
期貨交易與波動間之動態關係·避險與投機目的
THE DYNAMIC RELATIONSHIP BETWEEN FUTURES
TRADING AND VOLATILITY: THE HEDGING AND
SPECULATING PURPOSES

李瑞琳

朝陽科技大學 財務金融系 助理教授

杜沛穠

朝陽科技大學 財務金融系 研究生

摘要

過去文獻對於期貨交易與現貨波動的互動關係雖多有著墨，但是少有考量交易動機變動對上述關係之探討。本研究採用向量自我迴歸模型(Vector Autoregressions ,VAR) Granger 因果關係探討投資人避險與投機目的之期貨交易和現貨波動的領先-落後關係，並分析臺灣期貨交易所(TAIFEX) 開放外資參與期貨限制解除後，避險與投機目的對期貨交易與波動的影響，同時評估交易動機的改變是否會造成市場穩定或不穩定。結果顯示投機者期貨交易活動並無任一單向顯著關係，而避險者期貨交易會受到現貨波動的影響，確實有助於國內期貨市場的發展。另外，當政策解除後，市場避險者從事投機交易時並未有任一單向顯著關係，尚未明顯導致市場效率的惡化，但是避險者從事避險交易反而會影響現貨波動，造成市場不穩定，卻是相當值得主管機關的重視。最後，投機者隨著期貨市場成熟的發展逐漸學習培養盤後資訊的解讀能力。

關鍵字：期貨交易、現貨波動、因果關係、政策放寬

壹 前言

就財務文獻和金融市場的觀察指出¹，期貨和衍生性商品交易活動對波動的影響，許多學者傾向有不同的觀點，至今尚未找到一致的答案。過去學者認為期貨市場的設立，可以增加金融市場自由化與多元化，並提供交易者避險、投機、套利與價差交易等功能。此外，指數期貨也可以提供投資人一個高效率、低成本的金融商品工具。因此，期貨市場的開放可以使現貨市場價格趨向穩定，有助於降低市場的波動性。另一方面，持反對意見學者指出期貨交易是造成股市價格波動性增加的主要原因，致使各國政府對期貨交易採取一連串的規範與限制，例如提高保證金、對避險者與投機者採取不同稅率、甚至禁止期貨交易。¹因此，過度對期貨市場的規範與管制可能造成負面的影響，進而影響期貨市場發展。

臺灣期貨交易所(TAIFEX)歷年總交易量與國際排名有逐年增加的趨勢，在國際選擇權市場協會(IOMA) 2006 年報指出，臺灣期貨交易所在世界排名 18，在亞洲排名為 7，全體市場總成交量達 114,603,379 口，相較於 1998 年市場總交易量為 278,000 口。另外，根據 TAIFEX 統計資訊，顯示法人及自營商交易者每年有明顯增加之趨勢，但自然人所有交易比例有減少趨勢，從 2002 年約 88.63% 至 2007 年約 71.33%。

然而，機構法人每年交易比例雖有上漲之趨勢，統計截至 2007 年 12 月底止，機構法人於本國期貨市場交易比重約僅 10.77%，探究其原因，乃是 TAIFEX 於 1998 年 9 月 16 日限制法人機構僅能申請避險帳戶從事期貨避險交易之需求，但是外資投資人的交易動機並不只侷限於避險，尚投機與套利動機。上述限制規範無法擴大外資參與程度，將不利於台灣期貨市場，因此，TAIFEX 於 2006 年 3 月 27 日解除此法令限制，開放外資得以套利、投機等非避險目的從事國內期貨市場交易，而此項限制規範的解除是否會造成市場波動不平靜或價格趨於穩定，值得我們去深思。

本研究的主要目的為探討市場投資人在期貨交易和現貨波動之間的關係，研究發現，避險者之期貨交易活動顯著受到現貨波動的影響。對投機者，雖然不存在任一

¹ 美國曾在 1958 年禁止交易洋蔥期貨，而日本也曾在 1869 年禁止稻米期貨交易。

單向的關係，但是其期貨交易活動卻受到盤後資訊的波動影響。換句話說，投機者也開始學習避險者關心分析並解讀市場有關的盤後資訊，對市場穩定性有正面的助益。此外，本研究為了瞭解政策鬆綁對市場參與者的動機變動是否會對期貨交易與現貨波動關係造成影響，研究結果顯示在政策鬆綁後並未發現避險者進行投機交易時有任一顯著單向顯著關係，尚未明顯導致市場效率的惡化。但是避險者從事避險交易反而會影響現貨波動，造成市場不穩定，卻是相當值得主管機關的重視。最後，無論避險者是否會改變其交易動機，投機者在政策鬆綁後透過學習並開始注意市場盤後資訊，減少和避險者的資訊不對稱現象，反而是有助於緩和市場的不穩定現象，尤其是在避險者進行投機交易時。

本文的架構安排如下：第二節回顧文獻回顧，第三節介紹本文實證資料與研究方法，第四節報告並分析實證結果，第五節則是彙整並說明主要的論點與結論。

貳 文獻探討

一、期貨交易量、未平倉量與現貨價格波動性之關係

(一)期貨交易領先現貨價格波動

在外匯期貨與指數期貨的實證研究中，Grammatikos and Saunders (1986)研究外匯期貨與價格波動之間的關係，顯示現貨價格波動性是受到期貨交易量的影響。除了外匯期貨外。另外，Yang, Balyeat, and Leatham (2005)分析現貨價格不穩定性是否為期貨所影響，發現期貨交易量增加會引起現貨價格的波動性，進一步分析發現期貨和現貨的相互關係是取決於不同的資產或市場架構。

