



# 行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告

一個新的多元 GARCH 模型在現貨與期貨市場之國際傳導效果研究：  
以美國與台灣之股票市場與期貨市場指數為例

計畫編號：NSC 89-2415-H-032-030

執行期限：89 年 08 月 01 日至 90 年 07 月 31 日

主持人：王凱立 淡江大學

## 一、中文摘要

有關現貨與期貨市場的相關研究上多著重國際間股市的共移(comovement)或外溢(spillover)效果分析，但對於國外領導性市場之期貨可能對國內股市及期貨造成的傳導研究卻相當缺乏。這個議題的瞭解是非常重要的，因期貨市場可能較現貨市場更早反映出未來的價格，同時許多研究亦指出國際股市對國內市場的波動效果是存在的；隱含著對於參與國內股市及期貨的投資者而言，若能充分掌握國外期貨市場資訊，對於國內市場風險及投資策略的調整應有重要意義。因此本計劃擬針對此議題，以美國股市與期貨及國內股市與期貨為對象，探討美國之期貨與股市是否對國內市場有顯著影響；此外，更進一步比較何者有較大影響力。除了議題外，本計劃的另一創新之處在於發展三元 GJR GARCH-M-EGB2 模型，其一般化模型的設定方式，可幫助解釋財務金融市場上經常觀察到波動叢聚(volatility clustering)、槓桿效果(leverage effect)、風險貼水(risk premia)、厚尾(fat tail)、偏態(skewness)、高峰(high peakedness)等特性，同時避免傳統兩階段(two-step)估計方式可能產生的"generated regressors"問題，可有效地提升估計的水準及正確性。

**關鍵詞：**(G)ARCH 模型、波動叢聚、偏態、峰態、厚尾、EGB2、槓桿效果、現貨-期貨、多變量、股票市場、GJR

## Abstract

Numerous studies address the transmission mechanism of stock price movements across national stock. On the other hand, previous studies have examined the linkage and interactions of stock and future market returns and found that the future market, in general, leads the stock market. This paper step further to investigate whether foreign futures markets significantly affect domestic spot-future market interaction, which might be particularly true for smaller markets that are more heavily dependent upon larger foreign leading financial centers. The empirical frameworks within foreign and domestic future-spot relationship may significant alter the equilibrium between these markets and have a direct impact on the dynamic risk adjustment that occurs between these markets interactions. The relationship suggests that the active traders may be more relevant to examine the foreign future price as an indicator how domestic stock changes in the future. This issue is potentially important, however, there is currently very little research pay attention on this possible effect.

This project provides a quadivariate simultaneous conditional heteroskedastic model to examine the foreign and domestic spot-future relationship in both price changes and underlying price volatility. In contrast to the traditional normal assumption, we proposed a more general parametric approach to allow the multivariate model based on a

flexible EGB2 (Exponential Generalized Beta two) distribution, which incorporates a more robust treatment of distributional shape characteristics, such as fat tails, skewness and high peakedness. This quadivariate GJR GARCH-EGB2 framework is applied to examine the spot-future interaction between U.S. and Taiwan stock index markets, which allow the U.S. and Taiwan local spot and future traders put the foreign spot-future markets into considerations.

**Keywords :** (G)ARCH model, volatility clustering, leptokurtosis, skewness, fat tails, EGB2, leverage effect, spot-future, multivariate, stock market, GJR.

## 二、緒論

傳統有關金融市場動態關聯的研究多著重在國際股市間的傳導效果，或是本國股市與期貨間的領先-遞延關係(lead-lag relationship)之探討。研究結果多證實(1)國外股市對國內股市的價格變動具有相當解釋能力及(2)期貨價格變動對於股市具有領導效果 (Stoll and Whaley 1990, Kawaller, Koch, and Koch 1987)。因此一個合理的懷疑亦是本文研究動機，在於嘗試了解，國外期貨價格是否較國外股市，更加有效率的影響國內的股市或期貨？一個主要的理由支持這樣的推測，在於期貨市場有較少的交易成本、貿易限制、快速反映訊息 (information flow)、及較高流動性(liquidity)等優點，可較主要市場(primary market)提供更多資訊及效率(efficiency)，因此可視為到期日現貨價格的預期。倘若這樣的傳導途徑是存在的話，則對於一個資訊充分的投資者，除了對國外現貨市場資訊的了解外，更可透過對國外期貨市場的掌握，作為國內股市及期貨定價及動態風險調整(dynamic risk adjustment)的參考，進而提高投資績效。

