

台灣期貨對現貨市場的資訊傳遞效果分析

The Effect of Futures Introduction on Market Volatility and Information Transmission

周雨田 Ray Y. Chou
The Institute of Economics Academia Sinica
中央研究院經濟研究所

李志宏 Jie-Haun Lee
National Cheng-Chi University
國立政治大學

巫春洲* Chun-Chou Wu
Ming Chuan University
銘傳大學

摘 要

台灣期貨市場發展大致可以分為兩個階段：第一階段是開放國外期貨交易，第二階段為建立國內市場。本研究利用1995年1月至2000年12月台灣證券交易所加權股價指數日資料，針對不同的交易期間，利用一般化自我迴歸條件異質變異數模型（Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity），簡稱GARCH模型為主要分析工具。本文研究新加坡摩根台股指數期貨（SIMEX）以及台灣證券交易所加權股價指數期貨契約（TAIFEX）的上市，是否有助於現貨交易在資訊傳遞速度與效率方面的提升。實證結果發現，在期貨契約未正式推出之前，干擾衝擊（innovation shocks）造成的市場波動持續較久。反之，當期貨契約推出之後，衝擊干擾因子會更快速地反應在經濟體系當中，而使體系更快地調整，進而回復到安定的狀況，亦即波動性行程變得相對更穩定。代表台股指數期貨契約的交易，有助於現貨市場資訊傳遞的功能。換言之，SIMEX及TAIFEX期貨契約的交易，確實有效地改善了台灣股票現貨市場資訊的傳遞效率。另外，為強化本文實證結果的推論，文中亦針對店頭市場的交易資料，進行對照組的分析，其結果與前述集中市場交易資料所闡述的結論一致。亦即開放期貨契約的交易，對於其標的現貨市場的資訊傳遞以及市場波動性，皆具有正面的貢獻。

Abstract

This paper provides some evidence in support of the information transmission hypothesis that the onset of SIMEX's MSCI Taiwan index futures and TAIFEX's Taiwan index futures has helped stabilize the volatility process of Taiwan's spot market. We use daily data of Taiwan's stock index from January 1995 to December 2000 to estimate a GARCH model before and after futures trading. Before futures trading, the effects of volatility shocks tended to be more persistent. After futures trading, the volatility process became more stabilized such that shocks are more quickly reflected in the system and the system reverts to its normal state relatively quicker. This is consistent with the hypothesis that the flow of information has accelerated with the opening of futures trading. In other words, Taiwan's stock market has improved its efficiency in processing market information due to trading of futures contracts in SIMEX and in TAIFEX. To check the robustness of our result, other data set was employed-- the over-the-counter market index. The study showed that using the over-the-counter data set revealed the consistent phenomena with using the Taiwan stock index. Namely, the introduction of futures trading on market volatility and information transmission has positive effects in the underlying asset's market efficiency.

關鍵詞：GARCH 模型，資訊傳遞假說，波動性，期貨市場。

Keywords: GARCH Model, Information Transmission Hypothesis, Volatility, Futures market

* 本文聯絡作者：巫春洲，銘傳大學財務金融學系
Tel：(02)2882-4564 ext.2334 Fax：(02)2880-9769

台灣期貨對現貨市場的資訊傳遞效果分析

壹、前言

芝加哥商業交易所(Chicago Mercantile Exchange, CME)與新加坡國際金融交易所(Singapore International Monetary Exchange, SIMEX)於1997年1月9日同時推出了以台股指數為標的資產的期貨契約，此指數期貨契約的問市，無疑的是台灣期貨市場發展過程中的重要里程碑之一¹。然而，肇因於地理區域及時區差異等因素，此一期貨契約在CME的交易情況，始終不甚熱絡。另一方面，SIMEX的摩根台股指數期貨契約，在無需課徵期貨交易稅及同屬華人商圈的情況下，交易情況逐步的成長。惟此時期，台灣當局並無明文開放本地投資人可以進入SIMEX交易摩根台股指數期貨。至於台灣期貨市場發展的第二階段，可追溯至1997年6月1日，行政院正式核定實施“期貨交易法”，並將證券管理委員會更名為證券暨期貨管理委員會(簡稱證期會)。同年8月1日，證期會開放台灣投資人得以直接在SIMEX下單交易新加坡摩根台股指數期貨契約。隔年7月21日台灣金融市場正式有了第一個本土期貨契約開始交易——台灣證券交易所加權股價指數期貨契約(Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index Futures, TAIFEX Futures)²。此指數期貨契約的標的成份股並不包括特別股，全額交割股以及上市未滿一個月的新掛牌公司股票。

回顧台灣期貨市場發展之初，法令規範上似乎傾向較保守的態度，此乃可能因為主管機關業已預備要推出本土型的股價指數期貨契約，顧慮到若使台灣投資人熟悉並習慣在海外交易台股指數期貨，則在本土型台股指數期貨契約推出後，可能會削弱台灣市場的競爭力及交易量。況且，期貨契約的交易成本較低，容易吸引投機性交易，反而不利於現貨市場的交易穩定性。本研究特別針對後面的命題，透過市場實際交易的資料，審視期貨交易是否造成台股現貨市場的不穩定。本研究的最主要貢獻在於提供主管當局在發展期貨市場及未來推出其他相關衍生性金融商品時的政策參考。

¹ CME於1997年1月推出台股指數期貨契約時，共採樣117檔股票，而SIMEX一開始推出的摩根台股指數期貨，採樣股票共77檔。

² 1997年7月21日，期交所另推出電子類股價指數期貨和金融保險類股價指數期貨兩項金融商品。2001年4月9日再推出“台灣證券交易所股價指數小型期貨契約”。

關於期貨交易之於其現貨市場的影響效果，學術研究上一直有不同的觀點被廣泛的討論著。有些文獻認為期貨契約交易成本相對較低，因而將吸引更多的投機客進場操作，積極尋找套利機會，短進短出式的交易過程，會引發市場更多的不確定性。就學理而言，當市場不確定性增加，較高的必要報酬率以資補償是必要的，但如此一來便會造成市場資金成本提高，導致經濟社會資源配置的錯誤。例如：Maddala和Yoo(1991)的推論乃以上述觀點為其主軸。Brady Commission Report(1988)亦認為期貨交易是導致1987年10月19日股票市場大崩盤的原因之一。其他尚有諸多實證研究文獻探討期貨交易及其對現貨市場波動性的影響。然而，結論莫衷一是，不具有一致性。相關文獻可以參考Figlewski(1981)，Simpson和 Ireland(1982)，Moriarty和Tosini(1985)，Aggarwal(1988)，Edwards(1988a,1988b)，Robinson(1994)，以及Antoniou和Holmes(1995)。

