

東亞地區新興市場匯率與股價指數之關係 — 金融風暴前後的實證分析

林基煌¹ 徐政義²

¹ 政治大學財管系 臺北市文山區指南路二段 64 號
Tel: 02-2939-3091 ext.81126
E-mail: jhlin@nccu.edu.tw

² 中華大學財管系 新竹市香山區五福路二段 707 號
Tel: 03-51806537
E-mail: willy@chu.edu.tw

摘 要

本文以東亞的五個新興國家為樣本，包括臺灣、南韓、菲律賓、新加坡與泰國，來探討新興國家股市與匯率之間的關係。首先，檢視股價指數與匯率之間是否具有長期共整合(Cointegration)的關係，結果發現在研究期間內，除了泰國與菲律賓的股價指數與匯率具有長期共整合關係外，其他的三個國家都不顯著。我們進一步以向量自我迴歸 (Vector Autoregression, VAR) 模型，並將研究期間區分成三個子期間：金融風暴前、金融風暴期間、金融風暴後，來探討股市與匯率之間的短期相互影響關係，研究結果顯示，在五個新興市場中，股市與匯率之間會相互地影響，尤其以金融風暴期間最為明顯，而金融風暴後之影響效果亦較風暴前明顯。

關鍵詞：匯率、股價指數、長期共整合、向量自我迴歸、金融風暴

The Relationship between Foreign Exchange Rate and Stock Price Index of Emerging Markets in East Asia — An Empirical Analysis Around 1997's Financial Crisis

Chihuang H. Lin¹ Cheng-Yi Shiu²

¹ Department of Finance, National Chengchi University

² Department of Finance, Chung Hwa University

Abstract

This paper investigates the relationship between foreign exchange rate and stock price index of emerging markets, which include Taiwan, South Korea, The Philippines, Singapore, and Thailand, in East Asia around the 1997's financial crisis period. First, we investigate the long-term co-integration relationship between foreign exchange rate and stock price index. The findings indicate that such relationship exists only in Thailand and The Philippines. Furthermore, we divide our study period into three sub-periods, which are before-the-crisis, during-the-crisis, and after-the-crisis, and utilize the Vector Auto-regression

model to investigate the short-term inter-dependency between exchange rate and stock index. The results show that the inter-dependency is significant in the five countries, especially in during-the-crisis sub-period. Also, the after-the-crisis sub-period shows more significant inter-dependency than the before-the-crisis sub-period.

Keywords: Foreign Exchange Rate, Stock Price Index, Long-Term Co-integration, Vector Auto-regression, Financial Crisis.

一、前言

外匯市場與股票市場是兩個重要的金融市場，然而，有關匯率與股價關係的研究文獻仍很少數，而且大多只探討工業國家匯率與股價的關係，研究結論亦不相同。在亞太地區新興股市中，匯率與股價的關係為何？值得進一步探討。本研究的主要目的，在於探討亞洲金融風暴前後，東亞地區新興市場之匯率與股價指數之關係，檢視兩者是否具有共整合，以及兩者之間相互影響的關聯性。

匯率對股票價格的影響具有兩種不同的方向：在財務面的影響方面，以全球的投資人角度來看時，投資在該國的股票市場總報酬率等於該股市的報酬率加上匯率轉換的利益，因此若本國貨幣為強勢貨幣時，在外國資金流入之下，股市會上升。另一方面，以經濟面來分析，當本國貨幣升值時，對商品及勞務出口比重高的國家而言，其商品價格以外國貨幣計價會相對昂貴，損及價格的競爭力，會減少企業的現金流量，對股票市場具有不利的影響；反之，本國貨幣升值時，對商品及勞務進口比重高的國家而言，因成本的降低，對股票市場具有正面的影響 (Ma and Kao, 1990 以及 Dornbusch and Fischer, 1980)。

股票價格對匯率的影響方面，Gavin(1983)指出，股票價格的變動會影響財富以及流動性效果，改變總需求，進而影響匯率以及其他的總體變數。此外，股市表現的優劣，也會影響外國資金是否進入國內投資，進而影響到匯率，當股市的表現不好時，會使外資大量移出，使本國貨幣貶值；反之，當股市繁榮時，大量外資的匯入，會使本國的貨幣升值。

匯率對公司價值及股價影響的實證文獻方面，Jorion(1990, 1991)、Bodnar and Gentry(1993)、Bartov and Bodnar(1994)等分別以工業先進國家中從事國際活動的產業或公司為研究樣本，這些產業或是公司因有國際性業務，因此它們的現金流量暴露在匯率的變動風險下，預期這些產業或企業的股價會受到匯率變動的影響。然而，他們的實證結果顯示，匯率對有匯率風險的產業或企業之股價影響並不是非常地明顯。然而，He and Ng (1998)、Choi, Hiraki and Takezawa (1998)以及 Doukas, Hall and Lang (1999)以日本個別公司(包括跨國企業以及國內企業)的股價為樣本，探討股價報酬中是否有匯率風險的溢酬，研究結論都支持匯率風險溢酬顯著地反應在日本企業之股價報酬的假說。此外，Fama(1981)、Mandelker and Tandon(1985)、Chen, Roll and Ross(1986)以及 Kwon and Shin(1997)等學者從總體的角度探討總體經濟變數對股價的影響，都間接或直接地證實匯率會影響股價。

針對匯率對個體面股價影響不顯著的文獻，有一些可能的解釋：(1)匯率對股票價格的影響應有短期及長期之區分，Chow, Lee and Solt(1997)對 Jorion (1990, 1991)的文獻提出不同的看法，他們發現，美元貶值會使短期及長期利率下跌，由於債券的現金流量是固定的，因此美元的貶值會使短期及長期債券的價格上升；另一方面，由於股票的價格是決定於未來現金流量的折現值，美元貶值會降低企業短期的盈餘，但會增加長期的盈餘，再加上美元貶值使得利率降低，綜合這兩

項效果後，美元的貶值對短期的股價影響不顯著，但對長期的股價有顯著地正面影響。(2)選樣的偏誤，如 Bartov and Bodnar(1994)提出 Jorion(1990) 及 Bodnar and Gentry(1993)的研究樣本是大型公司或是產業，大型公司會自行作避險以規避匯率風險，而產業會有相互抵消的效果，無法清楚地看出匯率對股價的各種影響。(3)訂價錯誤，如 Bartov and Bodnar(1994)認為股票市場無法將匯率風險合理地訂價。

在股市與匯市的相互影響方面，Ajayi and Mougoue(1996)以美國、加拿大等八個工業國家為樣本，研究結論發現這八個國家的股市與匯市均具有共整合的關係，在股市與匯市的長期關係上，本國貨幣貶值對股市有負面的影響，而本國股市的榮景會使本國貨幣升值。在短期的關係上，本國貨幣貶值亦對股市有短期負面的影響，本國股市的榮景對本國貨幣亦有短期不利的影響。

由於東亞地區的企業結構以及股票市場與美、日等工業化國家差異甚大，現有文獻大都是以美國、日本為研究對象，其研究結論未必適用於亞太地區新興市場。我們選擇東亞新興國家的原因有以下三點：(1)東亞新興國家在近年來逐漸走上浮動匯率制，這些國家的上市公司與股市的匯率風險亦會增加。然而，與先進的歐、美及日本相比較，東亞新興國家用以規避匯率風險的金融工具仍然相當缺乏，此乃新興國家與工業國家的一大差異。(2)在歷經了近 20 年的高度經濟成長後，區域內金融市場的管制也逐漸放寬，吸引大量的外資投入此區域的股市，外資在此區域所扮演的角色亦日益重要。外資在此地區的投資活動，伴隨而來的資金匯入與匯出，對此區域「淺碟型」經濟體的外匯市場所造成的影響，亦是值得探討的議題。(3)自 1997 年 7 月之後，東亞發生了金融風暴，區域內的金融市場都受到程度不一的影響，各國貨幣對美元的匯率大幅貶值，股票市場亦嚴重地下跌，此次的金融風暴前後正好提供了一個很好的研究素材。

