

台灣股票及外匯市場價量線性與非線性因果關係之探討

陳仕偉

東海大學經濟系

40744 台中市西屯區台中港路三段 181 號

TEL: 886-4-23590121 ext. 2922

FAX: 886-4-23590702

Email:schen@mail.thu.edu.tw

陳俊偉

東海大學經濟系

April 10, 2004

摘要

自從民國七零年代開始,為順應金融市場國際化的世界潮流,我國政策目標即確立了金融自由化、國際化以及建立台灣成為亞太營運中心,因而放寬外人投資,促進證券市場的國際化,國內經濟及金融發展的深度及廣度便逐步擴展。隨著外人投資國內股市資金的增加,加上投資者可能經由外匯市場進行避險,因此股票及外匯市場之間的波動可能存在互相影響的關係,而價量之間的互動關係是本文所關心的議題。為了瞭解股、匯市之間可能存在的動態關係,我們首先採用多變量自我迴歸模型,以 Granger 線性因果關係檢定法進行探討。除此之外,並更進一步採用 Hiemstra and Jones 所提出的非線性 Granger 因果關係檢定,檢視台灣每日股、匯市價量間可能存在的非線性動態關係。實證結果發現:台灣股、匯市價格及交易量之間普遍存在著線性因果關係,而在非線性因果關係方面,則是匯市成交量領先股市成交量,而股市成交量與股市報酬率存在反饋關係,股市報酬率領先匯率變動率。但是經過波動異質性調整之後,我們發現非線性因果關係不復存在,其可能原因是台灣股匯市價量間非線性因果關係是由波動性群聚效果所造成。

關鍵詞: 股票市場、外匯市場、線性及非線性 Granger 因果關係、BDS 檢定

JEL 分類代號: C12, G1

1 前言

臺灣地區經濟體質屬於小開放型經濟，對外貿易依存度非常高，且在金融環境日趨開放之際，金融市場之自由化與國際化已成爲世界主流，爲此，政府近年來亦積極修改相關金融規章和開放本國金融市場，而此一開放性政策，將隨著外人投資國內股市資金的增加，以及國人對外國金融資產的投資，使得台灣與其他各國之經濟愈來愈趨於整合，因此跨國的資產市場（如股票市場及外匯市場）之間的關係亦更加密切，同一國家內的各種資產價格的波動亦有可能相互影響。無疑使得國內股票市場和外匯市場更加緊密結合。

股票市場的價格在金融活動中扮演著重要的角色，無論是從國家發展或是從企業集資的角度來看，股票價格的波動會影響資產配置的情況；是故股票市場價格波動與其他經濟活動的關聯性，一直是學者所關注的話題。1973 年布列敦森林體系崩潰，世界各國紛紛改採浮動匯率，匯率的價格是由市場之供需力量所共同決定，而美元是全球流通之貨幣，台灣對外貿易之主要交易貨幣亦以美元爲計價單位，因此，新台幣對美元匯率之波動的不確定性越高，對台灣的金融市場與貿易產業的影響就越大。加上台灣近年來的金融自由及全球化，資金移動及投資成本逐日降低，使得外人投資的機會及意願增加，大量外資的流入將有利國內資本市場的蓬勃，使得股票價格上漲進而促使經濟繁榮；相對的，若一旦這些外資突然抽出時，¹ 將造成一國利率在短期內會上升，經由替代效果使得股票價格下跌，利率貶值，造成經濟減緩甚至衰退。從 1980 年代的拉丁美洲的國際債務危機、1994 墨西哥的金融危機、與 1997 亞洲金融風暴都是因爲投機資金流竄，造成匯率波動，進而影響股票市場，造成信心危機。

本文的研究目的即在探討外匯市場及股票市場之間的關聯性，我們特別針對外匯市場及股票市場的價量關係進行討論。以往過去國內外文獻對這些變數間的因果關係大多以線性模型進行探討，然而 Brock, Hsieh, and Lebaron (1991) 及 Hsieh (1991) 等，證實股票報酬率具有非線性的動態關係，Jones (1992) 亦證實交易量具有非線性性質。除了變數自我相關型態爲非線性外，股價與交易量間亦可能存在著非線性因果關係。有鑑於此，本研究將利用 Granger 線性因果關係檢定法以及 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的非線性 Granger 因果關係檢定法，研究股價、股市交易量、匯率與匯市交易量四

¹外資分爲三種，分別是「外人直接投資」、「外人證券投資」及「外人其他投資」。一般所謂的熱錢，指的是「外人證券投資」。

個變數間的關聯性, 試著捕捉股、匯市之間可能存在的動態關係。我們同時根據資料特性建構 GARCH(p, q) 及 EGARCH(p, q) 模型, 調整各變數可能存在的波動異質性後, 再進行因果關係檢定。

過去文獻多針對股市的價量關係進行討論, 卻鮮少討論匯市間的價量關係, 而且大都集中單一市場的變數討論。就算有部分跨市場的討論, 僅僅只討論部分變數的相關性, 鮮少有人作跨市場的全面性關係檢定。本文除了探討單一市場內的價量關係之外, 同時更進一步對跨市場的價量關係進行分析。

本文的架構共分爲五節, 除本節前言外, 第二節爲文獻回顧, 第三節介紹本文的實證方法, 包括線性 Granger 因果關係檢定及非線性 Granger 因果關係檢定。第四節討論實證結果, 第五節爲結論。

2 文獻回顧

價量關係一直是財務及經濟學者深感興趣的議題, 相關的研究亦不勝枚舉, 然因研究對象的不同及使用的研究方法不同, 而有迥然不同的結論。這也是它的魅力歷久不衰的緣故之一。有許多理論可用來解釋關於價量的關係, 本文旨是描述變數間的因果關係, 故同期相關性將不多敘述。² 過去學者的實證研究, 證實股票報酬的波動與交易量間確實存在著跨期相關的因果關係, 針對此現象提出各種不同的經濟理論及模型來進行解釋, 茲整理如下。

2.1 理論文獻

Copeland (1976), Jennings, Starks, and Fellingham (1981) 的「序列訊息到達模型」(sequential information arrival model) 認爲股票報酬率與交易量之間, 彼此存在著正向的因果關係。在不對稱訊息的模性下, 當有新訊息進入市場同時, 一部分的投資者將掌握此訊息並作出反應, 並將訊息傳遞至另一部分投資者, 反覆傳遞反應, 直到所有投資者都擁有訊息且作出相關反應。且因訊息擴散過程具有序列性, 因此, 在最終訊息充分揭露之下的完全均衡前, 會有一序列短暫均衡。也由於此種資料傳遞的特性, 使得價 (量) 的歷史資料對量 (價) 有預測能力。

Lakonishok and Smidt (1989) 認爲交易是否課稅亦會影響股票報酬率與交易量間的關係。在特定財務會計期間, 涉及課稅的交易動機與資本利得及損失的最佳時機是息息相關的。不涉及課稅的交易

²同期相關性的理論有人質疑其相關性是透過第三變數的間接影響, 而這部分是無法證實捕捉的, 故爭議性較大。

動機則包括窗飾 (window dressing)、投資組合重組 (portfolio rebalancing) 及反向操作 (contrarian strategies)。由於涉及課稅與否的交易動機影響, 當期的交易量會與過去股票價格變動產生關聯。當交易動機涉及課稅時, 股票報酬波動與交易量之間是呈現負相關的。同理, 當交易動機不涉及課稅時, 股票報酬波動與交易量之間是呈現正相關的。

Clark (1973) 及 Epps and Epps (1976) 則提出「混合分配模型」(the mixture of distributions models), 並提出當期股票報酬率與交易量呈現正相關的不同解釋。在 Epps and Epps (1976) 的混合分配模型中, 每當有新訊息流入市場時, 投資者會對標的物心中風險性資產的保留價值作修正, 然修正方向並非一致而會有所分歧, 因此產生差異, 而差異的程度則可用交易量可以用來描述。是以, 當投資者的分歧越大時, 交易量則會越大。此模型認為交易量與股票報酬的絕對值有正向因果關係。另一方面 Clark (1973) 建立一混合分配模型, 視交易量為衡量訊息流動速度 (speed of information flow) 的代理變數, 亦即同時影響交易量與股票報酬的共同潛在因子 (latent common factor)。在 Clark (1973) 共同潛在因子模型中, 交易量對股票報酬沒有明確的因果關係。

最後有「雜訊交易者模型」(noise trader model), 可用來解釋股票報酬率與交易量間的因果關係, 此模型可以解釋長、短期總合報酬率 (aggregate stock returns) 序列相關特性的差異。在長期時, 總合報酬率會有負向的序列相關, 但短期時, 卻有正向的序列相關。因為, 雜訊交易者的交易非立基於經濟基本面, 在短期間, 會傳遞短暫的錯誤估價至股價上。但長期下, 這些短暫性錯誤估價會消失, 使股價報酬產生均數回復 (mean reversion) 的現象。是以交易量對股票報酬率有正向因果關係, 乃因於雜訊交易者的策略影響股價變動所造成, 另外, 雜訊交易者的正向反饋 (positive feedback) 交易策略, 使得股票報酬率對交易量有正向因果關係, 因為雜訊交易者通常是參考過去股價走勢來決定交易策略的。³

2.2 實證文獻

股市價量研究最早可追溯 Osborne (1959) 提出股市價量間具有某種關聯的學理, 實證上則由 Godfrey, Granger and Morbenstern (1963) 運用交叉光譜分析法 (cross-spectral method), 分析紐約證券交易所 (NYSE) 所發現股價指數與交易量並無顯著關係, 然 Ying (1966) 改以道瓊工業指

³參考 DeLong, Shleifer, Summers, and Waldmann (1990)

