

台灣地區股市「價」、「量」間 非線性關係之探討—變動切換馬 可夫轉換機率模型下之實證結果

Nonlinear Price-Volume Dynamics in Taiwan Stock Exchange—An Application of TVTP Markov- Switching Model

郭維裕 *Wei-Yu Kuo**

國立政治大學

National Chengchi University

董慧萍 *Hui-Ping Tung*

彰化銀行研究發展處

Research and Development Division

Chang Hwa Commercial Bank

90 年 12 月 11 日收稿、91 年 4 月 22 日第一次修改、6 月 27 日第二次修改、91 年 7 月 9 日接受刊登

摘 要

過去對於台灣股市價量非線性關係的研究，都只停留在檢定出兩者之間存在雙向的非線性因果關係，本文進一步嘗試以 Filardo (1994) 提出的變動切換馬可夫轉換機率模型 (Time-Varying Transition Probability Markov-switching Model, TVTP) 探討台灣的單一市場價量以及跨市場價價、量量、價量雙向互動之非線性關係。實證結果顯示：不論是上市或上櫃市場，以同市場成交金額為訊息變數所配適出的指數報酬模型，以及以另一市場的成交金額為訊息變數

* 作者感謝胡聯國教授、林筠教授以及兩位評審委員的寶貴意見。第一位作者感謝國科會編號 NSC89-2416-H-004-024 之研究計劃案對本文所提供的研究補助。文章中所有的錯誤均屬作者的責任。

所配適出的成交金額模型，都具有相對較佳的解釋力。此外，我們也得到台灣股市的價量互動關係普遍存在同市場和跨市場的量領先價情形。

關鍵詞：非線性價量關係、變動切換馬可夫轉換機率模型、台灣股票市場

ABSTRACT

We apply the time-varying transition probability Markov-switching model of Filardo (1994) to study the nonlinear dynamics between stock return and trading volume in Taiwan Stock Exchange and OTC market. We find that in a single market trading volume has significant power in predicting future stock returns while the opposite is not true. When investigating the cross-market nonlinear dynamics, we discover that trading volume in Taiwan Stock Exchange can be used as a predictor in forecasting future OTC stock returns whereas the reverse relationship originating in the OTC market is much weaker.

keywords: Nonlinear price-volume dynamics, Taiwan stock markets, Time-varying transition probability Markov-switching model

壹、緒 言

近年來，股市價量關係的研究為國內外財務學者研究的焦點之一。以經濟學供需理論的角度來看，股票的成交價格與成交量皆由供需雙方參與而形成的，若僅探討單一變數——價格，則所得結論可能不完整。因此，研究「價」與「量」的相互關係，方能掌握市場真實動態，進而正確地判斷其後勢發展，故了解價量關係實為我們進一步了解股價之形成和預測其動態行為的重要一環。

過去的研究主要利用線性模型來解釋價量之間的關係，例如 Ying (1966)、Rogalski (1978)、Karpoff (1987)、Jain and Joh (1988)、Smirlock and Starks (1988)、Lakonishok and Smidt (1989)、以及陳東明 (1991)、葉銀華 (1991)、鄭涼仁 (1992) 等。然而，自從 1987 年 10 月 19 日紐約股市大崩盤之後，許多學者開始懷疑線性價量模型的可信度，加上許多學者提出股價變動具有非線性的特性後¹，更陸續有學者將非線性觀念運用在金融市場上價和量關係的探

¹ 如 Brock, Hsieh, and LeBaron (1991) 和 Hsieh (1991)。

討。

針對單一市場的價量非線性研究，在國外文獻已有 Lamourux and Lastrapes (1990) 利用條件變異數方程式加入交易量變數的股票報酬率模型，發現普通股之價格會影響交易量，且量為價的領先指標。LeBaron (1992) 利用具有交易量和交易量變化率的模型，驗證了價量間存有非線性的效果。Campbell, Grossman, and Wang (1993) 亦檢定出價量間存在非線性關係。Martikainen, Puttonen, Luoma, and Rothovius (1994) 則發現在 1983 年至 1988 年這段期間整體股市之價量會存在雙向回饋的非線性因果關係，而 1977 年至 1982 年之間則不存在任何非線性價量的因果關係。最近 Hiemstra and Jones (1994) 利用經修正 Baek-Brock 非線性 Granger 因果關係 (Nonlinear Granger Causality Test) 檢定法檢定出道瓊股價指數報酬率和紐約股票交易所每日成交量變動率之間存有雙向的非線性價量因果關係。

國內對價量非線性因果關係的研究則有許溪南和黃文芳 (1997) 運用 Hiemstra and Jones (1994) 之研究模式，發現台灣集中市場每日報酬率與成交量、報酬率與成交量變動率間均出現雙向非線性因果關係。劉永欽 (1995) 檢定出，不論研究期間的長短，台灣股市中個別股票、分類產業及集中市場的價量之間，均呈現明顯的非線性雙向因果關係。另外，林益靖 (1996) 以 Baek-Brock 檢定法，檢定出台灣集中市場金融類股報酬率和金融類股交易量變動率之間，存有單向的非線性因果關係，金融類股的量並非引起金融類股價格變動的因素。這些實證結果顯示，非線性價量因果關係普遍存在於金融市場中，加上 Lee, Yen, and Chang (1993) 的實證研究指出台灣股市不符合半強式效率，更突顯出台灣股市非線性價量因果關係之研究的重要性。

上述所探討的文獻主要都是集中在單一市場價量關係之研究，而且大多使用日資料或更低頻的資料，只有少數使用高頻資料，如本文所用的 30 分鐘價量資料。然而近年來，隨著金融環境的自由化與國際化，各種金融商品市場應運而生。若市場為完美且具效率性 (a perfect and efficient market)，當某市場中有任何新訊息產生時，理論上各個不同市場的價格應在同一時間一起變動，故各市場的價格變動不應有領先或落後的情形發生。然而，事實上各金融市場之間，由於結構不同、成熟度不一致，加上交易成本、流動性限制、漲跌幅限制、信用交易制度以及法規之約束等因素，使得各市場在反應資訊的速度上形成落差，而導致市場與市場之間的價價、價量可能產生領先落後的關係，使得投資人有脈絡可尋，進而經由套利活動以進行賺取較高的利潤。故市場之間的價價、

價量的因果關係，也逐漸成爲學者探討的焦點。

關於跨市場的研究，以往的文獻大多侷限於探討現貨市場與相關的衍生性金融商品市場間的互動情形，例如 Kawaller, Koch, and Koch (1987)、Herbst, McCormack, and West (1987)、Stoll and Whaley (1990)、Martikainen and Puttonen (1994) 以及 Iihara, Kato, and Tokunaga (1996) 等，均指出股價指數期貨報酬率先現貨報酬率。Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996) 將跨市場價價關係的研究，擴充爲現貨、期貨和指數選擇權三個市場，發現此三個市場之間的報酬率具有指數期貨領先指數選擇權、指數選擇權領先現貨的線性互動關係。至於跨市場價價或價量非線性因果關係的研究，則有 Dwyer, Locke, and Yu (1996) 利用交易成本不爲零的持有成本模型，估算出 S&P 500 期貨指數和現貨指數的跨市場間價價非線性模型優於線性模型。Abhyankar (1998) 則將 Hiemstra and Jones (1994) 經修正後 Baek-Brock 檢定法應用在跨市場價價問題上，檢定出不論是否考慮報酬率波動的持續性，FTSE 100 及 S&P 500 股價指數期貨和現貨指數的 15 分鐘高頻日內指數報酬率之間，皆存在顯著的雙向非線性關係。李偉銘 (1997) 採用相同的檢定法，分別檢定出 MMI 和 S&P 500 的日內股價指數期貨和現貨報酬率，在開盤、盤中和收盤三階段皆存在顯著非線性回饋效果。

相較於上述國外跨市場價價因果關係的研究，國內在跨市場這方面的研究似乎較爲缺乏。此外，不論是國內或是國外學者過去在探討跨市場問題時，大多是以衍生性金融商品市場和現貨市場之間的互動爲研究範圍。然而，近年來台灣的店頭市場快速發展，企業以上櫃做爲募集資金管道的意願也大幅提高。因此，店頭市場可以視爲集中市場某種程度上的替代品，若忽略店頭市場而僅以集中市場爲研究範圍，則研究結果難免會有所偏頗，故了解此兩個現貨市場的互動關係，應可幫助我們對未來股市的走勢做出較準確的預測。國內目前對於兩個現貨市場的互動研究著墨不多：魏源宏 (1998) 利用 Granger 因果關係分析發現集中市場與店頭市場的指數會互相影響，而兩個市場的成交量彼此影響程度卻較爲有限；楊踐爲 (1999) 利用 Granger ECM (Error Correction Model)，發現個別市場的價量之間以及兩市場指數相互之間皆存在顯著的雙向線性因果關係，而若在 Akaike 的模型下，集中市場的價量關係並不存在，店頭市場的價量則呈現雙向的因果關係，且集中市場的指數會影響店頭市場的指數。國內對於現貨市場間非線性互動的研究更是付之闕如。據作者所知，鍾榮輝 (2000) 可能是國內第一篇有關兩現貨市場之跨市場非線性價價和價量因果關係的研究

論文。更明確地說，他利用修正後 Baek-Brock 檢定法檢定出台灣證券集中市場與店頭市場跨市場在“價價”和“價量”上，均存有雙向的非線性因果關係。

以上諸多實證文獻的結論都顯示：不論是單一市場的價量，或是跨市場價量之間，都普遍存在著非線性的因果關係。可是這些文獻都只停留在檢定出兩者之間存在雙向的非線性因果關係，或是以非線性模型中的 GARCH 模型分析股價波動性對股市報酬率以及成交量的影響，如徐合成 (1993)，而減少有人嘗試利用其它不同的非線性模型來解釋所發現的非線性價量結構。本文基於鍾榮輝 (2000) 檢定的結果，嘗試以 Filardo (1994) 提出的變動切換馬可夫轉換機率模型 (Time-Varying Transition Probability Markov-switching Model, TVTP)，探討台灣的單一市場價量以及跨市場價價、量量、價量雙向互動之非線性關係，希望透過此一非線性模型的估計，使我們對台灣的集中市場與店頭市場的非線性價量結構有更進一步的了解。

總括而言，我們發現不論是上市或上櫃市場，以同市場成交金額為訊息變數所配適出的指數報酬模型，以及以另一市場的成交金額為訊息變數所配適出的成交金額模型，都具有相對較佳的解釋力。此外，以集中市場的報酬率和交易量為訊息變數之跨市場模式的配適度，皆比以上櫃市場相關變數為訊息變數之跨市場模式的配適度為佳。此結果顯示：相較於上櫃市場，集中市場仍居於主導整體股市走勢的地位。

在同市場價量關係方面，主要實證結果如下：當一市場前 30 分鐘的指數上漲時，在未來 30 分鐘內該市場較有可能出現成交金額放大的情形；當前 30 分鐘的指數下跌時，在未來 30 分鐘內該市場較有可能出現成交金額縮小的情形；當前 30 分鐘同一市場內的價量走勢相反(價升量跌或價跌量升)時，在未來 30 分鐘內該市場指數較可能上漲；當前 30 分鐘同一市場內的價量走勢一致(價量齊揚或價跌量縮)時，未來 30 分鐘該市場指數較有可能下跌。

在跨市場價量關係方面，我們發現跨市場的價會領先量，但以集中市場的價領先上櫃市場的量之情形較為顯著，但反向關係則不顯著。亦即，當前 30 分鐘集中市場指數上漲時，投資人可能產生居高思危的危機感而選擇轉進上櫃市場，使得未來 30 分鐘內上櫃市場的成交金額較有可能增加。相對地，當前 30 分鐘集中市場指數下跌時，投資人會從上櫃市場轉移資金至該股市，使得未來 30 分鐘內上櫃市場的成交金額較可能出現減少的情形。

