

大陸 A 股與香港 H 股雙重上市公司股價 傳遞關係：門檻共整合模型的應用

陳建福*

國立東華大學經濟學系暨國際經濟研究所

余津嫻†

國立東華大學國際經濟研究所

*連繫作者：陳建福，國立東華大學經濟學系暨國際經濟研究所助理教授，花蓮縣壽豐鄉大學路2段1號，
Email: cfc@mail.ndhu.edu.tw。

†國立東華大學國際經濟研究所碩士。

摘要

本文利用 Balke and Fomby (1997) 門檻共整合模型, 分析 31 家在大陸 A 股與香港 H 股市場雙重上市公司股價的連動性, 並以 Granger 因果關係檢定, 分析兩市場之間股價訊息的傳遞方向。實證結果發現 A 股與 H 股股價的門檻共整合關係相當顯著, 表示兩市場間的股價存在非線性長期均衡關係, 此結果與過去研究有很大不同, 我們認為這是因為我們採用研究期間選擇與過去研究不同, 加上近幾年大陸金融市場開放, 以及本文利用非線性模型分析有關。而在 Granger 因果關係檢定中, 大多數 H 股公司的股價均領先 A 股, 顯示訊息的傳遞方向, 幾乎是由 H 股市場傳遞至 A 股市場, 其影響原因包括香港市場較為自由開放, 中國大陸對於媒體管制依舊嚴格, 以及外資對於市場和經濟情勢變化較敏感所致; 另一方面, 在全部的樣本中, 約有三分之一的公司, 其 A 股價格與 H 股價格存在雙向領先落後關係, 這表示部分 A 股價格訊息對 H 股價格也傳遞效果, 其可能原因是中國大陸開放外資政策以及股權分置改革所造成的, 讓 A 股市場的資訊也開始傳遞至 H 股市場。最後, 本文比較門檻誤差修正模型及線性誤差修正模型之下, Granger 因果關係檢定的差異, 結果顯示門檻共整合模型的估計結果, 更能描述 A 股與 H 股之間股價訊息傳遞效果。

關鍵詞: A 股、H 股、門檻共整合、中國大陸股票市場
JEL 分類代號: G15, G32

Prices Transmission between Stocks Dual-listed in China as A-shares and in Hong Kong as H-shares: An Application of Threshold Cointegration

Chien-Fu Chen and Chin-Hsien Yu

Graduate Institute of International Economics
National Dong Hwa University

Abstract

In this paper we employ Balke and Fomby's threshold cointegration model to investigate the co-movement of stock prices and Granger causality to examine the information transmission for thirty-one stocks dually listed on Chinese stock market as A-shares and on Hong Kong stock market as H-shares with considering the characteristics of nonlinearity and asymmetry. The empirical results confirm the presence of threshold cointegration between A-shares and H-shares, which implies that a nonlinear long-run equilibrium relationship exists on the A-shares and H-shares. This finding is quite different with prior studies. The explanations of this result might be due to the different sample periods and nonlinear estimation used in this paper, and the liberalization of Chinese stock market in recent years. Using Granger causality tests, the empirical evidences show that most H-shares prices lead A-shares prices. The reasons for this finding are as follows. First, Hong Kong market is more unrestricted than Chinese stock market. Second, the mass media in China is restrained strictly by the government. Third, foreign investors are more sensitive to the news on stock markets and economy. Furthermore, our result also indicates that one half of A-shares prices lead H-shares prices. Finally, according to the comparison of Granger causality in threshold and linear error-correction models, it shows that nonlinear model is more adequately to describe the co-movement of stock markets.

Keywords: A-shares, H-shares, Threshold cointegration, Chinese stock market

1 前言

在中國大陸資本市場改革開放之後，中國大陸企業的籌資管道，除了透過發行 A 股與 B 股在國內股票市場上市外，許多企業選擇在國際市場上市來進行籌資，這些海外上市的股份包括在香港上市的 H 股，在紐約上市的 N 股，以及在新加坡上市的 S 股。其中以在香港聯交所上市的公司最多，截至 2005 年 12 月底止，總共有 31 家中國大陸企業同時在大陸 A 股與香港 H 股上市。¹

香港是一個高度自由化與國際化的金融市場，而且香港的地理位置、語言文化與中國大陸相近，所以香港也就成為中國大陸企業海外上市的主要選擇，在 2002 年中國大陸與香港簽署「更緊密經貿關係安排」(CEPA) 之後，兩地之間的貿易投資與資本市場往來更加密切，隨著兩地的經濟與金融關係整合程度的增加，中國大陸與香港股票市場的連動性似乎有逐漸上升的傾向，因此，有關大陸與香港股市之間訊息傳遞效果的研究開始受到學者的關注，例如 Chan et al. (2001)、Yang (2003)、陳建福和陳國芬 (2005) 與 Wang and Iorio (2006)。

早期曾有學者研究中國大陸股市與國際股市之間的區隔性，例如 Bailey (1994) 分析 B 股與國際股市、香港股市個股之間報酬率的關係，他發現 B 股市場雖然是外資參與的市場，卻和國際股市連動性不高。此外，Yang (2003) 則以 Johansen 共整合分析方法，探討六個具有中資背景市場股價指數的連動性，包括上海 A 股、上海 B 股、深圳 A 股、深圳 B 股、H 股、及紅籌股，發現這幾個市場彼此間都不存在顯著的長期均衡關係。Wang and Iorio (2006) 也針對五個中資背景的股市 (上海 A 股、B 股指數，深圳 A 股、B 股指數、H 股指數)，以相關係數探討與香港恆生指數及 MSCI 指數 (Morgan Stanley capital international world index) 之間的相關性，其研究結果指出，這幾個中資市場股價指數之間的相關性並不高，此外，雖然 A 股和香港市場之間存在明顯的區隔性，但是 A 股與香港市場之間的整合程度卻是越來越高。

除了採用股價指數作為研究標的，也有學者利用個別上市公司的股價作為研究對象，例如 Chan et al. (2001) 分析同時在 A 股、B 股市場上市的公司，其股價在 A、B 股市場是否存在共整合關係，其研究發現，大多數的 A 股與 B 股股價並無共整合關係。另外，在針對 A 股和 H 股股價訊息傳遞的研究上，陳建福和陳國芬 (2005) 利用 Engle and Granger (1987) 共整合模型，探討 A 股與 H 股市場之間是否存在長期均衡關係，該研究進一步分析 2004 年 7 月 13 日開放香港投資人購買大陸 A 股政策，對於共整合與訊息傳

¹青島啤酒於 1993 年 7 月 15 日，成為第一家在香港股票市場上市的中國大陸企業，同時也是第一家至海外上市的企業。

遞效果的影響，他們的實證結果發現，在全部期間內僅有一家公司存在共整合關係，而政策開放後，具有共整合關係公司也只有三家，顯示 A 股與 H 股市場之間沒有顯著的長期均衡關係，而政策開放後也沒有增加兩市場之間的連動性。

一般而言，許多新興股票市場針對外資投資國內股票會有一些限制，以保護其國內的股票市場，使得受限制的國內股票相對於外資股票有折價的現象，但是在中國大陸市場，屬於外資股的 H 股和 B 股的股價卻是普遍低於國內的 A 股股價。Sun and Tong (2000) 研究中國大陸在 A 股與 B 股市場的區隔下，造成 B 股折價的原因，其研究認為需求彈性、資訊不對稱、流動性差異、匯率風險等因素，對 B 股折價的影響是顯著的。該研究也發現，香港 H 股及紅籌股對於大陸 B 股有良好的替代性，亦即越多的 H 股或紅籌股在香港上市，B 股相對 A 股的折價越多，這也間接說明香港市場會影響大陸市場。

Li, Yan, and Greco (2005) 則直接探討 A 股和 H 股間的價差關係，作者根據資本資產訂價模式，認為 A 股和 H 股之間的價差與整體市場因子有關，因此以 13 家於 A 股和 H 股市場雙重上市公司的股價價差，分別和指數溢酬、無風險利差、及匯兌變動率做迴歸分析。研究發現，A 股和 H 股的價差，的確顯著受到上海綜合指數及恆生指數間相對變化的影響，而無風險利差也對 A 股和 H 股的價差有顯著的負向影響，顯示 H 股的折價與香港投資者較低的要求報酬率有關。

