

東亞地區金融整合之實證分析*

陳思寬**

摘要

本文運用印尼、泰國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、韓國、中國、日本、香港與台灣等 10 個國家或地區的資料，以經濟計量方法探討目前東亞地區之金融整合。首先針對金融整合提出確切之定義、衡量標準與分析架構，之後挑選合適的金融整合衡量方式，對東亞 10 國資料進行分析。在利率平價條件方面，我們發現平價條件的成立是一個長期的現象。在股票市場方面，我們發現東亞 10 國的股價的確存在了長期共整合的關係，但期間仍受區域外主要國際市場，尤其是美國市場所影響。在投資與儲蓄相關性方面，東亞 10 國的儲蓄與投資變數間並無共整合關係，也顯示長期而言金融整合程度並不低。但我們仍能從各國無限制的向量自我迴歸估計與 Granger 相關性的檢定中，得知儲蓄與投資仍存在一定程度的因果關係。在消費相關

性的檢測上，東亞 10 國間的消費相關性大於 GDP 相關性的比例並不高，顯示金融整合程度尚未完全。

雖然東亞各國長期已朝向金融整合的方向發展，但仍受到區域外主要市場變動的影響，且短期間整合程度仍未臻完全。對主政當局的金融政策制定而言，提供了區域金融危機發生時可能產生損害程度大小之參考。因為當整合程度仍不完全時，金融危機所引起之立即資本移出的威脅雖然存在，但應不若金融整合程度完全時劇烈。故在當前的區域金融整合的發展狀況下，更提醒主政當局應注意國內基本面之變化，加速推動健全的國內金融體制，並設法加強與區域內國家之金融合作，共同維持與推動東亞區域金融之穩定與發展。

* 本文節錄自中央銀行委託研究計畫報告。作者感謝周副總裁阿定、王教授泓仁、陳副教授旭昇、施處長燕、嚴副處長宗大、汪研究員建南、黃研究員富櫻、李研究員光輝、游科長淑雅、陳科長曉玫、何副研究員棟欽、彭副研究員德明、廖副科長俊男與李專員岱青對本研究之建議與評論。另外，研究助理高一誠先生在計畫過程中提供卓越協助，使本研究能如期完成。本文內容為作者觀點，不代表中央銀行與服務單位立場；文中若有錯誤，作者當負全責。

** 作者為國立台灣大學國際企業學系教授。

一、前言

近年來亞洲國家不僅在世界貿易上的比重逐年上升，區域內國家相互間的進出口量亦隨時間持續增加，顯示貿易高度整合（Shin and Sohn, 2006）；而在金融整合方面，雖然淨私人資本的流動與股票市場等方面與全球整合的程度相當高，但就區域內的金融整合程度而言，進展則較為緩慢。亞洲開發銀行的研究（ADB, 2005）顯示，若利用以價格為基礎的衡量方式（註 1）來檢測，則雖然金融整合已在緩慢增加中，但其整合的程度仍低。

根據 Cowen, Salgado, Shah, Teo, and Zanello (2006)，亞洲國家區域內的金融整合程度受到種種因素的限制。亞洲國家在跨國銀行的借貸，與北美或歐盟的往來數量與成長都比區域內國家的相互借貸要高出許多，相較之下，歐盟國家的跨國銀行借貸則主要都是區域內國家之間的往來居多。另外在外人對本國證券投資規模方面，亞洲國家對其它亞洲國家的金額僅占其國內生產毛額的 2.25%，不到北美或歐盟區域對亞洲國家外人對本國證券投資的三分之一。同樣的，亞洲國家對北美或歐盟區域的國人對外國證券投資規模是對其它亞洲國家的 4.5 倍。

在亞洲開發銀行 2005 年的研究中(ADB, 2005)，檢視了東亞各國貨幣市場利率與公債殖利率之差與相關性，股票市場報酬率之共

同變動，區域內之資本移動(portfolio capital flows)與對於跨國投資之制度上與法規上的限制。其結果顯示東亞各國銀行間拆款利率與公債殖利率有相當高的差異(dispersion)，但不論是隔夜與三個月拆款利率差或是兩年期與十年期公債殖利率差，自 1999 年以來皆有縮小的趨勢。不過文中亦提出由此並不一定可以推論金融整合程度提高，因為過去幾年東亞各國主權信用評等(sovereign credit ratings)逐漸改善且差距縮小，再者，通貨膨脹率與其差距也逐年縮小都可能造成前述情況。此外，該研究亦發現貨幣市場利率與公債殖利率之共同變動在最近幾年亦增加，顯示金融整合程度提高。此外股票報酬的共同變動相對較高，顯示東亞區域股票市場整合程度高於貨幣與債券市場，但有可能是因為東亞各國各自與世界資本市場的共同變動所造成。而東亞區域各國間的證券投資(portfolio investment)相對於該區域之跨國證券投資總數比例相對小，但近年有增加的趨勢。總體而言，該研究報告結果顯示，東亞金融整合雖有發展，但整體之整合程度仍低，原因可能在於制度與法規上對於資本跨境移動的障礙。

除了以上所提的研究之外，還有許多文獻藉由檢視數據資料，分析亞洲地區金融的整合程度。例如，Eichengreen and Park (2004)

利用國際清算銀行(BIS)的跨國銀行借貸資料，比較亞洲與歐洲兩區域的金融整合程度，分析亞洲區域金融整合程度較歐洲區域低的成因(註 2)。另外，Sa and Guerin (2006)則探討了亞洲國家在 1997 年亞洲金融危機後對於區域內貨幣與金融整合的努力，並檢視了目前的狀況。Chu, Mo, Wong, and Lim (2006)也評估了亞洲地區的資本市場及銀行業市場整合的程度。但是除了少數幾篇論文之外，大部分的研究皆未能提供嚴謹的計量分析。Cavoli, Rajan, and Siregar (2004)的研究則整理了利用不同實證方法分析亞洲區域國家金融整合的文章，主要包括 De Brouwer (1999)、Montiel (1994)與 Flood and Rose (2002)等，並將結果做了系統性的分析整理。