(二)現貨價格波動領先期貨交易

Rutledge (1979)藉由Sims (1972)因果檢定，分析期貨交易量與現貨價格變異之間的關係，發現商品期貨交易量會受現貨價格變異所影響。Wiley and Daigler (1998)分析期貨交易量與現貨價格波動長短期之間的關係，結果發現交易量與價格波動有長期與短期之共整合關係，並且存在至少單向之因果關係。經由共整合、VAR 模型Granger因果關係測試及誤差修正方法中，得知交易量在長期上有調整價格波動之趨勢，而短

期上則是價格波動領先交易量。

Ciner (2002)研究僅發現期貨交易量受到現貨波動的單向影響。國內學者許江河(1999)指出台股期貨交易活動與現貨價格波動性的關係，發現期貨交易活動是受到現貨價格波動的影響。

(三)期貨交易與現貨價格波動存在雙向關係

Chatrath, Ramchander, and Song (1996)探討外匯期貨交易量與匯率波動之間的關係，研究發現兩者是相互影響。另外，Kocagil and Shachmurove (1998)發現大部份期貨契約則驗證出期貨交易量和現貨價格變動絕對值之間存在相互影響的因果關係，意味著投資者可以利用過去期貨交易預測目前現貨波動。

Luu and Martens (2003)研究S&P-500 指數期貨交易量與價格波動之動態關係，研究結果顯示在總合每日平方報酬下，價格波動與交易量呈現雙向的因果關係。另外，Hsueh, Liu, and Lee (2007)調查美國與香港期貨交易與現貨波動之領先-落後的關係，研究結果顯示，二市場期貨交易與現貨波動互為領先落後的關係，與Luu and Martens (2003)結論相同。

(四)期貨交易與現貨價格波動存在無任一領先落後關係

在期貨市場中的實證研究中有些學者支持現貨價格波動性與成交量、未平倉量並無任一領先落後關係，但可能存在無關或相關性。Grossman (1988)研究S&P-500 現貨及期貨的每日資料，發現交易量與價格波動性之間並無明顯的關連性。另外，Bocketti and Rovert (1990)發現S&P-500 指數無論是每日或每小時的股價變動絕對值與期貨交易量並無顯著相關。其中，Pericli and Koutmos (1997)研究S&P-500 股票指數期貨上市對現貨市場波動性的影響，除了 1987年10月的股市崩盤期間除外，股票指數期貨並不影響現貨市場的波動。另外，Watanabe (2001)檢測在大阪證券交易所(OSE)交易的日經225 股價指數期貨，探討價格波動性、成交量與未平倉契約數之間的關係，發現並沒有顯著的關係。

二、市場參與者交易動機的行為探討

市場參與者擁有不同的資訊蒐集能力，加上彼此交易信念預期的差異，可能使市

場參與者存在資訊不對稱，進而導致現貨市場波動產生的主因。進一步分析發現，期貨市場大致上將投資人分為投機者與避險者，在資訊不對稱之下，避險交易者通常擁有較佳的預測能力與私有訊息，在新資訊到達市場時會立即反應於交易行為上，有助於降低現貨波動的效果。而投機交易者因為對價格之預期有受限於情緒因素，非由基本面訊息所主導，以致於無法正確掌握未來價格的訊號，傾向於作出群聚反應與過度反應之交易行為，導致價格波動的加劇。

由 Silber (1984)調查期貨市場的投機者角色，發現投機者是透過市場的流動性進行套利行為，主要是推測交易行為而賺取價差。另外，Admiti and Pfleiderer (1988)主張以資訊不對稱來解釋資訊交易者與無資訊交易者之策略性交易行為，以及對價格波動性及交易量之衝擊。

Wiley and Daigler (1998)利用交易訊息或交易動機探討不同交易者的交易行為，研究結果顯示，散戶為市場提供短期流動性，所以訊息和交易量相較於其他交易者活躍，且訊息和交易量在其他交易者類型之間的流動時，僅只有幾天而已，並發現每一位交易者並非同時收到新訊息，而是一次只傳遞給一位交易者，這符合Copeland (1976)所提出了循序資訊模型。另外，Wang (2001)分析不同交易者類型(投機者、避險者)的交易行為對預測未來期貨價格的有效性，研究發現投機者在期貨市場的表現優於避險者。然而，Singh and Bhatia (2006)主張投機交易者對現貨波動會造成不同的結果。進一步發現衍生性商品活動會吸引資訊交易者與投機者進行套利活動，其原因为投機者與資訊交易者擁有槓桿作用及較低交易費用，導致投機者與資訊交易者願意把資金從現貨市場移轉於衍生性商品市場，因此，投機者將會降低現貨波動之不穩定性。

參 研究方法

一、樣本來源與資料說明

本研究以台灣加權股價指數期貨與加權股票指數為標的指數做為期貨與現貨之分析樣本，分別分析避險者與投機者期貨交易活動與現貨市場波動之間動態關係，並檢驗台灣期貨交易所(TAIFEX)解除外資參與期貨限制規範之前後，對期貨與現貨市場

之間的動態關係之影響。

本研究以台灣加權股價指數期貨契約的每日成交量與未平倉量計算市場不同參與者之期貨交易活動。另外，以現貨市場每日指數之最高價、最低價、開盤價及收盤價，做為現貨波動之衡量。所有資料均取自於台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal Data Bank, TEJ)。

由於TAIFEX於1999年10月30日開始放寬外資參與期貨市場之限制，本文研究期間為1999年11月1日至2007年12月31日。²此外，由於TAIFEX在2006年3月27日完全解除外資參與期貨的限制，本研究將針對政策放寬前後一年半作為研究期間(2004年9月27日至2007年9月27日)，並探討和比較外資從事避險與套利交易對現貨波動的影響。³