數 (S&P500) 與 NYSE 的成交量為研究對象, 卻發現價量之間確實存在一些相關性。直至 Granger (1969) 建立自我相關矩陣模型並提出線性因果關係檢定後, 學界如獲至寶, 此檢定可廣泛用以檢總體變數間的因果關係, 以此作為基礎的相關延伸研究迅速發展, 當然也包括股市價量的實證研究。如 Rogalski (1978) 以 Granger 因果檢定對 10 種股票及認購權證月資料作探討, 發現股價與成交量存在正相關。爾後還有 Copeland (1976) 及 Jennigs, Stark and Felligham (1981) 則將焦點放在成交量與絕對報酬率, Harris (1986) 則對 1976 至 1977 的 479 種股票資料作價量分析, 結果發現股市價量確實存在正相關。Smirlock and Stark (1988) 則是分析 1981 年 6 月 15 日至 8 月 21 間 S&P500 中 300 家公司之盈餘公告及逐筆交易資料, 發現股價變動之絕對值與成交量具有雙向因果關係。國內則有陳東明 (1991)、陳永茂 (1993) 均發現台灣股市價量具有雙向因果關係。

雖然 Granger 因果關係檢定在揭露變數間的線性因果關係有不錯的檢定力, 但在解釋非線性關係時, 則略顯不足。因現實中有許多價格或成交量的突然波動是線性關係所無法解釋的。而 Brock, Hsieh and LeBaron (1991), Hsieh (1991) 及 Jones (1992) 亦分別證實了股票報酬率及成交量具有非線性相關。Brock (1993) 發現不同交易群體間, 股價波動性及交易量波動的關聯。Campbell, Grossman and Wang (1993) 指出股價報酬的自我相關是交易量的非線性函數, 且實證結果發現股價報酬的自我相關會隨交易量的增加而遞減。為了更精確的描述資料性質及變數間的非線性關係, Gallant, Rossi and Tauchen (1992) 利用非線性衝擊反應函數 (nonlinear impulse response function), 分析 S&P500 指數報酬與 NYSE 交易量, 發現報酬率對成交量具有領先關係。

而後有 Baek and Brock (1992) 利用相關積分發展出一套無母數檢定法, 用於發掘一般傳統線性統計檢定所無法揭露的訊息。爾後有 Hiemstra and Jones (1994) 將 Baek and Brock (1992) 模型加有修改, 並結合 Granger 因果關係檢定, 其作法是先將變數建立線性迴歸模型, 再利用傳統 Granger 因果關係檢定價量間的線性因果關係, 並將價量線性回規模型所得的殘差進行 Baek and Brock 無母數之非線性檢定, 結果發現, 兩期間, 股票報酬率對成交量的變動率都具有單向的線性因果關係, 且價量都具有雙向非線性因果關係。

國內則有劉永欽 (1996) 進行線性與非線性 Granger 因果關係實證研究, 結果發現無論是個股、產業及市場長期間都存在著線性及非線性雙向因果關係。許溪南、黃文芳 (1997) 進而分別從報酬率與成

成交量、報酬率與成交量變動率來檢定因果關係，實證結果是報酬率與成交量或成交量變動率都具有線性及非線性雙向因果關係。林益靖 (1996) 則針對金融股，利用 Granger 因果關係檢定、Sims 檢定，進行線性檢定，並以 Baek and Brock 方法檢定非線性部分，對台灣股市加權指數及成交量的關聯作實證檢定，結果發現，無論是線性或非線性檢定都是只有價單向影響量，量則無法影響價。

此檢定方法是立基於無母數統計方法，未對樣本分配作事前的主觀設定，因此具有穩健性 (robustness) 的特性。也因此 Hiemstra and Jones (1994) 的文獻，被以後總體或財務學家作為圭臬，只要是進行總體或財務變數因果關係探討的文獻都會引用此檢定法，大部分仍是就金融市場的價量作探討，更有部分學者擴大探討跨市場的研究。例如：集中市場與店頭市場的價量關係、股價指數期貨與現貨價格的關聯、認購權證與標的股票間的因果關係、不動產資產與股票市場的關聯等等，只要是學者認為可能是有趣的議題都是研究的課題。

不過很少文獻是利用此法來探討股匯市的價量關係，雖然過去有很多研究是相信並證實匯市及股市間具有某些關聯，然大多是著重於匯率與股票價格，兩市場間價對價的影響，而忽略量對量、或是某一市場的價對另一市場的量的影響。

Frank and Young (1972) 是首篇探討股票價格與匯率關係的研究論文，結果發現兩財務變量間是不相關的。Aggarwal (1981) 探索美元匯率變動與股價指數變動間的連動關係，結果發現股價與美元價值呈現正相關，且此關係在短期的效果比在長期來得強。Soenen and Hanniger (1988) 則是發現股價與美元價值呈現很強的負相關，然當更進一步以不同期間分析時，發現在股價的重新定價有顯著的負向衝擊。

Ajayi and Mougoue (1996) 則發現當國內總股價增加時，對國內的通貨價值有短期的負向關係，造成通貨貶值，但長期則反而是正向關係，也就是國內總股價增加時，會造成通貨升值，然而，通貨貶值對國內的股票市場有短期的負向影響力。

Yu (1997) 研究香港、東京及新加坡的股價指數與匯率，結果發現，在香港及東京，匯率變動會領先股價變動，而新加坡則無此關係，而在股價變動領先匯率變動的關係，只有東京是顯著的，也就是在東京，匯率變動與股價變動就有雙向的反饋因果關係。Issam S.A Abdalla and Victor Murinde (1997) 應用共整合分析分別對巴基斯坦、南韓、印度、菲律賓四國的股票價格與實質有效匯率間的長期關係做探

討, 他們的實證結論為巴基斯坦及南韓的股票價格與實質有效匯率間並無長期關係, 但印度和菲律賓確實有長期關係。他們亦利用一般 Granger 因果關係檢定來分析巴基斯坦與南韓的股票價格與實質有效匯率間的因果關係, 發現巴基斯坦與南韓的匯率領先股票價格, 基於印度和菲律賓股票價格與實質有效匯率間有長期關係, 則是利用誤差修正模型來探討此兩國的股票價格與匯率的因果關係, 發現印度是匯率領先股票價格, 菲律賓則是相反, 是股票價格領先匯率。

Granger, Hung and Yang (2000) 對亞洲一共九個國家進行股票價格與匯率關係進行探討, 對象是香港、日本、南韓、印尼、新加坡、台灣、馬來西亞、菲律賓、泰國。實證結果發現: 在日本及泰國, 匯率是正相關領先股票價格, 反之台灣是股票價格負相關領先匯率, 是新加坡則是不相關, 其他則呈現雙向的反饋關係。Ong and Izan (1999) 發現日圓及法郎變動的訊息會在四星期後充分反應在美國股票報酬上, 此結果意味著美國的股票市場及匯率市場有相關程度的關聯, 他們推斷一國的通貨貶值會造成股市報酬的增加, 而通貨升值亦有相對的效果, 會造成股市報酬的減少。

國內部分楊東曉 (1997) 實證結果支持匯率對股價存在單向的因果關係。蕭文宗、陳乙銘 (1998) 分別以台幣之實質有效匯率指數與台幣兌美元之匯率等兩組匯率的月平均資料, 探討其各自和台灣發行量加權股價指數之間的因果關係, 並同時採用 Granger 與 Hsiao 兩種因果檢定方法, 實證結果發現, 台幣兌美元匯率與股價指數之間存在著雙向的因果關係。蘇英谷 (1998) 探討外匯市場波動對股票市場所產生之影響, 實證結果發現, 匯率與股價明顯具有負向變動關係。殷惠縉 (2000) 探討匯率變動與股價變動關係, 即兩者之間的方向與影響關係外, 並同時以不同型式之多變量 GARCH 模型來探討股票報酬與匯價報酬之相互影響關係。再以金融風暴為特定事件, 進行各子期間細部分析, 實證結果發現得知匯市與股市報酬變動與波動並無雙向影響關係, 但特定事件之發生, 如金融風暴, 會使得兩市場報酬率之變動及波動具有顯著之雙向影響關係。

3 實證方法

我們首先建立一個自我迴歸向量矩陣模型 (vector autoregressive model, 簡寫成 VAR), 將所有資料間的線性關係移除, 然後將所得的殘差使用 BDS 檢定進行非線性關係檢定, 最後再進行非線性的

因果檢定, 詳細檢定方法在以下作進的介紹。

BDS 檢定是利用無母數法來檢定序列相關性及是否具有非線性的結構, 當分析總體及財務相關隨機時間序列時, 明確的非線性動態關係及渾沌理論應用地相當廣泛。由 Anderson, Arrow and Pines (1988) 及 Brock (1988) 的論文首開其風氣, 接著 Brock, Dechert and Scheinkman (1987) 設計出無母數法檢定時間序列資料的非線性動態模式, 爾後有又經 Brock, Dechert, Sheinkman and Lebaron (1996) 更進一步改良而成 BDS 檢定。

此檢定是建立於 Gressberger and Procaccia (1983) 所發展出的相關積分的概念, 用以區分渾沌的確定性或是隨機系統, 先以積分的定義如下: 令 x_t 為一定數量, 由一機率密度函數 f 所隨機產生出的時間序列, 形成一 m 維矩陣 (m -histories), $x_t^m = (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m-1})$ 。給定一特定 m 維的相關積分之計算如下:

$$C_{m,t}(\varepsilon) = 2 \sum_{t=1}^{T_{m-1}} \sum_{s=t+1}^{T_m} I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) / (T_m(T_{m-1})) \quad (1)$$

式中 $T_m = T - m + 1$, $I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m)$ 是一指標函數 (indicator function)

$$I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \|x_t^m - x_s^m\| \leq \varepsilon, \\ 0 & \text{其他情況.} \end{cases} \quad (2)$$

$$\|x_t^m - x_s^m\| = \max_{i=0,1,\dots,m-1} |x_{t+i} - x_{s+i}| < \varepsilon \quad (3)$$

因此, 相關積分是測量在特定 m 維下, 兩兩資料間的差在小於 ε 佔所有組合的比率 T 期時間序列的 BDS 統計量定義如下:

$$BDS_{m,T}(\varepsilon) = T^{\frac{1}{2}} [C_{m,T}(\varepsilon) - C_{1,T}(\varepsilon)] / \sigma_{m,T}(\varepsilon) \quad (4)$$

式中 T 是樣本數, ε 是任意選定的代理參數, $\sigma_{m,T}(\varepsilon)$ 則為對應特定 m 維下的樣本標準差, BDS 檢定, 就是利用資料在 m 期間, 成對資料之差小於特定 ε 範圍內具有群聚的特性, 可以捕捉出資料所隱藏之非隨機的型態。⁴