儘管 H 股相對 A 股折價，但是近幾年來其折價幅度有縮小的趨勢，甚或有些公司的 H 股股價已超過 A 股，陳建福和陳國芬 (2005) 利用追蹤資料模型分析，發現上海綜合指數報酬上升，會使得 H 股折價增加，但香港恆生指數上升則使得 H 股折價減少，此結論與上述的 Li, Yan, and Greco (2005) 的結果一致。

除了研究市場的連動程度與價差變化之外，市場間的訊息傳遞也是另一項研究重點，例如為瞭解中國大陸股票市場與香港紅籌股、H 股市場間的資訊外溢效果，Poon and Fung (2000) 使用多變量 EGARCH-M 模型，分別分析四個市場的股價指數報酬及波動度的外溢效果，² 實證結果發現其外溢效果顯著，亦即各市場間有資訊外溢的效果。Zhu et al. (2004) 則利用上海、深圳綜合指數及香港恆生指數分析，分析 1993 年至 2001 年間三個市場的報酬是否有 Granger 因果關係，發現三個市場的報酬之間沒有顯著的領先落後關係，但在波動度方面，上海和深圳市場之間有雙向的 Granger 因果關係，而香港市場的波動度則是領先上海市場。

Yang (2003) 利用 A 股、B 股及香港 H 股和紅籌股的股價指數，以 Granger 因果關係 (Granger causality) 分析其股價的領先落後關係，研究結果指出 H 股市場的股價領

²上海股價指數、深圳股價指數、恆生香港中資企業指數(紅籌股) 和恆生中國企業指數(H股)。

先 A 股市場, 顯示 H 股市場對 A 股市場較具影響力。Tian and Wan (2004) 則針對上海 A 股和 B 股、深圳 A 股和 B 股及香港 H 股等五個股市的股價指數進行探討, 研究結果指出, H 股股價指數領先上海 B 股市場, 而上海 B 股市場的股價指數則領先上海及深圳 A 股市場。此外, 若將研究期間區分為二段, 則顯示早期的 H 股市場沒有領先 A 股市場, 但後期的 H 股市場除了與全部期間有一樣的領先落後關係外, 同時還直接影響了上海 A 股。

除上述文獻以股價指數分析各市場間的信息傳遞效果外, 也有學者使用在 A 股與 H 股市場雙重上市的個別公司資料進行研究, 例如 Li et al. (2000)、Wang and Jiang (2004)、及陳建福和陳國芬 (2005)。Li et al. (2000) 以簡單迴歸模型分析前一期的 A 股 (H 股) 報酬是否會影響當期的 H 股 (A 股) 報酬, 迴歸結果顯示, 當期 A 股的報酬會受前期 H 股的報酬影響, 亦即 H 股的股價會領先 A 股, 同時作者也發現總體市場資訊相較於個別公司的資訊更能解釋此一領先落後關係。此外在領先落後關係方面, Wang and Jiang (2004) 分析 16 家樣本公司在 1996 年 12 月到 2001 年 9 月間的股價關係, 檢定結果顯示 A 股與 H 股之間沒有顯著的 Granger 因果關係存在, 但陳建福和陳國芬 (2005) 以 1998 年 1 月 5 日至 2004 年 12 月 19 日共 16 家樣本公司分析, 研究顯示共有 8 家公司的 H 股股價領先 A 股, 而有 5 家公司則是 A 股股價領先 H 股, 具雙向 Granger 因果關係的公司則有 3 家, 顯示 H 股市場的股價資訊較會影響 A 股市場, 此與 Li et al. (2000) 的結果較為一致。

過去文獻對於股票市場之間共整合關係的研究中, 大都假設股票市場存在線性關係, 也就是說好消息與壞消息對股價的影響幅度是相同的, 股市在多頭與空頭情況下, 股價的調整速度是一樣的, 然而許多學者卻發現股票市場存在非線性現象, Sarantis (2001) 針對七大工業國 (美國、日本、德國、英國、法國、義大利、加拿大) 分析, 利用各國自 1966 年到 1999 年間的股價指數月資料瞭解其是否為非線性市場, 結果顯示在 5% 的顯著水準下, 七個國家的股票價格均呈現非線性關係。至於新興股票市場, 而 Poshakwale and Murinde (2001) 利用 BDS 檢定, 發現匈牙利和波蘭兩國的股價指數均呈現非線性。

關於股票市場為非線性市場的解釋有很多, 如 Brock and LeBaron (1996) 提到股票市場參與者對於資產預期報酬持有不同的看法, 這樣的預期信念差異可以解釋股市的非線性; Lux (1995) 則認為羊群效應 (herd behaviour) 能夠解釋非線性現象, 羊群效應主要是指市場上沒有預期或沒有第一手信息的投資者, 在交易過程中容易受到其他投資者行為的影響, 一旦有任何風吹草動, 便會群起效尤, 導致投資人在某一時點對特定股票採取相同的投資策略, 因此不理性的投資行為將使得股市具有非線性, 其他關於股市非線性

的解釋，包括不同的投資風險組合使得投資人目標不一致、以及國家的經濟成長率高低轉變等。

至於股票市場是否具非對稱性，也有許多學者探討，如 Koutmos (1998) 利用不對稱 TAR-GARCH 模型分析九個工業化國家股票市場 (美國、英國、法國、德國、義大利、日本、澳洲、比利時、加拿大)，以 1986 年 1 月 4 日至 1991 年 12 月 31 日的股價指數日資料檢定其報酬調整是否具不對稱性，實證結果發現，除了美國和英國以外，其他七國股市報酬的條件平均數都是不對稱調整，而所有國家的條件變異數也都具有不對稱性，顯示股票市場的報酬調整是不對稱的；Koutmos (1998) 也發現報酬負向調整的速度會大於其正向調整速度，亦即市場上的壞消息對股價變動的影響力大於好消息。Koutmos (1999) 以亞洲新興市場 (韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、臺灣及泰國) 作為研究對象，利用不對稱的 AR-EGARCH 模型分析，獲得與上述相似的結論。

此外，Chiang and Doong (2001) 也以亞洲股市為研究對象，他們以 TAR-GARCH-M 模型分析 1988 年 1 月至 1998 年 6 月各國股價指數報酬和波動度，其實證結果發現，日股價指數報酬的條件波動度具有不對稱調整機制。

綜合以上的文獻回顧，我們發現不論是成熟或是新興資本市場，股票報酬都具有非線性。然而過去針對中國大陸股票市場連動性以及訊息傳遞的研究，大都是採用線性共整合模型。本文有別於既存的文獻採用線性模型，利用 Balke and Fomby (1997) 所提出的門檻共整合模型 (threshold cointegration model)，分析同時於大陸 A 股市場與香港 H 股市場雙重上市公司的股價關係。過去已有學者將門檻共整合模型應用於探討股票市場的關係，例如，沈中華和邱志豪 (1999) 在考慮交易成本的情形下，以門檻共整合模型分析台灣上市公司海外存託憑證 (GDR) 與其國內普通股價格之間的套利關係。

首先，本文以門檻共整合模型檢定大陸 A 股和香港 H 股之間是否存在非線性的長期均衡關係，若兩市場間具有長期均衡關係，顯示兩市場間的股價有共移的現象。接著，根據門檻誤差修正模型 (threshold error-correction model) 進行 Granger 因果關係檢定，分析兩市場間的價格傳遞效果，藉以瞭解股價資訊在香港市場和大陸市場之間的傳遞方向。

本文共分五節，第二節為中國大陸證券市場簡介，第三節介紹本文使用的計量方法，第四節為實證結果分析，最後一節則為結論。

2 中國大陸證券市場簡介

中國大陸在共產黨統治之後，於 1950 年代開始實行計畫經濟，大部份資源由政府擁有及

分配, 人民沒有私有財產, 證券市場也因實行第一個五年計劃而於 1952 年關閉。

直至 1980 年代初期, 長達數十年的文化大革命結束, 中國大陸經濟才因自由化政策而開始改革開放, 許多小企業因而獲得發展的機會。爲了募集資金, 這些企業開始發行股票或債券來籌資, 小型的地方性證券交易市場應運而生, 證券市場也再度隨之興起。從 1984 年恢復發行第一張股票開始, 中國大陸的證券市場慢慢由小型、地區性的規模, 漸漸發展爲大型、全國性的證券市場, 但由於缺乏管理與監督, 無法保障投資大眾權益, 因此在 1992 年 9 月, 中國大陸成立了兩個主管機關, 一爲主管決策的國務院證券管理委員會 (簡稱證委會), 另一爲執行業務的中國證券監督管理委員會 (簡稱證監會)。此外, 中國大陸上海證券交易所於 1990 年 11 月 26 日正式成立, 且於同年 12 月 19 日正式營業; 而深圳證券交易所在 1991 年 4 月 11 日正式成立, 同年 7 月 3 日正式營業。至 2005 年 12 月底止, 共有 837 家公司在上海交易所上市, 有 547 家公司在深圳交易所上市。

