

股市週轉率、市場成熟度、 波動性與平均數復歸

Turnover Rate, Market Sophistication, Volatility, and Mean Reversion

張志向* *Chih-Shian Chang*

朝陽科技大學

Chaoyang University of Technology

90 年 2 月 9 日收稿、90 年 11 月 5 日第一次修改、91 年 4 月 21 日接受刊登

摘 要

本研究旨在探討週轉率、市場成熟度與波動性對平均數復歸程度之影響，我們對於包括一些主要工業化國家與新興市場在內的 27 個資本市場進行實證分析。主要實證結果如下：(1) 具有較低週轉率的股票市場，呈現出較高的平均數復歸趨勢。(2) 雖然部份股票市場呈現短期正自我相關及長期負自我相關；但是『高成熟度資本市場』大多呈現短期及長期均為負自我相關的現象。(3) 當分別使用標準差與變異係數作為高低波動性的分類標準時，兩者所獲得波動性與平均數復歸的關係具有明顯地差異。(4) 比較是否納入亞洲金融危機期間資料的研究結果發現，兩者之實證結果差異是相當有限的。

關鍵字：市場成熟度，波動性，週轉率，平均數復歸。

* 作者感謝匿名評審委員的寶貴意見與國立中正大學企管系鎮明常教授在資料蒐集方面的幫忙；並且誠摯地感謝國立中正大學財金系薛立言教授與游智賢教授對本文所給予的寶貴意見。

Abstract

The purpose of this paper is to explore the effects of turnover rate, market sophistication, and volatility on the degree of mean reversion. We analyze these effects for 27 equity markets including some major industrialized countries and emerging markets. Our results show that, firstly, the markets with lower turnover rates tend to have higher degree of mean reversion. Secondly, although some of the equity markets are positively autocorrelated in the short-term and negatively autocorrelated in the long-term, most of the matured and sophisticated markets are negatively autocorrelated both in the short-term and long-term. Thirdly, the empirical results using standard deviation as the proxy of return volatility are significantly different from those using coefficient of variation as the proxy of return volatility. Finally, these two findings, including and excluding the period of Asian financial crisis, are similar.

Keywords: turnover rate, market sophistication, volatility, mean reversion.

壹、導 論

自 30 年代開始已有許多文獻對效率市場 (efficient market) 提出反駁，特別是一些有關長期股票異常報酬現象的論點，更使得效率市場遭受到質疑；雖然有許多實證文獻提出有關異常報酬的研究結果，但是大多數文獻均歸納無法拒絕效率市場的結論，Fama (1998) 更進一步認為：『長期股票異常報酬現象主要是來自於偶然性與研究方法差異所造成的結果，並不會影響到效率市場的結論』。然而在股票市場效率性的研究領域中，有關股價行為的分析，一直扮演著重要的角色；其中探討長期股票報酬是否呈現平均數復歸 (mean reversion)？由於對投資理論與實務具有重要的意涵，已成為近年來價格行為相關文獻的研究重心。¹

平均數復歸是指當股票之市價與真實價值產生偏離時，投機客會進入股市買賣價格失衡的股票，此時股價將復歸至平均價格；因此，假若股票之市價被修正至真實價值，則在一段期間之後，股票報酬率將呈現負自我相關 (Poterba

¹ Fama (1991) 的研究亦指出：『既使股票報酬具有平均數復歸現象，也不能表示股票市場是無效率的』。

and Summers, 1988)。由於平均數復歸表示股票報酬變異數增加的速度小於股票持有期間增加的速度；亦即表示股票報酬存在可預測性、長期投資風險較短期投資風險低及反向 (contrarian) 策略可以獲得異常報酬 (沈中華、何中達與陳江明, 1995; Badrinath 與 Kini, 2001)。Balvers、Wu 與 Gilliland (2000) 以 18 個股票市場為實證對象的研究即發現：『能夠善用各國股市平均數復歸現象的反向投資策略，其績效是明顯優於持有策略 (buy-and-hold strategy) 與標準反向策略 (standard contrarian strategy)』。因此衡量股價變化之平均數復歸趨勢，即是衡量股價是否能充分反應所有資訊衝擊？以及股價變化是否具有可預測性？投資人可以根據股價行為特性，瞭解不同期間長度的投資風險，擬定適當的投資策略來獲得超額報酬。本研究藉由探討各國股市的平均數復歸現象，期能幫助於投資人瞭解各國股市的價格行為，以利於其國際投資之佈局，進而協助投資人進行風險管理與投資決策分析，以提昇國際投資組合之績效。

在股票異常報酬與其價格行為的相關研究文獻中，股價走勢是否符合平均數復歸現象？業已自 70 年代開始被廣泛的討論，但是有關平均數復歸之相關文獻研究結果，則呈現出相當分歧的情形。Jegadeesh (1991) 以美英兩國股市為實證研究對象發現，兩國股市均具有平均數復歸，但是平均數復歸效果集中在一月；國內學者顏錫銘 (1991) 亦發現臺灣股票週報酬存在強烈的平均數復歸；Beveridge 與 Oickle (1997) 則以加拿大股市作為實證對象，其研究結果亦發現加拿大股市具有平均數復歸；近期的研究，如 Cassano (1999) 與 Zemcik (2001) 亦證實資產報酬的平均數復歸現象，Chelley-Steeley (2001) 更進一步指出英國股市短期報酬具有平均數復歸，但是平均數復歸與企業規模之間關係僅具有微弱的相關性。然而，在另一方面，Cochran 與 Defina (1995b)、Serletis 與 Sondergard (1996) 與 Malliaropulos (1996) 則分別以美國、加拿大、英國股市為研究對象，其結果指出三國股市均不具有平均數復歸。根據前述的文獻可以得知，實證結果呈現相當分歧的結論，甚至出現相同股市研究卻獲致不同結論的矛盾現象，此矛盾現象實為一值得深入探討的課題，雖然研究期間與資料型態可能是實證結果不一致的因素，然而由於噪音交易者會對股市造成一定程度的衝擊，進而影響股價行為，所以噪音交易應是其重要原因之一。因此，藉由比較分析具有不同噪音交易活躍程度的各個市場價格行為，將有助於深入瞭解各個市場的平均數復歸現象。

許多早期文獻已探討噪音交易對股價行為的影響。Kupiece 與 Sharp (1991) 的研究發現：『當噪音交易者認知是異質性的來源時，股價波動性的模糊效果

會增加』。Hussman (1992) 及 Danthine 與 Moresi (1993) 的研究更指出：『噪音交易是造成股價變動呈現負相關的主要因素』。Brauer (1993) 則顯示：『由噪音交易者所造成的錯誤定價可以說明在 NYSE 與 AMEX 週報酬率變異數的 8.6%』。而 Cochran 與 Defina (1995a) 的研究發現：『自我相關的經濟變數可以產生股價報酬的自我相關，而噪音交易者和證券市場定價的無效率性是造成股價報酬呈現自我相關的另一原因』。從前述的文獻可以得知，噪音交易的確是造成股價呈現平均數復歸的重要原因之一。然而問題是應如何衡量噪音交易對股價變化的影響？乃是一有待解決的問題。根據前述文獻得知，利用分析股票報酬率之短暫 (transitory) 與恆常 (permanent) 成分，以及探討長期與短期股價報酬之自我相關，將有助於進一步瞭解噪音交易對平均數復歸與價格行為的影響。

哪些因素能夠反應市場中噪音交易的顯著程度？進而證實是否因為噪音交易的影響，而產生不同的平均數復歸情形？乃是一個值得深入探討的課題。當一個國家資本市場的成熟度愈高，表示市場中存在更多藉由詳盡分析來擬定投資策略的中長期投資人，而噪音交易者對其股價行為之影響將較為輕微。由於各國股市成熟度的不一致，因此各國股市之平均數復歸現象應有所不同。Richards (1996) 的研究發現：『資本規模較小的市場會比資本規模較大的市場具有更強烈的股價反轉 (reversal) 情形』。Grieb 與 Reyes (1999) 則指出拉丁美洲各國股市具有不同程度的非同步交易 (nonsynchronous trading) 與平均數復歸。除此之外，當一個資本市場存在較多噪音交易者，短線帽客活動熱絡且股價波動劇烈；因此，一個具有較高週轉率與波動性的資本市場，投資人可能對於利多或利空資訊過度反應，導致其股價產生平均數復歸。Sias、Starks 與 Ticnic (2001) 指出：『當噪音交易者在股市中扮演一個更加活躍的角色時，股票報酬將產生更高的波動性與更顯著的平均數復歸』。而 Nam、Pyum 與 Avarad (2001) 的研究更證實平均數復歸是跟『預測的未來波動性與同期的風險貼水改變之間反向關係』密切相關。因此，本研究透過分析具有不同週轉率、市場成熟度與波動性的股票市場之長期股價行為，將協助投資人瞭解主要國際資本市場之平均數復歸程度。

本文期能藉由對於 27 個不同特性的股票市場進行分析，瞭解這些市場的股價行為，以及其股票報酬的可預測性，並且根據實證研究結果，分析各地股票市場的效率性，以及市場特性差異與噪音交易 (noise trading) 對平均數復歸的影響，進而作為投資管理與決策之參考。本研究的主要目的是針對 27 個權

益市場，測量他們的平均數復歸與股票報酬短暫成份。本研究與早先文獻的主要不同在於：首先，我們主要是根據 Poterba 與 Summers (1988) 的建議：『噪音交易 (noise trading) 的適當代理變數可以是零股交易者 (odd-lot traders) 的購買淨額、股市的週轉率、投資俱樂部的參與程度和風險因子的指示 (例如：股票選擇權所隱含的事前波動性)』。因此，本研究使用股市週轉率當作噪音交易的代理變數，並且強調噪音交易對平均數復歸與股票報酬短暫成份的影響；並且探討具有較高週轉率的權益市場，是否表示其市場中存在較多的噪音交易？導致其呈現較高的平均數復歸趨勢？其次，由於 Poterba 與 Summers 也建議：『對於那些市場成熟度較低的資本市場，將呈現出較高的平均數復歸趨勢』。所以我們也分析本研究的實證結果是否證實 Poterba 與 Summers 的發現？此外，Bekaert 與 Harvey (1997) 認為：『資本市場的自由化，增加當地市場與全球市場股票報酬的相關性，但是並沒有增加當地市場的波動性』。由於資本市場成熟度與波動性的密切關係，本研究進一步分別分析資本市場成熟度與波動性對平均數復歸及股票報酬短暫成份的影響，並且探討具有較高波動性的股票市場，是否表示其市場中存在較多的噪音交易與較高的平均數復歸？最後，因為亞洲金融危機對於東亞各國股市產生巨大的衝擊 (雖然本研究所涵蓋的期間長度相當短)，為了避免亞洲金融危機影響本研究的結論，以及提昇實證結果的正確性，本文進一步分析『包括』及『未包括』亞洲金融危機期間的東亞各國股市實證結果。

本文藉由應用變異數比率檢定 (variance ratio test)，對 27 個股票市場測量其平均數復歸程度，然後根據 Poterba 和 Summers (1988) 的方法，分析股票報酬恆常與短暫成份之重要性。本文之主要架構如下：本文第二部份為介紹本研究所使用的方法與資料；第三部份為針對 27 個股票市場的實證研究結果，本研究著重於週轉率、資本市場成熟度與波動性對平均數復歸與股票報酬短暫成份之影響，以及亞洲金融危機對 9 個東亞股市實證結果的衝擊；第四部份為分析一些特別經濟事件與異常規則性行為對本文實證結果的影響，並且進一步在控制週轉率、成熟度與波動性中任二變數下，獨立分析單一變數的影響，以提昇研究結果的嚴謹性。最後則針對本研究的主要實證結果，提供結論與建議。