二、變數定義

(一)期貨交易指標

依據Garcia, et al. (1986)將每日期貨交易變數F(t) 定義為:

$$F(t) = \frac{V(t)}{OI(t)} \quad (1)$$

其中V(t) 表示第 t 時點之期貨交易量，而OI(t) 則為第t 時點之期貨未平倉合約數。Garcia et al. (1986)認為以期貨交易量或未平倉合約數單獨來分析期貨交易與現貨波動的關係，但卻會有潛在的到期日效應，依據交易量與未平倉均有到期日之效應，藉由二變數相除之標準化過程，免除交易契約到期日所引發不同之估計偏誤。另外，此變數定義亦代表市場中投機交活動的大小程度，在後續的討論分析中，我們將藉由此定義進一步拆解市場中主要的投機者之投機活動和非主要的避險者的投機活動，以探

² 外國專業投資機構、境外華僑及外國人投資國內證券，得投資於公債、定期存款、貨幣市場工具及從事避險性期貨交易。定期存款之期限不得超過三個月，期滿得續存三個月，但以一次為限。投資貨幣市場工具以距到期日九十天以內之票券為限，從事避險性期貨交易以持有現貨部位為前提。投資公債、定期存款、貨幣市場工具及從事避險性期貨交易之總額度上限，不得超過其匯入資金之百分之三十，但投資買賣斷公債，不在此限。

³ 基於避險與投機需要，廢除外國專業投資機構、境外華僑及外國人投資國內證券，得投資於公債、定期存款、貨幣市場工具及從事避險性期貨交易。定期存款之期限不得超過三個月，期滿得續存三個月，但以一次為限。投資貨幣市場工具以距到期日九十天以內之票券為限，從事避險性期貨交易以持有現貨部位為前提。投資公債、定期存款、貨幣市場工具及從事避險性期貨交易之總額度上限，不得超過其匯入資金之百分之三十。

討投資人在交易動機轉變所引起期貨交易和現貨波動關係是否會有所不同，尤其是避險者。

本研究所採用Garcia, et al. (1986)之定義同時考量期貨交易量與未平倉合約數，主要是可以納入不同市場參與者（投機、避險者）所產生的價格效果。此外，Luu and Martens(2003)指出使用此比率衡量交易活動比單獨使用交易量或未平倉合約數更能捕獲較多資訊。另外，由於上述變數包含投機者與避險者之投機活動，相對可以捕捉到投機活動，本文將藉由這個變數去區分避險者與投機者。

(二)現貨波動性指標

本研究沿用 Garman and Klass (1980)對現貨波動之定義，以每日標的指數最高價(P_H)、最低價(P_L)、開盤價(P_O)及收盤價(P_C)，並以符號C 表示如下：

$$C = \left\{ 0.511 * (a - b)^2 - 0.019 * [x(a - b) - 2ab] - 0.383 * x^2 \right\}^{0.5} \quad (2)$$

上述等式中 $x = \ln(P_C / P_O)$ 、 $a = \ln(P_H / P_O)$ 和 $b = \ln(P_L / P_O)$ 。

過去研究，如:Garcia, et al. (1986)、Chatrath, et al. (1995)與Wang (2002)對現貨波動之定義⁴，發現上述學者的實證結果差異不大。另外，Wiggins (1992)對現貨波動之定義也有另一種看法。⁵因此，本研究採用Garman and Klass (1980)此定義作為現貨波動的衡量。

另外，我們以 Schwert (1990)和 Jones et al. (1994)建構不同的波動變數，如下：

$$R(t) = \sum_{k=1}^5 a_k D(k, t) + \sum_{j=1}^{10} b_j R(t-j) + e(t) \quad (3)$$

上述等式中 $R(t)$ 為期貨報酬及 $D(k,t)$ 變數為週一至週五的虛擬變數， $D=1$ 代表週一， $D=0$ 則為週二至週五， $R(t-j)$ 為落後幾期期貨報酬， $e(t)$ 為殘差項，本文以殘差項絕對值，當作價格波動(C) 新的替代指標，並分以開盤對收盤、收盤對開盤和收盤對收盤

⁴ Garcia, et al. (1986)、Chatrath, et al. (1995)與 Wang (2002)嘗試使用過不同定義之現貨波動衡量值，包括調整後的價格範圍、價格變動絕對值以及 GARCH 模型條件波動性等，不過 Chatrath, et al. (1995)的實證結果顯示調整後的價格範圍、價格變動絕對值以及 GARCH 模型不同波動衡量值間的差異並不顯著。

⁵ Wiggins (1992)指出以最高價與最低價為基礎的現貨波動，相較以收盤價為基礎的指標，可以包含更多的資訊內容，同時也具有較小的偏誤與較佳的效率。

價估計期貨報酬波動。

三、期貨交易之交易類型

由於 Karpoff (1987)和 Bauer and Nieuwland (1995)主張不同的投資者在解釋資訊時，往往會做出不同的交易策略，進而反應到市場交易上，因此，本文為區分出期貨避險者與投機者的交易活動，利用交易資訊，包括過去期貨交易和各自交易量與未平倉合約變數去拆解期貨交易變數。

