臺大管理論叢 2006/6
第16卷第2期 131-160

市場衝擊對匯率波動之不對稱影響與其反轉特性：選擇權市場的證據與其意涵

Shocks, Volatility Asymmetries and Reversals in Foreign Exchanges Market: Evidence from the Currency Options

杜化宇／國立政治大學財管系所教授
Anthony H. Tu, Protessor, Department of Finance, National Chengchi University
陳盈之／大華證券衍生性金融商品部專案經理
Vivien Chen, Director, Derivatives Department, Grand Cathay Securities

Received 2005/3, Final revision received 2006/5

摘要

本文首先發現價格衝擊對於外匯波動度的影響存在不對稱與反轉的現象。當價格變動幅度很大時，負向衝擊比起正向衝擊對波動度的影響要較大；但是當價格變動幅度小時，影響程度會出現反轉 (Reversal)，即正向衝擊比負向衝擊對波動度的影響較大。其次，本文定義“訊息衝擊” (以別於以往的“價格”衝擊) 為由於選擇權交易活動的變動 (如交易量) 所造成的衝擊。使用四種外匯 (英鎊、歐元、日圓及瑞士法郎) 為實證對象，實證結果發現此訊息衝擊亦造成波動度不對稱效果及反轉的現象，與前述的價格衝擊效果是分別獨立存在的。此結果支持了 Back (1993) 的理論模型選擇權市場並非多餘的，其交易活動提供了更廣泛且有別於標的現貨市場的訊息來源。

【關鍵字】波動度不對稱、波動度反轉、VS-GARCH

Abstract

The sign- and volatility-switching GARCH (VS-GARCH) model, originally developed by Fornari and Mele (1997), not only allows an asymmetric reaction of the conditional volatility to the arrival of news, but it also captures the "reversal" of the asymmetric reaction to news. As the news shock (price shock) is large, volatility is more responsive to negative than positive price changes (leverage effect). However, as the news shock is small, volatility is more responsive to positive than negative price changes. This article first finds empirical evidence supporting the VS-GARCH model in four foreign currencies: British Pound, ECU, Japanese Yen and Swiss Franc. Further, we define "information" shocks, which is one due to the movement of option trading activities. Empirical result indicates that information shocks also separately induced asymmetric response of conditional volatility and reversals. Our finding supports the theoretical model by Back (1993), in which options are not redundant.

【Keywords】volatility asymmetry, volatility reversal, VS-GARCH

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

資產價格波動不對稱的現象雖早已為實證研究者所熱衷探討，但是大部分的實證證據都來自於股票市場 (個股、股價指數等) (註[1])，匯率波動的不對稱則相對被忽略。這可能是由於解釋股價波動不對稱的二個主要假說：“槓桿效果”及“回饋效果”主要是以股票市場的基礎所發展出來的，並無法直接應用於匯率波動不對稱的解釋上。最近，Avramov 、Chordia 與 Goyal (2004) 認為資訊不對稱下的賣出行為才是波動不對稱的原因。他們認為缺少資訊的投資人 (Uninformed Traders) 會在價格下降後才賣出，而使波動增加，而有資訊的投資人 (Informed Traders) 則會在價格上升後賣出，而使波動減小。這個賣出行為的解釋雖是以股市交易為例來說明，但這假說一樣可以應用於匯率波動的不對稱。

本文除了關心匯率波動是否存在不對稱外 (註[2])，最重要的是我們想進一步探討此不對稱是否存在“反轉”的現象(反轉效果於第貳章再做詳細說明)。

要探討波動度不對稱的現象，我們需要一個計量模型能有效區別正向與負向變動對於波動度的不同影響。先前的研究中，Rabemananjara 與 Zakoian (1993)，Zakoian (1990) 與 Glosten 、 Jagannathan 與 Rundle (GJR) (1993) 修正了GARCH 模型並發展出 Threshold GARCH (TGARCH) 模型，分離價格正向與負向變動對於波動度的不同影響。隨後，Longin (1997) 使用 Kyle (1985) 的訊息不對稱與差異模型來說明期望波動度的不對稱現象，並建立一個 TGARCH的一般化模型 (詳見後述說明)。但是這些 TGARCH 模型並未考慮到不對稱效果有反轉的現象。直到 Fornari 與 Mele (1997) 提出 Sign- and Volatility-Switching ARCH (VS-GARCH) 模型，他們認為影響波動度不對稱的因素除了價格變動方向外應還有前期波動度的影響。他們發現當價格變動幅度大時，負向的價格變動比正向對波動度的影響要較大，但當價格變動小時，影響程度便會出現反轉 (Reversal)，即正向價格變動比負向價格變動對波動度的影響要大。上述現象，我們稱為「波動度的反轉現象」，反轉現象可說是不對稱效果 (Sign Effect)與價格變動幅度 (Size) 兩者的影響的交互作用而產生的。他們且於 6 個國家的股價指數上找到支持的證據，有反轉的 VS-GARCH 模型較傳統的 GARCH，GJR-GARCH 有較佳的資料解釋能力。

為了探討波動度的不對稱效果及反轉特性，本文使用外匯資料並修正及延伸 Fornari 與 Mele (1997) 的 VS-GARCH 模型於幾個方向。首先，一般的波動度模型均集中在標的現貨的探討，但由於衍生性商品市場交易成本低，交易限制少 (如衍生性

註[1] 雖然波動度不對稱現象的解釋較分歧，傳統上以 Black (1976)提出的“槓桿效果”以及 Campbell 與 Hentschel (1992) 所提出的“波動度回饋效果”最被接受。詳細內容見第貳部分的說明。

註[2] 匯率波動不對稱的現象先前已有文獻證實，詳見 Koutmos (1993)。

臺灣大學學術期刊資料庫

商品無放空限制等)，因此衍生性商品價格比標的資產價格對市場訊息的反應更為靈敏、準確 (Bates, 1996)。換句話說，衍生性商品市場更符合理論上的完美市場 (Figlewski & Webb, 1993; Cassano, 2001)，因此使用隱含的波動度更能反映市場訊息的傳遞 (Bailey, 1988; Ederington & Lee, 1996)。再則，大多數外匯現貨市場都有各國中央銀行的干預 (Intervention)，因此外匯現貨的波動並無法反映市場訊息的真正內涵 (Hung, 1997)。另一方面，隱含波動度為「事前」(Ex Ante) 波動度，與一般利用現貨得出的 GARCH 模型條件波動度不同 (為「事後」(Ex Post) 波動度)，因此使用選擇權市場資料應比現貨市場更能夠反映真正的波動度的不對稱效果及反轉 (註[3])。過去使用隱含波動度探討波動度不對稱的研究甚少。Simon (1997) 曾使用隱含波動度來探討公債期貨 (Treasury Bond Futures) 買權的波動度不對稱問題。他使用類似 Nelson (1991) 與 Glosten et. al. (1993) 的不對稱 GARCH 架構，並且以觀察的隱含波動度替代 GARCH 公式中的條件變異數。其結果發現隱含波動度存在明顯的不對稱現象。然而其研究並未探討波動度反轉的可能性 (註[4])。

因此，本研究的目的在於

1. 以VS-GARCH模型探討外匯選擇權的隱含波動度是否具有不對稱效果以及不對稱效果是否會隨價格變動幅度產生反轉特性？

   在市場訊息不對稱的架構下，Easley 、 O'Hara 與 Srinivas (1998) 發現有訊息的交易者 (Informed Traders) 會選擇在現貨市場或選擇權市場交易。因此，選擇權的交易活動含有未來標的資產價格的足夠訊息。因此，本文第二目標在於

2. 定義“訊息”衝擊 (有別於前述的“價格”衝擊) 為由於選擇權的交易活動 (交易量，未平倉量等) 的變動所造成的衝擊，並探討此訊息衝擊是否也造成波動度不對稱效果及反轉的現象。

在完美市場的假設下，選擇權可透過標的資產的動態交易來合成，因此選擇權的交易是多餘的，它無法提供不同於現貨市場的訊息。Back (1993) 提出一個理論模型來探討選擇權市場是否為多餘的 (Redundant)。在資訊不對稱的架構下，他證明選擇權的交易仍會產生不同於現貨的訊息，並傳遞至現貨市場來影響標的資產的價格。因此，Back (1993) 結論選擇權市場並非多餘的，它的交易活動提供了更廣泛且有別於標的現貨市場的訊息來源。因此，本文的第三目標在於

3. 驗證 Back (1993) 的假說是否成立？若成立，上述“訊息”與“價格”兩種衝擊的現象應為獨立存在的。

本文第貳部分首先討論波動度不對稱與反轉之理論及回顧相關文獻。第參部份

註[3] 使用銀行股的選擇權，Swidler 與 Wilcox (2002) 發現隱含波動度能較歷史波動度更正確的預測未來實際的股價波動。他們發現隱含波動度包含銀行風險的資訊內涵。

註[4] 其他使用隱含波動度來替代條件波動度的文獻尚有Kia (2003)、Davidson et al. (2001) 等。

臺灣大學學術期刊資料庫

描述資料來源與研究方法。第肆部份報告波動度不對稱與反轉的實證結果。第伍部分則報告當加入交易量因素後的波動度不對稱與反轉的實證結果，並與第肆部份的結果作比較。結論與建議則列在第陸部分。