貳、資料與方法

一、資料

(一)資料來源

本研究選取樣本原則是以全球主要的股票市場為實證對象，而與早期文獻不同之處在於，早期文獻的實證對象偏重已開發國家的資本市場，本研究除了包括主要的已開發國家外，並選取較多的新興股票市場，以瞭解資本市場成熟度對平均數復歸的影響。本研究總共選取 27 個股票市場為實證對象，並使用其股價指數報酬率與週轉率的資料，來分析 27 個股票市場平均數復歸與噪音交易之情形。其中，股價指數報酬率之資料型式為月資料，而週轉率之資料型式為年資料。這 27 個股票市場包括：阿根廷、巴西、加拿大、智利、哥倫比亞、法國、德國、香港、印度、印尼、日本、約旦、南韓、馬來西亞、墨西哥、奈及利亞、巴基斯坦、菲律賓、葡萄牙、新加坡、瑞士、台灣、泰國、英國、美國、委內瑞拉及辛巴威。而股價指數報酬率之資料來源為教育部電算中心（AREMOS）及臺灣經濟新報（TEJ）資料庫，而週轉率之資料來源為新興股票市場紀實（Emerging Stock Markets Fact Book）。茲將本文研究樣本之基本統計量分析與資料期間加以整理如表 1 所示。²

27 個股票市場之股價報酬率的資料期間長度是不一致。其中，資料期間最長的是台灣，自 1967 年 2 月至 1998 年 6 月；加拿大、香港、日本、新加坡及美國的資料期間是自 1982 年 4 月至 1998 年 6 月；德國與瑞士的資料期間是自 1986 年 2 月至 1998 年 4 月；法國和英國的資料期間是自 1989 年 5 月至 1998 年 4 月；而資料期間最短的是印尼，自 1990 年 1 月至 1998 年 4 月；至於其他的 15 個股票市場，其資料期間均是從 1986 年 1 月至 1998 年 4 月。

27 個股票市場之週轉率的資料期間長度亦是不一致。其中有 4 個股票市場的資料期間是不連續的，這些股票市場包括：阿根廷與巴西，1991 年至 1995 年與 1997 年至 1998 年；菲律賓 1991 年至 1994 年與 1996 年至 1998 年；葡萄牙 1991 年至 1994 年與 1997 年至 1998 年。除此之外，智利與印

² 由於早期文獻已證實：『實證研究均會面臨小樣本問題（small sample problem）』。因此，本研究無可避免地亦會遭遇相同的問題。

尼的資料期間是 1990 年至 1998 年；印度、奈及利亞與辛巴威的資料期間是 1990 年至 1994 年；加拿大及瑞士的資料期間是 1993 年至 1998 年；哥倫比亞、約旦及巴基斯坦的資料期間是 1992 年至 1994 年；馬來西亞、墨西哥與委內瑞拉的資料期間，分別是 1992 年至 1998 年、1991 年至 1998 年與 1991 年至 1994 年；而其他 10 個股票市場，其資料期間均是 1988 年至 1998 年。³

(二)分類

根據表 1 的基本統計量分析，我們可以依據『週轉率』高低，將台灣、德國、南韓、瑞士、泰國及美國分類為『高週轉率』的股票市場，而奈及利亞、辛巴威、智利、哥倫比亞及巴基斯坦分類為『低週轉率』的股票市場；至於其他的股票市場，因為較不易分類，所以不在『週轉率』的討論範圍之內。

若就『資本市場成熟度』而言，根據國際貨幣基金（IMF）分類『已開發國家』與『開發中國家』的標準其中美國、英國、法國、加拿大、日本、德國、香港、新加坡及瑞士是屬於『已開發國家』；而其他 18 個股票市場是屬於『開發中國家』。因為就 18 個開發中國家而言，台灣與南韓之經濟發展與國民所得明顯優於其他 16 個國家，因此並不適宜根據前述原則，當作分類『資本市場成熟度』的標準。為了更進一步探討資本市場成熟度對平均數復歸的影響，本研究區分美國、英國、法國、加拿大、日本、德國及瑞士是屬於『高成熟度資本市場』，這些國家除瑞士外均屬於 G 7 工業國；並將香港、新加坡、台灣與南韓等亞洲四小龍區分為『中等成熟度資本市場』，而其他 16 個股票市場是屬於『低成熟度資本市場』。

若就『波動性』而言，本研究根據標準差與變異係數兩種指標來區分『波動性』的高低。就根據標準差作為區分『波動性』的標準，『高波動性』國家包括：巴基斯坦、阿根廷、巴西、委內瑞拉與法國；『低波動性』國家包括：辛巴威、加拿大、奈及利亞、美國及約旦。然而就根據變異係數作為區分『波動性』的標準，『高波動性』國家包括：印尼、新加坡、約旦、巴基斯坦與印度；『低波動性』國家包括：辛巴威、奈及利亞、巴西、墨西哥及智利。同樣地，至於其他的股票市場，因為較不易分類，所以不在『波動性』的討論範圍之內。

³ 由於早期文獻已證實：『實證研究均會面臨小樣本問題（small sample problem）』。因此，本研究無可避免地亦會遭遇相同的問題。

表 1 基本統計量分析

國 家	平均週轉率	平均報酬率	報酬率之標準差	變異係數	分 類
阿根廷	0.5811(91-95,97-98)	0.1178	0.3764	3.1952	LS,HV
巴西	0.4959(91-95,97-98)	0.1749	0.3335	1.9068	LS,HV,LC
加拿大	0.5184(93-98)	0.0086	0.0411	4.7791	HS,LV
智利	0.0921(90-98)	0.0281	0.0758	2.6975	LT,LS,LC
哥倫比亞	0.1287(92-94)	0.0248	0.1129	4.5524	LT,LS
法國	0.5157(88-98)	0.0223	0.1553	6.9641	HS,HV
德國	1.5185(88-98)	0.0081	0.0596	7.3580	HT,HS
香港	0.4868(88-98)	0.0139	0.0910	6.5468	MS
印度	0.4232(90-94)	0.0108	0.1181	10.9352	LS,HC
印尼	0.4537(90-98)	0.0053	0.0871	16.4340	LS,HC
日本	0.4192(88-98)	0.0054	0.0507	9.3889	HS
約旦	0.3007(92-94)	0.0037	0.0443	11.9730	LS,LV,HC
南韓	1.2971(88-98)	0.0100	0.0878	8.7800	HT,MS
馬來西亞	0.5225(92-98)	0.0103	0.0850	8.2524	LS
墨西哥	0.3885(91-98)	0.0504	0.1278	2.5357	LS,LC
奈及利亞	0.0106(90-94)	0.0273	0.0427	1.5641	LT,LS,LV,LC
巴基斯坦	0.1953(92-94)	0.0643	0.7111	11.0591	LT,LS,HV,HC
菲律賓	0.2657(90-94,96-98)	0.0236	0.1087	4.6059	LS
葡萄牙	0.4872(91-94,97-98)	0.0181	0.1165	6.4365	LS
新加坡	0.4167(88-98)	0.0052	0.0810	15.5769	MS
瑞士	0.9401(93-98)	0.0092	0.0516	5.6087	HT,HS,HC
台灣	3.2885(88-98)	0.0169	0.1039	6.1479	HT,MS
泰國	0.7655(88-98)	0.0125	0.0995	7.9600	HT,LS
英國	0.5345(88-98)	0.0115	0.0640	5.5652	HS
美國	0.6217(88-98)	0.0131	0.0442	3.3740	HT,HS,LV
委內瑞拉	0.2623(91-94)	0.0386	0.1888	4.8912	LS,HV
辛巴威	0.0514(90-94)	0.0273	0.0084	0.3077	LT,LS,LV,LC

註：1.括號內數字表示具有該市場週轉率的資料期間。

2.HT 表示高週轉率市場，LT 表示低週轉率市場。

3.HS 表示高成熟度市場，MS 表示中等成熟度市場，LS 表示低成熟度市場。

4.依據標準差分類標準，HV 表示高波動性市場，LV 表示低波動性市場。

5.依據變異係數分類標準，HC 表示高波動性市場，LC 表示低波動性市場。

至於在『亞洲金融危機』對東亞股市所造成的衝擊方面，本文之研究對象包括香港、印尼、日本、南韓、馬來西亞、菲律賓、新加坡、台灣及泰國等 9 個東亞股票市場。

二、研究方法

本研究主要採用變異數比率來檢定 27 個國家股票報酬率之短暫成份與平均數復歸現象。

Lo 與 Mackinlay (1988) 首先利用變異數比率來檢定股票報酬是否符合常態分配，Lo 與 Mackinlay 推導這變異數比率分配近似常態分配，茲將其說明如下：

$$\sqrt{nq} \left[\frac{\overline{\sigma}_q^2}{\overline{\sigma}_a^2} - 1 \right] \xrightarrow{a} N \left[0, \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right] \quad (1)$$

其中

$$\overline{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (r_k - r_{k-1} - \hat{\mu})^2$$

$$\overline{\sigma}_q^2 = \frac{1}{q(nq-q+1)} \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \sum_{k=q}^{nq} (r_k - r_{k-q} - q\hat{\mu})^2$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{2n} (r_{2n} - r_0)$$

r_k : 股票報酬率

$2n+1$: 觀察值個數

在變異數比率檢定中，虛無假設為符合隨機漫步，假若拒絕虛無假設，則效率市場假設是令人質疑的。

本研究主要利用 Poterba 與 Summers (1988) 之變異數比率檢定方法，探討股票報酬率之短暫成份與平均數復歸現象。茲將其說明如下：

我們檢查不同期間 (different horizons) 股票報酬率變異數對 12 個月股價報酬率變異數之比率。對月報酬率而言，這變異數比率的統計值為：

$$VR(k) = \frac{\text{var}(R_t^k)}{k} \bigg/ \frac{\text{var}(R_t^{12})}{12} \quad (2)$$

其中

股市週轉率、市場成熟度、波動性與平均數復歸

$$R_t^k = \sum_{i=0}^{k-1} R_{t-i}$$

R_t : 在 t 月的總報酬

從 (2) 式可以得知，假若跨期股票報酬率是無相關，則 $VR(k) = 1$ 。但是在 $k > 12$ 情形下，假若股票報酬率受到短暫因子的影響，則在一段落後期間之後， $VR(k) < 1$ 且具有負的自我相關；反之，若 $VR(k) > 1$ ，則具有正的自我相關。而若在 $k < 12$ 情形下，若 $VR(k) < 1$ ，具有正的自我相關；反之，若 $VR(k) > 1$ ，則具有負的自我相關。

根據 Cochrane (1988) 的主張：『 k 期報酬率變異數與 k 倍 1 期報酬率變異數的比例，相當於樣本自我相關的線性組合』。因此 (2) 式可改寫如下：

$$VR(k) \cong 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left(\frac{k-j}{k} \right) \hat{\rho}_j - 2 \sum_{j=1}^{11} \left(\frac{12-j}{12} \right) \hat{\rho}_j \quad (3)$$

其中

$\hat{\rho}_j$: 第 j 階自我相關

從 (3) 式中可以得知，本研究隨著期數增加，放置遞減的權重在第 j 階自我相關上。

在另一方面，本研究進一步利用變異數比率來測量短暫價格成份的顯著性。

假若股票價格取對數值可以被視為恆常及短暫成份的總和，這恆常成份服從隨機漫步，這短暫成份服從穩態過程 (stationary process)，則根據前述的假設，這 T 期報酬的變異數如 (4) 所示：

$$\sigma_T^2 = T \sigma_\varepsilon^2 + 2(1 - \rho_T) \sigma_u^2 \quad (4)$$

其中

σ_ε^2 : 恆常價格成份之誤差項 (innovations) 的變異數

σ_u^2 : 穩態成份的變異數

ρ_T : T 期穩態成份之自我相關

並且定義：

σ_R^2 ：一期報酬率之變異數

$VR(T)$ ：T 期報酬率之變異數對一期報酬率之變異數的比率

而 σ_ε^2 及 σ_u^2 的估計值如 (5) - (6) 所示：

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{\sigma_R^2 [VR(T)(1 - \rho_T)T - VR(T')(1 - \rho_T)T']}{(1 - \rho_T)T - (1 - \rho_T)T'} \quad (5)$$

$$\sigma_u^2 = \frac{\sigma_R^2 T' [VR(T) - VR(T')]T}{2[(1 - \rho_T)T' - (1 - \rho_T)T]} \quad (6)$$

根據 Poterba 與 Summers (1988) 的看法，本研究可以估計短暫成份的變異數 (σ_u^2) 及短暫成份對報酬變化的貢獻比例 ($1 - \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_R^2$)。