本文的結構如下：第二節描述研究樣本與資料，第三節詳述研究進行的步驟及研究方法，第四節為實證的結果，第五節為結論。

二、研究樣本與資料

本研究的樣本為臺灣、韓國、菲律賓、新加坡與泰國^(註 1)等五個東亞地區開發中國家，在 1994/1/1 至 2000/4/30 的匯率與股價指數日資料。這五個國家有一些特色：(1)都是開發中國家，(2)在亞洲金融危機中，這些國家的金融市場或多或少都經歷風暴。(3)對外貿易活動佔其經濟之比重很高。(4)這些國家的匯率都是採取浮動匯率，也都允許外資投資於股市。

表 1 為五個國家關於匯率的管制以及外資交易的狀況，依據 1996 年的 The World Currency Yearbook，臺灣、南韓以及新加坡三個國家皆是落在「自由」類，而菲律賓與泰國則落在「管制鬆散」(Liberal Control)類，由於 The World Currency Yearbook 對匯率「管制鬆散」類的認定是指這些國家採取浮動匯率制(與「自由」類的國家相同)，但因為這些國家的外匯市場仍存有「黑市」交易，且黑市的匯價較官方匯率的差距在 10% 以內，在這些條件之下，菲律賓與泰國落在「管制鬆散」類。依表 1 的資料，本文的五個樣本國家的匯率都是採取浮動匯率制。

^{註 1}：因為印尼股價資料無法取得，而馬來西亞在亞洲金融風暴發生後採釘住美元制的匯率政策，同時進行外匯管制，故分別排除在研究樣本之外。

表 1 東亞五國匯率的管制以及外資交易的狀況

國家	對外匯的管制 ^a	外資的活動 ^b
臺灣	1979 年採管理浮動匯率制 1989 年採自由浮動匯率機制，所有匯率都由市場供給與需求決定，同時取消每日波動幅度 2.25% 的限制。	1983 年開放外資以證券信託基金方式投資股市。 1991 年開放 QFII。 1996 年開放外國自然投資人。 外資交易約佔 6%。
南韓	1980 年起採管理浮動有效匯率(Effective rate)。 1990 年採自由浮動匯率機制，所有匯率都由市場供給與需求決定，惟每日波動幅度不得超過前一日 0.4% 的限制，後分年逐漸放寬至 2.2%。 1997 年 11 月 20 日波動幅度放寬至 10%。 1997 年 12 月 16 日取消每日波動幅度。	1984 年開放外資以證券信託基金方式投資股市。 1992 年開放外資進入南韓股市。 1998 年 5 月外資持股上限取消，股市、債市與貨幣市場全面對外資開放。 1996 年外資全年交易佔市場之 6%。
菲律賓	1984 年採雙匯率制的有效匯率制(Effective Rate)，購買外匯者課徵 10% 的稅，賣匯者則補貼 10%。 1986 年取消雙匯率制(取消課稅)。	准許外資投入股市，外資以臺灣資金為主，美國與日本次之。
新加坡	1978 年起採浮動有效匯率(Effective rate)，並取消所有的外匯管制。 1985 年採自由浮動匯率機制，所有匯率都由市場供給與需求決定。	准許外資投資股市，為亞洲重要的金融市場之一。
泰國	1981 年起採有效匯率(Effective rate)，其匯率決定於一籃通貨。 1997 年 7 月放棄有效匯率制，改採管理的浮動匯率制，引起泰銖大幅貶值，並引發亞洲金融風暴。	1980 年代起外資的交易逐漸增加。 1995 年外資的交易量佔 26%。 1997 年外資的交易量佔 44%。

註： a. 資料來源為 World Currency Yearbook, 27th Edition, 1990-1993 以及中央銀行季刊第十九卷第四期「東亞金融風暴」，經本文整理。

b. 資料來源為各國交易所網站。

表 2 為五個國家的經濟與外貿概況，這些國家在金融風暴發生前都有高度的經濟成長，在 1997 及 1998 年金融風暴期間，經濟成長受到嚴重地影響，尤其是韓國、泰國與菲律賓三個新興國家受到的影響最為嚴重，臺灣與新加坡所受到的影響相對地較為輕微。此外，這些新興國家貨幣兌換美元的匯率在金融風暴期間都曾經發生大幅地貶值，在金融風暴前，韓國、菲律賓與泰國三個國家的經常帳盈餘都是赤字，在本國匯率貶值之後，1998 年各國都有經常帳盈餘。

在進出口與外債方面，表中的資料顯示，東亞地區新興國家受到匯率變動的影響很高，亦即這些新興國家的股市所受到的匯率風險應該很高。由表 2 的「進出口佔 GDP 比率」，可以看出東亞新興國家的進出口佔 GDP 的比重都很高，在與美國相比較，這些新興國家的進、出口佔 GDP 的比率都高出許多，顯示這些國家的經濟活動受到匯率的影響較美國大。此外，除了新加坡以及臺灣，其他國家的外債均很高，表中的資料顯示，1996 年底韓國的外債佔 GDP 的 25.5%，但在 1997

年底時已升高至 33.2%^(註 2)；菲律賓與泰國更高達 47% 及 50% 之間；新加坡沒有外債，而臺灣的外債佔 GDP 的 10.4%。當外債愈高時，本國匯率貶值會使本國的償債能力更加惡化；因此可以預期外債愈高的國家，干預匯率的動機愈高。另一方面，當匯率上升(本國貨幣貶值)時，購買力降低的損失也愈高。

表 2 東亞新興國家的經濟與外貿概況

為了探討東亞新興國家匯率與股價指數的關係，將各國的經濟與外貿概況以簡要統計表列出如下：

	臺灣	韓國	菲律賓	新加坡	泰國	備註	
I. 經濟成長率^a							
1994	7.1%	8.2%	4.4%	11.4%	8.6%		
1995	6.4%	8.9%	4.7%	8.0%	8.8%		
1996	6.1%	6.7%	5.8%	7.5%	5.5%		
1997	6.7%	5.0%	5.2%	8.4%	-0.4%		
1998	4.6%	-5.8%	-0.3%	0.4%	-10.2%		
1999	5.7%	10.7%	3.3%	5.4%	N.A.		
II. 匯率(年底)^a							
1994	26.24	788.7	24.418	1.4607	25.090	為一美元	
1995	27.27	774.7	26.214	1.4143	25.190	可兌換多	
1996	27.49	844.2	26.288	1.3998	25.610	少元之當	
1997	32.64	1695.0	39.975	1.6755	47.247	地貨幣	
1998	32.22	1204.0	39.659	1.6605	36.691		
1999	31.40	1138.4	40.313	1.6660	37.520		
III. 進出口佔 GDP 比率^a							
						美國	
1994	出口	43.65%	27.82%	33.82%	173%	38.75%	10.28%
	進口	41.98%	28.96%	40.13%	158%	43.05%	10.82%
1998	出口	47.82%	49.37%	52.11%	152%	58.92%	11.03%
	進口	46.71%	35.63%	58.74%	135%	42.41%	12.74%
IV. 經常帳盈餘^a							
(單位：百萬美元)							
1994	6,498	-3,867	-2,950	11,400	-8,085		
1995	5,474	-8,507	-1,980	14,436	-13,554		
1996	10,923	-23,006	-3,953	14,509	-14,691		
1997	7,051	-8,167	-4,351	15,032	-3,024		
1998	3,437	40,558	1,287	17,614	14,048		
1999	5,784	N.A.	N.A.	N.A.	11,050		
V. 外債佔 GDP 比率^b							
1996	10.4% ^c	25.5%	47.3%	0%	50.3%		

註： a. 資料來源：International Financial Statistics (IMF), Jun. 2000，以及國民經濟動向指標(臺灣)。

b. 資料來源：Country Profile, 1998-99, The Economist Intelligence Unit, London.

c. 為 1995 年底之資料。

如表 3 所示，研究期間自 1994/1/1 至 2000/4/30 止，包含了亞洲金融風暴期間。為了進一步觀察金融風暴前後，亞太地區新興國家匯率與股市的關係，將研究期間區分為金融風暴前、金融風暴期間以及金融風暴後三段子期間；由於各國在金融風暴期間所受到影響的時間並不一致，我們分別依個別國家來加以定義「金融

^{註 2}：資料來源：Country Profile, 1998-99 (The Economist Intelligence Unit, London.)

