

期貨交易成本對現貨波動之影響

李瑞琳

朝陽科技大學財務金融系

薛立言

國立中正大學財務金融系

摘要

過去文獻對於期貨交易與現貨波動間的互動關係雖多有著墨，但是鮮有針對期貨交易成本所扮演之角色加以探討。本研究透過 Granger 因果關係來分析期貨交易成本的改變對兩市場互動關係之影響，同時評估國內主管機關調降期貨交易稅之成效。實證結果顯示，國內現貨市場的波動對期貨交易具有顯著的單向影響，表示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，也就是說，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。然而在分析期貨交易成本對現貨及期貨兩市場間的互動關係後發現，國內期貨交易成本的降低雖然擴大了市場規模，但因為交易量的改變主要是來自於投機交易的增加，原先期貨交易對現貨市場的正面效應反而消失，導致現貨市場效率性的削弱以及不穩定性的增加，相當值得相關主管機關的重視。

關鍵字：交易成本、期貨交易、現貨波動、因果關係。

壹、 前言

Garcia et al. (1986) 指出，如果期貨交易行為能引導現貨市場的波動，則投資人可以透過期貨交易來影響現貨價格的行為，造成資訊不對稱，進而降低市場效率與流動性。反之，若期貨交易只是反應現貨市場的資訊，則期貨市場的存在其實是有助於市場效率性的提昇。在過去的許多研究中，包括 Kyle (1985)、Harris & Raviv (1993)、Shalen (1993)、Wang (1994) 以及 Bamber, Barron, & Stober (1999) 等，學者們依據市場微結構理論指出，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，是導致市場波動產生的主因。進一步的分析則發現，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將之反應於交易行為上，使資產價格維持在一合理的水準，有降低現貨波動的效果。反之，市場中的投機交易者因為對價格之預期受限於情感因素，而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。

相較於現貨，具有成本優勢的期貨市場不但有利於避險操作，也容易吸引投機交易的加入。Umlauf (1993) 以及 Jones & Sequin (1997) 認為交易成本與資產價格的波動間是維持著正向關係，因為交易成本的降低會吸引訊息投資者(informed traders)進入市場，進而使資產價格迅速合理的反應資訊，價格波動因而降低。不過，Ross (1989) 與 Umlauf (1993) 也指出，交易成本過低也會導致雜訊投資者(uninformed or noise traders)的加入，反而不利於現貨市場交易的穩定性。Jones & Sequin (1997) 在分析期貨交易稅的影響時，也得到類似的結論，他發現交易稅的降低有助於避險交易的操作，使得現貨市場趨於穩定，但是同樣的措施也有可能增加投機交易的誘因，使得現貨波動趨於劇烈，降低了市場的效率性，而對現貨市場造成傷害。果真如此，一個合理的期貨交易成本機制是不容忽視的重要課題。

一般認為期貨市場的建立可以對現貨市場提供規避風險、價格發現與增加選擇等正面的效果，但是如果發展不健全，亦有可能產生交易移轉、程式交易與加劇現貨市場價格波動等負面影響。以國內期貨市場的交易人結構來看，投資交易幾乎完全由自然人壟斷，而由法人主導的避險交易量則明顯不足。截至 2003 年 2 月，期貨交易開戶數共六十

萬七千九百二十三戶，本地自然人比例高達 99.43%，本國法人為 0.56%，而外國投資者則僅有 0.01%。為了擴大期貨市場的規模，吸引法人避險交易的加入，我國財政部在 2000 年五月將期貨交易稅徵收率減半，由千分之零點五降為千分之零點二五¹。數據顯示，國內期貨交易量確實因而有所增加，但是避險交易相對於投機交易仍有待提升。本研究的重點則是在探討期貨市場與現貨市場間的互動關係是否會因為期貨交易成本的改變而產生變化，並進一步分析國內期貨交易稅降低對擴大期貨市場規模的成效。