本計畫的研究目的擬先對金融整合提出確切之定義、衡量標準與分析架構，並挑選

合適的金融整合衡量方式，選擇印尼、泰國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、韓國、中國、日本、香港與台灣等 10 個國家或地區的資料，探討目前東亞地區金融整合的狀況，以做為政府決策機構的參考。東亞地區若能在各國政府致力於經濟與金融合作的前提下，達成較高度的金融整合，對參與國家本身的匯率穩定性、區域或各國金融體系的健全性以及對於外來衝擊的反應能力皆有正面的助益。故在 1997 年的亞洲金融危機之後，東亞國家更加強了彼此的金融合作，如清邁倡議(Chiang Mai Initiative)與亞洲債券市場等的提議(Plummer and Click, 2005)。而對於我貨幣決策當局而言，若能確知東亞地區金融整合的狀況，方能有效掌握區域金融變動對我國的影響，對於政策方向的擬定與衝擊的反應皆有高度的參考價值。

二、區域金融整合程度之衡量方法

本節擬對金融整合的定義與衡量的標準提出簡要之說明整理。根據過去的文獻，如 Cavoli, Rajan, and Siregar (2004)以及 Baele, Ferrando, Hordahl, Krylova, and Monnet (2004)，可以將完全的金融整合定義如下：若金融市場的所有可能的參與者皆(1)面對同樣的交易規則；(2)面對同等取得資產或服務的管道；(3)在市場中被公平的對待，則符合金融整合的條件。另外，De Brouwer (1999)從資本流量(capital flows)與價格波動的角度，

定義金融整合如下：若不同國家間呈現金融整合，則隱含市場間的資本流量增加，以及在相同的貨幣衡量基礎上，性質類似之金融資產會出現價格或報酬率趨於一致的現象。本研究將焦點著重於市場與總體變數上，因此，我們採取 De Brouwer (1999)的定義。

衡量金融整合程度的方法，文獻上可分為三大類：以價格為基礎的衡量方式(price-based measures)、以數量為基礎的衡量方式(quantity-based measures)與以法規與制度的衡

量方式(regulatory or institutional measures)。此三大類的衡量方式都各有數種不同的方法來檢視金融整合程度，不過，於金融整合是一個相對抽象的概念，其具體化的表現即反映在資本移動的難易與限制上，故文獻上的不同衡量金融整合程度的方式，大多集中於測試資本移動的大小上。以下分別對此三大類衡量方式簡單說明(註 3)。

(一) 以價格為基礎的衡量方式

在以價格為基礎的衡量方式中，可以分為兩類：套利條件與非套利條件。套利條件的衡量方法主要包括拋補的利率平價條件(covered interest parity condition，以下簡稱 CIP)、未拋補的利率平價條件(covered interest parity condition，以下簡稱 UIP)以及實質利率平價條件(real interest parity condition，以下簡稱 RIP)三種方法。而在非套利條件方面則有以訊息為基礎的衡量方式、衡量股票市場的共變異性以及衡量利率或資產報酬率的水準或差異收斂速度的方法。以下將簡單說明各種不同的衡量方法。

1. 拋補的利率平價條件

利率平價的概念在於當投資人可以選擇本國幣資產(利率為 i_t)或外幣資產(利率為 i_t^*)時，必定會比較一單位的本國幣是要投資在本國幣資產賺取的報酬率，還是要轉換成 $1/S_t$ 單位的外幣賺取 $(1+i_t^*)/S_t$ 單位的外幣報酬率，再轉換回本國幣。若此兩種資產的差別只在幣別，且投資人有機會可以利用遠期匯

率 F_t 將所面臨的匯率風險的部位拋補，則市場均衡會使拋補的利率平價條件成立：

$$1+i_t=F_t(1+i_t^*)/S_t, \quad (1)$$

利用一階近似方法可得

$$i_t=i_t^*+f_t-s_t, \quad (2)$$

其中 f_t 與 s_t 為取自然對數之後的遠期與即期匯率。

2. 未拋補的利率平價條件

未拋補的利率平價條件指出市場均衡會使本國幣資產的報酬率等於部位未被拋補的外幣資產的預期報酬率(註 4)，可寫為：

$$1+i_t=E_t[S_{t+1}(1+i_t^*)/S_t] \\ =[(1+i_t^*)/S_t] E_t(S_{t+1}), \quad (3)$$

E_t 為在 t 期時的預期。此條件等同於結合拋補的利率平價條件與風險中立的市場參與者之假設。利用一階近似方法可得

$$i_t=i_t^*+E_t(s_{t+1})-s_t, \quad (4)$$

或

$$i_t-i_t^*-(E_t(s_{t+1})-s_t) = [i_t-i_t^*-(f_t-s_t)] \\ +[f_t-E_t(s_{t+1})]. \quad (5)$$

由於對未來匯率的預期並不能直接觀察到，故未拋補的利率平價條件比拋補的利率平價條件更難以實證資料檢測。通常對未拋補的利率平價條件的檢定等於是對拋補的利率平價條件以及市場參與者為理性預期的假設之聯合檢定。

3. 實質利率平價條件

實質利率平價條件為若投資人利用理性預期來形成其預測，且在產品市場與資產市

場皆可自由套利的情形下，各國的實質利率應相同。自從 Mishkin (1984) 以及 Cumby and Obstfeld (1984) 首先提出後，已有多篇文章對此假設進行檢測。如 Chinn and Frankel (1995)、Obstfeld and Taylor (2002) 以及 Goldberg et al. (2003) 等，皆將其視為對於市場整合程度的測試。由於套利行為在資產市場與產品市場可用未拋補利率平價條件與相對購買力平價條件成立來表示，後者可寫為：

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = E_t(\pi_{t+1}) - E_t(\pi_{t+1}^*) \quad (6)$$