過去文獻中，有關台灣與國際股市，特別是台灣最重要的貿易夥伴-美國間的傳導效果研究並不在少數，但研究對象多針對兩地股市間的傳導作探討。然而，近來部分研究開始將重心轉向探討跨國股市期貨間的動態關聯，比方說 Pan 和

Paul(1998)以美國的 S&P500 和日本 Nikkei225 股價指數期貨為研究對象，實證發現美國期指對日本期指的波動性傳導是有顯著的影響；Sim 和 Zurbreugg (1999)則以日本及澳洲期貨與現貨為研究標的，實證結果顯示國內期、現貨關聯性可被國外市場所決定，尤其小國更易受影響，且研究國外市場價格走勢可明顯提升獲利亦會改善風險溢酬。因此，針對上述議題，本文研究方向在於探討美台兩地期貨市場間是否存在某種程度的關聯？美國股市和期貨市場相比較，何者對台灣股市的影響較大？因為期貨市場通常視為領先現貨市場，而存在格發現的功能，倘若能夠藉由觀察跨國期貨市場，而預先瞭解本國現貨市場趨勢，應可提供本國投資人在投資策略上的參考。本文將以美國 S&P500、S&P500 期指、NASDAQ、NASDAQ100 期指、與台灣加權股價指數及新加坡摩根台指期貨為研究對象，嘗試瞭解台股和摩根台指期貨與美國股市、期貨市場間之動態關連。在資料的選取上，相對於傳統文獻多以市場收盤價(close-to-close return)的傳導作討論，本研究則針對美股收盤(close-to-close return)對台灣股市及期貨之隔夜報酬(over-night return)衝擊作探討，以瞭解國內股市與期貨對美股衝擊的反應程度有否不同。

在相關文獻的研究方法上，不論是針對報酬率或是波動性的傳導效果，多採兩階段(two-step)的估計方式，即先估出一個市場的條件平均數(conditional mean)或條件變異數(conditional variance)，再代入另一市場之條件平均數或變異數，用 OLS 估計方式來探討彼此之傳導關係。這樣所謂 "generated regressors" 的估計方式，可能導致不一致的(inconsistent)參數估計及偏誤的(biased)標準差估計結果(Pagau & Ollah 1988, Pagan 1984)。相對於兩階段方式的缺失，近來普遍採用多元 GARCH 模型，以聯立方式同時考慮各市場之條件平均數及變異數，利用最大概似法估計，以得到有效率的估計結果。

在有關報酬率波動的描述中，Black(1976)、Christie(1982)、French、Schwert, 與 Stambaugh(1987)、Nelson(1991)

及 Schwert(1990)等，普遍發現好消息(正向未預期變動)與壞消息(負向未預期變動)對於未來波動有不同的影響，壞消息比好消息容易引發下期較大的波動。若忽略了此種不對稱效果，將會造成低估或高估波動量的偏誤。然而，由於傳統(G)ARCH 模型中，條件變異數表為過去殘差項平方的函數，因此無法偵測出好消息與壞消息對於條件波動有不同的影響效果。在實證研究中，Engle & Ng(1993)和 Fornari and Mele(1995)分別發現 GJR GARCH 模型(Glosten, Jagannathan, and Runkle, 1993)波動行為的配適能力要優於其他波動不對稱模型。因此，本研究擬改進多變量 GARCH 模型的不足，改嘗試能涵蓋不對稱效果的多變量 GJR GARCH 模型，以求得較佳之估計結果。除此外，模型中亦允許 GARCH-M (Engle, Lilien, and Robins, 1987)的設定方式，以了解條件變異數(conditional volatility)和條件平均報酬(conditional expected return)間的關係。這方面的文獻結果似乎多顯示彼此關係並不明顯，但 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)的研究指出，問題可能在於忽略了正負報酬不對稱性的影響，而產生不正確的估計結果。因此本文允許多變量 GJR GARCH-M 的設定方式，以檢視期貨及股市風險溢酬的效果是否存在。