本研究運用 Granger 因果檢定來檢驗台指期貨交易與現貨市場波動的互動關係，研究期間從 1998/7/21(台指期貨契約推出時點)至 2002/12/3 止。實證發現，期貨交易是受到現貨波動的單方向影響，意味著國內期貨交易的建立對於現貨市場的效率性與流動性有正面的提昇效果。由於期貨市場創建初期需經過必要的適應期，本研究將研究期間區分為前後兩期，以進一步觀察兩市場間的互動。結果顯示，先前所發現的現貨波動影響期貨交易($C \rightarrow F$)的單向關係在研究期間的前期並不存在，顯示在國內期貨市場對提昇現貨市場效率的功效是在市場逐漸成熟後才得以展現。

為了分析國內期貨交易稅減半措施對於現、期兩市場間互動關係的影響，本研究也比較了交易稅率降前、後之差異。結果顯示，在交易成本調降前，投資人受到高交易成本的市場規範，使得市場的效率性與流動性得以維持。但是在交易稅調降後，原本現貨波動影響期貨交易的單向關係反而消失，顯示期貨交易稅的調降反而導致現貨市場效率性的惡化，值得相關主管機關的重視。

本文的架構安排如下。第二節回顧相關理論基礎與文獻回顧，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。

¹ 詹庭禎(2003)在其「期貨避險法制」一文中，說明台灣當局降低期貨交易稅之法源。

貳、 理論基礎與文獻回顧

循序資訊模型 (Sequential Information Model) 與混合分配假說 (Mixture Of Distribution Hypothesis) 是文獻中用以解釋期貨交易與現貨波動關係的主要理論基礎。前者主張資訊到達市場的速度不同，是以循序方式反應資訊，意味著某一落後變數可以反應並預測另一目前變數。反之，混合分配假說則是認為，期貨交易與現貨波動會同時反應到達市場的資訊價值。Rutledge (1979)、Cornell (1981)、Fung & Patterson (1999)，以及 Hagelin (2000) 等研究依據資訊循序模型發現價格波動是可以預測交易量，然而包括 Chatrath, et al. (1995a, 1995b) 和 Kocagil, et al. (1998) 等之實證則指出交易量可用來預測價格波動。支持混合分配假說的研究則包括 Rogalski (1978)、Karpoff (1987) 以及 Harris (1986) 等指出，交易量與波動會有正相關的特性。雖然這些研究提供不同的結果，但其結論有助於我們進一步了解交易與波動間的動態關係。

Rutledge (1979) 藉由 Sims (1972) 因果檢定分析商品期貨交易量與其價格變異間的關係，發現商品期貨交易量會受價格變異所影響。Kocagil & Shachmurove (1998) 則驗證出現貨波動與期貨交易量存在雙向的因果關係。意味著投資者可以利用過去期貨交易預測目前現貨波動。不過 Ciner (2002) 針對日本東京商品期貨的研究僅發現期貨交易量受到現貨波動的單向影響。

除了商品期貨，Kocagil & Shachmurove (1998) 也分析 S&P 500 指數期貨與利率期貨交易與現貨波動關係，並發現期貨交易與現貨波動為相互影響的因果關係。Kyriacou & Sarno (1999) 考慮 FTSE 100 指數衍生金融交易與現貨波動關係，發現衍生金融交易與現貨波動除了具有相互影響的因果關係之外，也存在同時期的正相關。Gwilym, McMillan, & Speight (1999) 以日內資料分析 FTSE-100 指數期貨交易與現貨波動的關係，發現二者確實存在雙向的因果關係。Chatrath, Ramchander, & Song (1996) 則是探討外匯期貨交易與匯率波動間的因果關係，發現兩者是相互影響。不過近期的 Fung & Patterson (1999) 卻提出外匯期貨交易受現貨波動影響的證據。

針對以台灣股價指數為標的所發行之期貨契約來探討期貨交易與現貨波動關係的研究十分欠缺，僅許江河（1999）利用 VAR 模型 Granger 因果關係檢定來分析台股期貨交易與現貨價格波動的關係，並且發現期貨交易是受現貨波動影響。不同於過去研究，本研究的重點在探討交易成本如何影響期貨交易與現貨波動間的動態關係，並檢視我國降低期貨交易稅對現貨市場效率性的影響。因此，本研究結果可補足文獻中以交易成本角度來探討期貨交易與現貨波動關聯性之闕漏，並可作為主管機關在相關政策制定時之參考。