貳、理論架構與研究模型

一、 早期的波動度不對稱理論

Black (1976) 首先發現負向的衝擊 (壞消息) 對於波動度的影響會大於正向衝擊 (好消息) 的影響。他提出“財務槓桿效果”來解釋此波動度不對稱的現象。Christie (1982) 與 Schwert (1989) 則認為 Black (1976) 利用財務槓桿解釋波動度不對稱現象的理由不夠充份，槓桿效果並不能完全解釋不對稱現象。Duffie (1995) 探討包含 2494 家美國企業的樣本，發現波動度不對稱與企業的財務槓桿及規模大小無關。Campbell 與 Hentschel (1992) 以波動度“回饋效果”(Volatility Feedback Effect) 探討波動度不對稱的原因，在價格變動很大而且為正向時，投資人預期未來市場上波動加劇，風險將增加，因此投資人會提高要求報酬率進而使得價格下跌，這便是回饋效果。價格下跌抵消了原先價格上漲的幅度，因此波動度便不如原先影響來得大。但若一開始價格變動為負向且幅度很大時，投資人增加要求報酬率的結果仍使得價格下跌，兩種下跌力量加總，因此造成波動度更為增加。

隨後，波動度不對稱在股價指數與匯率上皆被證實也存在。這使得對於波動度不對稱的解釋變得更多元。除了上述兩種最普遍的解釋外，其他解釋波動度不對稱的理論尚包括 Wu (2001) 提出的“股利模型”解釋以及 Avramov、Chordia 與 Goyal (2004) 的“賣出行為”解釋。對於上述二種解釋，Wu (2001) 提出一個一般化的模型主要以股利成長與股利波動為兩個關鍵變數。他發現財務槓桿與回饋效果皆是波動度不對稱的解釋因素。Avramov、Chordia 與 Goyal (2004) 則發現賣出行為主導波動度不對稱。他們認為群聚 (Herding) 與缺少資訊的投資人會在價格下降後賣出，這使得波動擴大。而反向操作 (Contrarian) 與有資訊的投資人會在價格上升後賣出，這使得波動減小。這些賣出行為解釋了波動度不對稱的現象。因此，對於波動度不對稱的解釋應是多方面的。

過去的文獻對於匯率波動不對稱的研究相對很少 (Koutmos, 1993)。前述的財務槓桿效果及回饋效果兩種理論大都僅能解釋股票市場的波動不對稱現象。而前述的 Avramov、Chordia 與 Goyal (2004) 的“賣出行為”假說倒是可為匯率波動不對稱提供一個合理的解釋。早期的文獻 (Ito, Lyons, & Melvin, 1998; Peiers, 1997) 已證實外匯交易確實存在資訊不對稱的現象，因此“賣出行為”假說應可作為外匯波動不對稱的一種合理解釋。

在後續的研究中，不對稱的 GARCH 模型不斷的被推出來描述波動度不對稱的

臺灣大學學術期刊資料庫

現象。這主要的模型包括 Nelson (1991) 的 EGARCH，Rabemananjara 與 Zakoian (1991) 與 Zakoïan (1990) 的 Threshold ARCH，Glosten 、 Jagannathan 與 Runkle (1993) 的 GJR-GARCH 以及 Longin (1997) 提出的一般化 Threshold GARCH 模型。其後，Fornari 與 Mele (1997) 提出 VS-GARCH 模型。此模型不但可描述波動度不對稱的現象，而且允許不對稱存在反轉的特性。最後，Engle 與 Ng (1993) 所發展出的訊息影響曲線 (News Impact Curve; NIC) 可方便協助我們區別上述幾個模型的差異。下節將對相關 VS-GARCH 模型與 NIC 作詳盡說明。

二、VS-GARCH 模型再探討與 NIC 曲線

Fornari 與 Mele (1997) 延伸 GJR-GARCH 模型而發展出 VS-GARCH 模型。其表達如下：

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

$$h_t = w_0 + \alpha\, \varepsilon_{t-1}^2 + \beta\, h_{t-1} + S_{t-1}\, V_{t-1} \tag{2a}$$

$$V_t \equiv \delta_0 \varepsilon_t^2 - \delta_1 h_t - \delta_2 \tag{2b}$$

其中 I_t 為 t 時的訊息集合；w_0， α ， β 為係數。S_{t-1} 為虛擬變數：當 $\varepsilon_{t-1} > 0$，其值為 1；當 $\varepsilon_{t-1} < 0$，其值為 -1；當 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 時，其值為零。 δ_0， δ_1 與 δ_2 為係數。上式 (2) 是過去模型的一般化模型。當 $\delta_1 = \delta_2 = 0$ 時，式 (2) 則成為 GJR-GARCH 模型。當 $\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ 時，式 (2) 簡化成一般的 GARCH 模型。 δ_1 與 δ_2 的存在反應波動度不對稱存在反轉的現象。

Fornari 與 Mele (1997) 於 S&P 500 (美國)，Topix (日本)，CAC40 (法國)，FT-100 (英國)，DAX (德國) 與 MIB (義大利) 等六個股票指數中發現到波動度不對稱有反轉的現象 (德國除外)。而且，實證結果顯示 VS-GARCH 模型比 GJR-GARCH 模型有較佳的資料解釋能力。或許是因為其為計量經濟的文獻，Fornari and Mele (1997) 對其發展的 VS-GARCH 模型所具有的經濟含義並未有詳細的闡述。下文中，我們將其模型特性與其經濟含義作一詳盡的補充說明，並與相關的財務文獻作一比較。

於式 (2) 中，V_t 代表訊息反應函數。在 VS-GARCH 模型中，V_t 是 ε_t^2 與 h_t 的函數；亦即 $V_t = f(\varepsilon_t^2, h_t)$。相對地，在 GJR-GARCH 模型中，$V_t$ 僅是 ε_t^2 的函數；在 GARCH 模型中 V_t，則不存在。假如 δ_1 顯著不為零，表示 V_t 對於訊息的反應依賴現

臺灣大學學術期刊資料庫

今觀察的 h_t 水準，而非僅是衝擊的波動 ε_t^2而已。於式 (2) 中，假如 V_{t-1} 小於零，負向衝擊要較正向衝擊對波動度的影響要大。假如 V_{t-1} 大於零，結果則反之。

假定在先前 Black (1976)，Campbell 與 Hentschel (1992)與 GJR 的結果成立的假說下，負向衝擊要較正向衝擊對波動度的影響要大。我們須假定 $\delta_0<0$，此時反轉發生的機率應為

$$P(reversal) \equiv P(V_{t-1} > 0) = P(\varepsilon_{t-1}^2 < \frac{\delta_1}{\delta_0} h_{t-1} + \frac{\delta_2}{\delta_0}) \qquad (3)$$

上式表示當 ε_{t-1}^2 是夠小時，反轉的現象應會發生。先前 GJR 模型假定 $\delta_1= \delta_2= 0$，此時完全無法探討是否存在反轉現象的可能。因此，我們後面的實證結果若能得到，$\delta_1 \neq 0$ ，$\delta_2 \neq 0$ 且 $(\delta_1 / \delta_0) h_t + (\delta_2 / \delta_0)$ 為正值時，反轉現象存在。

於式 (3) 中，Fornari 與 Mele (1997) 解釋當 ε_{t-1}^2 小於預期波動度 (Expected Volatility) 時，反轉現象即可能產生。而預期波動度主要受到當時可觀察的波動度水準 (亦即 $(\delta_1 / \delta_0) h_t$) 以及另一常數項 (δ_2 / δ_0) 所決定 (註[5])。V_t 於是，可認定為“錯誤更正變數”(Error Correction Variable)。

VS-GARCH 模型發現反轉特性對於過去波動度不對稱理論發展的貢獻主要有二。首先，此反轉特性修正了 Black (1976) 與 Campbell 與 Hentschel (1992) 的波動度不對稱現象。如後 NIC 曲線所示，如果波動度超過預期，負面衝擊對於波動度的影響會大於正面的衝擊 (此處與先前相一致)。但是，如果波動度低於預期，負面衝擊對於波動度的影響則會小於正面的衝擊。

VS-GARCH 模型的另一貢獻則是將 Longin (1997) 的 Threshold GARCH 模型更合理化。大約在 VS-GARCH 發展的相同期間，Longin (1997) 亦提出一個 GARCH 模型的一般化表達方式，稱為 Threshold GARCH。其一般化公式表達如下：

$$h_t = w_0 + F(\varepsilon_{t-1}) + \beta \ h_{t-1}$$

$$F(\varepsilon_{t-1}) = \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1} (\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma^2)$$

註[5] 此常數項所代表的含意於 Fornari 與 Mele (1997) 文中並未提及。我們認為此值應代表部分因素會影響投資者的未來預值但無法反映在可觀察的現今波動度水準上。這些可能因素包括風險溢酬，學習效果或過度 (低度) 反應等。

臺灣大學學術期刊資料庫

過去的GARCH或不對稱 GARCH 模型都可納入此模型中，如σ^2為零，此模型回到 GJR-GARCH；如γ為零，模型則回到 GARCH。

Longin (1997) 的公式可展開表達如下：

$$h_t = w_0 + \alpha\,\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\,h_{t-1} + \gamma\,D_{t-1}\left(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma^2\right) \qquad (4)$$