⁴傳統進行 BDS 檢定時, 必須事先很武斷性的依統計理論決定部份參數, 然而這可能選用了不適當的參數值, 而影響了檢定力。是以, 有人提出改良, 在選定參數時非武斷性決定一個數值, 而是客觀地選擇一區間, 讓資料自己決定選用較佳的參數值, 將檢定能力提至最高的一個數值。詳細過程請參考: Evzen Kocenda (2003)。

欲分析變數間的短期關係 (如匯率與股市報酬率間的關係), 一般就統計直覺先對變數計算相關係數矩陣, 了解其相關程度後再進一步作動態關係分析, 但是, 相關係數僅可窺知變數間的線性相關程度, 而無法從之探求變數間的動態之影響路徑關係 (也就是哪一個變數先變動, 進而引起另一變數的), 爲此, 我們應用 Granger 因果關係檢定。首先, 我們先建立一 VAR 模型:

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \alpha_{2i} Y_{t-i} + U_{X,t}, \\ Y_t &= \sum_{i=1}^{n_3} \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \beta_{2i} Y_{t-i} + U_{Y,t}, \quad t = 1, 2, \dots, \end{aligned} \quad (5)$$

式中 X_t, Y_t 表我們欲探討的兩變數, n_1, n_2, n_3, n_4 是遞延期數, 而迴歸誤差 $U_{X,t}$ 與 $U_{Y,t}$ 彼此間互相獨立並符合均數爲零、變異固定的均一分配。

爲檢定在線性結構下, Y_t 對 X_t 是否具嚴格 Granger 因果關係, 可使用聯合檢定, 檢視 Y_t 過去的訊息對 X_t 是否顯著預測能力, 虛無假設爲 $H_0: Y_t$ 無法嚴格導致 X_t , 亦即 $\alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2n_2} = 0$, 利用聯合檢定檢查 $\alpha_{2i} (i = 1, 2, \dots, n_2)$ 是否非同時爲零, 如果是, 也就是拒絕 Y_t 無法嚴格導致 X_t 的虛無假設, 即 Y_t 過去的訊息對現在 X_t 具有預測能力 ($Y_t \Rightarrow X_t$)。同理, 當 $\beta_{1i} (i = 1, 2, \dots, n_3)$ 不全部爲零時, 表 X_t 過去的訊息對現在 Y_t 具有預測能力 ($X_t \Rightarrow Y_t$), 而當 α_{2i} 及 β_{1i} 皆非同時不異於零時, 表示 X_t, Y_t 存在有雙向因果關係 ($X_t \Leftrightarrow Y_t$) (bidirectional causality or feedback)。

而以往探討兩變數間之因果關係僅侷限於線性, 然實際上經濟變數往往是非線性的關係, 爲此我們先進行上述所提之 BDS 檢定, 檢定其變數間確實仍存在非線性關係。避免當以線性檢定變數關係時忽略了非線性關係而降低其預測能力。Brock (1991) 提出一個簡單的雙變量非線性模型來說明, 傳統的線性因果關係檢定 (如 Granger 檢定) 將無法揭露變數間非線性的預測能力, 他使用的模型如下:

$$X_t = \beta Y_{t-L} \cdot X_{t-M} + \epsilon_t \quad (6)$$

式中 Y_t 與 ϵ_t 彼此獨立且個別服從 i.i.d $N(0, 1)$ 之時間序列 β 定義爲參數, L, M 則定義爲遞延期數。如果依傳統線性因果關係檢定, 則自我相關及交叉項關係數將爲零, 因而將錯誤地以爲 X_t 與 Y_t 間無遞延動態關係, 然而事實是 X_t 與 Y_t 的歷史值具有相關性時, 亦即 Y_t 過去訊息的加入有助於提升 X_t 的預測能力。爲指正其誤, Baek and Brock (1992) 提出以下的非線性關係檢定, 以檢測出這種非線性關

係。

Baek and Brock (1992) 提出無母數統計法來解釋傳統線性因果關係檢定所無法揭示的非線性因果關係。他們的方法利用具時間性質的空間機率參數-相關積分 (correlation-integral) 來描述時間序列間的關係, 以此方法確實發現貨幣及所得之間 (Baek and Brock, 1992), 總股票報酬率 (aggregate stock returns) 與總體要素 (macroeconomic factors) 間 (Hiemstra and Kramer, 1993), 生產者及躉售物價指數間 (Jaditz and Jones, 1992) 具有非線性因果關係。

在此節我們將敘述 Baek and Brock (1992) 檢定非線性因果關係的方法, 他們用來檢驗非線性因果關係的方法是延伸 BDS 檢定, 利用無母數統計法空間機率參數-相關積分述時間序列分析。Denker and Keller (1983) 證明: 對一致嚴格穩定 (certain strictly stationary) 及弱相關過程 (weakly dependent process) 其相關積分參數是一致 (固定) 的。由次定義, 表示弱相關過程顯示序列間的相關性衰退的速度相當快是短期相依 (Denker and Keller (1983, 505-507)), 由以上空間相依 (spatial dependence) 概念, 將傳統檢定嚴格 Granger 因果關係的定義式改寫為檢定非線性關係的定義。考慮兩時間序列 X, Y 具有上述兩特性: (1) 一致嚴格穩定及 (2) 弱相關過程, 其中 m 為變數 X 的領先期數, L 分別表示為變數 X, Y 的落後期數, 是以, X_t^m 為 X_t 之 m 期領先向量, $X_{t-Lx}^{Lx}, Y_{t-Ly}^{Ly}$ 分別為 X_t 和 Y_t 之落遲 L_x, L_y 之向量,

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+m-1}) \quad (7)$$

$$X_{t-Lx}^{Lx} \equiv (X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t-Lx}) \quad (8)$$

$$Y_{t-Ly}^{Ly} \equiv (X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t-Ly}) \quad (9)$$

在給定 m 值下, 以及 $L_x, L_y \geq 1$ 和 $e > 0$, 若, Y 對 X 無因果關係, 則

$$\begin{aligned} \Pr \left(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e \right) \\ = \Pr \{ \|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e \}, \end{aligned} \quad (10)$$

上式中, $\Pr()$ 中定義為機率, 而 $\|\cdot\|$ 表示最大誤差範數 (maximum norm) 式中等號左邊表示, 在同時給定 X_{t-Lx}^{Lx} 與 X_{s-Lx}^{Lx} 向量分量 (component) 間最大距離以及 Y_{t-Ly}^{Ly} 與 Y_{s-Ly}^{Ly} 向量分量間最大

距離均小於 e 的訊息下, 預測 X_t^m 與 X_s^m 分量間最大距離小於 e 的條件機率; 等號右邊表示, 在給定 X_{t-Lx}^{Lx} 與 X_{s-Lx}^{Lx} 向量分量間最大距離小於 e 的訊息下, 預測 X_t^m 與 X_s^m 分量間最大距離小於 e 的條件機率。因此當上式等式不成立時, 表示加入 Y 變數遞延值的訊息會影響對 X 變數的預測, 則可視 Y 為因而導致 X 為果, 亦即表示 X, Y 兩變數間距有非線性因果關係。

為方便處理上式等式我們利用貝氏定理 $Pr(A | B) = Pr(A \cap B) / Pr(B)$, 將其條件機率的形式的改寫為相對之聯合機率的比值以 $C1(m + Lx, Ly, e) / C2(Lx, Ly, e)$ 及 $C3(m + Lx, e) / C4(Lx, e)$, 分別定義為式中等號左右邊所對應之聯合機率的比值, 以下為聯合機率定義:

$$\begin{aligned}
C1(m + Lx, Ly, e) &\equiv Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e), \\
C2(Lx, Ly, e) &\equiv Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e), \\
C3(m + Lx, e) &\equiv Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e), \\
C4(Lx, e) &\equiv Pr(\|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e).
\end{aligned} \tag{11}$$

然後在給定 m 值下, 以及 $Lx, Ly \geq 1$ 和 $e > 0$ 將非線性因果條件式改寫為下式:

$$\frac{C1(m + Lx, Ly, e)}{C2(Lx, Ly, e)} = \frac{C3(m + Lx, e)}{C4(Lx, e)}, \tag{12}$$

接著, Baek and Brock (1992) 導出相關積分估計式替代上述聯合機率式, 表示如下:

$$\begin{aligned}
C1(m + Lx, Ly, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e), \\
C2(Lx, Ly, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \cdot I(y_{t-Ly}^{Ly}, y_{s-Ly}^{Ly}, e), \\
C3(m + Lx, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{m+Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e) \\
C4(Lx, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(x_{t-Lx}^{Lx}, x_{s-Lx}^{Lx}, e).
\end{aligned} \tag{13}$$

$t, s = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T - m + 1; n = T - \max(Lx, Ly) - m + 1$ 其中 $I(Z_1, Z_2, e)$ 為指標函數。若 $\|Z_1 - Z_2\| < e$, 則 $I(Z_1, Z_2, e) = 1$, 其他則為零 Beak and Brock (1992) 證明, 非線性

Granger 因果關係成立時, 且 X_t, Y_t 服從嚴格定態, 弱相依及滿足均恆化 (ergodicity)(Denker and Keller (1983)) 時 \sqrt{n} 乘以 (3.11) 式之相關估計量比值之差將收斂至常態分配如 (3.13) 式所示,

$$\sqrt{n} \left(\frac{C1(m + Lx, Ly, e)}{C2(Lx, Ly, e)} - \frac{C3(m + Lx, e)}{C4(Lx, e)} \right) \overset{a}{\sim} N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \quad (14)$$

4 實證結果

4.1 資料說明及分析

本文所使用的研究資料為: 股市方面是以台灣證交易所每日收盤時之發行量加權股價指數 (PST) 及其總成交量 (VST), 匯市方面是以每日收盤時新台幣對美元之匯率 (PEX); 及其總成交金額 (VEX) 以新台幣計算。資料來源取自教育部所建構的 AREMOS 經濟資料庫及台北外匯市場發展委員會, 資料期間取自 1994 年 01 月 12 日至 2003 年 07 月 31,⁵ 由於股匯市交易日非一致, 因此只選取資料期間股匯市具一致之交易日, 一共為 2577 筆觀察值。我們再將加權股價指數轉化成股票報酬率 ($PSTR_t$), 以 $100 * \log(PSTR_t/PSTR_{t-1})$ 計算而來的, 其中 P_t, P_{t-1} 分別表示 $t, t-1$ 期加權股價指數, 匯率亦是, 轉換成類似報酬率的資料 (PEXR), 而股匯市交易量則取對數值。