相較於前述對期貨市場發展持保留觀點的論著。亦有文獻認為期貨契約具有風險分散的功能，可以協助企業在面對價格變動風險時，提供另一項可供選擇的避險工具。除此之外，期貨交易亦可以促進資訊的傳遞，改善市場的交易效率性。例如：Cox(1976)認為期貨交易可以增加市場中交易資訊的傳遞，提供交易雙方更完整的價格訊息，降低資訊不對稱性，而且因為期貨市場的交易成本相對較低，亦可促進資訊傳遞的速度。Ross(1989)建構一衡量波動性與資訊流量的模型，在套利條件不存在的情況下，推論出當市場的資訊流量較多時，反應在市場的波動性必然增加。Merton(1995)更進一步的主張，期貨契約及其他衍生性商品的交易，可以降低市場參與者彼此間資訊不對稱的程度，因而可以改善市場資訊的效率性。

有鑑於此，為了進一步了解資訊傳遞假說的內涵，深入分析波動性動態過程絕對有其必要性。尤其，觀察波動性干擾(shocks)的持續效果，更有助於資訊傳遞速度的了解。有別於一般傳統文獻，將波動性設定為固定參數而忽略其動態過程的作法，本文採行的一般化自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model，簡稱GARCH模型)正可以強化此方面的不足。GARCH模型乃視波動性為一個會因時而異的動態過程，因此更接近市場的實際觀察，進而可以了解波動性在時間數列方面的特性。尤其，模型中的參數表現，可以反映波動性的若干特徵，同時說明了重要的經濟意義。

本研究乃繼Antoniou和Holmes(1995)³之後，進一步審視期貨交易之於現貨市場波動性的影響。有別於Antoniou和Holmes(1995)於同一國境內的

³ Antoniou和Holmes(1995)檢視倫敦金融時報100股價指數期貨交易之於其現貨市場波動性的影響。

取樣方式，本文取樣上在於期貨契約交易市場與其標的現貨交易市場，分屬兩個不同國境，目的在探討境外期貨契約交易對境內現貨市場波動性的影響，強化期貨市場開放交易對其現貨市場影響的一般性與普遍性，而且本文更有別於Antoniou和Holmes(1995)僅止於簡單GARCH(1,1)模型，本文中建構相對更完整的修正模型，前者亦未引入相對應之市場進行相同時期的同步分析，經本文實證分析之後，某種程度上，似乎可以佐證不同金融市場有整合化(integration)與全球化的傾向(境外期貨市場交易，會影響到境內標的市場的交易活動與資訊傳遞)。除前言外，本文其他研究架構如下：第二部份介紹樣本資料。第三部份為研究方法及其討論。第四部份為實證結果分析。在第五部份中，進一步利用不同的波動性測度工具驗證本文推論的頑強性(robustness)。最後則為結論。另外，本文並整理出有關於台股指數期貨及新加坡摩根台股指數期貨相關契約的資訊於附錄中，以供參考。

貳、研究資料

本研究取樣的現貨交易資料，主要為台灣證券交易所每日發行量加權股價指數收盤價資料。此一股價指數可以代表台灣證券集中市場九成以上的總市值，資料來源取自路透社及台灣經濟新報資料庫，研究期間為1995年1月5日至2000年12月31日為止，約有一千七百筆觀察值。我們將研究期間分為股價指數期貨上市之前與上市之後兩段期間。並依據兩個不同的期貨交易開放時間點，將股價指數期貨上市之後的期間再分成兩個不同的子時期。首先，1997年1月9日CME及SIMEX同時推出台股指數期貨契約。1998年7月21日，本土型的台股指數期貨契約正式推出並開始交易。因此，本文所界定的台股指數期貨契約上市之後的子期間分別為1997年1月9日至1998年7月20日，以及1998年7月21日至2000年12月31日兩個子期間。另外，1995年1月5日至1997年1月8日界定為台股指數期貨上市之前的期間。

觀察期貨契約的交易量，可以提供我們對此一新興市場發展狀況有不同面向的了解。我們繪製了期貨契約月交易量資料於圖1，可以看出新加坡摩根台股指數期貨在推出九、十個月之後，交易量已逐漸穩定成長。並在1997年8月1日，台灣主管機關開放台灣境內投資人可逕行下單交易新加坡摩根台股指數期貨之後，可能因更多資金的挹注而使市場廣度增加，有助於成交量維持更高的水準。由此似乎間接說明了台灣證期會對此投資限制的鬆綁，有助於新加坡摩根台股指數期貨的發展。本文同時整理出1998年7月21日之後，本土型台股指數期貨月交易量資料於圖1

，由月交易量所表現出的直方圖，可以看出交易量有增加的長期趨勢。此外，為了對本文研究期間台灣股票市場的交易情況有進一步了解，我們整理了集中市場與店頭市場其報酬率及成交值的各類敘述統計量於表1。

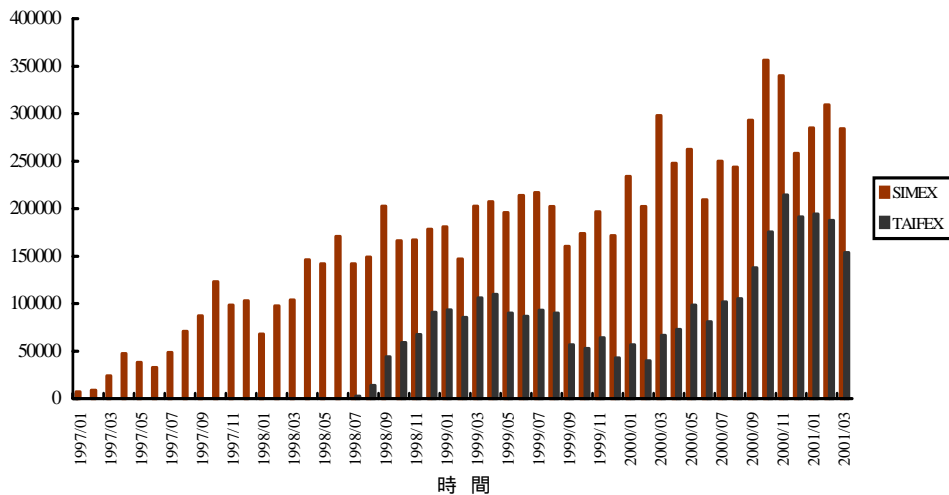


圖1 新加坡摩根台股指數期貨與台灣加權股價指數期貨交易量月資料直方圖

參、研究方法

本文根據Bollerslev(1986)提出GARCH模型為主要分析工具。財務文獻中，一般認為股票報酬率產生過程中，報酬率波動性與時間有關，且其非條件誤差呈現厚尾巴型分配 (leptokurtic distribution)。基於此觀察，GARCH模型被認為是刻劃每日股價報酬行為最適當的模型之一。底下我們定義對數化股價指數的日收盤價報酬率為 R_t ，下標 t 代表時間點，並假設其服從如下所示之GARCH(1,1)模型：

$$R_t = e_t$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

(1)

