2014 年第 3 卷第 1 期 190-199 頁
DOI: 10.6285/MIC.3(1).14
管理資訊計算
Management Information Computing
http://www.asmr-journal.com

金融海嘯對股票市場與指數期貨波動性的影響
The Impact of the Financial Tsunami on Index Futures and Stock Market Volatility

李崑進[1] 周千婷[2]
Kun-Chin Lee Cian-ting Jhou

摘要

本研究探討金融海嘯後，大量雜訊交易者進入期貨市場交易，使得交易市場資訊環境改變，對期貨與現貨市場波動性的影響為何？藉以檢驗金融海嘯事件後，聯繫投資人之間資訊不對稱性是否增加或減少。本文實證結果發現，無論是日或日內 5 分鐘報酬率，都顯著增加期貨與現貨市場價格波動。並認為此情況會增加投資人之間資訊不對稱性與交易市場不穩定性，並加大市場參與者的投資風險。本文研究結論可做為交易市場參與人投資決策之依據，並可作為政府相關單位，訂定資產泡沫發生時穩定交易市場政策之參考。

關鍵字：金融海嘯、雜訊交易者、資訊不對稱、波動性

Abstract

After the finance tsunami, many noise traders enters the futures market transaction, causes the trading market information environment change. This paper examines the impact of the financial tsunami on the stock and index futures market volatility. The findings of this research indicate that noise traders increase index futures and stock market volatility in the post- finance tsunami. Since such actions gives raise to the instability and the investment risk of investors in the transaction market. In the least the findings of this research can be used as an investing guideline for investors in the futures market. In addition, this study can act as a reference for government policies on the finance tsunami.

Keywords: Financial Tsunami, Noise Trader, Information Asymmetry, Volatility

1. 前言

美國次貸危機導致 2008 年全球金融市場大海嘯，臺灣股市亦隨著全球股市大跌而崩盤。由圖一可知，這直線下跌的金融市場，導致不懂避險的投資人損失慘重。投資人受此教訓後，紛紛尋求避險管道，由於股票融券放空政府有嚴格限制，且選擇放空的標的股票有其難度，因此指數期貨成為小額投資人偏好避險的交易商品。

在上述「金融海嘯事件」環境下，帶動雜訊交易者[3] 大量進入期貨市場交易，使得

[1] 實踐大學金融管理學系副教授
[2] 實踐大學金融管理學系
[3] Black (1986) 認為投資者易將無關於公司價值的虛假資訊，誤認或故意視為真實有用的資訊，並據此

期貨市場交易量大幅成長，根據臺灣期貨交易所的統計，2006～2009 年台指期貨平均每日交易量，分別為 39,980、47,827、79,597 及 98,108 口，且雜訊交易者（即本國自然人）交易比重，由 37.43% 增加至 44.38%，[4] 由此可知金融海嘯之後，確實為期貨市場帶來大量雜訊交易者，而期貨市場亦深受此事件之的影響。 本研究主要探討，當金融海嘯事件後為期貨市場帶來大量雜訊交易者時，對期貨與股票市場波動性的影響為何？

圖 1 臺灣股市從 2008/5/20 高點 9309（A 點）跌至 2008/11/21 低點（B 點）3955

2. 相關文獻回顧

金融海嘯事件，提高雜訊交易人的避險意識，大量進入期貨市場進行交易，導致交易環境改變，此情況是否對期貨與現貨市場造成影響?本研究將針對這些議題進行探討。下列就這些議題其相關文獻加以闡述。

（一）雜訊交易者相關文獻

Black (1986) 認為市場中普遍存在著資訊交易者與雜訊交易者兩種類型的投資人,雜訊交易者對資產價格並不具有資訊內涵,但參與市場的投資人會對雜訊做出反應和進行交易,所以雜訊交易會造成市場的無效率性,使得市場波動幅度更大。De Long et al.(1990) 將一群具有認知偏誤而從事投資決策的投資者，定義為雜訊交易者 (Noise traders)。Barber et al.(2008) 與 Bloomfield et al.(2009) 發現雜訊交易者確實會對股票市場造成顯著的影響。

