

# 貨幣政策、外匯市場與股票市場間恆常與暫時波動性之分析

## THE PERMANENT AND TEMPORARY VOLATILITY ANALYSES AMONG MONEY, FOREIGN EXCHANGE AND STOCK MARKETS

吳佩珊 鄭婉秀 邱建良  
淡江大學金融研究所  
邱哲修  
中國技術學院國貿系

Pei-Shan Wu Wan-Hsiu Cheng Chien-Liang Chiu  
*Graduate Institute of Money, Banking and Finance  
Tam-Kang University*

Jer-Shiou Chiou  
*Department of International Trade  
Chung-Kuo Institute of Techonology*

### 摘 要

本研究利用單變量及雙變量 VAR-GARCH 模型研究分析台灣股價、匯率與貨幣供給三變數間之關連性，並將條件變異數分解為恆常與暫時兩因子，進而分析其長、短期的影響關係。實證結果發現，貨幣供給對股價呈現正面且單向之因果關係，表示當政府採行寬鬆貨幣政策時，將會刺激市場上之投資，對股價產生正面影響，相反的股價對貨幣供給之影響力則較弱。換句話說，貨幣政策本身並不會受到股市之強烈干擾，政府可利用貨幣政策來管理股市。在匯率與貨幣供給方面，則呈現負相關，具雙向之因果關係，透過央行之公開市場操作，以及經常帳之變化來達成；至於股價與匯率在總和檢定中則呈現獨立之關係，兩者之關連性以貨幣供給為傳導媒介，是為間接影響。再者，在條件變異數分析方面，股價-貨幣供給、股價-匯率以及匯率-貨幣供給三組之波動性不論在長期、短期下都存在有相關性。

**關鍵詞：**貨幣政策、匯率、股價、GARCH、恆常波動性、暫時波動性

## ABSTRACT

This paper analyzes the relationship among stock price, exchange rate and monetary supply in Taiwan, using unit-variable and bi-variables VAR-GARCH model. We separate the conditional variance into permanent and temporary parts, in order to analyze the long-term and short-term effects among three variables. This paper finds that monetary supply affects stock price in a positive and one direction way. It indicates that the tight monetary policy can stimulate investment, in the following, stock price will go up, but monetary policy cannot be affected deeply by stock market. In other words, government can direct stock market through monetary policy. Exchange rate and monetary supply have adverse relationship, and they can affect to each other through open market operation of central market and the change in current account. We also find that the indirect relationship exists between stock price and exchange rate. Monetary policy plays the roles of intermediary. Lastly, volatility in every two variables has relationship whether in long-term or short-term period.

**Keywords:** Monetary policy, exchange rate, stock price, GARCH, permanent volatility, temporary volatility

## 壹、前言

國內金融市場的健全化以及國際化一直是台灣有關當局所面對的重大課題。身為國內資本市場中最重要的股票市場與外匯市場，不僅深負結合國內儲蓄及投資生產的重大責任，更必須達成足夠的深度與廣度，以因應未來亞太地區經濟之持續成長，以及區域間資金的融通與調度。股市可為一國經濟景氣之指標，股價上揚象徵市場投資熱絡，經濟繁榮，而股市長期下挫通常顯示國家經濟屬於衰退的階段，因此政府無不用方法以維持市場之繁榮，貨幣政策即是操控股市的一大利器，兩者間呈現正向關係，如：Thorbecke (1997)、Patelis (1997) 等。而匯率對股價之影響亦不

容小覷，因為台灣為一個進出口貿易比重極高之國家，經濟受匯率波動影響大，進而對貨幣供給及股市都會造成影響，如：Aiayi et al. (1996)、Lastrapes (1989) 等；另外，台灣股市近年來受到外資強烈牽制，匯率變動勢必對外來資金造成影響，連帶牽動股市。由此可見，三者間之關係環環相扣。

貨幣政策、外匯市場與股票市場間的關係一直是總體經濟的熱門話題，理論上貨幣學派學者認為，貨幣供給的增加會導致投資人重新調整貨幣數量占個人資產組合的比重，資產組合的調整將改變投資人對其它資產的需求，貨幣供給增加將使人們保有過多的貨幣餘額，於是人們會希望轉而尋求握有其它資產，因此資產如外匯、股票的價格也會跟著受到影響。另一方面，傳統經濟理

論認為由長期來看，貨幣供給增加，一般理性的社會大眾會充分修正與調整經濟行為決策，故貨幣供給增加無法改變實質經濟變數，如產出水準。所有效果將被反映在物價上漲上，物價上漲又可能引發大眾對通貨膨脹的預期，緊跟著提高名目利率水準，由於名目利率是投資人持有貨幣的機會成本，故機會成本的提高鼓勵投資人減少貨幣餘額占資產組合內容的比重，轉而投資在其它金融性資產上如股票與外匯等。

本研究利用雙變量 GARCH 模型探討貨幣政策、外匯市場與股票市場間之關連性，並將條件變異數分解為恆常因子與暫時因子兩部份，深入分析三變數間長、短期的影響關係。本研究在於試圖瞭解台灣市場貨幣供給、股市及匯市三者間長、短期之互動情形，討論貨幣政策的執行對股市及匯市所產生之實質效果，以及股、匯市間之因果關係，結果可為政府執行政策時之依據，投資人投資金融市場之準則。本研究共分為五大部分，第一部份為前言，第二部份為文獻回顧，第三部份為研究方法，第四部份為實證結果，最後為結論。

## 貳、文獻回顧

貨幣政策、外匯市場與股票市場間的關係一直是總體經濟的熱門話題，本文擬將三個經濟變數兩兩分組，分別探討其長、短期之影響力，進而將三者間之關係串連起來，綜合分析其整體之關連性。

### 一、股價與貨幣供給

在傳統財務理論中，股票價格決定於未來現金流量的現值總和，因此央行在採行擴張性貨幣政策時，會因對未來的現金流量產生實質效果或折現因子的下降，而導致股價的上升，此即是貨幣政策與股價兩者間呈現正向關係。一般來說，央行採行寬鬆貨幣政策的目的是在於刺激投資；貨幣供給增加，市場利率下跌，留置於金融機構內的資金機會成本大幅提高，投資人不願將資金繼續存放在銀行，促使投資人進場投資，刺激市場景氣，帶動股價上揚。但在貨幣經濟理論中認為貨幣政策是否具有實質效果，取決於投資人對未來的預期；若貨幣政策訊息能被大眾所充分預知，提前反應在股價上，則政策就不具任何實質效果，反之，貨幣政策對股市將具有影響效果。因此，當投資人對經濟情勢極為瞭解而能對未來做出正確的預測，或是央行政策提前曝光時，都會導致股價提前反應，股價成為貨幣政策之領先指標。不論貨幣供給與股價兩者間之領先或落後關係為何，股價與貨幣供給在實證上多呈現正向之關係。