在跨市場價價關係方面，當投資人觀察到前 30 分鐘的上市、上櫃指數呈

現漲跌不一致的情形時，大多認為在未來 30 分鐘內各市場維持原走勢的機率較高。具體言之，一旦前 30 分鐘內上市指數呈現上漲而上櫃指數下滑的情形時，在未來 30 分鐘內上市指數持續上漲且上櫃指數持續滑落的機率較高。而且由於集中市場對上櫃市場的影響力遠較後者對前者的影響力來得大，前述的結果中，上櫃指數持續滑落的情形會較為顯著。反之，若前 30 分鐘內上市指數呈現下滑而上櫃指數上漲的情形時，在未來 30 分鐘內上市指數持續滑落且上櫃指數持續上漲的機率較高。

在跨市場量量關係方面，當前 30 分鐘多數投資人因看法一致而同時投入相同的市場，使得上市、上櫃成交金額出現一放大一縮小的情形時，在未來 30 分鐘內資金較有可能轉戰上漲爆發力較大的上櫃市場，造成上市成交金額減少而上櫃成交金額放大之情形。反之，當前 30 分鐘投資人看法分歧而選擇投入不同市場或暫時退場觀望，使得上市、上櫃成交金額同時放大或縮小時，則在未來 30 分鐘內投資人可能以保守觀望的態度因應，使資金較可能轉戰大型績優股居多的上市市場，造成上市成交金額增加而上櫃成交金額減少之結果。

本文其餘各節架構如下：第二節說明 Filardo (1994) 的 TVTP 模型之意義、估計方法及參數估計值高低顯示之意涵。第三節說明實證所用的資料以及其統計特性，除提出實證結果外，並討論估計所得之 TVTP 參數的意義。第四節則為本文的結論。

貳、研究方法

馬可夫切換自我迴歸模型 (Markov-switching Autoregression Model, MS) 是由 Hamilton (1989) 首先發展出來的。它是一種非線性的狀態切換模型²，而且是混合機率分配模型 (mixture of distribution) 的延伸。這兩種模型都是針對狀態間的切換不能被直接觀察到且平均數具有變異性的時間序列，提出對母體分配合理的配適。由於我們無法觀察到其真實狀態，故必須對狀態切換過程加以描述。MS 模型和混合機率分配模型最大的差異就在於狀態切換過程的設定上。混合模型假設前後期狀態呈現伯努力分配 (Bernoulli distribution)，也就是前後期狀態之間互相獨立。然而在現實社會中，我們所觀察到的財經時間序列之高低起伏變化往往具有一定的持續性和相關性，故此狀態切換完全沒有脈

² 狀態切換模型的基本模型由 Goldfeld and Quandt (1973) 首先提出。

絡可循的假設並不能對真實情況予以合理地描述。相對地，MS 模型則是假設隨機狀態變數呈現一階馬可夫過程 (Markov process)，也就是經由馬可夫鏈 (Markov chain) 來描述狀態間的切換，使得當期的狀態會受到前期狀態的影響。以兩狀態 MS 模型為例，若前一期狀態為 1，則本期有 p 的機率仍然維持在狀態 1，而有 $1-p$ 的機率會由狀態 1 切換至狀態 0；同理，若前一期狀態為 0，則本期仍然維持在狀態 0 的機率為 q ，而由狀態 0 切換至狀態 1 的機率為 $1-q$ 。我們將 p 及 q 稱為狀態切換機率 (transition probability)。經由這種設定，再透過模型內生決定分屬各狀態的機率值的加權機制，不但解決了傳統線性模型的參數無法對突發改變作彈性調整的缺點，更彌補了結構變動模型 (Structure break model)³ 只能描述單次突發事件的缺憾。故近年來，MS 模型已漸漸被廣泛地應用於分析財經時間序列資料。

兩狀態馬可夫切換自我迴歸模型可寫成：

$$R_t = \mu_1 S_t + (1 - S_t) \mu_0 + \Phi(B)(R_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $S_t \in (0, 1)$ 且呈馬可夫過程； $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ； $\Phi(B)$ 為落後運算元 B 的 r 次多項式， $\Phi(B) = \phi_0 + \phi_1 B + \dots + \phi_r B^r$ ； R_t 是股價指數每 30 分鐘的報酬率； μ_0 是狀態為 0 時，每 30 分鐘的指數報酬率平均數； μ_1 是狀態為 1 時，每 30 分鐘的指數報酬率平均數。此馬可夫過程則可表示如下：

$$P\langle S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1} \rangle = \begin{bmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{bmatrix} \quad (2)$$

也就是

$$P\langle S_t = 1 | S_{t-1} = 1 \rangle = p$$

$$P\langle S_t = 0 | S_{t-1} = 1 \rangle = 1 - p$$

$$P\langle S_t = 0 | S_{t-1} = 0 \rangle = q$$

$$P\langle S_t = 1 | S_{t-1} = 0 \rangle = 1 - q$$

經由以上的模型設定，我們可由估出的參數得知：若 p 和 q 皆接近 1 時，

³ 此模型的特色是在一未知的時點上，所有母體參數突然一次跳動。

則本期維持前期狀態的機會很高，代表此時間序列資料具有高度的持續性；同理，當 p 和 q 皆接近 0 時，則本期出現不同於前期狀態的機會很高，代表此時間序列資料具有高度的變動性。以台灣股市為例，若所估計出來的 p 值趨近 1 時，則當投資人觀察到前 30 分鐘的指數之報酬率為正時，現在再投入股市仍有相當大的機會在接下來的 30 分鐘內獲得利潤；同理，若 q 值趨近 1 時，則當投資人看到前 30 分鐘的指數報酬率為負時，現在投入股市仍有相當大的機會在未來 30 分鐘內遭受損失，故此時最好退場觀望，不宜貿然投入股市。

然而，可能影響股市變化的因素相當多，諸如貨幣供給量、利率高低、通貨膨脹率、匯率等，都會直接或間接牽引大盤的變化，而 Hamilton 所提出的模型只能單純的解釋該股市前期報酬率的高低情形影響本期報酬率的可能性，而未將上述其它左右股市的變數納入模型中。加上由先前的文獻探討已知台灣股市的價格和成交量之間，具有雙向的非線性因果關係，倘若忽略成交量和指數報酬率之間的相互影響，則所做的預測勢必無法使人信服。有鑑於此，我們決定應用 Filardo (1994) 所提出的變動切換機率馬可夫切換自我迴歸模型 (Time-Varying Transition Probability Markov-switching Autoregression Model, TVTP)，來探討台灣股市的非線性價量關係。

Filardo (1994) 利用 TVTP 模型，以領先指標做為訊息變數來研究美國的景氣循環波動，之後也有其他學者將此模型應用到其它領域上，例如 Diebold, Lee, and Weinbach (1994) 和 Engel and Hakkio (1994) 有關匯率的研究以及 Schaller and van Norden (1997) 的泡沫和資產訂價。TVTP 模型除了延續了 MS 模型之假設，即狀態間的轉換是不能被直接觀察到的，但狀態呈現一階馬可夫隨機過程外，更設法修正了 MS 模型中狀態切換機率無法隨時變動的缺點。它和 MS 模型的最大不同處即在於狀態切換機率之設定。爲了要運用既有已知的訊息變數來決定前後期狀態轉變的情形，Filardo 對 (2) 式中的切換機率矩陣做了一些改變。他把 MS 模型中狀態切換機率固定不變之假設，放寬爲狀態切換機率爲可觀察到之訊息變數(information variable)的函數，使得狀態切換機率能納入各項影響因子，並且會隨著時間經過而改變其數值。經由此一般化的設定，我們也才能進一步探討價量之間的非線性關係，並對未來的股市走勢做出更合理的預測與解釋。TVTP 模型可表示如下：

$$R_t = \mu_1 S_t + (1 - S_t) \mu_0 + \Phi(B)(R_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$P\langle S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, z_t \rangle = \Lambda = \begin{bmatrix} q(z_t) & 1 - p(z_t) \\ 1 - q(z_t) & p(z_t) \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中，訊息變數 z_t 可為包括成交量、利率、貨幣供給量、領先指標等，並可表示成集合形式 $Z_t = \{z_t, z_{t-1}, \dots\}^4$ 。

如果我們選擇以 30 分鐘成交量做為訊息變數 z_t 時，我們必須先利用羅吉斯函數 (logistic function) 將訊息變數映射到切換機率，以確保加入訊息變數後的狀態切換機率值能介於 0~1 之間，故切換機率可表示為：

$$p(z_t) = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1, z_t) = \frac{\exp(\theta_{p0} + \sum_{j=1}^{J_1} \theta_{pj} z_{t-j})}{1 + \exp(\theta_{p0} + \sum_{j=1}^{J_1} \theta_{pj} z_{t-j})} \quad (5)$$

$$q(z_t) = P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0, z_t) = \frac{\exp(\theta_{q0} + \sum_{j=1}^{J_2} \theta_{qj} z_{t-j})}{1 + \exp(\theta_{q0} + \sum_{j=1}^{J_2} \theta_{qj} z_{t-j})} \quad (6)$$

當加入前 30 分鐘成交量為訊息變數後，若切換機率值仍保持固定不變，也就是說， θ_{pj} 和 θ_{qj} 皆顯著為零，則前 30 分鐘成交量對股市報酬率所提供的額外資訊無效，此時 TVTP 模型退化成 MS 模型，這也就是我們之所以把 TVTP 模型稱為 MS 模型的延伸之緣由。雖說這兩個模型都可推測出未來高低報酬狀態出現的可能性以及指數出現轉折的時點，並且都經由過去指數報酬率和切換機率來描述模型狀態的持續性；然而，只要成交量所提供的資訊有效，TVTP 模型的切換機率就比 MS 模型的切換機率更能捕捉股市短暫持續性之複雜現象。另外，TVTP 模型的高低報酬持續期間之期望值是可變動的，但在 MS 模型中卻是固定不變的，故以 TVTP 模型來預測未來高低報酬狀態出現的時點和轉折點，有較佳的處理能力。

那麼，TVTP 模型是如何透過前 30 分鐘成交量和前幾期的股市報酬率來影響未來出現高低報酬狀態的可能性呢？我們可由了解推論機率 (inferred probability) $P\langle S_t = s_t | R_{t-1}, \dots, R_{-r}, z_{t-1} \rangle$ 、切換機率 (transition probability) $P\langle S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, z_{t-1} \rangle$ 和條件機率密度函數 f^* 三者間的數學關係，看出 R_t 和其落後期訊息、前 30 分鐘成交量間的互動關係。若條件機率密度函數 f^* 為

⁴ 我們在下節的實證分析中，只採納 30 分鐘成交量為訊息變數。主要是因為其它潛在變數，可能在長期會影響股市整體走勢，但較不可能在短短 30 分鐘內影響整體走勢。

$$\begin{aligned}
 & f^* \langle R_t | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_t \rangle \\
 &= \sum_{s_t=0}^1 \dots \sum_{s_{t-r}=0}^1 f \langle R_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-r} = s_{t-r} | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_t \rangle \\
 &= \sum_{s_t=0}^1 \dots \sum_{s_{t-r}=0}^1 f \langle R_t | S_t = s_t, \dots, S_{t-r} = s_{t-r}, R_{t-1}, \dots, R_{t-r} \rangle \\
 &\quad \times P \langle S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, z_t \rangle \times P \langle S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-r} = s_{t-r} | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_{t-1} \rangle
 \end{aligned} \tag{7}$$