在進行因果關係檢定前, 為確保實證資料的恆定性質, 我們首先對實證變數進行單根檢定分析, 以避免 Granger and Newbold (1974) 所提出的虛假迴歸的問題。⁶ 首先我們觀察實證變數的時間趨勢 (參閱圖 7), 發現資料中的加權股價指數、匯率、股市成交量、及匯市成交量, 皆有明顯的時間趨勢, 故我們使用具時間趨勢變量模型來進行單根檢定, 而股票報酬率, 匯率報酬率, 則無明顯趨勢, 故檢定時以無時間趨勢變量模型, 我們利用先前所提 ADF, PP 單根檢定法來檢定序列資料的恆定性, 其結果整理於表 1。檢定結果, 發現加權股價指數、匯率皆無法拒絕 $I(1)$ 的虛無假設, 而股匯市交易量的對數值其報酬率及則為 $I(0)$ 恆定的序列, 是以我們選取匯率報酬率作為匯市「價」的代理變數, 匯市成交量的對

⁵AREMOS 經濟資料庫網址為 <http://140.111.1.22/moecc/rs/pkg/tedc.htm>, 台北外匯市場發展委員會網址為 <http://www.tpefx.com.tw/>。

⁶所謂虛假迴歸是指: 若兩個獨立且無關的 $I(1)$ 變數進行迴歸估計, 則有可能得到兩個變數具高度相關的結果, 反應在 R^2 值很高但 DW 值卻很低。Granger and Newbold (1974) 只提出模擬 (simulation) 的結果, 直到 Phillips (1986) 才提出完整的證明。

數值作為匯市「量」的代理變數, 股票報酬率作為股市「價」的代理變數, 股市成交量的對數值作為股市「量」的代理變數。

4.2 線性 Granger 因果關係檢定結果

由以上經轉換後的資料, 接下來建立以下的向量自我迴歸模型 (VAR), 並透過此模型來探討股匯兩個市場之間價量的線性 Granger 因果關係檢定。

$$\begin{aligned}
 PSTR_t^a &= \sum_{i_1=1}^{m_1} A1_{i_1} PSTR_{t-i_1}^a + \sum_{j_1=1}^{n_1} B1_{j_1} VSTL_{t-j_1}^a + \sum_{p_1=1}^{o_1} C1_{p_1} PEXR_{t-p_1}^a + \sum_{q_1=1}^{p_1} D1_{q_1} VEXL_{t-q_1}^a + \varepsilon_t \\
 VSTL_t^a &= \sum_{i_2=1}^{m_2} A2_{i_2} PSTR_{t-i_2}^a + \sum_{j_2=1}^{n_2} B2_{j_2} VSTL_{t-j_2}^a + \sum_{p_2=1}^{o_2} C2_{p_2} PEXR_{t-p_2}^a + \sum_{q_2=1}^{p_2} D2_{q_2} VEXL_{t-q_2}^a + \varepsilon_t \\
 PEXR_t^a &= \sum_{i_3=1}^{m_3} A3_{i_3} PSTR_{t-i_3}^a + \sum_{j_3=1}^{n_3} B3_{j_3} VSTL_{t-j_3}^a + \sum_{p_3=1}^{o_3} C3_{p_3} PEXR_{t-p_3}^a + \sum_{q_3=1}^{p_3} D3_{q_3} VEXL_{t-q_3}^a + \nu_t \\
 VEXL_t^a &= \sum_{i_4=1}^{m_4} A4_{i_4} PSTR_{t-i_4}^a + \sum_{j_4=1}^{n_4} B4_{j_4} VSTL_{t-j_4}^a + \sum_{p_4=1}^{o_4} C4_{p_4} PEXR_{t-p_4}^a + \sum_{q_4=1}^{p_4} D4_{q_4} VEXL_{t-q_4}^a + \vartheta_t
 \end{aligned}$$

以第一式為例, 若我們拒絕 $B1_{j_1} = 0, \forall j_1$ 的虛無假設, 則表示股市成交金額的對數值 $\{VSTL_t^a\}$ 對股票報酬率 $\{PSTR_t^a\}$ 具有預測能力, 而模型中的最適落後期數, $m_i, n_i, o_i, p_i, i = 1, 2, 3, 4$ 是經由 Akaike 資訊準則 (Akaike's information criterion, 簡寫成 AIC), 貝氏資訊準則 (Bayesian information criterion 簡寫成 BIC) 所決定。⁷

變數 X 對變數 Y 是否具有線性因果關係是以變數 X 所有遞延期數係數的聯合檢定 (F 檢定) 作為判斷依據, 如果檢定結果為顯著, 表示此變數 X 的過去資訊, 對變數 Y 具有解釋能力, 換言之, 變數 X 對變數 Y 具有領先的指標作用。檢定結果如表 2 所示, 第一欄分別檢定股市價量的 Granger 因果關係, F -統計量為 8.5053 顯著水準為 0.0036 顯著拒絕 H_0 : 股市成交量對股市報酬率無線性 Granger 因果關係, 另一個 F -統計量為 8.0998 顯著水準為 0.0000 顯著拒絕 H_0 : 股市報酬率對股市成交量無線性 Granger 因果關係, 因此我們得到股市價量具有 Granger 線性反饋關係, 彼此間是互相影響, 此結論與先前大部分的文獻結論相符, 結果並不支持市場效率性的假設。美國股市的價量之間則無因果關係

⁷迴歸式每一變數最大遞延期數設為 36, 以 AIC, BIC 之最小值來選定之最適落後期數, 因有些變數以單一 AIC 方式選取, 其數值會隨其數增加而遞減, 故無法在限制最大期數下選取最適期數, 故再輔以 BIC 作為選取最適落後期數的準則。

存在, 顯示市場對於新資訊的處理具有效率性。此時我們在詳細觀察個別係數檢定時, 發現兩兩都是遞延一期顯著相關, 且為負相關, 可推論高成交量在未來會有較低之股票報酬, 反之, 低成交量之在未來將有較佳之股票報酬。此結論與大部分文獻得到為正相關是相反, 或許是人為制度因素造成市場機制的不正常, 而台灣的漲跌幅限制可能是原因之一。⁸

其次第二列的檢定結果為股市報酬率對匯率變動率有領先關係, 顯示股票市場的波動會影響匯率的波動, 此結論支持殷惠縉 (2000) 中的結論: 長期樣本下股市報酬率波動只單向影響匯市報酬率波動, 並與 Granger, Hung and Yang (1998) 相互應。至於則匯率變動率對股市報酬率接受無 Granger 線性因果關係的虛無假設, 此結果與理論預期有所出入, 因為在匯率大幅波動的, 會加重外人投資股市的風險, 進而影響股市報酬率。不過並不表示匯率變動率對股市報酬率並無預測能力, 有可能是透過非線性的關係來影響, 而這部分是現階段線性模型所無法捕捉的。

第三、四列則描述股匯市價量的交叉關係, 檢定結果皆無法拒絕無 Granger 線性因果關係的虛無假設, 最有趣的是第五列所呈現的檢驗結果: 股市交易量與匯市交易量具有雙向 Granger 線性因果關係, 由於少有文獻研究探討股匯市交易量之間的關係, 故無太多佐證文獻。我們猜測股匯市交易量間反饋因果關係可能是由於部分市場交易者, 以兩市場為相互替代的金融商品, 作為投資組合, 亦或是外人投資對台灣股市的資金流進與流出匯兌同步反應在匯市交易所造成。第六列則是匯率變動對匯市交易量有單向 Granger 線性因果關係, 此結論與彭素玲 (1997) 相同惟其相關係數為正, 與我們實證為負有所差異, 可能是所選用的樣本期間、大小及檢驗模型差異所致。

4.3 非線性 Granger 因果關係檢定結果

在上述檢定結果中若得到為無 Granger 線性因果關係, 並不代表變數間不存在非線性的因果關係, 以下將透過非線性的因果檢定方式進行探討, 在進行非線性因果關係檢定之前我們先檢查: 台灣股票及外匯市價量變數在經以上 VAR 線性模型解釋後, 所得殘差是否真的還具有非線性關係? 是以我們利用 Baek and Brock (1992) 所提出的 BDS 統計量檢定線性模型的殘差項, 是否拒絕獨立且相同分配的虛無假設, 若拒絕虛無假設則表示變數間可能還存在一些非線性的特性, 而這部份的特性是傳統線性

⁸漲跌幅限制存在確實是有干擾市場效率的現象, 參閱李志銘(2001)。

因果關係檢定所無法捕捉到。接著我們在進一步利用 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的非線性因果關係檢定方法, 嘗試是否能夠檢驗出台灣股票及外匯市價量間是否存在非線性因果關係? 各線性自迴歸模型的殘差 BDS 檢定結果整理於表 3, 由表 3 的檢定結果可以觀察到, 在選定不同的記憶維度 ($m = 2, 4, \dots, 10$) 下, 大多數經由 VAR 模型去除掉線性解釋能力的各殘差值, 皆傾向拒絕獨立且相同分配相同的虛無假設。

接著我們使用 VAR 模型所得之將線性 Granger 因果關係剔除後的殘差估計值, 利用由 Hiemstra and Jones (1994) 所發展之非線性 Granger 因果關係檢定, 來探討股匯市之價量的非線性關係。檢定前, 需事先決定領先期數, m , 落後期數 L_x, L_y , 及尺度參數, e , 由於不像線性 Granger 因果關係檢定, 最適參數值的選擇, 並沒有文獻提供相關的方法, 故我們參考 Hiemstra and Jones (1993) 的做法, 任何非線性 Granger 因果關係檢定, 在使用經標準化後的序列下, 皆設定領先期數, $m = 1$, 落後期數 $L_x = L_y = 1 \sim 8$, 及尺度參數, $e = 1.5, \sigma = 1$,