風暴期間」子期間：菲律賓、新加坡與泰國三個國家，以 1997/7/1 ~ 1998/12/31 這段期間為金融風暴期間，臺灣受到影響的期間較東南亞國家晚，因此本文將臺灣的金融風暴期間定為 1997/8/1 ~ 1998/12/31，而東北亞受到亞洲金融風暴影響的期間最晚，因此以 1997/10/16 ~ 1998/12/31 為金融風暴期間。各國在金融風暴期間之前，定義為「金融風暴前」子期間，而在金融風暴結束後(各國都為 1998/12/31)的期間定義為「金融風暴後」子期間。

表 3 各國研究期間及子期間的天數統計表

國家	研究期間		金融風暴前		金融風暴期間		金融風暴後	
	期間	日數	期間	日數	期間	日數	期間	日數
臺灣	1994/1/1 至 2000/4/30	1765	1994/1/1 至 1997/7/31	1026	1997/8/1 至 1998/12/31	390	1999/1/1 至 2000/4/30	349
韓國	1994/1/1 至 2000/4/30	1803	1994/1/1 至 1997/10/15	1122	1997/10/16 至 1998/12/31	352	1999/1/1 至 2000/4/30	329
菲律賓	1994/1/1 至 2000/4/30	1590	1994/1/1 至 1997/6/30	882	1997/7/1 至 1998/12/31	375	1999/1/1 至 2000/4/30	333
新加坡	1994/1/1 至 2000/4/30	1597	1994/1/1 至 1997/6/30	872	1997/7/1 至 1998/12/31	392	1999/1/1 至 2000/4/30	333
泰國	1994/1/1 至 2000/4/30	1547	1994/1/1 至 1997/6/30	852	1997/7/1 至 1998/12/31	370	1999/1/1 至 2000/4/30	325

圖 1 為各國的股價指數與匯率在研究期間的走勢。表 4 則為研究期間與子期間各國匯率與股價指數的基本統計表。各國匯率以一美元兌換當地國家幣值的報價法，匯率上升表示當地國家幣值貶值(美元升值)，反之亦然。股價指數分別為：臺灣加權股價指數、韓國加權股價指數、馬尼拉綜合股價指數(菲律賓)、新加坡海峽時報指數、以及泰國 SET 股價指數。匯率與股價指數均為自然對數的一階差分(即匯率與股價指數的變動率)，匯率的資料來源為美聯社，股價指數資料則為臺灣證券交易所出版的證交資料。研究期間有少數日期只有股票或是外匯市場交易，由於研究主題為探討匯率與股價的相互關係，因此若股市或匯市任一市場沒有交易，則當日資料刪除。

在表 4 中，A 欄為各國匯率的變動率，B 欄為股價指數的變動率。由匯率的變動率來觀察，研究期間內各國的匯率變動率的平均數都為正，顯示各國的貨幣都是貶值的，其中以泰國與菲律賓貨幣對美元的貶值幅度為最大；而從股價指數的變動率來觀察，各國股價指數變動率的平均數，除了臺灣之外，都是負的，亦以泰國與菲律賓的股市下跌幅度最大，顯示亞洲金融風暴前後期間，東亞新興國家的股、匯市表現皆不佳，其中以泰國與菲律賓情形最為嚴重，似乎兩個市場之間彼此相關的度很高。在股、匯市的波動程度上，以變動率的標準差來作為波動性的衡量指標，泰國以及韓國無論在匯率以及股市的波動性都較大，而新加坡與臺灣相對較小，此觀察結果與一般認知新加坡與臺灣遭受東亞金融風暴影響的程度較輕的說法是一致的。

進一步地將研究期間區分為金融風暴前、金融風暴期間、金融風暴後三段子期間，可以發現無論是股、匯市，在金融風暴期間東亞新興國家的股市大幅下跌、當地貨幣嚴重地貶值，而股、匯市的波動程度亦大幅增加。再比較金融風暴前與金融風暴後兩段子期間，金融風暴後的波動性亦明顯高於風暴前的波動性。

下列各圖分別為 a.臺灣，b.韓國，c.菲律賓，d.新加坡，e.泰國等五國的股價指數與匯率走勢(各國匯率以一美元兌換當地國家貨幣的報價法表示)。股價指數為圖型左邊的刻度，而匯率為圖型右邊的刻度。