π_{t+1} 與 π_{t+1}^* 分別為本國與外國的通貨膨脹率。若費雪方程式(Fisher Equation)成立，即

$$r_t = i_t - E_t(\pi_{t+1}), r_t^* = i_t^* - E_t(\pi_{t+1}^*) \quad (7)$$

則實質利率平價條件可寫為：

$$r_t = r_t^* \quad (8)$$

4. 以訊息為基礎的衡量方式

金融整合的一個重要意涵即為資產價格應該只對共同的訊息變動產生類似的反應。也就是說國際間投資若不存在任何障礙，則國內的衝擊(local shocks)通常可以透過投資組合將風險分散到不同的國家或區域的資產上，不會產生所謂的系統性風險(systematic risk)。故在金融整合程度相當高的市場，各國風險相似或相同的金融性資產報酬率只會被共同因素的變動所影響。尤其是各國相同風險資產的預期報酬率，亦應只與這些共同因素之變動有關，而不會受到國內訊息變動的影響。所以我們可以選擇資產價格變動可被共同因素(即跨國之共同訊息變動)所解釋的

部份，來衡量整合的程度。對於共同因素的選擇有不同的方法，可設定相關的變數直接檢測其對資產價格變動的解釋能力。亦可找尋一具指標性可反映相關共同因素之資產，通常是該市場中具高度整合性的資產，以其報酬率之變動代表共同因素之變動，來衡量市場上其他資產報酬率之變動可以被之解釋的部份大小，作為整合程度判斷的依據。

5. 衡量股票市場的共變異性

區域金融市場之整合中，除了債券與信用市場外，還包括了另一個重要的角色，即股票市場的整合。在各國逐步金融自由化之下，再加上交易系統等的技術進步與新金融商品的推陳出新，國際資金的移動已使得各國股票市場的關連性愈來愈高，整合程度亦可能因之提高。衡量各國股票市場關連性的方法有許多種，其中之一為利用簡單的迴歸模型，分析各國股票指數與已開發市場(如美國或日本)指數間的關係。亦可利用共整合分析(cointegration analysis)，探討各國股票市場指數或報酬率是否存在共整合關係與共同的趨勢，若存在有一個共同的趨勢，則代表這些國家的股票市場可能具備一定程度的金融整合。若無法找到共整合的關係，我們仍可利用 Granger (1988) 所提出的因果關係檢定方法(Granger causality test)，建立一個向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model, VAR)，來探討各國股票市場間的關係。另外，在利用 Granger causality 檢定，建立 VAR 後，亦

可進行衝擊反應(impulse response)及變異數分解(variance decomposition)之分析。不過，上述檢測方式之結果不一定代表金融整合，亦可能為傳染效應或其他心理面因素之反應。

6. 衡量利率或資產報酬率的水準或差異之收斂速度

Adam et al. (2002)提出利用來自於成長理論文獻之 β 收斂(β -convergence)與 σ 收斂(σ -convergence)的衡量方法，用於衡量利率或報酬率水準或標準差收斂的速度。 β 收斂的衡量方式可以以下之跨國時間序列迴歸(panel regression)表示：

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta R_{i,t-1} + \sum_{l=1}^L \gamma_l \Delta R_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

$R_{i,t}$ 為 i 國在時間 t 的十年期政府公債相對於指標利率的收益率差(yield spread)， α_i 則為國家之虛擬變數。 β 值為負代表報酬率較高的國家相對報酬率較低的國家其報酬率降低得較快，且 β 值的大小可衡量整個市場收斂速度。而 σ 收斂則計算各國資產報酬率(例如：公債殖利率)的離散程度(cross-sectional dispersion)，作為衡量整合程度的指標。此離散程度可以用在同一時間點的各國資產報酬率標準差來表示，整合程度越高的市場離散程度應越低。故我們可以估計下列迴歸式：

$$CSD_t = \alpha + \sigma T + \varepsilon_t, \quad (10)$$

CSD_t 為各國資產報酬率在時間 t 的標準差， T 則為時間趨勢。

(二) 以數量為基礎的衡量方式

金融整合的程度亦可直接由資產數量與流向來分析，即可以衡量區域內金融市場中跨國交易行為的增加，或分析各國投資人持有本國資產相對於外國資產的比例（亦即 home bias，請參見 Baele et al., 2004）。以下簡單敘述其他常見的以數量為基礎的衡量方法：

1. 儲蓄與投資間的相關性

最早提出投資與儲蓄間的相關性和資本移動性之關係的是 Feldstein and Horioka (1980)的經典論文。他們認為當資本移動性高時，投資與儲蓄間的相關性應該不大。針對 OECD 國家 1960 至 1974 的投資與儲蓄資料，他們發現兩者的相關性非常高，顯示區域內的資本移動性並不高。這對於在 1970 年代後布列敦森林制度時代的浮動匯率體制，各國的資本管制逐漸移除且資本移動性逐漸提高的情形，產生明顯的矛盾，被稱為 Feldstein-Horioka puzzle (Obstfeld and Rogoff, 2000 稱其為國際總體經濟中的六大謎之一)。

其後許多經濟學者應用不同的資料與計量方法，對此問題進行討論。包括使用單一國家的時間數列資料，或使用多個國家的跨國時間序列資料進行分析(如 Taylor, 1996; Jansen, 1996; Oh et al., 1999 等)。另外亦有人對此理論的缺失進行修正，例如國家的大小以及投資與儲蓄間內生性的問題，都可能使得投資與儲蓄間顯示較高的相關性，但並不代表其資本移動性一定就低(Dooley et al.,

1987; Frankel, 1992; Bayoumi and MacDonald, 1995)。

而就理論架構來看，Feldstein-Horioka的假說要成立，除了實質利率平價說要成立之外，還隱含了另外兩個假設也要成立：(1)投資率為預期實質利率的線性函數且其誤差項與儲蓄率不相關；(2)儲蓄率不會被預期國外實質利率所影響且與實質利率差不相關(Frankel, 1992; Lemmen and Eijffinger, 1995)。所以Feldstein-Horioka的假說為衡量資本移動性中最嚴格的條件。