非線性因果關係檢定結果整理於表 4: 在股市報酬率與股市成交量的檢定結果方面, 在遞延 4 至 8 期時, 股市成交量的資訊對股市報酬率, 有顯著的領先性質, 且在落後 4 期為反饋非線性因果關係, 此結論與先前線性檢定結果或文獻相符。而在股市報酬率與匯率變動率方面, 除遞延 7 至 8 有雙向的非線性反饋效果外, 股市報酬率只對匯率變動率具影響效果, 而匯率變動率對股市報酬率則不具影響效果, 此結果與線性因果關係檢定相同, 顯示匯率變動率對股市報酬率的非線性關係相當微薄為模型所偵測不到的, 亦或是匯率變動率對股市報酬率根本就無預測能力, 無論是以線性或非線性的型態, 然隨著世界經濟愈來愈趨於整合, 各國外匯市場與股票市場間的關係也愈來愈密切, 股價和匯率間的因果關係因各國的經濟環境不同, 呈現不一致的現象, 以致於許多實證文獻產生不一致的結論, 但是仍有較多國家的實證結果, 支持 90 年代是匯率單向影響股價的情況。

在匯市交易量及股市報酬率的檢定結果, 除遞延 6 期有雙向反饋關係外, 只有在遞延 6 至 8 期匯市交易量單向對股市報酬率有非線性領先關係。匯率報酬率及股市交易量則單純顯示在遞延 4 至 8 時, 股市交易量對匯率報酬率有非線性因果關係。相較於先前線性檢定結果股匯兩市的價量交叉關係存在有非線性因果關係, 且明顯的是「量」影響「價」且大都是約領先一個星期的交易工作天, 也可以說是一個市場一星期前的交易量資訊對另一市場的價格變動有指標性的作用。

而股市成交量對匯市成交量有 3 至 6 期的非線性領先效果, 且具有雙雙領先 3 期的非線性反饋效果, 顯示量對另一市場的價有影響外, 還對彼此的量有影響, 不過匯市對股市的影響較為薄弱只有第 3 期有影響力, 之後就稍縱即逝。

而匯市方面價量方面, 成交量在遞延 7, 8 期對匯率變動率具非線性影響效果, 且在遞延 5, 6 期具雙向的非線性反饋效果, 綜觀以上個別結果, 大致而言, 無論價量, 股市資訊對匯市較有非線性領先的效果, 值得注意的是, 股市成交量對其他三變量皆具有非線性領先的效果, 顯示股市成交量這一個資訊是相當有舉足輕重角色, 且以上各變數間具有非線性關係的各期顯著水準, 在短期為不顯著, 隨遞延期數的增加, 其顯著水準而匯率變動率總是被影響的。

4.4 波動聚集性及非線性 Granger 因果關係檢定結果

縱使利用非線性 Granger 因果關係檢定可以有效捕捉線性結構所不能描述的非線性關係, 然由於財務性的資料普遍存在 ARCH 效果, 而它的存在將使得非線性 Granger 因果關係檢定所捕捉的可能是波動聚集性 (volatility clustering) 效果或稱為 ARCH 效果,⁹ 因此造成虛假非線性 Granger 因果關係 (spurious nonlinear Granger causality), 而非純正非線性 Granger 因果關係。為此我們先利用 Ljung-Box Q 統計量來檢定線性 VAR 模型殘差項是否高階序列相關, 如果 Q 統計量不顯著表示無序列相關。並以 LM 檢定來認定資料是否具波動聚集效果 (volatility clustering effects), 虛無假設為 H_0 : 無異質波動聚集效果, 檢定統計量為 TR^2 。

為檢驗我們研究對象之非線性 Granger 因果關係結果的穩健性 (robustness), 我們利用 GARCH 模型 (Bollerslev, 1986) 及 EGARCH 模型 (Nelson, 1991) 將線性 VAR 模型所得之估計殘差過濾掉 GARCH 效果, 再將此去除 GARCH 效果之估計殘差作非線性 Granger 因果關係檢定, 並檢定看股匯市間價量是否還存在非線性 Granger 因果關係。如此檢定出之非線性 Granger 因果關係, 才可以免除 GARCH 效果所造成之非線性 Granger 因果關係, 以避免誤判的結論。

⁹傳統計量經濟模型, 誤差項的變異數皆假設為固定常數, 然一些重要的總體變數, 如我們的研究對象: 股價、匯率等皆呈現非穩定的型態, 無明顯上升或下降的趨勢, 且受到衝擊後呈現高度持續性, 數列的變異數會隨時間的變動而變化而非一固定常數。

由於研究對象為股市及匯市價量資料，可能存在不對稱性的效果（對正負衝擊的反應程度不一致），因此，我們亦採用 EGARCH(p, q) 模型對估計殘差作波動持續性的調整，以 VAR 模型第一式為例 EGARCH 模型如下：

$$\begin{aligned}
 PSTR_t^a &= \sum_{i_1=1}^{m_1} A1_{i_1} PSTR_{t-i_1}^a + \sum_{j_1=1}^{n_1} B1_{j_1} VSTL_{t-j_1}^a + \sum_{p_1=1}^{o_1} C1_{p_1} PEXR_{t-p_1}^a \\
 &+ \sum_{q_1=1}^{p_1} D1_{q_1} VEXL_{t-q_1}^a + \epsilon_t \\
 \epsilon_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t^2)
 \end{aligned} \tag{15}$$

$$\begin{aligned}
 \ln(h_t^2) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(h_{t-1}^2) + \dots + \alpha_p \ln(h_{t-p}^2) \\
 &+ \beta_1 \left[\phi \left(\frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) + \gamma \left(\left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \right] \\
 &+ \dots + \beta_q \left[\phi \left(\frac{\epsilon_{t-q}}{\sqrt{h_{t-q}^2}} \right) + \gamma \left(\left| \frac{\epsilon_{t-q}}{\sqrt{h_{t-q}^2}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \right] \\
 t &= 1, 2, \dots,
 \end{aligned}$$

模型中 $\alpha_0, \dots, \alpha_p$ 代表 GARCH 效果參數， $\beta_j \phi \left(\epsilon_{t-j} / \sqrt{h_{t-j}^2} \right)$ 及 $\beta_j \gamma \left(\left| \epsilon_{t-j} / \sqrt{h_{t-j}^2} \right| - \sqrt{(2/\pi)} \right)$ ，分別表示在條件變異下的對稱訊號及誤差強度的 ARCH 效果。由於我們研究重點在非線的動態關係，且預期波動異質性調整與否將不會影響線性關係，故直接從 VAR 模型中所得之估計殘差作波動異質性的調整，再重新檢定非線性因果關係。為了將波動效果盡量的去除，我們將同時採用 GARCH(p, q) 及 EGARCH(p, q)，分別針對每一個估計殘差選出最適模型來過濾調整，分別所選用的模型如表 5 所示，模型調整後估計殘差統計量結果顯示已無明顯序列相關及異質波動效果。

而表 6 為過濾後的估計殘差所作非線性 Granger 因果關係檢定，顯示已無明顯的非線性 Granger 因果關係，存在於股匯市價量間且所有關係的 P 值都明顯增加，意味著異質波動效果確實存在，表示 ARCH 效果對非線性 Granger 因果關係檢定有很大的影響力。

比較 ARCH 效果調整前後的 Granger 因果關係檢定發現，調整前，股匯市價量間普遍存在非線性 Granger 因果關係，無論是單向或雙向關係。而經調整後，以上關係皆不復存在，顯示其具有之非線性

動態關係可能為 ARCH 效果所造成,是以當我們將其效果剔除時,非線性關係亦隨之消失。而此效果有可能是先前所提到的系統系誤差,雖然在資料處理的一開始,我們就針對這部分作調整及剔除,然可能是所採用的方式不佳,或是有其他因素,使得這類型的誤差一直存在於資料特性中,並未完全消除,而直到採用 GARCH(p, q) 及 EGARCH(p, q) 過濾才將這部分的誤差過濾掉,如果真是如此,顯式示台灣的股匯市間價量的非線性關係是由於季節性的誤差所造成,當然變數間也有可能是特定外生衝擊所造成的短期影響,然我們所採用的模型很難捕捉並刻劃這曇花一現的衝擊,而將此衝擊平均歸屬於資料期間的長期關係中,是以,除以上檢定結果外,相信股市價量間的關係,應該上存有其他更細部的關係,有待以後採以更有力或更多的檢定模型,將資料作更多的剖析。

5 結論與建議

過去變數間的因果關係礙於計量方法的限制大多以線性關係作探討,直至 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定的提出,非線性的部分才能有效的捕捉,然過去文獻多以單一市場中變數作討論,即使有作跨市場的討論,仍僅就其中部分變數關係進行討論。而股匯市間的關係,國內外有衆多的文獻證實是有相當程度的關聯,尤其是經濟全球化的發展,使其關係更是密不可分,而利用此檢定法探討股市及匯市的文獻更是微乎其微,是以本文欲以非線性因果關係檢定來發掘股市及匯市的關聯,並作全面性的價量探討。

我們將所有實證結果整理於表 7,以利讀者參考,實證結果發現,在線性方面,股市價量成雙向因果關係,且都是落後一期顯著,並呈現負相關,不過在個別自我相關方面,股市的價與量大致上都是呈現自我正相關的。匯市成交量與股市成交量亦呈現雙向因果關係,顯示兩市場為相互替代的金融商品,以作為投資組合,亦或是外人投資對台灣股市的資金流進與流出的匯兌同步反應在匯市交易所造成。而股市的價對匯率只具單向因果關係,結果與 Granger, Hung and Yang (1998) 相同,但與國內過去的文獻有些出入,其成因推測可能為資料期間的不同所造成,或是資料是否對金融風暴作區隔所造成。

然在因果關係檢定,除利用 Granger 因果關係檢定外,本文同時採用 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定方法來檢定,Granger 因果關係檢定後,線性所無法解釋的部分。而檢定結果發現,除股市成交量對股價報酬率及匯率,股價報酬率對匯率呈現單向因果關係,其餘變量關係大抵均呈現