參、 資料與研究方法

一、資料說明

本研究分析期貨交易與現貨市場波動間的動態關係，以台灣加權股價指數期貨及該期貨契約之標的指數做為期貨與現貨之分析樣本。除了收集該期貨契約之每日成交量與未平倉量，還取得現貨市場每日指數之最高與最低值做為現貨波動之衡量。資料來源為台灣經濟新報資料庫，研究期間則是以台指期貨契約推出之時點開始（1998/7/21）至 2002/12/31。為考慮投資人對期貨商品推出初期之調適，我們以 1999/1/1 為基準將研究期間分為前、後兩時期。此外，財政部在 2000/5/1 將期貨交易稅率減半，為檢驗此交易成本變化對期貨與現貨市場間動態關係之影響，本研究另針對交易稅率調降前（1999/1/1 - 2000/4/30）與調降後（2000/5/1 - 2002/12/31）的兩段期間，比較分析期貨交易稅徵收率的調降對現貨市場效率的影響，並檢討交易成本調降之成效。

二、變數定義

(一) 期貨交易指標

依據 Chatrath et al. (1995a、1995b、1996) 與 Hagelin (2000)，本研究將每日期貨交易變數(F)定義為

$$F_t = \frac{V_t}{OI_t}$$

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。雖然 Garcia et al. (1986)、Darrat & Rahman (1995) 與 Fung & Patterson (1999) 是分別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關係²，本研究所採用之定義同時考量期貨交易量與未平倉合約數，其優點是可以納入不同市場參與者所產生之價格效果 (Bessembinder & Seguin, 1993)。此外，交易量與未平倉合約數均為到期日期間的函數，藉由二變數相除之標準化過程，此期貨交易的定義方式還可以免除因交易契約到期日不同所引發之估計偏誤(Garcia, et al., 1986)。

(二) 現貨波動指標

本研究沿用 Garman & Klass (1980) 對現貨波動之定義，以每日標的指數最高($P_{H,t}$)與最低值($P_{L,t}$)之差距除以最低值，並以符號 C 表示如下

$$C_t = \frac{(P_{H,t} - P_{L,t})}{P_{L,t}}$$

過去研究如 Garcia, et al. (1986)、Chatrath, et al. (1995) 與 Wang (2002)等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 家族條

² Fung, et al. (1999) 採取 Campbell, et al. (1993) 方法將當日交易量或未平倉合約數變數除以當日後移 100 天交易量或未平倉合約數均數轉化成標準化的期貨交易變數，其餘文獻皆單獨使用交易量或未平倉合約數資料。

件波動性等，不過 Chatrath, et al. (1995) 的實證結果顯示這些不同波動衡量值間的差異並不顯著。Wiggins (1992) 也指出以最高與最低值為基礎的現貨波動，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。本研究因而採用此定義作為現貨波動的衡量。

三、實證模型

本研究以向量自我迴歸模型(VAR model), 分析台灣市場期貨交易(F_t)與現貨波動(C_t)間之動態關係，同時針對期貨交易稅率調降前、後之市場效率性加以檢驗，以釐清交易成本對期貨市場交易與現貨市場波動關聯性的影響。實證使用的 VAR 模型定義如下，

$$F_t = a_1 + \sum \alpha_{1i} F_{t-i} + \sum \beta_{1i} C_{t-i} + e_{1t}$$

$$C_t = a_2 + \sum \alpha_{2i} F_{t-i} + \sum \beta_{2i} C_{t-i} + e_{2t}$$

其中的 α_{1i} 與 β_{2j} 代表落後因變數的迴歸係數， α_{2i} 與 β_{1j} 則為落後自變數的迴歸係數， e_{1t} 與 e_{2t} 是 VAR 模型內的誤差項，二變數各自的最適落後期數是以 AIC 最小值來決定，以利後續 Granger 因果檢定。

依據 Granger (1969, 1988) 因果關係檢定，為了獲知 C 是否會被 F 影響，可以藉由目前 C 值是否能被落後期之 C 值解釋，以形成簡化形式(Reduced-form)，然後再增加落後期 F 值的資訊集合，以形成完全形式(Full-form)來檢驗是否改善其解釋能力。在簡化與完全形式的基礎上，分別計算殘差平方和，以獲取卡方統計量用以判定 F 與 C 相互影響之 Granger 因果關係。