本文研究方法上的最大突破及創新處，在於針對傳統多變量(G)ARCH 模型中，分佈設定的妥適性作進一步的擴展與應用。文獻上的多元(G)ARCH 模型多是建構在常態分佈的假設，但常態分佈的假設在實證研究上經常受到質疑。財務金融市場資料，普遍被觀察到具有厚尾(fat tail)、偏態(skewness)、及高峰(high peakedness)等特性(Booth & Glassman, 1987, Peruga, 1988)。資料特性的妥適描述，對於迴歸分析結果的正確性有相當重要性(McDonald & Xu, 1995)，因此分佈假設在財務金融市場的理論與實證研究上扮演著重要的角色。近來雖然較嚴謹的單變量研究多已將資料厚尾特性納入實証模型考量。比如說 Bollerslev(1987)將 GARCH 模型架構在 student-t 的假設上，其研究結果顯示了這樣的模型設定方式(GARCH-t)，不但能成功解

決四階動差厚尾的現象，且較傳統 Gaussian GARCH 的設定方式大幅度提升估計水準(performance)。然而，文獻上對於財務金融市場亦經常被觀察到的偏態及高峰特性的關注，則相對缺乏 (Wang etc 2001)。這兩種特性含有重要經濟意義，以高峰來說，代表金融市場雖偶爾有大幅度波動的產生，而導致厚尾現象，但大部分的時間，價格的變動仍集中在眾數(mode)附近，這可能是由於政府的干預，或投機客低買高賣的結果(Friedman 1953)。不論採用傳統的常態分配或是 t 分配都無法正確描述此高峰的現象。此外，偏態在很多文獻上亦被觀察到(Boothe and Glassman 1987; Hsieh 1988; Peruga 1988; Huisman et al. 1998)，產生的原因可能是長期的衝擊(permanent shock)改變了均衡，或是投機客攻擊的結果，例如幾次的國際金融風暴就是最好的例子。但不論是常態分配或 student-t 分配都為一對稱性(symmetric)的分配，而無法正確描述此不對稱的特性。以上這兩個特性都很重要，許多文獻上也多所著墨(Booth and Glassman 1987, Peruga 1988)，但絕大部分的實證研究卻多所忽略，而可能導致估計偏誤的結果(Pagan and Sabau 1987; Lee and Hansen 1994; Deb 1996)。

針對傳統研究上在這方面的不足，Wang et al.(2001)採用 McDonald & Xu (1995)提出的 Exponential Generalized Beta Two(EGB2)分佈，而擴展成較一般化(general)的 GARCH-EGB2 模型，其可將上述一階、二階、三階及四階動差和高峰等特性，系統性地在模型中處理。實證結果顯示較傳統的 OLS、Gaussian GARCH 及 GARCH-t 要顯著的型的提升了估計水準。本計畫的最大創新之一，在於擴展 Wang et al.(2001)之單元 GARCH-EGB2 模型，而成為一多元 EGB2 GJR GARCH-M 架構，使其能正確地描述金融市場上普遍觀察到的特性，除了能解釋傳統被觀察到的厚尾現象外，更能正確描述偏態及高峰特性，對於估計的正確性及水準(performance)提升將有幫助。有關多元 GARCH 模型在分佈假設上的關注仍相對缺乏，而本研究的努力成果可補充文獻上在這方面的不足。

### 三、研究資料與方法

#### (1) 研究期間與資料來源：

研究期間為 1998 年 6 月 9 日 2000 年 9 月 14 日，共 529 筆資料，而美國 S&P500、NASDAQ 指數和台灣發行量加權股價指數資料來自教育部電子計算中心「AREMOS」資料庫，新加坡摩根台指期貨、美國 S&P500 和 NASDAQ100 期貨指數則來自亞東股份有限公司中的 bloomber 資訊系統。

由於美國與台北交易時間並不重疊，若將美國與台北交易時段轉換為格林威治時間，紐約證交所交易時間為 14:30-21:00，台灣證交所交易時間為 1:00-5:30 (期貨交易上午盤時間比現貨早 15 分鐘開盤，晚 15 分鐘收盤)，因此可透過美國對台灣的隔夜報酬，了解資訊傳遞的效率性及波動性。本文選擇摩根台指期貨的原因在於其成交量(大約 15000 口左右)較台灣期貨交易所推出的台指期貨來得大(8500 口左右)，且其漲跌幅限制較寬、合約保證金較低、槓桿程度大，故以摩根台指期貨為本文的標的；除此之外，摩根台指期貨比台股早開盤 15 分鐘，可用來捕捉其隔夜報酬及對台股開盤的傳導影響。