為去除期貨交易可能包括線性和非線性時間趨勢問題，本文根據Gallant , Rossi, and Tauchen (1992) 、Chen , Firth , and Rui (2001)及Lee and Rui (2002)將期貨交易去除時間趨勢，並以誤差項作為新的期貨交易替代變數。如下所示：

$$F(t) = a_0 + b_1 t + b_2 t^2 + \varepsilon \quad (4)$$

上述等式中 $F(t)=V/OI$ 為期貨交易， t 為時間。

然而，本研究為了區分避險者與投機者的期貨交易活動，以二階段拆解方法進行討論。首先，本文透過 ARIMA 方法客觀捕捉市場上投機活動，獲取預測殘差 $\varepsilon(t) = (F(t) - ARMA(p,q))$ ，其次，我們假設投機者可能會利用過去交易資訊進行預測，因此，並將上述的預測誤差以過去交易量與未平倉變數進行預測，如下所示：

$$\varepsilon(t) = \alpha + \sum_{j=1}^{k_1} \Delta V(t-j) + \sum_{i=1}^{k_2} \Delta OI(t-i) + v(t) \quad (5)$$

上述等式中 $\Delta V(t-j)$ 和 $\Delta OI(t-i)$ 為期貨交易量和未平倉合約數的差分， k_1 和 k_2 決定於殘差的無相關性檢定。最後， $v(t)$ 為期貨交易非預期的部份，而期貨交易活動(F) 與 $v(t)$ 之間的差為期貨交易預期部份。換句話說，非預期部份則代表避險者的投機與套利活動，以 H 表示；另一方面，預期部份為投機者的投機活動，以 S 表示。

Harris (1989)指出，投機者是透過市場的流動性進行套利行為，避險者的交易行為，主要基於避險者擁有私有訊息及預測能力。由於投機者永遠在進行投機活動，然而避險者也有可能在某個特定的狀態之下才會進行投機與套利交易。因此，本文將期

貨交易拆解為避險者與投機者期貨交易，將可提供波動與交易關係一個有趣的討論結果。

為了了解避險者在市場那一特定的狀態下會進行避險與投機行為，本研究試圖推導避險者的動機行為。本文以期貨交易(F) 與投機交易(S)進行討論。當 F 小於 S，會使未平倉(OI) 增加或交易量(V) 減少，代表市場投機交易減少，意謂避險者會增加避險活動並減少投機活動，表示市場呈現穩定現象；另一方面，當 F 大於 S 時，會使未平倉(OI) 減少或交易量(V) 增加，代表市場投機交易增加，換句話說，避險者會結束先前的避險部位，並進行增加投機套利活動，導致市場不穩定。因此，本研究針對前述的討論，透過交易量與未平倉形成特定的市場狀態，將避險者與投機者期貨交易與現貨波動之間的關係，建立投資人交易動機轉變之相關假說，如下：

假說 1. 高交易量和低未平倉之下，市場投機活動比率偏高，代表期貨避險者會進行投機交易，使現貨市場趨於不穩定。

假說 2. 低交易量和高未平倉之下，市場投機活動比率偏低，則代表期貨避險者將利用更多資訊進行避險行為，將使現貨市場趨於穩定。

假說 3. 在其它的市場特定狀態下(高(低)交易量與低(高)未平倉)，避險者在避險動機下會導致市場的穩定性

假說 4. 投機者無論在任一狀態下均進行投機活動，導致市場不穩定。

假說 5. 投機者嘗試學習避險者解讀和分析市場資訊，並有效反應市場資訊，導致市場趨於穩定。

四、實證模型

過去研究學者主要著重在避險或投機的期貨交易活動與現貨波動之間的關係，並未探討交易動機的轉變是否對上述關係會造成影響，包括政策的開放是否會使波動不平靜或價格趨於穩定。因此，我們依據 Fung and Patterson (1999)建構「向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model ,VAR)」進行上述研究目的的討論，模型如下：

$$Y(t) = c + \sum_{k=1}^L a_k Y(t-k) + bM + \varepsilon(t) \quad (6)$$

上述等式中的 $Y(t)$ 為 (1×3) 向量，包括報酬波動、避險者交易活動及投機者交易活動，另外， M 為週一的虛擬變數，主要檢驗週一/週五的影響， $\varepsilon(t)$ 是VAR 模型內的誤差項， L 是變數所有的最適落後期數是以SIC 最小值來決定，以利後續Granger 因果檢定。

依據Granger (1969, 1988)提出以預測能力的觀點來定義變數之間的因果關係，本研究以現貨波動(C) (以開盤對收盤、收盤對開盤、收盤對收盤及高低價)與期貨交易活動(F) (避險者與投機者)之間進行因果關係檢定。並推論現貨波動(C) 與期貨交易(F) 領先或落後關係。

首先，本研究建立現貨波動(C) 不會影響期貨交易(F) 之虛無假設和現貨波動會影響期貨交易之對立假設，當拒絕虛無假設，則現貨波動會影響期貨交易，以 $C \rightarrow F$ 表示。其次，建立期貨交易(F) 不會影響現貨波動(C) 之虛無假設和期貨交易(F) 會影響現貨波動(C) 之對立假設，當拒絕虛無假設，則代表期貨交易會影響現貨波動，以 $C \leftarrow F$ 所示。第三為同時拒絕上述二者的虛無假設，代表期貨交易與現貨波動相互影響，以 $C \leftrightarrow F$ 表示。第四為同時接受上述二者的虛無假設，表示期貨交易與現貨波動並無任一關係，以 $C \neq F$ 所示。

肆 實證結果與分析

一、敘述統計

(一)全期

表1 為臺灣市場之期貨交易(F)與現貨波動(C)之敘述統計量，包括平均數、標準差、ADF 單根檢定及PACF 統計量，其中現貨波動分別包括開盤對收盤、收盤對開盤、收盤對收盤、高低價。

