

# 美國與台灣總體經濟訊息對台灣現貨與期貨市場之影響與不對稱波動傳遞之現象

陳君達\* 陳志鈞\*\* 李文雄\*\*\*

## 摘要

本文旨在探討當美國與台灣定期之總體經濟訊息宣告對台灣金融市場之衝擊，利用雙變量 GJR-GARCH 模型來檢視台灣加權股價指數期貨與現貨市場日報酬率之波動在受訊息影響後是否具有不對稱性現象，一併檢視台灣現貨與期貨市場間之交互動態關係。實證結果顯示台灣現貨報酬之日變動領先期貨報酬，二市場的報酬率波動存在波動群聚的現象，且二市場報酬波動不對稱的現象會相互影響。在總體經濟訊息宣佈反應方面，美國除工業生產訊息公佈對台灣期貨與現貨報酬有顯著影響外，其他變數對報酬率波動的影響方面皆不顯著。另外，美國股市對台灣期貨與現貨市場存有顯著的報酬波動傳導效果，但美國股市的波動對台灣期貨的波動現象較具解釋力。因此，台灣的投資人除了必須觀察國內的經濟變動外，更應掌握美國經濟與股市的走向，正確解讀美國經濟指標變化所透露的訊息，致能領先市場一步，以規避風險並獲取超額報酬。

**關鍵詞：**GJR-GARCH 模型、總體經濟訊息宣告、現貨市場、期貨市場

---

\* 大葉大學財務金融學系助理教授。E-mail：cdchen@mail.dyu.edu.tw。

\*\* 元智大學管理研究所博士生

\*\*\* 開南大學商學院長暨企業管理研究所副教授

## 1. 前言

在全球金融市場日漸整合的趨勢下，透過國際貿易往來熱絡與相互投資頻繁，將造成國家間整體經濟情勢與發展的連動性日益密切。以 2001 年 9 月 11 日美國發生恐怖攻擊事件為例，其不僅對美國本身經濟造成嚴重影響，同時重創了全球金融市場的心臟地帶，亦使各國股票市場與外匯市場紛紛以重挫回應，由此可端倪國際金融市場間連動性甚為密切<sup>1</sup>。

在國際金融市場的連動關係中，除了包括各國股票市場的指數報酬會相互影響外，另一項重要的干擾因素則是來自於各國總體經濟條件的改變。而一國總體經濟政策與變數發生變化時，不但會對自身造成影響，亦會對與其貿易或投資往來頻繁的國家造成衝擊。而台灣一直以來是屬於典型的開放經濟體系，並以國際貿易為主要經濟活動，加上美國為世界經濟的領航者，亦為我國主要貿易對手國之一，如此可預見美國總體經濟之表現與發展對我國金融市場之榮枯具有一定的影響力<sup>2</sup>。

根據 Holthausen and Verrecchia (1988)、Kim and Verrecchia (1991) 與 Foster and Viswanathan (1993) 發現當市場有重大經濟訊息釋出時，對股票報酬與成交量都會產生明顯的反應影響。目前國內雖然已有許多利用事件研究法探討總體經濟訊息宣告對各項資產報酬之影響的相關文獻，但若將資產報酬波動現象併入實證之研究仍付之闕如<sup>3</sup>。本文不同於以往之研

---

1 請參見 Mun (2005) 與楊聲勇等 (2005)。

2 如根據我國中央銀行與經濟部國貿局的資料顯示，2004 年台灣進出口總額達 3,419 億美元，其中出口佔 1,740 億美元，進口佔 1,679 億美元；而美國是台灣主要的出口國，二國間的商務往來相當密切。

3 請參見翁寬與盛瀚陞 (2002)。

究在於將美國及台灣之總體訊息宣告以虛擬變數之設置納入資產報酬波動行為中，探討其對台灣證券市場將產生何種影響，實證結果將對大眾投資決策之擬訂具參考價值，此為本文重要研究動機之一。

另一方面，根據 Sim and Zurbreugg (1999) 指出，造成國際市場連動之因素亦可能來自於非總體經濟基本面之影響，像是國際趨勢與群眾預期心理之衝擊，導致國際感染效應 (international contagion effect) 的產生。如此將使得單一國家愈無法置於國際經濟之連鎖效應外，而小型開放之金融市場更易受到大國波動之影響。因此，分析國外市場價格走勢將可提升投資獲利並改善風險溢酬。

近年來，台灣的證券市場發展日趨成熟且逐漸與世界主要金融體系接軌，股票市場效率性亦隨之增強。其中，以台灣加權股價指數期貨與現貨市場之交易最為熱絡，其市場報酬與波動性強，且不易受特定投資人所操控。因此，本文亦將分析此兩市場受到總體訊息之宣告是否有不同反應與影響，實證結果將可用來檢視期貨及現貨兩市場，何者對於美國新資訊宣告之衝擊反應較為顯著。綜上所述，本文目的在檢視美國及台灣總體訊息宣告是否會導致台灣期貨及現貨市場產生變動，並探討美國股市之報酬波動對台灣股價指數期貨與現貨市場間之波動傳遞效果，最後分析台灣期貨與現貨市場報酬變動之領先/落後關係及波動關聯性。

由以上敘述可發現，若國際投資人及各國政策制定者若能清楚了解國際市場間各項投資標的之報酬波動關聯性，或有助於改善金融資產之訂價效率、投資組合管理與避險策略之擬訂。本文架構除第 1 節為前言外，第 2 節將回顧過去相關文獻，並建立本文之假說，第 3 節則說明本文之樣本資料、研究方法與假說，第 4 節說明實證結果，第 5 節為結論。

