

# 東亞地區金融整合之實證分析—以股票市場為例\*

彭德明、徐婉容\*\*

## 摘要

本文以日資料股票市場股票價格指數變動率，配合多種以價格為基礎衡量方法中的非套利條件方法，檢證東亞地區朝向區域與全球金融整合的程度，包括中國大陸、香港、印尼、日本、南韓、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國與台灣等10個國家或地區的股市，以發展隨著時間演變的區域金融整合動態指標。

實證結果顯示，東亞地區各國股市對全球與區域股價變動的反應皆相當迅速，並在其調整過程中，多呈現振盪起伏的現象，似增加各國政府總體經濟穩定政策上的困擾，而愈是走向全球或區域整合的國家，其股價變動率的波動程度受全球或區域的衝擊影響也較高。東亞各國股市有著同時朝向區域整合與全球整合的趨勢。長期間東亞各國股市的區域整合，係以較為平穩的步伐進行。相對上，東亞股市全球的整合程度起伏波動較大。自2006年以來，東亞股市向全球整合的程度高於向區域整合的程度。

\* 作者感謝經濟研究處嚴處長宗大、吳研究員懿娟、國際經濟科游科長淑雅、計量分析科田專員慧琦與本行討會評論人與參與同仁對本文提出的寶貴意見。本文所有論點皆屬個人意見，不代表所服務單位之立場。

\*\* 彭德明、徐婉容分別為中央銀行經濟研究處副研究員與辦事員。

## 壹、前言

自從1997年亞洲金融危機發生之後，亞洲各國經濟金融合作的意願十分強烈，並推動多項合作議案。其中在金融合作方面，過去較為顯著的為清邁倡議(Chiang Mai Initiative, CMI)、亞洲債券市場倡議(Asian Bond Markets Initiative, ABMI)與東協加三經濟檢視與政策對話機制(ASEAN+3 Economic Review and Policy Dialogue Process, ASEAN+3 ERPD)<sup>註1</sup>。東協加三國家且於2005年初協議成立亞洲貝列吉歐集團對話機制(Asian Bellagio Group)，以協調各國匯率行動，亞洲開發銀行於2006年初起研究編製亞洲通貨單位(Asian Currency Unit)<sup>註2</sup>，而在2008年東協六國證券交易所計劃推動跨國股市交易平台<sup>註3</sup>。至於亞洲貨幣基金與亞洲共同通貨區等更高階的建議，也經常出現。亞洲國家間的金融合作或有助於區域內國家走向更緊密的區域金融整合，因此也常為亞洲各界討論的議題。

至於一個地區進行區域金融整合的優點，Garcia-Herrero and Wooldridge (2007)認為金融整合帶來兩大效益：經濟成長與風險分擔(risk sharing)。金融整合使資本配置於更具生產力的用途之上，從而促進金融市場發展並強化經濟成長。金融整合也促進跨國金融與投資，透過資產多樣化與分散化，可集體承擔特殊性風險(idiosyncratic risks)對所

得所造成的負面影響，並有助於長期間消費平滑<sup>註4</sup>。區域金融整合也可增進區域內國家的同儕壓力(peer pressure)，有助於調和與改進各國金融體系的法規與實務運作，包括會計準則、租稅待遇與監督管理機制等，而這些制度上的效益可促進金融發展。De Nicolò and Ivaschenko (2008)的實證研究也顯示，較高的區域金融整合使經濟成長的機會增加，而後者又進一步促使區域整合發展，形成循環。

區域金融整合既為必然的趨勢，也就有必要瞭解現階段亞洲金融整合的程度，並可藉此掌握區域經濟金融的變動對本國的影響，做為政策參考。由於此一重要性，以經濟計量方法衡量區域金融整合一直是國外相當受到重視的研究課題，即使僅限於有關亞洲區域金融整合的實證文獻也相當繁多，本文不擬一一介紹，有關這一方面的綜覽文獻可參閱Cavoli et al. (2004)與Baele et al. (2004)，另陳思寬(2007)回顧了一部分前述兩篇文章未涵蓋的文獻。國內方面，雖然有不少探討各國股市互動關係的實證文章，但以區域金融整合角度出發者並不多見，陳思寬(2007)的研究應屬近年來首次從該角度以經濟計量方法進行實證分析<sup>註5</sup>，該文係以價格為基礎的衡量方法(price-based measures)與以數量為基礎的衡量方法(quantity-based

measures)著手，係屬於較大範圍的研究方式，主要結論為東亞地區已朝向區域金融整合的方向發展。

本文擬從東亞股票市場的角度探討區域金融整合，一般而言，這個議題可以從銀行體系、貨幣市場、債券市場與股票市場等探討區域金融整合，但東亞地區多數國家主要係以銀行體系為溝通儲蓄與投資的主要管道，其次為股票市場(Purfield et al., 2006)。由於股票市場包含的訊息內容豐富，對外在衝擊的反應也較敏銳，因此本文除以東亞各國股票價格指數變動率檢證東亞金融整合的程度外，也嘗試透過實證發展若干動態的區域金融整合指標，以供參考。又台灣為東亞地區相當重要的經濟體之一，雖因國際政治因素難以參與區域金融合作，但難以自外於區域整合趨勢，本文也檢視台灣股市與區域或全球整合的程度，俾便決策參考。

本文從日資料股票市場股票價格指數變動率的角度進行檢證，包括中國大陸、香港、印尼、日本、南韓、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國與台灣等10個國家或地區的股市，估計期間自1993年1月起至2007年12月底，以發展隨著時間演變的區域金融整合動態指標，但實證結果的資料表達期間則多以1994年1月始。

在檢證方法方面，現行有關區域金融整合的研究十分廣泛，僅分析方法即分3大類：以價格為基礎的衡量方法、以數量為基

礎的衡量方法、法規與制度衡量方法，每一類又包含多種衡量方法，有關文獻的數量只能以汗牛充棟形容。由於範圍太廣，一篇實證研究難以全面涵蓋，必須有所限制。本文選擇以價格為基礎衡量方法中的非套利條件檢證方法，而文獻上以價格為基礎的衡量方法包括套利條件(arbitrage conditions)與非套利條件(non-arbitrage conditions)方法兩類。套利條件方法認為一個區域若呈現高度的金融整合，則透過區域內資本的自由移動，各國相類似金融資產的價格或報酬率應趨於收斂或走向一致，因此應以國際金融中各類平價條件進行實證<sup>註6</sup>。非套利條件方法方面，可採用 $\beta$ 收斂與 $\sigma$ 收斂的概念探討各國金融價格或其變動率之間差異縮小的速度與縮小的程度，這是一種不以平價條件檢證的方法。此外，非套利條件方法也認為，若特定區域呈現高度金融整合，金融市場價格或變動率應具有高度的關聯性或共變程度，或者對共同衝擊或訊息的反應較高。根據Rajan (2005)的分類，以股票市場共變的角度檢視為股票市場共變性(stock market co-movement or co-variation)方法，而從共同衝擊或訊息檢證的方法則為以訊息為基礎的衡量方法(news-based measures)。實際上這兩種方法有其共通的地方，並非完全截然不同。又陳思寬(2007)一文中有關對區域內股票市場整合程度的分析，主要係從股票市場共變性的角度，針對各國股價指數採取共整合分析

(cointegration analysis)，以探討是否存在共同的趨勢，也採取Granger 因果關係檢定法 (Granger causality test) 探討各國股市間的關聯性。基於同一課題不同研究互相補充與避免重覆的考慮，本文不採取共整合分析與因果關係檢定方法，因此本文也可以視為是就區域內股票市場的整合所進行的後續深化研究。

至於區域金融整合的定義方面，由於區域金融整合的層面與內涵十分廣泛，難以產生一個可被廣泛接受的定義，因此歐洲聯盟執行委員會(Commission of the European Communities)所出版的年度「歐洲金融整合報告」(European Financial Integration Report)<sup>註7</sup>或歐洲中央銀行的年度「歐洲金融整合」(Financial Integration in Europe)<sup>註8</sup>報告，都避免自行下定義，而是以完全整合的觀念做為與實際情況對照參考的基礎。歐洲聯盟執行委員會的「歐洲金融整合報告」將完全市場整合界定為「相類似商品與服務價格具有跨國價格收斂的特性，供給與需求可立即反映跨國價格差異。一個整合的市場也應足以使得所有市場的參與者，以相同的特性與相同的條件，遂行金融商品與服務的交易，不因參與者的所在地而有差異」；歐洲中央銀行的「歐洲金融整合」報告，則將完全金融整合界定為，「金融市場所有潛在的參與者皆在金融工具與服務的交易中面對同樣的規則，有著同等取得金融工具或服務的管道，

且在市場的運作中獲得公平的待遇」。由於本文並非如歐洲兩大機構的報告對區域金融整合進行全面性的回顧，而是以非套利條件方法進行檢證，因此係側重於區域金融整合概念中各國股價指數變動率收斂的程度以及其關聯或共變程度的分析。

本文全文共分七節與四個附錄，除第一節前言外，第二節根據統計數據觀察東亞地區股票市場的發展現況，繼而以亞洲地區證券投資、東亞各國股價指數變動率相關程度與波動程度等角度，初步檢視東亞地區股票市場的整合程度。第三節以 $\beta$ 收斂與 $\sigma$ 收斂的觀念探討區域金融整合，其中 $\beta$ 收斂衡量區域內國家整合的速度，而 $\sigma$ 收斂則衡量各國整合的程度或差異縮小的程度。第四節以Haldane and Hall (1991)的限定模型為基礎，檢視全球與區域兩個共同因素對東亞金融整合的涵義，並將之延伸至非限定模型。第五節從以訊息為基礎衡量的角度，運用一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, GARCH)模型估計因應全球、區域與地方等衝擊的反應係數與條件變異數，並計算各自占總衝擊變異的比率，以觀察東亞股票市場的整合程度。前述第三至五節皆結合Kalman濾波器法(Kalman filtering)進行實證，以建立金融整合的動態指標，可隨著時間演變觀察東亞區域或全球整合程度的變化情形，使實證結果更具實用參考價值。第六節以

一般化變異數分解法(generalized variance decomposition)，分解各國股價指數變動率解釋特定股市股價變動率預測誤差變異數的相對貢獻，以瞭解各國股票市場對區域內特定國家股票市場的影響。第七節為結論與建

議，彙整本文實證結果，並提供若干建議。文後附錄一為本文實證資料說明、基本敘述統計與單根檢定，附錄二至四為第三至五節實證結果，以供參考。

## 貳、東亞地區股票市場發展概觀

本節分別從東亞地區股票市場現況與整合程度兩個角度提出概略觀察，以做為後節實證分析的基礎。

### 一、東亞地區股票市場現況

表1列示2003至2007年東亞地區股票市場市值、交易總額與上市公司家數。從該表觀察，該5年來東亞各國股市的發展頗為迅

速，其中日本東京股市在3項中一直皆居首位。至2007年大陸上海股市與香港股市市值則分居第2與第3位，同時連同深圳股市，也在市場交易總額中名列前茅。相對而言，台灣股市的發展較為平穩，無論在股票市場市值、交易總額與上市公司家數方面，各年均增加，但幅度較為穩定，其他東亞國家股市也顯示類似情形<sup>註9</sup>。

表1 比較東亞主要股市之市值、交易額及家數

單位：億美元、家數

股票市場	2003			2004			2005			2006			2007		
	股票 市值	交易 總額	家數	股票 市值	交易 總額	家數	股票 市值	交易 總額	家數	股票 市值	交易 總額	家數	股票 市值	交易 總額	家數
Bursa Malaysia	161	522	902	182	616	959	181	516	1019	236	752	1025	325	1697	986
Hong Kong Exchanges	715	2962	1037	861	4395	1096	1055	4643	1135	1715	8324	1173	2654	21369	1241
Indonesia SE	55	147	333	73	275	331	81	416	336	139	488	344	212	1146	383
Korea Exchange	298	4590	684	389	6252	683	718	12107	1616	834	13421	1689	1123	20060	1757
Philippine SE	23	27	236	29	37	235	40	70	237	68	112	239	103	292	244
Shanghai SE	360	2560	780	314	3228	837	286	2385	833	918	7364	842	3694	40695	860
Shenzhen SE	153	1403	505	133	1945	536	116	1543	544	228	4226	579	785	21030	670
Singapore Exchange	149	919	560	218	1073	633	257	1165	686	384	1802	708	539	3813	762
Taiwan SE Corp.	379	5917	674	441	7188	702	476	5854	696	595	7365	693	664	10101	703
Thailand SE	119	1024	420	115	1164	463	124	956	504	140	1009	518	197	1179	523
Tokyo SE	2953	21087	2206	3558	32181	2306	4573	44817	2351	4614	58228	2416	4331	64761	2414
合計	5364	41158	8337	6314	58354	8781	7907	74471	9957	9870	103092	10226	14627	186143	10543
成長率	41.5	17.8	4.2	17.7	41.8	5.3	25.2	27.6	13.4	24.8	38.4	2.7	48.2	80.6	3.1

註：不包括日本大阪股票市場(Osaka SE)資料。

資料來源：根據World Federation of Exchange網站market capitalization、total value of share trading與number of listed companies資料編製。

又據Purfield et al.(2006)指出，雖然亞洲地區銀行體系仍然居於主導地位，但股票市場也是企業金融相當重要的來源。2005年，亞洲新興經濟體約有10%的企業融資(corporate financing)是來自於股權，高於亞洲地區以外新興經濟體的3.7%。此外，亞洲地區的股權資產約占該地區銀行存款、股票與債券三項金融資產合計的一半。

自1993年至2007年，東亞各國股市在區域內相對規模也有變化。根據表2，若以

股市市值計算權數，從前半期來看，日本東京股市的權數最高，約為70%左右，為區域內支配性的市場，其他國家股市的比重皆在10%以下。後半期的變化較明顯，日本股市的比重下降，至2007年已降為31.3%，而中國大陸上海A股股市與香港股市比重則上升，2007年兩地股市的比重分別達26.7%與19.2%，合計比重接近46%。另一增幅較大者為南韓股市，但2007年比重仍不及10%。

從數據來看，東亞各國股市成長頗為迅

表2 東亞各國股票市場權數

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
1993	0.009	0.091	0.008	0.689	0.033	0.052	0.010	0.032	0.030	0.046
1994	0.006	0.055	0.010	0.735	0.039	0.039	0.012	0.028	0.026	0.051
1995	0.006	0.062	0.014	0.727	0.037	0.044	0.012	0.031	0.028	0.038
1996	0.014	0.096	0.019	0.645	0.030	0.066	0.017	0.033	0.021	0.059
1997	0.034	0.125	0.009	0.655	0.013	0.028	0.009	0.032	0.007	0.087
1998	0.036	0.096	0.006	0.683	0.032	0.027	0.010	0.027	0.010	0.073
1999	0.027	0.096	0.010	0.694	0.048	0.022	0.006	0.031	0.009	0.059
2000	0.067	0.128	0.006	0.651	0.031	0.023	0.005	0.032	0.006	0.051
2001	0.085	0.130	0.006	0.580	0.050	0.030	0.005	0.030	0.009	0.075
2002	0.084	0.127	0.008	0.569	0.059	0.034	0.005	0.028	0.012	0.072
2003	0.069	0.137	0.010	0.567	0.057	0.031	0.004	0.028	0.023	0.073
2004	0.051	0.139	0.012	0.576	0.063	0.029	0.005	0.035	0.019	0.071
2005	0.037	0.135	0.010	0.587	0.092	0.023	0.005	0.033	0.016	0.061
2006	0.095	0.178	0.014	0.478	0.087	0.024	0.007	0.040	0.015	0.062
2007	0.267	0.192	0.015	0.313	0.081	0.023	0.007	0.039	0.014	0.048

註：以各股票市場市值計算，中國大陸部分不包含上海股市B股與深圳股市市值，日本方面不包括大阪股票市場市值，各國股票市場名稱見表1或附錄。

資料來源：根據World Federation of Exchanges與1993至2001年上海證券交易所股票市場各年年底股票總市值(以美元表示)資料編製。

速，且似呈現多中心的發展趨勢。Purfield et al. (2006)認為國際投資者資產選擇多樣化、金融整合、本國機構投資者成長、市場基礎建構與管理為促使東亞股市持續發展的4大

驅動因素。其中在金融整合方面，Purfield et al. (2006)認為主要係各國自1990年代初期對外開放：台灣、泰國與南韓皆逐步放寬非居民對證券投資的上限，且台灣於2003

年廢除該上限；香港、日本與新加坡對非居民跨國證券投資較為開放，但中國大陸與印度則對外國投資者及其參與程度限制較大 (Purfield et al. 2006)。

## 二、東亞地區股票市場區域內投資概況

根據表3，2001年亞洲對本身區域的證券投資為904億美元，占全亞洲投資全球金額的比率為5.6%，到了2006年，其金額與比重分別增加為3,174億美元與9.7%。另一方面，2001年亞洲於美國的證券投資為

5,538億美元或相當於亞洲於全球證券投資的34.3%，到了2006年，其金額與比重分別為9,344億美元與28.4%。證券投資的負債方面，也顯示類似的趨勢。此一資料顯示，雖然亞洲國家透過證券投資參與區域內市場在金額與比重方面皆上升，但其參與區域外美國市場或未列在表內其他市場的規模仍然很大<sup>註10</sup>。從這個角度來看，區域金融整合的程度仍具有相當幅度的改進空間。

## 三、股價指數及其變動率的相關分析

表4與5分別為亞洲金融危機發生之前

表3 亞洲地區的證券投資

單位：億美元

	資產投資於					負債來自於				
	亞洲 (不含 日本)	日本	亞洲	美國	全球	亞洲 (不含 日本)	日本	亞洲	美國	全球
2001年										
亞洲 (不含 日本)	486	200	686	636	3248	486	218	704	1250	3540
比重	15.0%	6.2%	21.1%	19.6%	100.0%	13.7%	6.1%	19.8%	35.3%	100.0%
日本	218		218	4902	12898	200		200	1978	5423
比重	1.7%		1.7%	38.0%	100.0%	3.7%		3.7%	36.5%	100.0%
亞洲	704	200	904	5538	16146	686	218	904	3228	8963
比重	4.4%	1.2%	5.6%	34.3%	100.0%	7.7%	2.4%	10.1%	36.0%	100.0%
2006年										
亞洲 (不含 日本)	2384	282	2666	1368	9419	2384	508	2891	4,674	12334
比重	25.3%	3.0%	28.3%	14.5%	100.0%	19.3%	4.1%	23.4%	37.9%	100.0%
日本	506		506	7976	23435	282		282	5856	14349
比重	2.2%		2.2%	34.2%	100.0%	2.0%		2.0%	40.8%	100.0%
亞洲	2891	282	3174	9344	32853	2666	508	3174	10530	28504
比重	8.8%	0.9%	9.7%	28.4%	100.0%	9.4%	1.8%	11.2%	36.9%	100.0%