本文之資料為日資料，但因台灣在西元 2000 年以前仍實施隔週休二日，而美國已實施週休二日，且兩國之休假日有差異，故遇到假日非一致的情況(nonsynchronous holidays)，會將資料予以刪除，此乃依據 Hamao, Masulis and Ng(1990)所提的方法，因為 Hamao 等學者指出這種方法並不會影響模型估計的正確性。由於期貨市場上所交易的契約不只一種，摩根期指包括交易當月起連續二個月份，另加上三、六、九、十二月中，二個接續的季月，總共有四個月份的契約在市場交易。就交易狀況來看，通常是最近月份契約(nearby contract)的交易最活絡，其價格亦最具代表性。因此，本文期貨資料是依最近月份的期貨價格為研究對象，一旦合約到期，則以次近月的合約為換約(rollover)之標的。

#### (2)三元 GJR GARCH-M-EBG2 實證模型建構如下：

##### 美股(期貨)市場

$$\phi_n^{us}(B)R_t^{us} = c_1 + \rho^{us} vol_{t-1}^{us} + \eta^{us} w_{MON}^{us} + r_t^{us} h_t^{us} + \theta_n^{us}(B)\varepsilon_t^{us}$$

$$E(\varepsilon_t^2) = h_t^{us} = g^{us} + \beta^{us} h_{t-1}^{us} + \lambda_1^{us} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2 + \lambda_2^{us} (s_{t-1}^{us})^- (\varepsilon_{t-1}^{us})^2$$

##### 摩根市場

$$\phi_n^{sim}(B)RN_t^{sim} = c_2 + \rho^{sim} vol_{t-1}^{sim} + \eta^{sim} w_{MON}^{sim} + r_t^{sim} h_t^{sim} + \psi_{R_{t-1}^{sim}}^{us-sim} R_{t-1}^{us}$$

$$+ \psi_{RD_{t-1}^{sim}}^{sim-sim} RD_{t-1}^{sim} + \psi_{RD_{t-1}^{sim}}^{wei-sim} RD_{t-1}^{wei} + \theta_n^{sim}(B)\varepsilon_t^{sim}$$

$$E(\varepsilon_t^2) = h_t^{sim} = g^{sim} + \beta^{sim} h_{t-1}^{sim} + \lambda_1^{sim} (\varepsilon_{t-1}^{sim})^2 + \lambda_2^{sim} (s_{t-1}^{sim})^- (\varepsilon_{t-1}^{sim})^2$$

$$+ \mu_1^{us-sim} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2 + \mu_2^{sim-sim} S_{t-1}^{sim} (\varepsilon_{t-1}^{sim})^2$$

##### 台股市場

$$\phi_n^{wei}(B)RN_t^{wei} = c_3 + \rho^{wei} vol_{t-1}^{wei} + \eta^{wei} w_{MON}^{wei} + r_t^{wei} h_t^{wei} + \psi_{R_{t-1}^{wei}}^{us-wei} R_{t-1}^{us}$$

$$+ \psi_{RN_{t-1}^{sim}}^{sim-wei} RN_{t-1}^{sim} + \psi_{RD_{t-1}^{sim}}^{sim-wei} RD_{t-1}^{sim} + \psi_{RD_{t-1}^{wei}}^{wei-wei} RD_{t-1}^{wei} + \theta_n^{wei}(B)\varepsilon_t^{wei}$$

$$E(\varepsilon_t^2) = h_t^{wei} = g^{wei} + \beta^{wei} h_{t-1}^{wei} + \lambda_1^{wei} (\varepsilon_{t-1}^{wei})^2 + \lambda_2^{wei} (s_{t-1}^{wei})^- (\varepsilon_{t-1}^{wei})^2 + \mu_1^{us-wei} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2$$

$$+ \mu_2^{sim-wei} S_{t-1}^{sim} (\varepsilon_{t-1}^{sim})^2 + \mu_3^{sim-wei} (\varepsilon_{t-1}^{sim})^2 + \mu_4^{sim-wei} S_{t-1}^{sim} (\varepsilon_{t-1}^{sim})^2$$