## 2. 文獻回顧與研究假說

### 2.1 總體經濟訊息宣告對金融市場之影響

根據 Lin et al. (1994) 提出跨國市場之連動性除了受到市場間之感染效應外，亦會受到總體經濟面因素的影響，即因國家間之相互貿易與投資，使一國之經濟受他國連動影響程度相當大。Frino et al. (2000) 指出當澳洲國內總體訊息宣告時，股價指數期貨市場領先現貨市場之關係會增強。Kim and In (2002) 發現當美國與澳大利亞總體經濟訊息的宣告，對澳大利亞之一階與二階動差會有顯著的影響。Greg et al. (2004) 利用生產者物價指數 (PPI) 與消費者物價指數 (CPI) 作為通貨膨脹的指標，針對通貨膨脹的發佈消息對紐約股票交易市場指數 (NYSE) 的日內報酬與交易量的影響，發現當生產者物價指數與消費者物價指數增加時，報酬會下跌，大約在 10 至 20 分鐘出現反應，且 NYSE 指數對負面的通貨膨脹之消息會有較大的反應。Green (2004) 研究美國公債市場從 1991 年 6 月至 1995 年 9 月，發現總體經濟訊息釋出半個小時後，債券價格的變動敏感度明顯增加。

國內文獻方面，張珍鳳 (1995) 發現美國各項總體經濟訊息宣告中，以工業生產指數與貿易赤字對亞洲股市之報酬與交易量較具影響力，而亞洲各國股市顯著受到美國股市之報酬與波動性傳遞效果的影響，但卻無法由美國總體訊息來解釋此效果。翁寬與盛瀚陞 (2002) 發現當物價統計宣告時，台股指數期貨具價格發現的功能。徐鍵欣 (2004) 研究國內總體經濟訊息的宣告對國內金融資產價格的影響與國內金融資產暴露在較大的

總體經濟風險時預期報酬的變動，發現 close-to-open 報酬在宣告日的衝擊較不顯著，但 close-to-close 報酬的宣告效果則相當顯著。李顯儀與吳幸姬（2005）探討重大訊息對股市報酬反應的影響，發現在多頭市場中，當有好（壞）消息公告時，股價報酬會有顯著為正（負）；在空頭市場中，當有壞消息公告時，股價報酬會有顯著為負。

## 2.2 國際間之波動傳導效果

近年來，隨著全球金融市場的快速整合，國際股市連動關係之議題愈受重視，若能藉著觀察跨國重要股市之變動，投資人將可更有效的掌握台灣期貨與現貨市場未來的走向。Ng（2000）發現美（全球性）、日（區域性）兩國對太平洋盆地股市均具有波動外溢之效果，當中以美國之溢傳效果最為顯著，而區域性與全球性的相對影響性會因重大自由化事件(如國家資金的引進、國外直接投資限制的改變)與雙方貿易程度而改變。Kearney（2000）指出世界權益市場之波動多導源於美國與日本市場之波動，並傳導至歐洲市場。Hunter and Simon（2005）探討美國、英國、德國及日本債券市場報酬與波動外溢效果，發現美國對德國與日本債市同時存在報酬與波動外溢效果。

國內文獻方面，王凱立與陳美玲（2002）分析美股與台股的開盤價與收盤價之動態關係，發現美股收盤價對台股日間報酬具有顯著影響，說明遞延傳導效果的存在。黃博怡與陳君達（2002）發現在 1996 年至 2001 年間，以 NASDAQ 對台股之衝擊較為顯著，且負面訊息對台灣分類股價指數之影響皆較正面訊息顯著。林卓民、王凱立與王美智（2004）探討美國債市對台灣債市動態傳導過程及利率調整、股市、匯率、利率對於債市報酬及波動影響，發現美國債市對台灣債市不論在報酬、波動甚或風險溢酬

均具正向傳導效果，證實美債對於台債的指標效應。

### 2.3 期貨與現貨間之交互動態關聯性

依持有成本理論 (cost of carry) 評估，若現貨與期貨市場皆為完美效率市場，則市場中有任何新資訊的產生，現貨與期貨市場之價格會同時作出調整，因此兩市場間的價格關係應該是同期的，不存有「領先-落後」(lead/lag) 關係。實際上，Shyy et al. (1996) 發現若採每分鐘交易價格資料時，期貨領先現貨，若採買賣價之中價為資料，避免非經常交易之問題時，則現貨領先期貨，並將期貨領先現貨之現象歸因於非同步交易與價格陳舊之問題以及兩市場間交易機制的差異。此外，蔡垂君 (2003) 等之研究皆支持期貨報酬領先現貨報酬。但 Wahab and Lashgari (1993)、劉美纓等 (2001) 等研究發現現貨領先期貨價格之關係較為顯著。在期貨與現貨間之波動關聯性之研究中，如 Koutoms and Tucker (1996) 發現期貨市場存有波動不對稱的現象，且會單向傳導至現貨市場，使現貨市場之波動性增加。國內文獻方面，劉美纓等 (2001) 發現期貨與現貨市場間之報酬波動互以不對稱之方式相互影響。

### 2.4 研究假說

一般而言，金融市場會受到國內總體經濟環境之變動而敏銳波動。許多研究均指出總體訊息之宣告當日，股市與期貨報酬率會產生顯著的波動<sup>4</sup>。近來，國際金融市場之連動關係愈趨密切，而根據 Kim and In (2002) 指出美國在國際金融市場位居領導地位，其總體經濟訊息之宣告對我國金融市場之波動必有影響。綜上所述，本文提出下列假說：

---

4 請參見 Ederington and Lee (1993) 與 Crain and Lee (1995)。

假說一：總體經濟訊息宣告日，股價指數期貨市場會產生較高的波動性。

假說二：總體經濟訊息宣告日，股價指數現貨市場會產生較高的波動性。

由於國家間之相互投資、與全球金融市場之整合，因此國際市場之訊息衝擊著一國期貨與現貨市場之表現，尤其當小型開放之金融體系高度依存於相對較大規模之國外市場時特別顯著。多數國內外之實證結果均發現國際股市間存有報酬與波動外溢的現象，並美國股市之報酬波動傳導效果位居領航地位<sup>5</sup>。因此，本文針對美國股市之報酬波動外溢效果提出假說三與假說四。