Thorbecke (1997) 研究發現貨幣政策對事前與事後的股價報酬有重大的影響，符合貨幣政策至少在短期內對實質有重大影響的假設。Patelis (1997) 發現貨幣政策變數顯著影響股價未來報酬，貨幣政策變數是預測股價未來走勢的良好指標。Mukherjee and Naka (1995) 則指出經濟變數與股價存在共整合關係，股價與貨幣供給則呈現正向關係。Copper (1974) 實證顯示股價可預期較長期的貨幣供給變化。Mookerjee (1987) 探討九個國家的股價與貨幣供給之因果關係，結果顯示僅美國與英國的股票市場具有效率性，其餘如加、日、德、義、

瑞士均有不同程度的無效率情形出現，法國與比利時則呈現貨幣供給與股價無關的現象。Rozeff (1974) 則以遞延分配落後 (distributed lag) 的分析方式亦發現，股票市場領先貨幣供給約一至三個月。

## 二、股價與匯率

傳統的觀點認為匯率的變動透過國際貿易與貨幣供給兩種途徑，足以影響股價等實質經濟變數。就國際貿易而言，台灣為出口貿易比例重的國家，易受匯率波動影響，若經常收支帳為順差，表示出口值大於進口值，對新台幣的需求增加，新台幣升值，而順差也表示資金流入國內市場，股市上揚；反之，逆差將造成新台幣貶值，資金外流，股市下挫，顯見匯率（本文採用直接匯率）與股價呈現反向關係。而台灣股市近年來受到外資極大影響，投資人甚至將外資動作視為股市漲跌之指標，而外資與匯率變動息息相關，股市也因此受到牽動；當新台幣貶值，外資撤出台灣，在股市進行拋售動作，引起投資人恐慌，股市應聲下跌。另外，就貨幣供給角度而言，導因於央行進場干預匯率，例如當新台幣大幅度貶值，央行為穩住匯率，在公開市場大量賣出美元，收回新台幣，導致貨幣供給劇降，使得股價下跌，投資人信心驟降，如此將陷入惡性循環中，一九九七年的亞洲金融風暴，部份原因便是導因於這樣的惡性循環。

股價的變動也會影響匯率，從資產選擇理論的觀點而言，人們對國內外資產的選擇，不僅影響到國內外資產的相對價格，也影響到匯率的決定，根據效率資本市場理論，股價反應大眾對於未

來利率、匯率、與產出水準的預期，進而左右消費和投資的決定，這些都會影響總體經濟變數的水準及調整路徑。舉例來說，當投資人對股市看空時，表示對國內經濟情勢不抱信心，投資人會轉而投資外幣市場，對外匯需求增加，新台幣貶值，匯率上升，兩者呈現負向關係。

Abdalla and Murinde (1997) 探討新興國家中實質匯率和股價間相互關聯的情形，結果顯示韓國、巴基斯坦和印度之匯率會影響股價，而菲律賓則是股價會對匯率產生影響。Ajayi and Mougoue (1996) 利用八國的股匯市資料進行分析，發現股市與匯市存在共整合的現象，短期間本國股價對幣值有負面影響，但長期間對幣值則有正面效應；而本國貨幣貶值則不論短期或長期對該國股市都有不利的影響。Fang and Loo (1996) 研究發現匯率的變動率和股票報酬率呈反向關係。Smith (1992) 研究英鎊、馬克、及日圓三種貨幣的匯率與股價間關係，實證結果發現公債、貨幣供給額對匯率的影響效果非常弱，而股價對英鎊、馬克、及日圓三種貨幣的匯率都有顯著的影響。Oskooee and Sohrabian (1992) 探討美國 S&P500 指數對匯率的影響效果，結果發現在短期下兩者互有因果關係，但在長期下並沒有足夠的證據說明兩者間存在共整合關係。Ma and Kao (1990) 以外匯管制較少且資本較能自由流動之工業國家的貨幣進行實證分析，發現匯率水準對股價為正向關係，並說明貿易體系的順逆差與匯率水準的高低皆會影響到股市的發展。

## 三、貨幣供給與匯率

貨幣供給是央行操控匯率之有力工具，例如當新台幣過度貶值，央行便藉由公開市場操作，賣出美元，買回新台幣，將匯率拉回應有價位，但此舉會導致貨幣供給下降；而當新台幣過度升值時，央行會在公開市場拋售新台幣，增加貨幣供給，以維持匯率穩定。另外，進出口貿易也會對匯率及貨幣供給造成影響，若經常收支帳為順差，表示對新台幣的需求增加，新台幣有升值壓力，此時央行若欲維持匯率穩定，便會增加貨幣供給，反之，逆差將使新台幣存在貶值壓力，央行會藉由減少貨幣供給來穩定匯率，顯見匯率與貨幣供給呈現反向關係。Lastrapes (1989) 應用 ARCH 模型探討美元對五種外幣之匯率波動風險，實證結果顯示美國貨幣政策制度的轉變，將會影響四種匯率的 ARCH 過程，亦即美國的政策制度為全球投資人所無法規避的系統風險。

多位學者實證出貨幣對匯率的影響，並不限於短期之下，而影響期限該有多長則未有一致性的結論。Roley and Sellon (1998) 發現在 1974 年 9 月至 1979 年 9 月間貨幣政策對即期匯率的影響是顯著的，只有日圓匯率例外；而在 1987 年 10 月至 1994 年 12 月間則發現貨幣政策對即期匯率的影響大於遠期匯率。Lewis (1995) 以聯邦資金利率、非借入準備及 M1 代理貨幣政策針對馬克與日圓的匯率所做的研究指出，三種貨幣變數對即期匯率的影響皆不顯著，而非借入準備和 M1 對馬克的匯率在六週後始有顯著的影響效果，效果並持續增強至二十週。Eichenbaum and Evans (1995) 在衝擊反應函數中發現緊縮所造成的升值將會持續一段期間，且對匯率產生之最大衝擊多發生在兩年之後，而在變異