其中  $(s_{t-1}^i)^- = 1$ , if  $\varepsilon_{t-1}^i < 0$

$(s_{t-1}^i)^- = 0$ , if  $\varepsilon_{t-1}^i \geq 0$  ( $i=us, sim, wei$ )

$us$ : 代表其美國 S&P500 股價指數、S&P500 指數期貨價格、NASDAQ 股價指數或 NASDAQ 指數期貨價格

$R_t^{us}$ : 為美股在第  $t$  期股價報酬率

$RN_t^{sim}, RN_t^{wei}$ : 分別為摩台指、台股在第  $t$  期之隔夜報酬率(over-night return)

$RD_t^{sim}, RD_t^{wei}$ : 分別為摩台指及台股在第  $t$  期之日間股價報酬率(day time return)

$\varepsilon_t^{us}, \varepsilon_t^{sim}, \varepsilon_t^{wei}$ : 分別為美股(期指)、摩台指、台股在第  $t$  期股價報酬率殘差項

$h_t^{us}, h_t^{sim}, h_t^{wei}$ : 分別為美股(期指)、摩台指、台股在  $t$  期自我條件變異數

$\phi, \theta$ : 為 AR 或 MA 的參數;  $\psi^{i-j}$  及  $\mu^{i-j}$  則分別衡量  $i$  市場對  $j$  市場之報酬率與波動性傳導參數( $i=us, sim, wei$ ;  $j=sim, wei$ ;  $i \neq j$ )

$r_t^i$ : 為第  $i$  個市場在第  $t$  期的風險貼水參數

$vol_t^i, w_{MON}^i$ : 為第  $i$  個市場之成交量及星期一效應的變數,  $\rho, \eta$  為其參數

$\beta^i$ : 為第  $i$  個市場之前期條件自我波動參數

$\lambda_1^i, \lambda_2^i$ : 分別用來衡量第  $i$  個市場是否存在 ARCH 效果及波動不對稱性效果

本計劃所採用之三元 GJR GARCH-M-EBG2 模型之最大對數概似函數(log-likelihood function)如下:

$$\begin{aligned} \log p(Z_t) &= \sum_{i=1}^n [\log A_{it} + p_i(A_{it}z_{it} + \Delta_i) - \log \Gamma(p_i)] \\ &\quad + \log \Gamma(p_1 + \dots + q) - \log \Gamma(q) \\ &\quad - (p_1 + \dots + q) \log(1 + \sum_{j=1}^n e^{A_{jt}z_{jt} + \Delta_j}) \\ \Delta_i &= \psi(p_i) - \psi(q) \\ \Gamma_i &= \psi'(p_i) + \psi'(q) \end{aligned}$$

$$\text{Let } A_{it} = -\sqrt{\frac{\Gamma_i}{h_{it}}}$$

其中  $\psi(\cdot)$  為 digamma function ;  $\psi'(\cdot)$  為 trigamma function.

此外，本計劃採用 Gauss 及其應用軟體 Constraint Maximum Likelihood (CML) 來編寫所須之程式，並採用 BHHH(Berndt, Hall, 及 Haussman algorithm) 得到收斂的估計結果。

#### 四、實証結果分析

經由本研究之實証結果發現：

- (1) 就成交量而言，台股部分一致呈現 1% 水準的顯著結果，顯示成交量對台股為一重要影響變數；然而對於美股及摩台指的影響則頗為分歧。
- (2) 星期效應對於在摩台指的開盤價格呈現顯著結果顯著，其他市場則並不明顯。條件變異數方面，美股、摩根與台股之報酬條件變異數，皆顯著受到前一期係變異之影響，可見 GARCH 效果明顯存在。
- (3) 至於 ARCH 效果，美股及台股存在顯著波動不對稱效果，即負的報酬對股市波動的影響大於正向的報酬衝擊。但摩根台期市場則僅在 S&P500 及其期指部分存在 ARCH 效果。
- (4) 風險貼水部分，在 NASDAQ100 及其期指模型下，摩根期指(SIMAX)存在風險提高伴隨風險增加現象，原因可能是期貨市場中高財務槓桿及低交易成本使然。台灣部分在 S&P500 及其期指部分則反而出現高風險低報酬的估計結果。
- (5) 就摩期指的報酬率傳導部分，可發現台股及摩期指之前期日間報酬(day time return)，對當期摩期指皆存在顯著傳導效果。但若進一步與美股收盤報酬率衝擊相比較，發現對於摩期的開盤而言，美股扮演更為重要的角色，其估計數值