進行交易，這些虛假資訊指的就是雜訊 (noise)。短期而言，雜訊對股價影響程度遠超過少數重大資訊對股價的影響,雜訊投資者的存在,雖有助於市場流動性的增加，但也使得股價波動加大，市場效率性大大降低。 De Long, Shleifer, Summers, and Waldmann (1990a) 發現市場上存在許多追漲殺跌具有認知偏誤的投資者，並定義此為雜訊交易者 (Noise traders)，更進一步認為市場上普遍存在之雜訊交易者是影響股價的重要原因之一。

[4] 同一時期雜訊交易者股票市場交易量，占全體交易比重由 70.49%減少至 61.66%。

國內學者研究亦皆支援雜訊交易存在於臺灣的事實，翁霓、劉維琪、陳隆麒（1995）指出雜訊造成投資人對股票報酬的認知偏誤。薛立言、黃志傑（1996）與葉銀華、鄭文選（1997）探討國內股市雜訊交易的影響，研究結果顯示雜訊交易行為在股市具有重大影響力。周賓凰、張宇志、林美珍（2007）實證結果發現雜訊投資人較不理性。

（二）指數期貨會增加現貨市場波動性

Stein (1987) 認為未具資訊交易者之存在於衍生性市場會影響價格的資訊內容，以致增加標的市場的波動性。此外 Zhong (2004) 亦都證實期貨交易增加現貨指數的波動。Girard. and Biswas (2007) 與 Mishra and Rahman (2010) 研究結果顯示，不管好壞消息都會造成股票市場持續性波動。此外 Chang (2012) 比較 VIX 指數，發現美國次貸危機前，臺灣的 VIX 指數明顯高於美國與歐洲；美國次貸危機後則相反。

（三）指數期貨不影響或會減少現貨市場波動性

Kyle (1985) 利用不同理論模型，證明期貨交易能減少現貨市場的波動性。Mazouz (2004) 採用 GARCH (1,1) 模型，研究在不同市場其期貨交易對股票市場的影響，指出期貨交易與現貨市場的波動並無顯著的關係，甚至現貨股市的波動性降低。

（四）文獻總結

歸納上述研究，雜訊交易者確實會對股票市場造成顯著的影響，但有關指數期貨對交易標的股票市場波動性的衝擊，國內外研究結論相當分歧無一致性結論。尤其是金融海嘯事件後，帶動大量雜訊交易者進入期貨市場進行交易，對期貨與股票市場波動性的影響。因此，本研究將針對此議題進行探討，以彌補相關文獻之不足。

3. 研究設計及方法

（一）建立研究假說

2008 年金融海嘯之後，為期貨市場帶來大量雜訊交易者，而期貨指數市場亦深受此事件之影響。Barber et al.(2008) 與 Bloomfield et al.(2009) 實證結果，雜訊交易者確實會對其交易之市場造成顯著的影響。因本此研究相關的假說為：

假說 1：金融海嘯為期貨市場帶來大量雜訊交易者後，會增加期貨市場波動性。

當這些缺乏專業分析能力的雜訊交易者，大量進入期貨市場交易後，透過期貨市場將影響現貨市場。Zhong (2004) 發現期貨市場領先現貨市場，具有明顯價格發現功能，國內實證結果亦顯示期貨與現貨存在互為因果的回饋關係，亦會對整體股票市場造成影響，加上期貨與現貨市場互為影響，因此本研究認為此事件將會增加現貨市場的波動性，因本此研究相關的假說為：

假說 2：金融海嘯為期貨市場帶來大量雜訊交易者後，會增加現貨市場波動性。

（二）資料來源

本研究探討金融海嘯後，大量雜訊交易者進入期貨市場進行避險與投機套利，是否導致市場交易環境改變。藉由檢驗金融海嘯後，期貨與股票市場增加或減少波動性，可驗證交易環境是否改變。其中台指及現貨市場資料，來自臺灣經濟新報 (TEJ) 資料庫及臺灣證券交易所。研究除採用日報酬率探討之外，亦參考 Kim et al.(1997) 學者的研究方法，採用日內每 5 分鐘資料探討。