假說三：美股之報酬對台灣股價指數期貨市場之報酬波動傳導效果顯著。

假說四：美股之報酬對台灣股價指數現貨市場之報酬波動傳導效果顯著。

依據持有成本理論，期貨及現貨價格之變動關係應為同時性的，不含時間落差。但由於非同步交易、流動性的差異、以及市場摩擦之因素，造成股價指數期貨之變動領先股價指數現貨。國內外許多相關之實證研究均發現期貨報酬領先現貨報酬<sup>6</sup>。因此，本文提出下列假說：

假說五：台股指數期貨報酬領先現貨報酬。

一般來說，金融資產之報酬會因資訊的外溢而形成波動，報酬率對好壞消息之反應程度並不一致，且多為壞消息對報酬率造成之影響程度大於好消息之影響。國內外學者 Koutoms and Tucker (1996)、Antoniou et al. (1998)，以及江明憲與陳英生 (2001) 之實證研究皆指出股價指數期貨

<sup>5</sup> 請參見 Sim and Zurbereugg (1999)；Ng (2000)；黃博怡與陳君達 (2002)。

<sup>6</sup> 請參見 Gwilym and Buckle (2001)；蔡垂君 (2003)。

與現貨市場之報酬均存有波動不對稱之現象。因此，本文提出下列假說：

假說六：台股指數期貨與現貨報酬均存有波動不對稱之現象。

根據 Koutoms and Tucker (1996) 探討 S&P 500 指數期貨與現貨市場波動性之實證研究發現，期貨市場內之波動會以不對稱之形式單向傳導至現貨市場。但勵志雄 (1999) 與劉美纓等人 (2001) 均指出期貨與現貨市場間之報酬波動互以不對稱之方式相互影響。因此，本文依據國內學者之實證結果推論：

假說七：台股指數期貨與現貨間之報酬波動，互以不對稱之方式相互影響。

### 3. 研究方法

為探討總體經濟訊息宣告之衝擊、美國股市對台灣期貨與現貨之報酬波動傳導效果以及期現貨市場間之交互動態關聯性，茲將樣本來源與資料選取及研究方法說明如后。

#### 3.1 資料來源與樣本處理

美國證券交易所眾多，本文在進行資料選取之前，先針對研究樣本期間美國各主要證券交易所指數日資料之原始序列與台灣加權股價指數日資料進行相關性檢定，發現台灣加權股價指數與美國 NASDAQ 指數相關性最高<sup>7</sup>。故本研究將以美國 NASDAQ 指數、台灣加權股價指數與指數期

---

7 台灣加權股價指數與美國各主要證券市場指數之相關係數如下：NASDAQ 指數 (0.8451)；S&P 500 指數 (0.7736)；道瓊工業指數 (0.6041)；紐約證券交易所指數 (-0.3076)。



貨為對象，探討美國之報酬波動對台股的波動傳導效果，以及美國與台灣總體經濟訊息宣告對台灣證券市場的影響。研究期間自 1998 年 10 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日止各指標之日收盤價，資料來源以教育部 AREMOS 經濟統計資料庫為主，美國與國內總體經濟指標之宣告日資料分別搜尋自工商時報、行政院主計處與經濟部統計處。研究期間內，台灣與美國宣告日共計分別為 156 與 159 筆。

本文以每日收盤價資料為樣本，但考量到各國家之交易日不同，且休假日有所差異，所以在處理資料時，若遇及非同步交易的問題（nonsynchronous），則將當日資料予以刪除，僅保留二國共同交易之日資料。其次，台股指數期貨契約不只一種，包括交易當月、最近之 3、6、9、12 月份，每日皆有多個契約在市場交易，其中以最近期之契約之交易最為活絡。是故，本文以最近期之契約收盤價為研究對象。

本文各變數轉換為報酬率之方式如式(1)：

$$R_t = (\ln Y_t - \ln Y_{t-1}) \times 100 \quad \dots\dots\dots (1)$$

其中， $R_t$  為第  $t$  日市場報酬率， $Y_t$  為第  $t$  日收盤價指數， $Y_{t-1}$  為第  $t-1$  日收盤價指數。總體經濟指標之宣告日是以政府機關定期發布日後第一個交易日。如宣告日恰遇例假日，則順延一日。在此，將訊息宣告日設立虛擬變數估入模型當中，宣告日為 1，其餘為 0。本文所選取美國與台灣之總體經濟指標分別列於《表 1》。

《表 1》總體經濟指標宣告日

國別	指標名稱	宣告日	公佈機構
美國	消費者物價指數	每月 11~17 日	勞工部勞工統計局
	失業率	每月第一個星期五	勞工部勞工統計局
	工業生產指數	每月 14~17 日	Fed
台灣	消費者物價指數	每月 5 日	行政院主計處
	失業率	每月 24 日	行政院主計處
	工業生產指數	每月 21 日	經濟部統計處

### 3.2 實證模型

以往的研究多以一般自我迴歸條件變異數模型 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model, GARCH) 來衡量報酬與波動性之議題，但 GARCH 模型忽略了波動不對稱之特性，因此 Glosten et al. (1989) 修正傳統的 GARCH 模型，將資訊造成條件波動不對稱性的反應納入模型中，發展出不對稱的 GARCH (GJR-GARCH) 模型。Engle and Ng (1993) 研究發現 GJR-GARCH 模型最能精確掌握日本股市波動不對稱性之現象，而王姓 (1995) 亦發現以 GJR-GARCH 模型配適台灣股價報酬為最佳模型。故本文擬以雙變量 GJR-GARCH 模型來探討美國股市與總體訊息宣告對台灣期貨與現貨市場波動性之衝擊，藉以捕捉二市場之波動不對稱特性。