研究結果顯示國內市場之期貨交易平均值為 101.97%，因此，我們推估國內期貨投資人主要還是以投機交易為主。而現貨波動平均值介於 0.0061至 0.0135之間。另外，我們利用偏自我相關係數(PACF) 初步判斷現貨波動與期貨交易的落後期數，得知期貨交易的落後期為 1-5期，而現貨波動之開盤對收盤及收盤對收盤的落後期為

1-8期，代表過去落後變數對目前變數具有顯著預測能力，而高低價則顯示出無落後期。最後，本文使用Dickey and Fuller (1979)之ADF 檢定，分別對期貨交易與現貨波動的研究變數進行單根檢定，結果在顯著水準 1%之下，所有變數均符合恆定狀態。

由於期貨交易可能包含時間趨勢，因此，本文依據Gallant , Rossi and Tauchen (1992)、Chen , Firth , and Rui (2001)及Lee and Rui (2002)去除線性與非線性時間趨勢，並以殘差項作為期貨交易新的替代變數，以利後續相關研究。

表1 臺灣期貨交易與現貨波動之基本統計量(1999/11/1-2007/12/31)

統計值	現貨波動				期貨交易
	開盤對收盤	收盤對開盤	收盤對收盤	高低價	
平均值	0.0104	0.0061	0.0123	0.0135	1.0197
標準差	0.0110	0.0071	0.0124	0.0752	0.4323
ADF	-8.8228**	-11.8956**	-9.0878**	-44.6214**	-8.3119**
PACF	1-8	1-7	1-8	0	1-5

註：ADF 檢定在顯著水準1%、5%與10%下臨界值分別為-2.58 和-1.95 以及-1.62。**與*分別表示顯著水準1%及5%。

(二) 政策對期貨與現貨市場影響

表2 為政策開放前與後一年半的臺灣市場之期貨交易 (F)與現貨波動(C)之敘述統計量，包括平均數及標準差，並敘述開盤對收盤、收盤對開盤、收盤對收盤、高低價等，現貨波動基本統計量。

研究結果顯示在政策開放前國內市場之期貨交易平均值為72.77%，而開放後期貨交易平均值提升至 96.94%，因此，我們推估國內期貨投資人的投機交易有明顯增加之趨勢。而政策開放前現貨波動介於 0.0037至 0.0069，開放後的波動介於 0.0052至 0.0096，換句話說，波動在政策開放後有增加的趨勢。

表2 政策開放之臺灣期貨交易與現貨波動之基本統計量

統計值	現貨波動				期貨 交易
	開盤對收盤	收盤對開盤	收盤對收盤	高低價	
前一 年半	平均值 標準差	0.0057 0.0053	0.0037 0.0035	0.0069 0.0062	0.0068 0.0031
後一 年半	平均值 標準差	0.0073 0.0072	0.0052 0.0058	0.0096 0.0095	0.9694 0.3071

二、Granger 因果關係分析

本文依據Granger (1969,1988)提出以預測能力的觀點來定義變數之間 的因果關係，將以現貨波動(C) (以開盤對收盤、收盤對開盤、收盤對收盤及高低價) 與期貨交易活動(F) (避險者與投機者) 之間進行因果關係檢定。

(一)全期

(A)市場穩定性

表3 展現期貨交易(F) 之避險者、投機者與現貨波動(C) 之間的因果關係，包括期貨交易對現貨波動的單向關係($C \leftarrow F$)與相反方向關係($C \rightarrow F$)並列出卡方統計值。結果顯示所有的現貨波動變數對期貨避險者有顯著之單向關係($C \rightarrow F$)，表示投資人可以有效的運用期貨市場來反映現貨市場的資訊內涵，有助於現貨市場效率的提升。另外，得知避險的資訊傳遞速度較投機活動迅速，因為避險交易者通常擁有較佳的預測能力與私有訊息，在新資訊到達市場時會立即反應於交易行為上。

另外，發現期貨投機者在收盤對開盤之下有顯著之單向關係($C \rightarrow F$)，意謂投機者正學習避險者了解盤後資訊的發佈，與Hong (2000)的觀點不同，因此推斷國內期貨市場的建立對於現貨市場是有正面的效益。

表3 VAR模型Granger 因果關係結果(1999/11/1-2007/12/31)

模型	避險者		投機者	
	$C \leftarrow F$	$C \rightarrow F$	$C \leftarrow F$	$C \rightarrow F$
開盤對收盤	11.5875	67.2896**	7.1364	6.2316
收盤對開盤	6.2252	47.6281**	16.3334	19.4728*
收盤對收盤	13.6282	93.6540**	11.8201	3.2530
高低價	7.0878	23.2527**	1.2646	2.9599

註：**與*分別表示顯著水準 1%及 5%。

(B)不同市場條件下，交易動機對市場穩定性影響

Harris (1989)主張，避險者從事避險、套利活動與投機者進行投機活動，但並未告知我們避險者從事套利活動是在什麼情況之下，本研究設定各種不同的狀態下進行

探討，我們採取 Fung and Patterson(1999)調查不同交易類型的交易行爲。本文利用交易量與未平倉變數對期貨避險者、投機者與現貨波動進行 Granger 因果檢定。

表 4 結果顯示，在低交易量和低未平倉之下，現貨波動所推估的變數之開盤對收盤、收盤對開盤及收盤對收盤對期貨避險者有顯著之單向關係($C \rightarrow F$)，意謂期貨避險者可以有效的運用期貨市場來反映現貨市場的資訊內涵，有助於現貨市場效率的提升，而期貨投機者與現貨波動則無任一關係。另外，在高交易量與高未平倉之下則發現，