表1 台灣證券集中市場、店頭市場報酬率與成交值的敘述統計量

報酬率(%)						
集中市場						
	均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值
期貨開放前						
950105-970108	-0.003	1.280	-0.333	3.045	5.404	-6.980
期貨開放後						
970109-980720	0.032	1.471	-0.304	1.524	5.546	-6.087
980721-001231	-0.065	1.836	-0.013	1.300	6.170	-6.770
店頭市場						
	均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值
期貨開放前						
960104-970108	0.295	1.820	0.767	2.263	6.440	-5.520
期貨開放後						
970109-980720	-0.029	1.875	-0.117	0.077	5.160	-6.030
980721-001231	-0.091	2.016	0.032	0.588	6.220	-6.450
成交值(百萬台幣)						
集中市場						
	均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值
期貨開放前						
950105-970108	40819.28	19365.59	1.553	3.646	139622	7699
期貨開放後						
970109-980720	132446.6	45243.32	0.743	0.239	297110	48880
980721-001231	108804.1	51034.88	1.182	1.296	326463	10838
店頭市場						
	均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值
期貨開放前						
960104-970108	1704.48	2601.76	2.439	6.164	13779	38
期貨開放後						
970109-980720	7171.99	4789.74	1.543	2.806	29931	1481
980721-001231	10337.48	9216.72	1.858	3.876	57581	332

其中， I_{t-1} 代表在t時點處對市場參與人員而言，所有有用的資訊集合。雖

然可以配適更高階的GARCH(p,q)模型，但根據Bollerslev, Chou 和 Kroner(1992)的文獻證實,GARCH(1,1)模型在捕捉大多數財務時間數列波動性的動態過程上，便可以獲致不錯的表現。GARCH(1,1)模型利用三個不同的參數來刻劃波動性的演進過程。模型中的 α_0 代表系統中原先的不確定性， α_1 為落後期殘差平方項的係數，代表近期市場“噪音”(innovation)或“消息”(news)的重要性。另外， β_1 為落後期條件變異數項的係數，因為 β_1 與前一期的條件變異數有關，因此可以協助說明過去的舊消息(old news)之於未來波動性數列的影響效果，由模型中亦可清楚得知當期的條件變異數是其前一期條件變異數的函數。再者， α_1 的數值愈高，顯示市場訊息轉換為未來變異數的傳遞速度更快。另一方面， β_1 的數值若愈大，則代表波動性干擾因子的影響愈持久，不易被市場吸收、反應，隱含著資訊傳輸的速度相對較緩慢。

就資訊傳遞假說方面的實證分析，我們比較期貨契約開始上市交易之前後不同子期間，模型中各係數的變化情形。期貨市場的開放，訊息傳遞到現貨市場的速度理當加快。若近日內有用資訊增加，則用以衡量新消息之於未來波動性衝擊的係數 α_1 應該會放大。另一方面，舊消息對未來波動性的衝擊應該會減弱。這是因為資訊的傳輸速度加快，將促使資訊的持續性影響力減弱。因此，在期貨市場開始交易之後， β_1 係數的變小是可以被預期的。除此之外，我們也利用 α_0 、 α_1 及 β_1 ，求算出在GARCH模型之下的非條件變異數為 $\alpha_0/(1-\alpha_1-\beta_1)$ 。就投資學的學理而言，開放期貨契約交易，將反應出更多的資訊傳遞到其標的現貨價格，隱含非條件變異數應該會增加。

另外一較有趣的觀察點是關於Integrated GARCH(IGARCH) 方面的議題，在GARCH(1,1)模型之下，若 $\alpha_1 + \beta_1$ 的係數和為1，則在財務文獻上稱之為存在IGARCH現象，代表變異數數列為非穩態(non-stationary)，亦即非條件變異數不存在，就如同存在單根(unit root)的隨機漫步過程，此數列並非穩態行程。若存在IGARCH現象，此時波動性干擾的影響效果具有恆常性(permanent)。因而對於未來波動性的最佳預測值就是今天的波動性。換言之，波動性干擾具有持續性(persistent)。根據Bollerslev, Chou 和 Kroner(1992)的文獻指出，高頻率(high frequency)的股票報酬率及匯率等財務時間數列資料，常常會觀察到IGARCH的現象。當期貨契約開放交易之後，資訊傳遞速度會加劇，亦即波動性干擾的持續性效果會降低。意謂著開放期貨市場交易之後，反應在GARCH模型的係數表現上，應該更逸離IGARCH的狀況。

肆、實證結果

主張開放期貨交易的倡議者認為：期貨市場的存在，可以提供投資人或公司一風險分散的工具，以規避其所暴露的價格風險。而且，藉由資訊傳遞效果的改善，可以促進市場交易的資訊效率性。表2為推出台股指數期貨之後，利用簡單GARCH(1,1)模型，對於台灣股票現貨市場的實證結果。可以得知在台股指數期貨契約於SIMEX及CME推出之前的研究期間中，台灣股票集中市場發行量加權股價指數報酬率之交易資料，所表現出的非條件變異數為1.652。而在台股指數期貨上市之後的兩個子時期中，其非條件變異數分別為2.163及3.368。顯示期貨契約上市前後之二不同時期，市場波動性指標有增加的現象。此一結果與本文先前的推論具有一致性，意謂著期貨交易將造成現貨市場波動性水準的增加。

表2 台灣集中市場股價指數報酬率(GARCH簡單模型)

$$R_t = e_t$$

$$Model: e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

樣本期間	UVAR	α_0	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	Q(12)(P-Value)	Q ² (12)(P-Value)	Q(24)(P-Value)	Q ² (24)(P-Value)
期貨開放前									
950105-970108	1.652	0.0479	0.0832	0.8878	0.9710	5.705 (0.769)	3.785 (0.887)		
		(2.34)	(4.53)	(40.36)		26.089 (0.203)	28.449 (0.020)		
期貨開放後									
970109-980720	2.163	0.1953	0.1136	0.7962	0.9097	13.890 (0.126)	11.440 (0.492)		
		(2.52)	(3.35)	(14.77)		23.092 (0.339)	20.867 (0.647)		
980721-001231	3.368	0.5796	0.1723	0.6556	0.8279	13.071 (0.159)	10.623 (0.562)		
		(2.65)	(4.07)	(12.57)		33.971 (0.036)	25.355 (0.387)		

1.括號內數字為t統計值。2.Q 為Ljung-Box(1978)的Q統計值。3.SIMEX和CME於970109開始交易摩根台股指數期貨。4.TAIFEX於980721正式開始交易台股指數期貨。5.UVAR為非條件變異數。