中國大陸證券交易所成立初期, 一般稱此交易市場爲 A 股市場, 主要提供大陸境內機構、組織或個人進行股票買賣, 而外資則不能在此市場進行交易, 這是由於中國大陸特殊的政經環境所致, 因爲當時的政策採外匯管制, 使得人民幣不能自由兌換, 資金也不能任意進出。但因國內企業有外匯需求, 加上有許多企業仍需資金挹注, 卻又怕外資大量進入會對剛起步的 A 股市場造成衝擊, 因此中國大陸於 1992 年另外開放 B 股市場專門提供外資投資。至 2005 年 12 月底止, 在上海證交所上市的 A 股有 827 家、而 B 股則有 54 家, 另外, 在深圳交易所上市的 A 股共有 534 家、而 B 股則有 55 家。

除了在 A 股、B 股市場上市之外, 中國大陸企業也可選擇至海外上市籌資, 香港即是其中一個選擇。香港交易所主要有兩個交易市場,³ 一爲提供一些大型及有較佳獲利紀錄的企業籌資管道的主板市場, 另一則是專供具成長潛力的新興企業籌資的創業板市場。目前選擇到香港上市的中國大陸企業有兩類, 一類爲實質控制權在中國相關部門或企業, 但在香港註冊並受香港法律約束的紅籌股 (Red Chip), 另一類爲受中國證監會管理, 及受國際法約束的國企股 (H 股),⁴ H 股企業的資產規模龐大, 大多爲民生基礎產業。目前在主板上市的公司共有 929 家, 其中紅籌股公司有 86 家, H 股公司有 78 家; 在創業板上市的公司有 205 家, 有 3 家是紅籌股公司, 39 家爲 H 股公司。有關大陸兩個交易所及香港交易所中資企業交易資訊可參考表 1。

長久以來, 中國大陸的證券市場就以多個市場並存的方式發展, 每個子市場在投資限制、所有權限制下, 各自有其核准的投資對象, 加上交易機制、募集方式不盡相同, 使得股

³由香港聯合交易所、香港期貨交易所及香港中央結算有限公司於 2000 年 3 月 6 日合併組成。

⁴紅籌股指數爲恆生香港中資企業指數, 國企股指數則爲恆生中國企業指數。

票價格、風險及報酬也因之不同，因此中國大陸的證券市場可說是一個高度市場分割的市場。只是隨著證券市場日益成熟，各項限制對於各市場的發展漸漸形成阻礙，市場的開放與整合可說是勢在必行，故中國大陸自 2001 年開始，陸續進行幾項重大的改革開放政策，諸如 2001 年 2 月 19 日開放大陸人民可購買 B 股、2002 年 12 月 1 日開放合格的境外機構投資者 (qualified foreign institutional investors, QFII) 可投資 A 股，以期能使證券市場的發展更趨成熟並國際化。

3 門檻共整合模型

本文利用 Balke and Fomby (1997) 所提出的門檻共整合模型，用以檢定 A 股價格與 H 股價格是否具有非線性的共整合關係，Balke and Fomby (1997) 建議採取二階段方式來檢定門檻共整合，假定 P_a 與 P_h 分別是二個 I(1) 序列，首先，第一階段以 Engle-Granger 共整合方法檢定變數 P_a 與 P_h 是否存在共整合關係。亦即，估計以下長期均衡關係：

$$P_a = \alpha_1 + \alpha_2 P_h + z_t \quad (1)$$

倘若變數 P_a 與 P_h 之間具有共整合關係，則進一步檢定兩者之間長期均衡誤差 (z_t) 是否具有門檻非線性效果，當 P_a 與 P_h 存在門檻共整合關係時，長期均衡誤差 (z_t) 呈現 Band-TAR 模型：

$$z_t = \begin{cases} \rho^{(u)} z_{t-1} + \varepsilon_t & , \text{當 } z_{t-1} > \tau^{(u)} \\ z_{t-1} + \varepsilon_t & , \text{當 } \tau^{(l)} \leq z_{t-1} \leq \tau^{(u)} \\ \rho^{(l)} z_{t-1} + \varepsilon_t & , \text{當 } z_{t-1} < \tau^{(l)} \end{cases} \quad (2)$$

其中 $\tau^{(u)}$ 和 $\tau^{(l)}$ 為兩個未知的門檻值， $\rho^{(u)}$ 與 $\rho^{(l)}$ 均小於 1，因此當 $\tau^{(l)} \leq z_{t-1} \leq \tau^{(u)}$ 時，均衡誤差 z_t 為 I(1) 序列，亦即變數 P_a 與 P_h 無共整合關係，在另外兩個狀態之下 (當 $z_{t-1} > \tau^{(u)}$ 或者當 $z_{t-1} < \tau^{(l)}$)， z_t 則是 I(0) 序列，也就是變數 P_a 與 P_h 是存在共整合，在此模型之下，均衡誤差 z_t 呈現 Band-TAR 非線性模型，如果均衡誤差 z_t 介於 $(\tau^{(l)}, \tau^{(u)})$ 之間，則 P_a 與 P_h 是不存在共整合，當均衡誤差 z_t 超出 $(\tau^{(l)}, \tau^{(u)})$ ，則市場調整機制將促使 P_a 與 P_h 產生共整合關係。

關於均衡誤差 z_t 是否具有門檻效果的檢定，Balke and Fomby (1997) 建議採用 Tsay (1989) 所提出的 F 統計量。首先將資料由小至大排列，然後再以遞迴最小平方估計法 (recursive least squares estimation) 進行估計，值得注意的是，在 Tsay 門檻檢定中門檻值可以是未知的，另外在檢定的過程，也不必事先假設 TAR 模型中存在多少個狀態。

當變數之間存在門檻共整合關係時，我們可將傳統的向量誤差修正模型 (vector error-correction model, 簡稱 VECM) 擴充為門檻誤差修正模型 (threshold error-correction model, 簡稱 TVECM) 模型，三狀態 TVECM 模型可表示如下：

$$\begin{cases} \Delta P_{a,t} = \theta_{10}^{(u)} + \theta_{11}^{(u)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{12,i}^{(u)} \Delta P_{a,t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{13,i}^{(u)} \Delta P_{h,t-i} + \varepsilon_{1t}^{(u)} \\ \Delta P_{h,t} = \theta_{20}^{(u)} + \theta_{21}^{(u)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{22,i}^{(u)} \Delta P_{a,t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{23,i}^{(u)} \Delta P_{h,t-i} + \varepsilon_{2t}^{(u)} \end{cases} \quad z_{t-1} > \tau^{(u)} \quad (3)$$

$$\begin{cases} \Delta P_{a,t} = \theta_{10}^{(m)} + \theta_{11}^{(m)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{12,i}^{(m)} \Delta P_{a,t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{13,i}^{(m)} \Delta P_{h,t-i} + \varepsilon_{1t}^{(m)} \\ \Delta P_{h,t} = \theta_{20}^{(m)} + \theta_{21}^{(m)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{22,i}^{(m)} \Delta P_{a,t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{23,i}^{(m)} \Delta P_{h,t-i} + \varepsilon_{2t}^{(m)} \end{cases} \quad \tau^{(l)} \leq z_{t-1} \leq \tau^{(u)} \quad (4)$$

$$\begin{cases} \Delta P_{a,t} = \theta_{10}^{(l)} + \theta_{11}^{(l)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{12,i}^{(l)} \Delta P_{a,t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{13,i}^{(l)} \Delta P_{h,t-i} + \varepsilon_{1t}^{(l)} \\ \Delta P_{h,t} = \theta_{20}^{(l)} + \theta_{21}^{(l)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{22,i}^{(l)} \Delta P_{a,t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{23,i}^{(l)} \Delta P_{h,t-i} + \varepsilon_{2t}^{(l)} \end{cases} \quad z_{t-1} < \tau^{(l)} \quad (5)$$