其中γ為係數，D_{t-1}為 1，當$\varepsilon_{t-1}^2 > \sigma^2$，否則為零。而 σ^2代表無條件變異數，是為一常數值 (註[6])。σ^2在此代表門檻 (Threshold)，是為定義衝擊為大小的比較值。若$\varepsilon_{t-1}^2 > \sigma^2$，則此衝擊定為“大的衝擊” (Large Shocks)。若$\varepsilon_{t-1}^2 > \sigma^2$，則定義為“小的衝擊” (Small Shocks)。

Longin (1997) 發現大與小的衝擊對於波動度的影響是有差異的。大的衝擊對於波動度影響的持續性 (Persistence) 要較小的衝擊來得短。在上式 (4) 中，大的衝擊對於波動度影響的持續性為$\alpha + \beta + \gamma$，而小的衝擊對於波動度影響的持續性則為$\alpha + \beta$。其實證結果發現 γ為負值，因此得出上述結論。

上述結果亦可從 VS-GARCH 模型中推導求得。假定δ_0為負值 (即波動度不對稱效果存在)，式 (2) 可改寫成

$$h_t = w_0 + \alpha\ \varepsilon_{t-1}^2 + \beta\ h_{t-1} + \delta_0\ D'_{t-1}\left[\varepsilon_{t-1}^2 - \left(\frac{\delta_1}{\delta_0}h_{t-1} + \frac{\delta_2}{\delta_0}\right)\right]$$

其中D'_{t-1}為 1，當$\varepsilon_{t-1}^2 > (\delta_1 / \delta_0)\,h_{t-1} + (\delta_2 / \delta_0)$，否則為零。在此$(\delta_1 / \delta_0)\,h_{t-1} + (\delta_2 / \delta_0)$代表門檻，是為定義衝擊為大小的比較值。

因此，當衝擊大時，波動度受影響的持續性為$\alpha + \beta + \delta_0$。然而，當衝擊小時，波動度受影響的持續性為$\alpha + \beta$。由於$\delta_0 < 0$，我們得到與 Longin (1997) 相同的結果。但是，此處 VS-GARCH 對於預期波動度 (即門檻) 的定義要比 Longin (1997) 來得完整。Longin (1997) 模型假定預期波動度為一常數值 (即樣本期間的無條件波動度)，而 VS-GARCH 模型的預期波動度則由當時波動度水準及投資者個人特質所決定。

一般而言，VS-GARCH 模型的預期波動度較合理。過去實證研究普遍發現投資

註[6] 一般可使用整個樣本的變異數 (Sample Variance) 為其估計值。

臺灣大學學術期刊資料庫

人確實存在有異質性 (Heterogeneous) 預期 (註[7])，過度反應 (或反應不足) (註[8]) 與學習效果 (註[9]) (Learning Effect) 等。VS-GARCH 的設計確實能允許這些投資者特性的存在。

在緒論中我們已提到本文將使用隱含波動度來取代條件波動度。於是，類似於 Simon (1997) 的做法，我們於式 (2) 中使用隱含波動度 (IV_t) 來取代條件變異數 (h_t)，於是VS-GARCH 可改寫為下式：

$$IV_t = w_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta IV_{t-1} + S_{t-1}V_{t-1} \qquad (5)$$
$$V_t \equiv \delta_0\varepsilon_t^2 - \delta_1 IV_t - \delta_2$$

為了作比較，在後續部份的實證中，我們將同時使用隱含波動度與條件波動度兩種波動衡量。為了發展 VS-GARCH 模型的 NIC，我們改變原先虛擬變數的設定，並另外以 Indicator function 表示 sign regime，將 (5) 改寫成 (6)：

$$IV_t = (w_1 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 IV_{t-1})(1 - \mathrm{I}[\varepsilon_{t-1} > 0]) \qquad (6)$$
$$+ (w_2 + \alpha_2\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 IV_{t-1})\,\mathrm{I}[\varepsilon_{t-1} > 0]$$

(5) 與 (6) 的不同僅在於虛擬變數的設定不同，我們可以作如下係數轉換：

$$w_1 = w_0 + \delta_2$$
$$\alpha_1 = \alpha + \delta_0$$
$$\beta_1 = \beta + \delta_1$$
$$w_2 = w_0 - \delta_2$$
$$\alpha_2 = \alpha - \delta_0$$
$$\beta_2 = \beta - \delta_1$$

作虛擬變數轉換的目的在於方便從 (6) 來建立 NIC 模型。因此根據 (6)，NIC 模型應可表達如下：

註[7] 詳見 Frechette 與 Weaver (2001) 與 Levy 及 Levy (1996) 的說明。
註[8] 詳見 Daniel、Hirshleifer 與 Subrahmanyam (1998) 及 Hong 、 Lim 與 Stein (1999)
註[9] 詳見 Timmermann (1993)，Peruga (1996) 及 Lewellen 與 Shanken (2002)

臺灣大學學術期刊資料庫

$$NIC(\varepsilon_t \mid IV_t = IV) = \begin{cases} w_1 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 IV & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ w_2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 IV & \text{if } \varepsilon_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (7)$$

其中 $\alpha_1 > \alpha_2$，$w_1 + \beta_1 IV < w_2 + \beta_2 IV$ 須成立。

NIC 的函數形式為不對稱二次方程式，其最小值落在 $\varepsilon_t = 0$，圖 1 為 GARCH 模型及考慮不對稱與反轉情況下的 VS-GARCH 模型的 NIC。GARCH 模型的 NIC 為對稱原點的曲線，但 VS-GARCH 模型則有不對稱及反轉效果，其不對稱程度可由曲線上每點的斜率判斷，VS-GARCH 模型的 NIC 與其他模型不同的地方在於允許波動度呈現跳躍 (Jump) 的現象，也就是 $\varepsilon_t = 0$ 的波動度可為不連續，跳躍幅度的大小與前期波動度有關，當 VS-GARCH 的條件 $\alpha_1 > \alpha_2$，$w_1 + \beta_1 IV < w_2 + \beta_2 IV$，成立時，小幅度的正向價格變動比小幅度的負向價格變動造成較大的波動度，但大幅度的負向價格變動對波動度的影響卻比大幅度的正向價格變動大，這就是波動度隨著訊息大小的不同而出現反轉的現象。

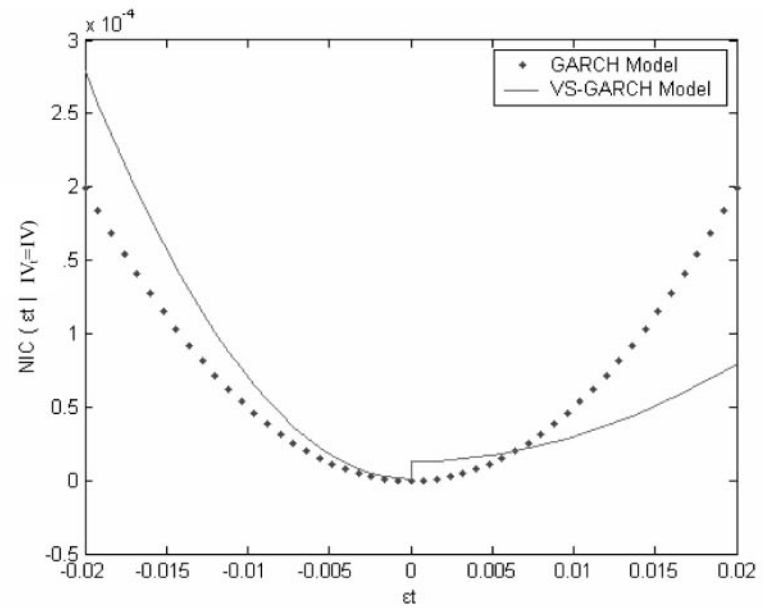


圖1 GARCH 模型與 VS-GARCH 模型之 NIC 圖

臺灣大學學術期刊資料庫

參、資料來源與實證結果

一、 資料來源

本研究於 DataStream 資料庫中選取費城股票交易所 (Philadelphia Stock Exchange) 英鎊、歐元、日圓及瑞士法郎四種外匯選擇權作為研究標的 (註[10])。費城交易所為美國最大的外匯選擇權交易所，外匯選擇權交易種類共達 100 多種，並且分為標準化外匯選擇權 (Standardized Options) 以及客製化選擇權 (Customized Options)，後者選擇權可依照客戶需求量身訂作，選擇需要的履約價、到期日、以及權利金報價方式，而標準化選擇權則是按照交易所規定的契約交易，本篇的研究標的即為此類。表 1 列出四種外匯選擇權的契約規格。

表 1 外匯選擇權契約規格與樣本研究期間

	選擇權 (歐式)			
	英鎊	歐元	日圓	瑞士法郎
契約規格	£31,250	€ 62,500	¥6,250,000	SF62, 500
標的貨幣* (Underlying Currency)	British Pound	European Currency Unit	Japanese Yen	Swiss Franc
樣本期間	2000/2/16 至 2003/3/31	2000/12/4 至 2003/3/31	2001/5/22 至 2003/3/31	2000/2/16 至 2003/3/31
樣本數(日)	814	606	485	814