註：亞洲包括汶萊、柬埔寨、中國大陸、香港、印度、印尼、日本、南韓、寮國、馬來西亞、緬甸、菲律賓、新加坡、台灣、泰國與越南等16個國家或地區。

資料來源：Asian Development Bank (2008, p28)。

(1993年1月至1997年7月)與結束之後(1998年10月至2007年12月)東亞10國與美國S&P500股價指數的相關係數矩陣，根據該兩表，亞洲金融危機結束後，東亞10國股市彼此之間的相關係數普遍提高(以灰階色表示)，但也

與美國股市保持相當密切的關係。

但若以價格指數變動率做為計算基礎，則顯示相關係數較低。表6與7分別為前期與後期東亞10國與美國股價指數變動率相關係數矩陣，該兩表的相關係數值分別低於表4

表4 東亞10國與美國股價指數相關係數矩陣(1993/1~1997/7)

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
中國大陸	1.0000										
香港	0.2818	1.0000									
印尼	0.0774	0.9342	1.0000								
日本	-0.0224	0.2313	0.2543	1.0000							
南韓	-0.7176	-0.1980	0.0016	-0.0361	1.0000						
馬來西亞	-0.1901	0.7595	0.8809	0.1977	0.2388	1.0000					
菲律賓	-0.2966	0.6878	0.8276	0.2043	0.3469	0.9576	1.0000				
新加坡	-0.3210	0.7161	0.8715	0.2479	0.3472	0.9350	0.9187	1.0000			
泰國	-0.7592	-0.3934	-0.1338	-0.1068	0.8044	0.1871	0.2784	0.2808	1.0000		
台灣	0.1917	0.7773	0.7338	0.1296	0.0484	0.6521	0.6407	0.6011	-0.2786	1.0000	
美國	0.3615	0.9390	0.8260	0.2003	-0.3362	0.5883	0.5161	0.5473	-0.5509	0.6644	1.0000

資料來源：本研究。

表5 東亞10國與美國股價指數相關係數矩陣(1998/10~2007/12)

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
中國大陸	1.0000										
香港	0.8643	1.0000									
印尼	0.7222	0.9476	1.0000								
日本	0.3567	0.3920	0.4287	1.0000							
南韓	0.6620	0.8926	0.9598	0.5057	1.0000						
馬來西亞	0.7161	0.9129	0.9289	0.4785	0.9206	1.0000					
菲律賓	0.6806	0.8245	0.8973	0.6811	0.8774	0.8344	1.0000				
新加坡	0.7323	0.9139	0.9323	0.6455	0.9364	0.9457	0.9216	1.0000			
泰國	0.3424	0.6959	0.8326	0.2065	0.8234	0.7800	0.6814	0.7220	1.0000		
台灣	0.4885	0.5169	0.5420	0.8534	0.6064	0.6398	0.7241	0.7036	0.3815	1.0000	
美國	0.5235	0.5726	0.5509	0.8984	0.5743	0.6108	0.7406	0.7622	0.2955	0.8168	1.0000

資料來源：本研究。

與5之值，雖然以價格指數變動率計算相關係數，仍然顯示亞洲金融危機結束後至2007年12月，東亞10國股市彼此之間的相關係數普遍提高(以灰階色表示)，與美國股價變動率的相關係數也上升，但係數值皆偏低。兩

個(或兩個以上)的時間數列水準值在表面上看似相像，但其背後卻可能係受到不同力量的驅動，並不一定是時間數列彼此間具有強烈的因果關係。



表6 東亞10國與美國股價指數變動率相關係數矩陣(1993/1~1997/7)

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
中國大陸	1.000										
香港	0.041	1.000									
印尼	0.042	0.239	1.000								
日本	0.004	0.169	0.100	1.000							
南韓	0.036	0.023	0.008	-0.003	1.000						
馬來西亞	0.016	0.447	0.297	0.107	0.029	1.000					
菲律賓	-0.007	0.237	0.275	0.033	0.028	0.265	1.000				
新加坡	0.025	0.520	0.346	0.162	0.032	0.631	0.292	1.000			
泰國	0.032	0.306	0.200	0.057	0.058	0.336	0.149	0.364	1.000		
台灣	-0.003	0.133	0.040	0.060	0.017	0.087	0.081	0.127	0.034	1.000	
美國	-0.005	0.072	0.049	0.049	0.032	0.052	0.017	0.077	0.039	-0.034	1.000

資料來源：本研究。

表7 東亞10國與美國股價指數變動率相關係數矩陣(1998/10~2007/12)

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
中國大陸	1.000										
香港	0.139	1.000									
印尼	0.082	0.325	1.000								
日本	0.081	0.450	0.247	1.000							
南韓	0.041	0.492	0.278	0.448	1.000						
馬來西亞	0.062	0.288	0.249	0.272	0.238	1.000					
菲律賓	0.024	0.258	0.266	0.226	0.247	0.203	1.000				
新加坡	0.095	0.582	0.393	0.438	0.476	0.357	0.290	1.000			
泰國	0.072	0.340	0.316	0.243	0.318	0.290	0.230	0.421	1.000		
台灣	0.077	0.322	0.236	0.316	0.376	0.190	0.178	0.337	0.230	1.000	
美國	-0.003	0.099	0.024	0.108	0.105	0.018	0.013	0.148	0.064	0.076	1.000

資料來源：本研究。

平心而論，不論以水準值或變動率計算的相關係數，只能用以判斷變數之間是否具有正向或負向關係，而其數值高低，既非金

融整合的充分條件，也不是必要條件<sup>註11</sup>，因此若以之做為市場整合與否的依據，證據力並不足夠。

### 參、區域整合的速度與程度

金融整合的基本觀念之一，為各國金融價格或其變動率之間的差異是否隨著時間而縮小，若答案是肯定的，則代表各國之間金融整合愈趨密切。這其中牽涉到兩個因素：縮小的速度與縮小的程度。Adam et

al. (2002)從此出發，借用內生經濟成長理論 (Endogenous Growth Theory) 的觀念<sup>註12</sup>，主張可以以  $\beta$  收斂衡量各國整合的速度，而以  $\sigma$  收斂衡量各國整合的程度或差異縮小的程度。其後，Baele et al. (2004)也運用於對歐元

區整合的研究當中，而Babetskii et al. (2007)將這兩個概念應用於捷克、匈牙利、波蘭與斯洛伐克等東歐4國加入歐洲聯盟的整合分析。在分類上，若以金融價格變動率計算 $\beta$ 收斂與 $\sigma$ 收斂，則兩者都可歸類為以價格為基礎的衡量方法。

## 一、 $\beta$ 收斂

$\beta$ 收斂的一般公式為

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{i,t-1} + \sum_{s=1}^S \gamma_{i,s} \Delta R_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $R_{i,t}$ ：當期特定國家股價指數變動率與中心或基準股價變動率之差， $\Delta$ ：當期與前期之差的運算元， $\varepsilon_{i,t}$ ：誤差項。 $\beta_i$ ：各國股價變動率向中心或基準股價變動率收斂的速度。若 $\beta_i$ 之值為負，則表示特定國家股價指數變動率與中心或基準股價變動率之差呈現收斂狀態，也就是該特定股價指數變動率有走向中心或基準股價變動率的趨勢。若 $\beta_i$ 介於-1與0之間，則為單調收斂(monotonic convergence)，而若 $\beta_i$ 小於-1，則為振盪收斂(oscillatory convergence)<sup>註13</sup>， $\beta_i$ 的絕對值則代表向中心或基準股價變動率收斂的速度。

由於本文的研究重點為區域金融整合，因此我們首先以MSCI遠東股價指數的變動率做為中心或基準股價變動率。若以該變動率為中心，也就是若分析的重點為向區域整合的速度，(1)式可寫成

$$\Delta(r_{i,t} - r_{msci,t}) = \alpha_i + \beta_{i,t}(r_{i,t-1} - r_{msci,t-1}) + \sum_{s=1}^S \gamma_{i,s,t} \Delta(r_{i,t-s} - r_{msci,t-s}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中， $r_{i,t}$ ： $t$ 期 $i$ 國的股價變動率， $r_{msci,t}$ ：MSCI遠東股價指數變動率。一般而言，若以東亞股價指數變動率做為區域內因素可有3種選擇：MSCI遠東股價指數變動率、東亞各國算術平均股價指數變動率、東亞各國加權平均股價指數變動率。算術平均股價變動率沒有考慮各國股市相對規模大小。加權平均股價變動率無此缺點，但若以市值加權，則區域內規模過大的股市，其股價的變動容易支配加權平均股價的變動。MSCI遠東股價指數為市場上投資者資產選擇的重要參考指標，並普遍為許多實證文獻採用，資料取得也十分便利，但各國股市權數不詳且經常調整，因此難以剔除特定國家，惟該指數並非單純以各國加權，已經相當理想，而所涵蓋的國家與本文所選定的研究對象相同，因此本文主要係以該指數的變動做為區域性因素的代替變數。最理想的作法是在針對特定國家股市進行實證時，應使用排除與該特定國家有關數值的東亞股價指數變動率，以避免實證方程式兩端都出現相同的變數，不過此一作法需要準備不同的綜合指數變動率，計算繁複，並不方便。

另一方面，東亞各股市也有可能朝向全球整合，因此若分析的重點為向全球整合的速度，則方程式應為

$$\Delta(r_{i,t} - r_{us,t-1}) = \alpha_i^{us} + \beta_{i,t}^{us} (r_{i,t-1} - r_{us,t-2}) + \sum_{s=1}^S \gamma_{i,s,t}^{us} \Delta(r_{i,t-s} - r_{us,t-s-1}) + \varepsilon_{i,t}^{us} \quad (3)$$

式中， $r_{us,t}$ 代表區域外影響或全球的影響，此處我們採用前一營業日的美國S&P 500股價指數變動率，原因在於本文係以日資料進行實證，而前一營業日美國股市的收盤時間，約為東亞各國股市當日營業日開盤時間之前5至6個小時左右，因此東亞股市理應針對 $r_{us,t-1}$ 反應，而非對 $r_{us,t}$ ，因此(3)式的設定與(2)式略有不同。

本節將有關的 $\beta$ 係數設定為可隨著時間變動的隨機漫步形式：

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \xi_{i,t} \quad (4)$$

$$\beta_{i,t}^{us} = \beta_{i,t-1}^{us} + \xi_{i,t}^{us} \quad (5)$$

(2)、(3)兩式將係數 $\beta_{i,t}$ 設定為隨著時間可變，因此每一個時點都會有一個相對應的係數值。(4)、(5)兩式則為規範該係數變動的狀態方程式(state equation)，係數 $\beta_{i,t}$ 與 $\beta_{i,t}^{us}$ 設為隨機漫步形式，以Kalman濾波器法估計，也就是當期係數係由前期係數與當期隨機誤差項所決定，因此 $\beta_{i,t}$ 與 $\beta_{i,t}^{us}$ 為隨機趨勢，此一設定除具有係數可隨著時間變動的優點外，也可以反映當期各種因素的衝擊或制度上的改變對當期係數的影響，其缺點

為容易因起始值的不同而得到不同的估計係數值，但就估計係數值的趨勢而言，應為一致。又本文假設該誤差項 $\xi_{i,t}$ 與 $\xi_{i,t}^{us}$ 的期望值為0、變異數為固定，且與 $\varepsilon_{i,t}$ 或 $\varepsilon_{i,t}^{us}$ 同期不相關。

東亞地區股市朝向全球整合與區域整合的 $\beta$ 收斂實證結果以圖1表示，該圖顯示，無論是朝向全球或區域整合，東亞股市的調整皆十分迅速。不過，在2000年以前，東亞股市對區域內影響的反應速度略高於對區域外或全球影響的反應速度，且大致上維持於 $\beta$ 值接近-1的情況。但2000年及以後情況反轉，東亞各股市對區域外影響的反應速度高於對區域內影響的反應速度。為比較兩者趨勢，我們再以Hodrick-Prescott濾波器(Hodrick-Prescott filter)過濾月資料( $\lambda$ 值設為14,400)，得到兩個 $\beta$ 的時間趨勢數列值，列示於圖2。根據圖2，2000年以後，東亞股市對區域外影響的反應速度加快，且平均而言， $\beta$ 收斂值為小於-1的情況，以振盪起伏的方式調整。東亞股市對區域內的影響展現同樣型態，但反應速度較低，且 $\beta$ 收斂值係在2006年及以後出現小於-1的情況。此一結果似顯示，東亞股市對全球因素的反應不但呈上下起伏的現象，且較為劇烈。

圖1 東亞股市向全球整合與區域整合的速度

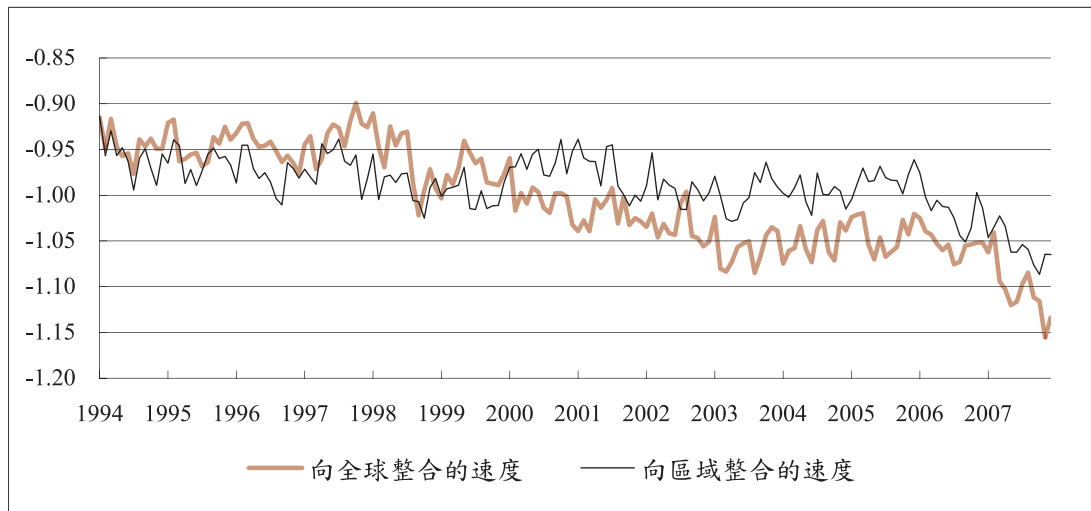
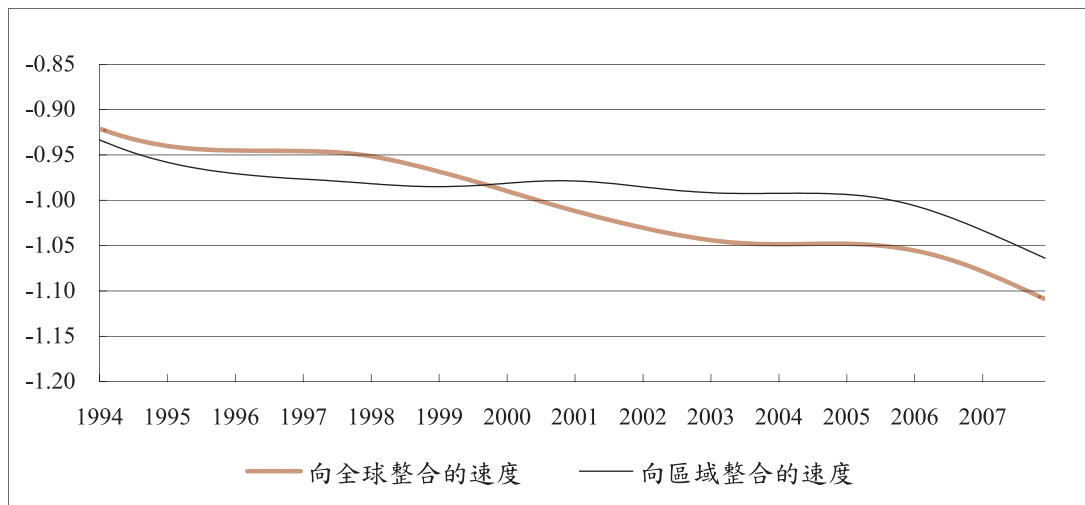


圖2 東亞股市向全球整合與區域整合的速度(以HP濾波器過濾)



我們也將對(2)至5(式)的實證結果分別列於表8與9，表8為東亞各國股票市場全球整合的速度，根據該表，東亞各國股市反應全球因素相當快速，就14年平均而言，除了印尼、馬來西亞與菲律賓以外，其餘各國股市收斂的速度皆在 $\beta$ 值為-1左右。但前半期與後半期有所差異，就東亞平均而言，1994至1999年的前半期各年 $\beta$ 值大於-1，

也就是單調收斂的情況，而在2000至2007年間的後半期，各年平均 $\beta$ 值為小於-1，表示股市的調整一直以振盪起伏的情況收斂。就各國觀察，除了印尼與菲律賓股市外，後半期其他各國股市對全球影響的反應，普遍出現振盪收斂的現象，而且振盪的幅度加大。

表8 日平均東亞10國股票市場全球整合的反應速度( $\beta$ 收斂)

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	-1.037	-0.925	-0.793	-1.107	-0.956	-0.925	-0.820	-0.964	-0.928	-0.992	-0.945
1995	-1.026	-0.942	-0.767	-1.078	-0.946	-0.883	-0.848	-1.019	-0.927	-1.022	-0.946
1996	-1.010	-0.956	-0.782	-1.062	-0.940	-0.950	-0.830	-1.010	-0.895	-1.032	-0.947
1997	-1.011	-0.990	-0.768	-1.088	-0.900	-0.853	-0.824	-1.021	-0.855	-1.026	-0.934
1998	-1.008	-1.049	-0.843	-1.116	-0.915	-0.931	-0.842	-0.996	-0.867	-1.040	-0.961
1999	-1.006	-1.023	-0.795	-1.129	-0.940	-0.963	-0.897	-1.007	-0.954	-1.033	-0.975
2000	-1.004	-1.004	-0.952	-1.120	-0.966	-0.941	-0.923	-1.032	-1.054	-1.030	-1.003
2001	-1.004	-1.104	-0.957	-1.120	-1.009	-0.904	-0.993	-1.062	-1.027	-1.025	-1.020
2002	-1.001	-1.140	-0.910	-1.140	-1.065	-1.027	-0.944	-1.096	-0.994	-1.032	-1.035
2003	-1.003	-1.184	-0.935	-1.141	-1.093	-0.972	-0.955	-1.148	-1.066	-1.074	-1.057
2004	-1.004	-1.109	-0.956	-1.137	-1.092	-1.020	-0.954	-1.124	-1.040	-1.085	-1.052
2005	-1.005	-1.108	-0.911	-1.144	-1.082	-1.003	-0.928	-1.128	-1.028	-1.090	-1.043
2006	-1.006	-1.135	-0.965	-1.126	-1.089	-1.000	-0.931	-1.127	-1.062	-1.092	-1.053
2007	-1.008	-1.169	-1.040	-1.139	-1.114	-1.060	-0.969	-1.178	-1.249	-1.105	-1.103
平均	-1.010	-1.060	-0.884	-1.118	-1.008	-0.960	-0.904	-1.065	-0.996	-1.048	-1.005

