 SPAN 制度對另一項重要的流動性變數：市場深度，本文隨後將深度加入結構方程式模型中，本小節進一步分析 SPAN 制度實施對交易量、價差、波動性和價差之影響的結構方程式模型 (方程式(10)~(13)) 的實證結果，結果列於表 9 和表 10。與表 7 和表 8 的結果相比較，發現表 9 和表 10 中的前三條方程式：交易量 (TV) 方程式、有效價差 (ES) 方程式、波動性 (Vol) 方程式中的係數和顯著性大部分與表 7 一致；至於深度對其他變數的影響，本文的深度代理變數是日價格變化除以日交易量，深度 ($Depth$) 的變數對交易量有顯著負向的影響，表示深度越高、交易量越大；深度 ($Depth$) 的變數對有效價差有顯著正向的影響，表示深度越高、有效價差越小，以上結果均與預期相符；然而，深度 ($Depth$) 的變數對波動性卻有顯著負向的影響，表示深度越高、波動性也越大，這個結果與預期不符，一般而言市場深度深，波動性應會降低，這結果可能是由於本文的波動性是計算日內報酬率的標準差，屬於非常短期的日內波動，但深度則是由日報酬率計算而來，二者衡量的基準有所差異所致。此外，虛擬變數 D_1 和 D_2 的係數在台指期貨與小台指期貨的結果皆是為負，表示期交所採行 SPAN 制度後，台指及小台指期貨市場之市場深度有較實施前增加，但結果卻不甚顯著，只有在表 9 中的台指期貨深度方程式中， D_2 的係數有顯著為負。

表 8 實施 SPAN 制度對交易量、價差及價格波動影響之實證結果-小台指期貨

變數	TV 方程式	ES 方程式	Vol 方程式
C (截距項)	6.7461*** (5.3491)	3.3790*** (7.4665)	-5.3193*** (-5.7715)
D_1	0.1880** (2.2618)	-0.0978*** (-2.7130)	0.2576*** (2.7248)
D_2	0.4750*** (3.9734)	-0.1044** (-1.9760)	0.2985** (2.0324)
TV_t	-	-0.2074*** (-6.1504)	0.1776 (0.9542)
ES_t	-0.8624** (-2.0180)	-	1.6590*** (13.1999)
Vol_t	0.6234*** (2.6290)	0.5734*** (17.2678)	-
ΔSP_t	-	0.7491 (1.31565)	-
ΔRF_t	0.0077 (0.0385)	-	-
OI_{t-1}	0.1783** (2.2935)	-	-
TV_{t-1}	0.3438*** (5.8450)	-	0.1150 (1.0141)
ES_{t-1}	-	0.0253 (0.6139)	-
Vol_{t-1}	-	-	0.0132 (0.3525)
R^2	0.8025	0.7945	0.8154
\overline{R}^2	0.8006	0.7928	0.8139

註：本表顯示以 GMM 估計以下結構方程式實證模型之結果：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}RF_t + \beta_{14}OI_{t-1} + \beta_{15}TV_{t-1} + \beta_{16}D_1 + \beta_{17}D_2 + \varepsilon_{1t}$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}SP_t + \alpha_{24}ES_{t-1} + \alpha_{25}D_1 + \alpha_{26}D_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}TV_{t-1} + \gamma_{34}Vol_{t-1} + \gamma_{35}D_1 + \gamma_{36}D_2 + \varepsilon_{3t}$$

其中 TV_t 為交易量； TV_{t-1} 為交易量的落後一期； OI_t 為未平倉量； ES_t 為有效價差； Vol_t 為報酬平方和； RF_t 為無風險利率； SP_t 為每日結算價格； D_1 為虛擬變數，當樣本在 2007/10/8~2008/11/9 間為 1，反之為 0； D_2 為虛擬變數，當樣本在 2008/11/10 後為 1，反之為 0。所有變數已轉為 log 型態。