參、實證研究結果

在這一部份，我們使用股價月報酬率資料，對 27 個股票市場進行實證分析。表 2 呈現 27 個股票市場之變異數比率；表 3 則呈現 27 個股票市場之股價報酬的恆常與短暫成份。為了計算股價報酬的恆常與短暫成份，本研究採用 Poterba 與 Summers (1988) 的方法，分別假設 ρ_{12} 等於 0、0.35 與 0.70，以及 ρ_{96} 等於 0、0.15 與 0.30。此外，為了考量亞洲金融危機的影響，我們根據是否包括亞洲金融危機期間的資料，對東亞 9 個股票市場進行分析，其變異數比率檢定的結果被呈現在表 4，而股票報酬恆常與短暫成份的結果被呈現在表 5。更進一步地，為了比較週轉率、成熟度、波動性與亞洲金融危機對平均數復歸的影響，本研究利用相等權重方法，計算高低週轉率、高中低成熟度與高低波動性，以及是否包括亞洲金融危機期間資料的平均變異數比率，並將其描繪於圖 1 至圖 5。

一、基本統計量分析

我們利用股價月報酬率與年週轉率對 27 個股票市場進行實證分析。其年平均週轉率、月平均股價報酬率、股價報酬率之標準差、股價報酬率之變異係數與分類情形被呈現在表一。其中，27 個股票市場之股票報酬率的樣本數，最少為 100，最多為 377。

根據表 1，我們發現臺灣、德國、南韓、瑞士、泰國和美國有最高的週轉

率，其週轉率分別為 3.2885、1.5185、1.2971、0.9401、0.7655 和 0.6217，而且阿根廷、英國、馬來西亞、加拿大和法國的週轉率均超過 0.5；但是奈及利亞、辛巴威、智利、哥倫比亞和巴基斯坦的週轉率均小於 0.2。因此本研究發現，對於較低資本市場成熟度的股票市場，表現出較低週轉率的趨勢。更進一步地，我們推論週轉率與資本市場成熟度呈現負相關的原因在於，較高成熟度股票市場的股市交易較為熱絡且成交量遠大於低度成熟股票市場，因而導致其股票市場具有較高的週轉率。然而，有一點值得注意的是，對於臺灣、韓國、泰國、阿根廷和馬來西亞，其較高的週轉率可能是來自於資本市場中較高投機活動及投資人換股操作特別頻繁所致，並非來自於其資本市場成熟度較高。

表 1 也顯示巴西、阿根廷、巴基斯坦、墨西哥、委內瑞拉和智利有最高的股票月報酬率，而他們的股票月報酬率分別是 0.1749、0.1178、0.0643、0.0504、0.0386 及 0.0281，其中除了巴基斯坦之外，他們全部都是中南美洲國家；然而約旦、新加坡、印尼、德國與加拿大有最低的股票月報酬率，其中除了德國與加拿大之外，他們全部都是亞洲國家；值得特別注意的是，6 個七大工業國(G7)成員國家的股票月報酬率是低於新興國家的股票月報酬率；所以研究結果發現，對於較高資本市場成熟度的股票市場，表現出較低股票月報酬率的趨勢；而且中南美洲股票市場的報酬率明顯高於亞洲股票市場。分析其原因，新興國家的股票報酬高於 6 個七大工業國的原因，可能是因為投資新興國家的股市，其風險遠高於 6 個七大工業國的股市，所以投資人要求較高的風險貼水。至於造成中南美洲股票市場報酬率明顯高於亞洲股票市場的原因，可能是由於亞洲金融危機造成亞洲股市，特別是東亞股市全面翻黑，導致亞洲股票市場的月報酬率較低。

本研究分別使用標準差和變異係數來測量 27 個股票市場之股票報酬率波動性。根據標準差，巴基斯坦、阿根廷、巴西、委內瑞拉和法國有最高的股價報酬率標準差，其標準差分別是 0.7111、0.3764、0.3335、0.1888 和 0.1553。然而，辛巴威、加拿大、奈及利亞、美國和約旦有最低的股票報酬率標準差，其標準差分別是 0.0084、0.0411、0.0427、0.0442 和 0.0443；此外，我們發現墨西哥和哥倫比亞的標準差皆超過 0.11，由此可推論除了智利之外，中南美洲國家傾向有較高標準差；因此本研究之實證結果與風險—報酬正向關係是一致的，具有較高風險的股票市場，投資人會要求較高的風險貼水。在另一方面，根據變異係數，印尼、新加坡、約旦、巴基斯坦和印度有最高的變異係數，其變異係數值均超過 10；然而辛巴威、奈及利亞、巴西、墨西哥和智利有最低的

變異係數，其變異係數值均小於 3。研究發現使用標準差和變異係數測量股票報酬的波動性，將產生顯著的差異；由於變異係數可以判定兩個不同母體股票報酬的變化，所以應用變異係數測量股票報酬的波動性，將是較標準差更為合理。

二、週轉率的影響

本研究利用 27 個股票市場之月報酬率資料，計算每個股票市場之變異數比率，並將其呈現在表 2；除此之外，本研究也採用 Poterba 與 Summers (1988) 的建議，在假設 ρ_{12} 等於 0、0.35 與 0.70，以及 ρ_{96} 等於 0、0.15 與 0.30 的情況下，計算 27 個股票市場之股價報酬的恆常與短暫成份，並將其呈現在表 3。

根據表 2，在這些高週轉率股票市場中，臺灣與南韓呈現短期（小於 12 個月）正自我相關與長期（大於 12 個月）負自我相關，但是對於落後 24 個月和 36 個月，其變異數比率仍呈現正自我相關，意即臺灣與南韓的股票市場在遭遇資訊衝擊 (shock) 後，需要較長的時間（落後 36 個月），才呈現出平均數復歸的情形。德國和美國則呈現短期及長期均為負自我相關的情形；瑞士則呈現短期正自我相關與長期負自我相關。在另一方面，對於低週轉率的股票市場，哥倫比亞和辛巴威呈現短期正自我相關與長期負自我相關；智利和巴基斯坦，分別在後落 72 個月和 6 個月起呈現負自我相關。奈及利亞則在落後 1 個月與 24 個月呈現正自我相關，其餘各期間之變異數比率均為負自我相關。

表 3 顯示股票報酬之恆常與短暫成份。從表 3 中可以發現，對於那些高週轉率的市場，短暫成份可以說明台灣與南韓股票報酬變異數之比例較低，其中對於臺灣，短暫成份可以說明之比例，介於 15.2% 到 38.6% 之間，而南韓為介於 21.6% 到 34.7% 之間；但是短暫成份可以說明德國、瑞士與美國股價報酬變異數之比例較高，分別是德國是 94.2% 到 100% (Tr 之值大於或等於 1)，瑞士是 98.7% 到 100%，美國是 93.9% 到 100%。然而對於那些低週轉率的市場，短暫成份可以說明哥倫比亞、巴基斯坦與辛巴威股票報酬變異數之比例達到 100%，並且分別說明智利和奈及利亞股票報酬變異數之比例為 71.3% 到 100%，以及 42.4% 到 100%。

本研究進一步依據相等權重方法，計算高週轉率與低週轉率股票市場的平均變異數比率，並將其描繪於圖 1。從圖 1 中可以得知，不論高週轉率或低週轉率股票市場，均呈現短期正自我相關及長期為負自我相關現象，而且低週轉率股票市場在短期即呈現明顯地正自我相關；而在高週轉率股票市場方面，其

短期正自我相關情形較不明顯，並且自落後 36 個月起，才呈現較明顯的負自我相關。此外，圖 1 的結果也顯示，低週轉率股票市場比高週轉率股票市場，具有稍高的平均數復歸的現象。

根據表 1、表 2 及圖 1 的研究結果，在週轉率對於平均數復歸的影響方面，整體而言，本研究可以歸納下列的結論：首先，雖然不論高週轉率或低週轉率股票市場，均呈現出符合 Poterba 與 Summers (1988) 的發現：『短期正自我相關及長期為負自我相關現象』；但是短暫成份對於低週轉率的市場，可以說明較高的股票報酬變異數比例；而且研究結果並沒有呈現出較高週轉率市場具有較高平均數復歸的趨勢，反而是低週轉率市場具有稍高平均數復歸，這些結果似乎違背具有較多噪音交易會有較高平均數復歸的假設。分析其可能原因有二，一是本研究根據 Poterba 與 Summers (1988) 建議所使用週轉率，並不是噪音交易的一個優越代理變數，導致違背具有較多噪音交易會有較高平均數復歸的假設；另一可能原因為受到資本市場規模、熱絡情況與成熟度的影響，由於高週轉率市場大多為規模較大、交易較熱絡與成熟度較高的股票市場，將這些市場與成熟度較低的股票市場進行比較，無法正確地反應出週轉率對平均數復歸的影響。其次，值得特別注意的是，對於高週轉率的權益市場，臺灣與南韓在變異數比率及短暫成份解釋股票報酬變異數之比例上是類似的；德國、瑞士與美國在短暫成份解釋股票報酬變異數之比例上，以及德國與美國在變異數比率方面均是相近的；由於德國、瑞士與美國在資本市場成熟度是明顯高於臺灣與南韓，因此本研究推論資本市場成熟度對變異數比率及短暫成份解釋股票報酬變異數之比例具有重要影響力。

三、資本市場成熟度的影響

從表 2 中可以得知，在『高成熟度資本市場』方面，除了瑞士與加拿大之外，其餘高成熟度資本市場呈現短期及長期均為負自我相關的現象；瑞士呈現短期正自我相關與長期負自我相關；加拿大則呈現自落後 6 個月起為負自我相關的情形。

表 2 27 個股票市場報酬率之變異數比率

國 家	1 個月	6 個月	24 個月	36 個月	48 個月	60 個月	72 個月	84 個月	96 個月
阿根廷 (86/01~98/04)	0.3326	0.7058	1.5625	1.8989	1.9398	1.7312	1.3305	0.7991	0.3101
巴西 (86/01~98/04)	0.3900	0.6516	1.2989	1.3897	1.1016	0.8946	0.7583	0.5427	0.2564
加拿大 (82/04~98/06)	0.9909	1.0135	0.5345	0.6227	0.5484	0.6309	0.4295	0.3576	0.1765
智利 (86/01~98/04)	0.6510	0.8184	1.1559	1.0786	1.0161	1.0937	0.9168	0.4102	0.2887
哥倫比亞 (86/01~98/04)	0.6310	0.9870	0.6102	0.5968	0.3510	0.1624	0.0979	0.0646	0.1015
法國 (89/05~98/04)	1.0814	1.0440	0.8007	0.6566	0.3399	0.0312	0.0327	0.0278	0.0059
德國 (86/02~98/04)	1.1153	1.0425	0.7775	0.4398	0.2968	0.3863	0.3355	0.2194	0.1815
香港 (82/04~98/06)	1.8125	1.3962	0.6885	0.5791	0.5065	0.2167	0.1519	0.0718	0.1369
印度 (86/01~98/04)	1.0487	0.9373	1.4312	1.6389	1.7083	1.4522	0.9464	0.3630	0.1087
印尼 (90/01~98/04)	0.9783	1.2354	0.8428	0.4873	0.3604	0.3060	0.1419	0.0397	0.0356
日本 (82/04~98/06)	1.1477	1.0539	0.6108	0.6125	0.5843	0.5120	0.4271	0.2041	0.1477
約旦 (86/01~98/04)	2.1139	1.3383	0.5424	0.4849	0.4139	0.3096	0.1960	0.1301	0.0364
南韓 (86/01~98/04)	0.9570	0.8403	1.3900	1.2743	0.7413	0.3627	0.3393	0.5467	0.7812
馬來西亞 (86/01~98/04)	1.1327	1.1765	0.5710	0.4558	0.4211	0.2388	0.2432	0.2946	0.3526
墨西哥 (86/01~98/04)	0.5547	0.8217	0.8108	0.7856	0.8101	0.8610	0.7897	0.5588	0.4961
奈及利亞 (86/01~98/04)	0.4020	1.0010	1.0295	0.7188	0.5006	0.3571	0.4746	0.5243	0.3275
巴基斯坦 (86/01~98/04)	0.9370	1.0042	0.8806	0.7777	0.6621	0.4995	0.3574	0.2509	0.0252
菲律賓 (86/01~98/04)	0.9966	1.1268	0.5829	0.5517	0.5450	0.3323	0.3504	0.3312	0.4872
葡萄牙 (86/01~98/04)	0.7587	0.7780	0.7193	0.4864	0.4608	0.3487	0.1981	0.1809	0.2538
新加坡 (82/04~98/06)	1.2608	1.0892	0.6724	0.4621	0.3664	0.2132	0.1753	0.2036	0.2602
瑞士 (86/01~98/04)	0.7558	0.9577	0.7648	0.6138	0.4929	0.6294	0.4856	0.2429	0.1337
台灣 (67/02~98/06)	0.7593	0.9158	1.1016	1.0912	0.9997	0.8660	0.8256	0.7887	0.6887
泰國 (86/01~98/04)	0.7777	0.8033	1.1125	1.0014	0.8640	0.6132	0.6235	0.7873	0.7245
英國 (89/05~98/06)	1.1978	1.1065	0.6938	0.4303	0.1256	0.1876	0.2020	0.2138	0.0297
美國 (82/04~98/06)	1.3909	1.1191	0.7392	0.5765	0.4635	0.4371	0.2689	0.2755	0.1993
委內瑞拉 (85/02~98/04)	0.5967	0.7985	1.0823	0.7716	0.4132	0.2442	0.2723	0.2181	0.1190
辛巴威 (86/01~98/04)	0.3520	0.7523	0.6517	0.2804	0.3558	0.2208	0.0529	0.1102	0.0229