其中 z_{t-1} 為落後一期的殘差項，其來自於長期均衡關係式，當 z_{t-1} 大於上門檻值時，我們用式 (3) 來估計之，而若其值落於中間狀態時，則以式 (4) 來分析，如果 z_{t-1} 小於下門檻值，便用式 (5) 來估計。

本文採利用 Granger 因果關係來探討 H 股與 A 股之間價格的領先落後關係，虛無假設 H 股價格沒有領先 A 股價格為

$$H_0 : \theta_{11}^{(j)} = \theta_{13,i}^{(j)} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

如果虛無假設被拒絕，則表示 H 股價格領先 A 股價格。另外一個檢定則是，虛無假設 A 股價格沒有領先 H 股價格，亦即

$$H_0 : \theta_{21}^{(j)} = \theta_{22,i}^{(j)} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

4 實證結果分析

4.1 資料來源與說明

至2005年12月底止，總共有31家中國企業同時在中國大陸與香港發行股票，其中有24家公司在上海發行A股，有7家公司在深圳發行A股，所有31家中國企業均在香港H股主板市場上市，這些企業在兩地的上市時間不盡相同，其中除了「中興通訊」是在A股市場先上市後，再至H股市場上市外，其餘30家公司均是先於H股市場上市後再回A股市場上市。

本文實證分析的樣本期間，設定最早的樣本資料自1998年1月5日開始，以每家樣本公司在香港及中國的上市日期為依據，同時有中國及香港市場日交易資料的期間為樣本期間，以深高速這家公司為例，其在香港上市日期為1997年3月12日，而於中國上市的日期為2001年12月25日，本文最早的樣本資料取自1998年1月5日，其他公司的樣本期間與樣本數可參考表2。

本文所使用的股價資料取自經濟新報資料庫 (TEJ)，由於中國大陸A股與香港市場的交易幣別不同，為避免匯率之影響，所有的股價資料均以美元計價，若交易日當天無美元兌換人民幣的匯價，則以前一天的匯價計算，股價的敘述統計資料可參考表3，其中A股H股價差為每日A股股價減H股股價後取平均值。由表中可發現，31家公司的A股平均股價均高於H股，顯示長期以來，儘管是同一家公司的股票，在兩地上市的平均股價卻有明顯的差距。

在進行相關模型估計之前，我們先將股價進行自然對數轉換，由於本文所使用的資料均為股票價格，而財務時間序列往往具有非定態性，因此，在進行門檻共整合分析之前，我們先確認股價資料是否具有定態性 (stationarity)，以避免有虛假迴歸 (spurious regression) 的問題發生。

本文利用三種不同型式的ADF單根檢定，包括無截距項隨機漫步模型、具截距項隨機漫步模型以及同時具有截距項及時間趨勢項隨機漫步模型，針對A股與H股的股價資料，進行單根檢定，我們發現A股與H股股價均屬I(1)數列，亦即每一家公司在A股與H股的股價資料均具有單根。⁵

⁵由於進行單根檢定的變數相當多，為節省文章篇幅，單根檢定結果並未置於文中，有興趣的讀者可向作者索取。

4.2 門檻共整合檢定

為瞭解同時在 A 股和 H 股市場上市公司的股價是否具有門檻共整合關係，本文採用 Balke and Fomby (1997) 建議兩階段估計方法，進行門檻共整合檢定。首先，第一階段進行 Engle-Granger 共整合關係檢定，然後，再以 Tsay (1989) 的排序自我迴歸模型檢定變數之間是否具有門檻共整合。

表 4 提供 Engle-Granger 共整合檢定結果，在 1% 的顯著水準下，31 家公司均拒絕無共整合之虛無假設，亦即 31 家公司的 A 股和 H 股股價之間具有共整合關係，表示兩個市場間的股價具有連動性。此外，我們知道共整合關係旨在探討變數間的長期均衡關係，因此當 A 股和 H 股之間具有共整合關係時，表示儘管因某種干擾而使兩地股價脫離了均衡，也能透過誤差修正再度回到均衡狀態，因此 A 股股價和 H 股股價將不會偏離太遠，而有一個共同的趨勢。

在確認 A 股和 H 股股價之間具有共整合關係後，我們進一步探討兩市場間是否存在門檻共整合關係。本文採用 Tsay (1989) 的排序自我迴歸模型檢定，我們根據 AIC 最小值決定 AR 迴歸模型中的落後期數 k ，且以 F 統計量最大值來選擇門檻變數的落後參數 d 。本文採用股價資料為日資料，因此在 AR 模型的選擇上， k 值最大為 5， d 值最大亦為 5。

表 5 提供了 TAR 模型的檢定結果，在 10% 的顯著水準下，除了「廣州藥業」、「皖通高速」、「華電國際」、及「中興通訊」這四家公司的 F 統計量無法拒絕虛無假設外，其他 27 家公司均拒絕虛無假設，也就是說有 27 家公司 A 股與 H 股股價具有門檻共整合現象。

這樣的結果符合我們的預期，在股票市場為非線性的情形下，A 股和 H 股股價之間存在門檻共整合關係，亦即存在著非線性的長期均衡關係，而此結果與既存文獻有很大的不同，例如在 Yang (2003) 及 Wang and Iorio (2006) 的研究中，針對 A 股與 H 股股價指數進行共整合分析，均指出兩市場間不存在長期均衡關係，而陳建福和陳國芬 (2005) 針對個別公司雙重上市的股價研究，也僅有一家公司在全部期間內，其 A 股和 H 股股價有顯著共整合關係。

究其原因，除了因樣本數增加及研究期間選擇不同之外，首先，因本文採用非線性的模型分析，符合股票市場非線性的特性，因此較一般線性模型更能精確描述股價的變動；再者，中國大陸自 2001 年以來陸續進行的多項金融改革與開放政策，使得 A 股市場逐漸與國際金融市場接軌，因此加強了 A 股和 H 股股價的連動性。

此外，國內機構投資者赴海外投資資格認定制度 (QDII) 的施行，也是 A 股和 H 股市場連動關係密切的原因之一，直至 2005 年 6 月 21 日，中國保監會宣布允許保險外匯資

金可投資中國企業境外發行的股票，具有地理及市場優勢的 H 股市場更是其投資首選。因 QFII 制度將國際資金引入 A 股市場，而 QDII 制度則將大陸資金挹注 H 股市場，使得兩地股價呈現長期共同趨勢。

另一方面，A 股和 H 股具有門檻共整合關係也提供了投資人一個信息，若 A 股和 H 股的相關程度愈高，則由 A 股和 H 股所形的投資組合，其分散投資風險的效果將愈差，儘管金融政策開放，外資能投資 A 股，外資也將以二擇一方式在 A 股和 H 股間做投資選擇，由於香港市場的本益比遠低於 A 股市場，H 股股價相對 A 股便宜，再加上香港股市制度較 A 股市場成熟完整，因此外資仍將選擇投資 H 股，這樣的看法，可由 A 股上市公司外資持股結構進一步得到印證，31 家公司在歷經幾次的金融改革開放後，其 A 股的外資法人持股比例幾乎為零，亦即開放 QFII 購買 A 股的政策，雖然吸引外資進入 A 股市場投資，但並未吸引外資購買已在 H 股市場上市的 A 股股票。

4.3 Granger 因果關係檢定

在確認 A 股與 H 股之間具有非線性的長期均衡關係後，為進一步瞭解兩市場間的訊息傳遞，係由 A 股市場傳遞至 H 股市場，或是由 H 股市場傳遞至 A 股市場，因此本文利用具門檻的 TVECM 模型來檢定 Granger 因果關係，其中由於「廣州藥業」、「皖通高速」、「華電國際」及「中興通訊」在共整合檢定下，並無法拒絕線性共整合的假設，故改以線性 VECM 模型分析，採用 TVECM 模型分析的公司共有 27 家，而有 4 家公司以 VECM 模型分析。