由(7)可得概似函數為 $L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln [f^* \langle R_t | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_t; \theta \rangle]$ ，透過條件機率密度函數彙總所有資訊，我們就可將切換機率 $P \langle S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, z_{t-1} \rangle$ 和推論機率 $P \langle S_t = s_t | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_{t-1} \rangle$ 的關係連結起來如下：

$$\begin{aligned}
 & P \langle S_t = s_t | R_t, R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_t \rangle \\
 &= \sum_{s_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{s_{t-r}=0}^1 P \langle S_t = s_t, \dots, S_{t-r} = s_{t-r} | R_t, \dots, R_{t-r}, z_t \rangle \\
 &= \sum_{s_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{s_{t-r}=0}^1 \frac{f \langle R_t, S_t = s_t, \dots, S_{t-r} = s_{t-r} | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_t \rangle}{f^* \langle R_t | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_t \rangle}
 \end{aligned} \tag{8}$$

由(7)式和(8)式可知，本期和過去幾期的報酬率會經由 f 直接影響概似函數的待估參數，而 f 在此設為常態機率密度函數，且其和前 30 分鐘成交量互相獨立。此外，過去幾期報酬率還會經其所影響的過去報酬高低狀態發生的可能性 $P \langle S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-r} = s_{t-r} | R_{t-1}, \dots, R_{t-r}, z_{t-1} \rangle$ ，間接影響概似函數所估出的參數值。至於前 30 分鐘成交量除了經由切換機率直接影響切換機率的大小之外，更間接透過切換機率影響條件機率密度函數，再影響推論機率，也就是未來高低報酬狀態出現的可能性。

在了解 TVTP 模型的架構之後，我們還須明白此模型所採用的參數估計方法。雖然有 Diebold, Lee, and Weinbach (DLW) 等學者採用 EM 運算法來估計 MS 模型的參數，但一般而言，此法很難表示出自我迴歸項對模型的影響，加上 TVTP 模型對切換機率的設定方式，將使得求算極大值的過程變得相當複雜。為了簡化其計算過程，我們採用 Kim (1994) 所發展出來的平滑運算法 (smoothing algorithm)，將 R_t, \dots, R_{t-r}, Z_t 等目前所擁有的全部資訊加以過濾彙整，並利用最大概似估計法，將(3)、(4)兩式所設定的落後期參數以及切換機率的

參數加以聯合估計，以推估當期末知狀態出現的可能性。

至於估計出來的參數所代表的意義，我們以台灣價量關係的研究為例，做以下之簡要說明。在選擇前 30 分鐘成交量來當 $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 的訊息變數後，我們可從估計出的參數 θ_{p1} 、 θ_{q1} 來解釋成交量和股市報酬之間的互動關係：

1. 若我們所估出 θ_{p1} 、 θ_{q1} 兩者的正負符號相反，則價量之間具有一定的互動關係；也就是說，我們只要參考前 30 分鐘的成交量增減情形，就可對接下來 30 分鐘的股市報酬高低狀態做出合理的推測。例如當 $\theta_{p1} > 0$ 且 $\theta_{q1} < 0$ 時，前 30 分鐘成交量相對增加 ($z_t > 0$) 將會使得 $p_t(z_t)$ 增加、 $q_t(z_t)$ 下降，前者代表前 30 分鐘的出現高報酬狀態時，後 30 分鐘亦出現高報酬率的機率會增加，後者表示前 30 分鐘的出現低報酬狀態時，接下來的 30 分鐘內亦出現低報酬的機率會下降，也就相當於本期切換成高報酬的機率增加，這是因為 $1 - q_t(z_t)$ 相對增加了。由以上分析我們可以推論出：若我們所估出的參數 $\theta_{p1} > 0$ 且 $\theta_{q1} < 0$ ，則不論前 30 分鐘的股市報酬處於何種狀態，當前 30 分鐘的成交量增加，都將使得出現高報酬狀態的可能性增加。換句話說，成交量擴大對股市投資人而言是個好消息，一旦觀察到前 30 分鐘成交量增加，則投資人就有較大的可能賺取超額利潤。
2. 若我們所估出 θ_{p1} 、 θ_{q1} 之正負符號相同時，則價量之間的互動關係就不再那麼單純了。我們除了要參考前 30 分鐘的成交量增減情形之外，更要觀察前 30 分鐘的股市報酬高低狀態，才可對未來 30 分鐘的股市報酬狀態做出正確的推測。例如當 $\theta_{p1} > 0$ 且 $\theta_{q1} > 0$ 時，若前 30 分鐘成交量相對增加 ($z_t > 0$) 時，則 $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 都會變大，這代表著股市報酬繼續維持前 30 分鐘狀態的可能性提高。因此，若前 30 分鐘為高報酬狀態時，接下來的 30 分鐘也較可能出現高報酬狀態；相反地，若前 30 分鐘成交量相對減少 ($z_t < 0$) 時， $\theta_{p1} > 0$ 和 $\theta_{q1} > 0$ 將使得 $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 變小，也就是 $1 - p_t(z_t)$ 和 $1 - q_t(z_t)$ 會變大，意味著股市報酬狀態出現反轉現象的機會增加，故若前 30 分鐘為低報酬狀態時，未來 30 分鐘轉變成高報酬的可能性就提高了。換言之，當 $\theta_{p1} > 0$ 且 $\theta_{q1} > 0$ 時，投資人只要觀察到前 30 分鐘價量俱增或是價量俱減時，接下來的 30 分鐘就較有可能從股市中獲利。

在了解 TVTP 模型的設定、估計方法和估計參數的意義之後，接下來我們就以台灣集中市場和店頭市場為研究對象，利用 TVTP 模型解釋台灣單一市場價量以及跨市場價價、量量和價量之非線性結構。

參、實證結果

一、資料說明與整理

本研究所採用的台灣股票市場高頻價量資料是以台灣證券交易所發佈的股價指數和成交金額為依據，資料取自台灣經濟新報資料庫。價量選取的期間是從民國 88 年 1 月 5 日至民國 88 年 6 月 30 日為止，期間共有 128 個交易日，每天都有 3 小時的交易時間，因此以每 30 分鐘為間隔，共有 768 個樣本點。由於 MS 模型強調的是平均數的異質化，故我們所選取的資料必須可被區分為高低兩狀態。然而，台灣股市資料不論是每 5 分、10 分、15 分或 20 分鐘內的報酬率變動情形皆不甚明顯，為能突顯出兩狀態平均報酬間的差異化以利模型的估計，本研究乃決定累加所取得的 5 分鐘分時資料，以每 30 分鐘的股市價量資料進行後續分析。

圖 1 與圖 2 分別為樣本期間內的台灣上市、上櫃指數以每 30 分鐘為時間單位的走勢。

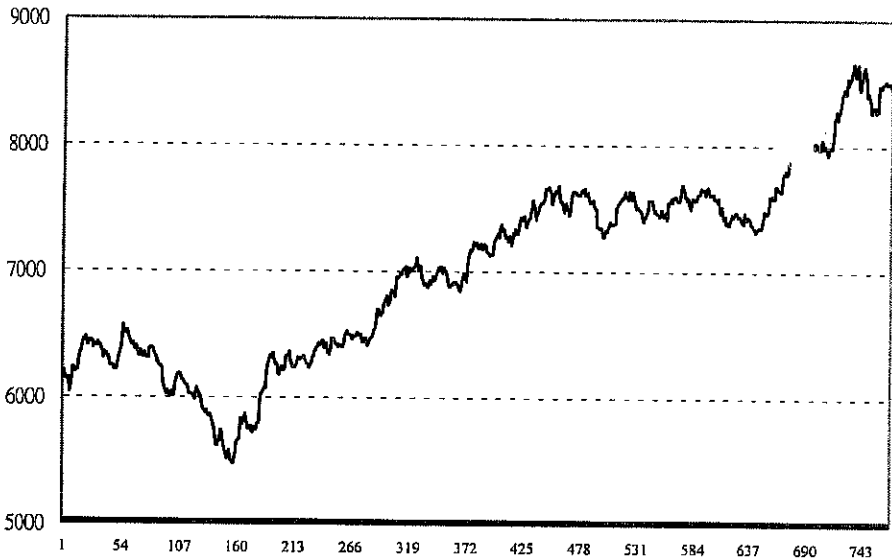


圖 1 樣本期間內每 30 分鐘上市股價指數

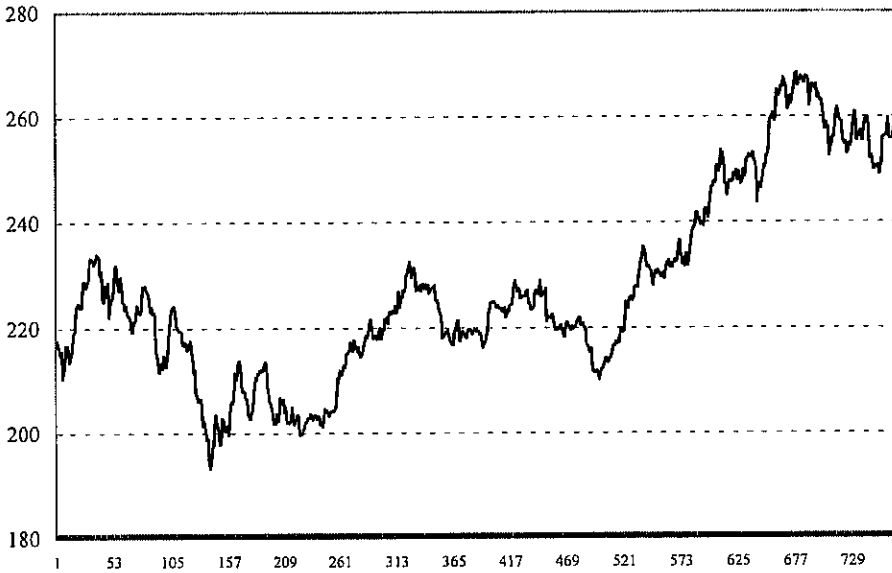


圖 2 樣本期間內每 30 分鐘上櫃股價指數

從股價指數走勢圖中，我們可看出股價變動的趨勢和起伏情況，呈現非恆定 (non-stationary) 的狀態。因此，在使用股價資料進行模型估計之前，須先檢定股價時間序列是否為恆定過程 (stationary process)。本研究採取擴展型的 Dickey-Fuller 方法 (Augmented Dickey-Fuller Test, ADF)，檢定股價序列是否具有單根。擴展型的單根檢定迴歸式為：

$$\Delta P_t = b_0 + b_1 T + b_2 P_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta P_{t-j} + e_t \quad (9)$$

式中， P_t 為股價指數， Δ 表示一階差分運算子， T 為時間趨勢， e_t 為白噪過程。要檢定股價指數是否恆定的假設為 $H_0: b_2 = 0$ ， $H_1: b_2 < 0$ 。若接受虛無假設，則表示股價指數資料具有單根，其為非恆定狀態。由表 1 的檢定結果顯示，在 1% 顯著水準下，不論是上市 (P^{TSE}) 或上櫃 (P^{OTC}) 指數，其檢定統計量絕對值皆小於臨界值絕對值 3.9748，因此接受股價具單根的虛無假設，也證實了股價指數呈現非恆定的特性。因此，我們必須將股價指數轉換為恆定的時間序列，才能進行後續的統計推論工作。在此我們選擇股價指數取自然對數之後的一階差分為轉換方式，亦即轉換為以股價報酬率 $R_t = \ln(P_t P_{t-1})$ 來分析。