數分解中發現在浮動匯率時期，貨幣政策衝擊是影響美元匯率波動的主要因素之一。Dornbush (1976) 以過度反應模式指出貨幣政策對匯率最大的衝擊應發生在即期匯率。

#### 四、股價、匯率與貨幣供給間的關係

有關貨幣政策、股價與匯率三者間的動態關係，國內外學者之實證結果整理餘下：Ibrahim(2000)以因果關係檢定馬來西亞的股票市場與匯率間相互影響的關係，結果發現在長期下匯率與股票市場間無均衡關係，但在加入貨幣供給和準備的貨幣變數後，卻有共整合的現象；而在短期下亦呈現一致性之結果。林慶宏等 (1999) 研究發現台灣市場之 M1b 對股市僅存在單向的影響關係，M2 則與股、匯市呈現雙向的因果關係，而在金融資產選擇多樣化及外幣資產報酬的吸引下，股、匯市互為因果影響的成分居多。

分析以往學者做過的實證研究，發現以往學者的研究著重於貨幣政策、外匯市場與股票市場間長、短期之關連性，因果性關係與波動性之研究。建立在以前學者之研究基礎上，本研究在多變量 GARCH 模型中融入恆常與暫時因子的概念，深入探討貨幣政策、外匯市場與股票市場三者間之連動性，強調其長、短期的影響力。

### 參、研究方法

在傳統的計量經濟模型中，一般皆假設誤差項之變異數為固定，然而，大部分金融資產的時間序列資料都具有自我相關與波動群聚 (volatility clustering) 的現象。針對此問題，Engle (1982) 提出 ARCH 模型，允許條件變異數會受到前期誤差項平方的影響，隱含條件變異數會隨著時間的經過而改變，修正了齊質變異數不合理的假設。Bollerslev (1986) 進一步將 ARCH 模型擴展，提出一般化自我迴歸異質條件變異數模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)，認為條件變異數不僅受到前期誤差平方項的影響，也會受到前期條件變異數影響；GARCH 模型不但能掌握 ARCH 模型的特性，且在條件變異數的結構設定上更具彈性與精簡。根據大多數的實證結果指出，GARCH(1,1)模型可以對時間序列資料有相當良好的配適，如 Bollerslev (1986, 1987)、Engle and Bollerslev (1986) 及 Akgiray (1989)；本文同時使用 GARCH(2,1)、GARCH(1,2)、GARCH(2,2) 等模型進行檢驗，利用概似比例檢定法檢定發現，結果均認為 GARCH(1,1)為較適實證模型。因此本文將以 GARCH(1,1)為實證模型，分析貨幣供給、股價與匯率三者間之連動性。首先，將三時間序列資料兩兩配對，區分為股價-貨幣供給、股價-匯率以及匯率-幣供給等三組，分別以單變量、雙變量 VAR-GARCH 模型來探討，並利用零非條件共變異數 (Zero Unconditional Covariance, ZUC) 與零條件共變異數 (Zero Conditional Covariance, ZCC) 的限制條件來分析兩時間序列間存在長期或是短期之影響力。以下將簡要概述本文之研究方式：

### 一、單變量 GRACH 模型

本文以 GARCH(1,1)對三時間序列進行個別分析，模型設定如下：

$$y_{i,t} = \mu + \sum_{p=1}^n \gamma y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n \phi y_{j,t-p} + \varepsilon_t, \quad i \neq j$$

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

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

其中， $y_{i,t}$  與  $y_{j,t}$  為  $i$  與  $j$  資產第  $t$  期的月變動率， $p$  表示落後期數， $\Omega_{t-1}$  表示  $t-1$  期所有可能獲得的資訊， $h_t$  為時間序列  $y_{i,t}$  的條件變異數。而參數限制條件為  $\alpha_0 > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta > 0$  以及  $\alpha_1 + \beta < 1$ 。

### 二、雙變量 GARCH 模型

將三個時間序列兩兩配對，形成股價對貨幣供給、股價對匯率以及匯率對貨幣供給等三組，模型設定如下：

$$y_t = \omega + \beta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

其中， $y_t$ 、 $\omega$ 、 $y_{t-p}$  與  $\varepsilon_t$  皆為  $2 \times 1$  矩陣， $\beta$  為  $4 \times 4$  矩陣，將矩陣詳述如下：

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \sum_{p=1}^n \beta_{11p} & \sum_{p=1}^n \beta_{12p} \\ \sum_{p=1}^n \beta_{21p} & \sum_{p=1}^n \beta_{22p} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

而  $p$  為落後期,  $H_t$  為第  $t$  期的條件共變異數矩陣。

變量 GARCH 模型的條件共變異數矩陣有多種的參數化模型, 本文採用 Engle and Kroner (1995) 所提出的一般化正定型式, 其 GARCH (1,1) 過程的共變異數矩陣如下:

$$H_t = C'C + \sum_{k=1}^K A_k' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_k + \sum_{k=1}^K G_k' H_{t-1} G_k$$

其中  $C$  為上三角矩陣,  $A$  與  $G$  為對角化矩陣。模型中  $K$  的選定視過程的一般化程度, 在雙變量的與  $K=2$  的情況下, 得到一簡便的參數化模型, 並假設:

$$A_1 = \begin{bmatrix} a_{1,11} & 0 \\ 0 & a_{1,22} \end{bmatrix}, \quad A_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & a_{2,22} \end{bmatrix}$$

$$G_1 = \begin{bmatrix} g_{1,11} & 0 \\ 0 & g_{1,22} \end{bmatrix}, \quad G_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & g_{2,22} \end{bmatrix}$$

在上述的設定下可得:

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{12} c_{11} + a_{1,11} a_{1,22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11} g_{1,22} h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2) \varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2) h_{22,t-1}$$

此模型之優點為, 對  $h_{12,t}$  做假設檢定時不需額外對  $h_{11,t}$  與  $h_{22,t}$  加入任何限制, 且模型的設定隱含每一個共變異數矩陣內的元素為其歷史資料的函數, 故此一模型可視為正定的對角化 vech 型式。