* 基準貨幣為美元

在選取不同到期日與履約日的標準方面，為了避免距到期日遠近以及不同履約價的影響，我們採用連續價平的資料，選取每日最近月並且最接近現貨價的選擇權為樣本，研究期間及樣本數如表 1 所示，研究期間為 DataStream 資料庫之起迄日期。隱含波動度由 DataStream 資料庫提供。資料庫的計算方式為經由 B-S 模型反覆求解得之，先設定隱含波動度等於某一數值，比較計算出來的選擇權價格與市場上的價格高低，逐次逼近直到兩者相等為止，此時代入的波動度即為隱含波動度。由於 GARCH 家族模型必須採用高頻率資料，因此選取連續價平選擇權之每日隱含波動度。

臺灣大學學術期刊資料庫

註[10] 費城股票交易所交易的外匯選擇權有歐式及美式兩類，我們則採歐式為樣本。

二、 樣本特性敘述

我們首先以簡單的圖形了解資料的分布與特性。圖 2 (a) 至 2 (d) 列出各個外匯選擇權隱含波動度以及條件波動度與標的資產價格的關係，要注意的是圖形的表達均為隱含波動度與價格 (取自然對數) 標準化後的結果，由於外匯選擇權隱含波動度均為 0.1 上下，標的資產價格大都在百元上下，我們作標準化的調整使兩者的資料均以 0 為中心，使可以清楚看出兩者資料在時間序列上的變動。

圖 2 (a) 為英鎊選擇權，其隱含波動度的變動非常大且出現極端值，另外隱含波動度也出現叢聚的現象，可看出波動度明顯地高低不均分布，而標的價格的變動較隱含波動度小，分布也較波動度來得均勻，除了2002 年 2 月後開始上升之外，大致上而言沒有明顯的趨勢。而從圖形中我們也可以看出隱含波動度與標的價格變動似乎有反向的關係，隱含波動度對負向的價格變動反映為上升趨勢，對正向的價格變動則是相反，尤其在價格變動劇烈的時候，隱含波動度變動的幅度更是明顯。相對地，英鎊現貨算出的條件波動度則顯得更叢聚，但相對較無極端值出現。

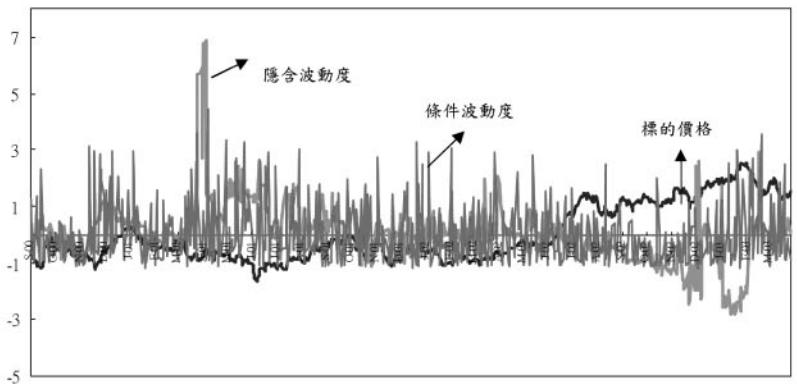


圖 2 (a) 標準化後英鎊選擇權隱含波動度、條件波動度與標的價格走勢圖

圖 2 (b) 為歐元選擇權，其隱含波動度行為有明顯的叢聚現象以及出現許多極端值，因此隱含波動度分布極不平均。至於標的價格在 2001 年 2 月後下跌，在 2002 年 4 月開始有明顯的上漲趨勢。另外，從小範圍期間比較容易觀察到一些隱含波動度與標的價格變動呈現反比，但大體而言從圖形中看不出來隱含波動度與標的價格變動有明顯的反向關係，如 2002 年 2 月後標的價格開始有上漲趨勢，但隱含波動度的走勢並不是呈現下跌的狀況。相對地，與前英鎊不同，歐元的條件波動度不但有叢聚的現象，且波動亦出現極端的現象。但是，整體來看兩種波動度的走勢似乎有很明顯的差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

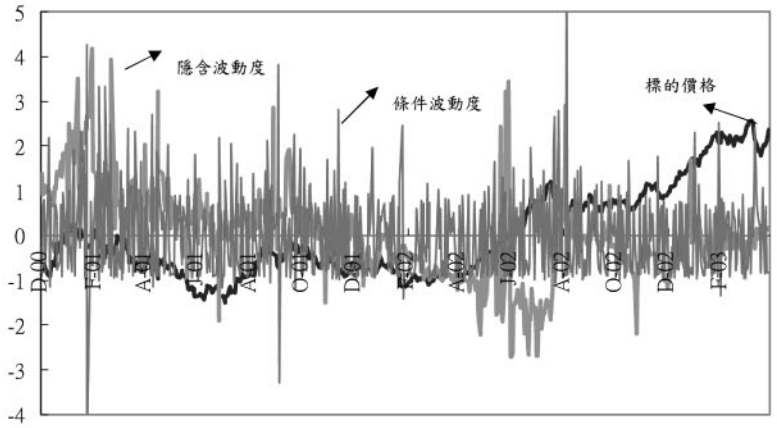


圖 2 (b) 標準化後歐元選擇權隱含波動度、條件波動度與標的價格走勢圖

圖 2 (c) 為日圓選擇權，日圓選擇權隱含波動度在 2002 年 5 月和 11 月各出現極端值，除此之外隱含波動度變動不像前面英鎊及歐元選擇權劇烈，在標的價格方面，2001 年 11 月出現大幅下跌，但隱含波動度並沒有相對應的劇烈變動。此外由於隱含波動度變動範圍不大，因此我們很難從圖形中看出隱含波動度與價格變動的關係，還需進一步模型驗證。相對地，日圓條件波動度亦有極端值的現象，但整個走勢與隱含波動度顯有差異。

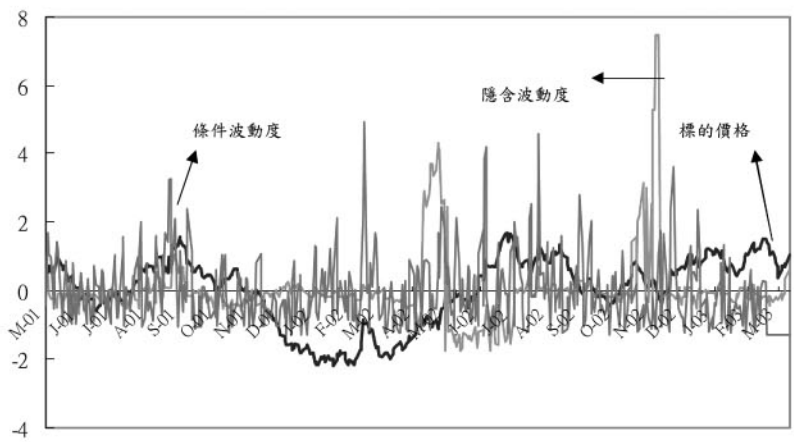


圖 2 (c) 標準化後日圓選擇權隱含波動度、條件波動度與標的價格走勢圖

圖 2 (d) 為瑞士法郎選擇權，從圖中也同樣可看出隱含波動度呈現非常高低不勻度分布，即出現一般波動度都有的叢聚現象，而標的價格沒有出現較明顯的趨勢，不過在 2002 年 3 月之後便開始上升，至於隱含波動度與標的價格變動的關係同樣無法

臺灣大學管理學院 期刊資料庫

藉由圖形看出。與前幾種外幣類似，瑞士法郎條件波動度與隱含波動度的走勢亦有差異。

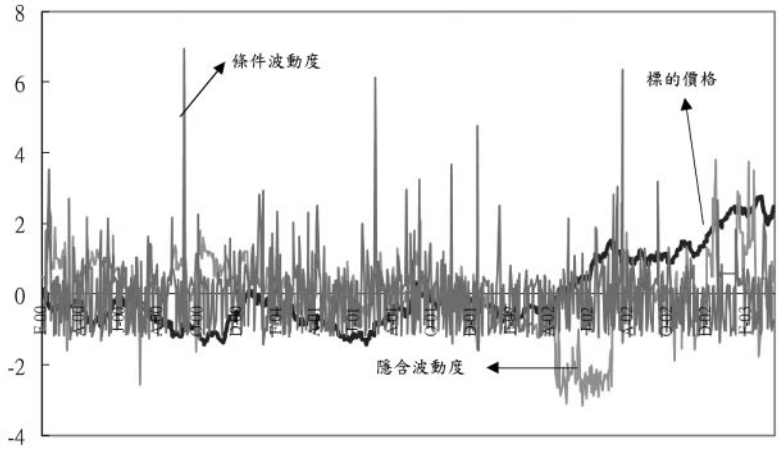


圖 2 (d) 標準化後瑞士法郎選擇權隱含波動度、條件波動度與標的價格走勢圖

大致而言，外匯選擇權的隱含波動度均出現明顯的叢聚現象，標的價格變動在2002 年之後才有明顯的上升趨勢，其餘變動幅度不大；另外我們很難從圖形中找到隱含波動度與標的價格變動的反比關係：由於標的價格多在盤整狀況，價格變動的持續時間似乎不長。換句話說，大的價格變動之後跟著大的價格變動的時間只維持幾天，因此在圖形上便無法清楚地表示出正向或負向變動，也因此無法對照出相對應的隱含波動度大小。