資料來源：本研究。

表9 日平均東亞10國股票市場區域整合的反應速度( $\beta$ 收斂)

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	-0.956	-0.956	-0.885	-1.007	-1.037	-0.965	-0.927	-0.960	-0.872	-1.005	-0.957
1995	-0.934	-0.934	-0.886	-1.040	-1.033	-0.912	-0.966	-0.992	-0.906	-1.030	-0.963
1996	-0.944	-0.944	-0.880	-1.134	-1.003	-0.988	-0.896	-1.019	-0.930	-1.034	-0.977
1997	-0.974	-0.974	-0.852	-1.239	-0.941	-0.841	-0.894	-1.032	-0.886	-1.029	-0.966
1998	-1.050	-1.050	-0.857	-1.140	-0.955	-0.963	-0.912	-1.037	-0.890	-1.033	-0.989
1999	-1.017	-1.017	-0.855	-1.122	-0.959	-1.001	-0.993	-1.033	-0.960	-1.039	-0.999
2000	-0.994	-0.994	-0.899	-0.986	-0.984	-0.779	-0.915	-1.029	-1.018	-1.034	-0.963
2001	-0.961	-0.961	-0.887	-1.120	-1.014	-0.835	-0.943	-1.026	-0.978	-1.036	-0.976
2002	-0.988	-0.988	-0.869	-1.179	-1.042	-0.974	-0.882	-1.024	-0.960	-1.036	-0.994
2003	-0.998	-0.998	-0.868	-1.133	-1.038	-0.918	-0.974	-1.027	-0.983	-1.035	-0.997
2004	-1.006	-1.006	-0.874	-1.153	-1.040	-0.951	-0.950	-1.027	-0.935	-1.036	-0.998
2005	-1.008	-1.008	-0.875	-1.159	-1.023	-0.829	-0.917	-1.026	-0.938	-1.036	-0.982
2006	-0.997	-0.997	-0.918	-1.103	-1.010	-1.049	-0.992	-1.027	-1.035	-1.035	-1.016
2007	-1.019	-1.019	-0.948	-1.047	-1.001	-1.075	-1.181	-1.029	-1.203	-1.035	-1.056
平均	-0.989	-0.989	-0.882	-1.112	-1.006	-0.934	-0.953	-1.021	-0.964	-1.032	-0.988

資料來源：本研究。

表9為東亞10國股票市場區域整合的速度，根據該表，各國股市因應區域內影響的反應速度並非十分一致，不但彼此之間的速度互異，即使是同一股市各年之間也有差異，但日本、新加坡、台灣以及後半期的南韓股市的反應型態較為一致，呈現振盪起伏

的收斂狀況。

## 二、 $\sigma$ 收斂

內生經濟成長理論中的 $\sigma$ 收斂觀念，其實是金融界常用的橫剖面波動程度(cross-sectional volatility or dispersion)，此處橫剖面

波動程度界定為東亞各國股價指數變動率相對於所有東亞國家平均股價指數變動率離散程度的總合。這是一種跨國標準差的概念：若橫剖面波動的程度呈現持續下降趨勢，則代表從股票市場的角度來看，區域金融的整合程度增加，在極端的情況下，若該跨國標準差之值為0，則為完全整合，因此橫剖面波動程度可做為整體而言區域內各國股價變動率是否趨於收斂或走向一致及其程度的參考指標。從技術上的角度來看，研究者不必經過經濟計量方法估計，即可得到隨著時間變化的 $\sigma$ 收斂時間數列值，因此是區域金融整合參考指標的優點。

橫剖面波動程度包括算術平均與加權平均兩種公式，算術平均法公式為

$$\sigma_t^A = \sqrt{\left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n (r_{i,t} - r_t)^2} \quad \text{或}$$

$$\sigma_t^A = \sqrt{\left(\frac{1}{n-1}\right) \sum_{i=1}^n (r_{i,t} - r_t)^2} \quad (6)$$

其中， $r_{i,t}$  與  $r_t$  分別為各國股價指數變動率與區域平均股價指數變動率， $r_t$  為國家數。在算術平均法公式中，各國股市的權數相同， $n$  所代表的東亞國家平均股價指數變動率為各國股價指數變動率的算術平均。本文所採用的算術平均法計算公式係以 $n-1$ 為被除數。

加權平均法的公式則為

$$\sigma_t^W = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_{i,t} (r_{i,t} - r_t)^2} \quad (7)$$

加權平均法係將各國股市相對大小的因素考慮進去，以各國股票市場市值加權， $r_t$  所代表的東亞國家平均股價指數變動率為各國股價指數變動率的加權平均<sup>註14</sup>。本節所採用的加權平均法以表2的資料為各國的權數。

圖3為根據算術平均法與加權平均法所計算的橫剖面波動程度，根據該圖，自亞洲金融危機結束之後，東亞各國股價指數變動率的橫剖面波動程度呈現下降趨勢，顯示各國股價的變動有走向一致的傾向。2005年初以加權平均法計算的波動程度達到最低點，僅約為0.5%左右。不過，到了2006年5月起該橫剖面波動幅度開始上升，此一現象應與中國大陸股市於該年4月起逐漸進入牛市，此後股價指數不斷上升並在東亞地區一枝獨秀有關，致影響了整體的跨國波動幅度。

雖然圖2顯示，亞洲金融危機結束後東亞各地股市的股價指數變動率有收斂的傾向，但也有可能向代表全球因素的美國股市整合。因此我們分別以MSCI遠東股價指數變動率、東亞算術平均股價指數變動率與前期美國股價指數變動率為中心，將橫剖面波動程度列於表10與圖4。根據表10，東亞10國橫剖面波動程度的走勢十分相似，若依高低順序排列則為以MSCI遠東股價為中心、以美國股價為中心、以東亞股價算術平均為中心。

圖3 東亞各國股價指數變動率的橫剖面波動程度

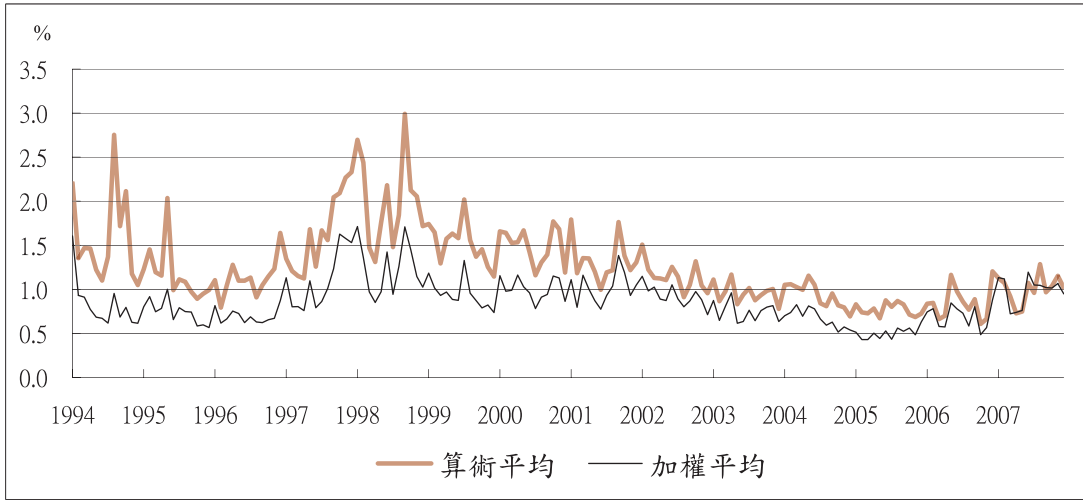


表10 日平均東亞10國股價指數變動率橫剖面波動程度

單位：%

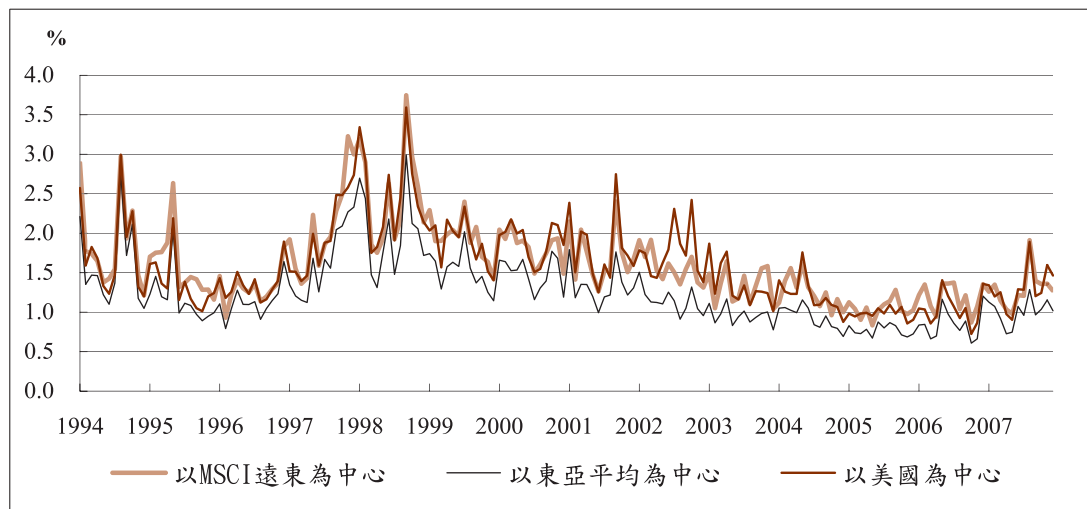
	以MSCI遠東為中心	以東亞平均為中心	以美國為中心
1994	1.856	1.583	1.788
1995	1.584	1.172	1.358
1996	1.313	1.127	1.352
1997	2.074	1.644	1.961
1998	2.483	2.006	2.486
1999	1.933	1.522	1.882
2000	1.825	1.496	1.900
2001	1.708	1.329	1.794
2002	1.573	1.147	1.754
2003	1.329	0.956	1.339
2004	1.247	0.937	1.218
2005	1.044	0.770	0.982
2006	1.186	0.847	1.041
2007	1.290	1.007	1.303
平均	1.603	1.253	1.583

資料來源：本研究。

從表10資料與圖4，以MSCI遠東股價為中心與美國股價為中心相較，東亞10國朝向全球整合的程度似大於區域整合的程度，而若以東亞平均股價為中心與美國股價為中心比較，則顯示東亞10國朝向區域整合的程度似大於全球整合的程度。

$\beta$  收斂與  $\sigma$  收斂可分別針對區域金融整

合的速度與程度提供一個清晰的概念，而  $\sigma$  收斂的計算也毋須仰賴經濟計量方法<sup>註15</sup>，是其另一優點。但這兩個方法皆沒有考慮MSCI遠東股價指數變動率也可能受到美國股價指數變動率的影響，換句話說，區域性因素可能因全球性因素的變動而發生改變，因此無論是以  $\beta$  收斂或  $\sigma$  收斂當指標，都容

圖4 日平均東亞10國股價指數變動率橫剖面波動程度( $\sigma$  收斂)

易顯示出東亞股市朝向區域整合或全球整合程度差異不大的情況，因此在以下各節討論到區域與全球性因素或衝擊的地方，本文皆以經濟計量方法中的正交化方法，先剔除MSCI遠東股價指數變動率受到美國股價指數變動率影響的部分，再進行實證。

$\beta$  收斂與  $\sigma$  收斂另一個可能的問題是來自於方程式中的誤差項，若誤差項本身包含

全球的衝擊、區域的衝擊以及與各國內部有關地方的衝擊等在內，則收斂產生的來源，並不一定來自於全球或區域的因素。以  $\sigma$  收斂為例，區域內的國家可能在實際上係處於非整合或低度整合的情況，但如果因地方的衝擊下降而使得橫剖面波動程度降低，容易誤判為區域金融整合程度上升。

## 肆、東亞地區股票市場共同因素的檢證

本節以Kalman濾波器法，針對東亞各國股票價格指數變動率以區域內影響與區域外或全球性影響兩個共同因素進行實證。一如前節，採用Kalman濾波器法的優點，在於可將有關的係數設定為隨著時間變動，以觀察區域內各國股市受到區域內與區域外隨著時間演進的相對變化。

限定模型的作法，係將區域內影響與全球性影響兩個共同因素的係數限定在0與1之間，而且兩者之間呈現等量的取捨關係，易言之，兩個係數之和為1：若區域內的影響程度擴大，則代表區域外或全球性的影響減少。以下為基本模型的設定：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} r_{msci,t} + (1 - \beta_{i,t}) r_{us,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

### 一、限定模型的設定



$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \xi_{\beta,t} \quad (9)$$

其中， $r_{i,t}$ ： $t$  期  $i$  國的股價變動率； $\alpha_i$ ：常數項， $r_{msci,t}$ ：MSCI遠東股價指數變動率， $r_{us,t-1}$ ：前一日美國S&P 500股價指數變動率。

根據(8)式，東亞各國股價指數變動率受到  $r_{msci,t}$  與  $r_{us,t-1}$  兩個共同因素影響，其中  $r_{msci,t}$  代表區域內影響， $r_{us,t-1}$  代表區域外影響或全球性影響。誤差項則為未被區域內與區域外影響等兩個因素決定的部分，其假設與前節相同。

類似於(8)與(9)式限定模型的設定最早源自於Haldane and Hall (1991)對英鎊、馬克與美元關係的研究，其後Manning (2002)以之做為分析東南亞股票市場收斂性的探討，Kim et al. (2004)與Yu et al.(2007)則分別將之應用於歐洲聯盟與東亞地區金融整合的研究。此種設定方式的優點為將係數限定在0與1之間，且可隨著時間改變，理論上若  $\beta_{i,t}$  趨近於1，則代表東亞股市趨向於區域整合，而若  $\beta_{i,t}$  趨近於0，則代表東亞股市走向全球整合。

不過，此一設定也有它的缺點。(8)式假設  $r_{msci,t}$  與  $r_{us,t-1}$  這兩個因素相互獨立，然而  $r_{msci,t}$  本身也可能受到  $r_{us,t-1}$  的影響。因此，此處我們將這兩個變數正交化，以扣除  $r_{us,t-1}$  對  $r_{msci,t}$  的影響：

$$r_{msci,t} = \gamma_t r_{us,t-1} + \varepsilon_{msci,t} \quad (10)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \xi_{\gamma,t} \quad (11)$$

式中，MSCI遠東股價指數變動率係受美國股價指數變動率的影響，其係數  $\gamma_t$  也設為隨機漫步形式。因此(8)式可改寫成

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} (r_{msci,t} - \gamma_t r_{us,t-1}) + (1 - \beta_{i,t}) r_{us,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

## 二、係數為加權平均的區域整合指標

本小節根據前述模型以Kalman濾波器法進行實證，並將係數實證結果的平均值列示於表11，以做為觀察隨著時間演變東亞各國股市的整合程度。就該13年資料觀察，1994至2003年間東亞地區股票市場的整合程度呈現上升的趨勢。但2004至2007年這一段期間，則顯示了整合程度下降，似與該段期間正值美國股市與房地產市場興旺且美國貿易赤字擴大有關。至於下降主要的來源為香港、日本、南韓與菲律賓，似對美國股市變動的敏銳度增大。

至於美國股市對東亞股市的影響，根據表11，即使是東亞股票市場整合程度最高的2003年，美國股市對東亞各國股市的影響力仍超過45%，影響程度不低。再就該年以後觀察，至2007年，美國股市對東亞股市平均的影響力已接近65%，由於本文係將美國股市視為區域外或全球性的影響，此一實證結果似顯示，從股票市場的角度來看，東亞區域金融整合的程度低於與全球金融整合的程度。

表11 日平均東亞地區各國股票市場的區域整合程度

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	區域整合	全球整合
1994	0.199	0.291	0.223	0.777	0.291	0.396	0.136	0.327	0.157	0.128	0.292	0.708
1995	0.229	0.215	0.163	0.743	0.215	0.284	0.185	0.234	0.218	0.167	0.265	0.735
1996	0.328	0.244	0.300	0.783	0.245	0.429	0.384	0.442	0.330	0.293	0.378	0.622
1997	0.357	0.341	0.359	0.845	0.342	0.440	0.359	0.383	0.415	0.339	0.418	0.582
1998	0.292	0.465	0.416	0.698	0.466	0.414	0.325	0.479	0.466	0.273	0.429	0.571
1999	0.352	0.429	0.306	0.671	0.429	0.390	0.316	0.391	0.468	0.397	0.415	0.585
2000	0.473	0.369	0.486	0.647	0.368	0.476	0.428	0.443	0.482	0.427	0.460	0.540
2001	0.507	0.446	0.530	0.840	0.446	0.471	0.532	0.520	0.508	0.422	0.522	0.478
2002	0.514	0.500	0.500	0.787	0.500	0.484	0.486	0.546	0.510	0.443	0.527	0.473
2003	0.588	0.511	0.591	0.788	0.511	0.503	0.442	0.499	0.535	0.514	0.548	0.452
2004	0.485	0.424	0.452	0.662	0.424	0.349	0.220	0.399	0.480	0.491	0.439	0.561
2005	0.447	0.431	0.391	0.591	0.431	0.370	0.317	0.396	0.469	0.444	0.429	0.571
2006	0.399	0.403	0.324	0.788	0.403	0.258	0.182	0.321	0.351	0.394	0.382	0.618
2007	0.440	0.361	0.319	0.608	0.360	0.284	0.071	0.326	0.349	0.420	0.354	0.646
平均	0.401	0.388	0.383	0.731	0.388	0.396	0.313	0.407	0.410	0.368	0.418	0.582

資料來源：本研究。

### 三、非限定模型

前述的實證結果為基於限定模型而得，因此東亞股市對區域內影響與全球性影響兩個共同因素的反應，係呈等量的取捨關係。本小節放寬此一假設，根據以下的非限定模型做為實證的基礎：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} r_{msci,t} + \delta_{i,t} r_{us,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \xi_{\beta,t} \quad (14)$$

$$\delta_{i,t} = \delta_{i,t-1} + \xi_{\delta,t} \quad (15)$$

(13)式不再限定係數為  $\beta_{i,t}$  與  $1 - \beta_{i,t}$ ，而是不同的待估計係數： $\beta_{i,t}$  與  $\delta_{i,t}$ ，可做為東亞地區反應區域與全球相對影響的比較基礎。一如限定模型，此處先將  $r_{msci,t}$  與  $r_{us,t-1}$  正交化，以扣除  $r_{us,t-1}$  對  $r_{msci,t}$  的影響。

表12為東亞地區各國股票市場反應全球影響的實證結果，根據該表，美國股市對東

亞股市的平均影響力於2002年達到一個低點以後逐漸上升，至2007年，美國股價變動率每變動1個百分點，東亞股市股價變動率則隨之變化約0.68個百分點。以該年為準，受影響程度最高的3個股市依次為菲律賓、新加坡與香港。台灣股市雖然受影響程度也不低，超過0.5個百分點，但在東亞各股市中處於後段。受影響程度最低的股市為中國大陸股市，僅及0.06個百分點左右，顯示該股市受到全球性的影響程度並不高，似自成一個體系。