本文在變動率的機率分配型態上是採用常態分配, 而一般學者在從事諸如此類的實證中尚有採用  $t$  分配、

GED (generalized error distribution) 等分配, 以期能夠得到更佳的解釋能力。Nelson (1991) 以利用 GED 分配來克服高狹峰的特性。仍有不學者指出以  $t$  分配或者 GED 分配來代替常態分配, 其殘差項仍具有高狹峰的特性, Kanas (1998) 從事實證研究時, 指出採用  $t$  分配或者 GED 分配並無法得到較常態分配較好的配適結果, 故本文實證採用常態分配, 並以最大似法 (MLE) 來估計模型中的參數:

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t)$$

其中  $\theta$  是未知的參數向量,  $T$  為觀察值個數,  $N$  為估計參數之個數。

在此架構下, 條件共變異數可分解成恆常與暫時因子, 假若多變量 GARCH 過程之共變異數為定態, 對任何暫時性共變異數之改變, 條件共變異數都將會回復到恆常的水準。為了區分非零的恆常因子與暫時因子, 本文以二種方式定義零共變異數, 本文依據 Darbar and Deb (1997) 以二種方式定義零共變異數, 並分別對兩者進行檢定, 程序如下。

定義一: 資產組合 ( $i, j$ ) 若滿足  $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) = 0$ , 則其為零非條件共變異數 (Zero Unconditional Covariance; ZUC)。假若誤差項為定態, 對資產組合 (1,2) 而言, 其非條件共變異數為:

$$E[\varepsilon_{1,t} \varepsilon_{2,t}] = E[h_{12,t}] = \frac{c_{12} c_{11}}{1 - a_{1,11} a_{1,22} - g_{1,11} g_{1,22}}$$

ZUC 的虛無假設定為  $H_0: c_{12} = 0$ , 此一虛無假設隱含非條件變異數 (或恆常水準) 為零。如果虛無假設為真, 表示任何偏離於零的條件變異數都會回復到零的水準。

定義二：資產組合  $(i, j)$  若滿足  $E(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t} | \mathcal{F}_{t-1}) = 0$ ，則其為零條件共變異數 (Zero Conditional Covariance; ZCC)。對 ZCC 的檢驗為： $E[\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t} | \mathcal{F}_{t-1}] = h_{12,t} = 0$ ，故條件（暫時）共變異數為零的假設即在檢定  $c_{12} = 0$ 、 $a_{1,22} = 0$  和  $g_{1,22} = 0$  的聯合限制式。

ZCC 的定義較 ZUC 更為嚴謹，因為其同時要求共變異數的恆常與暫時水準皆為零。根據 ZUC 與 ZCC 的檢定統計量，便可區別恆常與暫時的共變異數，例如：拒絕 ZCC 檢定，但卻接受 ZUC 之檢定，則表示暫時的共變異數不為零，而恆常的共變異數為零。ZUC 與 ZCC 的檢定都是依據概似比率檢定統計量，而 ZUC 為  $\chi^2(1)$  分配，ZCC 為  $\chi^2(2)$  分配。

## 肆、實證結果

### 一、資料來源與處理

本文針對台灣貨幣政策、匯率及股票市場之關連性進行研究，研究期間為 1982 年 1 月至 2001 年 3 月（受限於匯率自 1982 年後才有較大之變動），共 231 筆資料。為配合股票與外匯市場之高流動性，本文採用 M1b 為貨幣政策代表；據定義， $M1b = \text{通貨淨額} + \text{支票存款} + \text{活期存款} + \text{活期儲蓄存款}$ ，為流動性較佳之貨幣，而  $M2 = M1b + \text{準貨幣}$ ，包含無法立即按等價兌換通貨特性之資產；因此，本文在分析貨幣政策與股票、外匯市場等流動性佳之市場時，首以 M1b 為考量。貨幣政策以 M1b 為代表，匯率為新台幣兌美元之價格（直接報價），股票市場則

是以台灣證券交易所發行量加權股價指數為代表。所有樣本資料取自於教育部 AREMOS 經濟統計資料庫。

而本文也事先將三項金融時間序列資料以對數形式轉換為月變動率，即  $Y_{i,t} = (\ln X_{i,t} - \ln X_{i,t-1}) \times 100$ ，其中， $Y_{i,t}$  為  $i$  資產第  $t$  期的月變動率， $X_{i,t}$  與  $X_{i,t-1}$  分別為  $i$  資產第  $t$  與  $t-1$  期之價格或數量， $\ln X_{i,t}$  與  $\ln X_{i,t-1}$  則為取自然對數後之價格或數量。

將股價、貨幣供給及匯率三變數先進行基本統計量分析，結果列於表一。由表中可以發現股價與貨幣供給變動率之平均值為正，而匯率之平均值為負值，顯示這 19 年來，股價與貨幣供給額在平均下呈現上揚之趨勢，而匯率下滑，表示新台幣有升值趨勢。在峰態係數方面，三變數皆在 1% 顯著水準下顯著，表示三者皆有厚尾現象，這點可由 Jarque-Bera 之常態分配檢定得到證實。而 Ljung-Box 的  $Q(20)$  統計量顯示日報酬率的資料具有序列相關的特性。

### 二、ARCH 效果之檢定

在進行單變量 GARCH(1,1) 模型估計之前，必須先檢定三變數在 VAR 模型中所產生的殘差項是否具有 ARCH 現象。本文採用 Ljung-Box 之  $Q$  檢定法針對三變數的殘差項及殘差項平方作序列相關檢定，若殘差項不具序列相關，而殘差項平方具有序列相關，則顯示存在 ARCH 現象；此外，本文同時採用 Engle (1982) 的 LM (Lagrange multiplier) 卡方檢定對殘差項進行分析，結果列於表二。由表二結果顯示在 LM 檢定下，股價、貨幣供給與匯率均具有 ARCH 效果。

### 三、單變量 GARCH(1,1)模型之實證結果

本文將三變數兩兩分組，成為「股價-貨幣供給」、「股價-匯率」以及「匯率-貨幣供給」三組，分別探討兩者間之關連性。首先，以 AIC 準則決定每組之最適落後期，結果列於表三，顯示「股價-貨幣供給」及「股價-匯率」兩組之最適落後期為 6 期，而「匯率-貨幣供給」之最適落後期為 3 期。