其次，金融海嘯事件發生為持續一段期間，自 2008 年 3 月全美第 5 大銀行貝爾斯登被摩根大通收購時，已對全球金融市場造成影響，尤其是 2008 年 9 月二房危機與雷

曼兄弟宣告破產，更是重創臺灣金融市場。因此，本研究為避開事件本身效果的偏誤，排除事件發生期 2 年樣本。定義「金融海嘯事件前」為 2008/05/20 前 225 日開始往前推算 455 天，以 [-680 , -225] 表示；定義「金融海嘯事件後」為 2008/05/20 後 225 日開始往後推算 455 天，以 [+225 , +680] 表示。本文排除事件發生期 450 天樣本，研究樣本為金融海嘯事件前後分別為 455 天，其目的是確保資料影響為永久性而非短暫的。

（三）研究方法

有關股價指數報酬率，乃採用臺灣證券交易所，每 5 分鐘與每日發佈的加權股價收盤指數計算而得，定義如下：

$R_t = \ln (P_t / P_{t-1}) \times 100$

R_t ：第 t 期股價指數的日（每 5 分鐘）報酬率

P_t ：第 t 期股價指數的收盤價

P_{t-1} ：第 t-1 期股價指數的收盤價

上述每期分別每日或日內每 5 分鐘，至於期貨指數報酬率的計算方法，如同上述股價指數日報酬率的計算公式。

檢定假說 1 與 2，現貨與期貨市場波動性的方法，亦即衡量指數報酬率殘差變異數，本文採用一般化自我迴歸異質條件變異數 (GARCH) 估計。

一般化自我迴歸異質條件變異數模型：

1. ARCH 效果與數列定態檢定：

依據 Engle (1982) 所提出的 Lagrange Multiplier 檢定法，進行指數報酬率的 ARCH 效果檢定，用已確認資料，是否可以利用 GARCH 異質變異數時間序列模型進行分析。在數列定態的檢驗中，本文使用 Augmented Dickey-Fuller 及 Phillips-Perron 進行單根檢定，用已確認數列資料是否已達定態。

2. GARCH 模型：

Engle (1982) 發現時間數列模型之波動具有叢聚 (cluster) 現象，於是提出自我迴歸條件異質變異數 (ARCH) 模型，Bollerslev (1986) 擴充 ARCH 模型為一般化自我迴歸條件異質變異數 (GARCH) 模型。ARCH (p) 模型中第 t 期條件變異數為過去 p 期干擾項平方之線性組合，GARCH 模型是將落後期條件變異數加入 ARCH 模型中，由於此模型能補捉金融資產報酬中，常見的波動叢聚特性，所以廣泛為財務文獻採用。此外，Liu and Hung (2010) 實證結果顯示，股票大幅下跌時 GARCH 模型，可提供較準確的波動的預測。

$$y_t = X_t b + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j h_{t-j}$$

$$p \geq 0 \ , \ q \geq 0 \ , \ \alpha_i \geq 0 \ , \ \beta_j \geq 0$$

其中 y_t：為符合 GARCH 過程之時間序列資料。

$X_t b$：為 y_t 之平均數。 h_t：為 y_t 之條件變異數。

b, α_i, β_i：為未知參數向量。 p,q：為 GARCH 過程的階數。

本研究採用精簡的 GARCH (1,1) 模型來描述樣本資料，Bollerslev et al.(1992) 證實 GARCH (1,1) 已能充分捕捉，金融資產報酬異質變異數的現象。為了檢驗金融海嘯事件前後，波動的代理變數殘差變異數是否改變，本研究修訂 GARCH 模型如下：

$$R_{i,t}=\beta_0+\beta R_{i,t-1}+\varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t|\phi_{t-1} \sim N(0,h_t)$$

$$h_t=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\alpha_2 h_{t-1}+\gamma\ DMU_t$$