此外，各外匯的條件波動度亦出現明顯的叢聚現象，但極端值的出現則相對較不頻繁。我們且觀察到，各外匯的條件波動度與隱含波動度的走勢是有明顯的差異。

三、 變數定義

(1) 波動度：由於研究目的在於探討波動度的不對稱現象，因此雖先以隱含波動度代入公式 (2)。為了比較，我們同樣使用條件波動度計算之。

(2) 價格衝擊 ε_t：在一般波動度模型中 ε_t 均由 ARIMA 模型或是報酬率迴歸式得出，但由於我們使用隱含波動度來衡量波動度，因此取自然對數的價格變動加以標準化後定義為 ε_t，其表達為 (註[11])：

註[11] 詳見Simon (1997) 的說明， $\Delta \log (P_t)$ 服從布朗運動 (Brown Motion)，其分配為近似常態分配，即 $\Delta \log (P_t) \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, \text{每日估計波動度})$。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\Delta \log(P_t) | \Omega_{t-1} \sim N(0, IV)$$
$$\varepsilon_t \equiv \frac{\Delta \log(P_t)}{IV_{t-1} / \sqrt{252}} \qquad (8)$$

其中 IV 為隱含波動度 (註[12])。

以價格變動作為市場訊息替代變數的第一項理由在於市場參與者是透過價格的報價來反映對市場的預期，因此正向的價格變動可表示市場隱含的市場訊息為好消息，負向的價格變動為壞消息，當然，價格變動的過程不完全等同於市場訊息過程，這涉及到市場訊息動機交易者數的多寡以及效率市場的問題，但以價格變動作為市場訊息的替代變數仍為合理。 其次，一般現貨波動度模型的市場訊息衝擊均為白噪音 (White Noise)，而自然對數的價格變動並非白噪音，因此我們作標準化的調整，將自然對數的價格變動除以每日隱含波動度，由於從 DataStream 取得的隱含波動度資料為 B-S 模型反推求得，其資料為年化，因此再作交易天數的處理以求得每日隱含波動度。

由於考慮到前期波動度的大小也會影響市場對未來的預期，投資人在市場波動劇烈時比市場穩定時更容易改變原先的預期，因此產生另一種 ε_t 的定義，即直接將自然對數的價格變動取作替代變數，不再除以每日隱含波動度，這種未經標準化的的 ε_t 定義則為：

$$\varepsilon_t \equiv \Delta \log(P_t) \equiv z_t \sqrt{h_t} \quad , z_t \sim N(0,1) \qquad (9)$$

本文在選取價格衝擊的變數時，分別考慮上述標準化與未標準化的兩種情況。

(3) 狀態變數 (State Variable) S_t：設虛擬變數的目的在於設定價格變動的 regime，因此我們得以區分正向與負向兩種不對稱情況。S_t 表示價格變動為正向或是負向的虛擬變數，令價格變動為正時，S_t=1，價格變動為負時，S_t= -1，其餘狀況為 0。

$$S_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t > 0 \\ 0, & \varepsilon_t = 0 \\ -1, & \varepsilon_t < 0 \end{cases} \qquad (10)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

註[12] 此處對市場訊息衝擊的定義與 Simon (1997) 相同。

肆、 VS-GARCH的實證結果

我們使用 Quasi-MLE (QMLE) 的方法來估計式 (5) 的係數，其結果列表 2 中。表 2 (a) 列出 VS-GARCH 模型估計係數結果，所採用的 ε_t 為未標準化定義， δ_0 代表價格變動對波動度的不對稱影響， δ_1 代表波動度的反轉效果，由表 2 (a)可知 δ_0 係數均為正且顯著， δ_1 係數也都很顯著，這種情況與一般股票市場的波動度不對稱正好相反，小幅度的正向價格變動 (外幣相對於美元升值) 較負向價格變動 (外幣相對於美元貶值) 對外匯波動影響較小，但是大幅度的正向價格變動較負向價格變動對外匯波動的影響較大，這與匯率的計算單位有關。

表 2 (a) 的結果顯示，除了瑞士法郎外，其他三種外匯都存在反轉效果。瑞士法郎雖 δ_0 、 δ_1 與 δ_2 三個係數皆顯著不為零，但由於 δ_1 值為負，使得其結果無法滿足反轉的條件 (見式 (3) 的敘述)。表 2 (b) 亦列出 VS-GARCH 的係數估計結果，但所採用的 ε_t 為標準化定義。經標準化後，反轉效果則顯得較不明顯。表 2 (c) 則列出 VS-GARCH 的係數估計，但使用外匯現貨所算出來的條件波動度。其結果顯示反轉效果皆不存在，各種外匯反轉效果不成立的原因各有差異。英鎊是由於 δ_1 不顯著，歐元與日圓是由於 δ_0 與 δ_1 為負值，瑞士法郎則是由於 δ_0 與 δ_2 為負值 (詳細反轉效果成立的條件見式 (3) 的敘述)。上述結果與下面 NIC 圖所呈現的結論是一致的。

圖 3 為四種外匯選擇權的 NIC 圖形，橫軸為未標準化定義之 ε_t，當 $\varepsilon_t > 0$，表示外幣相對於美元升值，當 $\varepsilon_t < 0$，表示外幣相對於美元貶值。從 NIC 可看出在 ε_t 為小幅度變動時，外幣相對於美元升值比外幣相對於美元貶值時對外匯波動影響要來得小，但在 ε_t 為大幅度變動時，對波動度的影響便出現反轉，即外幣相對於美元升值比外幣相對於美元貶值時對外匯波動影響要來得大，這個結論與 Kim 與 Kim (2003) 用外匯期貨選擇權所得到的結論一致。從 NIC 也可看出反轉效果在英鎊及日圓選擇權最為明顯。瑞士法郎的反轉效果則不存在。圖 4 之 NIC，其橫軸為標準化定義之 ε_t，由圖形可看出不對稱及反轉的程度稍有減弱。

最後，為了比較我們亦繪出使用外匯現貨條件波動度所繪出的 NIC 圖 (註[13]) (見圖 5)，其結果顯示並未見任何四種外匯存在反轉的效果。這與表 2 (a)、(b)、(c) 所呈現的結果是一致的。

註[13] 由於使用外匯現貨的條件波動度所繪出的 NIC 圖在非標準化定義的衝擊下已無顯著的反轉效果，因此我們不考慮再進一步去探討標準化定義的衝擊下的 NIC 圖。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 (a) VS-GARCH 模型參數估計表 (ε_t 為未標準化)

	英鎊	歐元	日圓	瑞士法郎
w_0	0.049**	0.049**	0.048**	3.33e -03**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
α	0.046**	0.049**	0.050**	0.048**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
β	0.049**	0.044**	0.052**	0.048**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_0	0. 042**	0.011**	0.045**	3.33e -03 **
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_1	0. 050**	0.053**	0.051**	-9.99e-03**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_2	0.048**	0.049**	0.048**	3.33e -03 **
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Log of likelihood	3793.35	4160.22	1792.17	2915.68

註：*為 10%的顯著水準，**為 5%的顯著水準，括弧內為 p-value，所採用的 ε_t 為未標準化定義。

模型為
$$IV_t = w_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta IV_{t-1} + S_{t-1}v_{t-1}$$
$$v_t \equiv \delta_0\varepsilon_t^2 - \delta_1 IV_t - \delta_2$$

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 (b) VS-GARCH 模型參數估計表 (ε_t 為標準化)

	英鎊	歐元	日圓	瑞士法郎
w_0	3.33e-03**	3.33e-03**	3.33e-03**	0.003
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.68)
α	0.048**	0.048**	0.050**	0.049**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
β	0.048**	0.048**	0.050**	0.007
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.99)
δ_0	3.33e-03**	3.33e-03**	3.33e-03**	0.003**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_1	3.33e-03**	3.33e-03**	3.33e-03**	0.007
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.99)
δ_2	-0.010**	-9.99e-03**	-8.99e-03**	0.003
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.63)
Log of likelihood	3227.90	2325.08	2857.90	4650.51

註：*為 10%的顯著水準，**為 5%的顯著水準，括弧內為 p-value，所採用的 ε_t 為標準化定義。

模型為 $IV_t = w_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta IV_{t-1} + S_{t-1}v_{t-1}$

$v_t \equiv \delta_0\varepsilon_t^2 - \delta_1 IV_t - \delta_2$

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 (c) VS-GARCH 模型參數估計表 (用條件波動度)

	英鎊	歐元	日圓	瑞士法郎
w_0	1.3e-03**	6.58e-05**	0.05**	4.38e-05**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
α	0.424**	0.216**	8.24**	0.025**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
β	-0.219**	-0.270**	-3.19e-03**	1.30e-05**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_0	1.1e-03**	-0.1104**	-5.24**	-3.92e-04**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_1	0.007**	-0.2383**	-2.85e-03**	0.096**
	(0.167)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_2	0.2 e-03**	2.52e-05**	0.05**	-2.68e-06**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Log of likelihood	3140.38	3976.89	1743.42	3992.20