註：括號內數字表示具有該市場股票報酬率的資料期間。

表 3 27 個股票市場報酬率之恆常與短暫成份

國 家	$\rho_{12} = 0.0$		$\rho_{12} = 0.35$		$\rho_{12} = 0.35$		$\rho_{12} = 0.35$		$\rho_{12} = 0.70$		$\rho_{12} = 0.70$		$\rho_{12} = 0.70$	
	$\rho_{96} = 0.0$		$\rho_{96} = 0.0$		$\rho_{96} = 0.15$		$\rho_{96} = 0.30$		$\rho_{96} = 0.0$		$\rho_{96} = 0.15$		$\rho_{96} = 0.30$	
	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr
阿根廷 (86/01-98/04)	2.015	0.364	3.358	0.562	3.242	0.473	3.134	0.390	10.08	1.549	2.170	1.205	8.297	0.922
巴西 (86/01-98/04)	1.454	0.615	2.423	0.797	2.340	0.715	2.262	0.639	7.270	1.705	1.566	1.388	5.987	1.128
加拿大 (82/04-98/06)	0.010	0.937	0.016	1.016	0.015	0.981	0.015	0.948	0.048	1.410	0.010	1.273	0.040	1.160
智利 (86/01-98/04)	0.043	0.713	0.072	0.817	0.069	0.770	0.067	0.727	0.215	1.337	0.046	1.156	0.177	1.007
哥倫比亞 (86/01-98/04)	0.124	1.043	0.207	1.178	0.200	1.117	0.194	1.061	0.622	1.856	0.134	1.620	0.513	1.426
法國 (89/05-98/04)	0.152	1.126	0.253	1.213	0.245	1.174	0.236	1.137	0.760	1.651	0.164	1.499	0.626	1.373
德國 (86/02-98/04) ^a	0.018	0.942	0.030	1.012	0.029	0.981	0.028	0.951	0.089	1.361	0.019	1.240	0.074	1.139
香港 (82/04-98/06)	0.027	0.993	0.045	1.038	0.043	1.018	0.042	0.999	0.135	1.265	0.029	1.186	0.111	1.121
印度 (86/01-98/04)	0.081	1.018	0.136	1.099	0.131	1.063	0.126	1.029	0.407	1.504	0.088	1.363	0.335	1.246
印尼 (90/01-98/04)	0.051	1.104	0.086	1.198	0.083	1.156	0.080	1.117	0.257	1.668	0.055	1.504	0.211	1.370
日本 (82/04-98/06)	0.012	0.968	0.013	0.991	0.016	1.008	0.016	1.013	0.036	1.315	0.027	1.107	0.025	1.160
約旦 (86/01-98/04)	0.006	1.048	0.010	1.091	0.010	1.072	0.010	1.054	0.031	1.308	0.007	1.233	0.025	1.170
南韓 (86/01-98/04)	0.012	0.216	0.020	0.238	0.019	0.228	0.019	0.219	0.060	0.347	0.013	0.309	0.050	0.278
馬來西亞 (86/01-98/04)	0.028	0.770	0.047	0.825	0.046	0.800	0.044	0.778	0.141	1.097	0.030	1.002	0.116	0.924
墨西哥 (86/01-98/04)	0.102	0.235	0.170	0.322	0.164	0.283	0.158	0.247	0.509	0.755	0.110	0.604	0.419	0.480
奈及利亞 (86/01-98/04)	0.021	0.424	0.035	0.583	0.034	0.512	0.033	0.445	0.104	1.381	0.023	1.103	0.086	0.874
巴基斯坦 (86/01-98/04)	3.608	1.122	6.013	1.221	5.805	1.176	5.612	1.135	18.04	1.716	3.885	1.544	14.85	1.401
菲律賓 (86/01-98/04)	0.042	0.585	0.070	0.634	0.067	0.612	0.065	0.591	0.309	0.879	0.045	0.793	0.172	0.723
葡萄牙 (86/01-98/04)	0.092	0.806	0.153	0.900	0.147	0.858	0.142	0.818	0.457	1.368	0.099	1.205	0.377	1.070
新加坡 (82/04-98/06)	0.026	0.877	0.044	0.933	0.042	0.908	0.041	0.885	0.132	1.213	0.028	1.115	0.109	1.035
瑞士 (86/01-98/04)	0.021	0.987	0.035	1.096	0.034	1.047	0.033	1.001	0.104	1.642	0.023	1.452	0.086	1.295
台灣 (87/02-98/06)	0.030	0.152	0.051	0.191	0.049	0.173	0.047	0.157	0.152	0.386	0.033	0.318	0.125	0.262
泰國 (86/01-98/04)	0.024	0.119	0.040	0.153	0.039	0.138	0.037	0.123	0.120	0.321	0.026	0.263	0.099	0.214
英國 (89/05-98/06)	0.022	1.091	0.037	1.168	0.036	1.133	0.035	1.101	0.112	1.554	0.024	1.419	0.092	1.309
美國 (82/04-98/06)	0.008	0.939	0.013	0.994	0.012	0.969	0.012	0.946	0.039	1.268	0.008	1.172	0.032	1.094
委內瑞拉 (85/02-98/04)	0.361	1.012	0.602	1.152	0.581	1.089	0.561	1.030	1.805	1.855	0.389	1.610	1.486	1.409
辛巴威 (86/01-98/04)	0.149	1.332	0.248	1.596	0.239	1.477	0.231	1.367	0.743	2.918	0.160	2.457	0.612	2.078

註：Tr = $\frac{1}{\sigma_u^2}$

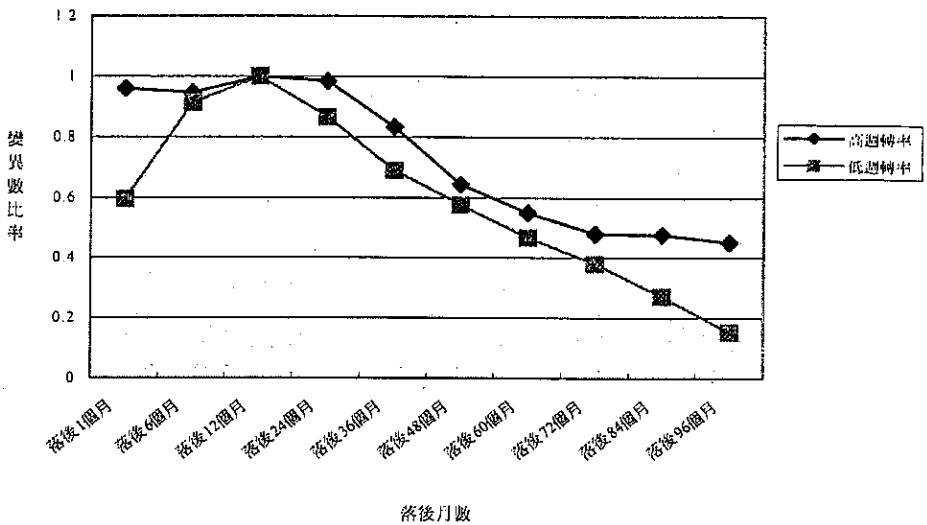


圖 1 高週轉率與低週轉率市場之變異數比率

在『中等成熟度資本市場』方面，香港與新加坡呈現短期及長期均為負自我相關的現象；台灣與南韓則呈現自落後 48 個月起為負自我相關。而在『低成熟度資本市場』方面，約旦與馬來西亞呈現短期及長期均為負自我相關的情形；巴基斯坦及菲律賓均呈現自落後 6 個月起為負自我相關；哥倫比亞、墨西哥、葡萄牙和辛巴威呈現短期正自我相關及長期負自我相關的情形。至於其他『低成熟度資本市場』，則呈現較不規則的情形，除了印尼在落後 1 個月呈現正自我相關，以及自落後 6 個月起呈現負自我相關之外，其大致上呈現極長期（大於落後 72 個月）為負自我相關，以及極短期（小於落後 6 個月）為正自我相關，而在落後 6-72 個月，則顯示出部份變異數比率大於 1 的情形。

根據表 3 中可以得知，在『高成熟度資本市場』方面，短暫成份幾乎可以解釋股票報酬率變異數之比例接近 100%。在法國和英國，短暫成份可以解釋股票報酬率變異數之比例為 100%；加拿大、德國、日本、瑞士與美國，短暫成份可以解釋股票報酬率變異數之比例分別為 93.7%到 100%、94.2%到 100%、96.8%到 100%、98.7%到 100%和 93.9%到 100%。在『中等成熟度資本市場』方面，香港、新加坡、南韓與台灣短暫成份可以解釋股票報酬率變異數之比例分別為 99.3%到 100%、87.7%到 100%、21.6%到 34.7%和 15.2%到 38.6%。在另一方面，對於『低成熟度資本市場』，除了墨西哥、菲律賓與泰國之外，其

他的『低成熟度資本市場』，短暫成份幾乎可以解釋股票報酬率變異數之比例接近 100%。然而墨西哥、菲律賓、臺灣與泰國，短暫成份可以解釋股票報酬率變異數之比例分別為 23.5%到 75.5%、58.5%到 87.9%與 11.9%到 32.1%。

同樣地，本研究依據相等權重方法，計算高成熟度與低成熟度股票市場的平均變異數比率，並將其描繪於圖 2。從圖 2 中可以獲得一特別結果：『高成熟度與中等成熟度股票市場顯示出短期及長期均為負自我相關的現象；而低成熟度股票市場反而顯示出短期正自我相關與長期負自我相關的現象』。而且高成熟度股票市場呈現出具有較高平均數復歸的趨勢。其中，高成熟度與中等成熟度的股票市場，自落後 1 個月起即呈現負自我相關，而低成熟度股票市場自落後 24 個月起呈現負自我相關的現象。

依據前述的研究結果，本研究獲得下列結論：首先，雖然部份資本市場能符合 Poterba 與 Summers (1988) 的發現：『股票報酬呈現短期正自我相關及長期負自我相關』。特別是對於『低成熟度資本市場』，較能符合 Poterba 與 Summers (1988) 的發現。但是在『高成熟度資本市場』與『中等成熟度資本市場』大多呈現短期及長期均為負自我相關的現象。分析本文研究結果與 Poterba 與 Summers (1988) 結論不同之原因，應是來自於 Poterba 與 Summers 為較早期的研究，經過 10 餘年後，這些『高成熟度資本市場』與『中等成熟度資本市場』(亦是 Poterba 與 Summers 的實證對象)的效率性明顯提昇，其股票報酬呈現短期及長期均為負自我相關的情形，意即股票報酬率在遭遇短暫因子影響後，在極短期間內，訊息較靈敏的投資人(特別是法人或以投機為目的之投資人)即會進入市場買賣價格失衡的股票，此時股價將迅速復歸至平均價格，因此『高成熟度資本市場』與『中等成熟度資本市場』將是更符合效率市場的假設，反而是那些『低成熟度資本市場』，其市場效率性較低，必須在較長的一段期間後，股票報酬率才會顯示負自我相關，因而呈現短期正自我相關及長期負自我相關的情形。其次，實證結果並未呈現如 Poterba 與 Summers 所推論之較低成熟度的資本市場傾向於較高平均數復歸的情形；這原因可能是由於 Poterba 與 Summers 的研究中，大部份是已開發國家，而本研究之實證對象包括主要已開發國家及更多開發中國家所致。再其次，研究結果發現，當假設短暫成份的持續性增加時，短暫成份的標準差與解釋股票報酬率變異數之比例將增加，這一點是符合 Poterba 與 Summers 的發現。最後，我們發現『低成熟度資本市場』，短暫成份可以解釋較高的股票報酬率變異數比例，此亦表示短暫成份對於『低成熟度資本市場』的股票報酬率，具有關鍵性的影響。