其中　$R_{i,t}$：第 t 期指數報酬率。i 表示股價指數或期貨指數。

$R_{i,t-1}$：第 t-1 期指數報酬率。

DMU_t：虛擬變數，若 t 為期貨雜訊事件後，$DMU_t=1$；期貨雜訊事件前 $DMU_t=0$。

γ：估計係數，作為期貨雜訊事件前後時，波動的變動量。

4. 實證結果與分析

（一）基本統計量分析

「金融海嘯事件前」455 天及「金融海嘯事件後」455 天，股價指數的平均日（5 分鐘）報酬率分別為 0.0568% (0.00101%) 及-0.0086% (-0.00015%)，利用 t 檢定檢驗兩者平均日報酬率與 5 分鐘報酬率，分析結果顯示兩者差異都達到 1% 的顯著水準；相同期間，期貨指數的平均日（5 分鐘）報酬率分別為 0.0565% (0.00082%) 及-0.0076% (-0.00013%)，利用 t 檢定檢驗平均日報酬率與 5 分鐘報酬率，相同結果兩者差異都達到 1% 的顯著水準。可知整體交易市場在金融海嘯事件後，有較差的報酬率。此統計分析結果說明投資人近二年股市投資平均報酬率為負數。

「金融海嘯事件」前後二樣本期間，利用 Engle (1982) 所提出的 Lagrange Multiplier (LM) 檢定法，分別檢驗股價指數與期貨指數的日報酬率以及 5 分鐘報酬率，結果顯示均達到 1% 的顯著水準，表示具有異質變異效果（ARCH 效果）非常明顯，可以利用 GARCH 異質變異數時間序列模型進行分析。在數列定態的檢驗中，本文使用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 法進行單根檢定，結果均具 1% 顯著水準，表示每一樣本公司在不同樣本期間，數列資料已達到定態。

（二）實證結果

1. 檢定假說 1 現貨市場波動性

本文衡量殘差變異（作為市場波動性的代理變數），在「金融海嘯事件」前後是否有差異，分別使用 OLS 及 GARCH 模型估計參數。

(1) 市場模式：OLS 模型

本文研究焦點，在於「金融海嘯事件」前後，價格傳遞特定資訊的影響，而衡量資訊傳遞的變動，使用股價報酬殘差，即檢驗「金融海嘯事件」前後，市場模式殘差變異數的變動，分析結果顯示於表 1 之中 A 的部分。其中股價指數日（5 分鐘）報酬殘差於「金融海嘯事件」前，其殘差平均值及標準誤分別是 2.11×10^{-9} (1.32×10^{-9}) 及 0.0129 (0.0026)；事件後殘差明顯增加，平均值及標準誤分別是 1.56×10^{-8} (1.41×10^{-9}) 及 0.0197 (0.0038)，事件前後兩者差距分別是 1.35×10^{-8} (9.00×10^{-11}) 及 0.068 (0.0012)，認為金融海嘯事件後，明顯增加現貨市場波動。

其次，本文利用 t 檢定與 ANOVA 檢定，檢驗事件前後報酬殘差之差異，分析結果顯示於表 1 之中 B 與 C 的部分，其中日報酬殘差，已達到 1% 的顯著水準；5 分鐘報酬殘差，亦達到 5% 的顯著水準。因此，金融海嘯事件後，對照金融海嘯事件前，股票市場波動性顯著增加，此分析結果支持本文假說 1。

表 1 金融海嘯事件前後股價指數報酬殘差 (ε) 變動表——OLS 模型

A、殘差差異檢定：

$R_{i,t} = \alpha_i^{pre} + \beta_i^{pre} R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}^{pre}$ ， pre：金融海嘯事件前（往前[-680 , -225]）

$R_{i,t} = \alpha_i^{post} + \beta_i^{post} R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}^{post}$，post：金融海嘯事件後（往後[+225 , 680]）