表四為單變量 GARCH(1,1)模型之估計結果。在變異數方面，發現六組之  $a_{10}$ 、 $a_{11}$  與  $a_{12}$  均為正，且  $a_{11}+a_{12}<1$ ，符合單變量 GARCH 模型的穩定條件。在迴歸方程式部份，區分成三組來說明，分別就估計值之符號檢驗其正、負相關，再經由總和檢定確定兩者間之影響力。在第一組[股價-貨幣供給]中，發現 Model-1 之參數  $b_{21}$ 、 $b_{22}$  及  $b_{24}$  分別為 0.5623、0.42 與 0.4236，皆具 5%顯著水準，而總和檢定之結果具 1%顯著水準，表示貨幣供給對股價呈現顯著正相關，隱含著當政府採行寬鬆貨幣政策時，會刺激股市發展；在 Model-2 中參數  $b_{21}$ 、 $b_{22}$  在 5%顯著水準下顯著，但參數  $b_{24}$  至  $b_{25}$  都為負值，必須藉由總和檢定來判斷股價是否會影響貨幣供給，結果發現總和檢定之卡方值為 0.049，無法拒絕虛無假設，顯示股市之變化並不會影響貨幣供給之調整，表示股價波動對貨幣供給之影響仍不夠強烈。第二組為[股價-匯率]，經總和檢定發現兩者間互相獨立，彼此不受影響，這與現實社會之情形似乎不符合，本文認為可能原因在於股市與匯率間的連動性，都是透過貨幣供給之變化來傳達，兩者間呈現間接影響之關係，這論點可由第一組與第三組之結果得到證實。第

三組為[匯率-貨幣供給]，其 Model-1 與 Model-2 中之參數  $b_{21}$ 、 $b_{22}$  及  $b_{23}$  多為負值，顯示兩變數間之負向關係，而在總和檢定下，兩者呈現雙向之影響力。總括來說，貨幣供給對股價呈現單方面之正向影響力，匯率與貨幣供給呈現負相關，具雙向因果關係，至於股價與匯率間之變化則是透過貨幣供給變化為傳導媒介，因此兩變數為間接影響之關係，導致總和檢定之結果並不顯著。若僅由單變量之個別檢定結果來分析兩變數間之關連性，恐會忽略兩變數間之互動因素，因此，本文進一步以雙變量 GARCH 模型進行分析，更能確定三者間之關連性。

### 四、雙變量 VAR-GARCH(1,1)模型之實證結果

本文進一步以雙變量 VAR-GARCH(1,1)模型對三變數之關連性進行實證研究，結果列於表五，總和因果關係之檢定整理於表六，首先將利用總和檢定確定兩變數間確實存在有因果關係，再分析參數估計值之結果。在第一組[股價-貨幣供給]中，發現總和檢定下，貨幣供給對股價僅存在單向之因果關係，回到表五之結果，參數  $B_{121}$ 、 $B_{122}$ 、 $B_{124}$  及  $B_{125}$  之估計值分別為 0.5321、0.5126、0.3754 以及 0.2753，均具 1%顯著水準，顯見貨幣供給對股價呈現正向之影響力；表示當政府採行寬鬆貨幣政策時，市場資金寬裕，利率降低，刺激市場上之投資，對股價產生正面影響。反觀股價對貨幣供給之影響，發現參數  $B_{211}$  至  $B_{216}$  之估計結果正負參半，但僅參數  $B_{216}$  為 -0.0237 具 1%顯著水準，隱含當股市過熱，瀕臨泡沫危機時，央行會採行緊縮性貨幣政策來緩和市

表一 三變數之基本統計量

	股價指數	貨幣供給	匯率
平均數	1.027	0.979	-0.063
標準差	9.360	2.578	1.299
偏態係數	0.330 **	-0.019	0.314 *
峰態係數	1.837 ***	0.902 ***	6.472 ***
最大值	37.441	8.238	7.275
最小值	-27.972	-8.349	-4.610
Q(20)	46.056 ***	163.597 ***	86.236 ***
JB	36.506 ***	7.812 **	405.239 ***

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

2.Q(20)代表時間序列之 Liung-Box 的 Q 統計量。

3.峰態係數為扣除 3 之後之結果。

4.JB 代表 Jarque-Bera 之常態分配檢定統計量。

表二 ARCH 效果檢定

變數名稱	股價指數	貨幣供給	匯率
$\varepsilon_t$ 之 Q(6)	17.2618	107.4250***	21.0950
$\varepsilon_t^2$ 之 Q <sup>2</sup> (6)	107.0101***	93.6903***	58.4590***
LM 檢定	50.509***	64.546***	33.519***

表三 最適落後期之選取-AIC 準則

落後期 \ 組別	股價 - 貨幣供給	股價 - 匯率	匯率 - 貨幣供給
1	1394.96	1077.19	501.022
2	1376.45	1071.24	496.583
3	1374.48	1072.11	492.034*
4	1372.48	1064.35	494.201
5	1369.28	1061.67	493.737
6	1368.33*	1059.56*	494.807

註：\*為依據 AIC 準則所選取的最適落後期。

表四 單變量 GARCH(1,1)模型之估計結果

參數	股價-貨幣供給		股價-匯率		匯率-貨幣供給	
	Model-1	Model-2	Model-1	Model-2	Model-1	Model-2
b <sub>10</sub>	-0.6058	0.6131 ***	0.5813	-0.0670	0.0399	0.8298 ***
b <sub>11</sub>	0.2876 ***	0.3883 ***	0.3802 ***	0.5282 ***	0.5249 ***	0.3138 ***
b <sub>12</sub>	-0.1764 ***	0.0342	-0.1064 *	-0.1462 **	-0.1789 **	-0.0672
b <sub>13</sub>	0.0157	-0.0458	0.0583	0.1423 **	0.1475 **	-0.1813 **
b <sub>14</sub>	-0.0768	-0.1302 ***	-0.0687	-0.0281		
b <sub>15</sub>	0.0271	0.2359 ***	-0.0232	0.0907		
b <sub>16</sub>	-0.0675	-0.0601	-0.0516	0.0826		
b <sub>21</sub>	0.5623 ***	0.0157 **	0.0937	0.0030	-0.0079	0.0252
b <sub>22</sub>	0.4200 **	0.0187 **	-0.2281	-0.0004	-0.0367	-0.1365
b <sub>23</sub>	0.0525	0.0017	0.7401 *	-0.0157	-0.0261	-0.1606
b <sub>24</sub>	0.4236 **	-0.0113	-0.5900	0.0225 ***		
b <sub>25</sub>	0.2432	-0.0035	-0.8947 **	-0.0034		
b <sub>26</sub>	-0.2247	-0.0175	0.5610	-0.0019		
a <sub>10</sub>	2.8155 ***	2.5620 ***	3.2948 **	0.2123 ***	0.2599 ***	0.6577 ***
a <sub>11</sub>	0.1280 ***	0.2998 ***	0.1723 ***	0.3961 ***	0.4339 ***	0.1536 ***
a <sub>12</sub>	0.8349 ***	0.2398 ***	0.7910 ***	0.4783 ***	0.4251 ***	0.7627 ***
總和檢定	18.5660 ***	0.0429	0.2592	0.1568	3.4586 *	2.9613 *
Q(6)	9.9493	69.3992 ***	17.1398	21.1875	20.8132	58.7826 ***
Q <sup>2</sup> (6)	38.3527 ***	85.0446 ***	4.7965	12.6951	13.5365	51.9855 ***
概似函數值	-606.5458	-329.9218	-610.2299	-180.9609	-186.6706	-367.4455