2. 消費的相關性

除了前一節所提之衡量標準外，另一個也很常見的衡量金融整合的數量基礎方法為檢視區域內各國的消費水準隨時間發展的狀況。在一國預期或未預期之所得變動發生時，消費者若能利用資本市場工具，透過國際投資組合來將風險分散，則可達成消費平滑(consumption-smoothing)的目的。在此狀況下區域內各國的私人消費的高度相關性，也顯示了區域內的高度金融整合。Obstfeld (1995)針對利用消費平滑方法來檢視資本移動性的議題有完整的文獻回顧整理與分析。且依據理論模型所得出之結論，各國消費的相關性應比各國的產出相關性要高。但許多實證的檢測並不支持此結論，如 Darvas and Szapary (2005)發現歐盟國家的消費相關性低於其國內生產毛額之相關性。Obstfeld and Rogoff (2000)並稱此為國際總體經濟中的六大謎之

一（即 consumption-correlation puzzle）。

但由於過去的文獻所用的樣本大多無法包括最近的市場自由化進展，區域內國家的消費相關性應有可能再提高，故以消費平滑方法為基礎的測試，仍有其理論與實證的意義(Singh, 2007 的文章中對此跨期最適的理論模型有非常精闢深入的整理)。我們亦可以對以下的實證方程式進行檢測：

$$\Delta C_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \gamma \Delta C_{row,t} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

其中 $\Delta C_{i,t}$ 為本國消費在 t-1 與 t 時間的變動， $\Delta C_{row,t}$ 為區域內其他國家(ROW)消費的變動， $X_{i,t}$ 則為其他國內的解釋變數。當區域金融整合程度很高，風險由各國共同承擔時，國內消費者的平滑消費行為應與區域內其他國家消費者相同，則 $\beta=0$ 且 $\gamma=1$ 。

3. 經常帳的動態

Ghosh (1995)與 Ghosh and Ostry (1995)將 Obstfeld (1995)所提之消費平滑方法做一修正，將重點放在經常帳的變動而非儲蓄與投資的相關性，以其來測試資本是否完全移動。當實際相對於最適經常帳餘額的變動很低時，代表資本移動性不足以使實際的經常帳來吸收外生衝擊，使得消費無法平滑。利用經常帳的現值模型(present value models of current account)，可以得出一簡單的檢測，若經常帳有過大的波動(excess volatility)，則代表國際資本移動相當大。Taylor (2002)與 Hoffmann (2004)皆用類似的架構，利用美國與英國的歷史年資料，來檢測國際資本移動

性的大小。

另外與此相關的方法還有在一系列的文章中，Lane and Milesi-Ferretti (2001, 2005)利用國外資產與負債的資料來分析國際金融整合的動態，針對一些已開發工業國家的資料做檢測，他們發現金融整合的程度的確有隨時間提高的趨勢。

(三) 法規與制度的衡量方式

我們可由一國資本管制的程度或其銀行體系國際化的程度來觀察金融整合的程度，但資本管制常被歸類於金融自由化項下，而非屬於金融整合討論的範疇。故本文僅針對

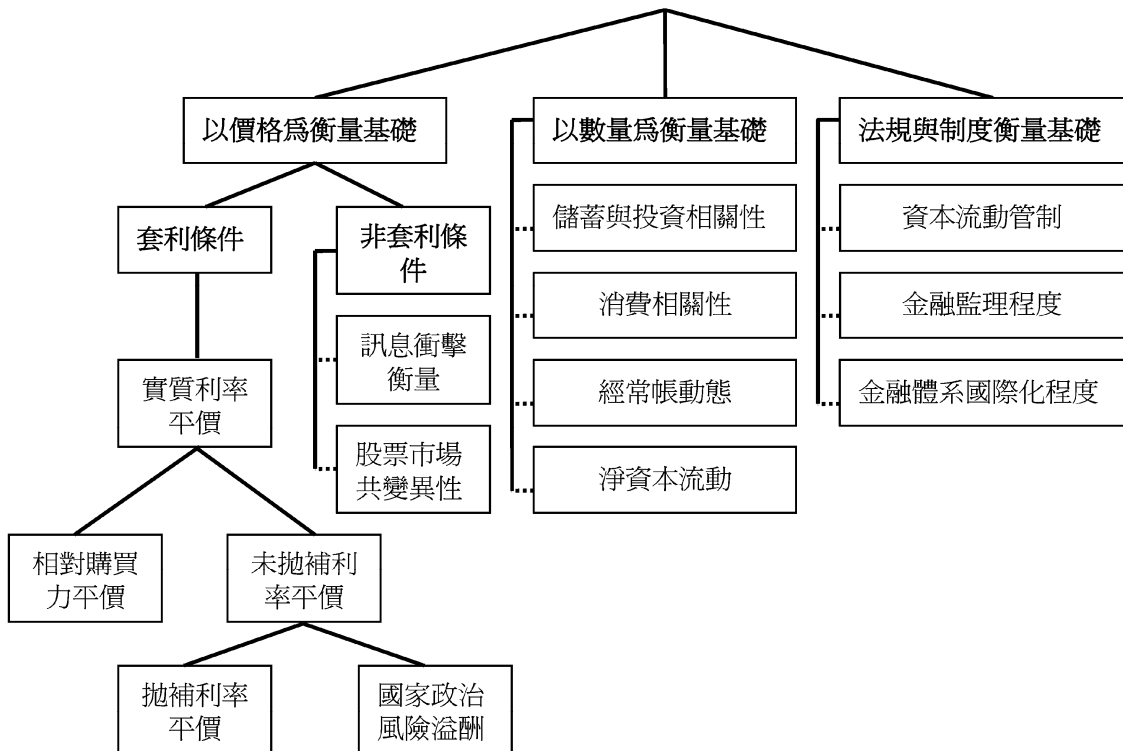
價格與數量為基礎的衡量方式進行討論(註 5)，有關法規與制度的衡量方式請參見 Cavoli, Rajan, and Siregar (2004)。