	日報酬殘差 ε		5 分鐘報酬殘差 ε	
	平均值	標準誤	平均值	標準誤
金融海嘯事件前	2.11×10^{-9}	0.0129	1.32×10^{-9}	0.0026
金融海嘯事件後	1.56×10^{-8}	0.0197	1.41×10^{-9}	0.0038
變動量	1.35×10^{-8}	0.0068	9.00×10^{-11}	0.0012

B、事件前後差異檢定（t 檢定法）：

	日報酬殘差 ε	5 分鐘報酬殘差 ε
t 值	2.9504^{***} (0.0032)	2.3388^{**} (0.0194)

C、事件前後差異檢定 (ANOVA 檢定法)：

	日報酬殘差 ε	5 分鐘報酬殘差 ε
F 值	14.5236^{***} (0.0000).	4.8954^{**} (0.0370)

附注：1. 括弧內的值為 p-value。

2. *表示10% 顯著水準；**表示5% 的顯著水準；***表示1% 的顯著水準。

(2) 市場模式：GARCH 模型

由於資料在樣本期間均具有 ARCH 效果，因此本研究亦利用 GARCH (1,1) 模型，檢驗金融海嘯事件前後，市場模式殘差變異數的變動，分析的結果顯示於表 2 之中 A 的部分。包括金融海嘯事件前後子期間與全樣本期間，GARCH (1,1) 模型中變異數方程式 ARCH 係數 α_1、GARCH 係數 α_2，及前後期殘差變異數的變動量 γ（前後期時間虛擬變數之係數）三者的估計係數。其中無論是日或 5 分鐘報酬殘差分析，γ 估計係數均已達到 1% 的顯著水準，此研究結果支持假說 1。

本研究進一步，觀察金融海嘯事件前後子期間，報酬波動對應情形，採用的方法是計算各子期間無條件變異數 H 值 (unconditional variance)，其中 H 值愈高表示市場波動性愈大，有關 H 估計方法，可參閱 Harvey (1993)。分析結果顯示於表 2 之中 B 的部分，H 值在日(5 分鐘)報酬，事件前後兩子期間分別為 0.00021(0.00180)與 0.00040(0.00347)，計算事件前後期間 H 值增加率為 90.47% (92.77%)，可知大量雜訊交易者進入期貨市場交易後，透過期貨市場影響現貨市場，導致股票市場報酬波動增加，此分析結果亦支持假說 1。

2. 檢定假說 2 期貨市場波動性

(1) 市場模式：OLS 模型

其次，檢驗「金融海嘯事件」前後，對於期貨市場波動性的影響，檢驗結果顯示於表 3 之中 A 的部分。其中期貨指數日（5 分鐘）報酬殘差於「金融海嘯事件」前，其殘差平均值及標準誤分別是 5.32×10^{-9} (1.66×10^{-9}) 及 0.0147 (0.0027)；事件後殘差明顯增加，平均值及標準誤分別是 6.81×10^{-9} (1.90×10^{-9}) 及 0.0237 (0.0039)，事件前後兩者差距分別是 1.49×10^{-9} (2.4×10^{-10}) 及 0.0090 (0.0012)，認為金融海嘯事件後，明顯增加期貨市場波動。

表2 金融海嘯事件前後股價指數報酬殘差 (ε) 變動表——GARCH (1,1) 模型

A、殘差差異檢定：

$R_t=\beta_0+\beta_1 R_{t-1}+\varepsilon_t$ ； $\varepsilon_t|\phi_{t-1} \sim N(0,h_t)$

$h_t=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\alpha_2 h_{t-1}+\gamma\, DMU_t$