表 1 ADF 單根檢定結果

P^{TSE}	2.106
P^{OTC}	2.014
R^{TSE}	14.701***
R^{OTC}	15.349***
V^{TSE}	14.238***
V^{OTC}	13.233***

註：本表列出針對各個相關變數所作之單根檢定的結果。 P^{TSE} 、 R^{TSE} 和 V^{TSE} 分別代表上市市場的股價指數、指數報酬率和標準化後的成交金額，而 P^{OTC} 、 R^{OTC} 和 V^{OTC} 則分別代表上櫃市場的股價指數、指數報酬率和標準化後的成交金額。此處的虛無假設為存在單根。***表示在 1%顯著水準下顯著；**表示在 5%顯著水準下顯著；*表示在 10%顯著水準下顯著。

圖 3、圖 4 為上市、上櫃指數報酬率資料的變動情形。我們同樣以 ADF 檢定法來檢定其是否為恆定狀態，表 1 的統計值顯示：在 1%的顯著水準下，上市 (R^{TSE})、上櫃 (R^{OTC}) 的股價報酬率資料其統計值的絕對值都在 14 以上，表示其顯著拒絕了單根，亦即其為恆定的過程。因此，本研究就以股價報酬率取代原始指數做為分析對象。

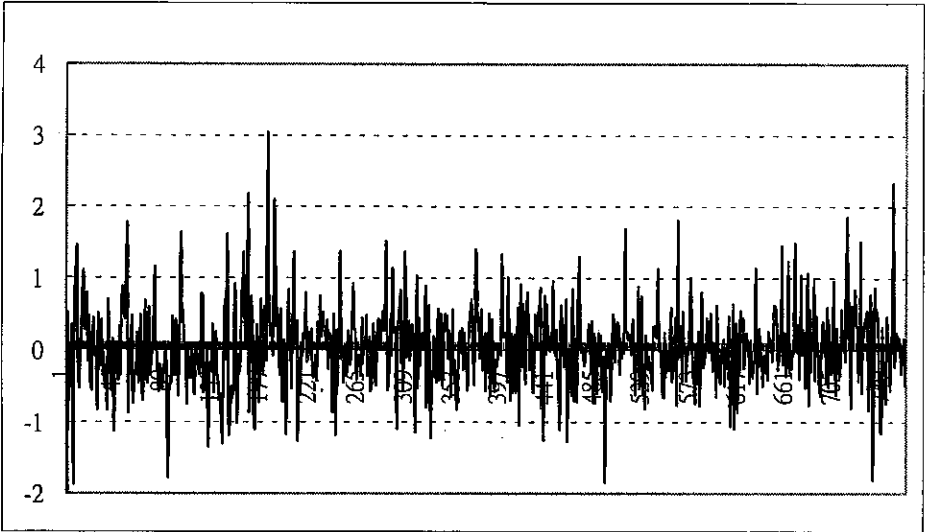


圖 3 樣本期間內每 30 分鐘上市指數報酬率 (%)

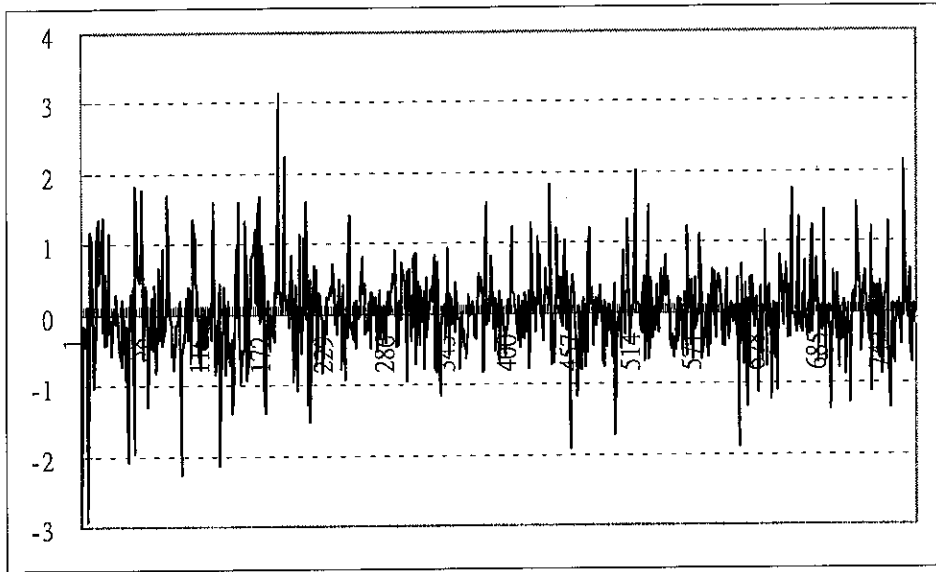


圖 4 樣本期間內每 30 分鐘上櫃指數報酬率

至於在成交金額(M_t)方面⁵，根據以往的研究發現， M_t 具有季節性 (seasonality) 如圖 5 和圖 6 所示呈 U 型曲線趨勢，亦即開盤與收盤時的 M_t 遠大於盤中時段，為避免此季節性影響後續結果，我們決定先對成交金額取對數後再加以標準化而得 $V_t = \frac{\log M_t - \mu(\log M_t)}{\sigma(\log M_t)}$ 。我們也分別對上市、上櫃取對

數再標準化之後的成交金額 V^{ISE} 、 V^{OTC} 做恆定性的分析；表 1 結果顯示，兩者都拒絕了單根，都為恆定狀態，故本研究選擇以 V^{ISE} 、 V^{OTC} 取代原始成交金額做為分析對象。圖 7、圖 8 即為 V^{ISE} 和 V^{OTC} 在取樣期間的變動情形。

⁵ 我們也曾嘗試以成交筆數和成交張數代入模型中，結果得到與成交金額相似的參數估計值，為了簡化研究過程，以下我們僅以成交金額做為量的衡量變數。

單位：百萬元

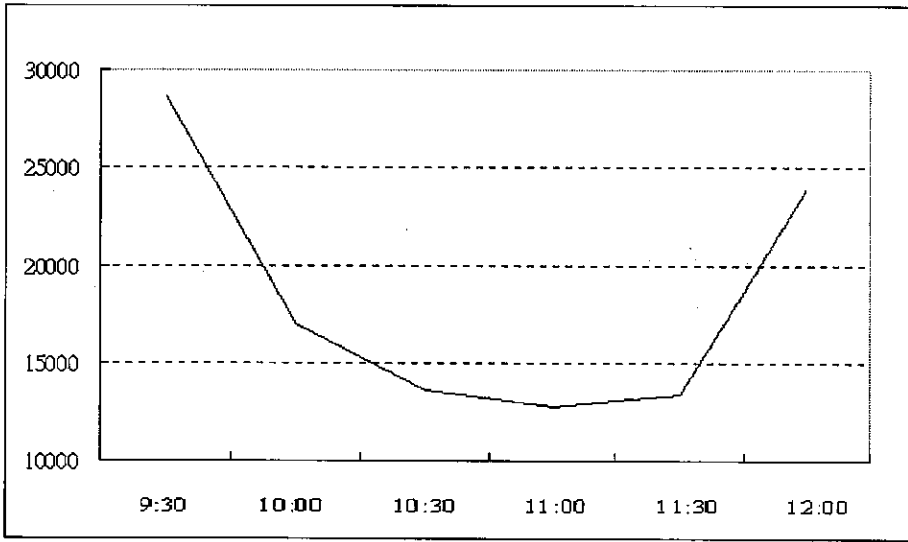


圖 5 上市市場分時平均成交金額

單位：百萬元

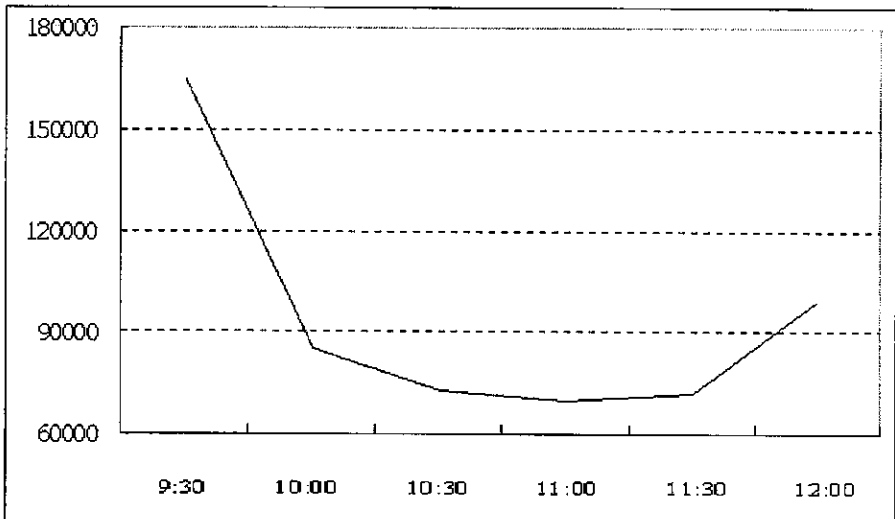


圖 6 上櫃市場分時平均成交金額

除了以單根檢定確定我們所要分析的價、量之恆定性外，我們也可從表 $2R^{TSE}$ 、 R^{OTC} 、 V^{TSE} 、 V^{OTC} 的敘述統計量中，更明白價量資料的其它特性。在 768 個樣本之中，上市指數的平均報酬率約為 0.036%，而高於平均值的樣本有 377 個，約佔 49%，低於平均值的樣本有 391 個，佔了 51%；報酬率大於零的樣本有 400 個，約佔 52%，報酬率小於零的樣本有 368 個，約佔 48%。我們所要分析的上市成交金額 (V^{TSE}) 中，相對大於零的樣本有 407 個，約佔 52%，相對小於零的樣本有 361 個，佔了 48%。至於在上櫃市場方面，其指數平均報酬率約為 0.009%，高於平均值和低於平均值的樣本各有 384 個，恰好各佔了一半；而報酬率大於零的樣本有 389 個，約佔 51%，報酬率小於零的樣本有 376 個，約佔 49%，報酬率剛好為零的樣本則有 3 個。上櫃成交金額 (V^{OTC}) 相對大於零的的樣本有 386 個，約佔 50%，相對小於零的樣本有 382 個，也佔了 50%。因此，我們得知，不論是上市或上櫃市場的價量，其正、負值都約各佔了一半。再由偏態、峰態係數以及 Jarque-Bera 統計量的 P-value 可看出，上市指數報酬率的偏態係數為正且峰態係數大於 3，加上 Jarque-Bera 統計量的 P-value 幾乎為零，故在 5% 的顯著水準之下，其為顯著不為常態分配的右偏高狹峰分配。上櫃指數報酬率則為顯著不為常態分配的左偏高狹峰分配。 V^{TSE} 為左偏的低闊峰而 V^{OTC} 為右偏的低闊峰，兩者皆呈現類似常態分配的分佈情況。總括來說，台灣兩個股票市場的指數報酬率都為顯著與常態分配相左的高狹峰分配，而成交金額⁶均為與常態分配相似的低闊峰分配。此結果與發現股票報酬率不符常態分配之文獻，如 Blattberg and Gonedes(1974)，Kon(1984)，Mittnik and Rachev(1993)和 Yen and Yen(1999)等，相互一致。

表 2 敘述統計量摘要

統計量	R^{TSE}	R^{OTC}	V^{TSE}	V^{OTC}
Mean	0.036	0.009	0.000	0.000
Median	0.021	0.008	0.043	0.005
Maximum	3.041	3.135	2.763	3.126
Minimum	-3.883	-3.692	-2.722	-2.328
Std. Dev.	0.582	0.620	1.000	1.000
Skewness	0.056	-0.070	-0.138	0.127