不論在 S&P500、S&P500 期指、NASDAQ 及 NASDAQ 期指模型下，皆遠大於前期台股及摩期指之前期日間收盤報酬，代表美股對摩期指開盤，具有相當解釋能力，為投資人從事摩期指操作的重要指標。

- (6) 就台股的報酬率傳導而言，摩期指的前期日間報酬(day time return)對台股具有顯著影響，這可能由於摩期指較台股晚收盤，故較多資訊的衝擊延續至台股隔日的日間開盤。反觀台股前期日間報酬對台股的報酬並不顯著。進一步觀察美股收盤價對台股開盤的衝擊，呈現相當顯著的估計結果，說明美股對台摩期指及台股均具有價格領先的效果；但若比較兩者估計值的大小，則可發現，美股收盤對於摩期指的影響大於對台股的影响。而影響台股開盤最重要的因素，則來自於摩期指的開盤，其估計值遠大於其他報酬率的傳導估計，說明摩期指開盤價格的反應為台股投資人決策的重要參考。
- (7) 報酬率動態關聯間的觀察，可由各市場間的相關係數作進一步佐證，由相關係數估計值顯示。不論各估計模型皆以摩期指與台股的關聯係數最高，其次為美股與摩期指，最後則為美股與台股。
- (8) 觀察各市場間的跨市場波動傳導效果，可發現美股對摩期指存在顯著波動的不對稱性傳導，即美股負面消息衝擊對摩期指波動的影響要大於正面消息。這樣的情況，同樣發生在美股對台股的波動性傳導上。至於摩期指對台股的波動性傳導，亦存在顯著影響，但不對稱衝擊的效應則並不顯著。
- (9) 最後多變量 EGB2 模型估計所得之型態參數 P1、P2、P3、q 則皆呈現高度顯著估計結果，說明模型設定的妥適性良好。

表 各實證模型參數估計結果

國家	參數意義	指數 參數	S&P500	S&P500	NASDAQ	NASDAQ
			厚板期指 台灣加權	厚板期指 台灣加權	厚板期指 台灣加權	厚板期指 台灣加權
美 股 估 計 式	常數	$C_1$	-0.101 (0.168)	-0.016 (0.149)	0.193 (0.171)	-0.070 (0.232)
	AR(7)	$\phi_7^{US}$			0.862** (0.385)	0.857** (0.386)
	AR(8)	$\phi_8^{US}$			-0.367 (0.351)	-0.240 (0.329)
	成交量	$\rho^{US}$	-0.045* (0.023)	-0.041* (0.024)	0.068* (0.041)	-0.063** (0.022)
	星期效應	$\eta_1^{US}$	0.001 (0.014)	0.008 (0.015)	0.009 (0.020)	0.015 (0.024)
	條件變異式	$g^{US}$	0.143** (0.055)	0.135** (0.057)	0.859*** (0.230)	1.580*** (0.392)
		$\beta^{US}$	0.888*** (0.031)	0.887*** (0.031)	0.711*** (0.051)	0.680*** (0.055)
		$\lambda_1$	0.016 (0.028)	0.024 (0.030)	0.095* (0.056)	0.039 (0.039)
		$\lambda_2$	0.095** (0.038)	0.088** (0.040)	0.193*** (0.058)	0.281*** (0.053)
	摩 台 指 估 計 式	常數	$C_2$	-0.021 (0.168)	-0.032 (0.157)	-0.305 (0.196)
MA(1)		$\theta_1^{US}$	0.123*** (0.041)	0.113*** (0.041)	0.076** (0.036)	0.062* (0.036)
成交量		$\rho^{sim}$	-0.023 (0.020)	-0.024 (0.018)	-0.051*** (0.0144)	-0.047*** (0.015)
報酬率 導導效果		$\psi_{R_{t-1}^{us-sim}}$	5.140*** (0.362)	4.855*** (0.346)	2.670*** (0.201)	2.278*** (0.171)
		$\psi_{RD_{t-1}^{us-sim}}$	1.953*** (0.574)	1.802*** (0.570)	1.639*** (0.498)	1.925*** (0.525)
		$\psi_{RD_{t-1}^{sim-sim}}$	-1.989*** (0.411)	-1.983*** (0.407)	-1.652*** (0.364)	-1.912*** (0.367)
星期效應		$\eta_1^{sim}$	0.022** (0.011)	0.031*** (0.011)	0.031*** (0.010)	0.028*** (0.010)
條件變異式		$g^{sim}$	0.215*** (0.054)	2.204*** (0.053)	0.188*** (0.072)	0.244*** (0.065)
		$\beta^{sim}$	0.713*** (0.063)	0.724*** (0.063)	0.796*** (0.072)	0.729*** (0.067)
		$\lambda_1$	0.054* (0.028)	0.053* (0.028)	0.017 (0.012)	0.029 (0.018)
	$\lambda_2$	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	