四、股票報酬波動性之影響

從表 2 中可以得知，在根據標準差作為高低波動性分類標準方面，對於高波動性之股票市場，法國表現出短期與長期均為負自我相關；巴基斯坦呈現自落後 6 個月起為負自我相關的情形；委內瑞拉則顯示在落後 1-24 個月是正自我相關，其餘變異數比率是負自我相關。然而阿根廷和巴西則分別顯示，在落後超過 84 與 60 個月才呈現負自我相關的情形。至於低波動性之股票市場，辛巴威呈現短期正自我相關與長期負自我相關；加拿大與奈及利亞自落後 6 個月起呈現負自我相關，但是奈及利亞在落後 24 個月仍為正自我相關；約旦與美國自落後 1 個月起呈現負自我相關。

根據表 3 內容，假若根據標準差區分波動性高低，對於高波動性之股票市場，短暫成份可以說明法國、巴基斯坦和委內瑞拉之股票報酬變異數比例為 100%；而短暫成份可以分別說明阿根廷和巴西之股票報酬變異數比例為 36.4%到 100%和 61.5%到 100%。對於低波動性之股票市場，短暫成份可以說明約旦與辛巴威之股票報酬變異數比例為 100%；並且可以分別說明加拿大、奈及利亞和美國之股票報酬變異數比例為 93.7%到 100%、42.4%到 100%和 93.9%到 100%。

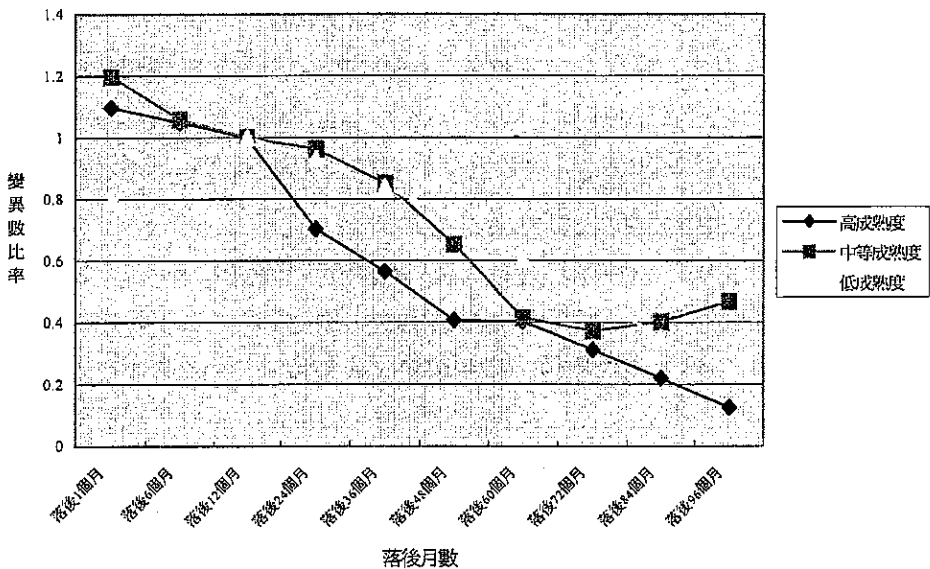


圖 2 不同成熟度市場之變異數比率

本研究依據相等權重方法，根據標準差作為高低波動性分類標準，計算高波動性與低波動性股票市場的平均變異數比率，並將其描繪於圖 3。從圖 3 中可以得知，平均而言，高波動性的股票市場，呈現出短期正自我相關，以及自落後 48 個月起為負自我相關的情形，而低波動性股票市場則呈現短期及長期均為負自我相關的現象。而且，從圖三的結果也可以得知，低波動性股票市場明顯地比高波動性股票市場，具有較高的平均數復歸趨勢。

在另一方面，從表 2 中亦可以得知，就根據變異係數作為高低波動性分類標準方面，對於高波動性之股票市場，約旦與新加坡呈現自落後 1 個月起為負自我相關；而巴基斯坦與印尼自落後 6 個月起為負自我相關；印度則呈現落後 6-60 個月為正自我相關，其餘變異數比率為負自我相關。除此之外，對於低波動性之股票市場，墨西哥和辛巴威在每一個落後期間之變異數比率均小於 1；巴西與智利分別顯示在落後 1-48 個月與 1-60 個月為正自我相關，其餘期間之變異數比率均為負自我相關；奈及利亞則表現出除了落後 1 個月及 24 個月為正自我相關外，其餘期間之變異數比率均為負自我相關。

根據表 3 內容，假若根據變異係數區分波動性高低，對於高波動性之股票市場，短暫成分幾乎可以說明股票報酬變異數比例的 100%。印度、印尼、約旦與巴基斯坦，短暫成分可以說明股票報酬變異數比例的 100%；而在新加坡短暫成分可以說明股票報酬變異數的比例介於 87.7%到 100%之間。至於在低波動性股票市場方面，除了辛巴威以外，短暫成分可以說明股票報酬變異數的比例較高波動性之股票市場為低。巴西、智利、墨西哥和奈及利亞分別可以說明股票報酬變異數比例為 61.5%到 100%、71.3%到 100%、23.5%到 75.5%和 42.4%到 100%。

相同地，本研究亦依據相等權重方法，根據變異係數作為高低波動性的分類標準，計算高波動性與低波動性股票市場的平均變異數比率，並將其描繪於圖 4。比較圖 3 及圖 4 可以發現一特殊現象，當使用不同的高低波動性分類標準時，其所獲得結果是具有相當高程度的差異。從圖四的結果可以得知，高波動性的股票市場，呈現出短期及長期均為負自我相關的情形；而低波動性股票市場則呈現出符合 Poterba 與 Summers 的結果，呈現出短期為正自我相關及長期為負自我相關的現象。此外，從圖四的結果也發現，高波動性股票市場明顯地比低波動性股票市場，具有更高的平均數復歸趨勢。

總而言之，在股票報酬波動性對平均數復歸的影響方面，我們可以獲得下列結論：首先，假若根據變異係數作為高低波動性的分類標準，其短暫成分對

於低波動性之股票市場，將說明較小的股票報酬變異數比例。其次，當使用不同的高低波動性分類標準時，其所獲得波動性與平均數復歸的關係是具有相當高程度差異；就根據標準差作為高低波動性的分類標準而言，實證結果並不支持愈高波動性市場有愈高平均數復歸的結論；這可能是因為具有較高標準差的股票市場，投資人（特別是以投機為目的投資人）有較大的股價空間和能量來反應資訊的衝擊，導致市場的效率性提高，其平均數復歸的趨勢較小；而具有較低標準差的股票市場，可能是受到漲跌幅限制或政府干預，造成股價無法迅速反應資訊的衝擊，使其平均數復歸的趨勢較大。就根據變異係數作為高低波動性的分類標準而言，實證結果發現愈高波動性市場有愈高平均數復歸的趨勢，這是因為變異係數可以表示不同母體股價報酬率的變化情形，它不像標準差只是反應股票報酬率變化量的絕對性高低，它可以衡量在不同母體的平均股票報酬率下，每個股票市場波動性的高低，因此使用變異係數將較標準差更能準確測量股票報酬的波動性，因此具有較高變異係數的股票市場，其股票報酬的波動性較大，表示其市場中存在較多噪音交易者，造成其具有較高的平均數復歸。

五、亞洲金融危機的影響

自 1997 年年中起，亞洲金融危機造成東亞各地股市及匯市產生巨大波動，東亞各國股市崩盤、匯率貶值、利率走高、資金緊縮、物價上漲與國民生產毛額減少的情況，嚴重侵害東亞各國近五十年來經濟迅速發展的成果。由於本研究對於東亞各國股市的研究期間，包括了金融危機期間的資料，為了分析亞洲金融危機是否影響本文的實證結果，因此本研究將東亞 9 個股票市場的研究期間縮短至 1997 年 4 月止，以探討亞洲金融危機對東亞各地股市的影響，並將其未包括亞洲金融危機期間的變異數比率檢定結果呈現在表四，而其股票報酬恆常與短暫成份的結果被呈現在表 5。

比較表 2 及表 4 的結果可以發現，除了泰國之外，大部份資本市場的變異數比率並無太大的變化。在剔除亞洲金融危機期間資料之後，泰國由原先自落後 48 個月起為負自我相關轉而呈現自落後 6 個月起為負自我相關的情形；而且除了香港之外，東亞各地股票市場落後 96 個月之變異數比率均呈現降低的現象。

股市週轉率、市場成熟度、波動性與平均數復歸

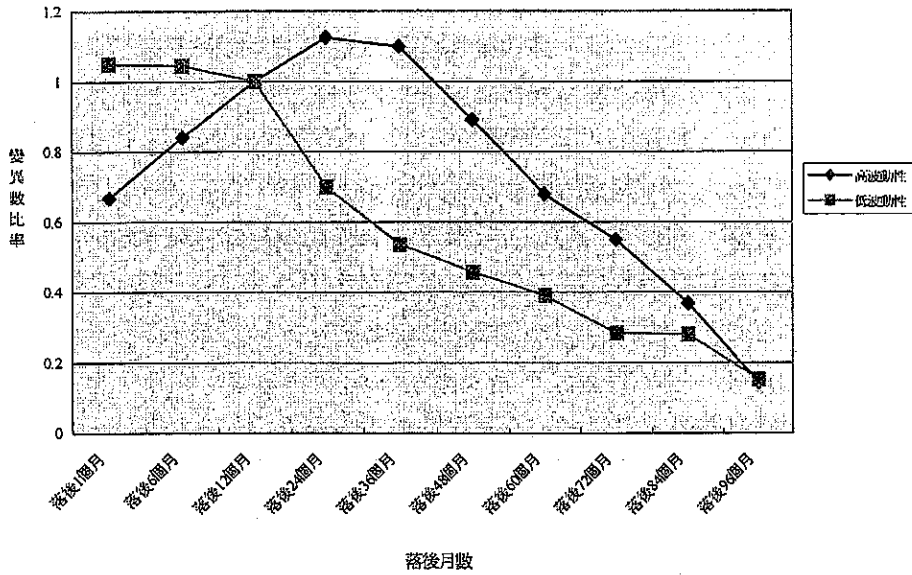


圖 3 依據標準差之高波動性與低波動性市場的變異數比率

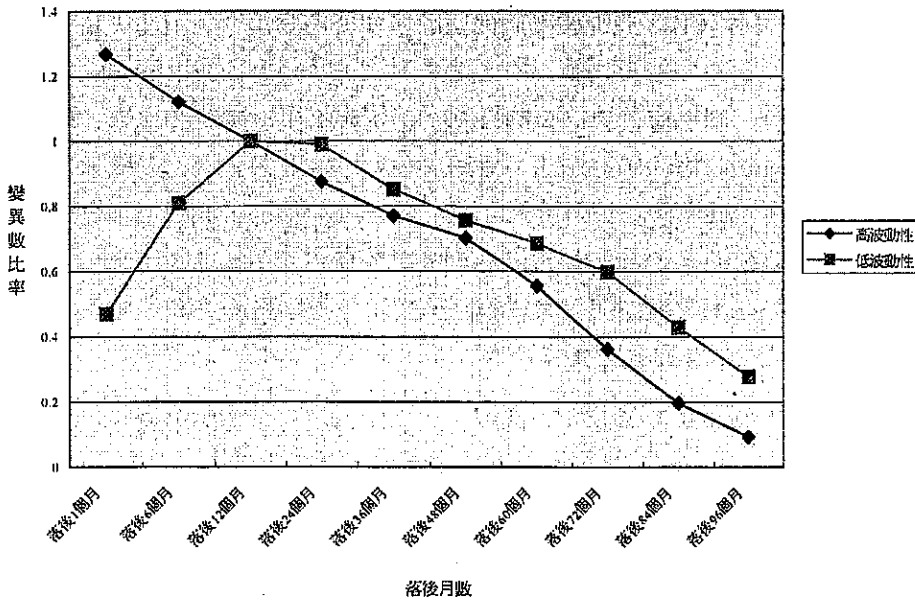


圖 4 依據變異係數之高波動性與低波動性市場的變異數比率

比較表 3 與表 5 的情形，我們發現東亞股票市場 σ_u^2 與 $(1 - \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_R^2)$ 之值並未產生太大的變化。在剔除亞洲金融危機期間資料之後，除了香港之 $(1 - \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_R^2)$ 值略為降低外，其他東亞各地股票市場的 $(1 - \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_R^2)$ 值均呈現增加的現象。