為使讀者對於以上的衡量金融整合程度方法的分類有更清楚的了解，我們參考 Rajan (2005)文中的分類圖將之繪製於圖 1。

(四) 選取原則

茲就選取檢測方法的原因略為提出說明。在以價格為基礎的衡量方式中，有以拋補的利率平價條件來檢驗區域金融整合的程度，即檢驗即期匯率與遠期匯率的差異是否等於本國與外國利率的差距。但由於在以往

圖 1、金融整合衡量方法分類



的實證文獻中，曾出現無論高度資本移動或低度資本移動的國家，拋補的利率平價條件皆成立的現象(註 6)，似乎並非是一個好的金融整合衡量指標。因此，我們以未拋補的利率平價條件以及實質利率平價條件，來檢證較長期的實質與金融整合的程度。例如，Cheung, Chinn, and Fujii (2003)即以此兩種條件檢測中國、香港與台灣的實質與金融整合。

另外，由於資本市場也是金融整合很重要的一環，我們也會檢測各國股票市場的共同波動性。參照前人文獻的作法，我們將建立一向量自我迴歸模型，再根據模型進行因果關係檢定與共整合分析。

在以數量為基礎的衡量方式中，有以觀察經常帳動態來了解資本移動情形的方法(Taylor, 2002)，但由於此實證分析需要長時間的年資料，來觀察實質衝擊的影響，故在本研究計畫中暫不考慮。我們選擇檢測各國消費成長相關性，若區域內國家的金融整合程度相對高，則各國消費成長應具有高度相關性；以及較長期的檢測儲蓄與投資相關性的方法，若區域內國家資本移動程度相對高，則儲蓄與投資相關性應不大。前述每個檢測方法各有其假設與實證分析上的缺點與問題，我們在進行估計與分析時將會特別留意，盡量使所得的結論具一致性。

三、實證結果

(一) 未拋補利率平價條件

我們首先針對未拋補的利率平價條件進行測試。所使用的資料為東亞 10 國貨幣市場利率與匯率，資料的來源、定義以及樣本期間的長度，請參見附錄的說明。依照 Cheung, Chinn and Fujii (2005)的方法，我們用時間數列在長期是否會趨近於其平均數，即是否為定態的概念，來衡量利率平價條件是否成立。若未拋補的利率差為定態，我們可以合理推論即使未拋補的利率平價條件在短期不成立，在長期仍然會趨向成立。

在本計畫中我們將利用 Elliott et al. (1996) 所提出的修正 Dickey-Fuller 單根檢定(ADF-

GLS unit root test)，對利率差進行定態與否的測試。由於標準的 Dickey-Fuller 單根檢定之檢測力是眾所周知的低，而 ADF-GLS 檢定已被證明有較高且較齊一的檢測能力，故我們選擇 ADF-GLS 檢定。其中，ADF-GLS_t 檢定包括線性時間趨勢以及截距項，而 ADF-GLS_μ 檢定則只含截距項。我們以東亞 10 國的資料兩兩配對，共得 45 組未拋補利率差（亦即 deviation from UIP）之時間序列，而單根檢定之結果如表 1 與表 2 所示。

觀察表 1 與表 2 的結果，我們發現共有 11 組的單根檢定結果（包括台灣/日本、台灣/中國、香港/日本、香港/新加坡、香港/中國、

表 1、未拋補利率差，ADF-GLS_μ 檢定

	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國
台灣	—								
香港	-1.4590 [2]	—							
印尼	-2.9358***[0]	-2.0754**[2]							
日本	-1.1994 [8]	-0.7930 [1]	-2.6694***[0]	—					
韓國	-4.0438***[1]	-2.0139**[0]	-3.0291***[0]	-2.5652**[1]	—				
馬來西亞	-3.3834***[0]	-2.1539**[1]	-2.5597**[1]	-0.6216 [1]	-2.3558**[0]	—			
菲律賓	-3.8251***[2]	-1.8699*[2]	-2.0619**[2]	-4.0808***[2]	-3.8085***[2]	-2.5660**[2]	—		
新加坡	-3.2280***[2]	-1.3460 [2]	-2.4636**[1]	-1.0225 [2]	-2.3088**[1]	-1.8919*[1]	-3.3628***[2]	—	
泰國	-3.5972***[1]	-2.3498**[1]	-2.5907***[1]	-2.5257**[1]	-3.0397***[6]	-2.9078***[1]	-3.6290***[2]	-2.4496**[3]	—
中國	-0.7525 [0]	-1.0280 [1]	-2.0039**[0]	-0.2004 [0]	-2.2395**[1]	-0.6828 [1]	-1.8437*[2]	-0.3646 [0]	-1.3839 [1]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 2、未拋補利率差，ADF-GLS_ε 檢定

	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國
台灣	—								
香港	-4.3556***[0]	—							
印尼	-3.0143**[0]	-2.0785 [2]	—						
日本	-2.5599 [2]	-1.7170 [1]	-2.7766*[0]	—					
韓國	-4.3092***[1]	-3.2259**[0]	-3.1713**[0]	-2.6827*[1]	—				
馬來西亞	-5.2028***[0]	-2.4023 [1]	-2.5659 [1]	-1.5362 [2]	-3.8944***[0]	—			
菲律賓	-10.035***[0]	-3.9367***[2]	-2.3010 [2]	-4.9202***[2]	-7.5210***[0]	-9.9541***[0]	—		
新加坡	-3.8006***[2]	-1.9910 [2]	-2.4959 [1]	-2.0564 [2]	-2.7975*[1]	-2.1669 [1]	-10.201***[0]	—	
泰國	-3.6433***[1]	-3.4567**[1]	-2.6941*[1]	-2.5851 [1]	-3.1298**[6]	-3.7605***[1]	-5.4124***[1]	-2.7250*[3]	—
中國	-1.4769 [0]	-2.0307 [1]	-2.1692 [0]	-1.6017 [0]	-2.7498*[1]	-2.1252 [1]	-2.4683 [2]	-2.0539 [0]	-1.9442 [1]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