另外，在期貨契約被引入之前與之後的樣本子期間中，亦可由表2清楚得知反應新消息衝擊效果的係數 α_1 及反應衝擊持續性效果的係數 β_1 在不同期別間的表現。期貨契約開放前(1995/01/05~1997/01/08)， α_1 係數為0.0832，而在開放之後之二子期間， α_1 係數分別為0.1136及0.1732，代表

在期貨契約推出之後，新資訊所反應的衝擊效果確實增加。另外，值得特別注意的是在期貨交易開放之後的第二個子期間(1998/07/21~2000/12/31)新消息帶來的衝擊效果，更高於期貨交易開放之前的研究期間，顯然本土型台股指數期貨的交易可使台股指數現貨市場的資訊傳遞更加快速。而且，新消息或市場干擾(innovation)對未來波動性的衝擊程度較大。

再就 β_1 係數而言，可以視做為衝擊干擾持續性的代理變數(proxy)。在期貨商品引入之前，模型所表現之 β_1 係數依序為0.7962及0.6556。說明了在期貨契約開放交易之後，反應舊消息之於市場波動性衝擊的持續性效果，有弱化的現象發生。尤其是在本土型的台股指數期貨推出之後，此一持續性效果弱化的現象更為顯著。

我們可以利用不同的統計量，進一步說明各研究子期間中波動性動態過程的變化。本文在此採Chou(1988)所演繹的方法。Chou(1988)認為不同的波動性動態結構下，資訊傳遞的速度可以利用波動性干擾的半生期(the half-live of volatility shocks)為指標來加以闡釋。在期貨引入前，波動性干擾的半生期為5.824天。而在期貨引入後的二子期間中，波動性干擾的半生期分別為3.041天及1.642天。相較於期貨引入前的半生期表現，已顯著變小。亦即干擾衝擊效果更迅速的被反應在市場價格的表現上，代表市場交易更具效率性。尤其台灣本土指數期貨契約推出之後，此一現象更是顯著。另外，為觀察波動性干擾效果的差異，我們亦繪製了不同子期間之下，波動性干擾因子之於未來波動性影響的動態反應曲線於圖2。可以得知本土型台股指數期貨上市之後，波動性干擾所造成的影響效果相較於其他子期間，有更快速地調整而回復到正常水準的現象。

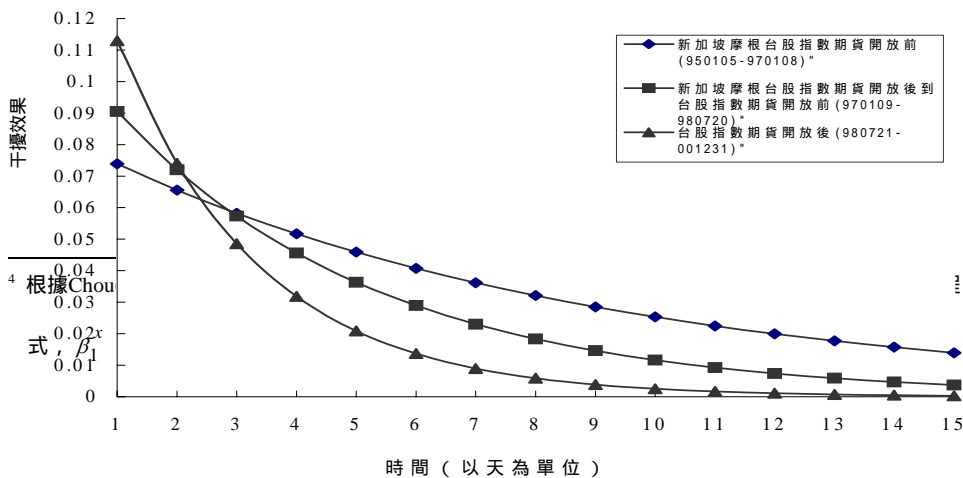


圖2 GARCH(1,1)模型下，台灣股票集中市場干擾項
對波動性的影響效果

之於IGARCH現象的檢驗上，表2中也揭露了相同的訊息，亦即在期貨契約上市交易之後，市場的波動程度更加穩定，波動性干擾的持續性效果更短暫。我們可以由 $\alpha_1 + \beta_1$ 係數之總和，觀察到此一結果。各子期間皆不存在IGARCH現象，分析 $\alpha_1 + \beta_1$ 的數值，可知在期貨契約上市交易之前，此二係數和為0.9710，至於期貨契約開始上市之後， $\alpha_1 + \beta_1$ 的數值分別為0.9097以及0.8271。由此可以推論在期貨契約上市交易之後，波動性行程較不受干擾項因子的影響，並且此干擾項因子的影響效果會以較快的速度被市場吸納而削弱。

Ljung和Box(1978)所提出的Q檢定統計量可以用來檢定報酬序列之線性跨期相依性(intertemporal dependencies)， Q^2 統計量也可用來協助檢定報酬平方序列是否具跨期相依性。同樣地在表2中，依Q統計量的評判法則，在10%的統計顯著水準之下，實證結果顯示期貨開放交易之後的第二子期間，拒絕了殘差項(e_t)為白噪音過程的虛無假說。此外，針對期貨契約上市交易之前的樣本子期間，同樣在10%的顯著水準之下，拒絕了(e_t^2/h_t)數列不存在自我相關的虛無假說。為了解決 e_t 與(e_t^2/h_t)數列之自我相關的問題，本文進一步納了假日效果(weekend effect)以及交易活絡程度等在財務文獻⁵上指出皆可能會影響模型表現的外生變數，將前述簡單GARCH(1,1)模型修正⁶為如下所示：

⁵ 蔡麗茹和郭福欽(1997)以及Tsai & Yeh(1996)，在探討台灣股票市場波動性時，皆曾引用過成交量與假日效果之虛擬變數來探討報酬率的波動性，配適實際交易資料下，皆獲得顯著的解釋力。

⁶ 匿名評審委員之一建議均數方程式的建構可以考慮納入自我迴歸(Auto-regressive)方式來表現，經作者配適交易資料後，並無法完全消除殘差項存在序列相關的現象，亦無法清楚地辨識落後期別係數的統計顯著性，因此，未將此變數納入模型當中，若讀者需要此方面的資料，可連絡作者，在此簡單說明。

$$\begin{aligned}
 R_t &= \theta \times Val_{t-1} + \gamma_1 \times WD_t + e_t \\
 e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_2 \times WD_t
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