表13為東亞地區各國股票市場反應區域影響的實證結果，根據該表，東亞各國股市反應區域內影響的程度於1998年達到一個高點，平均為0.454，應係反映亞洲金融危機的影響，其後至2006年，顯示出起伏波動，且各年係數皆不到0.4，但到了2007年則上

表12 日平均東亞地區各國股票市場對全球影響的反應係數

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	0.453	1.142	0.151	0.181	0.080	0.467	0.351	0.491	0.373	0.245	0.393
1995	0.172	1.257	0.389	0.430	0.067	0.599	0.533	0.635	0.712	0.311	0.511
1996	0.084	0.748	0.359	0.454	0.036	0.358	0.357	0.427	0.424	0.191	0.344
1997	0.104	0.652	0.385	0.343	0.228	0.227	0.328	0.406	0.240	0.174	0.309
1998	0.100	0.962	0.619	0.439	0.422	1.079	0.646	0.824	0.543	0.364	0.600
1999	0.071	0.652	0.587	0.378	0.558	0.299	0.478	0.531	0.423	0.253	0.423
2000	0.000	0.755	0.244	0.447	0.829	0.187	0.349	0.477	0.428	0.272	0.399
2001	0.017	0.561	0.090	0.376	0.595	0.147	0.064	0.351	0.185	0.335	0.272
2002	0.032	0.376	0.107	0.390	0.432	0.163	0.164	0.280	0.127	0.350	0.242
2003	0.009	0.343	0.190	0.397	0.484	0.168	0.280	0.263	0.202	0.373	0.271
2004	0.000	0.546	0.321	0.666	0.516	0.290	0.470	0.348	0.274	0.403	0.383
2005	0.025	0.410	0.373	0.565	0.501	0.156	0.310	0.286	0.285	0.431	0.334
2006	0.041	0.543	0.677	0.551	0.508	0.226	0.709	0.498	0.393	0.440	0.459
2007	0.063	0.885	0.791	0.692	0.664	0.691	1.149	0.843	0.518	0.504	0.680
平均	0.084	0.702	0.377	0.451	0.423	0.361	0.442	0.476	0.366	0.332	0.401

資料來源：本研究。

升至0.41左右。比較表12與13，平均而言，東亞地區對全球影響的敏銳度要高於對區域影響的敏銳度。就各國股市而言，除了日本以外，也出現類似的型態。不過日本股市對

區域影響的反應較高，有可能係因為MSCI遠東股價指數中，日本股市所占比重較大所致。

表13 日平均東亞地區各國股票市場對區域影響的反應係數

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	0.137	0.517	0.075	0.772	0.037	0.500	-0.022	0.313	0.208	0.001	0.254
1995	0.099	0.241	0.069	0.806	0.107	0.215	0.105	0.171	0.195	0.054	0.206
1996	0.092	0.339	0.099	1.018	-0.024	0.341	0.126	0.387	0.175	0.042	0.259
1997	0.072	0.439	0.155	0.959	-0.066	0.225	0.106	0.231	0.010	0.011	0.214
1998	0.028	0.664	0.420	0.735	0.406	0.719	0.301	0.621	0.538	0.105	0.454
1999	0.019	0.417	0.243	0.704	0.327	0.221	0.226	0.280	0.334	0.158	0.293
2000	0.019	0.480	0.219	0.773	0.536	0.165	0.181	0.363	0.359	0.160	0.325
2001	0.023	0.536	0.150	1.038	0.652	0.116	0.133	0.401	0.168	0.180	0.340
2002	0.046	0.337	0.126	0.984	0.488	0.080	0.128	0.281	0.189	0.237	0.290
2003	0.055	0.292	0.299	0.945	0.484	0.156	0.100	0.274	0.190	0.343	0.314
2004	0.070	0.379	0.336	0.818	0.626	0.192	0.111	0.287	0.370	0.407	0.360
2005	0.083	0.332	0.266	0.658	0.602	0.095	0.093	0.196	0.299	0.385	0.301
2006	0.100	0.347	0.321	0.896	0.538	0.089	0.145	0.298	0.190	0.339	0.326
2007	0.124	0.535	0.386	0.848	0.539	0.315	0.217	0.498	0.232	0.397	0.409
平均	0.069	0.418	0.226	0.854	0.375	0.245	0.139	0.329	0.247	0.201	0.310

資料來源：本研究。

## 伍、全球衝擊、區域衝擊與區域金融整合

若以全球的角度觀察，一國金融市場的衝擊或訊息的來源可分為來自於全球的衝擊、區域的衝擊，以及與各國自身有關之地方的衝擊。就區域整合或全球整合而言，如果一個地區走向區域金融整合，表示區域內各種金融交易的藩籬逐漸減少，該地區國家的金融市場價格或其變動率應該會對區域的衝擊的反應愈來愈顯著，如果係走向全球整合，則各國理應對全球的衝擊的反應程度較高。這是Baele et al. (2004)認為也應以訊息為基礎衡量區域金融整合程度的基本理由。又這一類的實證模型一般稱之為波動性—外溢模型(volatility spillover model)<sup>註16</sup>，也應用於金融市場外溢效果的研究。

### 一、模型的設定與估計步驟

以訊息為基礎模型的基本方法為將一國股價變動率區分為預料到的與未預料到的兩個部分，後者又進一步區分為全球的衝擊、區域的衝擊及與各國有關地方的衝擊<sup>註17</sup>，整個模型最終的目的為除了估計全球衝擊與區域衝擊反應係數外，並估計該3種衝擊條件變異數，並求算其各自占總衝擊變異的比率，以觀察其比重變化。在本節中，未預料到的美國股價變動率與MSCI股價變動率，分別代表來自全球與來自區域的衝擊。

本節以Baltzer et al. (2008)的模型為基礎

進行實證<sup>註18</sup>，首先以單一方程式GARCH模型估計美國股價變動率及其條件變異數。條件平均值方程式為：

$$r_{us,t} = \alpha_{us} + \gamma_{us} r_{us,t-1} + \varepsilon_{us,t} \quad (16)$$

條件變異數方程式則為

$$E_{t-1}(\varepsilon_{us,t}^2) = \sigma_{us,t}^2 = \delta_{us,0} + \delta_{us,1} \varepsilon_{us,t-1}^2 + \delta_{us,2} \sigma_{us,t-1}^2 \quad (17)$$

(16)式中，美國股價變動率分為兩部分，其中預料到的部分為 $r_{us,t} = \alpha_{us} + \gamma_{us} r_{us,t-1}$ 所代表的AR(1)過程，而未預料到的部分則為 $\varepsilon_{us,t}$ ，至於其條件變異數則受前期誤差平方 $(\varepsilon_{us,t-1}^2)$ 與前期條件變異數 $(\sigma_{us,t-1}^2)$ 的影響，這是一個相當標準的單一方程式AR(1)-GARCH(1, 1)模型。

其次估計代表區域性因素的MSCI遠東股價指數變動率：

$$r_{msci,t} = \alpha_{msci} + \gamma_{msci} r_{msci,t-1} + \varepsilon_{msci,t} \quad (18)$$

$$\varepsilon_{msci,t} = \delta \varepsilon_{us,t-1} + e_{msci,t} \quad (19)$$

(18)式與(16)式相似，MSCI遠東股價指數變動率預料到的部分為 $\alpha_{msci} + \gamma_{msci} r_{msci,t-1}$ 所代表的AR(1)過程，而未預料到的部分則為 $\varepsilon_{msci,t}$ 。由於MSCI遠東股價指數變動率也會受美國股價指數變動率的影響，因此(19)式將(16)與(18)兩式的誤差項正交化，以排除美國股價的影響，並以下式估計其條件變異數：

$$E_{t-1}(e_{msci,t}^2) = \sigma_{msci,t}^2 = \delta_{msci,0} + \delta_{msci,1} \varepsilon_{msci,t-1}^2 + \delta_{msci,2} \sigma_{msci,t-1}^2 \quad (20)$$

再次則為估計東亞10國各股價指數變動率，我們設定下式：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

(21)式為東亞各國股價變動率方程式，一如之前的方程式，東亞各國股價指數變動率係由  $\alpha_i + \gamma_i r_{i,t-1}$  所代表的AR(1)過程以及一誤差項  $\varepsilon_{i,t}$  所解釋，其條件平均值方程式設定為

$$\varepsilon_{i,t} = \beta_{i,t-1}^{us} \varepsilon_{us,t-1} + \beta_{i,t}^{msci} e_{msci,t} + e_{i,t} \quad (22)$$

式中， $\varepsilon_{us,t-1}$ 、 $e_{msci,t}$  與  $e_{i,t}$  分別代表全球的衝擊、區域的衝擊及與東亞各國有關地方的衝擊或訊息，係數  $\beta_{i,t-1}^{us}$  與  $\beta_{i,t}^{msci}$  為可隨著時間變化的隨機漫步型態。此處採用的自變數為  $\varepsilon_{us,t-1}$ ，而不是  $\varepsilon_{us,t}$ ，理由與前面數節相同：本文係以日資料進行實證，應考慮不同區域股市開市與收市的時間差，以至少避免使用日資料所產生的跨洲非同步性(non-synchronous)問題。

條件變異數方程式則為

$$E_{t-1}(e_{i,t}^2) = \sigma_{i,t}^2 = \delta_{i,0} + \delta_{i,1} e_{i,t-1}^2 + \delta_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 \quad (23)$$

我們根據實證結果可得到東亞個別股價指數變動率未預料到部分的條件變異數方程式：

$$E_{t-1}(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_{i,\varepsilon,t}^2 = (\beta_{i,t-1}^{us})^2 \sigma_{us,t-1}^2 + (\beta_{i,t}^{msci})^2 \sigma_{msci,t}^2 + \sigma_{i,t}^2 \quad (24)$$

最後分別計算全球的衝擊、區域的衝擊與地方的衝擊的條件變異數及其占總衝擊變異的比率，(25)至(27)式為各該比率的公式：

$$\text{全球衝擊的比率} = \frac{(\beta_{i,t-1}^{us})^2 \sigma_{us,t-1}^2}{\sigma_{i,\varepsilon,t}^2} \quad (25)$$

$$\text{區域衝擊的比率} = \frac{(\beta_{i,t}^{msci})^2 \sigma_{msci,t}^2}{\sigma_{i,\varepsilon,t}^2} \quad (26)$$

$$\text{地方衝擊的比率} = \frac{\sigma_{i,t}^2}{\sigma_{i,\varepsilon,t}^2} \quad (27)$$

此外，我們也可以根據各誤差項的條件平均值方程式與各條件變異數的定義，進一步得到下列各種條件相關係數公式：

東亞各國與美國股價變動率未預料到部分的條件相關係數為

$$\rho_{i,us,t} = \frac{\beta_{i,t-1}^{us} \sigma_{us,t-1}}{\sigma_{i,\varepsilon,t}} \quad (28)$$

東亞各國與MSCI遠東股價變動率未預料到部分的條件相關係數為

$$\rho_{i,msci,t} = \frac{\delta \beta_{i,t-1}^{us} \sigma_{us,t-1}^2 + \beta_{i,t}^{msci} \sigma_{msci,t}^2}{\sigma_{i,\varepsilon,t} \sigma_{msci,t}} \quad (29)$$

東亞國家彼此之間( $i$ 與 $j$ )股價變動率未預料到部分的條件相關係數為

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\beta_{i,t-1}^{us} \beta_{j,t-1}^{us} \sigma_{us,t-1}^2 + \beta_{i,t}^{msci} \beta_{j,t}^{msci} \sigma_{msci,t}^2}{\sigma_{i,\varepsilon,t} \sigma_{j,\varepsilon,t}} \quad (30)$$

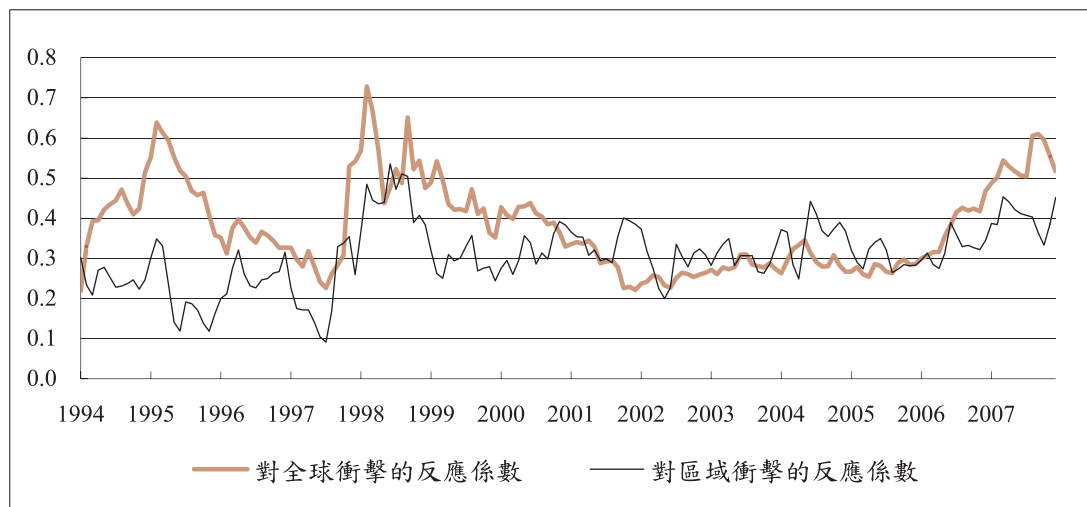
從(28)至(30)式可看出決定各條件相關係數的決定因素，其中出現在分母中的各國股價變動率總變異為相當重要的因素，若各國總變異主要為來自於地方衝擊所造成的變異，則即使  $\beta_{i,t-1}^{us}$  與  $\beta_{i,t}^{msci}$  等數值不低，各條件相關係數值也會偏低。

東亞股市全球整合與區域整合程度指標方面，歐洲中央銀行年度的「歐洲金融整合」(Financial Integration in Europe)與世界銀行的「東亞金融—邁向健全的市場之路」(East Asian Finance: the Road to Robust Markets)分析報告中<sup>註19</sup>，既以反應係數為指標，也觀察全球衝擊與區域衝擊比率；但若根據波動性—外溢模型原創者Bekaert and Harvey<sup>註20</sup>，反應係數應為全球與區域整合的指標，而全球衝擊與區域衝擊比率代表波動的比率。本文將不同指標的實證結果分節列示。

## 二、東亞股市對全球與區域衝擊的反應係數

若以東亞股市對全球與區域影響的反應係數  $\beta_{i,t-1}^{us}$  與  $\beta_{i,t}^{msci}$ <sup>註21</sup>，分別為全球整合與區域整合的指標，實證結果顯示兩者數值皆不低。圖5為針對(22)式實證，所得到的東亞股市對全球影響與對區域衝擊反應係數跨國日平均時間數列值。從該圖觀察，大體上而言，東亞股市對美國股價變動率的隨機波動反應較為敏銳，2001至2006年間，東亞股市對其反應的程度雖低於對區域股價變動率中隨機變動的部分，但差距並不大。就2007年而言，東亞股市對美國股價變動率隨機波動的反應係數約在0.5與0.6之間，亦即每增加1個百分點的隨機波動會對東亞股價變動率會造成0.5至0.6個百分點的變化，因此從2006年及以後反應程度來看，東亞股市較受制於

圖5 東亞股市對全球與區域衝擊的平均反應係數



來自全球的衝擊，或走向全球整合的程度較高。

另一方面，東亞股市對來自於區域衝擊的反應較為平穩，1999至2006年間，東亞股市對MSCI遠東股價變動率隨機波動的反應程度在0.3至0.4之間浮動，亦即每1個百分點

的變動會對東亞股價變動率會造成0.3至0.4個百分點的變化。

本文亦將圖5的資料以HP濾波器過濾，以觀察其變動的趨勢，列示於圖6。根據圖6，1994至2000年與2006至2007年這兩段期間，東亞股市全球整合的程度較高，至2007

圖6 東亞股市對全球與區域衝擊的平均反應係數(以HP濾波器過濾)

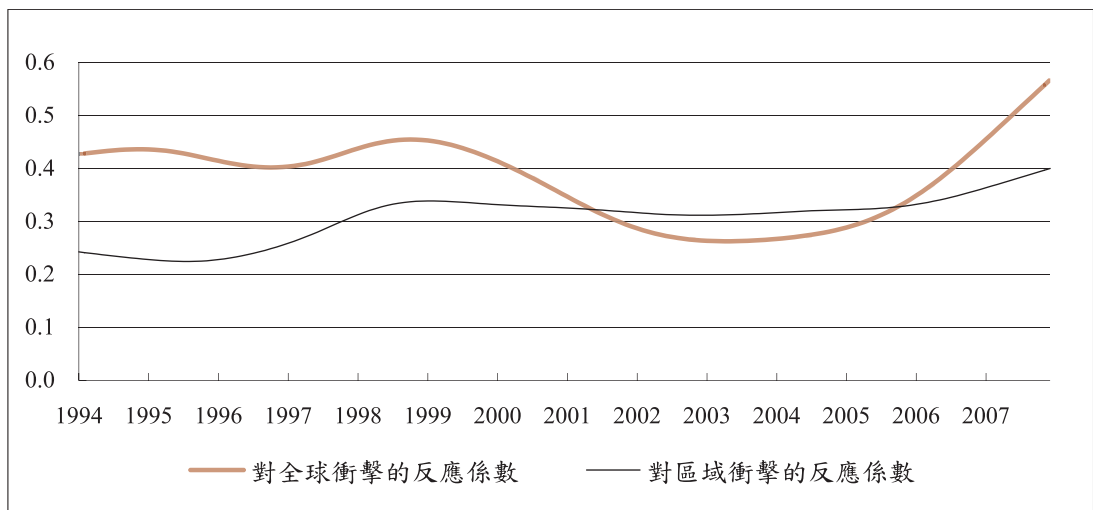


表14 東亞各國股市對全球衝擊的反應係數

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	0.518	1.155	0.162	0.328	0.091	0.485	0.316	0.463	0.334	0.226	0.408
1995	0.215	1.293	0.394	0.382	0.083	0.592	0.521	0.628	0.692	0.308	0.511
1996	0.114	0.782	0.339	0.435	0.037	0.365	0.340	0.472	0.434	0.205	0.352
1997	0.116	0.661	0.386	0.432	0.225	0.244	0.332	0.408	0.264	0.178	0.324
1998	0.106	0.894	0.584	0.415	0.407	0.991	0.561	0.731	0.513	0.338	0.554
1999	0.082	0.666	0.601	0.420	0.567	0.291	0.485	0.551	0.437	0.271	0.437
2000	0.017	0.747	0.253	0.425	0.835	0.195	0.350	0.486	0.431	0.274	0.401
2001	0.024	0.599	0.104	0.436	0.620	0.159	0.085	0.371	0.198	0.334	0.293
2002	0.035	0.386	0.108	0.440	0.443	0.164	0.161	0.286	0.125	0.354	0.250
2003	0.020	0.343	0.198	0.445	0.516	0.177	0.272	0.250	0.210	0.388	0.282
2004	0.011	0.444	0.214	0.445	0.417	0.203	0.409	0.254	0.202	0.384	0.298
2005	0.027	0.355	0.307	0.446	0.369	0.137	0.283	0.232	0.215	0.390	0.276
2006	0.032	0.429	0.597	0.443	0.371	0.197	0.628	0.377	0.326	0.389	0.379
2007	0.035	0.680	0.646	0.442	0.488	0.566	1.067	0.632	0.430	0.407	0.539
平均	0.096	0.674	0.349	0.424	0.391	0.340	0.415	0.439	0.344	0.318	0.379