期貨避險者與現貨波動為雙向關係為開盤對收盤及收盤對開盤($C \leftrightarrow F$)，而單向關係為收盤對收盤($C \rightarrow F$)及高低價($C \leftarrow F$)。另外，期貨投機者與波動為雙向關係為收盤對收盤($C \leftrightarrow F$)，而單向關係為開盤對收盤、高低價($C \rightarrow F$)及收盤對收盤($C \leftarrow F$)，其中($C \leftrightarrow F$)代表期貨投資人可以有效運用期貨市場來反映現貨市場的資訊內涵，有助於市場效率的提升，但因預測之關係導致市場效率減損、($C \rightarrow F$)表示有助於市場效率的提升，($C \leftarrow F$)市場效率有減損的跡象。

以低交易量和高未平倉觀察之下，期貨避險者與波動為單向關係的是開盤對收盤、收盤對收盤($C \rightarrow F$)及高低價($C \leftarrow F$)。另外，期貨避險者與波動為單向關係的是開盤對收盤($C \leftarrow F$)，其中($C \rightarrow F$)表示會增加市場效率，($C \leftarrow F$)會減損市場效率。

從高交易量和低未平倉之下，避險者與波動除了收盤對開盤外，其餘都為單向關係($C \rightarrow F$)。投機者與波動為單向關係為收盤對開盤 ($C \leftarrow F$)，其中($C \rightarrow F$)表示有助於市場效率的提升，($C \leftarrow F$)市場效率有減損的跡象。

表 4 不同狀態下期貨交易與現貨波動之 Granger 因果關係結果

(1999/11/1-2007/12/31)

V	OI	模型	避險者		投機者	
			C←F	C→F	C←F	C→F
低	低	開盤對收盤	8.3409	42.9186**	7.7622	5.3862
		收盤對開盤	5.8733	31.2130**	3.7175	6.1639
		收盤對收盤	7.6213	61.2697**	7.3350	6.4966
		高低價	7.2947	11.6386	3.7979	0.7560
低	高	開盤對收盤	3.6771	7.3110*	4.9727	6.8726*
		收盤對開盤	0.4873	3.6266	0.0498	2.8276
		收盤對收盤	1.8992	6.4226*	1.5284	3.4559
		高低價	13.7961**	1.7110	7.1439	0.9487
高	低	開盤對收盤	0.1819	21.8514**	0.7727	0.2846
		收盤對開盤	1.7922	2.0603	7.9526**	0.0037
		收盤對收盤	1.8719	10.6829**	0.3183	0.2478
		高低價	1.3736	12.7376**	0.3742	0.5473
高	高	開盤對收盤	20.7215*	23.8207**	12.4128	21.4346*
		收盤對開盤	18.4225*	30.5244**	24.4075**	59.0421**
		收盤對收盤	17.8411	31.1388**	23.9618**	13.2038
		高低價	18.6875*	10.6906	14.4156	38.1650**

註：**與*分別表示顯著水準 1% 及 5%。

(一)政策效果

(A)市場穩定性

表 5 為政策開放對避險者和投機者期貨交易和現貨波動關係之因果關係檢定結果，統計值為卡方統計量，其中 $C \rightarrow F$ 表示現貨波動領先影響期貨交易， $F \rightarrow C$ 表示期貨交易領先影響現貨波動。結果顯示，政策開放後，以開盤對收盤、收盤對收盤和高低價估計的現貨波動而言，避險者期貨交易顯著受到現貨波動的影響，有助於市場穩定，但是避險者的期貨交易卻會影響收盤對收盤的現貨波動，進而又致使市場的不穩定。對投機者而言，在政策開放後，卻有不同的結果，投機者期貨交易會影響收盤對

收盤的現貨波動，但是高低價的現貨波動卻是影響投機者的期貨交易。

最後，本研究觀察收盤對開盤的現貨波動和期貨交易的關係發現，政策開放後，雖然投機者有雙向顯著的關係，而避險者有期貨交易影響現貨波動的單向關係。其中投機者期貨交易受到現貨波動的影響大於反向關係的影響，意味投機者在政策開放後會注意盤後資訊的發布並學習資訊解讀的能力，並造成在政策開放後，投機者在期貨交易和現貨波動關係存在相反的結果。在對照期貨交易和現貨波動的相關係數，本研究證實在政策開放後，大致而言避險者大於投機者，代表雖然避險者和投機者存在資訊不對稱，但因政策開放後，投機者的相關性有增加的趨勢，意味投機者透過學習後和避險者的資訊不對稱有緩和改善的現象。⁶

表 5 政策開放對避險者和投機者期貨交易和現貨波動關係之因果關係檢定

日期	模型	現貨		避險者		投機者	
		C←F	C→F	C←F	C→F	C←F	C→F
2004/9/27 至 2006/3/26	開盤對收盤	16.6528	7.2971	14.6008	13.2433		
	收盤對開盤	4.2292	25.2247**	4.3192	8.3594		
	收盤對收盤	8.7437	6.7637	8.9628	20.8722*		
	高低價	3.6002	4.8526	9.9759	4.5895		
2006/3/27 至 2007/9/27	開盤對收盤	4.3244	36.4458**	8.2495	12.4400		
	收盤對開盤	23.5871**	16.3585	19.2782*	34.4822**		
	收盤對收盤	17.2266*	24.3514**	29.0587**	15.1769		
	高低價	13.7092	23.9150**	14.7924	22.8945**		