其中， Val_{t-1} 為(t-1)期之市場成交值，用以衡量前一期交易活動的活絡程度。自變數 Val_{t-1} 及因變數 R_t 二者間，在進行時間數列分析上，取樣落後一期的理由之一乃避免發生計量上內生性(endogeneity)的問題，若取樣為同期變數，則似乎較無法判讀二者先後關係，也可能造成經濟意義解釋上的困難。本文亦曾納入市場成交張數於(2)式當中，發現二變數間的相關性極高，為避免發生統計上共線性(multicollinearity)的問題，因此本研究選擇市場成交值當做代表交易活絡性的代理變數，由相關的財務文獻中可以得知，例如：Karpoff(1987)和Odean(1998)，Karpoff(1987)文中的重要結論之一為建立交易量與價格的變動關係的模型，並在實證結果上得到正向相關的推論，確實市場的交易活動表現可以代表並說明某部份的市場資訊，而市場成交量適足以代表市場變化的一種現象。另外，O'hara(1995)在其市場微觀結構專書中的第六章第二節(pp160-168)，也用了相當的篇幅來說明交易量確實會影響股票價格的變動，意謂著市場的交易活動表現可以代表並說明某部份的市場資訊，為區別此部份與期貨市場開放事件的影響，(2)式中引入成交值變數於均數方程式中，進一步單純化期貨市場開放事件的影響，然而，本文探討的焦點，並非專注於市場成交值與報酬率變化之間的關係。 WD_t 為在時點t的一虛擬(dummy)變數，若交易日t為星期一或者在(t-1)日股票市場休市，則此虛擬變數定義為1。反之，其他情況下，定義此虛擬變數為0。表3為此一修正模型配適資料後的實證結果。根據Q與 Q^2 檢定統計量診斷性(diagnostic)的評判準則，同樣是10%的顯著水準，配適實際交易資料後，統計上不再呈現拒絕誤差項為白噪音過程的虛無假說，而且模型中 (e_t^2/h_t) 變數亦不存在統計上的序列自我相關，說明了修正後模型的配適結果確實較簡單GARCH(1,1)模型為佳。

表3 台灣集中市場股價指數報酬率(GARCH修正後模型)

$$\begin{aligned}
 R_t &= \theta \times Val_{t-1} + \gamma_1 \times WD_t + e_t \\
 Model: \quad e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_2 \times WD_t
 \end{aligned}$$

其中 WD_t 為虛擬變數，若時點t前一天不交易，則令此變數為1，其他狀況則令此變數為0， Val_{t-1} 為t-1日的成

交值。其他相關變數之說明與表2相同。

樣本期間	UVAR	θ	γ_1	α_0	α_1	β_1	γ_2	$\alpha_1 + \beta_1$	Q(12)(P-Value)	Q ² (12)(P-Value)	Q(24)(P-Value)	Q ² (24)(P-Value)
期貨開放前												
950105-970108	1.650	0.011	-0.067	0.010	0.098	0.867	0.272	0.965	5.666 (0.932)	5.188 (0.951)	26.420 (0.332)	20.922 (0.643)
		(1.28)	(-1.63)	(0.24)	(4.09)	(29.06)	(1.83)					
期貨開放後												
970109-980720	2.149	0.014	-0.279	0.019	0.125	0.754	1.148	0.879	14.440 (0.274)	6.256 (0.903)	23.156 (0.510)	17.146 (0.842)
		(2.37)	(-1.60)	(0.24)	(2.63)	(9.65)	(3.82)					
980721-001231	3.361	0.013	-0.145	0.138	0.178	0.649	0.650	0.827	13.054 (0.365)	9.772 (0.636)	33.079 (0.102)	24.918 (0.410)
		(1.44)	(-1.86)	(1.22)	(4.27)	(12.92)	(1.89)					

- 1.括號內數字為t統計值。
- 2.Q 為Ljung-Box(1978)的Q統計值。
- 3.SIMEX和CME於970109開始交易摩根台股指數期貨。
- 4.TAIFEX於980721正式開始交易台股指數期貨。
- 5.UVAR為非條件變異

由修正模型所求得之實證結果顯示，摩根台股指數期貨契約上市交易之後，衡量新消息衝擊反應的係數 α_1 增加。同時，衡量干擾持續性效果的 β_1 係數下降。再者，就波動性干擾之半生期指標而言，期貨契約上市前半生期指標為4.857天，而在摩根台股指數期貨推出後，半生期依序分別為2.455天及1.603天。修正模型之實證結果，類似前述簡單模型下的分析，再次說明了SIMEX及CME推出摩根台股指數期貨上市交易後，台股現貨市場波動性干擾之半生期確已縮短。我們亦繪製出不同子期間，波動性干擾因子之於未來波動性影響的動態反應曲線圖於圖3。可知在期貨契約開放交易後，波動性過程更趨穩定。而且相較於期貨契約開放交易前，回復安定水準的速度更快，特別是在台灣推出本土型台股指數期貨契約後更加顯著。

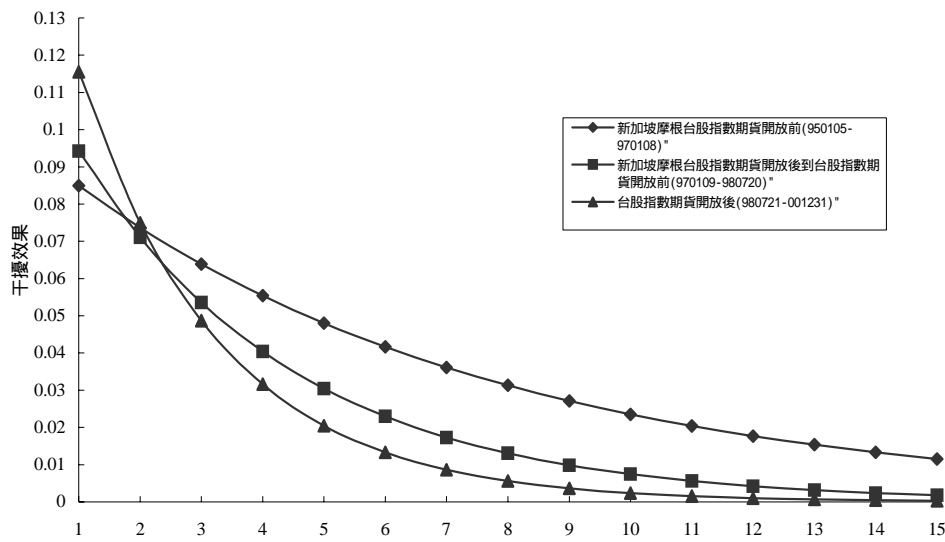


圖3 納入交易活動及假日效果後之GARCH(1,1)模型，
台灣股票集中市場干擾項對波動性的影響效果

除此之外，實證結果顯示，納入交易活動及假日效果之後的修正模型各期間亦均無IGARCH的情況發生。就 $\alpha_1 + \beta_1$ 的數值而言，可觀察出開放期貨契約交易後，市場干擾項之於波動性行程的影響，將以更快的速度被市場吸收而反應到交易價格上。