資料來源：本研究。

年已接近0.6的水準，而在2001年中至2006年間，則為區域整合程度略高於全球整合。長期來看，東亞股市區域整合的腳步較為平穩，2007年約為0.4的水準。

就表14對全球衝擊的反應係數觀察，14年長期平均，香港、新加坡與日本股市是對全球股價隨機波動反應最為敏銳的3個股

市。另一方面，新興大陸經濟體的股市則對全球影響的反應程度最低，與東亞其他國家相比差距亦大，似自成一個格局。

就表15觀察，14年間平均而言，日本、香港、南韓與新加坡等股市為對區域隨機波動影響最大的股市，大陸股對區域隨機衝擊的反應度則最低。

表15 東亞各國股市對區域衝擊的反應係數

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	0.126	0.516	0.071	0.765	0.031	0.473	-0.010	0.299	0.190	0.004	0.246
1995	0.078	0.232	0.071	0.814	0.105	0.217	0.110	0.168	0.192	0.054	0.204
1996	0.074	0.339	0.095	1.012	-0.032	0.332	0.120	0.400	0.174	0.042	0.256
1997	0.058	0.440	0.148	0.955	-0.064	0.217	0.095	0.235	0.007	0.017	0.211
1998	0.018	0.669	0.402	0.732	0.397	0.684	0.275	0.619	0.561	0.122	0.448
1999	0.015	0.421	0.236	0.708	0.324	0.212	0.230	0.267	0.326	0.169	0.291
2000	0.014	0.476	0.205	0.779	0.528	0.172	0.172	0.354	0.353	0.160	0.321
2001	0.017	0.536	0.152	1.046	0.655	0.127	0.141	0.405	0.174	0.177	0.343
2002	0.044	0.338	0.118	0.985	0.489	0.083	0.144	0.284	0.185	0.232	0.290
2003	0.054	0.289	0.283	0.944	0.463	0.147	0.095	0.246	0.171	0.330	0.302
2004	0.069	0.376	0.333	0.834	0.621	0.198	0.116	0.284	0.375	0.397	0.360
2005	0.083	0.328	0.273	0.656	0.601	0.102	0.090	0.191	0.296	0.383	0.300
2006	0.102	0.344	0.313	0.877	0.538	0.084	0.148	0.303	0.190	0.337	0.324
2007	0.126	0.553	0.357	0.852	0.545	0.294	0.212	0.484	0.217	0.395	0.404
平均	0.063	0.418	0.218	0.854	0.372	0.239	0.138	0.324	0.244	0.201	0.307

資料來源：本研究。

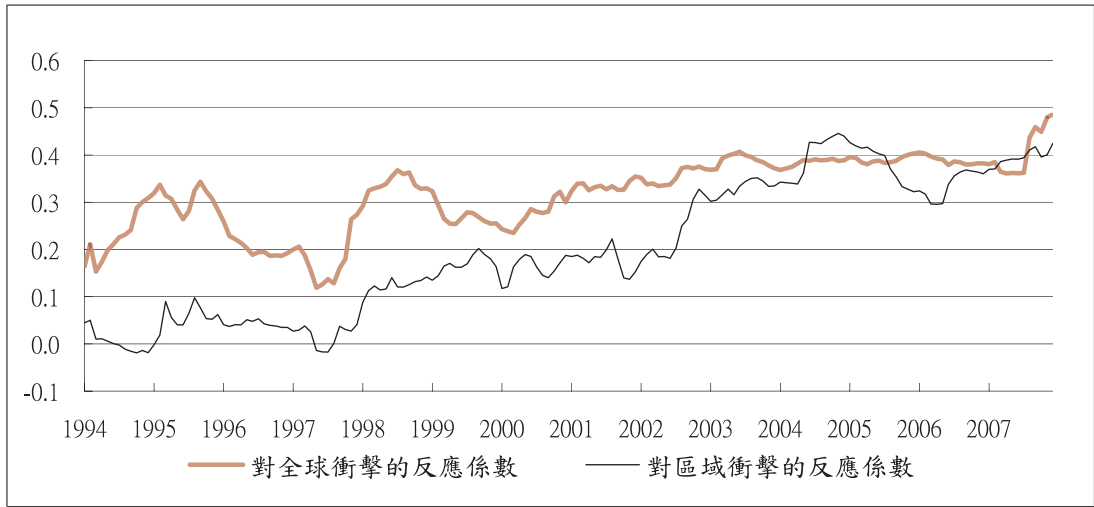
整體而言，東亞各國股市既有朝向全球整合也有走向區域整合的趨勢，同時在長期間互有起伏，但若根據圖5與6，近兩年來東亞各國向全球整合的程度較高。

台灣股市方面，就14年平均而言，其對全球影響的反應程度在東亞國家居於後段，但自2003年以來，其程度皆在0.38以上，也就是美國股價變動率每增加1個百分點的隨機波動，對台灣股價變動率約增加0.4個百分點未預料到的波動，受影響程度不低。到了

2007年，台灣股市對全球衝擊的反應程度上升，至年底已達將近0.5的水準。在對區域隨機衝擊影響的反應程度方面，就14年平均而言，其在東亞國家也居於後段，但自2004年以來，也有將近約0.4的程度，也就是區域股價變動率每增加1個百分點的隨機波動，對台灣股價變動率約增加0.4個百分點未預料到的波動，受影響程度也不低。長期而言，來自全球衝擊的反應係數高於來自區域衝擊的反應係數(圖7)。



圖7 台灣股市對全球與區域衝擊的反應係數



### 三、東亞股市全球衝擊與區域衝擊的比率

首先將(25)至(27)式實證結果化為年資料列於表16，該表顯示以下兩個特點：

1. 相對於地方的衝擊規模，無論是全球的衝擊或區域的衝擊所占總變異的比重皆不高，代表東亞各國股市主要仍受與自身有關的地方的衝擊影響，14年間平均比率接近0.8。但2005至2007年該比率似有降低的傾向，2007年已降至0.7以下。

2. 比較全球的衝擊與區域的衝擊比重，就14年平均而言，東亞股市因應區域的衝擊的比率為0.089，低於全球衝擊比率的0.117，但差距不大。若就各年觀察，東亞股市因應區域衝擊的比率自2000年的0.086回升，2006年達到0.156，比率仍然不高，但已是各年次高的水準，但到了2007年，美國次

級房貸風暴對美國股市造成波動起伏，並將其影響傳送至全球各地，區域衝擊比率回降至0.133，而全球衝擊比率則回升至0.180。

本文另將(25)與(26)式實證結果化為月資料，列示於圖8，該圖在相當程度上反映出經濟金融重大事件對東亞股市所造成的衝擊。例如，1997至1998年間為亞洲金融危機，這是一種區域的衝擊，因此自1997年中期起，區域衝擊的比率開始上升，至1998年初期，此一衝擊達到最高點，幾接近0.3或30%比率的水準。再如，2002年因美國安隆公司所引發的公司治理與會計假帳醜聞、美伊情勢緊張等因素的影響，使得東亞股市對美國股市的反應十分敏銳。又如，在2007年間，美國股市因受美國次級房貸問題的影響而下挫，進而影響全球，這是一種全球的衝擊，也反映該年全球衝擊比率不斷上升的情況。

表16 全球的衝擊、區域的衝擊與地方的衝擊占總變異比率

	全球的衝擊	區域的衝擊	地方的衝擊
1994	0.057	0.072	0.871
1995	0.080	0.082	0.838
1996	0.091	0.100	0.809
1997	0.073	0.086	0.841
1998	0.098	0.165	0.737
1999	0.116	0.087	0.797
2000	0.124	0.086	0.790
2001	0.095	0.143	0.761
2002	0.101	0.117	0.781
2003	0.073	0.128	0.799
2004	0.047	0.158	0.795
2005	0.050	0.123	0.826
2006	0.065	0.156	0.779
2007	0.180	0.133	0.687
平均	0.089	0.117	0.794

資料來源：本研究。

另一個有趣的時段則發生在2004年第2季左右，該季東亞股市受到區域與全球的衝擊：來自區域的衝擊包括中國大陸採取一連串宏觀調控的經濟降溫措施與外資撤離亞洲股市，而來自全球的衝擊則包括對美國聯準會升息的預期心理與油價上升，而本節的模

型似顯示該時段東亞股市反映區域的衝擊遠高於全球的衝擊。

圖8呈現兩比率上下起伏的現象，不易看出兩者趨勢，因此我們再以Hodrick-Prescott濾波器過濾月資料，得到兩個比率的時間趨勢數列值，列示於圖9。該圖顯示，

圖8 東亞股價變動率波動性來自全球衝擊與區域衝擊的比率

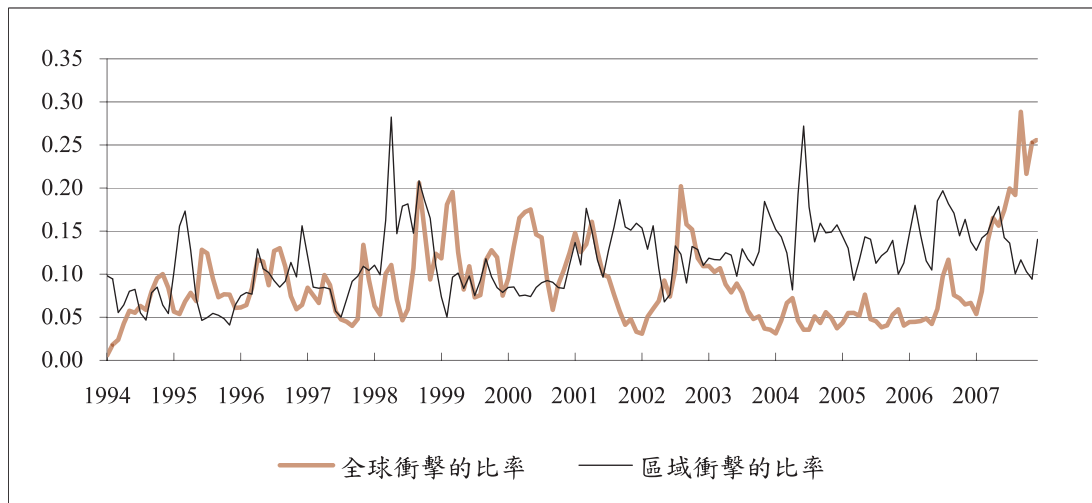
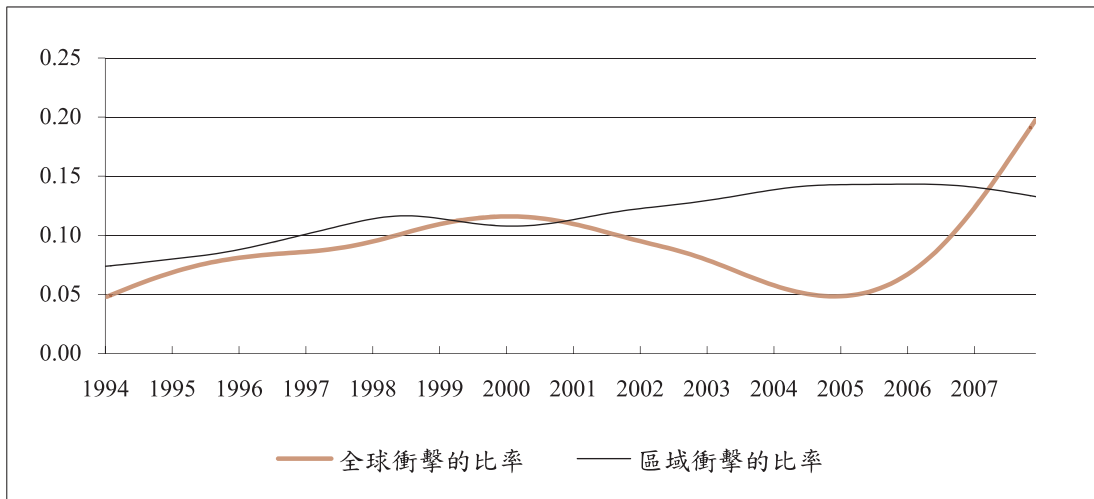


圖9 東亞股價變動率波動性來自全球衝擊與區域衝擊的比率  
(以HP濾波器過濾)



2000年以後東亞股市因應區域衝擊的比率緩慢上升，代表區域整合的程度逐漸上升，但2006年以後則有走下坡的傾向。另一方面，2000年全球衝擊的比率開始逐漸下降，但2005年及以後又快速上升，似顯示全球因素

牽動東亞金融的力量擴大，應係來自於美國次級房貸危機對全球金融所產生的衝擊。

各國股市因應全球衝擊與區域衝擊的比率，分別列於表17與18。就該兩表觀察，14年長期平均而言，香港、新加坡與日本股

表17 東亞各國股價變動率波動性來自全球衝擊的比率

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	0.016	0.227	0.017	0.050	0.005	0.082	0.026	0.106	0.032	0.010	0.057
1995	0.003	0.287	0.069	0.027	0.002	0.085	0.067	0.153	0.087	0.014	0.080
1996	0.002	0.302	0.066	0.107	0.001	0.118	0.057	0.171	0.069	0.014	0.091
1997	0.005	0.184	0.083	0.108	0.020	0.054	0.078	0.149	0.029	0.018	0.073
1998	0.009	0.148	0.078	0.093	0.045	0.145	0.122	0.185	0.081	0.075	0.098
1999	0.005	0.197	0.151	0.151	0.072	0.055	0.192	0.220	0.074	0.039	0.116
2000	0.000	0.247	0.061	0.183	0.172	0.072	0.141	0.222	0.110	0.033	0.124
2001	0.001	0.256	0.014	0.132	0.199	0.063	0.021	0.166	0.041	0.061	0.095
2002	0.002	0.209	0.033	0.196	0.133	0.099	0.053	0.139	0.051	0.099	0.101
2003	0.000	0.111	0.031	0.137	0.123	0.081	0.060	0.056	0.041	0.091	0.073
2004	0.000	0.089	0.018	0.081	0.053	0.050	0.071	0.054	0.011	0.046	0.047
2005	0.000	0.082	0.044	0.116	0.051	0.034	0.030	0.050	0.017	0.080	0.050
2006	0.000	0.073	0.123	0.055	0.044	0.053	0.125	0.086	0.035	0.055	0.065
2007	0.001	0.163	0.201	0.135	0.116	0.278	0.491	0.222	0.102	0.093	0.180
平均	0.003	0.184	0.071	0.112	0.074	0.092	0.110	0.142	0.056	0.052	0.089

資料來源：本研究。

市，係其股價變動率波動來自全球衝擊與來自區域衝擊比率最高的3個股市。中國大陸股市在這兩方面的程度則皆為東亞各國最低。台灣股市在這兩方面的程度不高，代表其股價變動率波動的來源，主要係來自於地

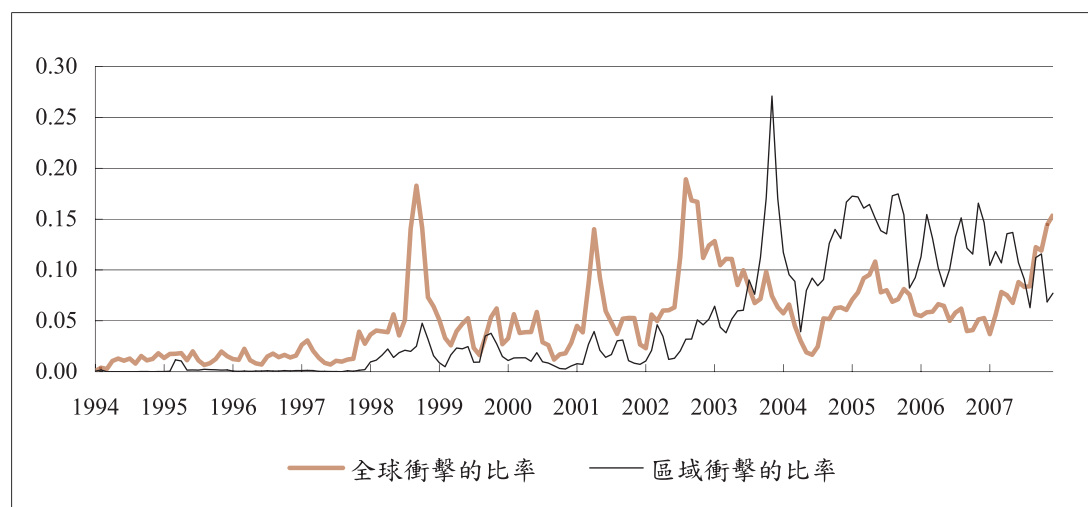
方衝擊。若就全球衝擊與區域衝擊比率比較，2004年以前，全球衝擊比率略高於區域衝擊比率，其後至2007年中期則情況相反。又2007年起，來自全球衝擊的比率逐漸升高，至年底已達0.15(圖10)。

表18 東亞各國股價變動率波動性來自區域衝擊的比率

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	東亞平均
1994	0.003	0.074	0.005	0.437	0.003	0.103	0.000	0.073	0.017	0.000	0.072
1995	0.003	0.051	0.019	0.491	0.024	0.064	0.021	0.102	0.045	0.003	0.082
1996	0.001	0.067	0.007	0.643	0.002	0.116	0.008	0.141	0.017	0.001	0.100
1997	0.002	0.091	0.019	0.618	0.007	0.029	0.016	0.072	0.011	0.001	0.086
1998	0.001	0.201	0.079	0.577	0.092	0.184	0.072	0.224	0.198	0.021	0.165
1999	0.000	0.096	0.030	0.483	0.030	0.034	0.053	0.079	0.050	0.020	0.087
2000	0.000	0.083	0.029	0.460	0.055	0.034	0.026	0.097	0.066	0.010	0.086
2001	0.000	0.197	0.035	0.697	0.202	0.047	0.027	0.182	0.028	0.018	0.143
2002	0.002	0.126	0.015	0.662	0.110	0.023	0.031	0.125	0.046	0.031	0.117
2003	0.003	0.093	0.084	0.661	0.132	0.064	0.014	0.095	0.031	0.101	0.128
2004	0.003	0.152	0.091	0.600	0.229	0.112	0.014	0.168	0.105	0.104	0.158
2005	0.003	0.132	0.058	0.457	0.256	0.029	0.006	0.080	0.062	0.148	0.123
2006	0.007	0.157	0.102	0.633	0.288	0.032	0.020	0.163	0.031	0.126	0.156
2007	0.004	0.112	0.071	0.564	0.169	0.097	0.024	0.157	0.028	0.103	0.133
平均	0.002	0.117	0.046	0.570	0.114	0.069	0.024	0.126	0.052	0.049	0.117