有關均衡誤差門檻值的估計，本文參照 Balke and Fomby (1997) 的作法，以網格搜尋方法 (grid search) 估計未知的門檻值，將 A 股對 H 股迴歸所得的殘差排序後，考慮中間百分之七十的觀察值做為參數估計的可能範圍，以確保每個狀態中至少保有 15% 觀察值，上下門檻值與各狀態的樣本數可參考表 6。

此外，在誤差修正模型中落後期數的選擇上，我們允許不同狀態下可以有不同的落後期數，因此最適落後期數的選擇，係以三個狀態的 AIC 值相加最小為選擇標準。

表 7 為 Granger 因果關係的檢定結果，具門檻共整合關係而以 TVECM 模型分析的 27 家公司中，關於虛無假設「H 股價格沒有領先 A 股」的檢定，在 10% 顯著水準之下，有 19 家公司在下狀態、21 家公司在中間狀態、及 20 家公司在上狀態的股價為 H 股領先 A 股，其中更有 11 家公司同時在三個狀態之下，H 股價格領先 A 股價格，而只有「ST 東北電」及「新華製藥」兩家公司在三個狀態都不顯著。

至於「A 股價格沒有領先 H 股價格」的檢定，在 10% 的顯著水準下，有 8 家公司在上

狀態、11家公司在下狀態、而中間狀態則只有2家公司，其 A 股價格領先 H 股價格，其中沒有任何一家公司在三個狀態之下 Granger 因果關係檢定為顯著。

其次，在雙向 Granger 因果關係方面，上狀態有4家公司、下狀態有8家公司、中間狀態則只有1家公司具有雙向 Granger 因果關係，若以全部27家公司來看，共有16家公司的檢定結果顯著，表示約有三分之二的公司，其 A 股和 H 股股價之間具有雙向信息傳遞的關係，亦即兩市場的股價會相互影響。

單向領先落後關係的部分，具有門檻共整合的27家公司中，有13家公司至少在某一狀態，其 H 股股價領先 A 股股價，即 H 股過去的股價資訊有助於當期 A 股股價的預測。另外一個方向的領先落後關係 – A 股股價領先 H 股股價，則都不存在。

此外針對4家存在線性共整合關係的公司，我們以 VECM 模型分析其 Granger 因果關係，在10%的顯著水準下，除了「中興通訊」的 A 股沒有領先 H 股股價外，其餘三家公司 A 股股價均領先 H 股；在「H 股價格領先 A 股價格」的檢定中，「廣州藥業」和「華電國際」是無法拒絕「H 股股價沒有領先 A 股」，而「皖通高速」及「中興通訊」則是顯著拒絕「H 股價格領先 A 股價格」，因此，只有「皖通高速」的 H 股價格與 A 股價格具有雙向 Granger 因果關係。

綜合以上結果，共有13家公司 H 股價格領先 A 股價格，而沒有任何一家公司存在 A 股價格領先 H 股價格的現象，另外，有13家具有雙向 Granger 因果關係，亦即 H 股股價領先 A 股的公司，同時其 A 股股價也領先 H 股，由上述分析可知，H 股與 A 股市場之間股價訊息的傳遞方向，主要是由 H 股傳遞至 A 股，但大約有三分之一的公司，則是 H 股與 A 股有雙向的訊息傳遞效果，就整體而言，主要是 H 股市場的訊息傳遞效果較強，我們的檢定結果與 Li et al. (2000) 及陳建福和陳國芬 (2005) 的研究結果相當類似。

爲了進一步比較利用門檻共整合模型與線性共整合模型估計的差異，本文也將股價具有門檻共整合關係的27家公司，以 VECM 模型加以估計，檢定結果如表 8 所示，同時爲方便比較，我們將兩模型的結果整理於表 9。在這27家公司中，有關「H 股價格沒有領先 A 股價格」的假設，利用 TVECM 模型估計有26家公司顯著拒絕，但採用 VECM 模型估計，則只有18家檢定結果是顯著拒絕虛無假設；另外一方面，對於「A 股股價沒有領先 H 股」的虛無假設，以 TVECM 模型估計有16家公司顯著拒絕，而在 VECM 模型之下，則只有8家公司是顯著的。對於「H 股價格與 A 價格雙向 Granger 因果關係」，在 TVECM 模型之下有13家公司成立，也較 VECM 模型之下僅有5家來得多，以上實證結果顯示，當我們考慮股市之間的非線性共整合關係時，的確更能真實的反應股價訊息傳遞的效果。

透過上述檢定可知, H 股市場的訊息傳遞效果較 A 股市場強, 深入探討其原因, 首先由於自由開放的市場資訊揭露的較充分, 而香港市場與國際市場的連動性很高, 加上香港政府對其市場的管制較少, 使得 H 股市場相對 A 股市場較為自由開放, 因此在 H 股市場的資訊揭露充分下, 其訊息也較容易傳遞至 A 股市場; 再者, 由於中國大陸實施中央集權政治, 對於資訊傳播採嚴格控管的態度, 使得許多股票資訊在 A 股市場無法及時反應, 境內投資者在無法即時獲得相關資訊下, 自然會以 H 股股價變化為依歸調整其投資策略; 此外, 外資相較於境內投資者而言, 其對於市場或經濟情勢的變化較為敏感, 對於投資組合的調整也較迅速, 因此其所投資的 H 股股價也會率先反應, 使得 H 股的股價變化領先 A 股。

另外, 在 31 家樣本公司中, 有 13 家公司的 A 股價格與 H 股價格存在雙向領先落後關係, 顯示 A 股市場的資訊也會影響 H 股, 但過去的文獻大多認為 A 股市場的股價資訊無法影響 H 股市場, 我們認為這是因為中國大陸金融政策的開放, 如開放 QFII 投資 A 股, 及開放香港投資人可透過香港恆生銀行投資 A 股, 在外資能同時進出兩市場的情況下, 使得 A 股市場的資訊能透過外國投資者傳遞至 H 股市場; 而在這 19 家公司中, 又有 13 家公司具有雙向 Granger 因果關係, 更能凸顯外國投資者對兩市場間的訊息傳遞, 具有舉足輕重的地位。

股權分置改革也是另一個影響的原因, 隨著股權分置改革的進行, 非流通股轉為流通股, 但流通股增加將稀釋現有流通股的股權, 使其股票價格下降, 造成現有流通股的股東權益蒙受損失, 同時由於非流通股的流動性增加, 其股價隨之水漲船高, 如此的差異將造成流通股和非流通股股東間的利益衝突。解決此一問題的最好方式便是將非流通股因股權分置改革而增值的部分, 補償流通股因此而損失的部分, 因此隨著股權分置改革的進行, 儘管 A 股股價下跌, 但在現金和股票的補償下, A 股更具投資價值, 吸引許多境內投資者投資, H 股市場的投資人也在有所預期下, 追隨 A 股投資的腳步。

5 結論

本文在考慮股票市場存在非線性關係之下, 利用 Balke and Fomby (1997) 門檻共整合模型以及具有門檻的 Granger 因果關係檢定, 探討同時在大陸 A 股和香港 H 股上市公司的股價之間是否存在門檻共整合關係, 以及兩市場間的股價訊息傳遞方向。

首先在門檻共整合檢定方面, 我們發現 31 家具有線性共整合的公司中, 有 27 家公司具有門檻共整合, 顯示大多數公司 A 股和 H 股股價之間存在非線性的長期均衡關係, 亦即兩市場間的股價具很高的連動性, 此一分析結果與過去學者如 Yang (2003)、Wang and

Iorio (2006)、陳建福與陳國芬 (2005) 的研究有很大不同, 其可能原因除因樣本數增加、研究期間選擇不同、大陸金融政策開放外, 本文利用非線性模型進行分析, 更能捕捉股市非線性調整特性也是原因之一。

在門檻向量誤差修正模型之下, Granger 因果關係檢定結果顯示, 有 13 家公司其 H 股價格領先 A 股價格, 顯示 H 股市場過去的股價資訊會傳遞至 A 股市場, 同時有 13 家公司, 即大約三分之一的公司, 具有雙向 Granger 因果關係, 也就是這些公司 A 股價格也會影響 H 股價格, 除了因香港市場較為自由開放、中國大陸對於媒體管制依舊嚴格、外資對於市場和經濟情勢變化較敏感使得 H 股股價變化領先 A 股外, 我們認為幾項大陸政策開放也使得 A 股股價變化有逐漸領先 H 股的趨勢, 在開放外資投資部分, 由於外國投資者可以同時投資 A 股和 H 股, 儘管 A 股市場較為封閉, 但透過外資的行為, 仍能將一些股價資訊傳遞至 H 股市場, 顯示 A 股市場在外資的帶動下, 其股價資訊也逐漸影響 H 股市場的股價。此外在股權分置改革的效應下, A 股更具投資價值, 不僅帶動市場買氣, 也連帶吸引 H 股投資人投資, A 股的股價因而領先 H 股。