DMU_t：虛擬變數，若 t 為金融海嘯事件後，$DMU_t=1$；否則 $DMU_t=0$。

	日報酬					
	β_0	β_1	α_0	α_1	α_2	γ
金融海嘯事件前	0.0015 (0.05)**	0.0675 (0.23)	1.3×10^{-5} (0.00)***	0.1725 (0.00)***	0.7664 (0.00)***	
金融海嘯事件後	0.0008 (0.23)	0.0418 (0.46)	1.6×10^{-6} (0.51)	0.0629 (0.00)***	0.8968 (0.00)***	
全樣本期間	0.0008 (0.05)**	0.0467 (0.24)	2.8×10^{-6} (0.00)***	0.0844 (0.00)***	0.9133 (0.00)***	1.61×10^{-5} (0.00)***
	5 分鐘報酬					
	β_0	β_1	α_0	α_1	α_2	γ
金融海嘯事件前	5.9×10^{-5} (0.00)***	0.4024 (0.00)***	1.8×10^{-7} (0.00)***	0.7558 (0.00)***	0.2441 (0.00)***	
金融海嘯事件後	1.5×10^{-5} (0.01)**	0.0885 (0.00)***	5.9×10^{-6} (0.00)***	0.5181 (0.00)***	0.4802 (0.00)***	
全樣本期間	2.1×10^{-5} (0.00)***	0.0973 (0.00)***	4.7×10^{-10} (0.00)***	0.0041 (0.00)***	0.9887 (0.00)***	1.44×10^{-6} (0.00)***

B、金融海嘯事件前後期間，無條件變異數 H 值：

$H=E[\varepsilon_{t-1}^2]=h_t=h_{t-1}=\alpha_0/(1-\alpha_1-\alpha_2)$

	日報酬	5 分鐘報酬
金融海嘯事件前 H	0.00021	0.00180
金融海嘯事件後 H	0.00040	0.00347
事件前後 H 增加率	90.47%	92.77%

附注：1. 括弧內的值為 p-value。

2. *表示10% 顯著水準；**表示5% 的顯著水準；***表示1% 的顯著水準。

本文進一步利用 t 檢定與 ANOVA 檢定，檢驗事件前後期貨指數報酬殘差之差異，分析結果顯示於表 3 之中 B 與 C 的部分。可知其中日報酬殘差，已達到 1% 的顯著水準；5 分鐘報酬殘差，亦達到 5% 的顯著水準。因此，對照金融海嘯事件前後，期貨市場波動性顯著增加，此分析結果支持本文假說 2。亦即金融海嘯事件後為期貨市場帶來大量雜訊交易者後，會增加期貨市場波動性。

(2) 市場模式：GARCH 模型

由於期貨指數報酬資料在樣本期間，同樣具有 ARCH 效果，因此本研究亦利用 GARCH (1,1) 模型，檢驗金融海嘯事件前後，期貨指數報酬殘差變異數的變動，分析的結果顯示於表 4 之中 A 的部分。其中 γ 表示金融海嘯事件前後期，殘差變異數變動量之估計係數，分析結果顯示無論是日或 5 分鐘報酬殘差變異數分析，γ 估計係數均已達到

1% 的顯著水準，此結果亦支持假說 2。

其次，期貨指數日（5 分鐘）報酬殘差之 H 值，在事件前後兩子期間分別為 0.00019 (3.3×10^{-7}) 與 0.00037 (6.5×10^{-7})，計算事件前後期間 H 值增加率為 94.74% (96.97%)，可知大量雜訊交易者進入期貨市場交易後，導致期貨市場報酬波動增加，此結果和上述相同都支持假說 2。

表 3 金融海嘯事件前後期貨指數報酬殘差 (ε) 變動表——OLS 模型

A、殘差差異檢定：

$R_{i,t} = \alpha_i^{pre} + \beta_i^{pre} R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}^{pre}$ ， pre：金融海嘯事件前 (往前 [-680 , -225])

$R_{i,t} = \alpha_i^{post} + \beta_i^{post} R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}^{post}$，post：金融海嘯事件後 (往後 [+225 , 680])

	日報酬殘差 ε		5 分鐘報酬殘差 ε	
	平均值	標準誤	平均值	標準誤
金融海嘯事件前	5.32×10^{-9}	0.0147	1.66×10^{-9}	0.0027
金融海嘯事件後	6.81×10^{-9}	0.0237	1.90×10^{-9}	0.0039
變動量	1.49×10^{-9}	0.0090	2.40×10^{-10}	0.0012