國家	參數意義	指數 參數	S&P500	S&P500	NASDAQ	NASDAQ
			厚板期指 台灣加權	厚板期指 台灣加權	厚板期指 台灣加權	厚板期指 台灣加權
台 股 估 計 式	常數	$C_3$	-0.010 (-0.129)	-0.023 (0.0721)	-0.016 (0.073)	-0.028 (0.073)
	AR(2)	$\phi_1^{wei}$	0.197 (-0.199)	0.226 (0.243)	0.202 (0.225)	0.214 (0.227)
	成交量	$\rho^{wei}$	1.295*** (0.246)	1.316*** (0.251)	1.095*** (0.261)	1.122*** (0.266)
	報酬率 導導效果	$\psi_{R_{t-1}^{us-wei}}$	2.152*** (0.300)	1.915*** (0.2911)	1.384*** (0.161)	1.087*** (0.140)
		$\psi_{RD_{t-1}^{us-wei}}$	1.086* (0.631)	1.117*** (0.279)	1.045*** (0.259)	1.012*** (0.267)
		$\psi_{RN_{t-1}^{us-wei}}$	5.510 (2.754)	5.782*** (0.448)	3.094*** (0.414)	3.270*** (0.427)
		$\psi_{RD_{t-1}^{wei-wei}}$	-0.200 (-0.798)	-0.308 (0.364)	-0.298 (0.351)	-0.162 (0.363)
	星期效應	$\eta_1^{wei}$	0.001 (-0.009)	0.005 (0.006)	0.007 (0.006)	0.005 (0.006)
	條件變異式	$g^{wei}$	0.152* (0.086)	0.135*** (0.043)	0.182 (0.032)	0.182 (0.030)
		$\beta^{wei}$	0.149*** (-0.006)	0.164 (0.106)	0.007 (0.056)	0.009 (0.031)
$\lambda_1$		0.000 (.)	0.000 (.)	0.014 (0.018)	0.016 (0.019)	
$\lambda_2$		0.251** (0.099)	0.248*** (0.090)	0.251*** (0.092)	0.295*** (0.102)	
相 關 係 數	美 VS 摩	$COR^{us-sim}$	0.247	0.248	0.245	0.240
	美 VS 台	$COR^{us-wei}$	0.182	0.187	0.199	0.190
	摩 VS 台	$COR^{sim-wei}$	0.265	0.255	0.340	0.327
交 互 波 動 傳 導	美對摩	$\mu^{us-sim}$	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
	美對台 (負)	$\mu_2^{us-sim} S_{t-1}^{us}$	0.140** (0.056)	0.122** (0.048)	0.014** (0.006)	0.018** (0.008)
	美對台	$\mu_1^{us-wei}$	0.000 (.)	0.005 (0.013)	0.000 (.)	0.000 (.)
	美對台 (負)	$\mu_2^{sim-wei} S_{t-1}^{sim}$	0.032 (0.023)	0.027 (0.021)	0.020** (0.010)	0.021** (0.010)
	摩對台	$\mu_1^{sim-wei}$	0.138*** (0.048)	0.132*** (0.043)	0.074*** (0.024)	0.075*** (0.025)
	摩對台 (負)	$\mu_2^{sim-us-sim} S_{t-1}^{sim}$	0.080 (0.099)	0.09 (0.098)	0.651* (0.368)	0.497 (0.305)
風 險 貼 水	美股	$r^{us}$	0.087 (0.081)	0.040 (0.065)	0.012 (0.028)	0.049* (0.029)
	摩根	$r^{sim}$	0.105 (0.097)	0.102 (0.087)	0.462*** (0.150)	0.352** (0.147)
	台灣	$r^{wei}$	-0.190** (0.080)	-0.181** (0.080)	-0.071 (0.053)	-0.067 (0.056)
型 態 參 數	P1	P1	0.932*** (0.302)	1.060*** (0.361)	0.496*** (0.107)	0.597*** (0.141)
	P2	P2	1.948*** (0.704)	1.942*** (0.725)	1.272*** (0.339)	1.614*** (0.484)
	P3	P3	1.050*** (0.318)	1.094*** (0.351)	0.824*** (0.188)	0.979*** (0.247)
	q	q	3.150** (1.405)	3.419** (1.623)	1.627*** (0.466)	2.137*** (0.711)
Log likelihood			-2166.256	-2195.286	-2366.941	-2473.990