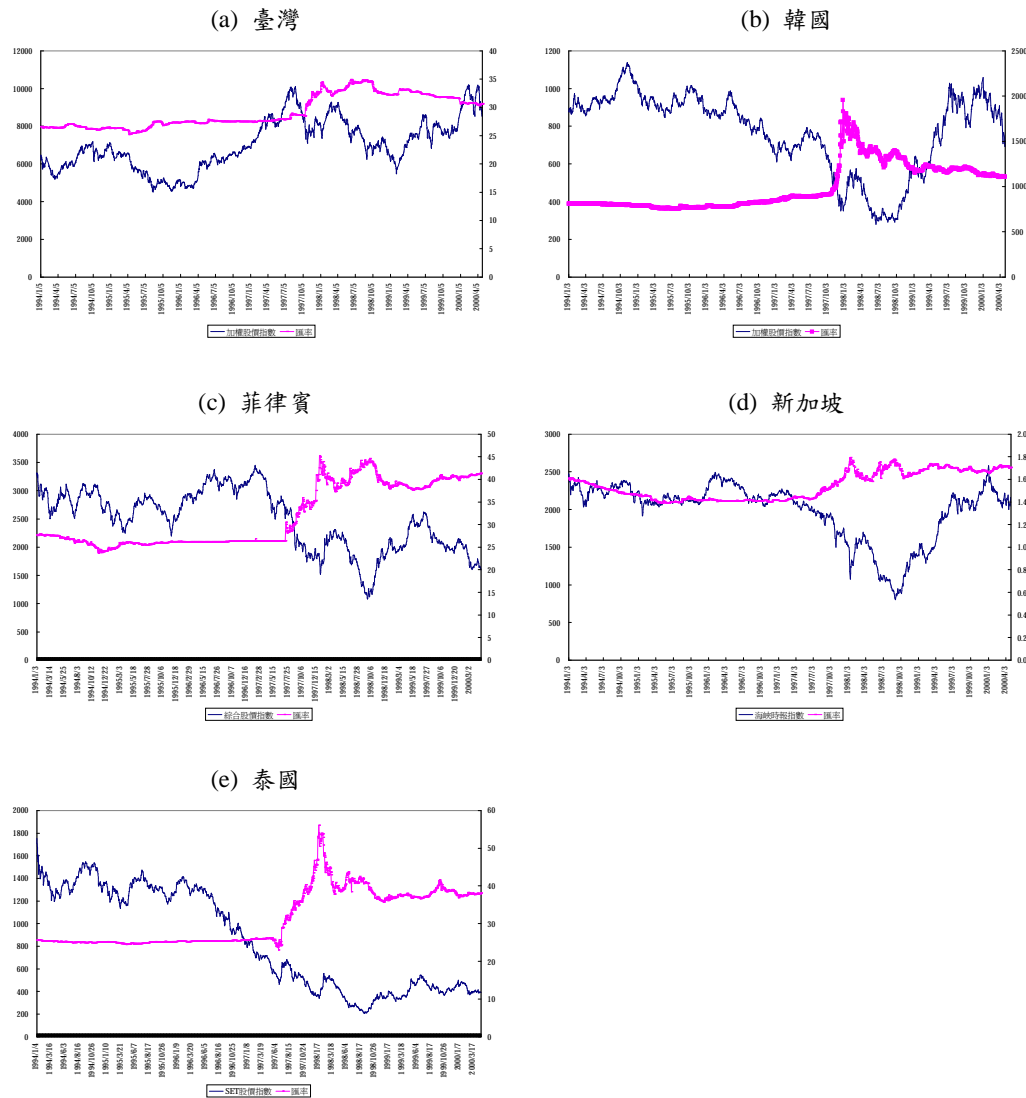


圖 1 東亞各國股價指數與匯率走勢圖

探討東亞新興國家匯率對股價的影響，研究期間為 1994 年 1 月 1 日至 2000 年 4 月 30 日，並將樣本區分為三段子期間：金融風暴前、金融風暴期間及金融風暴後。各國的匯率為一美金對當地貨幣表示，當匯率值增加表示當地貨幣貶值。下表所列的匯率以及股價指數的變動率皆為匯率或股價指數之自然對數的一階差分，即 $R_{E,t} = \ln(E_t) - \ln(E_{t-1})$ ， $R_{S,t} = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$ 。平均數與標準差的單位皆為 $\times 10^{-4}$ 。

表 4 各國匯率與股價指數的基本統計表

A 欄 匯率的變動率($R_{E,t}$)												
國家	全部			金融風暴前			金融風暴期間			金融風暴後		
	樣本 (天)	平均 數	標準 差	樣本 (天)	平均 數	標準 差	樣本 (天)	平均 數	標準 差	樣本 (天)	平均 數	標準 差
臺灣	1764	0.808	28.14	1025	0.752	17.50	389	2.939	47.42	348	-1.427	24.37
韓國	1802	1.757	113.24	1121	1.098	20.06	351	7.948	250.8	328	-2.028	41.90
菲律賓	1589	2.519	76.62	881	-0.531	32.10	374	10.569	145.8	332	1.880	36.79
新加坡	1596	0.358	46.44	871	-1.368	20.95	391	3.693	83.97	332	0.909	30.18
泰國	1546	2.563	104.95	851	-0.536	44.93	369	6.542	177.0	324	1.625	59.12
B 欄 股價指數的變動率($R_{S,t}$)												
臺灣	1764	1.776	147.4	1025	4.393	132.6	389	-11.40	160.6	348	10.217	169.7
韓國	1802	-1.068	199.1	1121	-3.339	107.4	351	-0.838	317.5	328	6.424	264.0
菲律賓	1589	-4.506	166.2	881	-1.730	126.6	374	-9.566	247.8	332	-6.453	143.6
新加坡	1596	-0.756	155.1	871	-0.236	99.15	391	-9.015	229.9	332	13.116	165.7
泰國	1546	-9.718	208.5	851	-14.12	154.8	369	-12.71	285.8	324	2.788	223.0

三、實證模型

由前述的理論與實證文獻，匯率與股價之間可能分別具有長期以及短期的關係。首先，我們先探討股價指數與匯率之間是否具有長期共整合的關係，若具有共整合的關係，我們再利用錯誤更正模式(Error Correction Model, ECM)來觀察股價指數與匯率之間的長期與短期關係。若股價指數與匯率之間的長期共整合關係不存在時，我們進一步地以向量自我迴歸 (Vector Autoregression, VAR)模型，來探討股價指數與匯率之間相互影響的關係。

3.1 長期的共整合與錯誤更正模型

Engle and Granger (1987)定義變數之間的共整合關係為，有一線性組合使二個或二個以上、非穩定的時間序列成為一穩定之變數，則這些時間序列具有共整合的關係。非穩定的變數，必須經過一次或一次以上差分的處理使其成為穩定的變數。共整合關係的檢定之前，必須先作單根檢定(Unit Root Test)，以確定各變數間經過一次差分後是否穩定，若經過一次差分後成為穩定的變數，以 $I(1)$ 來表示。兩個或兩個以上之時間序列若有同階(Same Order)，則再進行共整合檢定；若兩個或兩個以上的時間序列具有共整合關係，最後再進行錯誤更正模型的參數估計。

為了研究亞太地區新興國家匯率與股價指數長期的關係，本文以 Engle and Granger 的共整合模型，依前述的步驟，以各國的匯率以及股價指數兩個時間序列，分別進行單根、共整合檢定，若確定匯率與股價指數具有共整合的關係，再進行錯誤更正模型參數的估計。

3.1.1 單根檢定

假設有一 p 階自我相關的時間序列如下：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_{p-1} y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + e_t, \quad (1)$$

經過加減處理之後，式(1)可以重新寫成：

$$\Delta y_t = a_0 + g \cdot y_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i \cdot \Delta y_{t-i+1} + e_t, \quad (2)$$

式(2)中：

Δy_t ：為時間序列 y 的一階差分，即 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$

$$g = - \left(1 - \sum_{i=1}^p a_i \right)$$

$$b_i = \sum_{j=1}^p a_j$$

e_t ：為白干擾項。

在式(2)中，若時間序列 y 具有單根，則 $g=0$ 。為了檢定時間序列 y 是否具有單根，我們採用 Dickey and Fuller (1979) 建議的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定進行；根據 Fuller (1996)，ADF 的檢定中，虛無假設 $H_0: g=0$ (單根存在) 在極限分配之下的臨界值，1% 顯著水準的臨界值為 -3.42，5% 顯著水準為 -2.86。若無法拒絕時間序列 y 具有單根 (表示時間序列 y 非穩定)，將時間序列 y 進行一階差分再檢定是否具有二個單根：

$$\Delta^2 y_t = a_0 + g \cdot \Delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i \cdot \Delta^2 y_{t-i+1} + e_t \quad (3)$$

事實上，財務資產價格的時間序列，大多在一次差分後即呈穩定的趨勢 (Hassan and Naka, 1996 以及 Sephton and Larsen, 1991)。

3.1.2 共整合模型

Engle and Granger (1987) 運用共整合與錯誤更正模型 (ECM) 來說明變數之間短期與長期的關係：若變數之間具有共整合的關係，變數在短期可能會偏離均衡值，但是長期會修正偏離，回到均衡值。對於投資人以及政策擬訂者而言，若是各國匯率 (E) 與股價指數 (S) 之間具有共整合的關係，則有利於預測未來的匯率與股價指數。為了探討這項議題，首先，將匯率與股價指數放入迴歸方程式之自變數與因變數 (如式(4))；其次再以 ADF 的方式 (刪除常數項) 進行迴歸方程式殘差項 e_t 的單根檢定 (如式(5))，在選取適當的落後項 n 後，若拒絕殘差項 e_t 具有單根 ($b=0$) 之虛無假設，則匯率 (E) 與股價指數 (S) 兩者具有共整合關係 (即 $CI(1)$)；若無法拒絕單根的虛無假設，即兩個數列並沒有共整合的關係，也就是匯率與股價指數的長期走勢彼此不相關。

$$S_t = a_0 + a_1 \cdot E_t + e_t, \quad (4)$$

$$\Delta e_t = b_1 \cdot e_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_{i+1} \cdot \Delta e_{t-i} + e_t, \quad (5)$$