⁶ 此處以及本文以下所提到的成交金額，都是指取對數再標準化後的成交金額。

Kurtosis	7.242	6.973	2.718	2.666
Jarque-Bera	576.184	505.846	4.988	5.621
Probability	0.000	0.000	0.0826	0.060

註：本表列出各報酬率以及標準化後之成交金額的相關敘述統計量。此外，亦列出常態分配檢定的 Jarque-Bera 統計量與其下方的 p 值。P 值小於 0.05 表示拒絕常態分配。

二、以 TVTP 配適台灣股市價量關係之實證模型

我們嘗試將 (3) 式的自我迴歸部分設定為落後二期、落後三期和落後四期的形式，結果發現不論是將報酬率或是成交金額的資料代入，這三種設定方法的參數估計結果皆極為相似，故為了簡化分析的過程，本研究決定以報酬率、成交金額具有落後兩期的模式來進行研究，其自我迴歸方程式可寫成：

$$Y_t = \mu_1 S_t + (1 - S_t)\mu_0 + \phi_1(Y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中， Y_t 為我們想預測的變數，包括 R_t^{TSE} 、 R_t^{OTC} 、 V_t^{TSE} 和 V_t^{OTC} 。

至於在訊息變數選取方面，則是根據鍾榮輝 (2000) 所提出的結果⁷：過去半小時內發生的交易報酬率或成交金額，不論是對同市場或是跨市場目前的交易，皆有很大的影響力。因此，我們選擇落後一期，也就是前 30 分鐘同市場和跨市場的價、量交易資料為訊息變數，故狀態切換機率可簡化為：

$$p(z_t) = \frac{\exp(\theta_{p0} + \theta_{p1}z_{t-1})}{1 + \exp(\theta_{p0} + \theta_{p1}z_{t-1})}$$

$$q(z_t) = \frac{\exp(\theta_{q0} + \theta_{q1}z_{t-1})}{1 + \exp(\theta_{q0} + \theta_{q1}z_{t-1})} \quad (11)$$

其中， z_{t-1} 為 Y_t 之外的任何一個變數。

了解以上模型的設定和變數的選取原則之後，可知我們選用的模型有 μ_0 、 μ_1 、 θ_{p1} 、 θ_{q1} 、 θ_{p0} 、 θ_{q0} 、 ϕ_1 、 ϕ_2 、 σ 等九個待估參數，我們所要研究的共有單一市場四種價量組合，以及八種跨市場價價、量量或價量的組合，也就是：

⁷ 此處之所以會引用鍾榮輝 (2000) 的結果來選取訊息變數，主要是因為該論文是國內第一篇也是唯一一篇有關跨市場非線性價量關係之探討的論文。

$$\begin{aligned}
 (1) \text{分析上市指數報酬率時, } Y_t = R_t^{TSE}, & \begin{cases} \text{同市場: } z_{t-1} = V_{t-1}^{TSE} \\ \text{跨市場: } z_{t-1} = \begin{cases} R_{t-1}^{OTC} \\ V_{t-1}^{OTC} \end{cases} \end{cases} \\
 (2) \text{分析上櫃指數報酬率時, } Y_t = R_t^{OTC}, & \begin{cases} \text{同市場: } z_{t-1} = V_{t-1}^{OTC} \\ \text{跨市場: } z_{t-1} = \begin{cases} R_{t-1}^{TSE} \\ V_{t-1}^{TSE} \end{cases} \end{cases} \\
 (3) \text{分析上市成交金額時, } Y_t = V_t^{TSE}, & \begin{cases} \text{同市場: } z_{t-1} = R_{t-1}^{TSE} \\ \text{跨市場: } z_{t-1} = \begin{cases} V_{t-1}^{OTC} \\ R_{t-1}^{OTC} \end{cases} \end{cases} \\
 (4) \text{分析上櫃成交金額時, } Y_t = V_t^{OTC}, & \begin{cases} \text{同市場: } z_{t-1} = R_{t-1}^{OTC} \\ \text{跨市場: } z_{t-1} = \begin{cases} V_{t-1}^{TSE} \\ R_{t-1}^{TSE} \end{cases} \end{cases}
 \end{aligned}$$

當我們以最大概似法估計以上十二種 TVTP 模型參數時，必須配合採用非線性的遞延演算法 (iterative algorithm)，本研究選擇以 BFGS 演算法求解之。此外，我們以 AIC 準則 (Akaike informational criterion) 以及 SC 準則 (Schwarz criterion) 來比較模型配適的優劣。當 AIC、SC 的值較小時，表示該模型的配適較佳，我們可依此推定該模型的訊息變數較能預測未來價量的走勢。

三、實證分析

(一)上市指數報酬率之 TVTP 模型配適結果

以 TVTP 模型配適上市報酬率的三種價量組合，其參數估計結果列於表 3。我們發現：以前 30 分鐘上市成交金額估出的狀態相依平均數 μ_0 和 μ_1 (state- dependent means) 最顯著不為 0，且不論是利用已知的前 30 分鐘上市成交金額、前 30 分鐘上櫃成交金額，或是前 30 分鐘上櫃指數報酬率當做狀態切換機率的訊息變數，所估計出在狀態 0 時的平均數 μ_0 皆小於 0，但都很接近 0，使得其皆不顯著異於 0，而狀態 1 的平均數 μ_1 皆顯著大於 0，且都大於 1%，這表示上市報酬率可概略地區分為正報酬和負報酬兩狀態，且此兩狀態並非呈現對稱的情形，這和我們一開始所假設的兩狀態情境相符。也就是說，上市報酬率可能被分成兩狀態：第一種狀態的期望報酬率

為-0.04%，而第二種狀態的期望報酬率為 1.2%。

表 3 上市指數報酬率的參數估計結果

參數	訊息 變數	同 市 場		
		V_{t-1}^{TSE}	R_{t-1}^{OTC}	V_{t-1}^{OTC}
μ_0		-0.037 (0.028)*	-0.009 (0.027)	-0.019 (0.022)
μ_1		1.162 (0.215)***	1.484 (0.165)***	1.358 (0.160)***
θ_{p1}		-1.523 (0.996)*	-1.473 (4.803)	-1.617 (1.065)*
θ_{q1}		-0.818 (0.382)**	-1.388 (0.737)**	-0.010 (0.269)
θ_{p0}		-0.797 (0.995)	-1.974 (12.118)	-1.119 (0.845)*
θ_{q0}		3.029 (0.350)***	3.572 (0.372)***	3.265 (0.326)***
ϕ_1		0.030 (0.046)	0.015 (0.058)	0.031 (0.043)
ϕ_2		0.041 (0.042)	0.016 (0.041)	0.031 (0.039)
σ		0.481 (0.016)***	0.496 (0.016)***	0.489 (0.016)***
likelihood value		-623.412	-623.810	-624.850

註：本表列出各相關變數相對於文中之(3)、(4)、(5)及(6)式中各參數的最大概似估計值和其標準誤。表中每個參數的第一個數值表示參數估計值，第二個值則為其標準誤。表中亦列出估計各模式所得的最大概似值。***表示大樣本 t 統計量在 1%顯著水準下顯著；**表示大樣本 t 統計量在 5%顯著水準下顯著；*表示大樣本 t 統計量在 10%顯著水準下顯著。

此外，雖然各自的顯著程度不一，這三種組合所估計出的 θ_{pl} 和 θ_{ql} 皆為負數。如同前述，這代表上市指數報酬率不論是和同市場或跨市場的價量之間，皆具有複雜的互動關係。因此，只藉由觀察訊息變數就想推測出未來上市指數的走勢是不太可能的，我們必須同時觀察訊息變數和前 30 分鐘上市指數報酬率的狀態，才能對未來 30 分鐘的上市指數報酬狀態提出較為合理的預測。以下我們就分別對此三種價量組合的估計結果，分析其所隱含的意義。

若我們以同市場之前 30 分鐘上市成交金額(V_{i-1}^{TSE})當作訊息變數時，由於估出的 θ_{pl} 和 θ_{ql} 皆為負數，所以當前 30 分鐘上市成交金額為正，也就是上市成交金額相對高於平均上市成交金額時($V_{i-1}^{TSE} > 0$)，狀態切換機率 $p_i(z_i)$ 和 $q_i(z_i)$ 皆會變小，相當於 $1-p_i(z_i)$ 和 $1-q_i(z_i)$ 變大，意味著上市指數報酬出現反轉的可能性增加；也就是當前 30 分鐘上市指數上漲時，接下來的 30 分鐘出現指數下跌的可能性會增高，或是當前 30 分鐘上市指數下跌時，接下來的 30 分鐘出現指數上漲的可能性提高。反之，若前 30 分鐘上市成交金額相對減少時($V_{i-1}^{TSE} < 0$)，狀態切換機率 $p_i(z_i)$ 和 $q_i(z_i)$ 都升高，代表上市指數報酬率較有可能維持前 30 分鐘的狀態；也就是當前 30 分鐘上市指數上漲時，接下來的 30 分鐘上市指數也較可能出現上漲的情形，或是當前 30 分鐘上市指數下跌時，接下來的 30 分鐘較可能出現下跌的情形。由以上分析我們可以推論出：如果前 30 分鐘上市成交金額有放大的趨勢且上市指數下跌，或是前 30 分鐘上市成交金額有萎縮的趨勢且上市指數上漲時，則未來 30 分鐘的上市指數就很可能呈現正報酬率的狀態，亦即上市指數上漲的可能性提高。這結果反應出股市投資人在股市下跌時承接意願強烈或在股市上漲時惜售的心理，這種行為很可能導致往後股市的上揚。相反地，若觀察到前 30 分鐘上市成交金額有放大趨勢且上市指數上漲，或是前 30 分鐘上市成交金額有萎縮的趨勢且上市指數下跌時，在未來 30 分鐘買入上市指數投資組合將很有可能面臨損失，此時投資人最好不要冒然進場。對於前述的結果，此結果剛好反映出投資人在股市上揚時的獲利回吐壓力或股市疲弱不振時採取保守觀望態度的行為模式。此種行為很可能導致未來股市下跌。

表 3 中亦呈現了以上櫃市場成交金額與報酬率為訊息變數的結果。由於在此二種模型中，我們皆未能成功地將上市指數報酬率的兩狀態顯著的分辨出來，故對此二模型的估計結果便不多加著墨。可是，為了強調跨市場互動關係，我們仍綜合以上三種價量組合的分析，而將結果摘要如下，但注意跨市場的估計結果不如同市場的估計結果來得顯著。