註：1. 單變量 GARCH(1,1)之模型如下：

$$\text{Model-1: } y_{1,t} = b_{10} + \sum_{p=1}^n b_{1p,t-p} y_{1,t-p} + \sum_{p=1}^n b_{2p} y_{2,t-p} + \varepsilon_t, \quad |t| \quad t-1 \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_{10} + a_{11} \varepsilon_{t-1}^2 + a_{12} h_{t-1}$$

$$\text{Model-2: } y_{2,t} = b_{10} + \sum_{p=1}^n b_{1p,t-p} y_{2,t-p} + \sum_{p=1}^n b_{2p} y_{1,t-p} + \varepsilon_t, \quad \text{變異數部份同 Model-1.}$$

每組之 $[y_{1,t}, y_{2,t}]$ 分別表示[股價,貨幣供給]、[股價,匯率]以及[匯率,貨幣供給]。

2. 總和檢定之虛無假設為  $H_0: \sum_{p=1}^n b_{2p} = 0$  ,  $n=3$  或  $6$  , 各模型皆相同。
3.  $Q(20)$ 表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的  $Q$  統計量,  $Q^2(6)$ 為標準化殘差項平方 Ljung-Box 的  $Q$  統計量。
4. \*, \*\*, \*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。
5. [股價-貨幣供給]及[股價-匯率]之最適落後期為 6 期, [匯率-貨幣供給] 之最適落後期為 3 期。

場，兩者呈現負向關係；但在總和檢定中，股價對貨幣供給影響並不顯著，顯示此方向之影響關係極弱，整體而言，貨幣供給對股價的單向影響關係較為強烈，表示貨幣政策本身並不會受到股市之強烈干擾，政府可利用貨幣政策來管理股市。

第二組為[股價-匯率]，總和檢定之結果發現兩變數並不互相影響，呈現彼此獨立的情形，這與先前學者所做之研究分析不同，本文認為原因在於股價與匯率的連動多是透過貨幣供給的傳導媒介，兩者為間接影響關係所致，雖然股價與匯率也會透過外資之變動而直接影響，而台灣股市近年來又受外資大力影響，但整體來說，外資投資對匯市產生影響之比重並不重，仍不敵央行進場干預力量及經常帳收支變動之影響，因此總和檢定中之結果為不顯著。結合表五中之估計結果來說明，其中 B124、B125 及 B126 參數的估計結果分別為 -0.5624、-0.9282 及 0.6541，皆具 1%顯著水準，負向影響較為強烈，由央行操控匯率之角度來分析，當匯率大幅上升時，央行為避免新新台幣過度貶值，偏離基本面，會進場大量拋售外匯，收回新新台幣，導致貨幣供給下降，連帶使得股價下跌，顯見匯率與股價為負相關；而由外資投資之角度來分析，新台幣貶值，外資撤出，投資人信心瓦解，股市下跌。另外，在股市影響匯市方面，由表五可以發現，參數 B211 至 B216 之估計值為正負參半的情形，原因為股價變動對貨幣供給會有正負兩極之影響力，間接對匯市也造成不定之影響，使得總和檢定之結果並不顯著；而其中 B214 之估計值為 0.0208，為顯著正值，反映出股價受外資影響之結果，也就是

說，當股市為多頭格局時，外資獲利了結，對外匯需求增加，匯率上揚，顯見兩者間之正向關係，但終因外資影響匯市之比重較小，總和檢定之結果並不顯著。

第三組為[匯率-貨幣供給]，經由總和檢定發現，匯率與貨幣供給會相互影響，具有雙向之因果關係。而在迴歸方程式部份，參數 B122 之估計值為 -0.0435，具 5%顯著水準，表示貨幣供給對匯率產生負面影響，在台灣，債券市場尚未完全發展成熟，所以對台灣投資人而言，股票與外匯是兩個主要投資工具，使得當央行採行緊縮貨幣政策時，股價下挫，投資人對股市信心不足，轉而投資外匯，對外匯需求增加，導致匯率上升，可見貨幣供給對匯率造成負面影響。另外，在匯率對貨幣供給的影響方面，由表五中發現兩者呈現負向關係，此可由兩方面來說明分析，一為央行之公開市場操作行為：當新新台幣貶值，匯率急遽上升，央行為避免投機客炒作匯市，使得新台幣價值過度偏離基本面，會進場干預交易，在市場上大量拋售美元，將匯率拉回，以維持匯率之穩定，也就是匯率上升使得貨幣供給下降，兩者為負向關係。二為經常帳之影響：進出口貿易佔台灣經濟體系之比重極高，因此經常帳之變化對匯市造成影響，進而影響貨幣供給，例如當經常帳因新台幣相對貶值或其它經濟因素而呈現順差時，出口商握有大量外匯，外匯供給上升，造成匯率下降，新台幣有升值空間，央行為穩定匯率，會增加貨幣供給；反之，當經常帳為逆差時，進口商資金大量流出，國外出口商對外匯之需求上升，造成匯率上升，新台幣有貶值壓力，促使央行減少貨幣供給，以