***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

表 9 實施 SPAN 制度對交易量、價差、價格波動及深度之影響-台指期貨

變數	TV 方程式	ES 方程式	Vol 方程式	Depth 方程式
C (截距項)	5.6609*** (6.1625)	2.7108*** (4.7525)	-4.1854*** (-4.6821)	5.8654* (1.7636)
D_1	0.1684** (2.5148)	-0.1215*** (-3.5719)	0.2504*** (4.4019)	-0.212 (-1.0256)
D_2	0.3557*** (4.3349)	-0.1008*** (-2.6502)	0.2384*** (3.4965)	-0.6828** (-2.473)
TV_t	-	-0.1598*** (-3.7531)	0.1464* (1.8079)	0.4266 (1.0283)
ES_t	0.2195 (0.6527)	-	1.7692*** (26.4831)	0.7364 (0.778)
Vol_t	0.0186 (0.0999)	0.5398*** (25.626)	-	0.1101 (0.2123)
$Depth_t$	-0.113*** (-3.4164)	0.0658*** (3.5648)	-0.1175*** (-3.6624)	-
ΔSP_t	-	0.8448** (2.1248)	-	-
ΔRF_t	0.0495 (0.2774)	-	-	-
OI_{t-1}	0.251*** (4.5158)	-	-	-
TV_{t-1}	0.2905*** (4.5295)	-	0.07*** (2.6433)	-0.7622*** (-3.0316)
ES_{t-1}	-	-0.014* (-1.8113)	-	-
Vol_{t-1}	-	-	0.0471*** (3.3166)	-
R^2	0.4108	0.7851	0.7764	0.0498
$\frac{-2}{R}$	0.4037	0.7828	0.7740	0.0413

註：本表顯示以 GMM 估計以下結構方程式實證模型之結果：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}Depth_t + \beta_{14}RF_t + \beta_{15}OI_{t-1} + \beta_{16}TV_{t-1} + \beta_{17}D_1 + \beta_{18}D_2 + \varepsilon_{1t}$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}Depth_t + \alpha_{24}SP_t + \alpha_{25}ES_{t-1} + \alpha_{26}D_1 + \alpha_{27}D_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}Depth_t + \gamma_{34}TV_{t-1} + \gamma_{35}Vol_{t-1} + \gamma_{36}D_1 + \gamma_{37}D_2 + \varepsilon_{3t}$$

$$Depth_t = \delta_{10} + \delta_{11}TV_t + \delta_{12}ES_t + \delta_{13}Vol_t + \delta_{14}TV_{t-1} + \delta_{15}D_1 + \delta_{16}D_2 + \varepsilon_{1t}$$

其中 TV_t 為交易量； TV_{t-1} 為交易量的落後一期； OI_t 為未平倉量； ES_t 為有效價差； Vol_t 為報酬平方和； $Depth_t$ 為市場深度； RF_t 為無風險利率； SP_t 為每日結算價格； D_1 為虛擬變數，當樣本在 2007/10/8~2008/11/9 間為 1，反之為 0； D_2 為虛擬變數，當樣本在 2008/11/10 後為 1，反之為 0。所有變數已轉變為 log 型態。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

表 10 實施 SPAN 制度對交易量、價差、價格波動及深度之影響-小台指期貨

變數	TV 方程式	ES 方程式	Vol 方程式	Depth 方程式
C (截距項)	7.2425*** (9.2891)	2.0661*** (4.2045)	-3.3766*** (-4.1121)	10.9072*** (2.7133)
D_1	0.2044*** (3.6854)	-0.1244*** (-3.7495)	0.2598*** (3.8508)	-0.1067 (-0.4586)
D_2	0.4191*** (5.6624)	-0.1438*** (-3.3373)	0.3066*** (3.5208)	-0.3683 (-1.1154)
TV_t		-0.1046** (-2.5652)	0.1237 (1.616)	0.2318 (0.5566)
ES_t	-0.7598*** (-2.6905)		1.8106*** (28.4782)	1.3198 (1.0909)
Vol_t	0.5857*** (3.9279)	0.5452*** (31.2391)		-0.5857 (-0.8392)
$Depth_t$	-0.1007** (-2.2011)	0.0659** (2.5718)	-0.129*** (-2.6656)	
ΔSP_t		0.7565** (1.9971)		
ΔRF_t	-0.0377 (-0.1449)			
OI_{t-1}	0.1456** (2.4861)			
TV_{t-1}	0.3229*** (5.9562)		0.028 (1.3141)	-1.0631*** (-3.8345)
ES_{t-1}		-0.0098 (-1.1905)		
Vol_{t-1}			0.0241* (1.8966)	
R^2	0.8075	0.7721	0.7682	0.3071
\overline{R}^2	0.8053	0.7699	0.7659	0.2983