本研究依據相等權重方法，計算是否包括亞洲金融危機期間東亞股票市場的平均變異數比率，並將其描繪於圖 5。從圖 5 中可以得知，不論是否包括亞洲金融危機期間，東亞股票市場均呈現短期及長期均為負自我相關現象，而且不論是否包括亞洲金融危機期間，東亞股票市場平均數復歸的趨勢相當接近，在剔除亞洲金融危機期間資料之後，東亞股票市場呈現略高的平均數復歸情形，但是兩者差距並不明顯。

總結來說，根據前述的實證結果，亞洲金融危機對東亞股市之短暫成分與平均數復歸影響是相當有限的，不論是否包括亞洲金融危機期間，東亞股票市場均呈現短期及長期為負自我相關現象；在剔除亞洲金融危機期間資料之後，東亞各地股票市場的平均數復歸情形與短暫成了解釋股價報酬變異數比例皆呈現微小的增加。分析亞洲金融危機對東亞股市之短暫成分與平均數復歸影響有限的原因，可能是因為本研究的東亞股市研究期間大部份為至 1998 年 4 月或 1998 年 6 月止，其包括亞洲金融危機期間或金融危機發生後的資料相當少，而且本研究的東亞股市研究期間長度，除了印尼之外，其他東亞各國股市的研究期間長度均超過 12 年，台灣股市的研究期間更長達 32 年 5 個月，因此亞洲金融危機期間或金融危機發生後的資料長度，佔本研究的東亞股市研究期間長度比重相當低。

表 4 未包括亞洲金融危機期間資料之東亞 9 個股票市場的變異數比率

國 家	1 個月	6 個月	24 個月	36 個月	48 個月	60 個月	72 個月	84 個月	96 個月
香港 (82/04-97/04)	1.8166	1.4625	0.7395	0.6295	0.4368	0.1973	0.1317	0.0675	0.1484
印尼 (90/01-97/04)	0.7028	1.1429	0.9015	0.5323	0.3273	0.3541	0.0944	0.0704	***
日本 (82/04-97/04)	1.1211	1.0118	0.5872	0.5327	0.5151	0.4945	0.3597	0.3349	0.1503
南韓 (86/01-97/04)	0.6978	0.7778	1.3469	1.2067	0.7081	0.3587	0.3295	0.5289	0.5675
馬來西亞 (86/01-97/04)	1.4738	1.3283	0.5503	0.3073	0.1927	0.2107	0.2016	0.1340	0.2060

股市週轉率、市場成熟度、波動性與平均數復歸

國家	1個月	6個月	24個月	36個月	48個月	60個月	72個月	84個月	96個月
菲律賓 (86/01-97/04)	1.1838	1.2057	0.5617	0.4617	0.3722	0.2531	0.2969	0.2944	0.3650
新加坡 (82/04-97/04)	1.2292	1.1594	0.6045	0.3721	0.2292	0.1752	0.1131	0.1406	0.1654
台灣 (67/02-97/04)	0.7425	0.9101	1.1057	1.0952	1.0049	0.8749	0.8238	0.7828	0.6359
泰國 (86/01-97/04)	0.8622	1.0025	0.9168	0.7421	0.6246	0.4927	0.5310	0.4983	0.4549

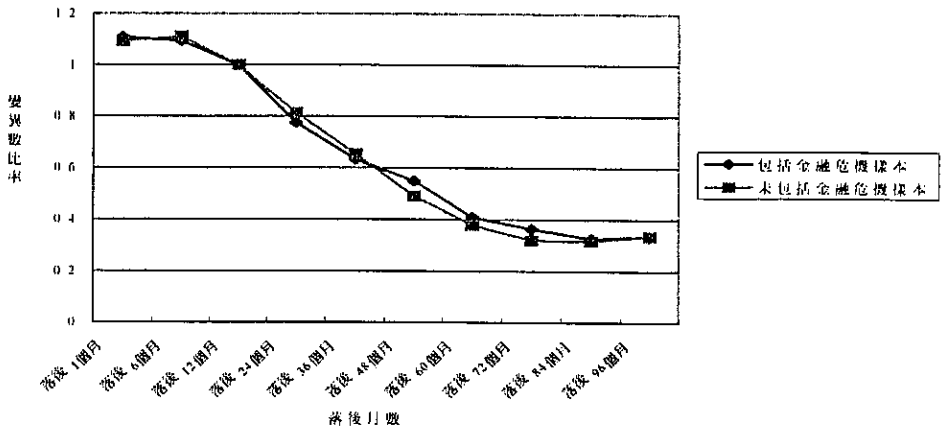
註：***表示由於資料期間不足，無法計算該項變異數比率；而括號內數字表示具有該市場股票報酬率的資料期間。

表 5 未包括亞洲金融危機期間資料之東亞 9 個股票市場的恆常與短暫成份

國家	$\rho_{12} = 0.0$ $\rho_{96} = 0.0$		$\rho_{12} = 0.35$ $\rho_{96} = 0.0$		$\rho_{12} = 0.35$ $\rho_{96} = 0.15$		$\rho_{12} = 0.35$ $\rho_{96} = 0.30$		$\rho_{12} = 0.70$ $\rho_{96} = 0.0$		$\rho_{12} = 0.70$ $\rho_{96} = 0.15$		$\rho_{12} = 0.70$ $\rho_{96} = 0.30$	
	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr	σ_u^2	Tr
香港 (82/04-97/04)	0.024	0.985	0.039	1.030	0.038	1.010	0.037	0.991	0.118	1.253	0.025	1.175	0.097	1.111
印尼 (90/01-97/04)	0.053	1.089	0.088	1.215	0.085	1.158	0.082	1.106	0.263	1.845	0.057	1.625	0.216	1.444
日本 (82/04-97/04)	0.014	0.972	0.016	1.006	0.016	1.080	0.018	1.174	0.029	1.257	0.024	1.233	0.026	1.212
南韓 (86/01-97/04)	0.023	0.275	0.038	0.334	0.036	0.308	0.035	0.283	0.113	0.629	0.244	0.527	0.093	0.442
馬來西亞 (86/01-97/04)	0.022	0.937	0.037	0.989	0.036	0.966	0.035	0.944	0.111	1.245	0.024	1.156	0.092	1.082
菲律賓 (86/01-97/04)	0.044	0.768	0.073	0.819	0.071	0.796	0.069	0.775	0.220	1.075	0.047	0.986	0.181	0.913
新加坡 (82/04-97/04)	0.027	0.962	0.045	1.027	0.043	0.998	0.042	0.971	0.134	1.350	0.029	1.238	0.110	1.145
台灣 (67/02-97/04)	0.037	0.214	0.061	0.260	0.059	0.239	0.057	0.220	0.184	0.494	0.040	0.412	0.151	0.345
泰國 (86/01-97/04)	0.035	0.563	0.059	0.623	0.057	0.560	0.055	0.571	0.176	0.924	0.038	0.819	0.145	0.733

註：1. $Tr = \frac{1}{1 - \rho_{96}}$

2. 對於印尼股票報酬率之恆常與短暫成份，本研究利用 ρ_{84} 代替 ρ_{96} 。



圖五 是否包括亞洲金融危機期間之東亞股市變異數比率

肆、正確性分析(Robust Analysis)

本研究爲了進一步瞭解 27 個股票市場的平均數復歸情形，並提昇實證研究結果的正確性，因而分析一些特別的經濟事件 (short-term shock) 或是股票報酬規則性行爲，是否使得本文的長期股價行爲觀察發生變化？由於本文的資料期間涵蓋美國股市 1987 年 10 月 19 日大崩盤 (隨後引起全球股市重挫) 的資料，爲了瞭解此短期事件對本文實證結果之衝擊，本文將股價月報酬率資料期間之起點，統一自 1989 年 1 月開始，以比較分析包括與未包括全球股市 1987 年 10 月大崩盤期間資料之實證結果，是否具有顯著不同？再者，由於 Jegadeesh (1991)對美英兩國股市之實證研究結果發現，平均數復歸在一月份似乎有更顯著的現象；所以，本研究先將每年元月份之報酬率資料予以剔除，再對 27 個股票市場進行實證分析，已瞭解元月效應 (January effect) 對本文實證結果的影響。最後，由於本文研究結果顯示週轉率、市場成熟度與波動性分別對平均數復歸具有影響，爲了提昇本文實證分析的嚴謹性，本研究進一步在控制其中任兩個變數的影響下，獨立分析單一變數對平均數復歸的影響。

一、美國股市 1987 年 10 月 19 日大崩盤之影響

由於自 1987 年 10 月 19 日紐約股市重挫，其跌幅爲有史以來最重的崩盤，也引起連鎖反應導致世界各國股市相繼大跌。爲了瞭解此一短期重大事件對前

述實證結果之影響，本文將 27 個市場股價指數月報酬率資料期間之起點，統一自 1989 年 1 月開始，並進行實證分析以獲得未受『黑色星期一』影響的研究結果，進而比較分析包括與未包括全球股市 1987 年 10 月大崩盤期間資料之實證結果，是否具有顯著不同？茲將其未包括全球股市 1987 年 10 月大崩盤期間資料的變異數比率檢定結果呈現在表 6。

比較表 2 及表 6 的結果可以發現，因為印尼、法國與英國在原有的資料期間，均是在 1989 年 1 月以後的資料，所以在表二及表六所採用的資料是相同的，其研究結果當然沒有變化。對於其他的 24 個資本市場，研究結果顯示，除了美國與新加坡之外，其餘資本市場的變異數比率幾乎沒有改變。即使對於美國與新加坡股市，其變異數比率改變幅度亦不大，兩國股市均由原先短期與長期均為負自我相關，轉而呈現落後 6 個月起為負自我相關的情形，但是比較表二及表六的變異數比率，其差異並不大。

根據比較表 2 及表 6 的實證結果，我們發現大部份的資本市場在剔除全球股市 1987 年 10 月大崩盤期間資料之後，其平均數復歸情形只呈現微小的變化。其原因可能是因為本文的研究期間長達 10 年以上，而且資料型態為月資料，主要目的是觀察長期的平均數復歸行為；而 1987 年 10 月 19 日全球股市大崩盤，為一短期特別事件，對於長期股價行為影響不大。至於美國與新加坡股市的變異數比率改變幅度稍大之原因，可能來自於 1987 年 10 月 19 日全球股市大崩盤，造成美國道瓊指數與新加坡海峽時報指數均重挫 30% 以上，跌幅冠於全球，其影響幅度高於其他各國股市之故。不過仔細去分析兩國變異數比率變化，其幅度亦不大。因此，本研究推論 1987 年 10 月 19 日『黑色星期一』對本文前述實證結果的影響相當有限。

表 6 未包括 1987 年 10 月股市大崩盤期間之 27 個股市報酬率的變異數比率

國 家	1 個月	6 個月	24 個月	36 個月	48 個月	60 個月	72 個月	84 個月	96 個月
阿根廷 (89/01~98/04)	0.4126	0.6187	1.3365	1.8012	1.7194	1.7755	1.4201	0.8025	0.2955
巴西 (89/01~98/04)	0.3626	0.6691	1.1788	1.4014	1.0233	0.7825	0.7122	0.4433	0.2460
加拿大 (89/01~98/06)	0.9124	1.0637	0.5282	0.6044	0.5784	0.7146	0.3952	0.2789	0.1801
智利 (89/01~98/04)	0.6533	0.8180	1.1822	1.0312	1.0102	1.0089	0.9512	0.5027	0.3015
哥倫比亞 (89/01~98/04)	0.6201	0.9654	0.5859	0.5764	0.3322	0.1472	0.1004	0.0766	0.0805