3.1.3 錯誤更正模型

若匯率與股價指數具有共整合的關係，則進行錯誤更正模型的參數估計，模型如下：

$$S_t = a_0 + a_1 \cdot E_t + h_t, \quad (6)$$

$$\Delta S_t = g_0 + g_1 \cdot h_{t-1} + \sum_{i=1}^m g_{S,i} \cdot \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n g_{E,i} \cdot \Delta E_{t-i} + e_{S,t}, \quad (7)$$

$$\Delta E_t = d_0 + d_1 \cdot h_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_{S,i} \cdot \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^q d_{E,i} \cdot \Delta E_{t-i} + e_{E,t}, \quad (8)$$

式(7)及(8)中， ΔS_t 為股價指數自然對數值的一階差分， ΔE_t 為匯率自然對數值的一階差分， g 及 d 為待估計的參數， $e_{S,t}$ 與 $e_{E,t}$ 為白干擾項。

在式(6)至(8)中，若上一期的股市或匯市發生衝擊，使彼此長期共整合的關係產生偏離，式(6)的 h_t 之絕對值會大幅增加(偏離原來的均衡關係，但正負方向未定，必須由式(6)之參數估計而訂)。當發生偏離之後，股價指數與匯率這兩項具有共整合的時間序列，是否會有長期修正的關係式，必須由式(7)及(8)的係數 g_1 及 d_1 來決定。若式(7)的 g_1 顯著地異於零，表示由股價指數來修正偏離；同樣地，若式(8)係數 d_1 顯著地異於零，表示由匯率來修正偏離。股價與匯率修正的方向與速度必須視 g_1 及 d_1 之正負號及大小而訂， g_1 及 d_1 即是錯誤修正速度的參數(Speed of Adjustment Parameters)。

匯率與股價的變動不只是受到偏離修正的影響，亦會受到股價與匯率遞延期的短期影響，如式(7)中，係數 $g_{S,i}$ 為股價變動率受到遞延期 i 之股價變動率影響，係數 $g_{E,i}$ 為股價變動率受到遞延期 i 之匯率變動率影響，式(8)中，係數 $d_{S,i}$ 為匯率變動率受到遞延期 i 之股價變動率影響，係數 $d_{E,i}$ 為匯率變動率受到遞延期 i 之匯率變動率影響。

3.2 VAR 模型

若匯率與股價指數之間不具有共整合關係，則我們以 VAR 模型來觀察匯率與股價指數兩者彼此短期的相互的關係。自變數落後二期的 VAR 模型如下：

$$\Delta S_t = a_0 + a_1 \cdot \Delta S_{t-1} + a_2 \cdot \Delta S_{t-2} + a_3 \cdot \Delta E_{t-1} + a_4 \cdot \Delta E_{t-2} + e_{S,t}, \quad (9)$$

$$\Delta E_t = b_0 + b_1 \cdot \Delta S_{t-1} + b_2 \cdot \Delta S_{t-2} + b_3 \cdot \Delta E_{t-1} + b_4 \cdot \Delta E_{t-2} + e_{E,t}, \quad (10)$$

式(9)及(10)中， a 與 b 皆為待估計的參數， $e_{S,t}$ 與 $e_{E,t}$ 為白干擾項。股價指數受到匯率遞延一期、二期之影響係數為 a_3 與 a_4 ，受到股價指數自身遞延期之影響係數為 a_1 及 a_2 。匯率受到股價指數遞延一期、二期之影響係數為 b_1 及 b_2 ，受到匯率自身遞延期之影響係數為 b_3 及 b_4 。

四、實證結果

本研究的對象包括了臺灣、韓國、菲律賓、新加坡與泰國等五個亞太地區新興國家，研究期間為 1994/1/1 至 2000/4/30 的匯率與股價指數日資料。茲將研究的結果分述如後：

4.1 匯率與股價指數長期共整合的關係微弱

研究期間五個國家的匯率以及股價指數兩個時間序列之單根檢定結果，請見表 5。表中的資料顯示，五個新興國家的股價指數及匯率之日資料，共 10 個時間序列，都具有單根，即無法拒絕虛無假設 $H_0: g = 0$ 。進一步地將 10 個時間序列進

行一階差分後再進行單根檢定，則都拒絕虛無假設 $H_0:g = 0$ ，即這些新興國家的匯率與股價指數都具單根，進行一階差分後(成為變動率後)即成為穩定的時間序列，因此這 10 個時間序列都是 $I(1)$ 。

由於這五個新興國家的匯率以及股價指數之時間序列都是 $I(1)$ ，接下來進行共整合檢定，分別將匯率及股價指數代入式(4)的迴歸方程式^(註 3)，再以 ADF 的方式(刪除常數項)進行迴歸方程式殘差項 e_t 的單根檢定(如式(5))。落後項 n 的選取標準是同時參考 Akaike Information Criterion(AIC)與 Schwartz Bayesian Criterion(SBC)的模式選取標準以及 Ljung-Box Q 統計量 $Q(36)$ 不拒絕式(5)之 e_t 為白干擾項等^(註 4)。五個國家匯率與股價指數之共整合檢定結果請見表 6。

表 5 股價指數及匯率之單根檢定

為了檢定股價指數以及匯率是否具有一個單根(如式(2))或是二個單根(如式(3))，以 ADF 的方式進行檢定：

$$\text{一個單根的檢定： } \Delta y_t = a_0 + g \cdot y_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i \cdot \Delta y_{t-i+1} + e_t, \quad (2)$$

$$\text{二個單根的檢定： } \Delta^2 y_t = a_0 + g \cdot \Delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i \cdot \Delta^2 y_{t-i+1} + e_t, \quad (3)$$

其中，落後項 P 是以 Ljung-Box Q 統計量 $Q(36)$ 不拒絕式(2)及(3)之 e_t 為白干擾項的落後項 P 為選取標準。

國家		一個單根之檢定		二個單根之檢定	
		落後項(P)	g 之 t 值	落後項(P)	g 之 t 值
臺灣	股價指數	0	-1.3748	0	-40.4640**
	匯率	21	-1.2286	20	-6.7105**
韓國	股價指數	4	-1.3548	3	-22.0319**
	匯率	25	-1.3590	24	-7.1825**
菲律賓	股價指數	6	-1.2059	5	-16.5903**
	匯率	25	-0.3758	24	-7.1142**
新加坡	股價指數	10	-1.5256	7	-14.3895**
	匯率	13	-0.7134	12	-10.4932**
泰國	股價指數	14	-1.1199	12	-8.7272**
	匯率	12	-0.9694	10	-10.2628**

1.根據 Fuller(1996)，ADF 的檢定中，虛無假設 $H_0:g = 0$ (單根存在)在極限分配之下的臨界值，1%顯著水準的臨界值為-3.42，5%顯著水準為-2.86。

**表示顯著水準為 5%，*表示顯著水準為 10%。

^{註 3}：以股價指數為因變數，以匯率為自變數。由於觀察值皆大於 400 筆以上，兩個時間序列中任何一個為因變數或自變數，對結果不會有影響。

^{註 4}：AIC 與 SBC 的說明請見 Enders(1995) p.88 及 p.315，而 Ljung-Box Q 統計量請見 Greene(1997) p.838。

表 6 各國匯率與股價指數的共整合檢定

為了探討各國匯率(E)與股價指數(S)是否具有共整合關係(即 $CI(1)$)，以 Engle & Granger(1987)所建議的方法進行檢定。首先，將匯率與股價指數放入迴歸方程式之自變數與因變數，其次再以 ADF 的方式(刪除常數項)進行迴歸方程式殘差項 e_t 的單根檢定，若拒絕單根檢定，則匯率(E)與股價指數(S)兩者具有共整合關係(即 $CI(1)$)。即

$$S_t = a_0 + a_1 \cdot E_t + e_t, \quad (4)$$

$$\Delta e_t = b_1 \cdot e_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_{i+1} \cdot \Delta e_{t-i} + e_t, \quad (5)$$