資料來源：本研究。

圖10 台灣股價變動率波動性來自全球衝擊與區域衝擊的比率



波動性—外溢模型分析仍有其限制，其在美國股價、MSCI遠東股價與東亞各國股價變動率之間關係具有遞迴(recursive)的特性，且假定東亞各國股價變動率來自地方衝擊的部分彼此不相關。另一個潛在的問題為區域內各股票市場可能經常受到共同衝擊的影響，而使得各股價變動率之間呈現相似的共變型態，但是否即代表股票市場整合程度提高，仍會產生疑義。

雖然如此，以訊息為基礎衡量方法的合理性仍高於前節的檢證方法。波動性—外溢模型將誤差項衝擊的來源分解成不同種類，再以GARCH方法進行檢證並計算各衝擊占總變異的比率，同時我們仍然可以從條件平均值方程式衡量區域內各國股市對來自於全球或區域隨機衝擊的反應程度，而前面各節則基本上係對誤差項採取一般的隨機干擾項假定，難以探討各種衝擊或訊息對東亞各國股價的驅動性影響力。由於波動性—外溢模型仍然在發展當中，未來對金融整合與金融波動性、外溢效果等的分析，應有其潛力。

## 六、東亞地區各國股市的相互影響

前節係以訊息為基礎的衡量方法實證，本節改以一般化變異數分解法探討東亞地區10國股市與美國股市彼此之間的相互影響關係。採用該法首先須建立向量自我迴歸計量模型估計，再以一般化變異數分解法觀察體系內每一隨機干擾項對於VAR體系內變數

預測誤差的相對影響大小。

在區域金融整合文獻分類上，變異數分解法歸類為股票市場共變性的研究方法，但因係以誤差變異數百分率決定貢獻的程度，本質上其實與以訊息為基礎衡量方法中對波動性衝擊來源分析有相當程度共通之處，並非兩種完全截然不同的方法。一般化變異數分解法優於以訊息為基礎的波動性—外溢模型之處，在於第一階段以VAR估計時不事先設定變數之間的特定因果關係，而是將各變數之間連同其落後項設定雙向影響關係，並在第二階段進行變異數分解時排除變數順序排列所產生不同結果的問題。

但有得也有失，就本文而言，由於MSCI遠東股價指數為包含東亞各國的綜合指數，因此原先充當區域影響因素的該股價變動率不宜與東亞各國股價同時聯立估計，否則會產生相當嚴重的所有變數重疊估計問題。此外，在實務上，將有關係數設定動態化並聯立估計較為困難，不易得到有意義的結果，因此本節以亞洲金融危機為斷點，分為1993年1月至1997年7月與1998年10月至2007年12月兩個期間估計，再比較該亞洲金融危機發生前與結束後前後兩期的差異。

### (一) 模型的設定

VAR模型可設定為：

$$R_t = C + \sum_{i=1}^n A_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (31)$$

其中， $R_t$  代表  $n$  個股票市場股價指數

變動率( $r_{it}$ )的  $n \times 1$  行向量， $C$  與  $A_j$  分別為  $n \times 1$  與  $n \times n$  係數矩陣， $\varepsilon_t$  為  $n \times 1$  的誤差項行向量。

變異數分解法將VAR模型的預測誤差變異數分解成百分比的大小，以觀察體系內每一隨機干擾項對於VAR體系內變數的相對影響大小，亦即可以百分率表示各變在解釋另一變預測誤差變異數(variance)的相對貢獻，藉以瞭解區域內各股票市場股票指數變動率變化的情形。雖然如此，傳統以Cholesky分解法所進行的變異數分解結果深受變數排列順序的影響。(31)式的VAR模型可寫成

$$R_t = C + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (32)$$

因此未來 $R_t$ 的未來  $s$  期預測誤差及其條件變異數分別為

$$\xi_{t,s} = \sum_{h=0}^s \Theta_h \varepsilon_{t+s-h} \quad (33)$$

$$Var(\xi_{t,s}) = \sum_{i=0}^s \Theta_i \Omega \Theta_i' \quad (34)$$

在傳統的變異數分解法下，向前 $s$ 期第 $j$ 個正交化衝擊之變異對 $r_{it}$ 總預測誤差變異的比率為

$$\theta_{ij,s} = \frac{\sum_{h=0}^s (\mathcal{G}_i' \Theta_h \Psi \mathcal{G}_j)^2}{\sum_{h=0}^s (\mathcal{G}_i' \Theta_h \Omega \Theta_h' \mathcal{G}_j)} \quad (35)$$

其中， $\theta_{ij,s}$ ：向前 $s$ 期第 $j$ 個正交化衝擊之變異對 $r_{it}$ 總預測誤差變異的比率； $\Psi$ ： $\Omega$ 的Cholesky分解矩陣； $\mathcal{G}_i$ ：第 $i$ 個變數單位向量。

根據(35)式，由於 $\Psi$ 決定於變數的排列順序，而 $\theta_{ij,s}$ 則決定於，因此 $\theta_{ij,s}$ 的大小會受到變數排列順序的影響。本節的VAR模型中包含11個國家的股價指數變動率變數，因此若以傳統Cholesky分解法進行變異數分解共可產生11!組的不同結果，固然可透過Granger因果關係檢定法或區塊外生性檢定法(Block Exogeneity test)，先行判斷各變數間的領先與落後或外生性強弱關係，以設定變數的排列順序，但這種作法仍然無法排除人為的判斷。

本文採用Pesaran and Shin (1998)所發展的一般化變異數分解法進行分析，使變異數分解結果不受變數排列順序的影響。基本上，Pesaran and Shin的作法為將(35)式代之以一個新的向前  $s$  期第  $j$  個正交化衝擊之變異對總預測誤差變異比率

$$\tilde{\theta}_{ij,s} = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^s (\mathcal{G}_i' \Theta_h \Omega \mathcal{G}_j)^2}{\sum_{h=0}^s (\mathcal{G}_i' \Theta_h \Omega \Theta_h' \mathcal{G}_j)} \quad (36)$$

由於上式以 $\Omega$ 取代了原先(35)式中的 $\Psi$ ，因此變異數分解的結果不受變數排列順序的影響，但缺點則為此時各變數對特定應變數的影響總和不會等於100%，因此本文將變異數分解結果加總，以之為分母後，再將個別變數之變異轉換為以百分比表示，使總和等於100%<sup>註22</sup>。

## (二) 實證結果

實證結果依前期與後期分別列示於表19與20，根據該兩表，所有變異數分解數據皆在第5期(約相當於一週的營業日)收斂至一

常數，此處以各國向前預測第10期的結果觀察。又該兩表列示方式為第1列為影響的國家，而第1行則為受影響國家。

表19 各國股票報酬率預測誤差變異數分解結果(1993/1~1997/7)

單位：%

	期數	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
中國大陸	2	98.786	0.155	0.266	0.058	0.142	0.028	0.129	0.140	0.231	0.007	0.059
	5	98.778	0.156	0.267	0.058	0.142	0.029	0.129	0.141	0.232	0.007	0.060
	10	98.778	0.156	0.267	0.058	0.142	0.029	0.129	0.141	0.232	0.007	0.060
香港	2	0.171	58.211	1.931	0.830	0.045	10.203	2.177	12.931	4.478	0.705	8.318
	5	0.171	58.210	1.931	0.830	0.045	10.203	2.178	12.931	4.478	0.705	8.317
	10	0.171	58.210	1.931	0.830	0.045	10.203	2.178	12.931	4.478	0.705	8.317
印尼	2	0.113	3.536	68.283	0.378	0.007	7.363	3.540	8.791	4.371	0.006	3.611
	5	0.115	3.545	68.165	0.377	0.007	7.375	3.534	8.814	4.383	0.006	3.679
	10	0.115	3.545	68.165	0.377	0.007	7.375	3.534	8.814	4.383	0.006	3.679
日本	2	0.118	1.311	0.584	91.877	0.304	0.673	0.027	1.640	0.159	0.306	3.001
	5	0.118	1.311	0.585	91.876	0.304	0.673	0.027	1.640	0.160	0.306	3.001
	10	0.118	1.311	0.585	91.876	0.304	0.673	0.027	1.640	0.160	0.306	3.001
南韓	2	0.169	0.018	0.020	0.089	98.404	0.199	0.052	0.107	0.233	0.168	0.542
	5	0.169	0.018	0.020	0.089	98.403	0.199	0.052	0.107	0.233	0.168	0.543
	10	0.169	0.018	0.020	0.089	98.403	0.199	0.052	0.107	0.233	0.168	0.543
馬來西亞	2	0.020	9.743	3.567	0.374	0.066	54.794	2.818	20.827	5.381	0.289	2.120
	5	0.021	9.743	3.567	0.374	0.066	54.791	2.820	20.826	5.382	0.290	2.121
	10	0.021	9.743	3.567	0.374	0.066	54.791	2.820	20.826	5.382	0.290	2.121
菲律賓	2	0.033	3.815	3.970	0.277	0.011	6.281	73.192	7.123	2.558	0.267	2.474
	5	0.035	3.818	3.970	0.277	0.011	6.285	73.118	7.136	2.563	0.267	2.520
	10	0.035	3.818	3.970	0.277	0.011	6.285	73.118	7.136	2.563	0.267	2.520
新加坡	2	0.080	11.556	4.349	0.934	0.105	18.784	2.894	50.294	5.779	0.440	4.783
	5	0.081	11.556	4.349	0.934	0.105	18.783	2.896	50.289	5.781	0.441	4.785
	10	0.081	11.556	4.349	0.934	0.105	18.783	2.896	50.289	5.781	0.441	4.785
泰國	2	0.159	5.974	1.542	0.201	0.142	7.791	0.781	8.632	72.714	0.197	1.868
	5	0.159	5.974	1.542	0.201	0.142	7.790	0.783	8.632	72.706	0.197	1.872
	10	0.159	5.974	1.542	0.201	0.142	7.790	0.783	8.632	72.706	0.197	1.872
台灣	2	0.037	1.429	0.209	0.357	0.014	1.356	0.263	1.667	1.097	92.921	0.649
	5	0.038	1.429	0.209	0.357	0.014	1.356	0.263	1.669	1.097	92.913	0.655
	10	0.038	1.429	0.209	0.357	0.014	1.356	0.263	1.669	1.097	92.913	0.655
美國	2	0.470	0.456	0.362	0.167	0.122	0.280	0.243	0.527	0.290	0.198	96.886
	5	0.470	0.456	0.362	0.167	0.122	0.280	0.243	0.527	0.290	0.198	96.885
	10	0.470	0.456	0.362	0.167	0.122	0.280	0.243	0.527	0.290	0.198	96.885

資料來源：本研究。

表20 各國股票報酬率預測誤差變異數分解結果(1998/10~2007/12)

單位：%

	期數	中國 大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來 西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
中國 大陸	2	94.105	2.017	0.673	0.540	0.182	0.296	0.024	1.070	0.390	0.560	0.143
	5	94.104	2.017	0.673	0.540	0.182	0.296	0.024	1.070	0.390	0.560	0.144
	10	94.104	2.017	0.673	0.540	0.182	0.296	0.024	1.070	0.390	0.560	0.144
香港	2	0.976	47.738	3.138	5.855	8.060	2.167	1.320	12.875	4.074	2.858	10.939
	5	0.976	47.737	3.138	5.856	8.060	2.167	1.320	12.875	4.074	2.858	10.940
	10	0.976	47.737	3.138	5.856	8.060	2.167	1.320	12.875	4.074	2.858	10.940
印尼	2	0.346	4.519	65.079	1.972	3.150	2.598	2.593	8.059	5.844	2.194	3.646
	5	0.346	4.519	65.077	1.972	3.150	2.598	2.593	8.060	5.844	2.194	3.647
	10	0.346	4.519	65.077	1.972	3.150	2.598	2.593	8.060	5.844	2.194	3.647
日本	2	0.347	7.183	1.797	56.590	7.825	2.262	1.035	7.640	1.860	3.471	9.990
	5	0.347	7.183	1.797	56.587	7.826	2.262	1.035	7.639	1.860	3.471	9.994
	10	0.347	7.183	1.797	56.587	7.826	2.262	1.035	7.639	1.860	3.471	9.994
南韓	2	0.058	8.946	2.381	6.964	52.257	1.469	1.467	9.222	4.051	5.227	7.957
	5	0.058	8.946	2.381	6.964	52.257	1.469	1.467	9.222	4.051	5.227	7.958
	10	0.058	8.946	2.381	6.964	52.257	1.469	1.467	9.222	4.051	5.227	7.958
馬來 西亞	2	0.211	3.104	3.178	2.784	2.139	69.914	1.355	6.667	4.444	1.279	4.925
	5	0.211	3.104	3.179	2.784	2.140	69.909	1.355	6.668	4.445	1.279	4.926
	10	0.211	3.104	3.179	2.784	2.140	69.909	1.355	6.668	4.445	1.279	4.926
菲律賓	2	0.151	3.550	3.927	1.528	3.063	1.774	67.786	5.985	4.624	1.013	6.600
	5	0.151	3.550	3.927	1.529	3.064	1.774	67.783	5.985	4.625	1.013	6.600
	10	0.151	3.550	3.927	1.529	3.064	1.774	67.783	5.985	4.625	1.013	6.600
新加坡	2	0.393	11.785	5.106	5.538	7.191	4.039	2.101	45.381	6.921	3.270	8.276
	5	0.393	11.785	5.106	5.538	7.191	4.039	2.101	45.380	6.921	3.270	8.277
	10	0.393	11.785	5.106	5.538	7.191	4.039	2.101	45.380	6.921	3.270	8.277
泰國	2	0.251	5.167	4.873	1.978	4.773	3.919	2.156	9.726	62.014	2.023	3.120
	5	0.251	5.167	4.873	1.978	4.773	3.919	2.156	9.727	62.013	2.023	3.120
	10	0.251	5.167	4.873	1.978	4.773	3.919	2.156	9.727	62.013	2.023	3.120
台灣	2	0.317	4.530	2.255	4.334	7.010	1.524	0.848	5.705	2.426	65.283	5.766
	5	0.317	4.530	2.255	4.334	7.010	1.524	0.848	5.705	2.427	65.281	5.768
	10	0.317	4.530	2.255	4.334	7.010	1.524	0.848	5.705	2.427	65.281	5.768
美國	2	0.007	1.423	0.227	1.712	1.442	0.125	0.073	2.848	0.537	0.797	90.809
	5	0.007	1.423	0.227	1.712	1.442	0.125	0.073	2.848	0.537	0.797	90.809
	10	0.007	1.423	0.227	1.712	1.442	0.125	0.073	2.848	0.537	0.797	90.809

資料來源：本研究。

首先觀察各股市對其他股市的影響，根據表21，在亞洲金融危機結束後，除了馬來西亞股市以外，東亞各國股市的表現受到區域內其他國家的影響程度擴大。相對上而言，以南韓、日本、台灣、泰國、香港、中國大陸與印尼等地股市受區域內國家影響的

程度擴大<sup>註23</sup>。

其次觀察各國股市對自身的影響，根據表22，除馬來西亞以外，東亞各國股市自身波動能夠解釋的部分降低。若依降低百分點程度大小排列則依序為南韓、日本、台灣、泰國、香港、菲律賓、新加坡、中國大陸與



印尼等。馬來西亞於亞洲金融危機後，本身取外匯管制措施以穩定金融所致。股市波動解釋的部分升高，應係受到該國採

表21 區域內其他國家股市對各國股市的影響

單位：%、百分點

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
前期	1.162	33.473	28.156	5.123	1.054	43.088	24.362	44.926	25.421	6.432
後期	5.752	41.323	31.277	33.419	39.785	25.165	25.167	46.343	34.867	28.951
變動	4.590	7.850	3.121	28.296	38.731	-17.923	0.805	1.417	9.446	22.519

資料來源：根據表19與20 計算。

表22 東亞各國股市對自身股市的影響

單位：%、百分點

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
前期	98.778	58.210	68.165	91.876	98.403	54.791	73.118	50.289	72.706	92.913
後期	94.104	47.737	65.077	56.587	52.257	69.909	67.783	45.380	62.013	65.281
變動	-4.674	-10.473	-3.088	-35.289	-46.146	15.118	-5.335	-4.909	-10.693	-27.632

資料來源：表19與20。

在美國股市對東亞地區各國股市的影響方面，根據表23比較前、後期的變化，除了對印尼股市的影響略減以外，美國股市對東亞其他股市的影響力皆上升，若依上升的幅度排列順序，則依次為南韓、台灣、菲律賓、新加坡、馬來西亞、香港、泰國、日本與中國大陸等股市。

表23 美國股市對東亞10國股市的影響

單位：%、百分點

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
前期	0.060	8.317	3.679	3.001	0.543	2.121	2.520	4.785	1.827	0.655
後期	0.144	10.940	3.647	3.647	7.958	4.926	6.600	8.277	3.120	5.768
變動	0.084	2.623	-0.032	0.646	7.415	2.805	4.080	3.492	1.293	5.113

資料來源：表19與20。

在台灣股市受各國股市的影響方面，根據表24，亞洲金融危機發生前與結束後比較，金融危機結束後，台灣股市受區域內各國與美國股市的影響擴大。若依上升的幅度排列順序，則依次為南韓、美國、新加坡、日本、香港、印尼、泰國、菲律賓、中國大陸與馬來西亞等股市。大體上而言，台灣股市價格的波動受到金融體系較為發達國家的影響。

表24 美國與東亞9國股市對台灣股市的影響

單位：%、百分點

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	美國
前期	0.038	1.429	0.209	0.357	0.014	1.356	0.263	1.669	1.097	0.655
後期	0.317	4.530	2.255	4.334	7.010	1.524	0.848	5.705	2.427	5.768
變動	0.280	3.201	2.047	3.977	6.996	0.168	0.585	4.036	1.330	5.113

資料來源：表19與20。

綜合本節分析，以亞洲金融危機結束後至2007年底與危機發生前的5年期間比較，東亞各國股價指數變動率受到區域內各國的影響程度擴大。但美國股市對東亞區域內各國股市的影響皆偏低，除了後期對香港股市的影響外，其他國家受到美國股市的影響程度皆不到10%，亦即從解釋股價變動率的離散或變異程度來看，美國股市並非主要因素。此一結果與前節東亞各國股價變動率波動性來自全球衝擊的比率也偏低的結果，十分一致。