國 家	1 個月	6 個月	24 個月	36 個月	48 個月	60 個月	72 個月	84 個月	96 個月
法國 (89/05-98/04)	1.0814	1.0440	0.8007	0.6566	0.3399	0.0312	0.0327	0.0278	0.0059
德國 (89/01-98/04)	1.1288	1.0625	0.8049	0.4931	0.2848	0.3162	0.3051	0.1894	0.1620
香港 (89/01-98/06)	1.8460	1.4622	0.7025	0.5669	0.5028	0.2235	0.1286	0.0817	0.1106
印度 (89/01-98/04)	1.0621	0.9518	1.3329	1.5805	1.6042	1.5923	0.9282	0.3846	0.1876
印尼 (90/01-98/04)	0.9783	1.2354	0.8428	0.4873	0.3604	0.3060	0.1419	0.0397	0.0356
日本 (89/01-98/06)	1.1276	1.0128	0.6204	0.5972	0.5641	0.4887	0.4250	0.2213	0.1293
約旦 (89/01-98/04)	2.1416	1.4369	0.5826	0.5016	0.4281	0.3217	0.2020	0.1289	0.0561
南韓 (89/01-98/04)	0.9216	0.8512	1.3068	1.2812	0.7648	0.3815	0.3216	0.4949	0.6287
馬來西亞 (89/01-98/04)	1.1426	1.2014	0.5877	0.4682	0.4092	0.2582	0.2360	0.2812	0.3047
墨西哥 (89/01-98/04)	0.5568	0.9062	0.8922	0.8043	0.8132	0.9135	0.7764	0.5021	0.4264
奈及利亞 (89/01-98/04)	0.4802	1.0602	1.1042	0.7688	0.5871	0.4072	0.4861	0.5058	0.2846
巴基斯坦 (89/01-98/04)	0.8875	1.0213	0.8655	0.8097	0.6679	0.5045	0.3298	0.2174	0.0383
菲律賓 (89/01-98/04)	0.9612	1.1515	0.6076	0.5449	0.4397	0.3368	0.2926	0.3762	0.4621
葡萄牙 (89/01-98/04)	0.7288	0.8084	0.7648	0.4765	0.4554	0.3273	0.1698	0.1499	0.2275
新加坡 (89/01-98/06)	1.2015	0.9768	0.5212	0.3823	0.3015	0.2214	0.1452	0.1853	0.2124
瑞士 (89/01-98/04)	0.6926	0.9212	0.7535	0.5744	0.4533	0.6116	0.5018	0.2421	0.0910
台灣 (89/01-98/06)	0.7425	0.8980	1.1205	1.0437	0.9463	0.9031	0.8374	0.7615	0.5908
泰國 (89/01-98/04)	0.8051	0.8440	1.1275	1.0066	0.9028	0.6187	0.5894	0.7653	0.6675
英國 (89/05-98/06)	1.1978	1.1065	0.6938	0.4303	0.1256	0.1876	0.2020	0.2138	0.0297
美國 (89/01-98/06)	1.2065	0.9446	0.8012	0.5527	0.3823	0.2627	0.2179	0.1684	0.1527
委內瑞拉 (89/01-98/04)	0.6425	0.9052	1.1026	0.7605	0.3043	0.2825	0.2693	0.1894	0.1176
辛巴威 (89/01-98/04)	0.3954	0.7533	0.6089	0.3175	0.4044	0.2648	0.0809	0.0946	0.0305

註：括號內數字表示具有該市場股票報酬率的資料期間。

二、元月效應之影響

因為股票市場已被證實存在報酬異常規則性，這些股票報酬異常規則性可能影響長期股價行為觀察所獲得的結論。早期的許多實證研究已指出，元月份

股票報酬率明顯高於其他 11 個月的報酬率，Jegadeesh (1991) 對美英兩國股市之研究更指出，一月份的平均數復歸現象會更顯著。本研究爲了提昇研究結果的正確性，因而進一步分析元月效應對 27 個股票市場平均數復歸的影響。首先，我們將每年元月份之報酬率資料予以剔除，然後對 27 個股票市場進行分析以獲得未包括元月份報酬率資料的研究結果，進而比較分析『包括』與『未包括』元月份報酬率資料之實證結果差異。茲將其未包括元月份報酬率資料的變異數比率檢定結果呈現在表 7。

藉由比較表 2 及表 7 的實證結果發現，加拿大、香港、日本、新加坡、英國與美國在『包括』元月份報酬率資料之結果（表二）所呈現的平均數復歸情形，比起『未包括』元月份報酬率資料之結果（表七）所呈現的平均數復歸情形更爲顯著，顯示元月效應對此六個市場平均數復歸影響程度較大。而對於其他的股票市場，研究結果顯示，其變異數比率並沒有太大的改變。

從表 2 及表 7 的研究結果可以得知，元月效應對於加拿大、香港、日本、新加坡、英國與美國的平均數復歸現象具有較顯著的影響；但是對於『低成熟度資本市場』，元月效應對其平均數復歸影響是較小的。分析其原因，可能是因爲較高成熟度資本市場，其元月效應較『低成熟度資本市場』更爲顯著所致。對於較高成熟度的資本市場，其法人成交值佔股市總成交值比重較高，法人基於減輕稅賦的考量，通常於年底賣出當年度投資虧損的股票，然後於隔年元月在買進股票，造成元月報酬率明顯高於其他 11 個月。由於較高成熟度資本市場，其元月效應較爲強烈，所以元月效應對較高成熟度資本市場的平均數復歸影響是較大的。

表 7 未包括元月份報酬率資料之 27 個股市報酬率的變異數比率

國 家	1 個月	6 個月	24 個月	36 個月	48 個月	60 個月	72 個月	84 個月	96 個月
阿根廷 (86/01-98/04)	0.3438	0.7251	1.6069	1.8277	2.0342	1.6848	1.2792	0.7689	0.3245
巴西 (86/01-98/04)	0.3838	0.6421	1.3046	1.3796	0.9522	0.9021	0.7277	0.5046	0.2653
加拿大 (82/04-98/06)	1.1033	1.2245	0.6029	0.6788	0.6529	0.8017	0.5892	0.5214	0.3893
智利 (86/01-98/04)	0.6825	0.7866	1.1320	1.0982	1.0242	1.0365	0.9208	0.4104	0.2823
哥倫比亞 (86/01-98/04)	0.6259	0.9914	0.6065	0.6043	0.3429	0.1752	0.1025	0.0740	0.0980
法國 (89/05-98/04)	1.0827	1.0536	0.8125	0.6497	0.3275	0.0310	0.0382	0.0271	***
德國 (86/02-98/04)	1.1348	1.0527	0.7670	0.4542	0.3083	0.3890	0.3216	0.2159	0.1922

國 家	1 個月	6 個月	24 個月	36 個月	48 個月	60 個月	72 個月	84 個月	96 個月
香港 (82/04~98/06)	1.9652	1.4533	0.7865	0.7042	0.5896	0.3044	0.2218	0.1445	0.2430
印度 (86/01~98/04)	1.0627	0.9825	1.5080	1.5892	1.6713	1.4072	0.9370	0.3956	0.1127
印尼 (90/01~98/04)	1.0015	1.2543	0.8484	0.4869	0.3874	0.3324	0.1518	0.0307	***
日本 (82/04~98/06)	1.2573	1.1965	0.7250	0.6874	0.6693	0.6027	0.5345	0.3620	0.2875
約旦 (86/01~98/04)	2.0965	1.3408	0.5652	0.4753	0.4140	0.3271	0.1716	0.1529	0.0367
南韓 (86/01~98/04)	0.9697	0.8862	1.3852	1.3043	0.7754	0.4048	0.3394	0.5825	0.6962
馬來西亞 (86/01~98/04)	1.1425	1.1811	0.6134	0.5291	0.4062	0.2273	0.2045	0.2576	0.3432
墨西哥 (86/01~98/04)	0.6022	0.8375	0.8642	0.7653	0.7869	0.8730	0.7746	0.5862	0.5024
奈及利亞 (86/01~98/04)	0.4085	0.9975	1.0102	0.7230	0.5473	0.3537	0.4249	0.4877	0.3360
巴基斯坦 (86/01~98/04)	0.9223	1.0247	0.9041	0.7582	0.6528	0.5416	0.3462	0.2762	0.0211
菲律賓 (86/01~98/04)	0.9632	1.1524	0.6028	0.5582	0.5634	0.3745	0.3823	0.3564	0.4752
葡萄牙 (86/01~98/04)	0.7677	0.7842	0.6892	0.4562	0.4823	0.3526	0.2027	0.1870	0.2613
新加坡 (82/04~98/06)	1.4027	1.1254	0.8021	0.4863	0.4035	0.3214	0.2587	0.2863	0.3916
瑞士 (86/01~98/04)	0.8189	0.9693	0.8147	0.6525	0.5040	0.6882	0.4761	0.2853	0.1619
台灣 (67/02~98/06)	0.7872	0.9206	1.1020	1.0657	0.9682	0.8349	0.8210	0.7670	0.6583
泰國 (86/01~98/04)	0.7653	0.8197	1.1524	1.0432	0.8749	0.6323	0.6571	0.7450	0.7014
英國 (89/05~98/06)	1.3024	1.1876	0.8147	0.5252	0.3024	0.3845	0.3961	0.4047	***
美國 (82/04~98/06)	1.4758	1.2529	0.8094	0.6675	0.6193	0.5872	0.4860	0.3712	0.3039
委內瑞拉 (85/02~98/04)	0.5857	0.8243	1.0625	0.8045	0.4343	0.2578	0.3025	0.2029	0.1004
辛巴威 (86/01~98/04)	0.4016	0.7615	0.6653	0.2974	0.3507	0.2209	0.0633	0.1189	0.0276

註：***表示由於資料期間不足，無法計算該項變異數比率；而括號內數字表示具有該市場股票報酬率的資料期間。

三、控制任兩個變數下之單一變數影響

根據前述的實證研究結果，我們發現週轉率、市場成熟度與波動性均影響股票報酬的平均數復歸現象，然而由於此三個變數之間可能具有一定程度的相關性，因此可能造成前述實證結果的混淆。本研究爲了加強實證分析的嚴謹性與正確性，因而藉由在控制其中任兩個變數的影響下，獨立分析單一變數對平均數復歸的影響。因爲本研究證實對於不同股票市場（母體）之報酬波動性，

使用變異係數將較標準差更能準確測量股票報酬的波動性，所以在這一部份的對於波動性分析，我們僅利用變異係數作為波動性的分類標準。

當控制市場成熟度與波動性時，我們依據前述的分類標準將所有資本市場區分為 HSHC、HSLC、MSHC、MSLC、LSHC 與 LSLC（註：HS、MS 與 LS 分別表示高、中與低成熟度市場；HC 與 LC 分別表示高與低波動性市場）等 6 個群組，並分析包含超過 2 個以上資本市場的群組；其中 LSHC 包含印度、印尼、約旦與巴基斯坦，LSLC 包含巴西、智利、墨西哥、奈及利亞與辛巴威，而其他群組均不超過 2 個市場。根據表 2 的結果，我們發現對 LSHC 群組而言，低週轉率的約旦與巴基斯坦比起高週轉率的印度，具有稍高的平均數復歸；同樣地，對 LSLC 群組而言，低週轉率的資本市場比起高週轉率的資本市場，亦具有稍高的平均數復歸。因此，在控制市場成熟度與波動性情形下，實證結果符合前述有關週轉率影響的結論：『研究結果並沒有呈現出較高週轉率市場具有較高平均數復歸的趨勢，反而是低週轉率市場具有稍高平均數復歸』。

當控制波動性與週轉率時，我們依據前述的分類標準將所有資本市場區分為 HCHT、HCLT、LCHT 與 LCLT（註：HT 與 LT 分別表示高與低週轉率市場）等 4 個群組，並分析包含超過 2 個以上資本市場的群組；其中只有 LCLT 包含智利、奈及利亞與辛巴威等 3 個市場，其他群組均不超過 2 個市場。由於智利、奈及利亞與辛巴威均屬於低成熟度資本市場，使得我們無法從中瞭解成熟度的影響，因此我們選擇中、高成熟度市場中同樣具有較低週轉率與波動性的加拿大、法國及香港（相對於其他 8 個中高成熟資本市場而言），與低成熟度的 3 個資本市場進行比較。根據表 2 的結果，我們發現對加拿大、法國及香港等中、高成熟度資本市場，股票報酬呈現短期及長期均為負自我相關現象，而低成熟度的智利、奈及利亞與辛巴威其結果較為分歧，但是大致上呈現短期甚至中長期，其股票報酬會呈現正自我相關情形。因此，在控制波動性與週轉率情形下，實證結果亦相當接近符合前述有關市場成熟度影響的結論：『中、高成熟度市場大多呈現短期及長期均為負自我相關的現象；而許多低成熟度資本市場則呈現短期正自我相關及長期負自我相關』。