註：**與*分別表示顯著水準 1% 及 5%。

(B)交易動機對市場穩定性影響

為了瞭解政策開放前後之不同市場狀態下，期貨交易與現貨波動間的關係，分析結果陳列於表6。對照政策開放前後，在低交易量與低未平倉之下發現，以收盤對收盤估計的現貨波動而言，避險者期貨交易在政策開放後會受到現貨波動的影響，而投機者期貨交易反而會影響現貨波動。意味政策放開後避險者有助於穩定市場，而投機

⁶ 受限文章頁數，在此相關係數未列出。

者會透過預測波動而進行交易期貨契約導致市場的不穩定。此外，在高交易量與高未平倉下，以收盤對收盤的現貨波動而言，政策開放後，避險者期貨交易受到現貨波動的顯著影響，而投機者期貨交易卻會顯著影響現貨波動，意味避險者會有助於市場的穩定，而投機者卻惡化市場的穩定。

另外，在低交易量與高未平倉下，在政策開放後，以收盤對收盤的現貨波動而言，避險者和投機者卻未有任一單向顯著關係，但是以高低價的現貨波動，避險者的期貨交易會影響現貨波動。意味避險者從事避險交易時卻會導致市場的不穩定。最後，在高交易量與低未平倉之下，在政策開放後，以收盤對收盤的現貨波動而言，避險者和投機者卻未有任一單向顯著關係，意味避險者在進行投機交易時並未對市場不穩定有推波助瀾的現象產生。這樣的結果在以高低價和開盤對收盤的現貨波動也得到相同的論點。然而在對投機者而言，投機者期貨交易受到收盤對收盤和高低價的現貨波動的影響，即投機者在此市場狀態下有助於市場的穩定。另外，我們也觀察收盤對開盤的現貨波動和期貨交易關係並發現，雖然避險者案投機者期貨交易均會影響現貨波動，但是投機者期貨交易會受到現貨波動的影響。換句話說，投機者在此市場狀態下會關心避險者是否會進行投機交易的盤後市場資訊，並嘗試去學習判斷資訊正確與否。

表 6 政策開放之不同狀態下期貨交易與現貨波動的 Granger 因果關係結果
(前一年半、後一年半)

V	OI	狀態	前一年半				後一年半			
			避險者		投機者		避險者		投機者	
			模型	C←F	C→F	C←F	C→F	C←F	C→F	C←F
低	低	開盤對收盤	4.76*	0.12	0.43	0.78	0.00	2.19	5.58*	3.98*
		收盤對開盤	1.84	10.46**	1.50	0.05	0.93	4.95*	11.39**	0.20
		收盤對收盤	0.89	0.61	0.17	0.21	0.09	5.39*	8.80**	2.08
		高低價	10.89**	0.35	1.40	1.45	1.48	0.00	3.05	1.70
低	高	開盤對收盤	1.78	0.65	0.23	0.08	0.17	0.00	0.48	3.41
		收盤對開盤	0.11	3.76	0.09	0.07	1.75	0.84	4.45*	0.13
		收盤對收盤	0.16	2.09	0.37	0.05	0.95	1.83	0.14	0.01
		高低價	3.56	0.63	2.75	4.97*	12.42**	1.10	3.10	0.86
高	低	開盤對收盤	8.60**	0.22	2.92	0.34	0.94	2.10	1.76	0.21
		收盤對開盤	0.41	0.88	0.00	0.07	40.80**	9.05	69.78**	48.57**
		收盤對收盤	7.46**	0.27	4.91*	0.59	0.01	2.19	2.96	5.17*
		高低價	3.21	3.56	3.03	1.41	7.55	27.80	7.79	81.01**
高	高	開盤對收盤	0.09	3.45	2.42	3.80	0.83	3.44	3.89*	0.03
		收盤對開盤	1.14	3.87*	0.44	0.48	2.32	1.11	43.42**	0.33
		收盤對收盤	1.54	5.11	3.15	3.51	0.60	5.98*	7.96**	0.15
		高低價	0.67	1.09	0.16	4.15*	0.83	1.44	0.89	1.06

註：**與*分別表示顯著水準 1% 及 5%。

第五章 研究結論與建議

在開放外資從事期貨套利交易下，本研究探討期貨交易與現貨市場波動的動態關係。我們以臺灣期貨交易所(TAIFEX) 發行的台灣股票市場股價指數為標的指數期貨契約為樣本，利用Granger 因果關係來檢定期貨交易與現貨波動關係的影響。敘述統計量分析顯示國內期貨市場主要是以投機交易者居多，而Granger 因果檢定則確認了現貨波動對期貨避險者有顯著的單向關係，這表示市場投資人可以透過期貨交易來迅速反應現貨波動的資訊內涵，換句話說，國內期貨交易對於現貨市場效率的提升確實有正面的助益。

本研究在討論開放外資從事期貨套利之活動原本是希望能擴大期貨市場規模，吸引機構投資者的加入，有助於強化對現貨市場的穩定性。結果顯示政策開放後，本文

並未發現避險者從事投機交易有導致降低市場的效率性，然而導致市場不穩定的主因可能會來自於當避險者從事投機交易時期貨交易和現貨波動有正相關的現象。此外，本研究發現投機者在避險者若從事投機交易時會學習並了解市場盤後資訊的發佈，有助於緩和市場不穩定。另一方面，在政策開放後，避險者若是從事避險交易時期貨交易會影響現貨波動，意味避險者從事避險交易時卻會導致市場的不穩定。

因此，國內市場原本就是以投機交易者為主，但因開放外資從事相關的套利行為，反而導致投機交易者擴大其交易規模。建議主管機關應謹慎考慮部份放寬外資從事套利之相關的配套，或者是賦予避險與投機交易者差別性的套利程度…等穩定現貨市場的措施，以避免在擴大期貨交易同時損及現貨市場的效率性與流動性。