註：本表顯示以 GMM 估計以下結構方程式實證模型之結果：

$$TV_t = \beta_{10} + \beta_{11}ES_t + \beta_{12}Vol_t + \beta_{13}Depth_t + \beta_{14}RF_t + \beta_{15}OI_{t-1} + \beta_{16}TV_{t-1} + \beta_{17}D_1 + \beta_{18}D_2 + \varepsilon_{1t}$$

$$ES_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}TV_t + \alpha_{22}Vol_t + \alpha_{23}Depth_t + \alpha_{24}SP_t + \alpha_{25}ES_{t-1} + \alpha_{26}D_1 + \alpha_{27}D_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$Vol_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}TV_t + \gamma_{32}ES_t + \gamma_{33}Depth_t + \gamma_{34}TV_{t-1} + \gamma_{35}Vol_{t-1} + \gamma_{36}D_1 + \gamma_{37}D_2 + \varepsilon_{3t}$$

$$Depth_t = \delta_{10} + \delta_{11}TV_t + \delta_{12}ES_t + \delta_{13}Vol_t + \delta_{14}TV_{t-1} + \delta_{15}D_1 + \delta_{16}D_2 + \varepsilon_{1t}$$

其中 TV_t 為交易量； TV_{t-1} 為交易量的落後一期； OI_t 為未平倉量； ES_t 為有效價差； Vol_t 為報酬平方和； $Depth_t$ 為市場深度； RF_t 為無風險利率； SP_t 為每日結算價格； D_1 為虛擬變數，當樣本在 2007/10/8~2008/11/9 間為 1，反之為 0； D_2 為虛擬變數，當樣本在 2008/11/10 後為 1，反之為 0。所有變數已轉變為 log 型態。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

4.3 SPAN 制度對市場效率性之影響

本研究首先採用一階自我迴歸模型方法(方程式(6))來衡量每日報酬率之自我相關程度，並利用 Chow 檢定方法 (其假設檢定為： $H_0: \beta_{before} = \beta_{after}$)，來觀察期交所採用 SPAN 制度前後對於台指及小台指期貨市場效率性是否有結構性轉變，結果整理於表 11。由表 11 的 Panel A，發現未實施 SPAN 制度前，其台指及小台指期貨之 β 值分別為-0.0520 及-0.0493，而實施至結算會員後但未實施至交易人端時，其 β 值分別為-0.0342 及-0.0425，以及實施至交易人後，其 β 值分別為-0.0241 及-0.0406，然而這些係數皆不顯著，因此雖然 Panel B 的 Chow 結構轉變之檢定呈現顯著，要不能證明台指或小台指期貨市場之市場效率性有顯著性的變化。

而本研究繼續採用 Brorsen (1991) 的方法，利用 Q 統計量來檢定三段期間之每日報酬序列資料是否存在自相關。其結果列於表 12。結果發現只有在未實施 SPAN 制度前 (Period 1) 有顯著的自相關， $Q_5 \sim Q_{20}$ 皆為顯著，但在實施了 SPAN 制度後 (Period 2 和 Period 3)，Q 統計量顯著的程度明顯下降，表示其自我相關的程度下降，台指或小台指期貨市場之價格調整的速度已有改善。綜合來說，從 Q 統計量的結果發現，其市場的價格效率性在實施 SPAN 制度後已有顯著改善。

表 11 實施 SPAN 制度至結算會員及交易人前後之市場效率性結果

Panel A：實施 SPAN 制度至結算會員及交易人前後之一階自我迴歸結果			
	07/10/8 前 (β 值)	07/10/8 至 08/11/10 (β 值)	08/11/10 後 (β 值)
台指期貨	-0.0520 (-0.8107)	-0.0342 (-0.5592)	-0.0241 (-0.3569)
小台指期貨	-0.0493 (-0.7697)	-0.0425 (-0.6963)	-0.0406 (-0.6018)
Panel B：利用 Chow-test 檢定實施 SPAN 制度前後的 β 是否有結構性轉變			
	實施至結算會員 (07/10/8) 前後	實施至交易人 (08/11/10) 前後	
台指期貨	2.8476*	2.8955*	
小台指期貨	2.8518*	2.8969*	