表3中，用以刻劃假日效果的虛擬變數值得進一步說明。實證結果發現，不管在期貨上市之前或之後，假日效果與股價指數報酬率(R_t)皆存在負相關的統計關係，並且對條件變異數(h_t)的影響效果為正。此外，在10%的顯著水準之下，代表前一期交易活動的成交值(Val_{t-1})，對於股價指數報酬率而言，皆為同向變動關係。說明了交易活絡程度提高，確實可以改善市場報酬率的績效。而且，似乎存在量先價行的現象，此與一般投資理論的觀點一致。

簡言之，我們可以了解期貨契約的上市，確實有助於改善股票市場在資訊傳遞及吸納波動性干擾影響方面的效率。本文與Antoniou與Holmes(1995)的實證研究具有一致性。除了Antoniou與Holmes(1995)指出期貨交易會導致市場波動性的增加之外。本研究亦發現，期貨契約的推出也會改善資訊傳遞到現貨市場的效率與品質。

伍、不同的衡量方法與頑強性

為強化本研究結論的可信程度，除了市場交易活動熱絡與否可能會影響股價指數期貨市場開放事件之於波動性傳遞的影響效果之外，本研究試圖進一步摒除其他總體環境因子的影響，因此進行相同樣本期間台灣股票店頭市場股價指數波動性變化的分析。囿於店頭市場資料的限制，在此我們截取1996年1月4日至1997年1月8日的交易期間，界定其為店頭市場在台股指數期貨引入前的子期間。表4與表5分別為簡單GARCH(1,1)及GARCH修正模型的實證結果。單就 α_1 係數的變動方向而言，店頭市場的發現與集中市場的實證結果不同。針對大盤股價指數期貨契約於新加坡期貨交易所引入後的子期間而言，台灣集中市場中， α_1 係數的放大，代表近期市場消息重要性轉換為未來變異數傳遞速度加快，亦即集中市場資訊傳遞速度加快。然而店頭市場在反應大盤指數期貨契約開放交易前後之二時期，簡單GARCH(1,1)及GARCH修正模型卻不存在此一變化。而且代表波動干擾因子持續性影響指標的 β_1 係數，亦不像集中市場中呈現出當股價指數期貨開放之後，有縮小的現象。因此襯托出股價指數期貨開放後，在同樣的總體經濟環境之下，集中市場在資訊傳遞方面的表現受到正面的影響，而同時期的店頭市場方面，觀察不到此一反應，當然，在實證分析方面，本研究只能進行到此一層次的解釋說明，並無法延伸、證明大盤股價指數期貨市場的開放，會不利於店頭市場的資訊傳遞。

圖4及圖5為店頭市場在簡單GARCH(1,1)及GARCH修正模型之下，波動性干擾之於未來波動性影響的動態反應曲線圖。亦可以判讀出台股指數期貨上市後，店頭市場的波動性行程似乎並未如集中市場交易一樣，可以更快更穩定的回復到其正常水準。原因可能是由於台股指數期貨的標的資產為集中市場的股票，而非在店頭市場上交易的股票。因此，價格發現的效果，僅表現在集中市場，此一結果並不意外。

表4 台灣店頭市場股價指數報酬率(GARCH簡單模型)

$$\begin{aligned}
 R_t &= e_t \\
 Model : \quad e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}
 \end{aligned}$$

樣本期間	UVAR	α_0	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	Q(12)(P-Value)	Q ² (12)(P-Value)
------	------	------------	------------	-----------	----------------------	----------------	------------------------------

					Q(24)(P-Value)	Q ² (24)(P-Value)	
期貨開放前							
960104-970108	3.286	0.5287 (9.38)	0.3663 (4.22)	0.4728 (9.38)	0.8391	24.094 (0.004) 33.749 (0.038)	6.186 (0.906) 8.464 (0.999)
期貨開放後							
970109-980720	3.509	0.8232 (3.06)	0.1431 (2.23)	0.6223 (5.58)	0.7654	7.195 (0.617) 20.344 (0.500)	16.875 (0.154) 20.422 (0.673)
980721-001231	4.063	0.1032 (2.09)	0.1914 (3.43)	0.7832 (26.47)	0.9746	28.444 (0.001) 51.767 (0.002)	8.511 (0.744) 21.792 (0.592)

1.括號內數字為t統計值。 2.Q 為Ljung-Box(1978)的Q統計值。
 3.SIMEX和CME於970109開始交易摩根台股指數期貨。 4.TAIFEX於980721正式開始交易台股指數期貨。
 5.UVAR為非條件變異數。

表5 台灣店頭市場股價指數報酬率(GARCH修正後模型)

$$\begin{aligned}
 R_t &= \theta \times Val_{t-1} + \gamma_1 \times WD_T + e_t \\
 Model : \quad e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_2 \times WD_t
 \end{aligned}$$

其中WD_t 為虛擬變數，若時點t前一天不交易，則令此變數為1，其他狀況則令此變數為0， Val_{t-1} 為t-1日的成交價。其他相關變數之說明與表2相同。

樣本期間	UVAR	θ	γ_1	α_0	α_1	β_1	γ_2	$\alpha_1 + \beta_1$	Q(12)(P-Value)	Q ² (12)(P-Value)
									Q(24)(P-Value)	Q ² (24)(P-Value)
期貨開放前										
960104-970108	3.262	0.001 (0.77)	-0.307 (-1.21)	1.034 (9.23)	0.359 (3.70)	0.468 (4.73)	1.068 (1.93)	0.827	7.113 (0.850) 23.291 (0.598)	7.885 (0.794) 10.989 (0.689)
期貨開放後										
970109-980720	3.510	0.002 (0.15)	-0.055 (-0.26)	0.708 (2.83)	0.162 (2.25)	0.565 (5.13)	1.231 (2.09)	0.727	7.221 (0.843) 20.405 (0.674)	20.662 (0.256) 23.827 (0.172)
980721-001231	4.064	0.001 (0.10)	-0.015 (-0.08)	0.111 (1.77)	0.177 (3.33)	0.797 (32.42)	1.104 (3.09)	0.974	8.443 (0.801) 21.816 (0.620)	9.871 (0.527) 24.185 (0.151)

1.括號內數字為t統計值。 2.Q 為Ljung-Box(1978)的Q統計值。
 3.SIMEX和CME於970109開始交易摩根台股指數期貨。 4.TAIFEX於980721正式開始交易台股指數期貨。
 5.UVAR為非條件變異數。