以VAR出發針對區域整合進行實證的方法，並非只有變異數分解法一途。例如，陳仕偉、林惠如(2006)除了應用一般變異數分解法之外，也採用一般化衝擊反應函數(generalized impulse response function)分析不同衝擊來源對各國股市的影響程度。也有研究者以VAR進行估計後，取其殘差值，再設定條件變異數方程式，以不同的GARCH模型估計之。Ayuso and Blanco(2001)即為其中一例，但他們認為以此方法所得到的結果為驗證各股市的聯結關係，而非區域或全球整合。

## 七、結論與建議

### (一) 結論

本文嘗試採用以價格為基礎的衡量方法中的各種非套利條件方法，對東亞各國股市區域整合的程度進行實證。這些方法包括 $\beta$ 收斂與 $\sigma$ 收斂、係數為加權平均與非加權平均模型、以訊息為基礎的波動性—外溢模型、一般化變異數分解法等多種。由於東亞國家在全球經濟金融體系中扮演重要的角色，本文也以前述方法探討各股市全球整合的程度，並以之與區域整合的程度相互比較。除了一般化變異數分解法外，本文嘗試將相關的待估計係數動態化，以產生可隨著時間演變持續觀察的區域整合與全球整合動態指標。

本文的實證顯示，東亞地區各國股市對全球與區域股價變動的反應皆相當迅速，並在其調整過程中多呈現上下起伏的現象，似增加各國政府總體經濟穩定政策上的困擾。

至於區域整合與全球整合的程度，根據不同模型實證所得到的結果有所差異，而以非限定模型與波動性—外溢模型在區域整

合方面的實證結果較為接近，而這兩個模型在設定上也較合理。茲就近5年來，也就是2003至2007年的實證結果列示簡表於下：

表25 東亞股市朝向區域整合與全球整合程度之比較

	限定模型		非限定模型		波動性—外溢模型	
	區域整合	全球整合	區域整合	全球整合	區域整合	全球整合
2003	0.548	0.452	0.314	0.271	0.302	0.282
2004	0.439	0.561	0.360	0.383	0.360	0.298
2005	0.429	0.571	0.301	0.334	0.300	0.276
2006	0.382	0.618	0.326	0.459	0.324	0.379
2007	0.354	0.646	0.409	0.680	0.404	0.539
平均	0.430	0.570	0.342	0.425	0.338	0.355

資料來源：本研究。

若就非限定模型與波動性—外溢模型實證結果觀察，東亞各國股市有著同時朝向區域整合與全球整合的趨勢，就東亞各國股市區域整合的程度而言，長期間係以較為平穩的步伐進行。若以0與1的區間衡量，不同的實證結果顯示，2003至2007年平均而言，東亞股市的區域整合程度約在0.34左右，也就是對區域股價變動率增加1個百分點的平均反應約在0.34個百分點。

相對上，東亞股市全球的整合程度起伏波動較大，但2003至2007年平均而言，約在0.35至0.43之間，顯示東亞股市有著同時朝向區域整合與全球整合的趨勢。惟2006年以來，或受美國次級房貸與其後全球原物料與能源價格上漲牽動美國股市的影響，東亞股市向全球整合的程度高於向區域整合的程度。

不過，就股價變動率總變異的來源來看，也就是若觀察股價變動率本身離散程度

的來源，以波動性—外溢模型實證顯示，2003至2007年平均，來自全球衝擊占總變異的比率僅約為0.08，低於來自區域衝擊比率的0.14，且兩者皆低於地方衝擊的比率。但實證結果也顯示，自2005年以來，東亞股市來自全球衝擊占總變異的比率快速上升，至2007年甚至可達接近0.3，年底亦有0.25的水準，相對上，來自區域衝擊占總變異的比率則較平穩但略呈下滑趨勢。

實證也顯示，對全球股價或區域股價變動率反應較大的股市，來自於全球衝擊與區域衝擊的變異比率也較高，這些股市包括日本、香港與新加坡等金融體系較為發達的國家，顯示愈走向全球或區域整合的國家，其金融價格或變動率的波動程度受全球或區域的衝擊影響也較高。相對上，以中國大陸而言，對全球股價或區域股價反應較小，其反應全球衝擊與區域衝擊的變異比率也較低。

至於台灣股市朝向區域整合與全球整合

的程度，根據不同模型實證所得到的結果也有所差異，但也以非限定模型與波動性—外溢模型在區域整合方面的實證結果較為接

近。茲就近5年來，也就是2003至2007年的實證結果列示簡表於下：

表26 台灣股市朝向區域整合與全球整合程度之比較

	限定模型		非限定模型		波動性—外溢模型	
	區域整合	全球整合	區域整合	全球整合	區域整合	全球整合
2003	0.514	0.486	0.343	0.373	0.330	0.388
2004	0.491	0.509	0.407	0.403	0.397	0.384
2005	0.444	0.556	0.385	0.431	0.383	0.390
2006	0.394	0.606	0.339	0.440	0.337	0.389
2007	0.420	0.580	0.397	0.504	0.395	0.407
平均	0.453	0.547	0.374	0.430	0.368	0.392

資料來源：本研究。

就非限定模型與波動性—外溢模型實證結果觀察，2003至2007年平均，台灣股市與全球整合的程度，約在0.39至0.43之間，至2007年年底也可達將近0.5的水準。至於與區域整合方面，台灣與區域股市的整合程度約在0.37左右，亦即區域股價變動率增加1個百分點，約使得台灣股價變動率增加0.37個百分點，顯示台灣股市受到全球與區域的影響大致上相若，也代表台灣股市既朝向區域整合，也朝向全球整合，但後者的程度高於前者。

但若就台灣股價變動率波動的總變異來源分析，也就是股價變動率本身離散程度的來源來看，2003至2007年平均，以波動性—外溢模型實證結果顯示，來自全球衝擊與來自區域衝擊占總變異的比率約僅分別為0.007與0.116，也就是約僅占0.7%與11.6%，顯示另有相當大的變異比率係源自於本身的驅動力量。但在2007年來自全球衝擊的比率上升

而來自區域衝擊的比率下降，至年底分別為0.154與0.077。若從一般變異數分解法的角度觀察，亞洲金融危機結束後至2007年間，台灣本身因素所造成的股市驅動力量已降至0.65左右。

## (二) 建議

不論是台灣股市或東亞其他股市，本文的實證顯示各國股價變動率對全球與區域衝擊的反應皆相當迅速、敏銳，反應程度也不低，未來東亞各國金融合作的方向，或宜多著墨於建立有效的區域金融穩定機制，透過跨國協調與合作，減緩來自於外來因素對本國金融市場的影響。但是就股價變動率總變異的來源來看，來自與各國本身有關的地方衝擊所造成的變異則超過全球與區域衝擊的影響，就此而言，東亞各國本身也應致力於建立區域信用評等制度、促進區域內金融市場訊息分享與增進區域內跨國投資等，使區域內各國本國的投資者能充分掌握訊息，以

分散其本國投資至區域內投資，此外，各國也應致力於本身金融市場的改革，並促進金融工具的多樣化，以強化吸收衝擊的能力。

本文係以日資料進行實證，在實證前的測試顯示，各國匯率變動對實證結果產生的差異十分微小，多在小數點兩位或兩位以下產生變化，因此文中各國股價指數變動率沒有扣除匯率變動。但若調整匯率變動且以頻率較低的月資料進行實證，有可能會得到差異較大的結果。另一方面，即使考慮股市的匯率變動因素，此一作法等於假定股市參與者完全預期匯率的變動，其實也並非合理。

此外，本文以S&P 500指數為代表全球的股價指數，與既有眾多實證文獻作法一致，且全球化本質上係以歐美先進國家為中心，尤其對東亞國家的發展更是如此，以S&P 500代表全球已具代表性，其時間數列資料長度也足夠，足以進行較長期間的實證分析。另一方面，固然MSCI世界指數似乎是理想指數，但事實上若以該等指數為實證依據，則該指數也包括東亞國家在內，反而不宜，無法與區域因素隔離，若自行編製排除東亞國家的「全球指數」，則須以各國股

市市值加權，工程過於浩大，難以想像。

無論如何，筆者認為以上討論的因素，應不致於改變本文的主要結論，亦即東亞各國股市有著朝向全球整合與區域整合的趨勢，且向全球整合的程度較高。

有關金融整合的實證文獻相當繁多，所使用的方法也十分廣泛，即使是同屬於以價格為基礎的衡量方法，本文的研究也未窮盡各種方法。未來在股票市場整合方面，若以價格為基礎衡量，似可針對以套利條件的檢證方法進行研究，例如應用Cappiello and De Santis (2005)所發展的未拋補股價報酬平價(Uncovered Equity Return Parity)條件；又如，以資本資產訂價模型(Capital Asset Pricing Model)或其他訂價模型為基礎，應用Bekaert et al. (2006)的分析針對超額報酬或風險溢價等進行檢證等等。另外一方面，由於以價格為基礎的衡量方法出發，會使得實證所得到的區域整合程度深受金融價格或變動率波動的影響，因此Baele et al. (2004)、Fujiki and Terada-Hagiwara (2007)等以數量為基礎的衡量方法也十分重要，似可做為未來研究的方向。

## 附註

- (註1) 本(2008)年亞洲開發銀行年會期間，東協加三國家舉行財政部長會議，會後發表聯合公報，將擴大原有的金融合作：在CMI方面，原有的雙邊換匯擴大為多邊換匯機制，且該機制總額度應達800億美元；在ABMI方面，鼓勵以本國貨幣發行債券、促進對本地貨幣發行債券需求、改善債券市場管理架構與改進債券市場基礎設施。此外，東協加三將設立可信賴的系統，監控會員國財經狀況，並強化既有的ASEAN+3 ERPD。有關這些議題的討論文獻可參考Bank for International Settlements (2006)、Kawai and Houser (2007)、Kuroda and Kawai (2003)、Sohn (2007)等。
- (註2) 關於亞洲匯率協調機制與亞洲通貨單位的展望，可參閱Kawai (2007)。
- (註3) 包括印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國與越南等，擬議中的計畫為各國國內30家規模最大的上市公司股票，可在此一交易平台進行跨國交易。
- (註4) 但金融整合也有其成本，金融整合可能使得國家的弱點更易於曝露於總體經濟與金融危機當中，同時可能的傳染效應與資本移動逆轉等會造成產出波動並降低經濟成長。
- (註5) 較早的實證文獻包括李存修等(1999)、洪茂蔚、葉仕國(1998)、Wei (2000)等，其中李存修等(1999)側重於亞洲金融危機期間各國股市的關聯性，洪茂蔚、葉仕國(1998)分析區域債券市場的整合，而Wei (2000)雖以亞洲市場的金融整合為名，實際上僅涵蓋對日本、南韓與台灣實質利率平價(Real Interest Parity)條件的分析。
- (註6) 包括拋補的利率平價 (Covered Interest Parity) 條件、未拋補的利率平價 (Uncovered Interest Parity) 條件與實質利率平價條件。
- (註7) Commission of the European Communities (2007)。
- (註8) European Central Bank (2007, 2008)。
- (註9) 南韓的情況較為特殊，2005年南韓證券交易所、南韓期貨交易所與KOSDAQ證券市場合併，上市家數改為南韓證券交易所與KOSDAQ證券市場上市公司合計，因此該年上市家數陡增。但即使如此，2005年以後南韓上市公司家數仍顯著增加，與其他國家企業相較，此或與南韓企業較喜以股票市場為籌資管道有關。
- (註10) 另朱立翹等(2006)、Cowen et al. (2006)也有類似的觀察。
- (註11) 可參考Ayuso and Blanco (2001)所舉的實例與說明。
- (註12) 見Barro and Sala-i-Martin (1992)。
- (註13) 基本上(1)式係從 $R_{i,t} = \alpha + \sum_{s=1}^S \gamma_s R_{i,t-s} + \varepsilon_t$ 轉換而得，因此 $\beta_i = -\left(1 - \sum_{s=1}^T \gamma_{i,s}\right)$ 。例如，若(1)式為AR(1)隨機過程，則 $\beta_i = -1 + \gamma_{i,1}$ 。根據Akaike information criterion等落後期數之選擇標準，本節係採 $\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{i,t-1}$ 之形式估計。
- (註14) 另外一種為以前期權數加權，則公式成為 $\sigma_i = \sqrt{\sum_{j=1}^n w_{i,j-1} (r_{i,t} - r_t)^2}$ ，例如，Ankrim and Ding (2002)。
- (註15) Adam et al. (2002)主張以該橫剖面波動程度的時間數列值為應變數且以時間為自變數，設定方程式進行估計，以檢視隨著時間變化，該橫剖面波動程度對時間收斂的程度。不過，橫剖面波動程度的時間數列值本就是隨著時間而變化，若有需要，以HP濾波器過濾資料並觀察其長期趨勢變化即可。
- (註16) 代表性作品可參考Bekaert and Harvey (1995, 1997)、Ng (2000)、Bekaert, Harvey, and Ng (2005)、Bekaert, Hodrick, and Zhang (2006)等。另Baele (2005)與Christiansen (2007)分別以該類模型針對歐洲的股票市場與債券市場進行實證。
- (註17) 若從比較嚴格的角度，此處全球的衝擊與區域的衝擊實應稱之為來自全球的特殊性衝擊與來自區域的特殊性衝擊，但有一些文獻係將地方的衝擊(local shock or local news)稱之為特殊性的衝擊。為避免名詞使用上混淆，本文對於來自於東亞個別國家，且具有平均值為0與變異數固定特性的隨機衝擊，稱之為地方的衝擊，以維持與Baele (2004)的用法一致。

(註18) Baltzer et al. 模型係在誤差項方程式中考慮了波動性外溢效果(volatility spillover effects)。其他如Ng (2000)的模型，除了考慮波動性外溢效果之外，也在平均值方程式中將平均值外溢效果(mean spillover effects)納入考慮。雖然此一設定較為完整，但也因此而增加待估計狀態變數係數的個數，不易以係數可變的方法進行估計(其他文獻皆以分期設置虛擬變數的方式簡化估計)。至於這一類波動性—外溢模型更為完整的設定及其與實質面的聯結，可參考Bekaert et al. (2005)。

(註19) European Central Bank (2007, 2008)、World Bank (2006)。

(註20) Bekaert and Harvey (1995, 1997)。

(註21) 歐洲中央銀行稱該類係數為外溢密集度(spillover intensity)(European Central Bank 2007, 2008)。

(註22) 至於落後期數的選擇，則根據Akaike information criterion、Schwarz information criterion與Hannan-Quinn information criterion等為準，將落後期數設定為1期。

(註23) 馬來西亞不升反減，應係在1998年亞洲金融危機時，馬來西亞宣佈終止馬元在海外的交易，將馬幣固定在3.8馬幣兌1美元，並宣布多項外匯管制措施所致。

(註24) 此處之  $I'_{msci,t}$  為與  $I'_{us,t-1}$  正交化後之時間數列值。

(註25) 同註21。

## 參考文獻

- 朱立翹、毛翼高、黃敏兒、林崇智 (2006)，「亞洲金融一體化」，香港金融管理局季報，2006年12月，5-22。
- 李存修、林筠、林秀璘 (1999)，「亞洲金融危機期間各國股市之互動與溢傳效果」，November 20, 1999，亞太地區金融市場之比較、互動與整合 (II)，各國金融風暴之成因與對策研討會，國立台灣大學財金系、證券期貨研究中心、行政院國科會聯合主辦。
- 洪茂蔚、葉仕國 (1998)，亞太地區債券市場互動整合程度之研究，亞太地區金融市場之比較、互動與整合學術研討會，國立台灣大學。
- 陳仕偉、林惠如 (2006)，「區隔市場或整合市場？亞洲股市與美國及日本股市的實證研究」，金融風險管理季刊，第二卷第四期，頁19-47。
- 陳思寬 (2007)，東亞地區金融整合之實證分析，中央銀行經濟研究處委託研究報告，中央銀行。
- Adam, K., T. Jappelli, A. Menichini, M. Padula, and M. Pagano (2002), *Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union*, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), University of Salerno.
- Ankrim, E. and Z. Ding (2002), "Cross-Sectional Volatility and Return Dispersion," *Financial Analysts Journal* 58-5, 67-73
- Asian Development Bank (2008), *Emerging Asian Regionalism: A Partnership for Shared Prosperity—Highlights*, Asian Development Bank.
- Ayuso, J. and R. Blanco (2001), "Has Financial Market Integration Increased during the Nineties?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 11-3, 265-287.
- Babetskii, I, L. Komárek, and Z. Komárková (2007), "Financial Integration of Stock Markets among New EU Member States and Euro Area," *Czech Journal of Economics and Finance* 57, 341-262.
- Baele, L. (2005), "Volatility Spillover Effects in European Equity Markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40-2, 373-401.
- Baele, L., A. Ferrando, P. Hordahl, E. Krylova, and C. Monnet (2004), "Measuring Financial Integration in the Euro Area," *ECB Occasional Paper Series*, No. 14, European Central Bank.
- Baltzer, M., L. Cappiello, R. De Santis, and S. Manganelli (2008), "Measuring Financial Integration in New EU Member States," *ECB Occasional Paper Series*, No. 81, European Central Bank.
- Bank for International Settlements (2006), "Asian Bond Markets: Issues and Prospects," *BIS Papers* No. 30, the BIS/Korea University Conference on Asian Bond Market Research, Bank for International Settlements.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1992), "Convergence," *Journal of Political Economy* 100, 223-251.
- Bekaert, G. and C. Harvey (1995), "Time Varying World Market Integration," *Journal of Finance* 50-2, 403-444.
- Bekaert, G. and C. Harvey (1997), "Emerging Equity Market Volatility," *Journal of Financial Economics* 43, 29-77.
- Bekaert, G. C. Harvey, and A. Ng (2005), "Market Integration and Contagion," *Journal of Business* 78-1, 39-70.
- Bekaert, G., R. Hodrick, and X. Zhang (2006), "International Stock Return Comovements," *Weiss Center Working Paper* No.06-2, Weiss Center for International Financial Research, the Wharton School of the University of Pennsylvania.
- Cappiello, L. and R. De Santis (2005), "Explaining Exchange Rate Dynamics: The Uncovered Equity Return Parity Condition," *ECB Working Paper Series* No. 529, European Central Bank.
- Cavoli, T., R. Rajan, and R. Siregar (2004), "A Survey of Financial Integration in East Asia: How Far? How Much Further to Go?" *CIES Discussion Paper* No. 0401, Centre for International Economic Studies, University of Adelaide.