註：本表為顯示實施 SPAN 制度至結算會員及交易人前後之市場效率性結果。Panel A 為實施 SPAN 制度至結算會員及交易人前後之一階自我迴歸之結果，其括弧內為 t 值；本研究採用一階自我迴歸模型 ($R_t = \alpha_0 + \beta R_{t-1} + \varepsilon_t$) 來衡量每日報酬率之自我相關程度。樣本期間為 2006/10/8 至 2009/9/30。Panel B 為利用 Chow 檢定實施 SPAN 制度後，對期貨市場效率性是否有結構性轉變，表中所列為 F 值；* 為在 10% 水準下顯著。

表 12 實施 SPAN 制度至結算會員及交易人前後之自我相關檢定的結果

Panel A：實施 SPAN 制度前後之自我相關檢定結果-台指期貨						
	實際的資料			AR(1)殘差		
	Period 1	Period 2	Period 3	Period 1	Period 2	Period 3
Q_5	17.2750***	8.6865	5.9898	15.9930***	8.6403	6.0282
Q_{10}	28.1850***	13.619	6.4420	26.3290***	13.8900	6.4444
Q_{15}	29.3290**	19.355	10.958	27.5300**	19.9200	10.8640
Q_{20}	30.5310*	25.573	15.285	28.9020*	25.7970	14.9830

Panel B：實施 SPAN 制度前後之自我相關檢定結果-小台指期貨						
	實際的資料			AR(1)殘差		
	Period 1	Period 2	Period 3	Period 1	Period 2	Period 3
Q_5	18.9130***	9.3032*	6.2546	17.5370***	9.1295	6.1493
Q_{10}	29.2630***	14.3820	6.7838	27.3210***	14.5980	6.5957
Q_{15}	30.5880***	20.2280	11.1660	28.6650**	20.8470	10.8390
Q_{20}	32.2780**	26.8130	15.5560	30.5460*	26.9070	14.9180

註：本表為顯示實施 SPAN 制度至結算會員及交易人前後之自我相關檢定的結果。Panel A 為台指期貨市場實施 SPAN 制度前後之自我相關檢定結果；Panel B 為小台指期貨市場實施 SPAN 制度前後之自我相關檢定結果。其中 Period 1 為未實施 SPAN 制度前，其使用的期間為 2006/10/8 至 2007/10/7；Period 2 為實施 SPAN 制度至結算會員時，其使用的期間為 2007/10/8 至 2008/11/9；Period 3 為實施 SPAN 制度至結算會員及交易人，其使用的期間為 2008/11/10 至 2009/9/30。***、**和*分別為在 1%、5%和 10%水準下顯著。

5. 結論

本文研究台灣期交所於 2007 年 10 月開始實施 SPAN 保證金制度對期貨市場流動性、波動性和效率性的影響，以台指期貨和小台指期貨近月契約為樣本，結果發現在考慮了變數間的內生相關性後，實施 SPAN 保證金計收制度會使台指和小台指期貨的交易量較實施前增加、有效價差較實施前縮小，市場深度較實施前有些微提升，表示市場的流動性提升；並且由於交易成本下降，提高交易者進入市場意願，進而增進了價格效率性；然而，在提高流動性及效率性的同時，價格波動性也上升，其造成價格波動增加可能的原因是當實施 SPAN 保證金計收制度，使其交易成本減少，則投機者將會進入市場，進而造成價格波動增加，但同時也會因為這些投機者的進入，使得價格效率性提升。

本文的實證結果建議，實施 SPAN 保證金計收制度會期貨市場的流動性，改善市場之價格效率性，但也會增加價格波動性。然而，本研究的結果仍有些限制，例如：無法考慮到其他制度變化的交互影響。台灣期貨交易所為提升我國國際之競爭力及活絡期貨市場交易之目的，在本研究期間 2006 年 10 月 8 日至 2009 年 9 月 30 日間，除了推出 SPAN 保證金計收制度實施至結算會員及交易人端外，還陸續推出期貨當沖保證金減收作業、期貨契約價差交易保證金減收作業、法人機構避險交易帳戶制度及交易人以有價證券抵繳保證金制度等多項新的制度，但本研究利用事件研究法所進行的實證研究，可能忽略其他新制度可能產生的連帶影響。但以本文的實證結果來看，在 SPAN 保證金制度實施後，市場的流動性及效率性的確明顯上升，表示精確的期貨保證金制度的確有助於提升交易人的資金使用效率、進而活絡市場的交易，本文的結果能提供保證金制度設計政策性之參考。