註：*為 10%的顯著水準，**為 5%的顯著水準，括弧內為 p-value。

臺灣大學學術期刊資料庫

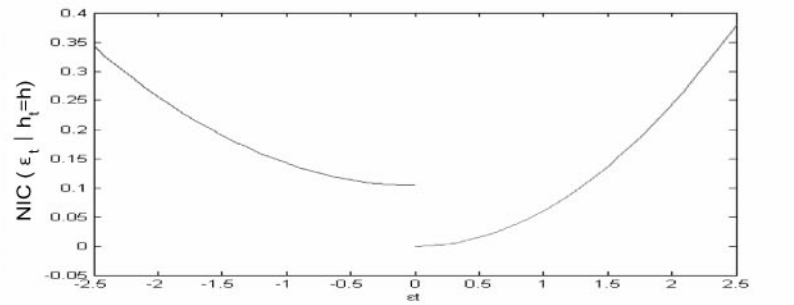


圖 3 (a)　英鎊選擇權之 NIC (未標準化)

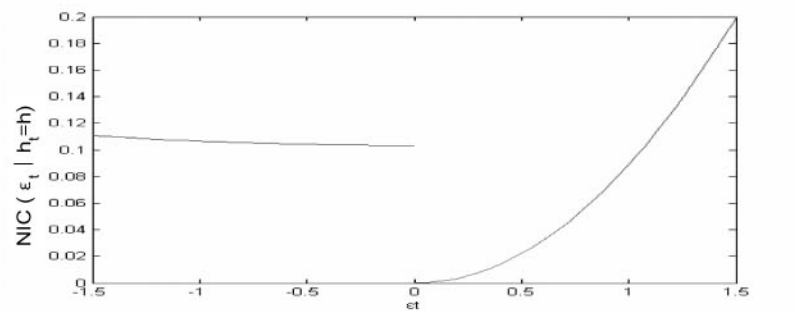


圖 3 (b)　歐元選擇權之 NIC (未標準化)

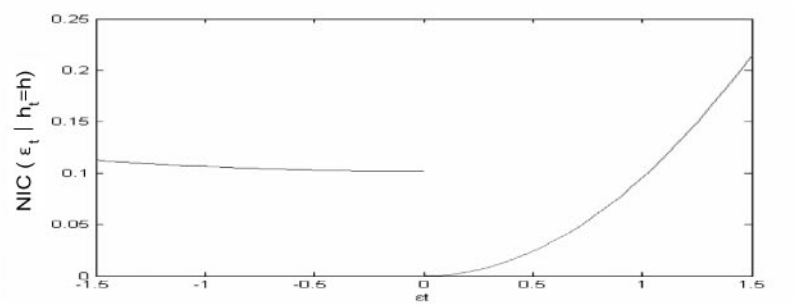


圖 3 (c)　日圓選擇權之NIC (未標準化)

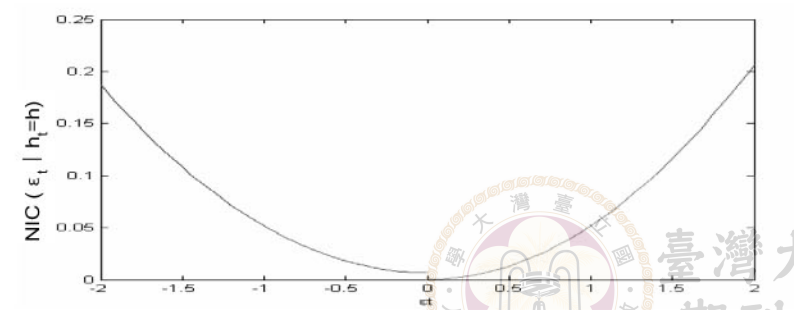


圖 3 (d)　瑞士法郎選擇權之 NIC (未標準化)

臺灣大學學術期刊資料庫

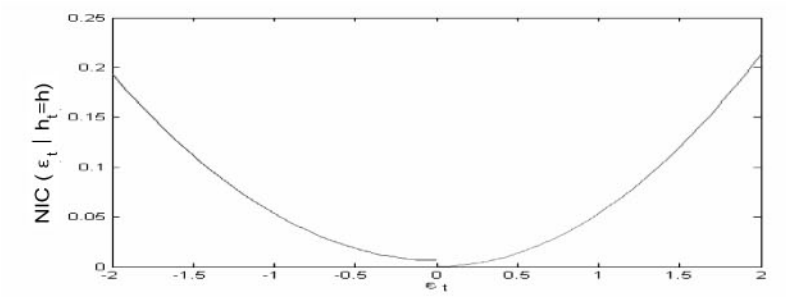


圖 4 (a) 英鎊選擇權之 NIC (標準化)

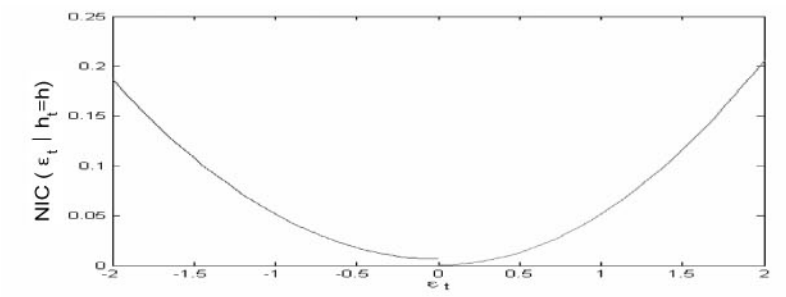


圖 4 (b) 歐元選擇權之 NIC (標準化)

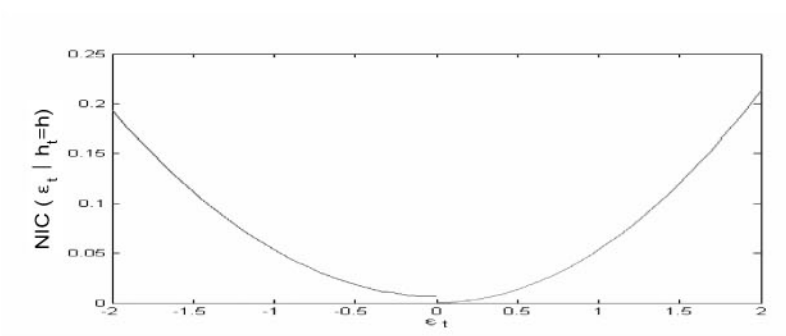


圖 4 (c) 日圓選擇權之 NIC (標準化)

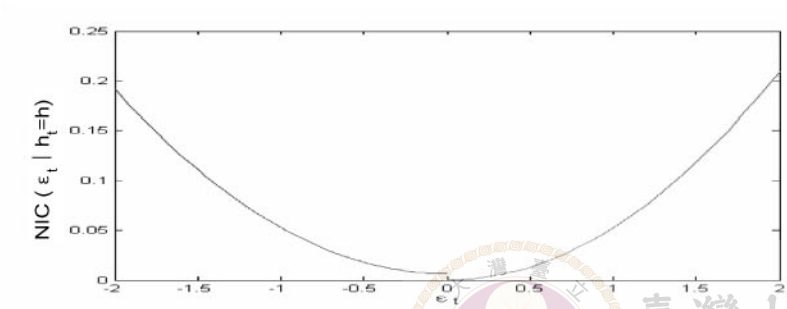


圖 4 (d) 瑞士法郎選擇權之 NIC (標準化)

臺灣大學學術期刊資料庫

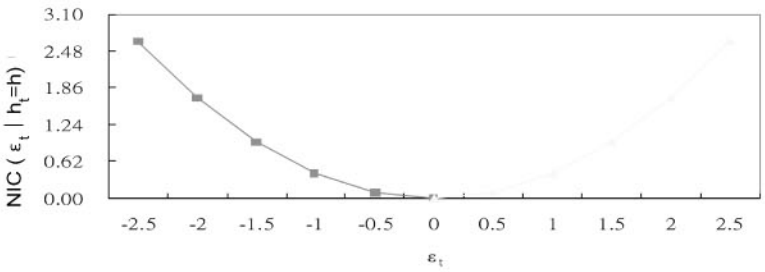


圖 5 (a) 英鎊現貨之 NIC 圖 (未標準化)

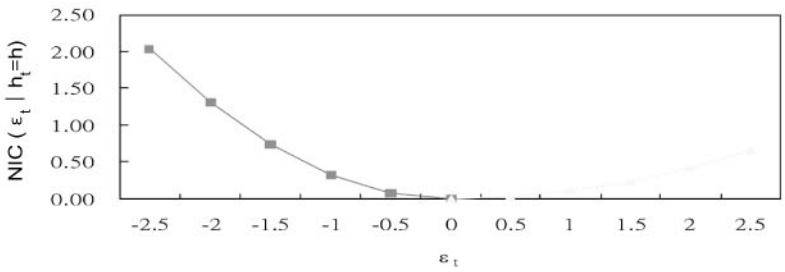


圖 5 (b) 歐元現貨之 NIC 圖 (未標準化)

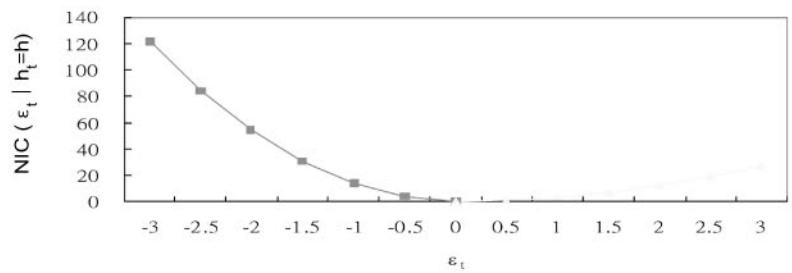


圖 5 (c) 日圓現貨之 NIC 圖 (未標準化)