肆、實證結果

一、基本統計

表 1 為台灣市場之期貨交易與現貨波動之基本統計量，包括針對期貨交易(F)、現貨波動(C)、期貨交易量(V)以及未平倉合約數(OI)的平均數、標準差和單根檢定統計量。以全期之樣本期間來看，國內市場之期貨交易平均值為 98.13%，期貨交易量與未平倉合約數平均值分別為 8274 與 7916³，現貨波動平均值則是 2.10%。如將樣本期間以 1999/1 加以區分為期貨市場的初期與後期兩階段，我們可以更清楚的看到，無論是期貨交易量或現貨波動在期貨交易的後期均有顯著的增加，其中期貨交易規模平均值增加將近四倍(2240→8897)，未平倉量則有近兩倍的增加(4111→8375)。Rutledge (1979) 認為期貨交易量可以作為投機需求的衡量值，而 Black (1986) 及 Harris & Raviv (1993) 則指出未平倉合約量主要是反應避險需求。由此可以推論，國內期貨交易規模的擴大主要是源自於投機交易的增加。過去研究如 Harris & Raviv (1993)、Wang (1994) 以及 Bamber, Barron & Stober (1999) 等指出，投機性的期貨交易可能導致現貨波動的惡化⁴。從表 1 中，我們看到國內期貨交易的標準差由初期的 0.2059 增加至 0.4843，漲幅超過幅度一倍，顯示投資人的交易信念變異程度逐漸擴大，而這也反映在現貨波動幅度上，由初期的 0.0163 增加至 0.0215，上升幅度逾 30%。

³ F 之定義為 V/OI ，表 1 中的 F 的計算是將每日 V/OI 值加總後取平均值，因此不等於平均值 V 除以平均值 OI 。

⁴ 在資訊不對稱下，當資訊到達市場後，強調不同的參與者，包括有訊息投資者(informed traders)、無訊息投資者(uninformed traders)與市場創造者(market makers)，展現不一致的相異行為反應。因為有訊息投資者或市場創造者的期貨投資決策主要取決於長期基本面的研判，而無訊息投資者的期貨投資決策受制於短期消息面的影響。

表 1 台灣期貨交易與現貨波動之基本統計量

期間	統計量	<i>F</i>	<i>C</i>	<i>V</i>	<i>OI</i>
全期	平均數	0.9813	0.0210	8274	7916
	標準差	0.4863	0.0103	6355	4606
初期	平均數	0.5465	0.0163	2240	4111
	標準差	0.2059	0.0069	1388	2326
後期	平均數	1.0332	0.0215	8997	8375
	標準差	0.4843	0.0105	6332	4598
調降前	平均數	0.6881	0.0194	3446	5316
	標準差	0.3038	0.0104	1342	1822
調降後	平均數	1.2118	0.0226	11870	5975
	標準差	0.4634	0.0105	9959	4799
全期	ADF	-2.0068*	-2.2424*	-	-
	(LAG)	(4)	(6)	-	-

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%。

為了探究國內期貨交易稅率的調降效果，我們比較交易成本調降前期與後期的差異。表 1 結果顯示，期貨交易與現貨波動的平均值在交易稅調降後均有上升，期貨交易增加將近一倍(0.6881→1.2118)，現貨波動的增幅則逾 15% (0.0194→0.0226)。我們觀察交易稅的減少對交易量與未平倉合約數的影響之後發現，交易稅降低之後確實使國內期貨市場交易量大幅增加將近二倍半(3446→11870)，但未平倉合約數並沒有大幅提高，增加率僅約 10%，更加突顯出交易稅率的調降結果是吸引的更多的投機交易，而非避險交易。