日本/馬來西亞、日本/新加坡、日本/中國、馬來西亞/中國、新加坡/中國、泰國/中國) 無法拒絕有單根的虛無假設。然而，這可能是東亞金融危機期間時間序列的結構性改變，造成單根檢定無法正確的檢測出這些時間序列的定態與否。故我們針對這 11 組未拋補的利率差，在容許其存在一結構性改變的

前提下進行單根檢定，此單根檢定由 Zivot and Andrews (1992)所提出(註 7)。其結果如表 3 所示。

由表 3 可發現，除香港與日本、日本與馬來西亞以及新加坡與日本等 3 組未拋補利率差無法拒絕單根的虛無假設外，其他 42 組未拋補利率差之時間序列皆呈現定態的性

表 3、未拋補利率差，ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$ (Model B)
台灣 / 日本	1997:09	-4.8897**
台灣 / 中國	1997:01	-4.9225**
香港 / 日本	1990:11	-2.6760
香港 / 新加坡	1999:09	-4.8889**
香港 / 中國	1997:06	-5.0319***
日本 / 馬來西亞	1990:11	-4.3930
日本 / 新加坡	1990:11	-4.3930
日本 / 中國	1999:08	-6.0201***
馬來西亞 / 中國	1998:03	-4.6322**
新加坡 / 中國	1998:01	-4.5306**
泰國 / 中國	1997:07	-4.6772**

*** 與 ** 分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。Model B 允許時間趨勢項中有結構改變，其模型可表示如下： $\Delta y_t = \mu_1^B + \gamma_1^B t + \gamma_2^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ ，其中， $DT_t^*(\lambda)$ 為一虛擬變數，若 $t > T\lambda$ 時， $DT_t^*(\lambda)$ 為 $t - T\lambda$ ，否則為 0。另外， $\lambda = T_B/T$ ，且 T_B 為結構改變，而 T 為樣本大小。

質，顯示有超過 90%的未拋補利率平價條件在長期會趨近於成立。由於東亞各國與一些國際主要市場，尤其是以美國為主的市場有相當大的關連性。故我們對東亞各國與美國的未拋補利率差進行單根檢定，結果列於表 4 與表 5。

我們發現共有 5 組的單根檢定（包括香港/美國、日本/美國、馬來西亞/美國、新加坡/美國、中國/美國）結果無法拒絕有單根的虛無假設。而利用 Zivot and Andrews (1992)所提出的單根檢定結果如表 6，只有 1 組中國對美國的未拋補利率平價差在長期無

表 4、對美國的未拋補利率差，ADF-GLS_μ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-2.7794***[0]	-0.3220 [6]	-2.7868***[0]	-1.6121 [0]	-2.2087**[1]	-1.1137 [3]	-3.9990***[2]	-1.4177 [2]	-2.5557**[1]	-0.2135 [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 5、對美國的未拋補利率差，ADF-GLS_τ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-3.0815**[0]	-1.0051 [6]	-2.9023*[0]	-1.6655 [2]	-2.3543 [1]	-1.5097 [3]	-4.9584***[2]	-2.3494 [2]	-2.6576*[1]	-1.4714 [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 6、未拋補利率差，ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{mf})$ (Model B)
香港 / 美國	1998:08	-6.6735***
日本 / 美國	1990:11	-5.7545***
馬來西亞 / 美國	1990:11	-5.7545***
新加坡 / 美國	1990:11	-5.7545***
中國 / 美國	1998:07	-2.7235

*** 與 ** 分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

法成立。故我們並不能排除東亞各國間在長期可能存在的金融整合現象，是由於美國市場的因素所造成的。

此外，我們亦針對東亞 10 國再加上美國之 55 組未拋補利率差進行下列的迴歸估計：

$$q_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k q_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

此處 $q_t = i_t - i_t^* + E_t(s_{t+1}) - s_t$ ，為未拋補的利率差，而落後期數的選擇是依據上述 ADF-GLS_{it} 檢定的結果。這種形式的迴歸估計在 Cheung, Chinn, and Fujii (2005) 以及其之前的一些文獻中皆被用來檢視平價條件的成立與否。若未拋補利率平價條件在每一期皆成立，則未拋補利率差的平均數應為 0，且不能被現有資訊所預測。如此若(12)式中 α_k 的顯著異於 0，則未拋補利率平價條件並非即時(instantaneous)成立。迴歸估計結果顯示出各組之 α_k 顯著者居多，代表各國未拋補利率差即使在長期會趨近於 0，在短期仍有顯著的持續性(persistence)。這隱含各組的未拋補利率差是可被預測的，顯示市場並非完全有效率。

另外，由於亞洲金融危機的發生，對東

亞區域是一個重要的結構改變，故我們以亞洲金融危機為分段點，分別檢測前後兩段的未拋補利率平價是否成立(註 8)。因危機發生時點的前後金融狀況十分不穩定，我們亦將 1997 年 7 月至 1998 年 6 月的資料排除。單根檢定結果顯示，若將樣本期間分段，則無論在金融危機發生前或後，未拋補利率平價條件皆較全樣本期間難成立，這顯示若樣本期間不夠長，平價條件並不容易成立(註 9)。此項推論似乎也呼應了前面第 12 式的迴歸估計結果：我們無法接受每一期的未拋補利率平價條件皆成立的假設。此結果亦驗證了 Cheung, Chinn, and Fujii (2005) 對於利用均數定態(mean stationarity)的概念來衡量平價條件成立與否的看法：若未拋補利率平價差為定態(即拒絕單根的虛無假設)，則雖然短期利率平價條件不會成立，但長期則會。另外，Cavoli et al. (2004) 對於東亞各國在 2000 年以後的未拋補利率平價條件之檢測，也得到較高度的市場整合之結論，與我們的結論也有一定程度的一致性。