參考文獻

- 黃玉娟、陳培林、鄭堯任，「交易機制改變對市場績效之影響：透明度與撮合頻率之探討」，證券市場發展季刊，第十九卷第一期，民國96年，135-160頁。
- Adrangi, B. and Chatrath, A., "Margin Requirements and Futures Activity: Evidence from the Soybean and Corn Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 4, 1999, pp. 433-455.
- Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time Series Effects," *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 1, 2002, pp. 31-56.
- Andersen, T., Bollerslev, T., Diebold, F., and Ebens, H., "The Distribution of Realized Stock Return Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 1, 2001, pp. 43-76.
- Brorsen, B. W., "Futures Trading, Transaction Costs, and Stock Market Volatility," *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 2, 1991, pp. 153-163.

- Chan, J. S. P., Hong, D., and Subrahmanyam, M. G., "A Tale of Two Prices: Liquidity and Asset Prices in Multiple Markets," *Journal of Banking & Finance*, Vol.32, No. 6, 2008, pp. 947-960.
- Chatrath, A., Adrangi, B., and Allender, M., "The Impact of Margins in Futures Markets: Evidence from the Gold and Silver Markets," *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41, No. 2, 2001, pp. 279-294.
- Chou, R. K. and Wang, G. H. K., "Transaction Tax and Market Quality of the Taiwan Stock Index Futures," *Journal of Futures Markets*, Vol. 26, No. 12, 2006, pp. 1195-1216.
- Eldor, R., Hauser, S., and Yaari, U., "Safer Margins for Option Trading: How Accuracy Promotes Efficiency," working paper, 2009.
- Fama, E. F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, 1970, pp. 383-417.
- Fishe, R. P. H. and Goldberg, L. G., "The Effects of Margins on Trading in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 6, No. 2, 1986, pp. 261-271.
- Fishe, R. P. H., Goldberg, L. G., Gosnell, T. F., and Sinha, S., "Margin Requirements in Futures Markets: Their Relationship to Price Volatility," *Journal of Futures Markets*, Vol. 10, No. 5, 1990, pp. 541-554.
- Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 1029-1054.
- Hardouvelis, G. A., "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices," *American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, 1990, pp. 736-62.
- Hardouvelis, G. A. and Kim, D., "Margin Requirements, Price Fluctuations, and Market Participation in Metal Futures," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 3, 1995, pp. 659-671.
- Hardouvelis, G. A. and Peristiani, S., "Margin Requirements, Speculative Trading and Stock Price Fluctuations: The Case of Japan," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 4, 1992, pp.1333-70.
- Hartzmark, M. L., "The Effects of Changing Margin Levels on Futures Market Activity, the Composition of Traders in the Market, and Price Performance," *Journal of Business*, Vol. 59, No. 2, 1986, pp. 147-80.
- Hausman, J. A., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, 1978, pp. 1251-1271.
- Huang, R. D. and Stoll, H. R., "Dealer versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE," *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, No. 3, 1996, pp.

313-357.

Hunter, W. C., "Rational Margins on Futures Contracts: Initial Margins," *Review of Research in Futures Markets*, Vol. 5, No. 1, 1986, pp. 160-173.

Kupiec, P. H., "The Performance of S&P 500 Futures Product Margins Under the SPAN Margining System," *Journal of Futures Markets*, Vol. 14, No. 7, 1994, pp. 789-811.

Kyle, A., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, 1985, pp. 1315-35.

Lee, C. and Ready, M. A., "Inferring Trade Direction from Intraday Data," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 1991, pp. 733-746.

Ma, C. K., Kao, G. W., and Frohlieh, C. J., "Margin Requirements and the Behavior of Silver Futures Prices," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 20, No. 1, 1993, pp. 41-60.

Parkinson, M., "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return," *Journal of Business*, Vol. 53, No. 1, 1980, pp. 61-68.

Wang, G. H. K. and Yau, J., "Trading Volume, Bid-ask Spread, and Price Volatility in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 20, No. 10, 2000, pp. 943-970.