當控制週轉率與市場成熟度時，我們依據前述的分類標準將所有資本市場區分為 HTHS、HTMS、HTLS、LTHS、LTMS 與 LTLS 等 6 個群組，並分析包含超過 2 個以上資本市場的群組；其中 HTHS 包含德國、瑞士與美國，HTMS 包含南韓與台灣，LTLS 包含智利、哥倫比亞、奈及利亞、巴基斯坦與辛巴威，而其他群組均不超過 2 個市場。根據表 2 的結果，我們發現對 HTHS 群組而言，

波動性（變異係數）較高的德國，具有比其他兩個市場稍高的平均數復歸；對 HTMS 群組而言，南韓變異係數高於台灣，而南韓亦具有比台灣稍高的平均數復歸；至於對 LTLS 群組而言，波動性明顯高於其他四國的巴基斯坦，則具有相當顯著的平均數復歸現象。因此，整體而言，在控制週轉率與市場成熟度情形下，實證結果亦支持前述有關波動性影響的結論：『愈高波動性市場有愈高平均數復歸的趨勢』。

伍、結論與建議

本研究藉由對 27 個權益市場分析變異數比率與股票報酬短暫成份的重要性，為平均數復歸和噪音交易提供新的看法；本文之實證研究與早先文獻不同之處在於：首先，我們利用週轉率當作噪音交易的代理變數；其次，探討資本市場成熟度對平均數復歸和噪音交易的影響；此外，我們也分別根據標準差與變異係數，調查股票報酬波動性對平均數復歸和噪音交易的影響。意即從週轉率、資本市場成熟度及股票報酬波動性角度，探討 27 個股票市場的平均數復歸趨勢。最後，本研究進一步分析亞洲金融危機對東亞各地股市的影響，並探討亞洲金融危機是否影響本研究之實證結果。

本研究之實證結果發現，大多數股票市場均呈現平均數復歸趨勢；亦即長期股票報酬具有可預測性。Poterba 與 Summers (1988) 認為股票市價與真實價值之持續性偏離可以解釋為何呈現平均數復歸趨勢。Chen 與 Jeon (1998) 的研究認為匯率呈現平均數復歸的原因可能是來自於投資人對資訊過度反應與政府干預。由於股市投資人的散戶比例遠高於匯市投資人，而且政府對股市干預頻率不下於匯市，所以投資人對資訊過度反應與政府干預更有可能是造成股市平均數復歸的原因之一。本研究認為造成股市呈現平均數復歸的原因應是來自於，多數投資人面對資訊衝擊時，經常對股票真實價值預期錯誤所致。參與股市投資人，包括投信、自營商、外資、主力大戶、散戶、股友社、政府、證券分析師及公司董監事等，這些投資人中，特別是散戶投資人，在面對資訊衝擊時，經常無法對股票真實價值作正確預期，甚至沒有能力對股票真實價值作預期，導致頻繁地進出股市買賣股票，造成股票市價偏離其實價值，並產生平均數復歸趨勢。

本研究之實證結果也發現，在週轉率對平均數復歸和股票報酬短暫成份的影響方面，雖然不論高週轉率或低週轉率股票市場，均呈現出短期為正自我相

關及長期為負自我相關現象；但是研究結果並沒有呈現出較高週轉率市場具有較高平均數復歸的趨勢，反而是低週轉率市場具有稍高平均數復歸，這些實證結果違背具有較多噪音交易會有較高平均數復歸的假設。分析其可能原因有二，一是週轉率可能不是噪音交易的一個優越代理變數；另一可能原因為受到資本市場規模、熱絡情況與成熟度的影響，造成無法正確地反應出週轉率對平均數復歸的影響。

在資本市場成熟度對平均數復歸和股票報酬短暫成份的影響方面，雖然部份資本市場能符合 Poterba 與 Summers (1988) 的發現：『股票報酬呈現短期正自我相關及長期負自我相關』。但是『高成熟度資本市場』大多呈現短期及長期均為負自我相關的現象。分析本文研究結果與 Poterba 與 Summers (1988) 發現不同之原因，應是來自於 Poterba 與 Summers 為較早期的研究，經過 10 餘年後，這些『高成熟度資本市場』的效率性明顯提昇，其股票報酬率在遭遇短暫因子影響後，由於目前高成熟度資本市場投資人，對於股票相關資訊取得及真實價值分析能力，較 90 年代投資人已有明顯提昇，因此在極短期間內，訊息較靈敏的投資人（特別是法人或以投機為目的之投資人）即會進入市場買賣價格失衡的股票，此時套利空間逐漸縮小，股價將迅速復歸至平均價格，所以『高成熟度資本市場』將是更符合效率市場的假設。反而是那些『低成熟度資本市場』，其市場效率性較低，必須在較長的一段期間後，股票報酬率才會顯示負自我相關，因而呈現短期正自我相關及長期負自我相關的情形。此外，實證結果並未呈現如 Poterba 與 Summers 所推論之較低成熟度的資本市場傾向於較高平均數復歸的趨勢；這原因可能是由於 Poterba 與 Summers 的研究中，大部份是已開發國家，而本研究之實證對象包括主要已開發國家及更多開發中國家所致。

在股票報酬波動性對平均數復歸和股票報酬短暫成份的影響方面，當使用不同的高低波動性分類標準時，其所獲得波動性與平均數復歸的關係是具有相當高程度差異；就根據標準差作為高低波動性的分類標準而言，實證結果並不支持愈高波動性市場具有愈高平均數復歸的結論；這可能是因為具有較高標準差的股票市場，投資人有較大的股價空間和能量來反應資訊的衝擊，導致市場的效率性提高，其平均數復歸的趨勢較小；就根據變異係數作為高低波動性的分類標準而言，實證結果發現愈高波動性市場具有愈高平均數復歸的趨勢，這是因為變異係數可以衡量在不同母體的平均股票報酬率下，每個股票市場波動性的高低，因此使用變異係數將較標準差更能準確地測量股票報酬的波動性，

所以具有較高變異係數的股票市場，其股票報酬的波動性較大，表示其市場中存在較多噪音交易者，造成其具有較高的平均數復歸。

在亞洲金融危機對平均數復歸和股票報酬短暫成份的影響方面，亞洲金融危機對東亞股市之短暫成分與平均數復歸影響是相當有限的。分析亞洲金融危機對東亞股市之短暫成分與平均數復歸影響有限的原因，可能是因為本研究的東亞股市研究期間大部份為至 1998 年 4 月或 1998 年 6 月止，其包括亞洲金融危機期間或金融危機發生後的資料相當少，而且本研究的東亞股市研究期間長度，除了印尼之外，其他東亞各國股市的研究期間長度均超過 12 年，台灣股市的研究期間長度更長達 32 年 5 個月，因此亞洲金融危機期間或金融危機發生後的資料長度，佔本研究的東亞股市研究期間長度比重相當低。

本研究為了提昇實證研究結果的嚴謹性，分別探討『1987 年 10 月 19 日全球股市大崩盤』與『元月效應』的影響。我們發現一些特別的經濟事件或是股票報酬異常規則性，並未影響本文有關長期股價行為觀察的結果。此外，本研究進一步藉由控制三個變數（週轉率、成熟度與波動性）中任兩個變數，以獨立分析單一變數對平均數復歸的影響；實證結果亦支持前述有關週轉率、市場成熟度與波動性對平均數復歸影響之結論。

由於實證研究結果發現週轉率可能不是噪音交易的優越代理變數，本研究建議後序研究者可嘗試尋找噪音交易之更適當代理變數；例如：散戶交易量佔市場交易量的比例，或者是如同 Poterba 與 Summers (1988) 所建議之零股交易者的購買淨額、投資俱樂部的參與程度和股票選擇權所隱含的事前波動性。除此之外，本研究的實證對象包括主要的已開發國家與更多的開發中國家，特別是針對一些遭遇亞洲金融危機的國家，根據本研究的實證結果，可以獲得許多值得深入探討的結論，未來研究應可加強有關新興股票市場的研究。

參考文獻

- 沈中華、何中達、陳江明，1995，「臺灣股票市場報酬率之預測模型—平均數復歸行為之應用」，管理科學學報，12 卷 1 期：43-61。
- 顏錫銘，1991，「亞太盆地股票市場價格行為之比較研究」，管理科學學報，8 卷 2 期：1-18。
- Badrinath, S. G. and Omesh Kini. 2001. The robustness of abnormal returns from the earnings yield contrarian investment strategy, *Journal of financial research*, 24: 385-401.

- Balvers, Ronald, Yangru Wu, and Erik Gilliland. 2000. Mean reversion across national stock markets and parametric contrarian investment strategies, *Journal of Finance*, 55: 745-771.
- Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey. 1997. Emerging equity market volatility, *Journal of Financial Economics*, 43: 29-77.
- Beveridge, Steve and Cyril Oickle. 1997. Long memory in the Canadian stock market, *Applied Financial Economics*, 7: 667-672.
- Brauer, Gregory A. 1993. Investor sentiment and the close-end fund puzzle: a 7 percent solution, *Journal of Financial Services Research*, 7: 199-216.
- Cassano, Mark A. 1999. Learning and mean reversion in asset returns, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 39: 529-545.
- Chelley-Steeley, Patricia. 2001. Mean reversion in the short horizon returns of UK portfolios, *Journal of Business Finance & Accounting*, 28: 107-126.
- Chen, Son-Nan and Kisuk Jeon. 1998. Mean reversion behavior of the returns on currency assets, *International Review of Economics and Finance*, 7: 185-200.
- Cochran, Steven J. and Robert H. Defina. 1995a. Mean reversion in stock prices: an error-correction approach, *Managerial Finance*, 21:25-42.
- _____. 1995b. New evidence on predictability in world equity markets, *Journal of Business Finance & Accounting*, 22: 845-854.
- Cochrane, John H. 1988. How big is the random walk in GNP?, *Journal of Political Economy*, 96: 893-920.
- Danthine, Jean-Pierre and Serge Moresi. 1993. Volatility, information, and noise trading, *European Economic Review*, 37: 961-982.
- Fama, Eugene F. 1991. Efficient capital markets: II, *Journal of Finance*, 46: 1575-1617.
- _____. 1998. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance, *Journal of Financial Economics*, 49: 283-306.
- Grieb, Terrance and Mario G. Reyes. 1999. Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms, *Journal of Financial Research*, 22: 371-383.
- Hussman, John P. 1992. Market efficiency and inefficiency in rational expectations equilibria: dynamic effects of heterogeneous information and noise, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 16: 655-680.
- Jegadeesh, Narasimhan. 1991. Seasonality in stock price mean reversion: evidence from the U.S. and the U.K., *Journal of Finance*, 46: 1427-1444.
- Kupiec, Paul H. and Steven A. Sharp. 1991. Animal spirits, margin requirements, and stock price volatility, *Journal of Finance*, 46: 717-731.
- Lo, Andrew W. and A. Craig Mackinlay. 1988. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *Review of*

Financial Studies, 1: 41-66.

- Malliaropoulos, Dimitrios. 1996. Are long-horizon stock returns predictable? a bootstrap analysis, *Journal of Business Finance & Accounting*, 23: 93-106.
- Nam, Kiseok, Chong Soo Pyun, and Stephen L. Avard. 2001. Asymmetric reverting behavior of short-horizon stock returns: An evidence of stock market overreaction, *Journal of Banking & Finance*, 25: 807-824.
- Poterba, James M. and Lawrence H. Summers. 1988. Mean reversion in stock prices: evidence and implications, *Journal of Financial Economics*, 22: 27-59.
- Richards, A. J. 1996. Winner-loser reversals in national stock market indices: can they be explained? *Journal of Finance*, 52: 2129-2144.
- Serletis, Apostolos and Murray A. Sondergard. 1996. Permanent and temporary components of Canadian stock prices, *Applied Financial Economics*, 6: 259-269.
- Sias, Richard W., Laura T. Starks, and Seha M. Tinic. 2001. Is noise trader risk priced?, *Journal of Financial Research*, 24: 311-329.