(二) 實質利率平價條件

我們亦利用 Elliott et al. (1996)所提出的修正 Dickey-Fuller 單根檢定(ADF-GLS unit root test)，對實質利率差進行定態的測試 (Ferreira and Leon-Ledesma, 2007 亦以單根檢定來檢驗實質利率平價條件)。單根檢定結果則如表 7 與表 8 所示。

如同前一節的情形，我們觀察表 7 與表 8 的結果，發現共有 11 組的單根檢定結果 (包括台灣/香港、台灣/中國、香港/日本、香港/韓國、香港/馬來西亞、香港/新加坡、香港/泰國、香港/中國、日本/馬來西亞、日本/中國、馬來西亞/中國) 無法拒絕有單根的虛無假設。我們也針對這 11 組實質利率差，

表 7、實質利率差，ADF-GLS_μ 檢定

	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國
台灣	-								
香港	-0.7899 [1]	-							
印尼	-3.9972***[3]	-2.4993**[0]	-						
日本	-2.5365**[1]	-0.4243 [1]	-4.0800***[3]	-					
韓國	-3.5532***[0]	-1.2848 [0]	-4.0006***[3]	-2.8380**[1]	-				
馬來西亞	-3.9387***[1]	-0.8602 [1]	-2.9829***[0]	-1.2647 [2]	-3.2802***[0]	-			
菲律賓	-4.6337***[1]	-1.4189 [2]	-3.8255***[0]	-3.6772***[2]	-4.0579***[1]	-3.1184***[2]	-		
新加坡	-4.9233***[0]	-0.6353 [1]	-4.0256***[3]	-2.0687**[0]	-3.1739***[1]	-2.6765***[0]	-3.7092***[2]	-	
泰國	-4.7470***[0]	-0.4951 [6]	-3.1686***[0]	-2.8234***[1]	-3.2463***[3]	-2.9527***[1]	-4.0497***[1]	-3.1521***[3]	-
中國	-1.5867 [1]	-1.1655 [0]	-2.1287**[0]	-0.6502 [0]	-3.3225***[1]	-1.2825 [1]	-2.7185***[1]	-0.8936 [0]	-2.4861**[2]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 8、實質利率差，ADF-GLS_λ 檢定

	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國
台灣	-								
香港	-2.6103 [1]	-							
印尼	-4.0831***[3]	-4.1143***[3]	-						
日本	-3.0439**[1]	-1.5510 [1]	-4.0943***[3]	-					
韓國	-3.6475***[0]	-2.6063 [0]	-4.1175***[3]	-3.1602**[1]	-				
馬來西亞	-4.6020***[1]	-1.9529 [1]	-3.1002**[0]	-2.1948 [2]	-3.5138***[0]	-			
菲律賓	-5.2081***[1]	-2.9677**[2]	-3.8328***[0]	-3.7274***[2]	-5.6654***[0]	-4.8552***[1]	-		
新加坡	-5.0354***[0]	-1.7710 [1]	-5.3917***[6]	-2.6269 [0]	-3.3662**[1]	-3.1157**[0]	-5.0144***[1]	-	
泰國	-5.0797***[0]	-2.6175 [3]	-3.1910**[0]	-2.8701*[1]	-3.6880***[3]	-3.7404***[1]	-4.1778***[1]	-4.2131***[1]	-
中國	-2.3078 [1]	-2.0307 [0]	-2.1334 [0]	-2.1740 [0]	-3.4702**[1]	-2.2878 [1]	-2.8876*[1]	-3.3765**[0]	-2.7928*[2]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 9、實質利率差，ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$ (Model C)
台灣 / 香港	1997:09	-5.3232**
台灣 / 中國	1997:07	-5.1587**
香港 / 日本	2003:10	-4.3355
香港 / 韓國	1998:05	-5.2786**
香港 / 馬來西亞	1997:08	-4.6773
香港 / 新加坡	1998:02	-6.1696***
香港 / 泰國	1998:07	-7.5745***
香港 / 中國	1998:08	-4.7691** (B)
日本 / 馬來西亞	2003:10	-4.1037
日本 / 中國	1999:08	-4.8031** (B)
馬來西亞 / 中國	1997:10	-4.0247

*** 與**分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。Model C 允許變數的水準項及時間趨勢項中皆有結構改變，模型為：

$$\Delta y_t = \mu_1^c + \gamma_1^c t + \mu_2^c DU_t(\lambda) + \gamma_2^c DT_t^*(\lambda) + \alpha^c y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中， $DU_t(\lambda)$ 為一虛擬變數，若 $t > T\lambda$ 時， $DU_t(\lambda)$ 為 1 且 $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ ，否則兩者皆為 0。另外， $\lambda = T_B/T$ ，且 T_B 為結構改變，而 T 為樣本大小。

在容許其存在一結構性改變的前提下進行單根檢定，其結果如表 9 所示。

由表 9 我們亦可發現，除香港與日本、香港與馬來西亞、日本與馬來西亞以及馬來西亞與中國等 4 組實質利率差無法拒絕單根的虛無假設外，其他 41 組實質利率差之時間

序列皆呈現定態的性質。同前推論，我們亦針對東亞各國相對於美國的實質利率差進行單根檢定，結果列於表 10 與表 11。

對於沒有通過檢定的 3 組：香港/美國、馬來西亞/美國、中國/美國，其 ZA 單根檢定如表 12 所示，其中 2 組馬來西亞對美國與中

表 10、對美國的實質利率差，ADF-GLS_μ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-3.4562***[1]	-0.4620 [1]	-4.0076***[3]	-1.7974*[1]	-3.1373***[1]	-1.4946 [1]	-3.6836***[2]	-2.5670**[2]	-3.4888***[1]	-0.9675 [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 11、對美國的實質利率差，ADF-GLS_t 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-3.9671***[1]	-1.6609 [1]	-4.0421***[3]	-1.9353 [1]	-3.3571**[1]	-2.1138 [1]	-3.8205***[2]	-3.0659**[2]	-3.5487***[1]	-2.1742 [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 12、實質利率差，ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$ (Model C)
香港 / 美國	1997:08	-6.1489***
馬來西亞 / 美國	2004:03	-3.4066
中國 / 美國	2001:03	-3.7167