維持匯率穩定，顯見匯率對貨幣供給之影響為負面關係。

綜合以上分析可以發現，股價、匯率與貨幣供給三者間之關連性極為密切，貨幣供給對股價呈現正面且單向之因果關係，而股價對貨幣供給有正反兩極之影響，正負相抵之結果造成總和檢定中發現無足夠證據顯示股價對貨幣供給存在影響力；匯率與貨幣供給呈現負相關，兩變數具有雙向之因果關係；至於股價與匯率在總和檢定中呈現獨立之關係，推論兩者之關連性多以貨幣供給為傳導媒介，是為間接影響所致。

承續前面之分析，本文再採用概似比檢定法來檢定每組中之條件變異數，分析兩變數間具有恆常（ZUC）或是暫時（ZCC）的影響力，結果整理於表七。實證結果發現，[股價-貨幣供給]、[股價-匯率]以及[匯率-貨幣供給]三組在 ZUC 與 ZCC 檢定下皆顯著拒絕非條件與條件變異數為零之虛無假設，表示兩變數間之波動性不論在長期、短期下都存在有相關性，就以串連三組之貨幣供給而言，政府決定採行貨幣政策後，宣告時之宣示效果短期會對市場造成影響，而實質影響力則需要較長期的時間，可見其長、短期之影響力；這與 Mukherjee and Naka（1995）、Abdalla and Murinde（1997）、Ajayi and Mougoue（1996）及 Ibrahim（2000）的實證結果相同。

## 伍、結論

作為國內資本市場中最重要的股票

市場與外匯市場，不僅身負結合國內儲蓄及投資生產的重大責任，更必須達成足夠的深度與廣度，以因應未來亞太地區經濟之持續成長，以及區域間資金的融通與調度。因此，本研究利用 VAR-GARCH 模型深入探討台灣貨幣政策、外匯市場與股票市場間之關連性，並將條件變異數分解恆常與暫時因子兩部份，分析其長、短期的影響關係。實證結果發現，股價、匯率與貨幣供給三者間之關連性極為密切，且單變量與雙變量 GARCH 模型之估計結果具一致性。其中，貨幣供給對股價呈現正面且單向之因果關係，表示當政府採行寬鬆貨幣政策時，刺激市場上之投資，對股價產生正面影響，而股價對貨幣供給之影響力弱，換句話說，貨幣供給對股價的單向影響關係較為強烈，而既然貨幣政策本身並不會受到股市之強烈干擾，政府可利用貨幣政策來管理股市；匯率與貨幣供給呈現負相關，兩變數具有雙向之因果關係，這可透過央行之公開市場操作，以及經常帳之變化兩種方向來進行；至於股價與匯率在總和檢定中呈現獨立之關係，推論兩者之關連性多以貨幣供給為傳導媒介，是為間接影響所致，而外資之變化雖可促成股價與匯率間產生直接影響，終因外資影響匯市的比重較小，總和檢定之結果並不顯著。再者，本文利用 ZUC 及 ZCC 檢定對條件變異數進行分析，結果發現，[股價-貨幣供給]、[股價-匯率]以及[匯率-貨幣供給]三組之波動性不論在長期、短期下都存在有相關性，就以串連三組之貨幣供給而言，政府決定採行貨幣政策後，宣告時之宣示效果短期會對市場造成影響，而實質影響力則需要較長期的時間，可見其長、短期之影響力。

表五 雙變量 VAR-GARCH(1,1)模型之估計結果

組別	股價 - 貨幣供給	股價 - 匯率	匯率 - 貨幣供給
B <sub>110</sub>	-0.7730 ***	0.6785 ***	0.0993 **
B <sub>111</sub>	0.2737 ***	0.3685 ***	0.5542 ***
B <sub>112</sub>	-0.2080 ***	-0.1440 *	-0.2228 ***
B <sub>113</sub>	-0.0077	0.0545	0.1337 *
B <sub>114</sub>	-0.0372	-0.0145	
B <sub>115</sub>	0.0679	-0.0150	
B <sub>116</sub>	-0.0763 ***	-0.0618	
B <sub>121</sub>	0.5321 ***	-0.0423	-0.0165
B <sub>122</sub>	0.5126 ***	-0.0418	-0.0435 **
B <sub>123</sub>	0.1022	0.6912	-0.0284
B <sub>124</sub>	0.3754 ***	-0.5624 ***	
B <sub>125</sub>	0.2753 ***	-0.9282 ***	
B <sub>126</sub>	-0.1043	0.6541 ***	
B <sub>210</sub>	0.6632 ***	-0.0422	0.8103 ***
B <sub>211</sub>	-0.0048	0.0078	0.0116
B <sub>212</sub>	0.0053	-0.0037	-0.1085
B <sub>213</sub>	-0.0122	-0.0083	-0.1821
B <sub>214</sub>	0.0042	0.0208 **	
B <sub>215</sub>	0.0093	-0.0023	
B <sub>216</sub>	-0.0237 ***	-0.0046	
B <sub>221</sub>	0.4122 ***	0.6167 ***	0.3682 ***
B <sub>222</sub>	-0.0606	-0.1393 *	-0.1072
B <sub>223</sub>	-0.0732	0.1334 *	-0.1428 *
B <sub>224</sub>	-0.0425	0.0086	
B <sub>225</sub>	0.2067 ***	0.1850 ***	
B <sub>226</sub>	-0.0637	0.0134	
C <sub>11</sub>	1.9087 ***	2.2754 ***	0.5237 ***
C <sub>12</sub>	1.5777 ***	-0.6615 ***	-0.6546 ***
C <sub>22</sub>	-0.8527 ***	0.0871	1.2838 ***
A <sub>111</sub>	0.3752 ***	0.4737 ***	0.7523 ***
A <sub>122</sub>	0.5882 ***	-0.1276	0.1055 ***
A <sub>222</sub>	0.1771	-0.8173 ***	0.0258
G <sub>111</sub>	0.9005 ***	-0.8449 ***	0.5844 ***
G <sub>122</sub>	0.3076 ***	-0.3112	0.7429 **
G <sub>222</sub>	-0.0111	0.0146	0.2525
變數名稱	股價	股價	匯率
Q(20)	8.4358	17.9998	22.5397
Q <sup>2</sup> (20)	28.2882	16.7746	14.6387
變數名稱	貨幣供給	匯率	貨幣供給
Q(20)	57.7076 ***	24.9979	62.0526 ***
Q <sup>2</sup> (20)	68.8031 ***	17.0652	79.3354 ***
概似函數值	-801.17	-633.68	-389.84