許多國外相關的研究指出 GARCH(1,1) 模型足以捕捉金融資產報酬的特性，且經本文事先之測度，GARCH(2,1)、GARCH(1,2) 與 GARCH(2,2) 等模型所得之結果並無明顯之差異<sup>8</sup>。因此，本研究應用的 GARCH 相關模型之條件變異數方程式的落後階次  $p$  與  $q$  皆認定為 1。

<sup>8</sup> 請參見 Bollerslev (1990)，Wang and Wang (1999) 與 Scheicher (2001)。

在多變量 GARCH 模型當中，有待估計之參數相當多，故為了降低參數估計技術上之困難，本文擬採用兩階段估計式進行實證。即先估計美國股市報酬之衝擊，再代入台灣期貨及現貨市場波動方程式中，藉以了解美國股市之衝擊對台灣證券市場的影響。雙變量 GJR-GARCH(1,1)實證模型說明如下：

報酬率方程式：

$$R_{i,t} = \alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \beta_{i,3} R_{US,t-1} + \sum_{p=CPI}^{UM} \beta_{i,p}^{US} D_{p,t-1}^{US} + \sum_{p=CPI}^{UM} \beta_{i,p}^{TA} D_{p,t}^{TA} + \varepsilon_{i,t} \quad \dots\dots\dots (2)$$

條件波動方程式：

$$h_{i,t} = c_i + a_i h_{i,t-1} + b_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \sum_{j=1}^2 c_{i,j} S_{j,t-1} \varepsilon_{j,t-1}^2 + d_i \varepsilon_{US,t-1}^2 + \sum_{p=cpi}^{um} f_{i,p}^{US} D_{US,t-1} + \sum_{p=cpi}^{um} f_{i,p}^{TA} D_{TA,t-1} \quad \dots\dots\dots (3)$$

$$h_{i,t,j} = \rho_{i,j} (h_{i,t} h_{j,t})^{1/2}, \quad i, j = 1, 2 \quad (i \neq j) \quad \dots\dots\dots (4)$$

式中，以 AIC (Akaike information criterion) 與 SBC (Schwartz Bayesian criterion) 準則選取最適落後期數 2 期，而  $i = 1, 2$  分別代表期貨與現貨指數日報酬率， $R_{US}$  為 NASDAQ 指數報酬率， $p$  為 CPI (消費者物價指數)、IP (工業生產宣告) 與 UM (失業率宣告)， $D_{p,t}$  為虛擬變數，宣告日為 1，其餘為 0。 $S_{j,t-1}$  為虛擬變數，若  $\varepsilon_{j,t-1} < 0$  則值為 1，其餘為 0， $\varepsilon_{US,t-1}^2$  美國市場之波動程度。在式(4)中，本文選用 Bollerslev (1986) 建議之 Berndt et al. (1974) 的 BHHH 演算法進行反覆估計模式參數，求出最大概似估計值。

## 4. 實證結果與分析

### 4.1 實證資料之基本統計分析

本研究各樣本之基本統計分析結果列於《表 2》。由《表 2》可觀察到樣本期間內除 NASDAQ 外，台股現貨與期貨之平均報酬率為負值，顯示台股現貨與期貨在觀察期間內的價格，平均處於下跌的情況。觀察台股指數期、現貨市場的平均數與變異數，可發現兩者報酬之平均值相當，但期貨的波動性大於現貨市場，顯示出期貨市場的槓桿程度較大。若由偏態與峰態係數來看，台股期貨與現貨報酬率為左偏且接近常態分配的型態，而 NASDAQ 報酬率屬於右偏的型態<sup>9</sup>。Jarque-Bera 之常態檢定結果顯示三市場之日報酬皆顯著異於常態分配。

《表 2》各變數報酬率序列之基本統計量

	台指期貨報酬率	台股現貨報酬率	NASDAQ 指數報酬率
觀察值	1179	1179	1179
平均數	-0.0119	-0.0128	0.0141
變異數	4.8384	3.7407	5.7462
偏態係數	-0.0147	-0.1339	0.1029
峰態係數	3.5821	2.6417	1.9488
Jarque-Bera Statistics	630.4018 ***	346.3618 ***	188.6695 ***

註：\*\*\* 表示為 1% 之顯著水準。

<sup>9</sup> 常態分配峰態係數為 3。

在進行報酬波動之關聯性分析之前，須先確認報酬率之時間序列是否呈現定態，避免建構的迴歸模式出現「假性迴歸」(spurious regression)的現象。本研究應用 Dickey and Fuller (1979) 提出的 ADF (Augmented Dickey-Fuller, ADF) 檢定來檢視台股期貨與現貨報酬及美國 NASDAQ 之報酬時間序列的平穩性，結果列於《表 3》。由《表 3》可知，經由三種模式的檢定，所有統計值在 1% 的顯著水準下皆顯示，台股指數期貨與現貨及美國 NASDAQ 指數之報酬時間序列均拒絕數列具單根的虛無假設，表示數列已具定態特性。

《表 3》 ADF 單根檢定結果

	台股期貨報酬率	台股現貨報酬率	Nasdaq 指數報酬率
含截距項無趨勢項	-22.7884***	-22.2926***	-12.8899***
含截距項與趨勢項	-22.7698***	-22.2750***	-12.9389***
不含截距項與趨勢項	-23.4105***	-22.8448***	-12.8879***

註：\*\*\*、\*\*、\* 分別代表 1%、5%、10% 的顯著水準。

再者，需檢驗報酬率序列資料是否存在異質性 (heteroscedasticity)，即是否存有 ARCH 效果，以判別是否得以配適衍生之 GARCH 模型。在此，本文擬採用 Engle (1982) 提出的拉氏乘數 (Lagrange Multiplier, LM test) 檢定進行驗證。由《表 4》可發現，不論台股期貨或現貨報酬均拒絕無 ARCH 效果之虛無假設，表示殘差項的變異數具有 ARCH 效果。因此，本文可採用 GARCH 相關模型來進行估計。