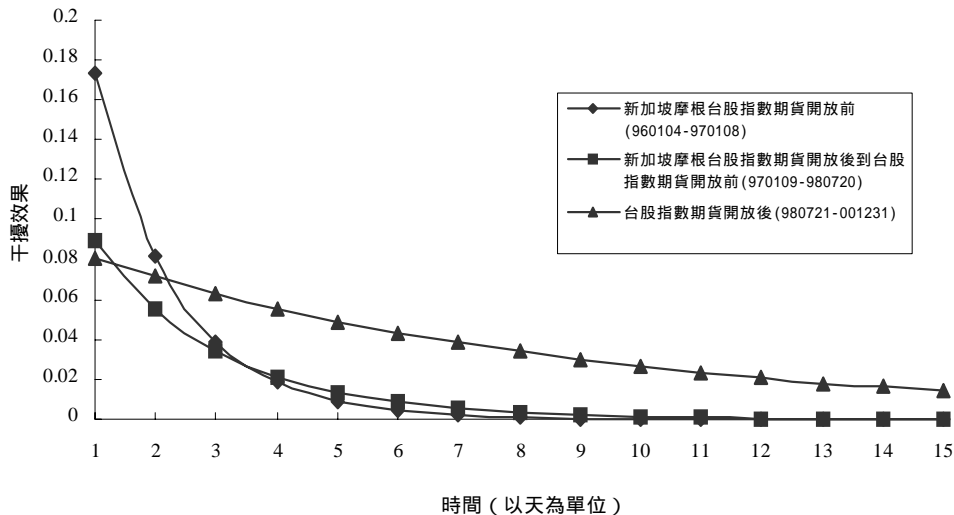


圖4 GARCH(1,1)模型下，台灣股票店頭市場
干擾項對波動性的影響效果

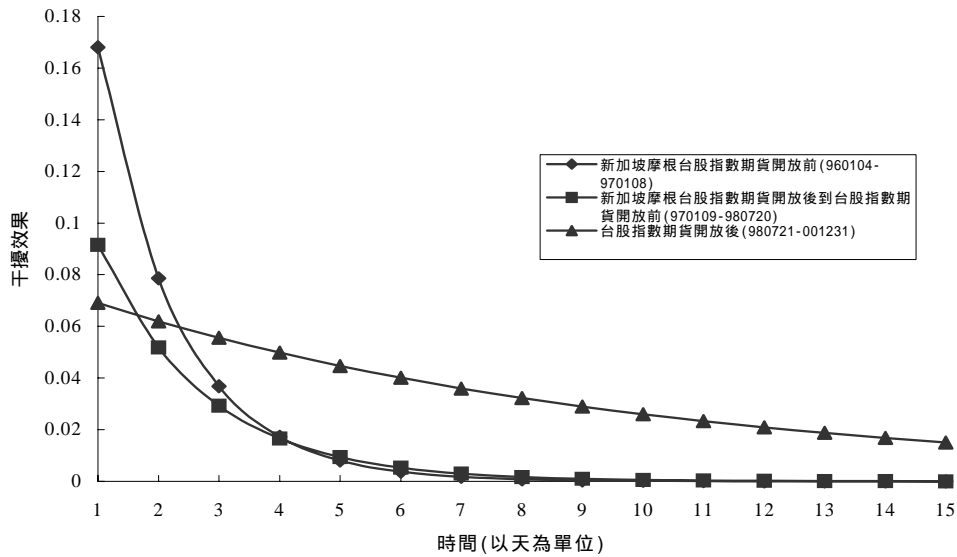


圖5 納入交易活動及假日效果後之GARCH(1,1)模型，
台灣股票店頭市場干擾項對波動性的影響效果

除了利用 GARCH 模型來估計波動性行程之外，本文另採 Parkinson(1980)所提出的極端值估計法，以強化本研究推論的可靠度。為了估計每日的波動性，傳統的文獻中使用當日之前一固定期數（如一、二個月）的報酬率平方之移動平均值，做為當日之變異數值（即波動性）。而報酬率的計算方法，最常見者為取股價之自然對數後，以當日收盤價減去前日的收盤價求得，因此每日用到的資訊僅有一個樣本點。Parkinson(1980)提出一個新的方法亦即採用每天最高和最低的兩個極值

(同樣取自然對數後)之差距,並證明這個估計值是標準差的一致性(consistent)統計量。更重要的是,它的估計準確度可以高過傳統方法的5倍以上。此方法中,所得到之精確度來源,是因為每天使用到兩個(最高和最低)樣本點的資訊,而且這兩個樣本點是序列統計量(order statistics),具有比其他一般樣本點(如收盤價)更多的資訊。Wiggins(1991)認為在移除資料的離位點(outliers)之後,利用Parkinson(1980)的估計法來推估個別股票之波動性,還會有更高的效率性。由於離位點的選取並無客觀的標準,故本文並未進行此調整動作。Chang, Chou 和 Nelling(2000)對於S&P500股價指數討論波動性對於避險效果的影響,亦曾採用過此一極端值估計法。我們將此一方法的動態過程簡單表示如下:

$$\begin{aligned} \ln(P_{H,t} / P_{L,t}) &= V_{HL,t} \\ V_{HL,t} &\sim AR(1) \\ (3) \quad V_{HL,t} &= \alpha + \gamma \times V_{HL,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中, $P_{H,t}$ 和 $P_{L,t}$ 分別代表在t交易日中最高及最低的價格指數。 γ 參數乃用以衡量波動干擾持續性的指標,詳細的內容說明可以參考Poterba 和 Summers(1986)。在此研究設計下,針對股票集中市場與店頭市場的實證結果,分別整理於表6和表7。我們發現在此所揭露的經濟意義與前述GARCH模型估計法的結果是一致的。

陸、結 論

台灣期貨市場的發展歷程中,相較於有些觀點持相對質疑與保守的看法。但在本文的研究分析之下,實證結果顯然支持股價指數期貨市場的開放政策。特別是在新加坡摩根台股指數期貨及台灣本土型股價指數期貨開始推出之後,市場的波動性水準因而提高。然而之於現貨股票市場價格的穩定性而言,確實提供了正面的貢獻。期貨契約未上市前,波

表6 台灣集中市場極端值波動性模型

$$\begin{aligned} \ln(P_{H,t} / P_{L,t}) &= V_{HL,t} \\ Model: \quad V_{HL,t} &\sim AR(1) \\ V_{HL,t} &= \alpha + \gamma \times V_{HL,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中， $P_{H,t}$ 與 $P_{L,t}$ 分別為t交易日內最高與最低價

交易期間	α	γ
950105-970108	2.5428 (15.721)	0.4834 (16.301)
970109-980720	2.7634 (13.152)	0.4148 (9.382)
980721-001231	2.7593 (15.759)	0.3374 (12.311)

說明：括號內為t統計值

表7 台灣店頭市場極端值波動性模型

$$\ln(P_{H,t} / P_{L,t}) = V_{HL,t}$$

$$Model : V_{HL,t} \sim AR(1)$$

$$V_{HL,t} = \alpha + \gamma \times V_{HL,t-1} + \varepsilon_t$$

其中， $P_{H,t}$ 與 $P_{L,t}$ 分別為t交易日內最高與最低價

交易期間	α	γ
960104-970108	0.1828 (4.302)	0.7019 (16.641)
970109-980720	0.9245 (13.047)	0.3767 (8.369)
980721-001231	0.4536 (10.206)	0.6768 (23.268)