二、Granger 因果相關

接下來檢定期貨交易與現貨波動的動態關係，並探討交易成本對兩市場間關係所扮演之角色。由於 VAR 模型之因果關係檢定必須要在樣本資料為恆定數列時，其檢定結果才具有實證的財務涵義。因此我們使用 Dickey & Fuller (1979) 之 ADF 指標對期貨交易與現貨波動兩研究變數做單根檢定。由表 1 最下方的結果顯示，在顯著水準 1% 下，所有變數均不符合恆定狀態。在排除時間趨勢，也就是調整星期效果與月效果之後，確認所有變數均符合恆定數列的條件，使得後續實證得以執行。

在表 2，我們以 AIC 指標決定 VAR 模型內生變數之最適落後期數，並針對期貨交易與現貨波動間的因果關係，包括現貨波動對期貨交易的單向關係($C \rightarrow F$)與相反方向關係($F \rightarrow C$)估計卡方統計值。AIC 結果顯示，現貨波動的最適落後期數範圍介於 3 至 6，而期貨交易的最適落後期數則是介於 2 至 16。

表 2 Granger 因果相關結果

	Lag C	Lag F	$C \rightarrow F$	$F \rightarrow C$
全期	6	4	20.18**	0.02
初期	3	2	2.65	0.11
後期	5	4	19.17**	4.81
調降前#	6	16	24.90**	8.58
調降後	5	5	8.23	5.39

註：以 AIC 決定 VAR 模型內生變數的落後期數。**與*分別代表在顯著水準 1% 和 5%。#表示財政部調降期貨交易稅徵收率前期與後期。

以期貨交易與現貨波動的不對稱落後期數，我們建構雙變量 VAR 模型，首先檢定國內期貨交易與現貨市場波動的關係。在表 2 的第一欄，也就是針對全期間的檢驗，可以清楚看到國內市場之現貨波動對期貨交易有顯著之單向關係($C \rightarrow F$)，顯示投資人可以有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。反之，期貨交易並未對現貨波動有影響效果($F \rightarrow C$)，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。

如將樣本期間分為前後兩期間分別作檢定，我們可以看到，在國內期貨市場建立的初期，現貨市場的波動並未在期貨市場中有所反應，但是樣本期間的後期，現貨波動影響期貨交易的顯著單向關係浮現，表示國內期貨市場在運作漸漸成熟後，對於現貨市場運作的效率性是有實質助益的。

國內期貨交易成本相對於其他國家市場相對偏高，也被許多市場人士質疑為國內期貨市場規模無法放大，法人機構不願參與的主要原因之一。有鑑於此，國內財政部於2000/5/1日將台指期貨契約之交易稅徵收率減半。此舉對於台指期貨的交易量確實有顯著的提升，但是表2最後兩列之結果可以看到，在交易成本調降前，市場中原本具有現貨波動影響期貨交易的單向關係在交易稅調降後反而消失了。這樣的結果表示，交易成本的降低雖然擴大了期貨市場的規模，但是卻削弱了市場效率性與流動性。從先前表1的統計量分析，我們知道在交易成本降低後，期貨市場的投機交易所增加的幅度遠大於避險交易。由此推論之，期貨交易稅的降低，並未能有效吸引法人使用期貨避險的操作，反而是降低了投機操作的成本，吸引更多個人戶進入期貨市場。這樣的結果驗證了 Jones & Sequin (1997) 所提出之論點，那就是期貨交易稅的降低或有助於避險交易的操作，使得現貨市場趨於穩定，但是同樣的措施也有可能增加投機交易的誘因，使得現貨波動趨於劇烈，降低市場的效率性，反而對現貨市場造成傷害。

三、Robust 檢定分析

從前節之實證結果來看，國內市場在期貨交易稅調降之前反而是具有相對上較高的效率性，換句話說，雖然國內期貨市場是以投機交易為主，但是原先制訂的高交易稅率可有效發揮對投機交易的約束，因而未出現現貨市場效率的負面效果。在交易稅降低之後，雖然避險交易規模有所增加，但是卻吸引了更多的投機交易，導致現貨市場的不穩定。雖然 Granger 因果檢定結果並未顯示期貨交易有反向影響現貨市場的現象，但是除非我們能確立現貨波動對期貨交易的單向影響關係，否則根據 Rogalski (1978)、Karpoff (1987) 以及 Harris (1986) 等學者所提出之混合分配假說，如果兩市場間存在有同時期的相關時，我們並不能排除現貨市場會受到期貨交易影響的可能。為釐清期貨交易與現貨