《表 4》ARCH 效果檢定

	台股期貨報酬率	台股現貨報酬率	NASDAQ 指數報酬率
LM(12)	30.3649***	19.2510*	23.3355***

註：\*\*\*、\*\*、\* 分別代表 1%、5%、10% 的顯著水準。

## 4.2 報酬波動之關聯性分析

為捕捉報酬衝擊對波動之不對稱效果，本文以雙變量 GJR-GARCH(1,1) 模型來估計美國 NASDAQ 指數與總體經濟訊息宣告對台灣期貨與現貨市場之報酬率與波動性之傳導效果，實證結果列於《表 5》。

由《表 5》可知，台灣期貨與現貨市場存有相當顯著的 ARCH 與 GARCH 效果 ( $a$  與  $b$ )，即條件變異數受前期報酬之波動性與前期報酬殘差平方項之影響程度相當高且顯著。在檢驗二市場報酬率領先/落後關係方面，僅有係數  $\beta_{1,1}$  與  $\beta_{1,2}$  顯著，顯示現貨市場單向領先期貨市場，亦即現貨市場扮演著訊息發動之角色，現貨報酬之日變動會領先期貨報酬，此隱含某些訊息交易者擁有部份產業的內線消息，藉此消息在現貨市場中獲利，而在期貨市場隨之跟進。此結果與 Wahab and Lashgari (1993) 與劉美纓等人 (2001) 等之研究相呼應。

在條件變異數方面，不對稱效果之估計係數 ( $c_{1,1}$ 、 $c_{1,2}$ 、 $c_{2,1}$ 、 $c_{2,2}$ ) 均十分顯著，可發現期貨與現貨市場均存在波動不對稱性現象。其中， $c_{1,2}$  與  $c_{2,1}$  皆顯著，顯示期貨與現貨間之報酬波動，互以不對稱的方式相互影響，但期貨波動受現貨波動較為明顯。此外，期貨與現貨市場間之相關係數相當的顯著 (0.9108)，表示同時期的期貨報酬率與現貨報酬間呈現高度相關。

《表 5》台灣期貨與現貨市場之波動關聯性

	期貨報酬率		現貨報酬率	
	估計值	t-test	估計值	t-test
$\alpha_{i,1}$	-0.0702	-1.0477	-0.0718	-1.0193
$\beta_{i,1}$	-0.4556	-6.0342 ***	-0.7017	-1.2514
$\beta_{i,2}$	0.4196	5.8974 ***	0.1045	1.4149
$\beta_{i,3}$	0.2719	8.1457 ***	0.2168	8.6954 ***
$\beta_{i,CPI}^{US}$	-0.3136	-1.5437	-0.2943	-1.3004
$\beta_{i,IP}^{US}$	0.9103	3.3154 ***	0.8314	2.4121 **
$\beta_{i,UM}^{US}$	-0.2996	-1.1942	-0.4924	-1.5842
$\beta_{i,CPI}^{TA}$	0.4128	1.7140 *	0.6213	0.3142 ***
$\beta_{i,IP}^{TA}$	0.0339	0.1412	0.0693	0.1214
$\beta_{i,UM}^{TA}$	0.3912	1.1437	0.2069	0.8426
$c_i$	0.1839	3.0395 ***	0.1942	3.6512 ***
$a_i$	0.9023	81.0259 ***	0.8463	59.7345 ***
$b_i$	0.0652	2.6369 ***	0.0024	0.1168
$c_{i,1}$	-0.0413	-1.9041 *	0.0358	1.8446 *
$c_{i,2}$	0.3142	5.0021 ***	0.1674	5.1432 ***
$d_i$	0.2953	2.5931 ***	0.1430	1.4268
$f_{i,CPI}^{US}$	-0.3691	-0.7644	0.1938	0.5691
$f_{i,IP}^{US}$	0.3036	0.6942	-0.2964	-0.6103
$f_{i,UM}^{US}$	0.4385	1.2369	0.3125	1.1023
$f_{i,CPI}^{TA}$	0.2864	0.4659	-0.3176	-0.6719
$f_{i,IP}^{TA}$	0.4193	1.0987	-0.2295	-0.3966
$f_{i,UM}^{TA}$	-0.5298	-1.0973	-0.1026	-0.3169
$\rho_{1,2}$	0.9108***			

註：\*\*\*、\*\*、\* 分別代表 1%、5%、10% 的顯著水準。

另外，由總體經濟訊息的宣告影響來看，在美國之總體訊息宣告方面，其中  $\beta_{i,IP}^{US}$  為顯著，亦即美國工業生產宣告對台灣期貨與現貨報酬有顯著影響，此似乎表示美國之工業生產宣告影響台灣之進出口，進而反應在期貨市場與現貨市場上，且期貨市場之反應又較現貨市場大，顯示美國工業生產宣告會影響未來台灣之進出口，故在期貨市場的反應較大。而台灣金融市場對美國之消費者物價指數與失業率則反應較小。而在台灣總體訊息宣告方面，僅  $\beta_{i,CPI}^{TA}$  估計係數為顯著，此表示台灣物價指數宣告對台灣期貨與現貨報酬具影響力，而台灣之工業生產宣告與失業率卻不顯著，亦似乎說明了此兩種指標不能表示台灣之整體金融市場之興衰走勢。但由總體經濟訊息之宣告來檢視期貨與現貨之關係，可發現會因訊息之不同，對於期貨與現貨之衝擊亦不同，而非現貨市場或是期貨市場會有較大之反應<sup>10</sup>。對波動性的影響方面，美國與台灣任何一項總體經濟訊息宣告皆未對台灣期貨與現貨市場之波動性造成影響。