說明：括號內為t統計值

動性干擾反應在時間上的持續性效果較為持久。反之，在股價指數期貨契約推出後，可以觀察到波動性干擾因子的影響會更快速的反應到經濟體系中，而使系統以更快的調整速度回復到正常的位置，顯示此時的波動性行程更趨穩定。由此推論出期貨交易的進行，加速了資訊傳導效率，符合資訊傳遞假說的命題。換言之，由於新加坡摩根台股指數期貨及台灣本土型台股指數期貨契約的上市，確實改善了台灣股票市場的交易效率性。

為了檢視開放期貨交易的政策效果，本文利用了簡單型的GARCH(1,1)模型，以及納入交易活動及假日效果影響後的GARCH修正模

型⁷。之於未來進一步的研究建議上，可以考慮雙變數的GARCH模型，探討現貨市場價格與期貨市場價格二者間的交互作用。不僅僅可以用來分析價格發現假說，更可在此研究架構下，討論期貨與現貨市場二者之間波動性的傳遞效果。另外，分析的對象亦可以考慮其他不同的國際金融市場及期貨契約，檢驗資訊傳遞假說的普遍性。最後，就本文實證結果而言，關於台灣期貨市場的發展，本研究抱持正面樂觀的態度。

參考文獻

1. 蔡麗茹和郭福欽，1997，“台灣股票報酬率波動之不對稱性、假日效果之研究---不對稱性P-GARCH模型實證應用”，台灣經濟學會年會論文集，187-216。
2. Aggarwal, R., 1988, “Stock Index Futures and Cash Market Volatility,” *Review of Futures Markets*, 7:290-299.
3. Antoniou, A., and Holmes, P., 1995, “Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH,” *Journal of Banking and Finance*, 19,117-129.
4. Bollerslev, T., 1986, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 33:307-327.
5. Bollerslev, T., Chou, R.Y., and Kroner, K. F., 1992, “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52,5-59.
6. Brady Commission Report, 1988, “Report of the Presidential Task Force on Market Mechanism”.
7. Chang, E., Chou, R.Y. and Nelling, E., 2000, “Market Volatility and the Demand for Hedging in Stock Index Futures” *Journal of Futures Markets*, Volume 20, 2, 105-125
8. Chou, R.Y., 1988, “Volatility persistence and stock valuations: Some empirical evidence using GARCH”, *Journal of Applied Econometrics*, 52, 1-2, 201-204
9. Cox, C. C., 1976, “Futures Trading and Market Information,” *Journal of Political Economy*, 84,1215-1237.
10. Edwards, F. R., 1988a, “Does Futures Trading Increase Stock Market

⁷ 權益市場中，槓桿效果(leverage effect)是一常見的現象，我們也利用EGARCH模型處理本文的主題，實證結果與本文內容頗為一致，但限於篇幅，在此並未納入，有興趣的讀者，歡迎向作者索取。

Volatility?" *Financial Analysts Journal*, 44,63-69.

11. _____., 1988b, "Futures Trading and Cash market Volatility: Stock Index and Interest Rate Futures," *Journal of Futures Markets*, 8,421-439.
12. Figlewski, S., 1981, "Futures Trading and Volatility in the GNMA market," *Journal of Finance*, 36, 445-456.
13. Karpoff, Jonathan, 1987, "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22, NO1, March, 109-126.
14. Ljung, G. and George Box, 1978, "On a Measure of Lack of Fit in Time Serious Models." *Biometrika* 65 1978, 297-303.
15. Maddala, G. S. and Jiscoo Yoo., 1991, "Risk Premia and Price Volatility in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, April, 165-178.
16. Merton, R. C., 1995, "Financial Innovation and the Management and Regulation of Financial Institutions," *Journal of Banking and Finance*, 19,461-481.
17. Moriarty, E. J., and Tosini, P. A., 1985, "Futures Trading and the Price Volatility of GNMA Certificates—Further Evidence," *Journal of Futures Markets*, 5, 633-641.
18. Odean Terrance 1998, "Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average," *Journal of Finance*, Vol. LIII, NO.6, Dec. 1887-1937.
19. O'hara Maureen, 1995, *Market Microstructure Theory*, Blackwell Publishers Inc.
20. Parkinson, Michael, 1980, "The extreme value method for estimating the variance of the rate of return," *Journal of Business*, 53, 61-66.
21. Poterba, James and Summers, L., 1986, "The persistence of volatility and stock market fluctuations," *American Economic Review*, 76, 1142-1151.
22. Robinson, G., 1994, "The Effects of Futures Trading on Cash Market Volatility: Evidence from the London Stock Exchange," *Review of Futures Markets*, 13, 429-452.
23. Ross, S. A., 1989, "Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44, 1-17.
24. Simpson, W. G. and Ireland T. C., 1982, "The Effect of Futures Trading

- on the Price Volatility of GNMA Securities,” *Journal of Futures Markets*, 2, 357-366.
25. Tsai, L. J., and Y. H. Yeh, 1996, Trading volume and asymmetric impacts on volatility --- An empirical study of GARCH models on Taiwan stock markets, 5th Conference on the Theories and Practices of Securities and Financial Market.
26. Wiggins, James B., 1991, “Empirical tests of the bias and efficiency of the extreme-value variance estimator for common stocks,” *Journal of Business*, 64, 417-432.

附錄A

摩根台股指數期貨契約規格

(資料來源：新加坡交易所)

項	目	說	明
交易標的	MSCI 台股指數		

代號	TW
契約價值	US\$100×MSCI 台股指數期貨價格
契約到期交割月份	自交易當月起連續二個月份，另加上4個連續季月
交易時間	新加坡時間： 8:45am-1:45pm (公開喊價交易) 8:45am-2:45pm (電子交易系統)
升降單位	指數1點等於美金100元
最後交易日	各契約交割月份的最後第二個營業日
交割方式	現金交割

附錄B

台灣期貨交易所推出之期貨契約規格

(資料來源：台灣期貨交易所)

項	目	說	明
交易標的		台灣證券交易所發行量加權股價指數	
代號		TX	
契約價值		NT200×台股期貨指數	
契約到期交割月份		自交易當月起連續兩個月份，另加上3,6,9,12月中3個連續季月	
交易時間		營業日8:45am-1:45pm	
升降單位		指數1點等於NT\$200	
最後交易日		各契約交割月份的第三個星期三	
交割方式		現金交割，交易人於最後結算日依最後結算價的差額，以淨額進行現金的交付或收受	
部位限制		1.自然人300口 2.法人機構1000口 3.法人機構基於避險需求，得向期交所申請豁免部位限制 4.期貨自營商之持有部位不在此限	