落後項 n 的選取標準是同時參考 AIC、SBC 的模式選取標準以及 Ljung-Box Q 統計量 Q(36)不拒絕式(5)之 e_t 為白干擾項等。

國家	b_1	a_0	a_1	落後項(n)
臺灣	-0.0048 (-2.16)	5.3015 (37.90)**	1.0493 (25.27)**	20
韓國	-0.0062 (-2.68)	13.8829 (86.36)**	-1.0608 (-45.33)**	28
新加坡	-0.0035 (-1.61)	8.2990 (311.20)**	-1.7052 (-27.98)**	20
泰國	-0.0104 (-3.22)*	14.7152 (146.32)**	-2.3794 (-81.04)**	16
菲律賓	-0.0131 (-3.32)*	11.0811 (216.12)**	-0.9572 (-64.27)**	28

1.根據 Mackinnon(1990)，共整合的檢定中，虛無假設 $H_0: b_1 = 0$ (兩個時間序列不具有共整的關係)，在極限分配之下，1%顯著水準的臨界值為-3.9001，5%顯著水準為-3.3377，10%顯著水準為-3.0462。

2.**表示顯著水準為 5%，*表示顯著水準為 10%。

表 6 顯示在研究期間內，五個新興國家中只有泰國以及菲律賓兩個國家，在 10%的顯著水準下，可以拒絕 $H_0: b_1 = 0$ ，即這兩個國家之匯率與股價指數具有共整合的關係，其他的國家，包括臺灣、韓國與新加坡等三個國家之匯率與股價指數不具有共整合的關係。

我們進一步地探討泰國與菲律賓兩個新興國家匯率與股價指數在具有長期共整合的關係之下，匯率與股價指數如何進行修正偏離，錯誤更正模式(ECM)之估計結果請見表 7。在式(7)及(8)中，我們以 Likelihood Ratio 檢定來決定 ECM 的最適遞延期(即 m, n, p, q)，發現最適遞延期為一至二期，為了一致起見，選擇遞延二期。

菲律賓的股價指數與匯率長期的關係為 $S_t = 11.08 - 0.96 E_t + h_t$ ，在匯率與股價指數具有長期共整合的關係之下，式(7)的 g_1 係數顯著地異於零，而式(8)的 d_1 係數並不顯著，表示當股市或匯市有衝擊發生而使匯率與股價指數長期均衡的關係產生偏離時，是由股市來扮演修正偏離的角色。舉例來說，假設匯率突然上升(菲律賓貨幣貶值)， h_t 是一個正數，因為式(7)的 g_1 係數為-0.0087(在 5%的水準下顯著地異

於零)，股市會向下修正；同樣地，假設股市突發地下跌， h_t 是一個負值，股市會往上修正而回到原來的均衡。

泰國的股價指數與匯率長期的關係為 $S_t = 14.72 - 2.38 E_t + h_t$ ，與菲律賓不同之處，泰國的 ECM 中，式(7)的 g_1 係數不顯著，而式(8)的 d_1 係數顯著地異於零，表示當股市或匯市有衝擊發生而使匯率與股價指數長期均衡的關係產生偏離時，是由匯市來扮演修正偏離的角色。舉例來說，假設匯率突然上升(泰國貨幣貶值)， h_t 是一個正數，因為式(8)的 d_1 係數為 -0.0027(在 5% 的水準下顯著地異於零)，匯率會向下修正(泰國貨幣升值)；同樣地，假設股市突發地下跌， h_t 是一個負值，匯率會上升(泰國貨幣貶值)。

表 7 共整合與錯誤更正模型

若匯率與股價指數具有共整合的關係，落後兩期的錯誤更正模型如下：

$$S_t = a_0 + a_1 \cdot E_t + h_t, \tag{6}$$

$$\Delta S_t = g_0 + g_1 \cdot h_{t-1} + g_{S,1} \cdot \Delta S_{t-1} + g_{S,2} \cdot \Delta S_{t-2} + g_{E,1} \cdot \Delta E_{t-1} + g_{E,2} \cdot \Delta E_{t-2} + e_{S,t}, \tag{7}$$

$$\Delta E_t = d_0 + d_1 \cdot h_{t-1} + d_{S,1} \cdot \Delta S_{t-1} + d_{S,2} \cdot \Delta S_{t-2} + d_{E,1} \cdot \Delta E_{t-1} + d_{E,2} \cdot \Delta E_{t-2} + e_{E,t}, \tag{8}$$

式(6)的估計結果如下：

菲律賓：
 $S_t = 11.0837 - 0.9579 \cdot E_t + h_t$
 t (216.67) (-64.46)

泰國：
 $S_t = 14.72407 - 2.3818 \cdot E_t + h_t$
 t (146.72) (-81.30)

式(7)及(8)的錯誤更正式估計結果如下表：

股價指數						
$\Delta S_t = g_0 + g_1 \cdot h_{t-1} + g_{S,1} \cdot \Delta S_{t-1} + g_{S,2} \cdot \Delta S_{t-2} + g_{E,1} \cdot \Delta E_{t-1} + g_{E,2} \cdot \Delta E_{t-2} + e_{S,t}$						
	g_0	g_1	$g_{S,1}$	$g_{S,2}$	$g_{E,1}$	$g_{E,2}$
菲律賓	-0.0003 (-0.68)	-0.0087 (-2.58)*	0.2118 (8.30)*	-0.0652 (-2.54)*	-0.0493 (-0.90)	-0.1772 (-3.26)*
泰國	-0.0008 (-1.51)	-0.0020 (-0.97)	0.1204 (4.70)*	0.0069 (0.27)	-0.0854 (-1.69)*	-0.0150 (-0.30)
匯率						
$\Delta E_t = d_0 + d_1 \cdot h_{t-1} + d_{S,1} \cdot \Delta S_{t-1} + d_{S,2} \cdot \Delta S_{t-2} + d_{E,1} \cdot \Delta E_{t-1} + d_{E,2} \cdot \Delta E_{t-2} + e_{E,t}$						
	d_0	d_1	$d_{S,1}$	$d_{S,2}$	$d_{E,1}$	$d_{E,2}$
菲律賓	0.0002 (1.13)	-0.0025 (-1.57)	-0.0397 (-3.31)*	-0.0034 (-0.28)	0.1544 (6.03)*	-0.0582 (-2.28)*
泰國	0.0003 (1.04)	-0.0027 (-2.59)*	-0.0047 (-0.36)	0.0011 (0.08)	-0.0615 (-2.41)*	-0.0413 (-1.62)

**表示顯著水準為 5%，*表示顯著水準為 10%。

此外，在股價指數與匯率長期共整合的關係下，兩國的股價指數變動率與匯率變動率會有彼此短期相互影響的效果。菲律賓的股價指數變數率會受到遞延二期匯率變動率負向的影響，即當第 t 日匯率上升(菲律賓幣貶值)，第 $t+2$ 日的股價指數會下跌，而匯率的變動率會受到遞延一期之股價指數變動率負向影響，當第 t 日的股價指數下跌時，第 $t+1$ 日的匯率會上升(菲律賓幣貶值)。泰國的股價指數變

數率會受到遞延一期匯率變動率負向的影響，即當第 t 日匯率上升(泰幣貶值)，第 $t+1$ 日的股價指數會下跌，而匯率的變動率則只受到自身遞延期變動的影響，不會受到股市遞延期的影響。

綜合上述的分析，對東亞新興國家而言，匯率與股價指數的長期共整合關係並沒有很強的實證支持^(註 5)，五個新興國家中，只有菲律賓與泰國兩個國家的匯率與股價指數，在顯著水準 10% 之下具有長期共整合的關係，而臺灣、南韓與新加坡則沒有，與 Ajayi and Mougoue (1996) 以八個工業國家為研究樣本的結論並不一致。