上市指數報酬率的推論

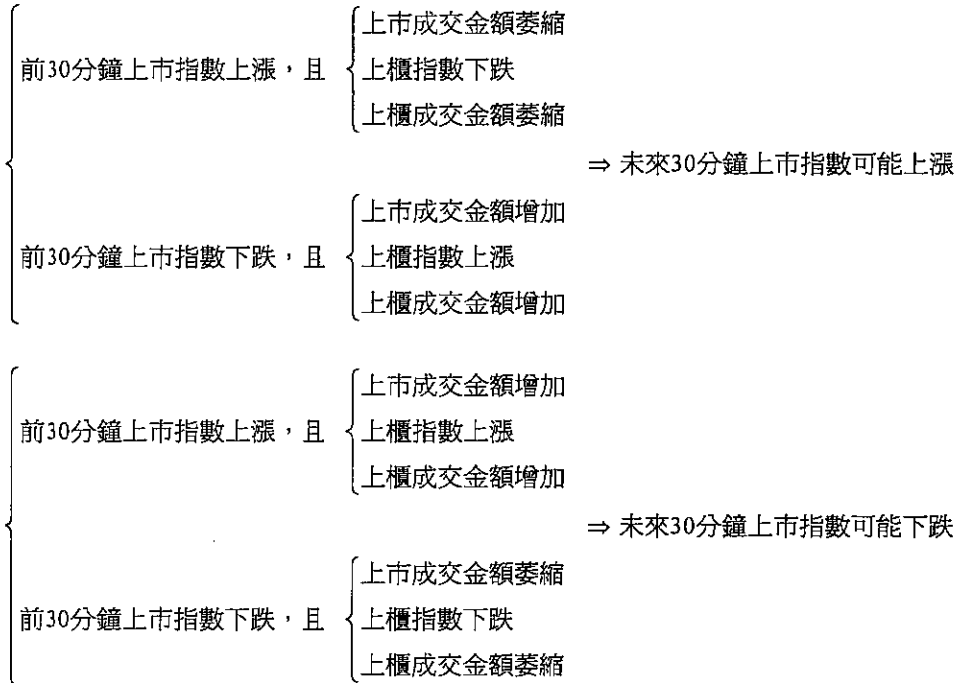


圖 9 到圖 11 為上市指數分別利用以上三種訊息變數，將過去所有資訊過濾之後，在未來 30 分鐘上市報酬呈現狀態 0 (負報酬率)的平滑機率 (smoothing probability)⁸。當此機率接近 1 時，表示接下來的 30 分鐘上市指數下跌的可能性相當大；若此機率接近 0 時，表示接下來的 30 分鐘上市指數上漲的可能性很大。由此三個圖形的機率值大多在 0.6 到 0.7 附近波動的情形來看，未來 30 分鐘上市指數出現負報酬率的可能性較大，也就是上市指數較可能下跌。

⁸ 平滑機率的計算方法請參考 Hamilton(1989)。

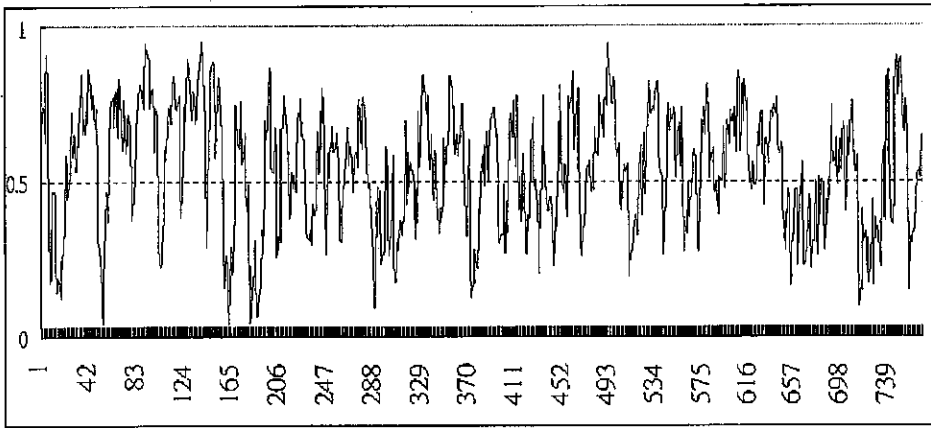


圖 9 上市指數呈現負報酬率狀態之平滑機率： $R_t^{TSE}=q(V_{t,1}^{TSE})$

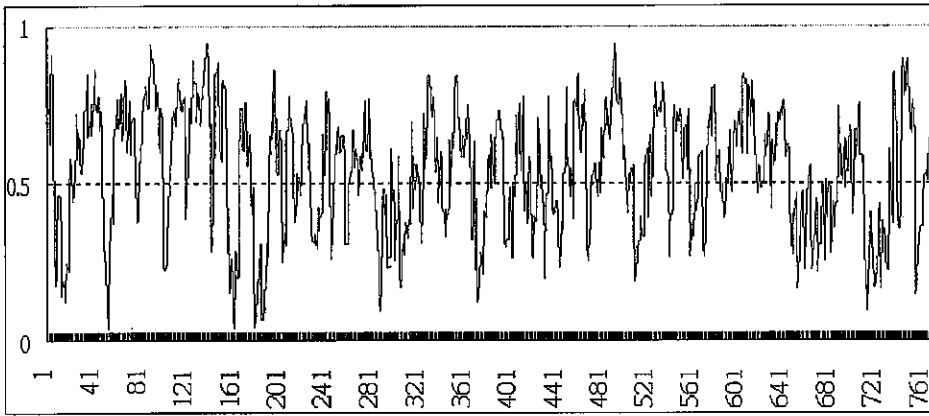


圖 10 上市指數呈現負報酬率狀態之平滑機率： $R_t^{TSE}=q(R_{t,1}^{OTC})$

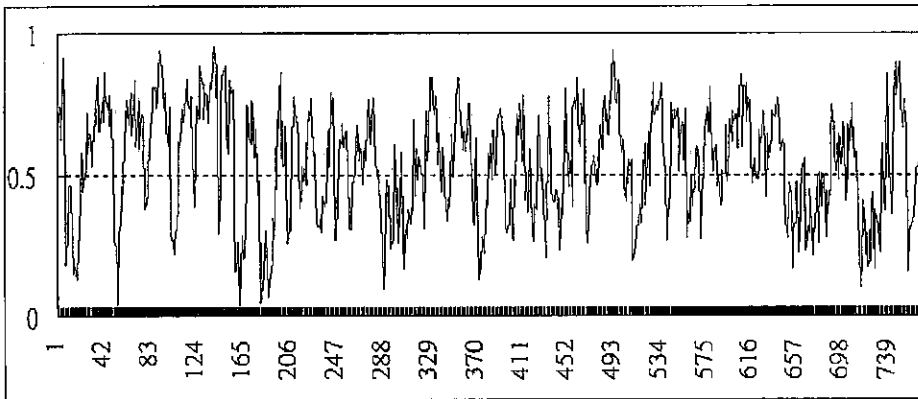


圖 11 上市指數呈現負報酬率狀態之平滑機率： $R_t^{TSE}=q(V_{t,1}^{OTC})$

接下來我們比較那一個訊息變數最能幫助我們預測未來上市指數的走勢，就必須比較此三種組合所配適的模型優劣。由於我們所分析的各個模型其參數及樣本個數皆相同，故具有較大概似函數值的模型，就能使 AIC 和 SC 值較小。由表 3 的概似函數值可看出，這三個訊息變數所算出來的概似函數值相差不多，故配適出來的模型解釋力應該也大致相同；其中，以前 30 分鐘上市成交金額配適出來的上市指數報酬模型比其它兩個模型稍佳，故確定了同市場的價量互動關係較跨市場的價量互動更為密切的推論。

(二)上櫃指數報酬率之 TVTP 模型配適結果

以 TVTP 模型配適上櫃報酬率的三種價量組合，其參數估計結果列於表 4。

表 4 上櫃指數報酬率的參數估計結果

訊息參數	變數	同市場 V_{t-1}^{OTC}	R_{t-1}^{TSE}	跨市場 V_{t-1}^{TSE}
μ_0		-0.062 (0.023)***	-0.054 (0.024)**	-0.070 (0.025)***
μ_1		1.223 (0.123)***	1.360 (0.133)***	1.229 (0.133)***
θ_{p1}		-12.723 (7.094)**	-0.777 (2.262)	-2.048 (1.048)**
θ_{q1}		-0.138 (0.239)	-1.487 (0.499)***	-0.546 (0.268)**
θ_{p0}		2.965 (1.593)**	3.131 (5.083)	-0.451 (0.880)
θ_{q0}		3.269 (0.278)***	3.170 (0.308)***	3.068 (0.335)***
ϕ_1		0.099 (0.040)***	0.093 (0.043)**	0.108 (0.042)***
ϕ_2		-0.013 (0.033)	0.008 (0.035)	0.012 (0.040)
σ		0.525 (0.016)***	0.518 (0.017)***	0.514 (0.018)***
likelihood value		-671.46130	-676.21328	-676.06560

註：本表列出各相關變數相對於文中之 (3)、(4)、(5) 及 (6) 式中各參數的最大概似估計值和其標準誤。表中每個參數的第一個數值表示參數估計值，第二個值則為其標準誤。表中亦列出估計各模式所得的最大概似值。***表示大樣本 t 統計量在 1% 顯著水準下顯著；**表示大樣本 t 統計量在 5% 顯著水準下顯著；*表示大樣本 t 統計量在 10% 顯著水準下顯著。

由表 4 上櫃報酬率的估計結果，我們可發現：不論是利用同市場之前 30 分鐘上櫃成交金額，或是跨市場前 30 分鐘上市成交金額、前 30 分鐘上市指數報酬率做為預估上櫃指數報酬的訊息變數，都顯著存在著 μ_0 小於 0，且 μ_1 大於 0 的結果，代表上櫃報酬率可顯著分為正報酬和負報酬兩狀態，這些結果類似於上市指數報酬率的估計結果但較其顯著。

此外，我們所估計出這三組價量組合的 θ_{pi} 和 θ_{qi} 皆為負數，代表訊息變數所提供的資訊尚不足以對未來的上櫃指數走勢做出明確推測，上櫃指數與同市場或跨市場的價量互動關係並不單純。此結果也和上市指數報酬率的相同，故其推論說明的過程與前面上市指數報酬率的分析方式幾乎一樣，茲將其隱含的意義分別說明如下：

若我們選擇以同市場之前 30 分鐘上櫃成交金額當訊息變數時，由於估出的 θ_{pi} 和 θ_{qi} 皆為負數，表示當前 30 分鐘上櫃成交金額相對增加 ($V_{t-1}^{OTC} > 0$) 時，會使 $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 皆變小，而 $1-p_t(z_t)$ 和 $1-q_t(z_t)$ 變大，此意味著上櫃指數報酬的狀態出現反轉的機會增加。但當前 30 分鐘上櫃成交金額相對減少 ($V_{t-1}^{OTC} < 0$) 時， $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 皆變大，代表上櫃指數報酬率較有可能維持前 30 分鐘的狀態。所以投資人如果觀察到前 30 分鐘上櫃指數下跌且上櫃成交金額有放大的趨勢，或是前 30 分鐘上櫃指數上漲且上櫃成交金額萎縮時，接下來 30 分鐘的上櫃指數就較有可能上漲，投資人較可能獲得上櫃指數的超額利潤。相反地，若觀察到前 30 分鐘上櫃出現價量齊揚或是價跌量縮時，未來 30 分鐘的上櫃指數就很可能呈現下跌的狀態，此時投資人不宜對上櫃指數走勢抱持太過樂觀的態度。值得注意的是估計所得的 θ_{pi} 顯著異於 0，而 θ_{qi} 卻不顯著異於 0。所以上述的討論中，有關對前 30 分鐘股市上揚的推論較對股市下跌的推論具統計信賴度。若我們改以跨市場之前 30 分鐘上市指數報酬率 (R_{t-1}^{TSE}) 作為訊息變數時，由於估出的 θ_{pi} 和 θ_{qi} 皆為負數，故對估計結果的推論與前段雷同，只是此處對前 30 分鐘上櫃市場下跌時的推論較具可信度罷了。

若我們改換跨市場之前 30 分鐘上市成交金額 (V_{t-1}^{TSE}) 為訊息變數時，由於估出的 θ_{pi} 和 θ_{qi} 皆顯著為負數，則當前 30 分鐘上市成交金額相對增加時， $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 皆會變小， $1-p_t(z_t)$ 和 $1-q_t(z_t)$ 變大，表示上櫃指數出現反轉的可能性會增加。若前 30 分鐘上市成交金額相對減少時， $p_t(z_t)$ 和 $q_t(z_t)$ 皆變大，表示上櫃指數報酬率較有可能維持前 30 分鐘的狀態。故當觀察到前 30 分鐘上櫃指數下跌且上市成交金額放大，或是前 30 分鐘上櫃指數上