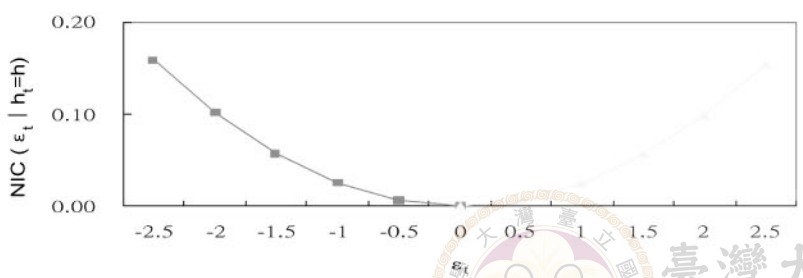


圖 5 (d) 瑞士法郎現貨之 NIC 圖 (未標準化)

臺灣大學學術期刊資料庫

伍、選擇權市場的訊息衝擊

Back (1993) 提出一個理論模型來探討是否選擇權市場是多餘的 (Redundant)。但是他證明選擇權的交易仍會透過訊息的傳遞來影響標的資產的價格。於是，當選擇權交易發生時，市場訊息發生變化，標的資產的價格自然會發生波動。因此，Back (1993) 結論選擇權市場並非多餘的，它的交易活動的變動 (例如交易量) 提供了更廣泛且有別於標的現貨市場的訊息來源。

在市場訊息不對稱的架構下， Easley 、 O'Hara 與 Srinivas (1998) 發現有私人訊息的交易者 (Informed Traders) 會選擇在現貨市場或選擇權市場上交易 (註[14])。因此，選擇權的交易含有未來標的資產價格變動的足夠訊息。

因此，在本文此節中，我們介紹“訊息衝擊”(Information Shocks)以別於前述的價格衝擊。此處，訊息衝擊定義為由於選擇權的交易活動的變動 (交易量) 所造成的衝擊。

在本節中，我們加入交易量變數到 VS- GARCH 模型 (註[15])，其目的有三：首先，我們探討交易量代表 (訊息衝擊) 是否如價格衝擊相同存在波動度不對稱現象與反轉特性。其次，過去文獻普遍發現無論在現貨或衍生性商品市場，價格波動與交易量存在交互 (Interactions) 的效果 (註[16])。我們期盼加入交易量變數的模型能反應上述交互的效果，應能對資料有較佳的解釋能力。最後，我們欲了解訊息衝擊 (交易量) 與價格衝擊是否意含相同的內容。若是，我們應發現在下列模型下價格衝擊的不對稱與反轉現象應消失而由訊息衝擊來取代之。我們的模型設定如下：

$$
\begin{aligned}
IV_t &= w + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\ IV_{t-1} + S_{t-1}V_{1,t-1} + S_{t-1}\Delta\log(OI_{t-1})V_{2,t-1} \\
V_{1,t} &\equiv \delta_0\varepsilon_t^2 - \delta_1 IV_t - \delta_2 \\
V_{2,t} &\equiv \phi_0\varepsilon_t^2 - \phi_1 IV_t - \phi_2
\end{aligned}
\qquad (11)
$$

與式 (5) 相比較，式 (11) 有二個訊息反應函數 $V_{1,t}$ 與 $V_{2,t}$。式 (11) 的右邊第二項為與式 (5) 相同的訊息反應函數。式 (11) 中的最右邊一項反映價格波動與交易量存在交互的效果。此處模型設計與 Simon (1997) 類似，代表交易量 (訊息衝擊) 對於波動度的影響須透過其與波動度的交互效果 (註[17])。

註[14] 與現貨市場相比，選擇權市場對於投資人而言具有槓桿擴充與無放空限制的優點。

註[15] 在後面實證研究中，我們採用的交易量變數為 $\Delta\log(OI_t)$為 OI_t 選擇權未平倉量。

註[16] 例如 Park、Switzer 與 Bedrossian (1999)，Bessembinder 與 Seguin (1993)及 Admati 與 Pflerderer (1988) 等。

註[17] 此處模型的設計符合The Mixture of Distributions Hypothesis (詳見Tauchen & Pitts, 1983; Richardson & Smith, 1994)

臺灣大學學術期刊資料庫

為了敘述方便，我們稱 (11) 為「VS-VOLUME-GARCH 模型」，與 VS-GARCH 不同之處在於多考慮了交易量與價格變動的交互影響。δ_0 與 δ_1 係數代表價格衝擊 (價格變動) 對波動度的不對稱效果及反轉效果，ϕ_0 及 ϕ_1 則代表訊息衝擊 (交易量) 對波動度不對稱及反轉的影響。

VS-VOLUME-GARCH 模型可說是 Longin (1997) 模型的延伸。模型中含有二個 threshold效果：第一個 Threshold 的效果為價格變動，門檻為 $\varepsilon_t=0$，反映了一般衝擊的不對稱效果。第二個 Threshold 的效果為交易量，門檻為前期交易量，反映了交易量 (訊息衝擊) 的不對稱效果。因此，若以 Longin (1997) 的角度，此 VS-VOLUME-GARCH 模型可視為 double-threshold GARCH 模型 (註[18])。

VS-VOLUME-GARCH 模型之參數估計結果可見表 3 (a) 與 (b)。當使用未標準化定義的 ε_t 時，表 3 (a) 的結果顯示訊息衝擊存在波動度不對稱結果與反轉現象 (ϕ_0 與 ϕ_1 皆顯著不為零) (除了歐元不存在反轉現象)。同時地，原來價格衝擊的不對稱結果與反轉現象仍然存在 (δ_0 與 δ_1 皆顯著不為零) (除了歐元反轉現象不存在)。當使用標準化定義的時 ε_t ，表 3 (b) 的結果與前一致，除了不存在反轉現象的選擇權由歐元轉為日幣而已。

上述的實證結果符合了 Easley 、 O'Hara 與 Srinivas (1998) 的早期研究結果，選擇權的交易意含有未來標的資產價格變動的訊息。此結果更支持 Back (1993) 的理論模型，選擇權市場的交易提供更廣泛，但不同於現貨市場上的訊息來源。選擇權對於標的資產價格變動的影響是透過其交易活動來傳遞的訊息。

為了將 VS-GARCH 與 VS-VOLUME-GARCH 兩個模型作比較，我們作 H_0：$\phi_0=\phi_1=\phi_2=0$ 的 LR 檢定。表 3 的結果顯示，除了標準化 ε_t 估計下的日圓選擇權之外，其餘均明顯拒絕虛無假設，因此 VS-VOLUME-GARCH 模型比 VS-GARCH 模型要來得更有解釋能力。

註[18] Longin (1997) 曾提出一個 Multiple-Threshold GARCH 模型。詳細內容可見於 Longin (1997) 的 Footnote 3。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3 (a) VS-VOLUME-GARCH 模型之係數估計表 (ε_t 為未標準化定義)

	英鎊	歐元	日幣	瑞士法郎
w_0	0.049**	0.049	0.048**	0.049**
	(0.00)	(0.17)	(0.00)	(0.00)
α	0.049**	0.048**	0.049**	0. 048**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
β	0. 050**	0.049	0.049**	0.048**
	(0.00)	(0.97)	(0.00)	(0.00)
δ_0	0.049**	0.049**	0.051**	0.049**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_1	0.050**	0.049	0.049**	0.049**
	(0.00)	(0.98)	(0.00)	(0.00)
δ_2	0.049**	0.049	0.048**	0.049**
	(0.00)	(0.26)	(0.00)	(0.00)
ϕ_0	6.35e-04**	6.31e-04**	6.17e-04**	6.13e-04 **
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
ϕ_1	-1.11e-04**	-1.11e-04	-1.08e-04**	-1.08e-04**
	(0.00)	(0.93)	(0.00)	(0.00)
ϕ_2	8.68e-06**	8.77e-06	8.82e-06 **	8.91e-06 **
	(0.00)	(0.71)	(0.00)	(0.00)
Log of Likelihood	3015.46	2893.89	1067.29	2713.76
$\chi_2^2(\mathrm{H}_0:\phi_0=\phi_1=\phi_2=0)$	902.69**	4723.24**	51598.18**	847.40**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

註：*為 10%的顯著水準，**為 5%的顯著水準，括弧內為 p-value。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3 (b) VS-VOLUME-GARCH 模型之係數估計表 (ε_t 為標準化定義)

	英鎊	歐元	日幣	瑞士法郎
w_0	0.048**	0.049**	0.048**	0.049**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
α	0.048**	0.048**	0.048**	0.049**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
β	0.049**	0.048**	0.048**	0.048**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_0	0.050**	0.049**	0.048**	0.049**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_1	0.051**	0.049**	0.048**	0.050**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
δ_2	0.048**	0.049**	0.048**	0.049**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
ϕ_0	1.08e-04 **	1.07e-04 **	6.18e-05 **	1.02e-04**
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
ϕ_1	-7.02e-04 **	-7.04e-04**	-1.68e-06	-7.04e-04**
	(0.00)	(0.00)	(0.63)	(0.00)
ϕ_2	7.60e-05**	7.69e-05**	1.74e-07	7.86e-05**
	(0.00)	(0.0)	(0.50)	(0.00)
Log of Likelihood	2683.44	2049.12	1478.03	2455.57
$\chi_2^2(\mathrm{H}_0:\phi_0=\phi_1=\phi_2=0)$	82491.60**	36000.92**	0.66	120.08**
	(0.00)	(0.00)	(0.71)	(0.00)