B、事件前後差異檢定（t 檢定法）：

	日報酬殘差 ε	5 分鐘報酬殘差 ε
t 值	3.0528^{**} (0.0031)	2.001^{**} (0.0472)

C、事件前後差異檢定（ANOVA 檢定法）：

	日報酬殘差 ε	5 分鐘報酬殘差 ε
F 值	16.2556^{***} (0.0000).	4.1624^{**} (0.0432)

附注：1. 括弧內的值為 p-value。

2. *表示 10% 顯著水準；**表示 5% 的顯著水準；***表示 1% 的顯著水準。

表 4 金融海嘯事件前後期貨指數報酬殘差 (ε) 變動表——GARCH (1,1) 模型

A、殘差差異檢定：

$R_t=\beta_0+\beta_1 R_{t-1}+\varepsilon_t$ ； $\varepsilon_t|\phi_{t-1} \sim N(0,h_t)$

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} + \gamma\, DMU_t$

DMU_t：虛擬變數，若 t 為金融海嘯事件後，$DMU_t=1$；否則 $DMU_t=0$。

	日報酬					
	β_0	β_1	α_0	α_1	α_2	γ
金融海嘯事件前	0.0020 (0.34)*	0.0013 (0.77)	8.9×10^{-6} (0.00)***	0.2200 (0.00)***	0.7322 (0.00)***	
金融海嘯事件後	0.0086 (0.44)	-0.0362 (0.76)	4.6×10^{-6} (0.00)***	0.0534 (0.00)***	0.9341 (0.00)***	
全樣本期間	0.0066 (0.32)*	-0.0074 (0.66)	4.3×10^{-6} (0.00)***	0.0765 (0.00)***	0.8996 (0.00)***	3.1×10^{-5} (0.00)***
	5 分鐘報酬					
	β_0	β_1	α_0	α_1	α_2	γ

金融海嘯事件前	3.2×10^{-5} (0.00)***	0.0438 (0.01)***	6.6×10^{-10} (0.00)***	0.0025 (0.00)***	0.9955 (0.00)***	
金融海嘯事件後	1.9×10^{-5} (0.02)**	0.0041 (0.75)	6.5×10^{-10} (0.00)***	0.0144 (0.00)***	0.9846 (0.00)***	
全樣本期間	3.3×10^{-5} (0.00)***	0.021 (0.00)***	4.3×10^{-10} (0.00)***	0.0042 (0.00)***	0.8779 (0.00)***	5.2×10^{-6} (0.00)***

B、金融海嘯事件前後期間，無條件變異數 H 值：

$$H=E[\varepsilon_{t-1}^2]=h_t=h_{t-1}=\alpha_0/(1-\alpha_1-\alpha_2)$$

	日報酬	5 分鐘報酬
金融海嘯事件前 H	0.00019	3.3×10^{-7}
金融海嘯事件後 H	0.00037	6.5×10^{-7}
事件前後 H 增加率	94.74%	96.97%

附注：1. 括弧內的值為 p-value。

2. *表示10% 顯著水準；**表示5% 的顯著水準；***表示1% 的顯著水準。

5. 結論

本研究探討金融海嘯後，大量雜訊交易者進入期貨市場交易，使得交易市場資訊環境改變，並且影響投資人之間資訊不對稱性，以致對期貨與現貨市場波動性的影響為何？有關金融海嘯事件後，雜訊交易者對交易市場會造成何種衝擊，缺乏國內外相關文獻研究。因此，本研究針對此議題進行探討。

本文分別使用修正後之最小平方法、自我迴歸異質變異數法，估計市場模式參數及殘差變異數，衡量雜訊交易者對於期貨與現貨市場價格波動性的影響。實證研究除採用日報酬率探討之外，亦使用日內 5 分鐘資料分析。本文實證結果發現，大量缺乏專業分析能力的雜訊交易者，在金融海嘯事件後進入期貨市場交易，無論是日報酬率或日內 5 分鐘報酬率，都顯著增加期貨與現貨市場價格波動。並認為此情況會增加投資人之間資訊不對稱與交易市場不穩定性，並加大市場參與者的投資風險。