另外本文亦比較了門檻向量誤差修正模型與線性向量誤差修正模型之下, Granger 因果關係檢定的差異, 結果顯示利用門檻向量誤差修正模型估計, 更能捕捉 A 股與 H 股股價的訊息傳遞效果。

透過本文的實證分析, 我們瞭解香港的 H 股市場和大陸的 A 股市場間具有很高的連動關係, 而 H 股市場的股價資訊對於大陸市場則較具影響力, 同時隨著中國大陸金融市場的自由化與國際化, 大陸 A 股市場的股價資訊也逐漸影響香港 H 股市場。在這樣的情形下, A 股和 H 股之間的價差將越來越小, 未來極有可能走向兩地股價一致的情形, 從而降低兩市場投資人資訊不對稱的問題。

參考文獻

沈中華和邱志豪 (1999), 「交易成本, GDR 與股價的套利: 門檻共整合應用」, 《財務金融學刊》, 7, 89-112。

陳建福和陳國芬 (2005), 「大陸 A 股與香港 H 股訊息傳遞與價差原因之實證研究」, 研究論文, 國立東華大學經濟學系。

Bailey, W. (1994), "Risk and Return on China New Stock Market: Some Preliminary Evidence," *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, 243-260.

Balke, N. S. and T. B. Fomby (1997), "Threshold Cointegration," *International*

Economic Review, 38, 627-645.

- Brock, W. A. and LeBaron, B. (1996), "A Dynamic Structural Model for Stock Return Volatility and Trading Volume," *Review of Economics and Statistics*, 78, 94-110.
- Chan, K. C., T. W. Cheng, and K. W. Fung (2001), "Ownership Restrictions and Stock-price Behavior in China," *The Chinese Economy*, 34, 29-48.
- Chiang, T. C. and S. C. Doong (2001), "Empirical Analysis of Stock Returns and Volatility: Evidence from Seven Asian Stock Markets Based on TAR-GARCH Model," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17, 301-318.
- Engle, R. E. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Hinich, M., and D. Patterson (1985), "Evidence of Nonlinearity in Stock Returns," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 69-77.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Koutmos, G. (1998), "Asymmetries in the Conditional Mean and the Conditional Variance: Evidence From Nine Stock Markets," *Journal of Economics and Business*, 50, 277-290.
- Koutmos, G. (1999), "Asymmetric Price and Volatility Adjustments in Emerging Asian Stock Markets," *Journal of Business Finance and Accounting*, 26, 83-101.
- Li, Y., J. F. Greco, and B. Chavis (2000), "Lead-lag Relations Between A Shares and H Shares in the Chinese Stock Markets," *Workshops at the City University of Hong Kong and National University of Singapore*.
- Li, Y., D. Yan, J. Greco (2005), "Market Segmentation and Price Differentials Between A Shares and H Shares in the Chinese Stock Markets," forthcoming.
- Lux, T. (1995), "Herd Behaviour, Bubbles and Crashes," *Economic Journal*, 105, 881-896.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger, (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.

- Poon, W. P. H. and H. G. Fung (2000), "Red Chips or H Shares: Which China-backed Securities Process Information the Fastest ?" *Journal of Multinational Financial Management*, 10, 315-343.
- Poshakwale, S. and V. Murinde (2001), "Modelling the Volatility in East European Emerging Stock Markets: Evidence on Hungary and Poland," *Applied Financial Economics*, 11, 445-456.
- Sarantis, N. (2001), "Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Markets: International Evidence," *International Journal of Forecasting*, 17, 459-482.
- Sun, Q. and W. H. S. Tong (2000), "The Effect of Market Segmentation on Stock Prices: The China Syndrome," *Journal of Banking and Finance*, 24, 1875-1902.
- Tian, G. Gang and G. H. Wan (2004), "Interaction among China-related Stocks: Evidence from a Causality Test with a New Procedure," *Applied Financial Economics*, 14, 67-72.
- Tsay, R. S. (1989), "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes," *Journal of the American Statistical Association* , 84, 231-240.
- Wang, S. S. and L. Jiang (2004), "Location of Trade, Ownership Restrictions, and Market Illiquidity: Examining Chinese A- and H-shares," *Journal of Banking and Finance*, 28, 1273-1297.
- Wang, Y. and A. D. Iorio (2006), "Are the China-related Stock Markets Segmented with Both World and Regional Stock Markets?", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, forthcoming.
- Yang, J. (2003), "Market Segmentation and Information Asymmetry in Chinese Stock Markets: A VAR Analysis," *Financial Review*, 38, 591-609.
- Zhu, H., Z. Lu, and S. Wang (2004), "Causal Linkages among Shanghai, Shenzhen, and Hong Kong Stock Markets," *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 7, 135-149.

表 1: 大陸與香港交易所交易資訊

交易所	上市家數	上市市價總值 (10億人民幣)	交易幣別	交易單位 (股/手)	價格最小 變動單位	漲跌幅 限制 (%)
上海交易所	837					
A 股	827	2185.383	RMB	100	0.01 RMB	10
B 股	54	2.933	USD	100	0.001USD	10
深圳交易所	547					
A 股	534	865.961	RMB	100	0.01 RMB	10
B 股	55	35.788	HK	100	0.01 HK	10
香港交易所	1134					
紅籌股	89	1801.516	(註 1)	(註 2)		無
H 股	117	1355.157	(註 1)	(註 2)		無

說明: 以上資料為2005年11月底之統計值, 資料來源為臺灣經濟新報資料庫及香港交易所網站。

註1: 香港交易所原本以港幣為交易幣別, 但自2001年5月21日起允准同時以港幣和美元為交易貨幣。

註2: 香港股票的交易單位沒有固定單位, 最小單位為10股/手, 最大單位則是200000股/手。

表 2: 樣本公司期間資料與樣本數

公司名稱	樣本期間	日資料數 (筆)
青島啤酒	98/01/05 ~ 05/12/16	1849
寧滬高速	01/01/16 ~ 05/12/16	1136
北人股份	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
交大科技	98/01/05 ~ 05/12/16	1849
廣船國際	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
馬鋼股份	98/01/05 ~ 05/12/16	1852
上海石化	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
江西銅業	02/01/11 ~ 05/12/16	916
中國石化	01/08/08 ~ 05/12/16	1018
深高速	01/12/26 ~ 05/12/16	922
南京熊貓	98/01/05 ~ 05/12/16	1849
東方航空	98/01/05 ~ 05/12/16	1848
廣州藥業	01/02/06 ~ 05/12/16	1136
華能國際	01/12/06 ~ 05/12/16	936
海螺水泥	02/02/07 ~ 05/12/16	898
皖通高速	03/01/07 ~ 05/12/16	690
儀征化纖	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
南方航空	03/07/25 ~ 05/12/16	561
創業環保	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
華電國際	05/02/03 ~ 05/12/16	203
東方電機	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
洛陽玻璃	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
中海發展	02/05/23 ~ 05/11/25	817
兗州煤業	98/07/02 ~ 05/12/16	1738
ST 東北電	98/01/05 ~ 05/12/16	1733
G 鞍鋼	98/01/05 ~ 05/12/16	1826
經緯紡機	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
吉林化工	98/01/05 ~ 05/12/16	1847
新華製藥	98/01/05 ~ 05/12/16	1851
中興通訊	04/12/09 ~ 05/11/30	220
科龍電器	99/07/13 ~ 05/12/16	1445