波動間的相關性，本研究以同時期相關分析來驗證投資人是否可能憑藉資訊蒐集的優勢，進而影響現貨波動。

透過 Pearson product-moment 的估計，我們衡量國內市場之期貨與現貨間的同時期相關程度，結果陳列於表 3。由於在期貨交易稅調降後，現貨對期貨的單向影響關係不復存在，因此我們關注的焦點在於兩市場間是否存有同時其相關性。在 1% 的顯著水準下，結果顯示國內期貨交易與現貨波動的同時期相關高達 0.198，表示在期貨交易稅調降後，期貨交易量的增加確實會影響現貨的波動。由於國內期貨投資人主要還是以投機交易為主，因此我們可以推論投機交易增加是導致現貨市場效率性降低的主因。

表 3 期貨交易與現貨波動同時期相關分析

期間	相關係數值
全期	0.220**
初期	0.299**
後期	0.186**
調降前	0.134*
調降後	0.198**

註：**與*分別代表顯著水準 1%和 5%。

綜合上述，在國內從事期貨交易雖需負擔相對較高的交易稅，但是此機制可以使得投機交易有所規範，反之，在交易稅率調降後，原先存在於市場的效率性反而被削弱。因此主管機關希望透調降交易成本來擴大期貨市場規模的做法應該有再行商確的必要。

伍、 結論

在期貨交易成本的考量下，本研究探討期貨交易與現貨市場波動的互動關係。我們以台灣期交所發行的台灣股票市場股價指數為標的的指數期貨契約為樣本，利用 Granger 因果關係來檢定交易成本的變動對期貨交易與現貨波動關係的影響。基本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影響期貨交易的顯著單向關係，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。進一步的分析則指出，期貨交易的市場效率提昇功能是在該市場發展逐漸成熟後，也就是樣本期間的後半段，才開始出現。另外在分析期貨交易成本對現貨及期貨兩市場間的互動關係後發現，國內期貨交易成本的降低雖然擴大了期貨市場的交易規模，但因為交易量的改變主要是來自於投機交易的增加，原先期貨交易對現貨市場的正面效應反而消失了，導致現貨市場效率性的削弱以及不穩定性的增加，相當值得相關主管機關的重視。

國內期貨交易稅的調降原本是希望能擴大期貨市場規模，吸引機構投資者的加入，發揮期貨避險操作功能，進而強化對現貨市場的穩定性。然而交易成本的大幅降低同樣也會吸引更多的投機需求，甚至驅使部分的避險者轉為投機交易、套利交易，因而導致過度反應的叢聚效果，使現貨市場轉趨於不穩定。國內市場原本就是以個人投資者為主，因此交易成本的降低並未能有效擴大避險交易的比例，反而是投機交易者因為操作成本降低而擴大其交易規模。因此，建議主管機關在降低期貨交易成本的同時，應謹慎考慮相關的配套，例如可針對持有現貨的避險交易人課徵較低的交易成本，或者是賦予避險與投機交易差別性的交易成本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，1期：51-61。
2. 詹庭禎，2003，「期貨避險法制之探討」，證券暨期貨管理，21卷2期：1-15。
3. Bamber, L.S., Barron, O.E., & Stober, T.L. 1999. Differential interpretations and trading volume. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34: 369-386.
4. Bessembinder, H. & Seguin, P.J. 1992. Futures-trading activity and stock price volatility, *The Journal of Finance*, 47: 2015-2034.
5. Bessembinder, H. & Seguin, P.J. 1993. Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from futures markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28: 21-39.
6. Black, F, 1986. Noise. *The Journal of Finance*, 41: 529-543.
7. Campbell, J.Y, Grossman, S.J., & Wang, J. 1993. Trading volume and serial correlation in stock returns. *Quarterly Journal of Economics*, 108: 905-939.
8. Chang, E., R. Chou, & Nelling, E.F. 2000. Market volatility and the demand for hedging in stock index market. *The Journal of Futures Markets*, 20: 105-125.
9. Chatrath, A., R. Kamath, Chakornpiat, R., & Ramchander, S. 1995a. Lead-lag associations between option trading and cash market volatility. *Applied Financial Economics*, 5: 373-381.
10. Chatrath, A., Ramchander, S., & Song, F. 1995b. Does options trading lead to greater cash market volatility. *The Journal of Futures Markets*, 15: 785-803.
11. Chatrath, A., Ramchander, S., & Song, F. 1996. The role of futures trading activity in exchange rate volatility. *The Journal of Futures Markets*, 16: 561-584.
12. Ciner, C. 2002. Information content of volume: an investigation of Tokyo commodity futures markets. *Pacific Basin Finance Journal*, 10: 201-215.
13. Cornell, B. 1981. The relationship between volume and price variability in futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 1: 303-316.
14. Daigler, R.T. & Wiley, M.K. 1999. The impact of trader type on the futures volatility-volume relation. *The Journal of Finance*, 54: 2297-2316.
15. Darrat, A.F. & Rahman, S. 1995. Has futures trading activity caused stock price volatility?. *The Journal of Futures Markets*, 15: 537-557.
16. Dickey, D.A. & Fuller, W.A. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74: 427-431.