參考文獻

1. 許江河 (1999)，台股期貨交易與現貨波動之關係研究，樹德科技學報，第1期，pp.51-61。
2. Admatl, A., and Pfleiderer, P. (1988), “A theory of intraday trading patterns: Volume and price variability”, *The Review of Financial Studies*, Vol.1 (1), pp.3-40.
3. Chatrath, A., R. Kamath, Chakorpiat, R., and Ramchander, S. (1995a), “Lead-lag associations between option trading and cash market volatility”, *Applied Financial Economics*, Vol.5 (6), pp.373-381.
4. Chatrath, A., Ramchander, S., and Song, F. (1995b), “Does options trading lead to greater cash market volatility”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.15 (7), pp.785-803.
5. Chatrath, A., Ramchander, S., and Song, F. (1996), “The role of futures trading activity in exchange rate volatility”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.16 (5), pp.561-584.
6. Chen, G., Firth, M. and Rui, O. (2001), “The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility”, *The Financial Review*, Vol.36 (3), pp.153-173.
7. Ciner, C., (2002), “Information content of volume: An investigation of Tokyo commodity futures markets”, *Pacific Basin Finance Journal*, Vol.10 (2), pp.201-215.
8. Copeland, T. E. (1976), “A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival”, *The Journal of Finance*, Vol.31 (4), pp.1149-1168.
9. Fung, H.G. and Patterson, G.A. (1999), “The dynamic relationship of volatility, volume, and market depth in currency futures markets”, *Journal of International Financial*

- Markets, Institutions, and Money*, Vol.9 (1), pp.33-59.
10. Gallant, A., Rossi, P., and Tauchen, G. (1992), “Stock prices and volumes” *Review of Financial Studies*, Vol.5 (2), pp.199-242.
 11. Garcia, P., Leuthold, R.M., and Zapata, H. (1986), “Lead-lag relationships between trading volume and price variability: New evidence”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.6 (1), pp.1-10.
 12. Garman, M.B. and Klass, M.J. (1980), “On the estimation of security price volatilities from historical data”, *Journal of Business*, Vol.53 (1), pp.67-78.
 13. Granger, C.W.J.(1969),“Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”, *Econometrica*, Vol.37 (3), pp.424-438.
 14. Granger, C.W.J. (1988), “Some recent developments in a concept of causality”, *Journal of Econometrics*, Vol.39 (1), pp.199-211.
 15. Grammatikos, T. and Saunders, A. (1986), “Futures price variability: A test of maturity and volume effects”, *Journal of Business*, Vol.59 (2), pp.319-330.
 16. Grossman, Sanford J., and Merton Miller, H. (1988), “Liquidity and market structure”, *The Journal of Finance*, Vol.43 (3), pp.617-633.
 17. Harris, L. (1989), “S&P-500 cash stock price volatility”, *The Journal of Finance*, Vol.44 (5), pp.1155-1176.
 18. Hong, H., (2000), “A model of returns and trading in future markets”, *The Journal of Finance*, Vol. 55 (2), pp.959-988.
 19. Hsueh, Paul L., Liu, Y. Angela and Lee, Nicholas R. (2007), “Volatility, futures trading, market conditions, and changing sentiments”, *Working paper*
 20. Karpoff, J.M. (1987), “The relation between price changes and trading volume: A survey”, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, Vol.22 (1), pp.109-126.
 21. Kocagil, A.E. and Shachmurove, Y. (1998), “Return-volume dynamics in futures markets”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.18 (4), pp.399-426.
 22. Lee, B. and Rui, O. (2002), “The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence”, *Journal of Banking and Finance*, Vol.26 (1), pp.51-78.
 23. Luu, C. James and Martens Martin (2003), “Testing the mixture -of -distributions hypothesis using realized volatility”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.23 (7), pp.661-679.
 24. Pericli, A. and Koutmos, G. (1997), “Index futures and options and stock market volatility”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.17 (8), pp.957-974.

25. Rutledge, D.J.S. (1979), "Trading volume and price variability: New evidence on the price effects of speculation. International futures trading seminar", *Chicago Board of Trade, Chicago*, pp.160-174.
26. Sillber, W. L. (1984), "Market maker behavior in an auction market: An analysis of scalpers in futures markets", *The Journal of Futures*, Vol.39 (4), pp.937-953.
27. Singh, Y. P. and Bhatia Shalini (2006), "Does futures trading impact spot market volatility", *Decision*, Vol.33 (2), pp.41-62.
28. Wang, C. (2001), "Investors sentiment and return predictability in agricultural futures market", *The Journal of Futures Markets*, Vol.21 (10), pp.929-952.
29. Wang, C. (2002), "Information, trading demand, and futures price volatility", *The Financial Review*, Vol.37 (2), pp.295-316.
30. Watanabe, T. (2001), "Price volatility, trading volume, and market depth: Evidence from the Japanese stock index futures market", *Applied Financial Economics*, Vol.11 (6), pp.651-658.
31. Wiggins, J.B. (1992), "Estimating the volatility of S&P-500 futures prices using the extreme-value method", *The Journal of Futures Markets*, Vol.12 (3), pp.265-273.
32. Wiley, Marilyn K. and Daigler, Robert T. (1998), "Volume relationships among types of traders in the financial futures markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol.18 (1), pp.91-113.
33. Yang, Jian, Balyeat, R. and Leatham, David J. (2005), "Futures trading activity and commodity cash price volatility", *Journal of Business Finance*, Vol.31 (2), pp.297-323.