雙向因果關係,仔細探討其關聯發現,匯市價量關係會從原本反饋關係,轉變成交量對匯率的單向因果關係,顯示匯市價量關係中,量影響價的效力較強。並且在匯市成交量與股價報酬率、股市成交量與匯市成交量中,亦有相同的連動過程,綜觀之,股匯市價量四個變數是相互影響,然從其變數影響及被影響的個數中發現,其中匯率是被其它三個變數的影響,且它只對會是成交量有說影響,而股市成交量卻是對其他三個變數的影響,但只被匯市成交量影響,匯市成交量亦是對其他三個變數的影響,但同時也被其他三個變數的影響,而股價報酬率只對匯率及匯市成交量兩個變數有影響,亦被股市及匯市成交量兩個變數影響,是以從影響及被影響變量及個數,我們可以推論匯率是最後所決定,而股市成交量是最為一般投資人所引用作為投資決策的重要因子,並同時反映在匯市成交量上。匯結線性與非線性的實證結果,若以價量來看,兩市均量的影響力較價來得大,若以市場來看,則是股市影響匯市。

文中最後再對估計殘差作波動持續性的調整,再重新作非線性檢定,發現變數間的非線性關係不復存在,是以我們大膽推論可能非線性動態關係可能為異質波動效果所造成,是以當我們將其效果剔除時,非線性關係亦隨之消失。

本文還有許多地方可以加以改進,或是作更細部的探討,茲整理如下,供後續有興趣的學者參考,例如:資料期間可以作事件分割,如金融風暴期間是否會造成差異,或是其前後的差異,亦或股票報酬率可改採以產業或是各股,而成交量方面可以改用成交張數或成交金額等其他指標,另外資料型態,可選用更高頻的資料如每 5 分鐘,亦或每分更甚是及時資料等;除此更換或加入其他相關市場作類似的討論,例如,股市及房地產的關聯,都是相當有趣的議題。

參考文獻

- [1] 台灣證券集中市場日內效應星期效應之實證研究—以敘述統計、OLS、ARCH、GARCH、GRANGER CAUSALITY 模型應用比較,雲林技術學院企業管理技術研究所碩士論文,民國 86 年 6 月。
- [2] 王彥葦 (1997), 台灣實施隔週休二日制度對股市報酬率之影響,國立中央大學企業管理研究所碩士論文,民國 86 年 6 月。

- [3] 呂秋香 (2000), 股價指數期貨之時間攸關異常效應, 臺灣科技大學資訊管理研究所碩士論文, 民國 89 年 6 月。
- [4] 林偉祺 (1997), 亞太地區主要股市「春節效果」實證結果之再探討 (1991-1997), 私立輔仁大學金融研究所碩士論文, 民國 87 年 6 月。
- [5] 李乾彰 (1997), 外匯市場星期效果實證-自我迴歸條件異質變異數模型之應用, 國立台灣大學國際企業研究所碩士論文, 民國 86 年 6 月。
- [6] 李志銘 (2001), 漲跌幅限制對市場之影響-以台灣市場為例, 國立中正大學會計研究所未出版碩士論文, 民國 90 年 6 月。
- [7] 吳東安 (2001), 股價波動與交易量之關係, 暨南國際大學經濟學系碩士論文, 民國 90 年 6 月。
- [8] 陳永茂 (1993), 台灣證券市場股票價格與成交量關係之實證研究, 國立台灣科技大學企業管理技術研究所企業管理學程碩士論文, 民國 82 年 6 月。
- [9] 陳東明 (1991), 台股市場價量關係之實証研究, 國立台灣大學商學研究所碩士論文, 民國 80 年 6 月。
- [10] 陳淑娟 (2001), 台灣股市不同頻率日內資料之探討, 淡江大學國際貿易學系碩士論文, 民國 90 年 6 月。
- [11] 殷惠縉 (2000), 股價與匯價關聯性分析-多變量 GARCH 模式運用, 淡江大學財務金融學系碩士論文, 民國 89 年 6 月。
- [12] 彭素玲 (1997), 新台幣兌美元外匯市場價量關係之研究, 暨南國際大學國際企業學研究所碩士論文, 民國 86 年 6 月。
- [13] 楊惠容 (1993), 外匯市場季節性異常現象之探討, 大葉大學事業經營研究所碩士論文, 民國 82 年 6 月。

- [14] 楊曉東 (1998), 匯率與股市指標間因果關係, 國立中正大學國際經濟研究所碩士論文, 中華民國 87 年 6 月。
- [15] 劉永欽 (1996), 台灣地區股票市場之線性及非線性 Granger 因果關係之研究, 交通大學管理科學研究所碩士論文, 民國 85 年 6 月。
- [16] 蕭文宗、陳乙銘 (1998), 匯率及其波動對我國出口產業的影響, 《台灣銀行季刊》, 第四十九卷第一期, 第 47 – 66 頁。
- [17] 蘇英谷 (1998), 匯率變動對股價報酬的影響-條件變異數不對稱模型實證研究, 淡江大學財務金融研究所碩士論文, 民國 87 年 6 月。
- [18] Abdalla, I. S. A. and V. Murinde (1997), Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines, *Applied Financial Economics*, 7, 25–35.
- [19] Aggarwal, R. (1981), Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates, *Akron Business and Economic Review*, 12, 7–12.
- [20] Ajayi, Richard A, and Mbodja Mougoue (1996), On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates, *Journal of Financial Research*, 19, 193–207.
- [21] Amare T. (2000), Stock Prices and Exchange Rates in the Leading Asian Economies: Short Versus Long Run Dynamics, *Singapore Economic Review*, 45, 165–181.
- [22] Anderson, P. W., K. J. Arrow and D. Pines (1988), The Economy as an Evolving Complex System, *Santa Fe Institute Studies in the Sciences of Complexity*, 5, Addison-Wesley Publishing.
- [23] Akaike, H. (1969), Fitting Autoregressions for Predictions, *Annals of the Institute of Statistics Mathematics*, 21, 245–247.

- [24] Akaike, H. (1970), Autoregressive Model Fitting for Control, *Annals of the Institute of Statistics Mathematics*, 22, 163–180.
- [25] Baek, E. and W. Brock (1992), A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Modle, Working Paper, Iowa State University and University of Wisconsin-Madison.
- [26] Blume, L., D. Easley, and M. O'Hara (1994), Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume, *Journal of Finance*, 49 (1), 153–181.
- [27] Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- [28] Brock, W. A. (1991), Causality, Chaos, Explanation and Predication in economics and Finance, in J. Casti and A. Karlqvist, Eds.: *Beyond Belief: Randomness, Prediction and Explanation in Science* (CRC Press, Boca Raton, Fla).
- [29] Brock, W. A., W. Dechect and J. Scheinkman (1987), A Test for Independence Based on the Correlation Dimension, University of Wisconsin at Madison, Department of Economics Working Paper.
- [30] Brock, W. A., W. Dechect, J. Scheinkman and B. LeBaron (1996), A Test for Independence Based on the Correlation Dimension, *Econometric Reviews*, 15, 197–235.
- [31] Brock, W. A., D. A. Hsieh, B. LeBaron (1991), *Nonlinear Dynamics, and Instability*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- [32] Campbell, J., S. Grossman and J. Wang (1993), Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905–939.

- [33] Clark, P. K. (1973), A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices, *Econometrica*, 41, 135–155.
- [34] Copeland, T. E. (1976), A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival, *Journal of Finance*, 31, 1149–1168.
- [35] DeLong J. B, A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann (1990), Positive-Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation, *Journal of Finance*, 45, 374–397.
- [36] Denker, M. and G. Keller, (1986), Rigorous Statistical Procedures for Data from Dynamical Systems, *Journal of Statistical Physics*, 44, 67–93.
- [37] 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.
- [38] Epps, T. W.(1975), Security Price Changes and Transaction Volumes: Theory and Evidence, *American Economic Review*, 68, 586–597.
- [39] Epps, T. and M. Epps (1976), The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for Mixture-of-Distribution Hypothesis, *Econometrica*, 44, 305–321.
- [40] Epps, T. W. (1977), Security Price Changes and Transaction Volumes: Some Additional Evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12, 141–146.
- [41] Franck, P. and A. Young, (1972), Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignment, *Financial Management*, 1, 66–73.

- [42] Gallant, R., P. Rossi, and G. Tauchen (1992), Stock Prices and Volume, *Review of Financial Studies*, 5, 199–242.
- [43] Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Crossspectral Methods, *Econometrica*, 37, 424–438.
- [44] Granger, C. W. J. and P. Newbold, Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrica*, 2, 111–120.
- [45] Granger, C. W. J., B. Huang, and C.W. Yang (2000), A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 337–354.
- [46] Grassberger, P. and I. Procaccia (1983), Measuring the Strangeness of Strange Attractors, *physica*.
- [47] Harris, L (1987), Transaction Data Tests of the Mixture of Distribution Hypothesis, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 127–141.
- [48] Hiemstra, C. and J.D. Jones (1994), Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation, *Journal of Finance*, 49, 1639–1665.
- [49] Hsieh, D. (1991), Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets, *Journal of Finance*, 46, 1839–1877.
- [50] Iihara, Y. Kato, K. and T. Tokunaga (1996), Intraday Return Dynamics between the Cash and the Future Markets in Japan, *The Journal of Future Markets*, 16, 2, 147 – 162.
- [51] Issam, S. A., Abdalla and 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.