註：1. \*, \*\*, \*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%之顯著水準。

2. Q(6)表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的 Q 統計量, Q<sup>2</sup>(6)為標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量。

## 3. 雙變量 GARCH(1,1)模型設定為：

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{110} \\ B_{210} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{p=1}^n B_{11p} & \sum_{p=1}^n B_{12p} \\ \sum_{p=1}^n B_{21p} & \sum_{p=1}^n B_{22p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

其中，每組之 $[y_{1,t} \ y_{2,t}]$ 分別表示[股價,貨幣供給]、[股價,匯率]以及[匯率,貨幣供給]，而共變異數矩陣( $H_t$ )內的元素為：

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1} \\ h_{12,t} &= c_{12} c_{11} + a_{1,11} a_{1,22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11} g_{1,22} h_{12,t-1} \\ h_{22,t} &= c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2) \varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2) h_{22,t-1} \end{aligned}$$

表六 總和檢定之結果

組別	股價 - 貨幣供給	股價 - 匯率	匯率 - 貨幣供給
檢定 (註)	(貨幣供給影響股價)	(匯率影響股價)	(貨幣供給影響匯率)
	51.1821 ***	0.2129	8.2941 ***
檢定 (註)	(股價影響貨幣供給)	(股價影響匯率)	(匯率影響貨幣供給)
	1.3604	0.7054	3.9433 *

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%之顯著水準。

- 檢定 之虛無假設  $H_0: \sum_{p=1}^n b_{12p} = 0$ ， $n=3$  或  $6$ ；檢定 之虛無假設  $H_0: \sum_{p=1}^n b_{21p} = 0$ ， $n=3$  或  $6$
- [股價-貨幣供給]及[股價-匯率]之最適落後期為 6 期，[匯率-貨幣供給]之最適落後期為 3 期。

表七 恆常與暫時性波動之估計結果

組別	股價 - 貨幣供給	股價 - 匯率	匯率 - 貨幣供給
ZUC	4.82 ***	51.58 ***	6.07 ***
ZCC	29.49 ***	84.24 ***	24.92 ***

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%之顯著水準。

- ZUC 檢定之虛無假設為  $C12=0$ ，服從  $\chi^2(1)$ 分配，ZCC 檢定之虛無假設為  $C12=0$ 、 $A122=0$ 、 $G122=0$ ，服從  $\chi^2(2)$ 分配。

## 參考文獻

### 一、中文部分

1. 林慶宏、李慶男、馮振杰(1999),「臺灣股、匯市與利率及貨幣供給之互動關係」, 臺灣經濟金融月刊, 35 卷 411 期, 15-22。

### 二、英文部分

1. Abdalla, S. A. & V. Murinde. (1997). Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets : Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. Applied Financial Economics, 7, 25-35.
2. Ajayi, R. A. & M. Mougoue. (1996). On the Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates. The Journal of Financial Research, XIX ( 2 ) , 193-207.
3. Akgiray, V. (1989). Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts. Journal of Business, 62(1), 55-80.
4. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31, 307-28.
5. Bollerslev, T. (1987). A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. Review of Economic & Statistics, 69(3), 542-47.
6. Cooper, P. (1974). Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money. Journal of Finance, 19, 887-908.
7. Darbar, S. M. & Deb, P. (1997). Co-movements in International Equity Markets. Journal of Financial Research, 20(3), 305-22.
8. Dornbush, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. Journal of Political Economy, 84 ( 6 ) , 1161-1176.
9. Eichenbaum, M. & C. L. Evans. (1995). Some Empirical on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rate. Quarterly Journal of Economics , 443, 975-1009.
10. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50(4), 987-1007.
11. Engle, R. F. & Bollerslev, T. (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variances: Reply. Econometric Reviews, 5(1), 81-87.
12. Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. Econometric Theory. 11 ( 1 ) , 122-50.
13. Fang, H. & J. Loo. (1994). Dollar Value and Stock Return. International Review of Economics and Finance. 3 ( 2 ) , 221-231.
14. Ibrahim, M. H. (2000). Co-integration and Granger Causality Tests of Stock

- Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia. Asian Economic Bulletin, 17 ( 1 ) , 36-47.
15. Kanas, A. (1998). Testing for a Unit Root in ERM Exchange Rates in the Presence of Structural Breaks: Evidence from the Bootstrap. Applied Economics Letters, 5(7), 407-10.
16. Lastrapes, W. D. (1989). Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy : An ARCH Application. Journal of Money, Credit and Banking, 21 ( 1 ) , 66-77.
17. Lewis, K. K. (1995). Are foreign exchange intervention and monetary policy related, and does it really matter? Journal of Business, 68, 185-214.
18. Ma, C. K. & G. W. Kao. (1990). Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions. Journal of Business and Accounting, 17, Summer, 441-450.
19. Mookerjee, R. (1987). Monetary Policy and the Informational Efficiency of the Stock Market : The Evidence from Many Countries. Applied Economics, 19( 11 ), 1521-32.
20. Mukherjee, T. K. & Naka, A. (1955). Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and The Japanese Stock Market: an Application of a Vector Error Correction Model. Journal of Finance Research, 223-327.
21. Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. Journal of Monetary Economics, 10(2), 139-62.
22. Oskooee, M. B. & A. Sohrabian. (1992). Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar. Applied Economics, 24, 459-464.
23. Patelis, A. D. (1997). Stock Return Predictability and The Role of Monetary Policy. Journal of Finance, LII ( 5 ) , 1951-1972.
24. Roley, V. V. & Sellon, G. H, Jr. (1998). Monetary Policy Actions, Intervention, and Exchange Rates: A Reexamination of the Empirical Relationships Using Federal Funds Rate Target Data. Journal of Business, 71(2), 147-77.
25. Rozeff, M. S. (1974). Money and Stock Prices: Market Efficiency and the Lag in Effect of Monetary Policy. Journal of Financial Economics, 1(3), 245-302.
26. Smith, C. E. (1992). Stock Markets and the Exchange Rate : Multi-country Approach. Journal of Macroeconomics, 14 ( 4 ) , 607-29.
27. Thorbeke, W. (1997). On Stock Market Returns and Monetary Policy. The Journal of Finance, 635-653.

2001年05月28日收稿  
2001年06月04日初審  
2001年07月09日接受