註：*為 10%的顯著水準，**為 5%的顯著水準，括弧內為 p-value。

臺灣大學學術期刊資料庫

陸、結論

一般研究外匯波動均以現貨市場的波動為主，但理論上衍生性金融商品由於交易成本低、市場限制較少，並且其隱含波動度為「事前」波動度，隱含著「預期」的意涵，因此衍生性金融商品的波動應該比現貨市場的波動更能反映市場的訊息。市場訊息透過市場參與者的投資策略反映在市場上，將會造成市場上的波動，且影響是不對稱和具有反轉現象的。基於以上推論，本研究以英鎊、歐元、日圓及瑞士法郎四種外匯選擇權作為研究標的，探討外匯波動是否具有不對稱效果以及不對稱效果是否因價格變動幅度而有反轉現象，並且檢驗選擇權交易量所代表的訊息衝擊是否亦造成類似的效果。主要研究結論綜合如下：

1.本文利用選擇權市場的資料證實價格衝擊對於外匯波動確實具有不對稱及反轉效果。

2.使用 NIC 曲線，本文發現“事前”觀念的隱含波動度較“事後”觀念的條件波動度要更敏感於市場的訊息。

3.本文定義“訊息”衝擊為由於選擇權的交易活動的變動 (交易量) 所造成的衝擊。實證結果發現此訊息衝擊對於外匯波動亦存在不對稱與反轉現象。此結果與上述價格衝擊的結果是同時存在的，此發現符合 Easley 、 O'Hara 與 Srinivas (1998) 的看法選擇權的交易活動含有未來標的資產價格的足夠訊息。此結果亦支持了Back (1993) 的結論選擇權市場並非多餘的，其交易活動提供了更廣泛且有別於標的現貨市場的訊息來源。

對投資人而言，本文的結論提供了許多新的啟示。首先，投資分析若要瞭解市場訊息對於市場波動的衝擊，隱含波動度應較條件波動度能提供更迅速，且更正確的資訊內涵。其次，相對於正面消息，投資人對於負面的消息往往會反應更激烈，這個不對稱現象雖早已經證實，但是本文中的“反轉”效果似乎告訴我們，若訊息的衝擊足夠小時，正面的消息反而較負面的消息反應更激烈。最後，投資人對於市場訊息衝擊的觀察應同時兼顧現貨的價格及選擇權的交易量。由於兩個市場交易制度上存在差異，兩者所呈現的資訊內涵應是獨立不同的。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

Admati, A. R., & Pflerderer, P. 1988. A theory of intraday patterns: Volume and price variability. ***Review of Financial Studies***, 1 (1): 1-40.

Avramov, D., Chordia, T., & Goyal, A. 2004. ***The impact of trades on daily volatility***. Working paper, University of Maryland, College Park, Maryland.

Back, K. 1993. Asymmetric information and options. ***Review of Financial Studies***, 6 (3): 435-472.

Bailey, W. 1988. Money supply announcements and the ex ante volatility of asset prices. ***Journal of Money, Credit and Banking***, 20 (4): 611-620.

Bates, D. S. 1996. Dollar jump fears, 1984-1992：Distributional abnormalities implicit in currency futures options. ***Journal of International Money and Finance***, 15 (1): 65-93.

Bessembinder, H., & Seguin, P. J. 1993. Price volatility, trading volume, and market depth: Evidence form futures markets. ***Journal of financial and Quantitative Analysis***, 28 (1): 21-39.

Black, F. 1976. Studies of stock price volatility changes. ***Proceedings of the American Statistical Association,*** Business and Economics and Statistics Section, 177-181.

Campbell, J., & Hentschel, L. 1992. No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. ***Journal of Financial Economics***, 31 (3): 281-318.

Cassano, M. A. 2001. How well can options complete markets？ ***Journal of Derivatives***, 9 (2): 7-17.

Christie, A. 1982. The stochastic behavior of common stock variances: Values, leverage and interest rate effects. ***Journal of Financial Economics***, 10 (4): 407-432.

Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. 1998. Investor psychology and security market under- and overreactions. ***Journal of Finance***, 53 (6): 1839-1886.

Davidson, W.N., Kim, J.K., Ors, E., & Szakmary, A. 2001. Using implied volatility on options to measure the relation between asset returns and variability. ***Journal of Banking and Finance***, 25 (7): 1245-1269.

Duffie, G. R. 1995. Stock returns and volatility: A firm-level analysis. ***Journal of Financial Economics***, 37 (3): 399-420.

Easley, D., O'Hara M., & Srinivas, P. S. 1998. Option volume and stock prices: Evidence on where informed traders trade. ***Journal of Finance***, 53 (2): 431-465.

Ederington, L. H., & Lee, J. H. 1996. The creation and resolution of market uncertainty: The impact of information release on implied volatility. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 31 (4): 513-539.

臺灣大學學術期刊資料庫

Engle, R. F., & Ng, V. K. 1993. Measuring and testing the impact of news on volatility. ***Journal of Finance***, 48 (5): 1749-1778.

Figlewski, S., & Webb, G. D. 1993. Options, short sales and market completeness. ***Journal of Finance***, 48 (2): 761-777.

Frechette, D. L., & Weaver, R.D. 2001. Heterogeneous expectations of traders in speculative futures markets. ***Journal of Futures Markets***, 21 (5): 429-446.

Fornari, F., & Mele, A. 1997. Sign- and volatility-switching ARCH models: Theory and applications to international stock markets. ***Journal of Applied Econometrics***, 12 (1): 49-65.

Glosten, L., Jagannathan, R., & Rundle, D. 1993. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. ***Journal of Finance***, 48 (5): 1779-1801.

Hong, H., Lim, T., & Stein, J. C. 1999. A unified theory of underreaction momentum trading and overreaction in asset markets. ***Journal of Finance***, 54 (6): 2143-2184.

Hung, J. 1997. Intervention strategies and exchange rate volatility: A noise trading perspective. ***Journal of International Money and Finance***, 16 (5): 779-793.

Ito, T., Lyons, R., & Melvin, M. 1998. Is there private information in the FX market? The Tokyo experiment. ***Journal of Finance***, 53 (3): 1111-1130.

Kia, A. 2003. Rational speculators and equity volatility as a measure of ex ante risk. ***Global Finance Journal***, 14 (2): 135-157.

Kim, M., & Kim, M. 2003. Implied volatility dynamics in the foreign exchange markets. ***Journal of International Money and Finance***, 22 (4): 511-528

Koutmos, G.. 1993. Exchange rate volatility during appreciations and depreciations. ***Journal of the Midwest Finance Association***, 22: 15-23.

Kyle, A. S. 1985. Continuous auctions and insider trading. ***Econometrica***, 53 (6): 1315-1336.

Levy, M., & Levy, H. 1996. The danger of assuming homogeneous expectations. ***Financial Analysts Journal***, 52 (3): 65-70.

Lewellen, J., & Shanken, J. 2002. Learning, asset-pricing tests, and market efficiency. ***Journal of Finance***, 57 (3): 1113-1146.

Longin F. M. 1997. The threshold effect in expected volatility: A model based on asymmetric information. ***Review of Financial Studies***, 10 (3): 837-869.

Nelson, D. 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. ***Econometrica***, 59 (2): 347-370.

臺灣大學學術期刊資料庫

Park, T. H., Switzer, L. N., & Bedrossian, R. 1999. The interactions between trading volume and volatility: Evidence from the equity options markets. ***Applied Financial Economics***, 9 (6): 627-637.

Peruga, R. 1996. Learning and the exchange rate：Exchange rate responses to money announcements in the early 1980s. ***Journal of International Money and Finance***, 15 (2): 167-190.

Peiers, B. 1997. Informed trades, intervention and price leadership: A deeper view of the microstructure of the foreign exchange market. ***Journal of Finance***, 52 (4): 1589-1614.

Rabemananjara R, & Zakoian, J. M. 1993. Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. ***Journal of Applied Econometrics***, 8 (1): 31-49.

Richardson, M., & Smith, T. 1994. A direct test of the mixture of distributions hypothesis: Measuring the daily flow of information. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 29 (1): 101-116.

Schwert, G.W. 1989. Why does stock market volatility change over time？ ***Journal of Finance***, 44 (5): 1115-1153.

Simon D. P. 1997. Implied volatility asymmetries in treasury bond futures options. ***Journal of Futures Markets***, 17 (8): 873-885.

Swidler, S., & Wilcox J.A. 2002. Information about bank risk in options prices. ***Journal of Banking and Finance***, 26 (5): 1033-1057.

Timmermann, A. 1993. How learning in financial markets generates excess volatility and predictability in stock prices. ***Quarterly Journal of Economics***, 108 (4): 1135-1145.

Tauchen, G. E., & Pitts, M. 1983. The price variability-volume relationship on speculative markets. ***Econometrica***, 51 (2): 485-506.

Wu, G.. 2001. The determinants of asymmetric volatility. ***Review of Financial Studies***, 14 (3): 837-859.

Zakoian, J. M. 1994. Threshold heteroskedastic models. ***Journal of Economic Dynamics and Control***, 18 (5): 931-955.

臺灣大學學術期刊資料庫