- [52] Jaditz, T. and J. Jones (1992). Granger Causality between the Consumer and Wholesale Price Indices. Unpublished manuscript. Washington, DC: Bureau of Labor Statistics and Securities and Exchange Commission.
- [53] Jennings, R. H., L.T. Starks and J.C. Fellingham (1981), An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival, *Journal of Finance*, 36, 143–161.
- [54] Jones, C.K. (1992), Portfolio Management: New Models for Successful Investment Decisions. Mc-Graw Hill, Inc., London.
- [55] Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch (1987), The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and S&P Index, *The Journal of Finance*, 42, 5, 1309–1329.
- [56] Karpoff, J. M.(1987), The Relation between Price changes and Trading Volume: A Survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109–129.
- [57] Kočenda, E. (2003), An Alternative to the BDS Test: Integration Across the Correlation Integral, *Econometric Reviews*, 20, 337–351.
- [58] Lakonishok, J., and S. Smidt (1989), Past Price Changes and Current Trading Volume, *Journal of Portfolio Management*, 15, 18–24.
- [59] Ong, L., K. Clements, H. Y. Izan (1999), The World Real Interest Rate: Stochastic Index Number Perspectives, *Journal of International Money and Finance*, 18, 225–249.
- [60] Osborne, M. F. M. (1959) , Brownian Motion in the Stock Market, *Operation Research*, 7, 145–173.
- [61] Phillips, P. C. B. (1986), Understanding Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 33, 311–340,

- [62] Rogalski, R. J. (1978), The Dependence of Prices and Volume, *Review of Economics and Statistics*, 60, 268–274.
- [63] Smith, C. (1992a), Stock Market and the Exchange Rate: A Multi-country Approach, *Journal of Macroeconomics*, 14, 607–629.
- [64] Smith, C. (1992b), Equities and the UK Exchange Rate, *Applied Economics*, 24, 327–335.
- [65] Soenen, L. A., E. S. Hennigar (1988), An Analysis Of Exchange Rates And Stock Prices—The U.s. Experience Between 1980 and 1986, *Akron Business and Economic Review*, 19, 7–16.
- [66] Solnik, B. (1987), Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note, *Journal of Finance*, 42, 141–149.
- [67] Yin, W. (2000), Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model-The Case of Singapore in the 1990s, *Journal of Economics and Finance*, 24, 260–274.
- [68] Ying, C. C. (1966), Stock Market Prices and Volume of Sales, *Econometrica*, 34, 676–686.
- [69] Yu, Q. (1997), Stock Prices and Exchange Rates: Experience in Leading East Asian Financial Countries: Tokyo, Hong Kong and Singapore, *Singapore Economic Review*, 41, 47–56.

表 1: 實證變數的單根檢定結果

ADF 檢定統計量			虛無假設: $I(1)$
變數	t 檢定統計量	遞延期數	檢定結果
股價指數 (PST)	-1.8106	0	$I(1)$
股市交易量 (LVST)	-8.2942 ***	4	$I(0)$
匯率 (PEX)	-1.7180	1	$I(1)$
匯市成交量 (LVEX)	-9.8913 ***	10	$I(0)$
股市報酬率 (PSTR)	-48.2966 ***	0	$I(0)$
匯率變動率 (PEXR)	-43.0793 ***	0	$I(0)$
PP 檢定統計量			虛無假設: $I(1)$
變數	調整 t 檢定統計量	遞延期數	檢定結果
股價指數 (PST)	-1.9257	5	$I(1)$
股市交易量 (LVST)	-16.6358 ***	21	$I(0)$
匯率 (PEX)	-1.8074	12	$I(1)$
匯市成交量 (LVEX)	-48.3681 ***	28	$I(0)$
股市報酬率 (PSTR)	-48.3134 ***	11	$I(0)$
匯率變動率 (PEXR)	-43.2958 ***	8	$I(0)$

(1)***、**、* 分別表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著。

(2) t 及調整 t 統計量的 1%、5%、10% 顯著水準臨界值無時間趨勢分別為 -3.9616、-3.4115、-3.1276。有時間趨勢則為 -3.4327、-3.8625、-3.5673。

(3) ADF 遞延期數由最大遞延期數 36 期中，經由 SIC 情報準則選取最適遞延期數。

(4) PP 遞延期數由最大遞延期數 36 期中，經由 Newey-West 法使用 Bartlett Kernel 情報準則選取最適遞延期數。

表 2: 線性 Granger 因果關係檢定結果

$H_0:VSTL \not\Rightarrow PSTR$				$H_0:PSTR \not\Rightarrow VSTL$			
i_1	j_0	F-VAL	P-Value	i_2	j_2	F-VAL	P-Value
6	1	8.5053	0.0036***	2	9	80.9980	0.0000***
$H_0:PEXR \not\Rightarrow PSTR$				$H_0:PSTR \not\Rightarrow PEXR$			
i_1	p_1	F-VAL	P-Value	i_3	p_3	F-VAL	P-ValueG
6	18	1.2378	0.2210	1	1	11.2113	0.0009***
$H_0:VEXL \not\Rightarrow PSTR$				$H_0:PSTR \not\Rightarrow VEXL:$			
i_1	g_1	F-VAL	P-Value	i_4	g_4	F-VAL	P-Value
6	29	1.3231	0.1116	2	12	1.9100	0.1483
$H_0:PEXR \not\Rightarrow VSTL$				$H_0:VSTL \not\Rightarrow PEXR$			
j_2	p_2	F-VAL	P-Value	j_3	p_3	F-VAL	P-Value
9	26	0.6961	0.8713	4	1	0.5375	0.7082
$H_0:VEXL \not\Rightarrow VSTL$				$H_0:VSTL \not\Rightarrow VEXL$			
j_2	g_2	F-VAL	P-Value	j_4	g_4	F-VAL	P-Value
9	4	5.0614	0.0005***	18	12	1.9223	0.0110**
$H_0:VEXL \not\Rightarrow PEXR$				$H_0:PEXR \not\Rightarrow VEXL$			
p_3	g_3	F-VAL	P-Value	p_4	g_4	F-VAL	P-Value
1	5	1.8131	0.1069	3	12	3.3175	0.0192**

(1) ***, **, * 分別表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著。

(2) 遞延期數由最大遞延期數 36 期中, 經由 AIC 及 BIC 情報準則選取最適遞延期數。

表 3: 實證變數殘差的 BDS 檢定結果

虛無假設: 相互獨立且均一分配 (i.i.d)

變數殘差項	尺度參數 (e)	維度參數 (m)	Z 檢定 (BDS/SD)
股市報酬率 (PSTR)	0.5	2	2.7948***
	0.5	4	83.2261***
	0.5	8	17.2690***
	0.5	11	16.7140***
	0.5	12	-3.4410***
	0.5	13	-2.9040***
	0.5	14	-2.4972**
	0.5	15	-2.1429**
	0.5	16	-1.8650*
	0.5	17	-1.6178
0.5	36	-0.1671	
股市交易量 (LVST)	0.5	2	5.1051***
	0.5	4	-16.6148***
	0.5	6	-6.0486***
	0.5	8	-2.7335***
	0.5	9	-1.9126*
	0.5	10	-1.3704
	0.5	36	-0.0017

表 3: 實證變數殘差的 BDS 檢定結果 (續)

虛無假設: 相互獨立且均一分配 (i.i.d)

變數殘差項	尺度參數 (e)	維度參數 (m)	Z 檢定 (BDS/SD)
匯率變動率 (PEXR)	0.5	2	24.9715***
	0.5	4	77.3048***
	0.5	8	1573.2050***
	0.5	9	3618.2660***
	0.5	10	-1.6789*
	0.5	12	-1.0430
	0.5	24	-0.0812
	0.5	36	-0.0072
匯市交易量 (LVEX)	0.5	2	1.6380
	0.5	3	0.0974
	0.5	4	-2.4657***
	0.5	5	-0.0386
	0.5	6	-12.6458***
	0.5	8	-7.4103***
	0.5	14	-2.4300**
	0.5	15	-2.0867**
	0.5	16	-1.8227*
	0.5	17	-1.5953
	0.5	20	-1.0846
	0.5	36	-0.1660

(1) 使用經標準化後的序列下, 尺度參數 e 設定為 0.5σ , 而 $\sigma=1$ 。

(2) ***, **, * 分別表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著, 其臨界值分別為 ± 2.24 、 ± 1.96 和 ± 1.645 。

表 4: 非線性 Granger 因果關係檢定結果

$L_x = L_y$	$H_0:VSTL \not\neq PSTR$		$H_0:PSTR \not\neq VSTL$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	-1.0078	0.5031	0.9417	0.1732
2	-1.0141	0.5056	0.5734	0.2832
3	0.4609	0.3325	0.5606	0.2876
4	1.9508	0.0256**	1.5680	0.0585**
5	10.2149	0.0000***	0.4564	0.3241
6	9.0798	0.0000***	0.2286	0.4096
7	8.2121	0.0000***	0.0000	0.5000
8	7.4568	0.0000***	0.0000	0.5000

$L_x = L_y$	$H_0:PEXR \not\neq PSTR$		$H_0:PSTR \not\neq PEXR$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.4066	0.3421	1.4150	0.0785*
2	0.7909	0.2145	1.7574	0.0394**
3	0.9725	0.1654	1.7822	0.0374**
4	0.9947	0.1599	1.6449	0.0500**
5	1.2559	0.1046	1.6120	0.0535*
6	0.9014	0.1837	1.5052	0.0661*
7	1.4075	0.0797*	0.4396	0.0750*
8	1.5761	0.0575*	1.3989	0.0809*

$L_x = L_y$	$H_0:VEXL \not\neq PSTR$		$H_0:PSTR \not\neq VEXL$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.0098	0.4961	0.1872	0.4257
2	0.1154	0.4541	-0.1467	0.5583
3	0.1449	0.4424	0.2456	0.4031
4	0.3988	0.3450	0.5507	0.2909
5	0.9441	0.1726	0.8960	0.1851
6	1.8326	0.0334**	3.5051	0.0023***
7	8.2121	0.0000***	0.7997	0.2119
8	7.4568	0.0000***	0.4665	0.3204

表 4: 非線性 Granger 因果關係檢定結果 (續)

$L_x = L_y$	$H_0: \text{PEXR} \not\neq \text{VSTL}$		$H_0: \text{VSTL} \not\neq \text{PEXR}$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.3989	0.3450	0.0828	0.4670
2	0.5746	0.2828	0.6158	0.2690
3	1.2655	0.1028	0.9976	0.1592
4	1.0836	0.1393	7.0655	0.0000***
5	0.4564	0.3241	5.5592	0.0000***
6	0.2286	0.4096	4.5920	0.0000***
7	0.0000	0.5000	3.7218	0.0000***
8	0.0000	0.5000	3.2343	0.0006***

$L_x = L_y$	$H_0: \text{VEXL} \not\neq \text{VSTL}$		$H_0: \text{VSTL} \not\neq \text{VEXL}$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	2.3514	0.4071	-0.0137	0.5055
2	0.4741	0.3177	0.4971	0.3096
3	5.1643	0.0000***	4.0588	0.0000***
4	1.0623	0.1441	18.0196	0.0000***
5	0.4564	0.3241	6.6258	0.0000***
6	0.2286	0.4096	0.2311	0.0129**
7	0.0000	0.5000	0.7829	0.2169
8	0.0000	0.5000	0.4634	0.3216