在報酬的傳遞上，代表美國股市之報酬衝擊的係數（ $\beta_{1,3}$  與  $\beta_{2,3}$ ）皆相當顯著，由兩係數值可得知，美國股市報酬變動 1%時，台灣期貨與現貨報酬會變動 0.1%~0.2%，證明了小規模的台灣證券市場顯著受到大規模美國股市之報酬衝擊。波動性方面，衡量美國股市之對條件變異數之衝擊，僅係數  $d_1$  顯著，顯示美國股市對台灣期貨市場的確產生跨市場的波動傳遞效果。綜上所述，台灣期貨與現貨市場之波動主要源自於台期與台股本身前期條件變異與未預期負面訊息衝擊，並非來自美國股市波動的延續與美國總體經濟指標公佈的影響。

---

10 根據本文之實證結果，發現美國工業生產宣告對台灣期貨市場有較顯著之影響，但台灣之消費者物價指數之訊息宣告，卻對台灣之現貨市場之影響較為顯著。



本文進一步測試期貨報酬率與現貨報酬率對各係數間之反應是否存在顯著的差異，以 LR (likelihood ratio) 檢定進行測試，實證結果列於《表 6》。其中，LR1 為二市場領先/落後關係之檢測，結果顯示期貨與現貨市場之相互因果關係的確存在明顯差異，更加支持 GJR-GARCH 模型所得之實證結果。LR2 為檢驗美國股市之報酬衝擊對台灣期貨與現貨報酬是否有差異，結果可發現台灣期貨市場與現貨市場面對美國 NASDAQ 指數變動時之反應確實有顯著的差異，且以期貨受影響較為明顯。

《表 6》資訊不對稱效果檢定

代號	假設檢定	估計值	檢定統計量
LR1	$H_0: \hat{\beta}_{1,1} + \hat{\beta}_{1,2} = \hat{\beta}_{2,1} + \hat{\beta}_{2,2}$	0.5612	7.9631 ***
LR2	$H_0: \hat{\beta}_{1,3} = \hat{\beta}_{2,3}$	0.0551	3.9703 **
LR3	$H_0: \hat{\beta}_{1,CPI}^{US} + \hat{\beta}_{1,IP}^{US} + \hat{\beta}_{1,UM}^{US} = \hat{\beta}_{2,CPI}^{US} + \hat{\beta}_{2,IP}^{US} + \hat{\beta}_{2,UM}^{US}$	0.2524	10.7594 ***
LR4	$H_0: \hat{\beta}_{1,CPI}^{TA} + \hat{\beta}_{1,IP}^{TA} + \hat{\beta}_{1,UM}^{TA} = \hat{\beta}_{2,CPI}^{TA} + \hat{\beta}_{2,IP}^{TA} + \hat{\beta}_{2,UM}^{TA}$	-0.0596	4.8613 **
LR5	$H_0: \hat{c}_{1,1} + \hat{c}_{1,2} = \hat{c}_{2,1} + \hat{c}_{2,2}$	0.0697	3.9843 **
LR6	$H_0: \hat{d}_1 = \hat{d}_2$	0.1523	11.5972 ***
LR7	$H_0: \hat{f}_{1,CPI}^{US} + \hat{f}_{1,IP}^{US} + \hat{f}_{1,UM}^{US} = \hat{f}_{2,CPI}^{US} + \hat{f}_{2,IP}^{US} + \hat{f}_{2,UM}^{US}$	0.1631	3.3013 *
LR8	$H_0: \hat{f}_{1,CPI}^{TA} + \hat{f}_{1,IP}^{TA} + \hat{f}_{1,UM}^{TA} = \hat{f}_{2,CPI}^{TA} + \hat{f}_{2,IP}^{TA} + \hat{f}_{2,UM}^{TA}$	0.8256	9.4267 ***

註：1. LR 為 likelihood ratio test；

2. LR1~LR8 均為  $\chi^2(1)$  分配；

3. \*、\*\* 和 \*\*\* 分別代表 10%、5% 和 1% 顯著水準。

LR3 與 LR4 則分別為美國與台灣總體經濟訊息宣告對期貨與現貨市場之影響，亦可發現二市場有顯著之不同，此隱含美國總體經濟訊息將會影響未來台灣之金融市場，故反應在具有時間價值的期貨市場上。但台灣之總體經濟訊息代表現在台灣金融市場本身之現象，故多反應在現貨市場報酬上。而 LR5 與 LR6 為分別檢定期貨與現貨市場是否存在資訊不對稱性效果與期貨與現貨市場對美國市場之波動是否有顯著不同，結果亦與本文 GJR-GARCH 模型所估計之結果相同。最後，LR7 與 LR8 為檢定總體經濟訊息宣告日當天期貨與現貨市場之反應是否有所不同，發現確實有顯著之差異。

由《表 7》為模式的診斷性檢定，驗證序列相關之 Ljung-Box 統計量皆接受無序列相關之虛無假設。

《表 7》標準化創新之 Ljung-Box Q 統計量

	台股期貨報酬率	台股現貨報酬率
$LB(20)$	14.8369 (0.7931)	14.6721 (0.7756)
$LB^2(20)$	12.5931 (0.8987)	14.2354 (0.8336)

註：\*\*\*、\*\*、\*分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

《表 8》為台灣期貨與現貨市場標準化衝擊的不對稱性檢定，結果並無顯著的不對稱性現象，即雙變量 GJR-GARCH 模型已可捕捉到期貨與現貨市場中波動不對稱的現象。綜上所述，雙變量 GJR-GARCH 模型可捕捉台灣期貨與現貨市場一階與二階動差日變動之特性。同時，有些總體經濟訊息宣告變數以及美國股市的變動可說明台灣期貨與現貨市場之日報酬波動。