- Christiansen, C. (2007), “Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets,” *European Financial Management* 13-5, 923-948.
- Commission of the European Communities (2007), *European Financial Integration Report*, Commission Staff Working Document, Commission of the European Communities.
- Cowen, D., R. Salgado, H. Shah, L. Teo, and A. Zanello (2006), “Financial Integration in Asia: Recent Developments and Next Steps,” *IMF Working Paper* wp/06/196, International Monetary Fund.
- De Nicolò, G and I. Ivaschenko (2008), “Financial Integration and Risk-Adjusted Growth Opportunities,” *IMF Working Paper* No. WP/08/126, International Monetary Fund.
- European Central Bank (2007), *Financial Integration in Europe*, European Central Bank.
- European Central Bank (2008), *Financial Integration in Europe*, European Central Bank.
- Fujiki, H. and A. Terada-Hagiwara (2007), “Financial Integration in East Asia,” *FRBSF Working Paper* 2007-30, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Garcia-Herrero, A. and P. Wooldridge (2007), “Global and Regional Financial Integration: Progress in Emerging Markets,” *BIS Quarterly Review*, September, 57-70, Bank for International Settlements.
- Haldane, H. and S. Hall (1991), “Sterling’s Relationship with the Dollar and the Deutsche Mark 1976-1989,” *Economic Journal* 101, 436-443.
- Kawai, M. (2007), “Toward a Regional Exchange Rate Regime in East Asia,” *ADB Institute Discussion Paper* No. 68, Asian Development Bank Institute.
- Kawai, M. and C. Houser (2007), “Evolving ASEAN+3 ERP: Towards Peer Reviews or Due Diligence?” *ADB Institute Discussion Paper* No. 79, Asian Development Bank Institute.
- Kuroda, H. and M. Kawai (2003), “Strengthening Regional Financial Cooperation in East Asia,” *PRI Discussion Paper Series* No. 03A-10, Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan.
- Kim, S., B. Lucey, and E. Wu (2004), “Dynamics of Bond Market Integration between Existing and Accession EU Countries,” *IIS Discussion Paper* No. 25, Institute for International Integration Studies, Trinity College, Dublin.
- Manning, N. (2002), “Common Trends and Convergence? South East Asian Equity Markets, 1988—1999,” *Journal of International Money and Finance* 21, 183-202.
- Ng, A. (2000), “Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific Basin,” *Journal of International Money and Finance* No. 19, 207-223.
- Pesaran, A. and Y. Shin (1998), “Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economics Letters* 58, 17-29.
- Purfield, C., H. Oura, C. Kramer, and A. Jobst (2006), “Asian Equity Markets: Growth, Opportunities, and Challenge,” *IMF Working Paper* 06/266, International Monetary Fund.
- Rajan, R.S. (2005), “Sequencing of Financial, Trade, and Monetary Regionalism,” in *Asian Economic Cooperation and Integration: Progress, Prospects, Challenges*, edited by Asian Development Bank, Asian Development Bank, 77-92.
- Sohn, I. (2007), “East Asia’s Counterweight Strategy: Asian Financial Cooperation and Evolving International Monetary Order,” *G-24 Discussion Paper Series* No. 44, United Nations.
- Wei, S. C. (2000), “The Financial Integration of Asian Market Revisited: Empirical Findings Using the Kalman Filter Analysis,” *環境與管理研究*, 第1卷第2期, 177-188.
- World Bank (2006), *East Asian Finance: the Road to Robust Markets*, World Bank.
- Yu, I., L. Fung, and C. Tam (2007), “Assessing Financial Market Integration in Asia—Equity Markets,” *Working Paper* 04/2007, Hong Kong Monetary Authority.

## 附錄一 實證資料說明、基本敘述統計與單根檢定

本文以日資料模型針對中國大陸、香港、印尼、日本、南韓、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國與台灣等10個東亞國家或地區的主要股票市場股價指數變動率為研究對象，並於適當地方加入美國S&P 500與MSCI Barra遠東股價指數變動率，分別做為代表東亞地區區域外與區域內影響的代替變

數。各股價指數變動率的計算為當日股價減去前一日股價指數再除以前一日股價，期間自1993年1月起至2007年12月底止。

以下附表1為本文所使用各國股價指數的資料名稱及其來源，附表2與附表3則分別為各股價指數變動率基本敘述統計與單根檢定的結果。

附表1 股票市場與股價指數資料名稱及來源

國家或地區	股票市場	股價指數
中國大陸	Shanghai SE	上海A股股價指數(Shanghai Stock Exchange's A share index)
香港	Hong Kong Exchanges	香港恆生指數(Hong Kong Hang Seng index)
印尼	Indonesia SE	雅加達綜合股價指數(Jakarta Composite index)
日本	Tokyo SE	東京日經道瓊平均指數(Tokyo Nikkei Stock Average)
南韓	Korea Exchange	韓國加權股價指數(Seoul Korea Stock Exchange Composite index)
馬來西亞	Bursa Malaysia	吉隆坡綜合股價指數(Kuala Lumpur Composite index)
菲律賓	Philippine SE	馬尼拉綜合股價指數(Manila Composite index)
新加坡	Singapore Exchange	新加坡海峽時報指數(Singapore Straits Times index)
泰國	Thailand SE	泰國股價指數(Bangkok Stock Exchange of Thailand index)
台灣	Taiwan SE Corp.	台灣加權股價指數(Taiwan Stock Exchange weighted price index)
區域		MSCI Barra遠東股價指數(MSCI Barra AC Far East index)
美國		S&P 500股價指數(Standard and Poor's stock 500 indexes)

資料來源：路透社、Datastream與台灣證券交易所。

附表2 基本敘述統計

	中國大陸	香港	印尼	日本	南韓	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣	美國
平均值	0.0759	0.0915	0.0706	0.0030	0.0415	0.0319	0.0324	0.0345	0.0064	0.0350	0.0356
最大值	36.1413	18.5635	14.0283	7.9615	10.5434	23.1427	17.5597	17.8724	12.0187	8.8932	5.7315
最小值	-16.829	-12.783	-11.955	-6.9785	-12.019	-21.459	-9.2845	-18.529	-14.840	-9.4583	-6.8657
標準差	2.3447	1.6667	1.5466	1.3495	1.8725	1.5342	1.4646	1.3482	1.6496	1.5577	1.0088
偏態	2.2654	0.8994	0.2402	0.0860	0.0263	1.5525	0.8771	0.3539	0.3696	0.0424	-0.0427
峰度	36.9107	16.1581	12.3764	5.5468	7.1871	49.2120	16.2170	29.8158	9.6352	5.7613	6.9812

資料來源：本研究。

附表3 各股價指數變動率DF-GLS單根檢定結果

各國股市	帶截距項		帶截距項與趨勢項	
	落後期數	t值	落後期數	t值
中國大陸	8	-3.044	5	-11.037
香港	2	-15.179	2	-23.443
印尼	0	-52.543	0	-52.645
日本	19	-11.041	12	-8.779
南韓	0	-58.232	0	-58.181
馬來西亞	25	-5.853	14	-13.968
菲律賓	15	-4.688	11	-4.811
新加坡	0	-46.488	0	-54.113
泰國	17	-3.986	16	-13.244
台灣	23	-9.712	14	-12.775
MSCI遠東	19	-5.562	12	-11.920
美國	18	-3.832	15	-12.827

資料來源：本研究。

註：落後期數的選擇採Schwarz Information Criterion。本表各實際t值顯示皆相對於Mackinnon critical value(帶截距項)或Elliott-Rothenberg-Stock critical value(帶截距項與趨勢項)在1%水準顯著。

## 附錄二 $\beta$ 收斂最後狀態的估計結果

附表4 各國股市向全球整合的反應速度

$$\Delta(r_{i,t} - r_{us,t-1}) = \alpha_i^{us} + \beta_{i,t}^{us} (r_{i,t-1} - r_{us,t-2}) + \varepsilon_{i,t}^{us}$$

$\beta$ 係數	最後狀態	根均方差	z 統計值	機率
中國大陸	-1.009	0.016	-63.142	0.000
香港	-1.142	0.064	-17.889	0.000
印尼	-1.084	0.098	-11.056	0.000
日本	-1.167	0.036	-32.554	0.000
南韓	-1.141	0.064	-17.944	0.000
馬來西亞	-0.933	0.510	-1.830	0.067
菲律賓	-0.989	0.056	-17.559	0.000
新加坡	-1.244	0.060	-20.624	0.000
泰國	-1.288	0.086	-15.018	0.000
台灣	-1.113	0.046	-24.410	0.000

資料來源：本研究。

附表5 各國股市向區域整合的反應速度

$$\Delta(r_{i,t} - r_{msci,t}) = \alpha_i + \beta_{i,t} (r_{i,t-1} - r_{msci,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

$\beta$ 係數	最後狀態	根均方差	z 統計值	機率
中國大陸	-0.993	0.041	-24.372	0.000
香港	-1.038	0.061	-16.923	0.000
印尼	-0.961	0.050	-19.383	0.000
日本	-1.010	0.093	-10.903	0.000
南韓	-1.017	0.060	-17.063	0.000
馬來西亞	-0.948	0.485	-1.956	0.051
菲律賓	-1.273	0.080	-16.006	0.000
新加坡	-1.031	0.016	-64.550	0.000
泰國	-1.175	0.078	-15.021	0.000
台灣	-1.036	0.0160	-64.830	0.000

資料來源：本研究。

### 附錄三 限定模型與非限定模型係數最後狀態的估計結果

附表6 限定模型  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} r_{msci,t} + (1 - \beta_{i,t}) r_{us,t-1} + \varepsilon_{i,t}$  註24

$\beta_{i,t}$ 係數	最後狀態	根均方差	$z$ 統計值	機率
中國大陸	0.408	0.095	4.291	0.000
香港	0.322	0.070	4.596	0.000
印尼	0.331	0.089	3.717	0.000
日本	0.608	0.083	7.339	0.000
南韓	0.322	0.070	4.570	0.000
馬來西亞	0.424	0.107	3.946	0.000
菲律賓	0.225	0.114	1.970	0.049
新加坡	0.469	0.108	4.353	0.000
泰國	0.380	0.077	4.907	0.000
台灣	0.392	0.070	5.565	0.000

資料來源：本研究。

註：在限定模型中， $\beta_{i,t}$  為各國向區域整合的係數，而  $1 - \beta_{i,t}$  為各國向全球整合的係數。

附表7 非限定模型  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} r_{msci,t} + \delta_{i,t} r_{us,t-1} + \varepsilon_{i,t}$  註25

$\beta_{i,t}$ 係數	最後狀態	根均方差	$z$ 統計值	機率
中國大陸	0.144	0.069	2.085	0.037
香港	0.866	0.172	5.020	0.000
印尼	0.360	0.115	3.119	0.002
日本	0.842	0.128	6.586	0.000
南韓	0.658	0.178	3.692	0.000
馬來西亞	0.224	0.242	0.925	0.355
菲律賓	0.258	0.103	2.513	0.012
新加坡	0.707	0.241	2.931	0.003
泰國	0.257	0.177	1.453	0.146
台灣	0.421	0.081	5.187	0.000
$\delta_{i,t}$	最後狀態	根均方差	$z$ 統計值	機率
中國大陸	0.223	0.104	2.151	0.032
香港	1.123	0.182	6.171	0.000
印尼	0.683	0.130	5.249	0.000
日本	0.581	0.078	7.481	0.000
南韓	0.699	0.132	5.276	0.000
馬來西亞	0.302	0.304	0.993	0.321
菲律賓	0.820	0.148	5.524	0.000
新加坡	0.644	0.139	4.636	0.000
泰國	0.433	0.128	3.378	0.001
台灣	0.606	0.084	7.186	0.000

資料來源：本研究。

註：在非限定模型中， $\beta_{i,t}$  為各國向區域整合的係數，而  $\delta_{i,t}$  則為各國向全球整合的係數。

## 附錄四 波動性外溢模型係數估計結果

附表8-1 美國股價變動率方程式

$$r_{us,t} = \alpha_{us} + \gamma_{us} r_{us,t-1} + \varepsilon_{us,t}$$

$$E_{t-1}(\varepsilon_{us,t}^2) = \sigma_{us,t}^2 = \delta_{us,0} + \delta_{us,1} \varepsilon_{us,t-1}^2 + \delta_{us,2} \sigma_{us,t-1}^2$$

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.061	0.012	5.258	0.000
前一日美國股價變動率	-0.016	0.017	-0.927	0.354
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.004	0.001	2.759	0.006
前一日條件平方差	0.055	0.007	8.084	0.000
前一日條件變異數	0.944	0.007	141.78	0.000
校正R <sup>2</sup>			-0.0015	
方程式標準誤			1.0095	
殘差平方和			3926.76	

資料來源：本研究。

附表8-2 MSCI遠東股價變動率方程式

$$r_{msci,t} = \alpha_{msci} + \gamma_{msci} r_{msci,t-1} + \varepsilon_{msci,t}$$

$$\varepsilon_{msci,t} = \delta \varepsilon_{us,t-1} + e_{msci,t}$$

$$E_{t-1}(e_{msci,t}^2) = \sigma_{msci,t}^2 = \delta_{msci,0} + \delta_{msci,1} \varepsilon_{msci,t-1}^2 + \delta_{msci,2} \sigma_{msci,t-1}^2$$

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.021	0.016	1.324	0.185
前一日美國股價變動率	-0.006	0.016	-0.351	0.726
前一日美股變動率殘差項	0.387	0.016	23.51	0.000
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.026	0.006	4.185	0.000
前一日條件平方差	0.074	0.009	8.283	0.000
前一日條件變異數	0.910	0.010	86.74	0.000
校正R <sup>2</sup>			0.089	
方程式標準誤			1.231	
殘差平方和			5832.80	

資料來源：本研究。

## 各國股價變動率方程式

$$r_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

附表8-3 中國大陸股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.032	0.020	1.624	0.104
前一日美國股價變動率	-0.009	0.016	-0.549	0.583
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.113	0.021	5.399	0.000
前一日條件平方差	0.183	0.023	8.145	0.000
前一日條件變異數	0.827	0.014	58.23	0.000
校正R <sup>2</sup>			-0.002	
方程式標準誤			2.346	
殘差平方和			21213.72	

資料來源：本研究。

附表8-4 香港股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.078	0.018	4.298	0.000
前一日美國股價變動率	0.036	0.016	2.256	0.024
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.016	0.005	3.534	0.000
前一日條件平方差	0.054	0.007	7.979	0.000
前一日條件變異數	0.943	0.007	142.03	0.000
校正R <sup>2</sup>			-0.001	
方程式標準誤			1.667	
殘差平方和			107.44	

資料來源：本研究。

附表8-5 印尼股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.073	0.015	4.954	0.000
前一日美國股價變動率	0.168	0.015	10.899	0.000
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.033	0.007	4.536	0.000
前一日條件平方差	0.159	0.018	8.984	0.000
前一日條件變異數	0.853	0.012	70.991	0.000
校正R <sup>2</sup>			0.026	
方程式標準誤			1.527	
殘差平方和			8981.202	

資料來源：本研究。

附表8-6 日本股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.027	0.018	1.526	0.127
前一日美國股價變動率	-0.042	0.017	-2.484	0.013
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.018	0.005	3.352	0.001
前一日條件平方差	0.059	0.007	7.911	0.000
前一日條件變異數	0.934	0.008	111.92	0.000
校正 $R^2$			-0.001	
方程式標準誤			1.350	
殘差平方和			7018.17	

資料來源：本研究。

附表8-7 南韓股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.067	0.021	3.216	0.001
前一日美國股價變動率	0.055	0.017	3.295	0.001
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.018	0.006	3.228	0.001
前一日條件平方差	0.061	0.008	7.992	0.000
前一日條件變異數	0.935	0.008	123.76	0.000
校正 $R^2$			0.002	
方程式標準誤			1.870	
殘差平方和			13475.27	

資料來源：本研究。

附表8-8 馬來西亞股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.030	0.012	2.471	0.014
前一日美國股價變動率	0.140	0.016	8.965	0.000
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.013	0.003	4.287	0.000
前一日條件平方差	0.125	0.013	9.656	0.000
前一日條件變異數	0.880	0.010	90.19	0.000
校正 $R^2$			-0.002	
方程式標準誤			1.535	
殘差平方和			9082.58	

資料來源：本研究。

附表8-9 菲律賓股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.018	0.017	1.039	0.299
前一日美國股價變動率	0.160	0.016	9.756	0.000
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.120	0.020	5.840	0.000
前一日條件平方差	0.159	0.019	8.404	0.000
前一日條件變異數	0.793	0.021	38.55	0.000
校正 $R^2$			0.019	
方程式標準誤			1.451	
殘差平方和			8111.9	

資料來源：本研究。

附表8-10 新加坡股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.048	0.014	3.366	0.001
前一日美國股價變動率	0.085	0.017	5.092	0.000
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.029	0.006	4.902	0.000
前一日條件平方差	0.123	0.013	9.754	0.000
前一日條件變異數	0.863	0.012	69.75	0.000
校正 $R^2$			0.003	
方程式標準誤			1.346	
殘差平方和			6983.83	

資料來源：本研究。

附表8-11 泰國股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.047	0.023	2.009	0.045
前一日美國股價變動率	0.110	0.018	6.304	0.000
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.102	0.007	14.694	0.000
前一日條件平方差	0.096	0.007	12.940	0.000
前一日條件變異數	0.866	0.009	100.35	0.000
校正 $R^2$			0.005	
方程式標準誤			1.645	
殘差平方和			10434.3	

資料來源：本研究。



附表8-12 台灣股價變動率方程式

條件平均值方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.054	0.019	2.829	0.005
前一日美國股價變動率	0.010	0.016	0.615	0.539
條件變異數方程式				
變數名稱	係數值	標準誤	z 統計值	機率
常數項	0.020	0.006	3.217	0.001
前一日條件平方差	0.061	0.008	7.864	0.000
前一日條件變異數	0.935	0.008	122.02	0.000
校正R <sup>2</sup>			-0.001	
方程式標準誤			1.559	
殘差平方和			9360.1	

資料來源：本研究。

附表9 各國股市對區域衝擊與全球衝擊反應係數最後狀態的估計結果

$$\varepsilon_{i,t} = \beta_{i,t-1}^{us} \varepsilon_{us,t-1} + \beta_{i,t}^{msci} e_{msci,t} + e_{i,t}$$

對區域衝擊的反應	最後狀態	根均方差	z統計值	機率
中國大陸	0.153	0.070	2.193	0.028
香港	0.875	0.178	4.905	0.000
印尼	0.294	0.115	2.567	0.010
日本	0.839	0.131	6.426	0.000
南韓	0.644	0.179	3.602	0.000
馬來西亞	0.194	0.217	0.895	0.371
菲律賓	0.228	0.095	2.390	0.017
新加坡	0.674	0.254	2.651	0.008
泰國	0.230	0.187	1.228	0.220
台灣	0.424	0.080	5.286	0.000
對全球衝擊的反應	最後狀態	根均方差	z統計值	機率
中國大陸	0.145	0.087	1.661	0.097
香港	0.947	0.166	5.689	0.000
印尼	0.591	0.129	4.571	0.000
日本	0.442	0.012	8.151	0.000
南韓	0.555	0.135	4.114	0.000
馬來西亞	0.238	0.288	0.828	0.408
菲律賓	0.802	0.137	5.842	0.000
新加坡	0.543	0.115	4.742	0.000
泰國	0.370	0.125	2.955	0.003
台灣	0.491	0.073	6.692	0.000

資料來源：本研究。