$L_x = L_y$	$H_0: \text{VEXL} \not\neq \text{PEXR}$		$H_0: \text{PEXR} \not\neq \text{VEXL}$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.3395	0.3448	-0.0557	0.5222
2	0.4277	0.3345	0.0195	0.4922
3	0.6542	0.2565	0.4693	0.3194
4	1.1875	0.1175	1.0986	0.1360
5	3.1822	0.0007***	2.1771	0.0144**
6	4.4807	0.0000***	1.6710	0.0474**
7	3.7219	0.0001***	0.8035	0.2108
8	3.2343	0.0006***	0.4634	0.3215

表 5: 序列相關及波動效果檢定暨調整

變數	調整前檢定量		調整模型	調整後檢定量	
	Ljung-Box Q(4) 統計量	F-test 統計量		Q(4) 統計量	F-test 統計量
PSTR	28.5027(0.2394)	3506850(0.0000)	GARCH(1, 1)	26.6300(0.3220)	0.0225(0.9990)
VSTL	19.9394(0.7002)	23.5469(0.0000)	EGARCH(1, 4)	7.6967(0.0028)	0.7235(0.5758)
PEXR	90.8986(0.0000)	29.2755(0.0000)	EGARCH(1, 2)	27.8917(0.2646)	0.2786(0.8920)
VEXL	45.0785(0.0043)	2.2795(0.0000)	GARCH(1, 2)	16.7853(0.8577)	0.4467(0.7749)

表 6: 波動調整後非線性 Granger 因果關係檢定結果

$L_x = L_y$	$H_0:VSTL \neq PSTR$		$H_0:PSTR \neq VSTL$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	-0.3668	0.6431	0.7301	0.2326
2	-0.5360	0.7040	0.6674	0.2522
3	-0.6849	0.7533	0.4820	0.3149
4	-0.7399	0.7703	1.0780	0.1405
5	-0.7836	0.7834	0.9148	0.1802
6	-0.4625	0.6782	0.7982	0.2124
7	-0.6207	0.7326	0.4339	0.3322
8	-0.7263	0.7662	0.6040	0.2729

	$H_0:PEXR \neq PSTR$		$H_0:PSTR \neq PEXR$	
1	-0.1804	0.5716	0.3715	0.3551
2	0.4959	0.3099	0.3751	0.3537
3	0.2415	0.4046	0.4399	0.3299
4	0.3078	0.3790	0.1843	0.4268
5	0.3064	0.3796	0.0440	0.4824
6	0.3871	0.3493	0.1501	0.4403
7	0.4862	0.3133	0.1909	0.4243
8	0.6414	0.2606	0.2379	0.4059

$L_x = L_y$	$H_0:VEXL \neq PSTR$		$H_0:PSTR \neq VEXL:$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	-0.4319	0.6671	0.0178	0.4929
2	-0.4986	0.6909	-0.1782	0.5707
3	-0.5929	0.7233	-0.2045	0.5810
4	-0.4586	0.6767	-0.2879	0.6133
5	-0.5583	0.7116	0.1096	0.4563
6	-0.2444	0.5965	-0.2191	0.5867
7	-0.5126	0.6958	-0.4624	0.6871
8	-0.5775	0.7182	-0.6575	0.7445

表 6: 波動調整後非線性 Granger 因果關係檢定結果 (續)

$L_x = L_y$	$H_0: \text{PEXR} \not\Rightarrow \text{VSTL}$		$H_0: \text{VSTL} \not\Rightarrow \text{PEXR}$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.4351	0.3312	-0.0158	0.5063
2	0.3880	0.3490	-0.2397	0.5947
3	0.1029	0.4950	-0.1680	0.5667
4	0.1822	0.4277	0.0495	0.4803
5	-0.0772	0.5308	-0.0857	0.5342
6	-0.2000	0.5791	0.1331	0.4471
7	-0.2079	0.5824	0.0018	0.4993
8	-0.4963	0.6625	0.0946	0.4962

$L_x = L_y$	$H_0: \text{VEXL} \not\Rightarrow \text{VSTL}$		$H_0: \text{VSTL} \not\Rightarrow \text{VEXL}$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.0046	0.4962	-0.3230	0.6267
2	0.1701	0.4325	-0.4132	0.6603
3	-0.0455	0.5182	-0.1740	0.5691
4	-0.2630	0.6037	-0.6893	0.7547
5	0.1318	0.4476	-0.2333	0.5923
6	0.4932	0.3109	-0.3230	0.6267
7	0.0127	0.4949	-0.4630	0.6783
8	-0.2507	0.5990	-0.3724	0.6453

$L_x = L_y$	$H_0: \text{VEXL} \not\Rightarrow \text{PEXR}$		$H_0: \text{PEXR} \not\Rightarrow \text{VEXL}$	
	TVAL	P-Value	TVAL	P-Value
1	0.1314	0.4477	0.6723	0.2507
2	0.1234	0.4509	0.0615	0.4755
3	0.1033	0.4589	-0.0282	0.5112
4	-0.0198	0.5079	0.4081	0.3416
5	-0.0580	0.5231	0.2356	0.4069
6	0.0567	0.4774	0.4719	0.3185
7	0.0001	0.5000	0.2479	0.4021
8	-0.0100	0.5040	0.4108	0.3406

表 7: 因果關係檢定結果彙整

○ 表示因果關係成立、X 表示因果關係不成立

	VSTL \Rightarrow PSTR	PSTR \Rightarrow VSTL
線性因果關係	○	○
非線性因果關係	○	○
調整後非線性因果關係	X	X
	PEXR \Rightarrow PSTR	PSTR \Rightarrow PEXR
線性因果關係	X	○
非線性因果關係	○	○
調整後非線性因果關係	X	X
	VEXL \Rightarrow PSTR	PSTR \Rightarrow VEXL:
線性因果關係	X	X
非線性因果關係	○	○
調整後非線性因果關係	X	X
	PEXR \Rightarrow VSTL	VSTL \Rightarrow PEXR
線性因果關係	X	X
非線性因果關係	X	○
調整後非線性因果關係	X	X
	VEXL \nRightarrow VSTL	VSTL \Rightarrow VEXL
線性因果關係	○	○
非線性因果關係	○	○
調整後非線性因果關係	X	X
	VEXL \Rightarrow PEXR	PEXR \Rightarrow VEXL
線性因果關係	X	○
非線性因果關係	○	○
調整後非線性因果關係	X	X

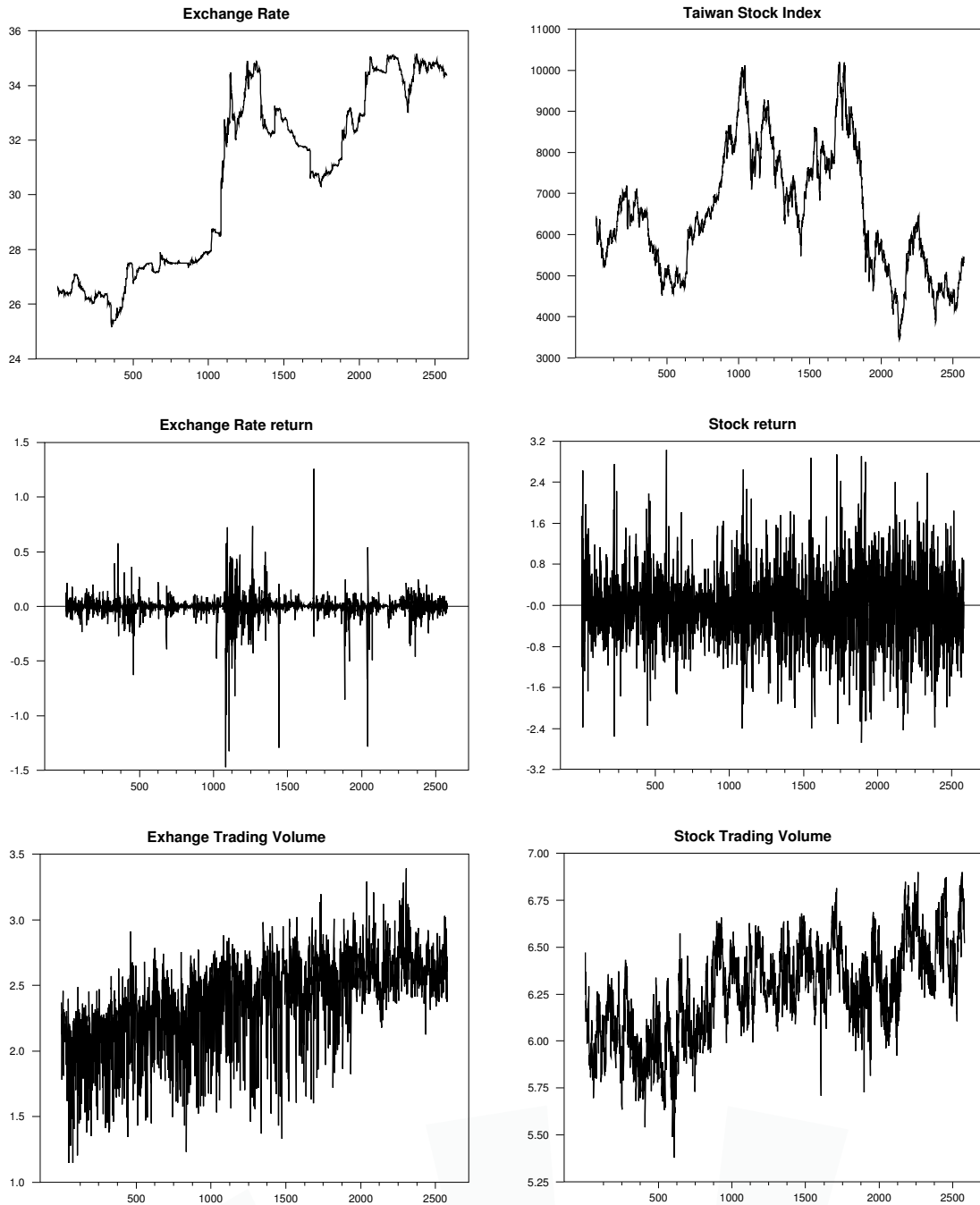


圖 1: 分析資料的走勢圖