4.2 股市與匯市兩者在短期會相互影響

雖然東亞地區新興國家的匯率與股價指數在長期共整合的關係上並未獲得很強的實證支持，但是在短期方面，股、匯市的變動彼此會相互影響。我們以 VAR 來估計股、匯市兩者彼此的關係，估計結果請見表 8。

在式(9)及式(10)的 VAR 模型中，必須決定最適的落後項，與前述共整合與錯誤更正模型相同，我們發現以落後二期是適當、且可以捕捉匯率與股價指數彼此變動之相互影響關係，表 8 的 VAR 模型即是以落後二期估計之結果。

在全部的研究期間(1994/1/1 至 2000/4/30)，即表 8 的期間 A，這五個新興國家的股價指數除了受到自身遞延期變動的影響之外(臺灣的股價指數受自身遞延期變動的影響不顯著)，都會受到匯率變動的影響(a_3 或 a_4 顯著地小於零)，當匯率上升(這些國家的幣值貶值)時，會使股價指數下跌。臺灣、韓國與泰國股價指數會受到前一期匯率的影響，而菲律賓會受到前二期的影響，而新加坡同時受到前一期及前二期的影響。在股價指數影響匯率方面，除了泰國之外，其餘的國家匯率都會受到股價指數遞延一至二期的影響，菲律賓與新加坡為遞延一期(b_1 顯著)、韓國為遞延二期(b_2 顯著)，而臺灣遞延一期與二期(b_1 與 b_2) 都是顯著，且所有國家的係數都是小於零，顯示東亞新興國家的股價指數若下跌，會使匯率上升(本國貨幣貶值)。

匯率與股價指數彼此短期的相互的關係，自變數落後二期的 VAR 模型如下：

$$\Delta S_t = a_0 + a_1 \cdot \Delta S_{t-1} + a_2 \cdot \Delta S_{t-2} + a_3 \cdot \Delta E_{t-1} + a_4 \cdot \Delta E_{t-2} + e_{S,t} \quad (9)$$

$$\Delta E_t = b_0 + b_1 \cdot \Delta S_{t-1} + b_2 \cdot \Delta S_{t-2} + b_3 \cdot \Delta E_{t-1} + b_4 \cdot \Delta E_{t-2} + e_{E,t} \quad (10)$$

式(9)及(10)中， a 與 b 皆為待估計的參數， $e_{S,t}$ 與 $e_{E,t}$ 為白干擾項。股價指數受到匯率遞延一期、二期之影響係數為 a_3 與 a_4 ，受到股價指數自身遞延期之影響係數為 a_1 及 a_2 。匯率受到股價指數遞延一期、二期之影響係數為 b_1 及 b_2 ，受到匯率自身遞延期之影響係數為 b_3 及 b_4 。期間 A 表示全部的研究期間(1994/1/1 至 2000/4/30)，期間 B、C、D 則為研究的子期間，分別為金融風暴前(菲律賓、新加坡與泰國為 1994/1/1 至 1997/7/1，臺灣為 1994/1/1 至 1997/7/31，韓國為 1994/1/1 至 1997/10/15)、金融風暴期間(菲律賓、新加坡與泰國自 1997/7/1 起，臺灣自 1997/8/1 起，韓國為 1997/10/16 起，均至 1998/12/31 止)以及金融風暴後(1999/1/1 起至 2000/4/30 止)。

^{註 5}：依據 Hakkio and Rush (1991) 的分析，兩個或兩個以上之時間序列共整合關係檢定，時間數列必須是長期的，而且共整合關係主要是檢視時間序列之間長期的關係，因此，本文並沒有分別檢定三個子期間的共整合關係，只有針對整個研究期間進行共整合檢定。

家	問	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4
臺灣	A	0.00021 (0.62)	0.02176 (0.93)	0.01822 (0.75)	-0.28992 (-2.26)**	-0.05587 (-0.43)	0.00007 (1.06)	-0.00775 (-1.71)*	-0.00817 (-1.80)*	0.17290 (7.17)**	-0.01515 (-0.63)
	B	0.00049 (1.19)	-0.00028 (-0.01)	0.00509 (0.16)	-0.04715 (-0.20)	-0.30243 (-1.23)	0.00007 (1.22)	0.00057 (0.14)	-0.00016 (-0.04)	0.06733 (2.12)**	0.05020 (1.55)
	C	-0.00104 (-1.27)	0.00480 (0.09)	0.00514 (0.10)	-0.59212 (-3.23)**	0.21009 (1.14)	0.00020 (0.86)	-0.02753 (-1.84)*	-0.01405 (-0.94)	0.28017 (5.36)**	-0.09404 (-1.79)*
	D	0.00076 (0.84)	0.07289 (1.35)	0.05288 (0.97)	0.29164 (0.77)	-0.43481 (-1.15)	-0.00014 (-1.07)	-0.00368 (-0.47)	-0.01547 (-1.99)**	-0.12063 (-2.23)**	-0.00245 (-0.05)
韓國	A	-0.00008 (-0.17)	0.11961 (4.91)**	-0.05168 (-2.13)**	-0.19494 (-4.49)**	0.05834 (1.34)	0.00017 (0.68)	0.00980 (0.75)	-0.02161 (-1.66)*	0.31602 (13.58)**	-0.30301 (-12.95)**
	B	-0.00032 (-1.02)	0.17052 (5.67)**	-0.05787 (-1.93)*	-0.00578 (-0.04)	0.15365 (0.96)	0.00010 (1.67)*	-0.00155 (-0.28)	0.00663 (1.17)	0.12407 (4.15)**	-0.05764 (-1.93)*
	C	0.00001 (0.00)	0.11378 (2.00)**	-0.05143 (-0.91)	-0.20162 (-2.78)**	0.06479 (0.88)	0.00080 (0.64)	0.01670 (0.39)	-0.03949 (-0.94)	0.32766 (6.04)**	-0.32095 (-5.86)**
	D	0.00045 (0.31)	0.09155 (1.60)	-0.05705 (-0.99)	-0.15901 (-0.43)	-0.17473 (-0.48)	-0.00014 (-0.64)	0.00466 (0.53)	-0.00815 (-0.93)	0.13177 (2.34)**	-0.16201 (-2.95)**
菲律賓	A	-0.00032 (-0.79)	0.20765 (8.24)**	-0.06968 (-2.76)**	-0.05319 (-0.98)	-0.17795 (-3.28)**	0.00021 (1.10)	-0.03961 (-3.38)**	-0.00512 (-0.43)	0.15423 (6.09)**	-0.05853 (-2.32)**
	B	-0.00013 (-0.30)	0.14900 (4.41)**	0.01005 (0.30)	0.04367 (0.33)	0.00679 (0.05)	-0.00001 (-0.52)	0.00100 (0.12)	0.00429 (0.50)	-0.02627 (-0.78)	-0.03892 (-1.15)
	C	-0.00053 (-0.42)	0.24851 (4.73)**	-0.12861 (-2.44)**	-0.04656 (-0.52)	-0.19530 (-2.21)**	0.00087 (1.17)	-0.07182 (-2.29)**	-0.00784 (-0.25)	0.16492 (3.11)**	-0.06291 (-1.19)
	D	-0.00059 (-0.77)	0.19574 (3.57)**	-0.07216 (-1.32)	-0.13625 (-0.63)	-0.45182 (-2.16)**	0.00025 (1.27)	-0.01177 (-0.86)	-0.00330 (-0.24)	0.04690 (0.86)	-0.19165 (-3.65)**
新加坡	A	-0.00004 (-0.10)	0.12453 (4.92)**	-0.06830 (-2.73)**	-0.49477 (-5.91)**	-0.32874 (-3.89)**	0.00004 (0.37)	-0.02007 (-2.61)**	0.00899 (1.18)	-0.13061 (-5.13)**	0.04947 (1.93)*
	B	-0.00018 (-0.52)	0.04471 (1.32)	-0.06139 (-1.81)*	0.21638 (1.35)	0.21048 (1.31)	-0.00015 (-2.04)**	-0.00435 (-0.61)	-0.01059 (-1.48)	-0.01744 (-0.52)	-0.07800 (-2.31)**
	C	-0.00040 (-0.36)	0.11143 (2.12)**	-0.07458 (-1.49)	-0.72559 (-5.20)**	-0.46805 (-3.27)**	0.00040 (0.94)	-0.04004 (-2.01)**	0.02608 (1.37)	-0.16646 (-3.14)**	0.06305 (1.16)
	D	0.00110 (1.23)	0.15865 (2.92)**	-0.10753 (-1.98)**	0.35284 (1.19)	-0.18871 (-0.64)	0.00005 (0.32)	0.00523 (0.52)	-0.00544 (-0.54)	-0.06652 (-1.22)	-0.02839 (-0.52)
泰國	A	-0.00080 (-1.51)	0.11925 (4.66)**	0.00553 (0.22)	-0.08677 (-1.72)*	-0.01609 (-0.32)	0.00028 (1.04)	-0.00630 (-0.49)	-0.00078 (-0.06)	-0.06335 (-2.48)**	-0.04277 (-1.67)*
	B	-0.00123 (-2.31)**	0.08314 (2.41)**	0.01225 (0.36)	-0.24703 (-2.07)**	0.17679 (1.48)	-0.00009 (-0.61)	-0.00652 (-0.68)	0.00223 (0.23)	-0.19511 (-5.88)**	-0.28286 (-8.48)**
	C	-0.00133 (-0.91)	0.10179 (1.92)*	-0.03435 (-0.66)	-0.20115 (-2.41)**	-0.14790 (-1.76)*	0.00071 (0.76)	-0.01331 (-0.39)	0.00953 (0.29)	-0.07955 (-1.48)	-0.00986 (-0.18)
	D	-0.00007 (-0.06)	0.06203 (1.10)	0.01593 (0.29)	-0.15633 (-0.74)	-0.08715 (-0.41)	0.00011 (0.37)	-0.02695 (-1.93)*	-0.04786 (-3.48)**	-0.16521 (-3.17)**	-0.19737 (-3.80)**