漲且上市成交金額萎縮時，未來 30 分鐘上櫃指數較有可能上漲，投資人會有較大的機會透過投資上櫃市場賺取超額利潤。但若觀察到前 30 分鐘上櫃指數上漲且上市成交金額放大，或是前 30 分鐘上櫃指數下跌且上市成交金額有萎縮的趨勢時，則接下來的 30 分鐘上櫃指數較有可能下跌，故投資人可以考慮放空上櫃指數的投資組合。這些結果隱含跨市場資金移轉的可能性。由於，我們估出的 θ_{pt} 和 θ_{qt} 都顯著的異於 0，故此估計結果的可信度頗高，推論結果亦相當具有參考價值。

綜合以上三種價量組合的分析，我們將結果摘要如下：

上櫃指數報酬率的推論

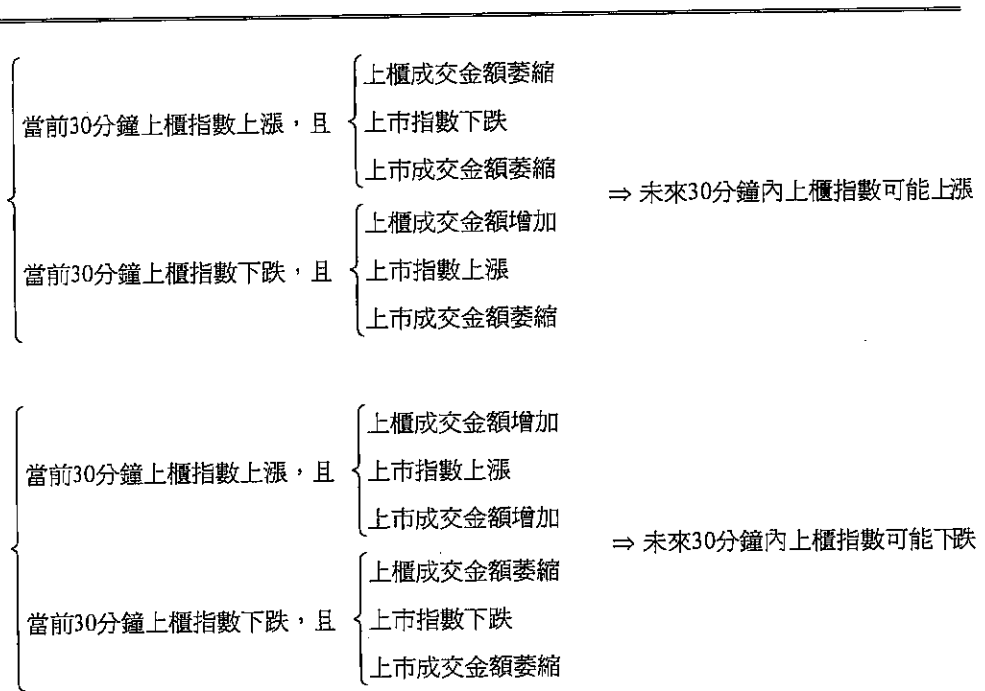


圖 12 到圖 14 分別為利用以上三個訊息變數所得到未來 30 分鐘上櫃指數為負報酬率的平滑機率值，由圖可看出其多集中在 0.5 到 0.7 之間，當我們以 0.5 為劃分準則時，則未來 30 分鐘上櫃指數較可能出現負的報酬率。

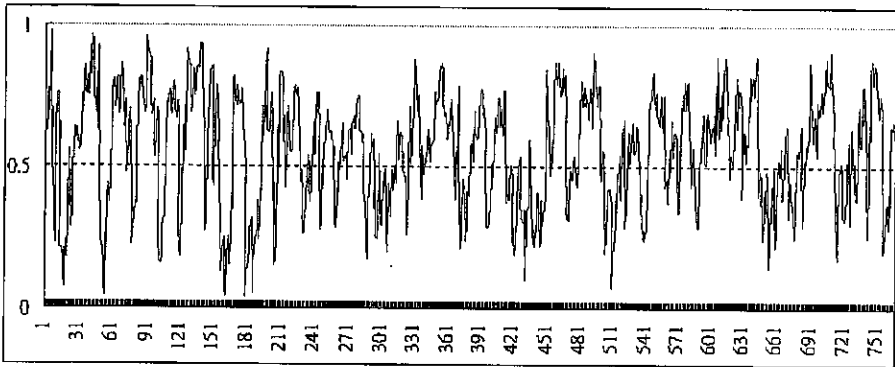


圖 12 上市指數呈現負報酬率狀態之平滑機率： $R_t^{OTC} = q(V_{t-1}^{OTC})$

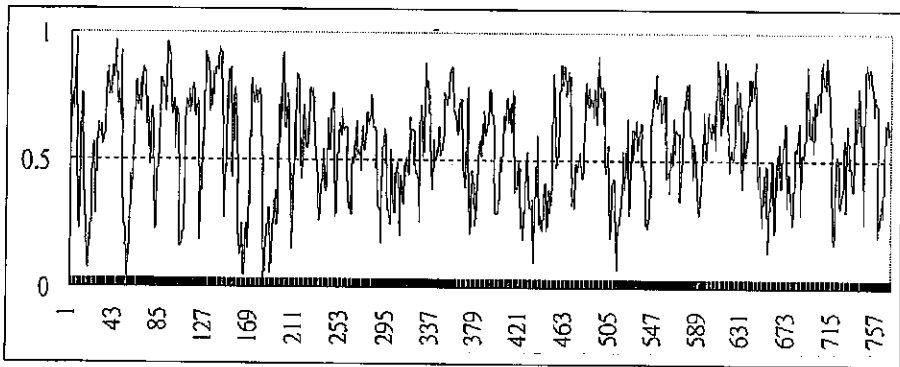


圖 13 上市指數呈現負報酬率狀態之平滑機率： $R_t^{OTC} = q(R_{t-1}^{TSE})$

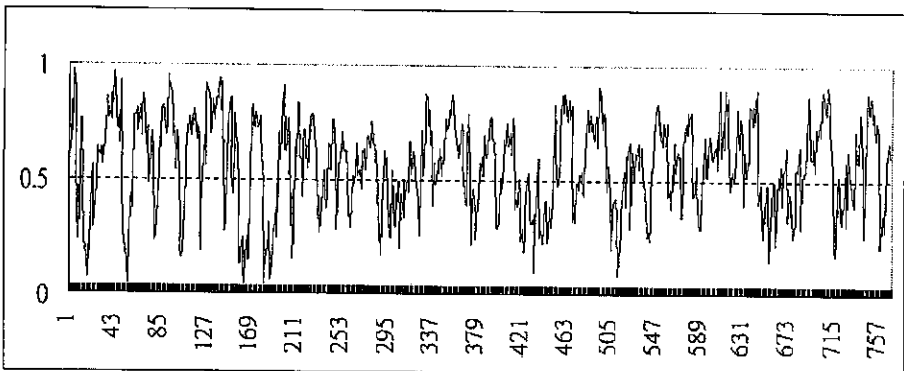


圖 14 上市指數呈現負報酬率狀態之平滑機率： $R_t^{OTC} = q(V_{t-1}^{TSE})$

(三)上市成交金額與上櫃成交金額之 TVTP 模型配適結果

以 TVTP 模型配適上市成交金額與上櫃成交金額的三種價量組合，其參數估計結果分別列於表 5 和表 6。我們發現：不論以同市場或跨市場的相關變數做為估計上市成交金額的訊息變數時， μ_0 和 μ_1 都相當顯著異於 0，且狀態 0 的平均數 μ_0 為負，狀態 1 的平均數 μ_1 為正，此兩狀態約略呈現以 0 為分界的對稱情形。此結果顯示，上市和上櫃市場的成交金額皆可被區分成高成交量與低成交量兩種狀態。

表 5 上市成交金額的參數

參數	訊息 變數	跨市場		
		同市場 R_{t-1}^{TSE}	V_{t-1}^{OTC}	R_{t-1}^{OTC}
μ_0		-0.733	-0.763	-0.741
		(0.066)***	(0.078)***	(0.064)***
μ_1		0.544	0.524	0.539
		(0.049)***	(0.050)***	(0.048)***
θ_{p1}		1.112	2.301	1.0384
		(1.210)	(1.178)**	(1.215)
θ_{q1}		-0.441	0.335	-0.124
		(1.080)	(0.685)	(0.652)
$\hat{\theta}_{p0}$		4.637	4.453	4.696
		(0.612)***	(0.728)***	(0.623)***
θ_{q0}		4.298	4.210	4.285
		(0.601)***	(0.902)***	(0.573)***
ϕ_1		0.737	0.744	0.738
		(0.035)***	(0.036)***	(0.035)***
ϕ_2		-0.383	-0.390	-0.381
		(0.036)***	(0.038)***	(0.035)***
σ		0.604	0.602	0.604
		(0.017)***	(0.018)***	(0.017)***
likelihood value		-731.631	-730.622	-731.772

註：本表列出各相關變數相對於文中之 (3)、(4)、(5) 及 (6) 式中各參數的最大概似估計值和其標準誤。表中每個參數的第一個數值表示參數估計值，第二個值則為其標準誤。表中亦列出估計各模式所得的最大概似值。***表示大樣本 t 統計量在 1% 顯著水準下顯著；**表示大樣本 t 統計量在 5% 顯著水準下顯著；*表示大樣本 t 統計量在 10% 顯著水準下顯著。

表 6 上櫃成交金額的參數

參數	訊息	同市場	跨市場	R_{t-1}^{TSE}
	變數	R_{t-1}^{OTC}	V_{t-1}^{TSE}	
μ_0		-0.672 (0.061)***	-0.692 (0.071)***	-0.664 (0.058)***
μ_1		0.661 (0.060)***	0.688 (0.062)***	0.668 (0.057)***
θ_{p1}		2.648 (1.019)***	-1.034 (0.664)*	2.932 (1.176)***
θ_{q1}		-0.396 (0.906)	-2.174 (0.890)***	-0.951 (0.866)
θ_{p0}		5.843 (1.065)***	5.097 (0.860)***	5.920 (1.144)***
θ_{q0}		4.827 (0.740)***	4.471 (0.840)***	5.122 (0.768)***
ϕ_1		0.538 (0.037)***	0.550 (0.037)***	0.538 (0.036)***
ϕ_2		-0.173 (0.036)***	-0.194 (0.039)***	-0.176 (0.036)***
σ		0.649 (0.017)***	0.635 (0.019)***	0.649 (0.017)***
likelihood value		-775.319	-773.285	-775.084

註：本表列出各相關變數相對於文中之(3)、(4)、(5)及(6)式中各參數的最大概似估計值和其標準誤。表中每個參數的第一個數值表示參數估計值，第二個值則為其標準誤。表中亦列出估計各模式所得的最大概似值。***表示大樣本 t 統計量在 1%顯著水準下顯著；**表示大樣本 t 統計量在 5%顯著水準下顯著；*表示大樣本 t 統計量在 10%顯著水準下顯著。

然而綜觀表 5 與表 6 中 θ_{p1} 和 θ_{q1} 的估計結果，不難發現大多數呈現不顯著的情形，除了表 6 中以跨市場之成交金額為訊息變數的模型外，此結果暗示不

論是同市場或跨市場之相關變數的歷史資訊無法被利用來預測未來 30 分鐘的成交金額高低。這和根據表 3、表 4 的結果所得之推論形成鮮明對比。比對表 3、表 4 和表 5、表 6 的結果，我們認為在台灣股市中“量先價行”的假設比“價先量行”的假設具有說服力。