表 3: 樣本公司敘述統計量

公司名稱	A 股		H 股		A 股 H 股價差	
	平均股價	標準差	平均股價	標準差	平均價差	標準差
青島啤酒	1.030	0.176	0.518	0.365	0.512	0.327
寧滬高速	1.054	0.259	0.365	0.123	0.689	0.337
北人股份	0.907	0.307	0.198	0.105	0.709	0.325
交大科技	1.010	0.424	0.160	0.099	0.850	0.392
廣船國際	0.656	0.153	0.128	0.064	0.527	0.174
馬鋼股份	0.430	0.100	0.151	0.126	0.278	0.120
上海石化	0.514	0.113	0.203	0.110	0.311	0.110
江西銅業	0.687	0.139	0.345	0.186	0.343	0.166
中國石化	0.483	0.074	0.290	0.116	0.193	0.080
深高速	0.819	0.219	0.296	0.066	0.523	0.271
南京熊貓	1.266	0.511	0.209	0.114	1.057	0.448
東方航空	0.546	0.114	0.140	0.040	0.406	0.115
廣州藥業	1.077	0.405	0.267	0.071	0.810	0.412
華能國際	0.880	0.171	0.629	0.194	0.251	0.142
海螺水泥	1.071	0.299	0.821	0.397	0.250	0.263
皖通高速	0.717	0.084	0.427	0.136	0.290	0.091
儀征化纖	0.593	0.150	0.173	0.055	0.421	0.140
南方航空	0.509	0.129	0.361	0.065	0.148	0.075
創業環保	0.827	0.340	0.185	0.107	0.642	0.342
華電國際	0.376	0.049	0.280	0.014	0.096	0.043
東方電機	1.040	0.271	0.263	0.294	0.777	0.215
洛陽玻璃	0.752	0.288	0.100	0.048	0.652	0.278
中海發展	0.904	0.209	0.565	0.259	0.339	0.158
兗州煤業	0.746	0.169	0.358	0.261	0.388	0.198
ST 東北電	0.606	0.230	0.082	0.031	0.524	0.236
G 鞍鋼	0.502	0.101	0.223	0.170	0.280	0.127
經緯紡機	0.871	0.277	0.187	0.098	0.684	0.327
吉林化工	0.624	0.111	0.129	0.085	0.495	0.144
新華製藥	1.173	0.507	0.175	0.076	0.997	0.526
中興通訊	3.250	0.280	3.083	0.230	0.167	0.216
科龍電器	1.248	0.693	0.322	0.236	0.926	0.570

表 4: Engle-Granger 共整合檢定結果

公司名稱	最適落後期數	統計值
青島啤酒	15	-10.582***
寧滬高速	1	-25.625***
北人股份	15	-10.695***
交大科技	0	-42.384***
廣船國際	0	-45.063***
馬鋼股份	0	-43.504***
上海石化	0	-41.546***
江西銅業	0	-30.620***
中國石化	0	-31.550***
深高速	6	-13.456***
南京熊貓	5	-19.184***
東方航空	14	-10.773***
廣州藥業	1	-25.004***
華能國際	0	-29.337***
海螺水泥	2	-16.117***
皖通高速	0	-28.286***
儀征化纖	3	-23.653***
南方航空	8	-8.107***
創業環保	4	-20.167***
華電國際	6	-5.089***
東方電機	15	-10.232***
洛陽玻璃	0	-41.275***
中海發展	8	-9.115***
兗州煤業	0	-42.523***
ST 東北電	4	-16.724***
G鞍鋼	8	-13.023***
經緯紡機	1	-32.918***
吉林化工	0	-39.760***
新華製藥	0	-41.689***
中興通訊	0	-15.279***
科龍電器	0	-37.653***

說明: 符號 *、**、*** 分別代表10%、5%、1%之下顯著。

表 5: Balke-Fomby 門檻共整合: Tsay 門檻效果檢定

公司名稱	k	最適落後期(d)	F 統計量	p 值
青島啤酒	5	1	6.539	0.000***
寧滬高速	4	1	4.456	0.001***
北人股份	5	1	3.306	0.003***
交大科技	5	3	4.362	0.000***
廣船國際	5	1	4.764	0.000***
馬鋼股份	5	2	5.525	0.000***
上海石化	5	1	4.469	0.000***
江西銅業	4	4	4.632	0.000***
中國石化	4	3	2.504	0.029**
深高速	4	3	2.421	0.034**
南京熊貓	5	1	5.625	0.000***
東方航空	5	1	2.740	0.012**
廣州藥業	1	1	1.516	0.220
華能國際	5	1	19.273	0.000***
海螺水泥	3	3	3.380	0.009***
皖通高速	4	3	1.243	0.287
儀征化纖	5	1	2.770	0.011***
南方航空	1	1	2.828	0.060*
創業環保	5	2	7.908	0.000***
華電國際	1	1	1.039	0.356
東方電機	5	1	4.096	0.000***
洛陽玻璃	5	5	4.347	0.000***
中海發展	3	3	6.036	0.000***
兗州煤業	5	4	4.531	0.000***
ST 東北電	5	5	3.707	0.001***
G 鞍鋼	5	2	5.707	0.000***
經緯紡機	5	5	4.510	0.018**
吉林化工	5	1	3.062	0.006***
新華製藥	5	5	4.564	0.000***
中興通訊	1	1	0.915	0.402
科龍電器	2	1	4.873	0.002***

表 6: TVECM 模型: 門檻值的估計結果

公司名稱	門檻值		樣本數		
	上門檻	下門檻	下狀態	中間狀態	上狀態
青島啤酒	0.004	-0.007	644	480	719
寧滬高速	0.003	-0.005	402	285	443
北人股份	0.004	-0.009	633	444	768
交大科技	-0.009	-0.024	369	326	1148
廣船國際	-0.005	-0.017	404	363	1078
馬鋼股份	0.005	-0.009	570	654	622
上海石化	0.007	-0.015	372	921	552
江西銅業	0.002	-0.003	392	113	405
中國石化	0.001	-0.004	419	143	450
深高速	0.003	-0.004	378	149	389
南京熊貓	0.024	-0.024	284	1261	298
東方航空	0.011	-0.013	407	983	452
廣州藥業	-	-	-	-	-
華能國際	0.010	-0.014	179	510	241
海螺水泥	0.002	-0.016	149	360	383
皖通高速	-	-	-	-	-
儀征化纖	0.004	-0.007	701	379	765
南方航空	0.006	-0.010	179	175	201
創業環保	0.002	-0.005	749	286	810
華電國際	-	-	-	-	-
東方電機	0.004	-0.010	605	465	775
洛陽玻璃	0.014	-0.016	452	905	488
中海發展	-0.005	-0.015	183	139	489
兗州煤業	0.016	-0.016	329	1075	328
ST 東北電	0.006	-0.007	651	398	678
G 鞍鋼	0.015	-0.017	286	1220	314
經緯紡機	0.021	-0.021	294	1257	294
吉林化工	0.004	-0.014	454	676	711
新華製藥	-0.007	-0.015	423	251	1171
中興通訊	-	-	-	-	-
科龍電器	0.002	-0.010	405	387	647