**表示顯著水準為 5%，*表示顯著水準為 1

若依表 3 的方式將研究期間分成三個子期間觀察，表 8 的期間 A 表示全部的研究期間(1994/1/1 至 2000/4/30)，期間 B、C、D 則為研究的子期間，分別為金融風暴前、金融風暴期間以及金融風暴後。在分成三段研究子期間之後，可以發現有兩個有趣的現象：首先，在金融風暴前以及金融風暴後，除了泰國與菲律賓兩個國家之外，其餘國家的股價指數不會受到匯率的影響，泰國風暴前顯著，但風暴後不顯著；菲律賓正好相反，風暴前不顯著，但風暴後顯著。全部研究期間(期間 A)股價指數受到匯率變動的影響，主要來自於金融風暴期間。第二，股價指數影響匯率的程度，在三個子期間內，都不是很高，但是在金融風暴後的這段期間，臺灣與泰國這兩個國家股價指數影響匯率的程度較金融風暴前與金融風暴期間提高。

東亞新興國家的股、匯市的變動，在短期方面會彼此相互影響，尤其是匯率影響股價指數，在金融風暴期間最為明顯。而股價指數影響匯率的程度亦有提高的現象。

五、 結論

本文以東亞的五個新興國家為樣本，包括臺灣、南韓、菲律賓、新加坡與泰國，來探討新興國家股市與匯率之間的關係。首先，檢視股價指數與匯率之間是否具有長期共整合(Cointegration)的關係，結果發現在研究期間內，除了泰國與菲律賓的股價指數與匯率具有邊際的長期共整合關係(顯著水準 10%之下)外，其他的三個國家都不顯著。我們進一步地以向量自我迴歸模型，並將研究期間區分成三個子期間：金融風暴前、金融風暴期間、金融風暴後，來探討股市與匯率之間的短期相互影響關係，研究結果顯示，股市與匯率之間會相互的影響，在金融風暴期間最明顯，而金融風暴結束後之影響效果亦較風暴前明顯。

本文的研究結果顯示，東亞新興國家股市與匯市長期共整合的關係並沒有獲得很強的實證支持，與 Ajayi and Mougoue(1996)以工業國家為研究對象的結論並不一致，其原因可能和此區域的金融市場特質與工業國家有明顯地差異。

致謝

本文作者感謝前主編賀力行以及兩位匿名審查者之寶貴意見。本研究亦感謝受國科會的經費補助(編號：NSC 89-2416-H-004-045)。

參考文獻

1. 中央銀行經研處國際經濟科，「東亞金融風暴」，*中央銀行季刊*，第十九卷，第四期，民八十六年十二月，臺北(1997)。
2. Ajayi, Richard A. and M. Mougoue, "On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates," *Journal of Financial Research*, 9, 193-207(1996).
3. Bartov, E. and B.M. Gordon, "Firm Valuation, Earnings Expectations and the Exchange-Rate Exposure Effect," *Journal of Finance*, 49, 1755-1785(1994).
4. Bodnar, Gordon M. and M.G. William, "Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan and the UAS," *Journal of International Money and Finance*, 12, 29-45(1993).
5. Chen, Nai-Fu, Richard R. and A.R. Stephen, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59, 383-403(1986).

6. Choi, Jongmoo Jay, Takato H. and Nobuya Takezawa, "Is Foreign Exchange Risk Priced in the Japanese Stock Market?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 361-382(1998).
7. Chow, Edward H., Wayne Y.L. and E.S. Michael, "The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns," *Journal of Business*, 70, 105-123(1997).
8. Dickey, D.A. and A.F. Wayne, "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 24, 427-438(1979).
9. Dornbusch, R. and S. Fischer, "Exchange Rates and the Current Account," *American Economic Review*, 70, 960-971(1980).
10. Doukas, J., Patricia H.H. and H.P.L. Lang, "The Pricing of Currency Risk in Japan," *Journal of Banking and Finance*, 23, 1-20(1999).
11. Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York(1995).
12. Engle, R.E. and W.J.C. Granger, "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276(1987).
13. Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *American Economic Review*, 71, 545-565(1981).
14. Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, 2nd ed., Wiley, New York, 641-652(1996).
15. Gavin, M., "The Stock Market and Exchange Rate Dynamics," *Journal of International Money and Finance*, 8, 181-200(1989).
16. Greene, W.H., *Econometric Analysis*, 3rd ed., Prentice-Hall, New Jersey(1997).
17. Hakkio, C.S., and R. Mark, "Cointegration: How Short Is the Long Run?" *Journal of International Money and Finance*, 10, 571-581(1991).
18. Hassan, M.K., and A. Naka, "Short-Run and Long-Run Dynamic Linkages among International Stock Markets," *International Review of Economics and Finance*, 5, 387-405(1996).
19. He, J. and K.N. Lilian, "The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations," *Journal of Finance*, 53, 733-753(1998).
20. Jorion, P., "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals," *Journal of Business*, 63, 331-345(1990).
21. Jorion, P., "The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 363-376(1991).
22. Kwon, C.S. and S.S. Tai, "The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns in Developing Markets," *Multinational Business Review*, 63-70(1997).
23. Mandelker, G. and K. Tandon, "Common Stock Returns, Real Activity, Money and Inflation: Some International Evidence," *Journal of International Money and Finance*, 4, 267-286(1985).
24. Ma, C.K. and G.W. Kao, "On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions," *Journal of Business Finance and Accounting*, 17, 441-449(1990).
25. Sephton, P.S., and H.K. Larsen, "Tests of Exchange Market Efficiency: Fragile Evidence from Cointegration Tests," *Journal of International Money and Finance*, 10, 561-570(1991).