接著，僅針對表 6 中唯一估得顯著 θ_{pl} 和 θ_{ql} 的模型進行討論如下。當我們以跨市場前 30 分鐘上市成交金額做為訊息變數時，由於 $\theta_{pl} < 0$ 且 $\theta_{ql} < 0$ ，故當前 30 分鐘上市成交金額相對增加 ($V_{t-1}^{TSE} > 0$) 時， $1 - p_t(z_t)$ 和 $1 - p_t(z_t)$ 都會變大，此意味著上櫃成交金額出現反轉現象的可能性增加。而當前 30 分鐘上市成交金額相對減少時， $p_t(z_t)$ 和 $p_t(z_t)$ 都會變大，代表上櫃成交金額較有可能維持前 30 分鐘的狀態。因此，如果觀察到前 30 分鐘上市成交金額相對增加且上櫃成交金額相對減少，或是前 30 分鐘上市成交金額相對減少且上櫃成交金額相對增加時，接下來的 30 分鐘就較有可能出現上櫃成交金額增加的狀態。反之，若觀察到前 30 分鐘上市和上櫃成交金額同時增加或是同時減少時，則接下來的 30 分鐘上櫃成交金額縮小的可能性就提高。

圖 15 為利用上市成交金額為訊息變數所推論出未來 30 分鐘上櫃市場處於相對較低成交金額狀態的平滑機率。在前二分之一的研究期間中，此機率值較接近 1，表示很有可能出現低上櫃成交金額的狀態，而後二分之一之機率則接近 0，表示很有可能出現高上櫃成交金額的狀態。再由表 8 的概似函數值可看出，以跨市場前 30 分鐘上市成交金額配適出來的上櫃成交金額模型最佳，可信度也最高。

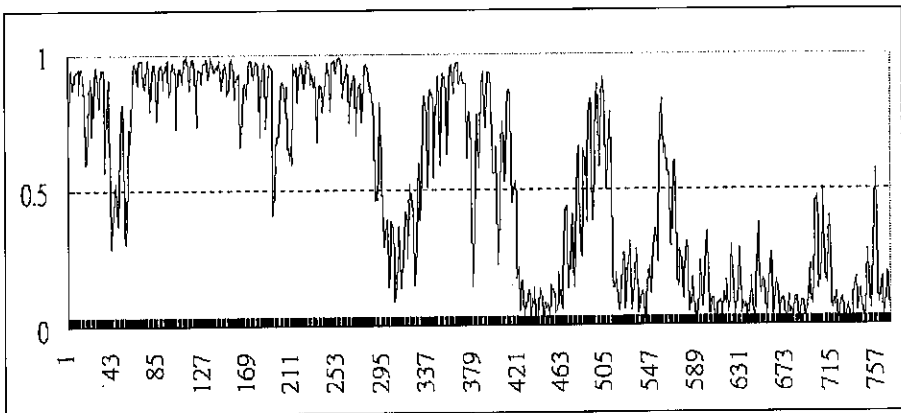


圖 15 上櫃成交金額呈現萎縮狀態之平滑機率： $V_t^{OTC} = q(V_{t-1}^{TSE})$

肆、結 論

本研究嘗試利用非線性模型中的 TVTP 模型，以解釋台灣股市單一現貨市場的價量和跨現貨市場的價量、價價和量量之間的非線性結構，希望透過此一非線性模型的估計結果，使得我們對上市與上櫃市場的非線性價量結構有更進一步的了解，以提供投資人價量領先落後關係的可能結果，使其能更精準地推測股市未來的走勢。

實證結果顯示：雖然我們判斷出以同市場成交金額為訊息變數所配適出的指數報酬模型最佳，但由於影響台灣上市、上櫃股價指數走勢的因素相當複雜，所以我們無法單獨以同市場或跨市場的價、量單一訊息變數，推測出未來 30 分鐘的指數走勢。然而，若同時考慮前 30 分鐘的價量走勢時，則當投資人觀察到前 30 分鐘同市場內的價量走勢相反時，未來 30 分鐘該市場的指數較有可能上漲，故投資人此時買入該市場指數的投資組合就很有可能賺取利潤。在跨市場方面，當前 30 分鐘的上市、上櫃指數為一漲一跌的情形，或是前 30 分鐘一市場的價和另一市場的量走勢相反時，則未來 30 分鐘此一市場指數較有可能上漲，投資人此時投資該股票市場，獲利的機率較高。至於在成交金額的預測方面，結果不若指數報酬率來得顯著，且具一致性。唯一估得顯著訊息參數係數的是以上市市場成交金額為訊息參數的跨市場量量模型。此模型反映出上市市場的主導地位。投資人對上櫃市場的投資態度似乎仍宜取決於上市市場的市場情緒。

參考文獻

- 李偉銘，1997，股價指數期貨與現貨價格之關聯性分析—線性與非線性 Granger 因果關係檢定，國立中興大學經濟學研究所碩士論文。
- 林益靖，1996，股市交易之價量互動，國立中興大學統計學研究所碩士論文。
- 徐合成，1993，台灣股市股票報酬率與交易量關係之實證研究--GARCH 模型之應用，國立台灣大學財務金融學系碩士論文。
- 陳東明，1991，台灣股票場量關係之實證研究，台灣大學商學研究所碩士論文。
- 黃裕烈，1996，Markov Switching Model：台灣實質 GNP 的應用，國立台灣大學經濟研究所碩士論文。
- 許溪南與黃文芳，1997，台灣股市價量線性與非線性關係之研究，管理學報，第 14 卷第 2 期：177-195。

- 曾繁仁，1998，台灣股票報酬行為分析—應用 Markov Switching 模型，私立淡江大學產業經濟研究所碩士論文。
- 葉銀華，1990，台灣股票市場成交量與股價關係之實證研究：轉換函數模式，台北市銀月刊，第二十二卷第十一期：57-70。
- 楊踐為，1999，台灣股市價量因果關係之實證研究，企業管理學報，45 期：49-72。
- 鄭淙仁，1991，台灣股市日內價量關係之探討，政治大學企業管理研究所碩士論文。
- 劉永欽，1995，臺灣地區股票市場價量之線性與非線性 Granger 因果關係之研究，國立交通大學管理科學研究所碩士論文。
- 魏源宏，1998，台灣地區股票集中與店頭市場之價量因果關係探討，私立淡江大學管理科學學系碩士論文。
- 鍾榮輝，2000，集中市場與店頭市場非線性價量關係之研究，國立政治大學國貿研究所碩士論文。
- Abhyankar, A. 1998. Linear and nonlinear granger causality: Evidence from the U.K. stock index futures market. *Journal of Futures Markets*, 18(5): 519-40.
- Abhyankar, A., L. S. Copeland, and W. Wong 1997. Uncovering nonlinear structure in real-time stock market indices: The S&P 500, the DAX, the Nikkei 225 and the FT-SE 100. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1): 1-14.
- Blattberg, R. C., and N.J. Gonedes 1974. A comparison of the stable and student distributions as statistical models for stock prices. *Journal of Business*, 47: 244-280.
- Brock, W. A., D. A. Hsieh, and B. LeBaron 1991. *Nonlinear Dynamics, Chaos and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence*, Cambridge, Mass, and London MIT Press.
- Campbell, J. Y., S. J. Grossman, and J. Wang 1993. Trading volume and serial correlation in stock returns. *Quarterly Journal of Economics*, 108(4): 905-39.
- Dickey, D. A. and W. Fuller 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1057-72
- Diebold, F. X., J. Lee, and G. C. Weinbach 1994. Regime switching with time-varying transition probabilities. In Hargreaves, Colin P. (Eds.). *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, 283-302. Oxford and New York, Oxford University Press.
- Dwyer, G. P. Jr., P. R. Locke, and W. Yu 1996. Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash. *Review of Financial Studies*, 9(1): 301-32.
- Engle, C., and C. S. Hakkio 1996. The distribution of exchange rates in the EMS. *International Journal of Finance and Economics*, 1(1): 55-67.

- Fleming, J., B. Ostdiek, and R. Whaley 1996. Trading cost and the relative rates of price discovery in stock, futures and option markets. *Journal of Futures Markets*, 16(4): 353-87.
- Filardo, A. J. 1994. Business-cycle phases and their transition dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3): 299-308.
- Filardo, A. J. 1998. Choosing information variables for transition probability in a time-varying transition probability markov switching model. Working paper, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Goldfeld, S. M. and R. E. Quandt 1973. A markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1(1): 3-15.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. 1989. A new approach to the economics analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-84.
- Herbst, A. F., J. P. McCormack, and E. N. West 1987. Investigation of a lead-long relationship between spot indices and their futures contracts", *Journal of Futures Markets*, 7(4): 373-81.
- Hiemstra, C., and J. D. Jones 1994. Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price volume relationship. *Journal of Finance*, 49(5): 1639-64.
- Hsieh, D. A. 1991. Chaos and nonlinear dynamics: Application to financial markets. *Journal of Finance*, 46(5): 1837-77.
- Iihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga 1996. Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan. *Journal of Futures Markets*, 16(2): 147-62.
- Jain, P. C. and G. Joh 1988. The dependence between hourly prices and trading volume. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(3): 269-83.
- Karpoff, J. M. 1987. The relationship between prices changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1): 109-26.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch 1987. The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index. *Journal of Finance*, 42(5): 1309-29.
- Kim, C. 1994. Dynamics linear models with markov-switching. *Journal of Econometrics*, 60(1-2): 1-22.
- Kon, S.J. 1984. Models of stock returns—A comparison. *Journal of Finance*, 39:147-165.
- Lakonishok, J. and S. Smidt 1989. Past price changes and current trading volume. *Journal of Portfolio Management*, 15(4): 18-24.
- Lamoureux, C. G., and W. D. Lastrapes 1990. Heteroskedasticity in stock return data : volume versus GARCH effects. *Journal of Finance*, 45(1): 221-29.
- LeBaron, B. 1992. Persistence of the Dow Jones index on rising volume. Working

- paper, University of Wisconsin, Madison.
- Lee, C. F., G. Yen, and C. Chang 1993. Information efficiency of capital market revisited: Anomalous evidence from a refined test. *Advanced in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, Vol. 2(Part A): 39-65.
- Mittnik, S., and S. Rachev 1993. Modeling asset returns with alternative stable models. *Econometric Reviews*, 12: 261-330.
- Martikainen, T., and V. Puttonen 1994. International price discovery in Finnish stock index futures and cash markets. *Journal of Banking and Finance*, 18(5): 809-22.
- Martikainen, T., V. Puttonen, M. Luoma, and T. Rothovius 1994. The linear and non-linear dependence of stock returns and trading volume in the Finnish stock market. *Applied Financial Economics*, 4(2): 159-69.
- Rogalski, R. J. 1978. The dependence of prices and volume. *Review of Economics and Statistics*, 6(2): 268-74.
- Schaller, H., and S., van Norden 1997. Regime switching in stock market returns. *Applied Financial Economics*, 7(2): 177-191.
- Smirlock, M. and L. Starks 1988. An empirical analysis of the stock price-volume relationship. *Journal of Banking and Finance*, 12(1): 31-41.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley 1990. Stock market structure and volatility. *Review of Financial Studies*, 3(1): 37-71.
- Yen, G., and E. C. Yen 1999. On the validity of the wiener process assumption in option pricing models: Contradictory evidence from Taiwan. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 12(4): 327-340.
- Ying, C. C. 1966. Stock market prices and volumes of sales. *Econometrica*, 34(3): 676-686.