本研究主要貢獻，除了說明金融海嘯後，雜訊交易者對於交易市場價格波動的影響之外。更進一步，本文研究結論可做為交易市場參與人投資決策之依據，並可作為政府相關單位，訂定資產泡沫發生時穩定交易市場政策之參考。

參考文獻

1. 周賓凰、張宇志、林美珍（2007），「投資人情緒與股票報酬互動關係」，《證券市場發展季刊》，第 19 卷第 2 期，153-190。
2. 翁霓、劉維琪、陳隆麒（1995），投資績效分析：低股價效果及小股本效果之實證研究，管理科學學報，第 12 卷第 3 期，335-359。
3. 葉銀華、鄭文選（1997），監視制度對雜訊交易與報酬波動性影響之實證研究，證券金融季刊，第 55 期，41-65。
4. 薛立言、黃志傑（1996），「影響國內股市雜訊交易之因素分析，《證券市場發展季刊》，第 8 卷第 3 期， 63-88。
5. Barber, M., Odean, T. and Zhu, N. (2008). Do retail trades move markets? Review of Financial Studies, Vol. 22(1), 151-186. doi: 10.1093/rfs/hhn035

6. Black, F. (1986). Noise. Journal of Finance, Vol. 41:529-543. doi: 10.1111/j.1540-6261.1986.tb04513.x
7. Bloomfield, R., O'Hara, M. and Saar, G. (2009). How noise trading affects markets: An experimental analysis. Review of Financial Studies, Vol. 22(6), 2275-2302. doi: 10.1093/rfs/hhn102
8. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics, Vol. 31, 307-327. doi: 10.1016/0304-4076(86)90063-1
9. Chang, H. F. (2012). Comparison of the Volatility of Stock Market Returns in Taiwan, USA and Europe. International Journal of e-Education, e-Business, e-Management and e-Learning, Vol. 2(5), 379-383. doi: 10.7763/IJEEEE.2012.V2.149
10. De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. and Waldmann, R. J. (1990). Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. Journal of Finance, Vol. 45(1), 379-395. doi: 10.2307/2328662
11. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, Vol. 50, 987-1007. doi: 10.2307/1912773
12. Girard, E. and Biswas, R. (2007). Trading Volume and Market Volatility: Developed versus Emerging Stock Markets. Financial Review, Vol. 42(3), 429-459. doi: 10.1111/j.1540-6288.2007.00178.x
13. Kim, S. T., Ji-Chai, L. and Myron, B. (1997). Market structure, informed trading, and analysts' recommendations. Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 32, 507-524. doi: 10.2307/2331235
14. Kyle, A. S. (1985). Continuous auction and insider trading. Econometrica, Vol. 53, 1315-1335. doi: 10.2307/1913210
15. Liu, H. C. and Hung, J. C. (2010). Forecasting Volatility and Capturing Downside Risk of the Taiwanese Futures Markets under the Financial Tsunami. Managerial Finance, Vol. 36(10), 860-875. doi: 10.1108/03074351011070233
16. Mazouz, k. (2004). The effect of CBOE option listing on the volatility of NYSE traded stocks: a time-varying variance approach. Journal of Empirical Finance, Vol. 11(5), 695-708. doi: 10.1016/j.jempfin.2003.09.003
17. Mishra, B. and Rahman , M. (2010). Dynamics of Stock Market Return Volatility: Evidence From the Daily Data of India And Japan. International Business & Economics Research Journal, Vol. 9(5), 79-84.
18. Stein, J. C. (1987),"Information externalities and welfare-reducing speculation," Journal of Political Economy, 95, 1123-45. doi: 10.1086/261508
19. Zhong, M., Darrat, A. F. and Otero, R. (2004). Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: Some evidence from Mexico. Journal of Banking & Finance, Vol. 28, 3037-3054. doi: 10.1016/j.jbankfin.2004.05.001