《表 8》標準化創新之符號偏誤檢定

	期貨報酬率		現貨報酬率	
SBT	-0.1508	(0.2714)	-0.1129	(0.3706)
NBST	0.0743	(0.1423)	0.0882	(0.1396)
PBST	-0.0369	(0.5139)	-0.0621	(0.2331)
JB	4.6843	(0.1972)	5.9120	(0.1038)

註：\*\*\*代表顯著水準 1%，()括弧內為 p 值。

本文採用 Engle and Ng (1993) 提出之診斷性檢定法進行鑑定，其中包含了符號偏誤檢定 (size bias test, SBT)、負程度偏誤檢定 (negative size bias test, NBST)、正程度偏誤檢定 (positive size bias test, PBST) 以及聯合檢定 (joint test, JT)。設立之迴歸估計式如： $Z_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- \varepsilon_{t-1} + b_3 S_t^+ \varepsilon_{t-1} + v_t$ 。式中， $\varepsilon_t$  為未預期報酬率變動； $Z_t^2$  為經標準化之殘差 (standardize residuals)； $S_t^-$  為虛擬變數，若  $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，即當未預期變動為負值 (壞消息) 時，則  $S_t^- = 1$ ；其餘，為 0； $S_t^+ = 1 - S_t^-$  為虛擬變數。SBT 主要在驗證正報酬與負報酬衝擊對條件波動的影響效果、NBST 在檢驗不同程度的負報酬衝擊對條件波動之影響效果、PBST 在驗證不同程度的正報酬衝擊對條件波動之影響效果，三者分別就  $b_1$ 、 $b_2$ 、 $b_3$  進行  $t$  檢定。此外，檢驗負程度與正程度偏誤估計係數相加是否顯著不為零，來探討是否存在負程度偏誤效果等於正程度偏誤效果的現象。若兩係數和顯著不為零，則代表不對稱效果存在，而檢定統計量為  $F$  統計量。

## 5. 結論

本研究採用雙變量 GJR-GARCH(1,1) 模型來檢視美國與台灣總體經濟訊息宣告是否會影響台灣期貨與現貨之報酬變動、美國對台灣證券市場之影響與台灣期貨與現貨市場間之交互動態關聯性。實證結果顯示，台灣現貨報酬之日變動會領先期貨報酬，可能是由於某些消息靈通者擁有特定產

業的內線消息，藉此消息在現貨市場中獲利所致。此外，二市場的報酬率波動存有波動不對稱的現象，即股價劇烈波動後會伴隨著大幅度的股價波動；相對的，股價小幅度波動後，隨之的波動幅度亦較小，且二市場波動不對稱的現象會相互影響。

在總體經濟訊息公佈方面，美國除工業生產訊息公佈對台灣期貨與現貨報酬有顯著影響外，報酬率波動的影響方面皆不顯著。原因可能是在不同的景氣水準下，投資人對經濟訊息有不同的解讀，使得好消息與壞消息的影響相互抵銷，導致結果的不顯著。加上台灣證券市場仍屬弱勢效率市場，且採行 7% 的漲跌幅限制，致使資訊流通受阻，導致無法立即充份反應資訊的宣告。

再者，美國股市對台灣期貨與現貨市場存有顯著的報酬波動傳導效果，但美國股市的波動對台灣現貨市場的波動現象不具解釋力。原因是台灣投資人較關注美國股市報酬率之衝擊，依此作為短期進出市場的參考指標，相較之下，對於美股報酬波動的程度則不敏銳，使得美國股市對台灣期貨與現貨市場的波動並無顯著影響。

在全球化與自由化的潮流下，政府祭出各項措施來加速落實我國資本市場國際化、自由化的政策，尋求與國際制度的接軌，使得台灣與國際金融市場的連動性愈趨密切，而美國股市基本上已成為國際主要股市的領航者，因此，台灣的投資人除了觀察國內的經濟變動外，應該掌握美國股市的走向、正確解讀美國經濟指標變化所透露的訊息，領先市場一步，在最適當的時間做出最正確的投資決策。

## 參考文獻

- 王姓 (1995)。報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析。《證券市場發展季刊》，7(1)，125-161。
- 王凱立、陳美玲 (2002)。美國和台灣股票期貨市場之動態關聯：一般化多變量 GARCH 模型的應用。《經濟論文》，30(4)，363-407。
- 江明憲、陳英生 (2001)。台灣股市日內報酬波動之研究。《證券市場發展季刊》，13(1)，99-132。
- 李顯儀、吳幸姬 (2005)。台灣股票市場中訊息的反應與傳遞效果之研究。《輔仁管理評論》，12(3)，71-94。
- 林卓民、王凱立、王美智 (2004)。美國與台灣跨國債券市場交互動態關係之研究。第八屆經濟發展學術研討會，台北大學。
- 徐鍵欣 (2004)。定期總體經濟訊息之宣告效果-以台指現貨、期貨及台指選擇權 VIX 為例。未出版之碩士論文，台北大學合作經濟研究所，台北市。
- 翁寬、盛瀚陞 (2002)。股價指數期貨與股價指數現貨間領先落後關係之實證研究-以總體經濟資訊宣告為例。《產業金融季刊》，116，2-21。
- 張珍鳳 (1995)。美國總體經濟消息宣告對亞洲股市影響之研究。未出版之碩士論文，台灣大學財務金融研究所，台北市。
- 黃博怡、陳君達 (2002)。台灣與美日兩國股市股價的關聯性-分類股價指數門檻 GARCH 模型分析。《台灣銀行季刊》，53(4)，67-88。
- 楊聲勇、董樹琦、王澤世、張德立 (2005)。美國存託憑證與其標的股之報酬與波動性的日內動態傳遞研究-以亞洲四小龍為例。《經濟與管理論

叢，2(3)，119-141。

劉美纓、王姓、蔡美華 (2001)。台股指數現貨與期貨日內報酬波動不對稱關聯性之研究。《貨幣市場》，5(4)，17-40。

蔡垂君 (2003)。台灣股價指數期貨與現貨之實證研究。未出版之博士論文，台北大學企業管理研究所，台北市。

勵志雄 (1999)。開放摩根台股指數期貨交易對台灣股市波動與資訊傳遞影響之研究。未出版之碩士論文，高雄第一科技大學金融營運研究所，高雄市。

Antoniou, A., Holmes, P., and R. Priestley (1998). The Effects of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility: An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News. *Journal of Futures Markets*, 18(2), 151-166.