表 7: Granger 因果關係檢定: TVECM 模型

公司名稱	狀態	落後期數	$H_0: H \text{ 股} \not\Rightarrow A \text{ 股}$		$H_0: A \text{ 股} \not\Rightarrow H \text{ 股}$	
			F 統計量	p 值	F 統計量	p 值
			門檻 Granger 因果關係			
青島啤酒	Upper	5	3.781	0.001***	0.997	0.426
	Middle	4	10.260	0.000***	1.393	0.225
	Lower	5	2.774	0.012**	1.677	0.124
寧滬高速	Upper	2	2.725	0.044**	1.393	0.244
	Middle	5	2.158	0.046**	0.697	0.653
	Lower	5	0.297	0.938	1.512	0.174
北人股份	Upper	3	3.579	0.007***	0.513	0.726
	Middle	1	0.629	0.534	0.534	0.586
	Lower	2	1.542	0.203	1.380	0.248
交大科技	Upper	5	1.479	0.182	6.352	0.000***
	Middle	5	3.157	0.005***	1.602	0.146
	Lower	5	2.301	0.033**	4.181	0.000***
廣船國際	Upper	5	6.863	0.000***	0.779	0.587
	Middle	1	9.914	0.000***	0.311	0.733
	Lower	5	1.991	0.065**	0.363	0.902
馬鋼股份	Upper	3	0.690	0.599	1.199	0.310
	Middle	3	11.558	0.000***	1.248	0.289
	Lower	4	6.618	0.000***	2.920	0.013**
上海石化	Upper	5	0.508	0.803	1.174	0.318
	Middle	3	6.516	0.000***	2.460	0.044**
	Lower	5	5.642	0.000***	2.461	0.024**
江西銅業	Upper	5	2.648	0.016**	1.029	0.406
	Middle	4	3.495	0.005***	0.575	0.719
	Lower	5	0.442	0.850	1.360	0.231
中國石化	Upper	1	11.640	0.000***	0.046	0.955
	Middle	4	7.756	0.000***	1.286	0.269
	Lower	1	17.135	0.000***	2.212	0.112
深高速	Upper	2	4.032	0.008***	0.314	0.816
	Middle	4	1.556	0.173	0.814	0.540
	Lower	1	2.025	0.134	0.052	0.950
南京熊貓	Upper	2	11.041	0.000***	1.618	0.184
	Middle	2	2.645	0.049**	0.873	0.455
	Lower	1	14.958	0.000***	3.333	0.036**
東方航空	Upper	5	3.376	0.003***	2.120	0.049**
	Middle	2	3.583	0.014**	1.563	0.197
	Lower	5	0.658	0.683	1.613	0.142
華能國際	Upper	3	0.602	0.662	2.369	0.052*
	Middle	5	3.740	0.001***	1.771	0.105
	Lower	3	0.812	0.519	1.381	0.241
海螺水泥	Upper	5	0.761	0.601	1.833	0.092*
	Middle	4	4.576	0.001***	0.268	0.930
	Lower	3	3.102	0.016**	2.099	0.082*

續接下頁

承接上頁

公司名稱	狀態	落後期數	$H_0: H \text{ 股} \not\Rightarrow A \text{ 股}$		$H_0: A \text{ 股} \not\Rightarrow H \text{ 股}$	
			F 統計量	p 值	F 統計量	p 值
儀征化纖	Upper	2	16.268	0.000***	1.537	0.203
	Middle	4	7.279	0.000***	0.589	0.709
	Lower	2	3.824	0.010***	2.194	0.088*
南方航空	Upper	4	1.233	0.294	2.539	0.029**
	Middle	3	1.811	0.131	2.087	0.087*
	Lower	5	1.994	0.069*	0.413	0.870
創業環保	Upper	5	2.623	0.016**	1.091	0.366
	Middle	5	1.771	0.103	0.744	0.614
	Lower	2	1.023	0.382	5.112	0.002***
東方電機	Upper	3	7.562	0.000***	1.554	0.185
	Middle	5	10.378	0.000***	0.498	0.810
	Lower	1	4.839	0.008***	2.479	0.085*
洛陽玻璃	Upper	1	8.899	0.000***	0.062	0.940
	Middle	1	4.645	0.010***	0.499	0.607
	Lower	1	3.299	0.038**	3.808	0.023**
中海發展	Upper	1	5.932	0.003***	1.081	0.340
	Middle	5	5.475	0.000***	0.555	0.766
	Lower	4	6.525	0.000***	2.402	0.038**
兗州煤業	Upper	5	3.250	0.004***	2.933	0.008***
	Middle	5	6.743	0.000***	0.296	0.939
	Lower	5	1.750	0.108	1.830	0.091*
ST 東北電	Upper	5	1.698	0.118	0.878	0.510
	Middle	2	2.144	0.094*	0.508	0.677
	Lower	5	1.145	0.335	0.928	0.474
G 鞍鋼	Upper	4	2.235	0.049**	2.175	0.055**
	Middle	2	19.852	0.000***	0.414	0.743
	Lower	5	6.801	0.000***	0.603	0.728
經緯紡機	Upper	5	2.384	0.027**	2.282	0.034**
	Middle	5	1.195	0.308	1.132	0.343
	Lower	5	1.175	0.318	0.967	0.447
吉林化工	Upper	4	14.223	0.000***	1.003	0.415
	Middle	1	55.437	0.000***	1.531	0.217
	Lower	1	3.616	0.028**	0.088	0.916
新華製藥	Upper	2	0.193	0.901	0.544	0.652
	Middle	4	0.227	0.951	0.617	0.687
	Lower	5	1.195	0.307	0.882	0.508
科龍電器	Upper	1	24.462	0.000***	1.897	0.151
	Middle	1	21.818	0.000***	1.619	0.200
	Lower	4	9.360	0.000***	1.321	0.254

符號“ $\not\Rightarrow$ ”代表“無 Granger 因果關係 (not Granger cause)”。

表 8: Granger 因果關係檢定: VECM 模型

公司名稱	落後期數	$H_0: H \text{ 股} \nRightarrow A \text{ 股}$		$H_0: A \text{ 股} \nRightarrow H \text{ 股}$	
		F 統計量	p 值	F 統計量	p 值
青島啤酒	3	2.805	0.024**	0.765	0.548
寧滬高速	3	0.692	0.597	1.493	0.202
北人股份	1	3.676	0.026**	1.709	0.181
交大科技	5	1.826	0.090*	10.899	0.000***
廣船國際	1	5.848	0.003***	1.954	0.142
馬鋼股份	4	1.683	0.135	2.833	0.015**
上海石化	1	3.995	0.019**	1.397	0.248
江西銅業	4	4.354	0.001***	2.282	0.045**
中國石化	2	10.844	0.000***	1.114	0.343
深高速	1	0.227	0.797	0.163	0.850
南京熊貓	1	0.540	0.583	0.867	0.420
東方航空	5	3.452	0.002***	1.435	0.197
廣州藥業	1	1.643	0.146	2.262	0.046**
華能國際	3	3.816	0.004***	1.865	0.114
海螺水泥	1	5.994	0.003***	3.111	0.045**
皖通高速	1	4.396	0.013**	2.951	0.053**
儀征化纖	2	4.526	0.004***	1.576	0.193
南方航空	1	2.528	0.081*	0.713	0.490
創業環保	2	0.804	0.492	2.078	0.101
華電國際	4	1.602	0.162	1.987	0.082*
東方電機	1	9.463	0.000***	1.639	0.195
洛陽玻璃	1	2.268	0.104	3.393	0.034**
中海發展	3	5.150	0.000***	2.882	0.022**
兗州煤業	5	2.856	0.009***	2.830	0.010***
ST 東北電	2	0.426	0.735	1.641	0.178
G 鞍鋼	2	5.523	0.001***	1.778	0.149
經緯紡機	3	2.785	0.025**	2.191	0.068*
吉林化工	1	5.514	0.004***	0.258	0.772
新華製藥	2	0.961	0.410	1.369	0.251
中興通訊	2	3.547	0.015**	1.374	0.252
科龍電器	1	2.173	0.114	0.498	0.608

表 9: Granger 因果關係檢定結果比較

公司名稱	$H_0: H \text{ 股} \nRightarrow A \text{ 股}$		$H_0: A \text{ 股} \nRightarrow H \text{ 股}$	
	TVECM 模型	VECM 模型	TVECM 模型	VECM 模型
青島啤酒	有	有	無	無
寧滬高速	有	無	無	無
北人股份	有	有	無	無
交大科技	有	有	有	有
廣船國際	有	有	無	無
馬鋼股份	有	無	有	有
上海石化	有	有	有	無
江西銅業	有	有	無	有
中國石化	有	有	無	無
深高速	有	無	無	無
南京熊貓	有	無	有	無
東方航空	有	有	有	無
廣州藥業	-	-	-	-
華能國際	有	有	有	無
海螺水泥	有	有	有	有
皖通高速	-	-	-	-
儀征化纖	有	有	有	無
南方航空	有	有	有	無
創業環保	有	無	有	無
華電國際	-	-	-	-
東方電機	有	有	有	無
洛陽玻璃	有	無	有	有
中海發展	有	有	有	有
兗州煤業	有	有	有	有
ST 東北電	有	無	無	無
G 鞍鋼	有	有	有	無
經緯紡機	有	有	有	有
吉林化工	有	有	無	無
新華製藥	無	無	無	無
中興通訊	-	-	-	-
科龍電器	有	無	無	無

說明:「廣州藥業」、「皖通高速」、「華電國際」及「中興通訊」等四家公司, 因其 A 股和 H 股股價為線性共整合關係, Granger 因果關係只以 VECM 模型分析, 故不列入門檻模型和線性模型結果的比較。