17. Fung, H.G. & 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*, 9: 33-59.
18. Garcia, P., Leuthold, R.M., & Zapata, H. 1986. Lead-lag relationships between trading volume and price variability: new evidence. *The Journal of Futures Markets*, 6: 1-10.
19. Garman, M.B. & Klass, M.J. 1980. On the estimation of security price volatilities from historical data. *Journal of Business*, 53: 67-78.
20. Granger, C.W.J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37: 424-438.
21. Granger, C.W.J. 1988. Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39: 199-211.
22. Gwilym, O.A.P., McMillan, D., & Speight, A. 1999. The intraday relationship between volume and volatility in LIFFE futures markets. *Applied Financial Economics*, 9: 593-604
23. Hagelin, N. 2000. Index option market activity and cash market volatility under different market conditions: an empirical study from Sweden. *Applied Financial Economics*, 10: 597-613.
24. Harris, L. 1986. Cross-security tests of the mixture of distributions hypothesis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21: 39-46.
25. Harris, M. & Raviv, A. 1993. Differences of opinion make a horse race. *Review of Financial Studies*, 6: 473-506.
26. Jones, C.M. & Seguin, P.J. 1997. Transaction cost and price volatility: evidence from commission deregulation. *The American Economic Review*, 87:728-737.
27. Karpoff, J.M. 1987. The relation between price changes and trading volume: a survey. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 22: 109-126.
28. Kocagil, A.E. & Shachmurove, Y. 1998. Return-volume dynamics in futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 18: 399-426.
29. Kyle, A.S. 1985. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53: 1315-1335.
30. Kyriacou, K. & Sarno, L. 1999. The temporal relationship between derivatives trading and spot market volatility in the UK: empirical analysis and Monte Carlo evidence. *The Journal of Futures Markets*, 19: 245-270.
31. Rogalski, R.J. 1978. The dependence of prices and volume. *Review of Economics and Statistics*, 60: 268-274.

32. Ross, S.A. 1989. Commentary: using tax policy to curb speculative short-term trading. *Journal of Financial Services Research*, 3: 117-120.
33. 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, 160-174.
34. Shalen, C.T. 1993. Volume, volatility, and the dispersion of beliefs. *Review of Financial Studies*, 6: 405-434.
35. Sims, C.A. 1972. Money, income, causality. *American Economic Review*, 62: 540-552.
36. Umlauf, S.R. 1993. Transaction taxes and the behavior of the Swedish stock market. *Journal of Financial Economics*, 33: 227-240.
37. Wang, C. 2001. The effect of net positions by type of trader on volatility in foreign currency futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 22: 427-450.
38. Wang, C. 2002. Information, trading demand, and futures price volatility. *The Financial Review*, 37: 295-316.
39. Wang, J. 1994. A model of competitive stock trading volume. *Journal of Political Economy*, 102: 127-168.
40. Wiggins, J.B. 1992. Estimating the volatility of S&P 500 futures prices using the extreme-value method. *The Journal of Futures Markets*, 12: 265-273.