## 五、参考文献

- [1] Black, F. 1976. "Studies of Stock Market Volatility Changes." *1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-81.
- [2] Bollerslev, T. 1987. "A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Price and Rate of Return." *Review of Economics and Statistics* 9:542-7.
- [3] Boothe, P., and D. Glassman. 1987. "The Statistical Distribution of Exchange Rates." *Journal of International Economics* 22:297-319.
- [4] Christie, A. A. 1982. "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rates Effects." *Journal of Financial Economics* 10:407-32.
- [5] Deb, P. 1996. "Finite Sample Properties of Maximum Likelihood and Quasi-Maximum Likelihood Estimators of EGARCH Models." *Econometric Reviews*, 15:51-68.
- [6] Engle, R.F., D.M. Lilen and R.P. Robins, 1987, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure : The ARCH-M model", *Econometrica* 55,391-407
- [7] French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh. 1987. "Expected Stock Returns and Volatility." *Journal of Financial Economics* 19:3-29.
- [8] Friedman, M. 1953. "The Case for Flexible Exchange Rates." *Essays in Positive Economics*, Chicago: University of Chicago Press.
- [9] Fornari, F. and A. Mele (1995), "Sign and Volatility-Switching ARCH Model Theory and Volatility", *Journal of Applied Econometrics*, 12, 49-56.
- [10] Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- [11] Huisman, R., K. Koedijk, C. Kool, and F. Palm. 1998. "The Fat-Tailedness of FX Returns." Mimeo, Maastricht University.
- [12] Hamao, Y., R. W. Masulis and V. Ng (1990), "Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *The Review of Financial Studies*, 281-307.
- [13] Kawaller, I.G., Koch, P.D., and Koch, T.W., 1987, "The Temporal Price-Relationship between S&P500 Futures and the S&P500 Index", *Journal of Finance* 42,1309-29.
- [14] Lee, S., and B. E. Hansen. 1994. "Asymptotic Theory for the GARCH(1,1) Quasi-maximum Likelihood Estimator." *Econometric Theory* 10:29-52.
- [15] McDonald J. B., and Y. J. Xu. 1995. "A Generalization of the Beta Distribution with Applications." *Journal of Econometrics*, 66, 133-52.
- [16] Nelson, D. 1991. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica*, 59:2, 347-70.
- [17] Pagan, Adrian, "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generalized Regressors." *International Econometric Review*, February 1984, 221-47.
- [18] Pagan, A. R., and H. Sabau. 1987. "On the Inconsistence of the MLE in Certain Heteroskedasticity Regression Model." Mimeo, University of Rochester.
- [19] Pagan, A. R. and A. Ullah (1988), "The Econometric Analysis of Models with risk Terms", *Journal of Applied Econometrics*, 3, 87-105.
- [20] Peruga, R. 1988. "The Distributional Properties of Exchange Rate Changes Under a Peso Problem." Ph.D. dissertation, University of California, San Diego, Dept. of Economics
- [21] Schwert, G. W., "Stock Volatility and the Crash of 87." *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 77-102.
- [22] Sim, A and Zurbreugg, 1999, "Intertemporal Volatility and Price Interactions between Australian and Japanese Spot and Futures Stock Index Markets", *Journal of Futures Markets* Vol.19, No.5, 523-40.
- [23] Stoll, H.R., and Whaley, R.E., 1990, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-68.
- [24] Wang, Kai-Li, Christopher Fawson, Christopher B. Barrett and James McDonald, 2001, "A Flexible Parametric GARCH model with an Application to Exchange Rates" *Journal of Applied Econometrics*, 16:4, 521-536.