Berndt, E. K., Hall, H. B., Hall, R. E., and J. A. Hausman (1974). Estimation and Inference in Non-linear Structural Model. *Annals of Economic and Social Measurement*, 21, 653-666.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

Bollerslev, T. (1990). Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates Generalized ARCH. *Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.

Crain, S. J. and J. H. Lee (1995). Intraday Volatility in Interest Rate and Foreign Exchange Spot and Futures Markets. *Journal of Futures Markets*, 15(4), 395-421.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for

- Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistics Association*, 74, 427-431.
- Ederington, L. H. and J. H. Lee (1993). How Markets Process Information: News Releases and Volatility. *Journal of Finance*, 48(4), 1161-1191.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Condition Heteroskedestivity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R. F. and V. K. Ng (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan (1993). The Effect of Public Information and Competition on Trading Volume and Price Volatility. *Review of Financial Studies*, 6, 23-56.
- Frino, A., Walter, T., and A. West (2000). The Lead-lag Relationship between Equities and Stock Index Futures Markets around Information Releases. *Journal of Futures Markets*, 20(5), 467-487.
- Glosten, L., Jagannathan, R., and D. Runkle (1989). *Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return and Stocks*. Working Paper, Department of Finance, Columbia University.
- Green, T. C. (2004). Economic News and the Impact of Trading on Bond Prices. *Journal of Finance*, 59(3), 1201-1234.
- Greg A., Grant, M., and W. Robert (2004). The Effects of Inflation News on High Frequency Stock Returns. *Journal of Business*, 77(3), 547-574.
- Gwilym, O. A. and M. Buckle (2001). The Lead-lag Relationship between the FTSE100 Stock Index and its Derivative Contracts. *Applied Financial*

- Economics*, 11(4), 385-393.
- Holthausen, R. W. and R. E. Verrecchia (1988). The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-Asset Market. *Journal of Accounting Research*, 26, 82-106.
- Hunter, D. M. and D. P. Simon (2005). A Conditional Assessment of the Relationships between the Major World Bond Markets. *European Financial Management*, 11(4), 463-482.
- Kearney, C. (2000). The Determination and International Transmission of Stock Market Volatility. *Global Finance Journal*, 11(1), 31-66.
- Kim, O. and R. E. Verrecchia (1991). Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements. *Journal of Accounting Research*, 29, 302-321.
- Kim, S. and F. In (2002). The Influence of Foreign Stock Markets and Macroeconomic News Announcements on Australian Financial Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 571-582.
- Koutoms, G. and M. Tucker (1996). Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 55-69.
- Lin, W., Engle, R. F., and T. Ito (1994). Do Bulls and Bears Move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility. *Review of Financial Studies*, 7(3), 507-538.
- Mun, K. C. (2005). Contagion and Impulse Response of International Stock Markets around the 9-11 Terrorist Attacks. *Global Finance Journal*, 16(1), 48-68.



- Ng, A. (2000). Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Scheicher, M. (2001), The Comovements of Stock Markets in Hungary, Poland and the Czech Republic. *International Journal of Finance and Economics*, 6(1), 27-39.
- Shyy, G., Vijayraghavan, V., and Q. B. Scott (1996). A Future Investigation of the Lead-lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the Use of Bid/ask Quotes: The Case of France. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 55-69.
- Sim, A. and R. Zurbreugg (1999). International Volatility and Price Interactions between Australian and Japanese Spot and Futures Stock Index Markets. *The Journal of Futures Markets*, 19(5), 523-540.
- Wahab, M. and M. Lashgari (1993). Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach. *The Journal of Futures Markets*, 13(7), 711-742.
- Wang, P. and P. Wang, (1999). Foreign Exchange Market Volatility in Southeast Asia. *Asia-Pacific Financial Markets*, 6(3), 235-252.

# The Impacts of US and Taiwan Macroeconomic Information on the Asymmetric Volatility Transmission in Taiwan Stock and Futures Markets

*Chun-Da Chen\* Chin-Chun Chen\*\* Wen-Shiung Lee\*\*\**

## Abstract

This study examines the impacts of US and Taiwan microeconomics information announcements on Taiwan's financial markets via bivariate GJR-GARCH model. We also investigate the dynamic relationship between TAIEX and TAIEX futures. The results indicate that the return of stock index lead the return of index futures. There are volatility clustering of returns and asymmetric volatility within stock and futures returns. Moreover, only few U.S. and Taiwan's macroeconomic information announcements do increase the return in Taiwan financial markets. There are return transmission effects from U.S. stock markets to Taiwan's stock and futures markets. However, the U.S. stock return volatilities do have explanation power in Taiwan's futures markets. The investors in Taiwan hence have to observe the domestic economic variations and the trends of U.S. stock market and economy in order to avoid investment loss and then obtain excess profits.

**Key words:** GJR-GARCH model; Macroeconomic information announcement; Futures market; Stock market

---

\* Assistant Professor, Department of Finance, Da-Yeh University.

Email: cdchen@mail.dyu.edu.tw

\*\* Ph.D. student, Graduate Institute of Management, Yuan Ze University

\*\*\* Associate Professor, Graduate Institute of Business, Kainan University