*** 與 ** 分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

國對美國的實質利率差在長期無法成立。與未拋補利率平價條件的結果類似，我們並不能排除東亞各國間在長期可能存在的金融整合現象，是由於美國市場的因素所造成的。

同樣的，我們也將東亞 10 國再加上美國共 55 組實質利率差，根據(12)式作迴歸估計。結果顯示出顯著者居多，代表在短期仍有顯著的持續性(persistence)，市場並非完全有效率，隱含各組的實質利率差是可被預測的。另外，我們也以亞洲金融危機為分段點，分別檢測前後兩段的實質利率平價條件是否成立。單根檢定的結果顯示，將樣本期

間分段之後，實質利率平價條件較全樣本期間難成立，顯示東亞區域金融整合的發展至多應是一個長期的現象。此結果與 Singh and Banerjee (2006)的結論一致，即長期而言，亞洲新興國家的實質利率有收斂的趨勢。

由於實質利率平價說成立的充分條件為未拋補利率平價條件與相對購買力平價條件同時成立，故我們亦針對相對購買力平價條件之差

$$E_t(\pi_{t+1}) - E_t(\pi_{t+1}^*) - E_t(s_{t+1}) + s_t$$

進行單根檢定檢測，結果列於表 13 與表 14。

表 13、相對購買力平價差，ADF-GLS_{it} 檢定

	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國
台灣	-								
香港	-0.5822 [1]	-							
印尼	-2.3647**[13]	-2.6233***[1]	-						
日本	-2.5311**[12]	-0.6137 [0]	-2.6150***[13]	-					
韓國	-2.4449**[12]	-0.7311 [12]	-2.4390**[13]	-1.5147 [13]	-				
馬來西亞	-2.3825**[12]	-0.6128 [0]	-2.6467***[13]	-2.6565***[12]	-1.5888 [12]	-			
菲律賓	-2.2729**[12]	-0.9938 [12]	-2.1532**[13]	-1.9275*[13]	-2.0125**[12]	-1.5961 [13]	-		
新加坡	-2.8647***[1]	-0.3910 [0]	-2.7454***[13]	-3.7228***[0]	-2.4074**[1]	-2.9590***[12]	-1.9237*[13]	-	
泰國	-2.1755**[12]	-0.7623 [0]	-2.5415**[13]	-3.1885***[1]	-2.0576**[2]	-2.5000**[0]	-1.7442*[13]	-2.5592**[1]	-
中國	-0.8372 [13]	-0.6865 [1]	-1.1172 [13]	-0.4208 [1]	-1.1573 [12]	-0.6213 [2]	-0.9099 [1]	-0.3358 [1]	-0.6971 [13]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 14、相對購買力平價差，ADF-GLS_t 檢定

	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國
台灣	—								
香港	-1.5869 [1]	—							
印尼	-2.7943*[13]	-4.2152***[3]	—						
日本	-3.1708**[12]	-1.6292 [0]	-3.0337**[13]	—					
韓國	-3.3524**[12]	-1.2605 [12]	-3.0283**[13]	-4.4774***[13]	—				
馬來西亞	-3.0571**[12]	-1.5098 [0]	-3.0683**[13]	-2.7038*[12]	-3.5572***[13]	—			
菲律賓	-2.6190 [12]	-1.7017 [12]	-2.6973*[13]	-3.1525**[14]	-2.0481 [12]	-2.2924 [13]	—		
新加坡	-3.8923***[12]	-1.5301 [0]	-3.0918**[13]	-3.9218***[0]	-4.0356***[1]	-2.9788**[12]	-2.8482*[13]	—	
泰國	-2.5999 [12]	-2.0209 [0]	-2.9493**[13]	-3.2038**[1]	-2.9987**[2]	-2.5301 [0]	-2.6550*[13]	-2.5755 [1]	—
中國	-2.2461 [13]	-1.2422 [1]	-2.0497 [13]	-1.4288 [2]	-2.6803*[12]	-1.4208 [2]	-1.5118 [1]	-1.1411 [1]	-1.9624 [13]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

我們可以從表 13 與 14 中發現共有 16 組相對購買力平價條件之差（包括台灣/香港、台灣/中國、香港/日本、香港/韓國、香港/馬來西亞、香港/菲律賓、香港/新加坡、香港/泰國、香港/中國、印尼/中國、日本/中國、馬來西亞/菲律賓、馬來西亞/中國、菲律賓/中國、新加坡/中國、泰國/中國）無法拒絕有單根的虛無假設。另外，其 ZA 單根檢定如表 15 所示，只有 2 組香港對菲律賓與印尼對中國的相對購買力平價條件之差在長期無法

表 15、相對購買力平價差，ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inr})$ (Model C)
台灣/香港	1997:10	-6.2024***
台灣/中國	1994:03	-6.9937***
香港/日本	1997:10	-5.1018**
香港/韓國	1996:12	-5.1609**
香港/馬來西亞	1997:02	-5.8680***
香港/菲律賓	1997:02	-4.1328
香港/新加坡	1997:10	-6.5262***
香港/泰國	1996:08	-5.2218**
香港/中國	1993:12	-6.0782***
印尼/中國	1996:12	-4.6310
日本/中國	1994:06	-6.7195***
馬來西亞/菲律賓	1990:12	-5.4449**
馬來西亞/中國	1994:06	-5.6449***
菲律賓/中國	1994:06	-5.8633***
新加坡/中國	1994:06	-6.8292***
泰國/中國	1994:06	-6.1721***

*** 與 ** 分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

成立，顯示東亞 10 國至少在長期之實質整合 (real integration) 程度方面相當高，即各國財貨及勞務價格的變動，在長期的確趨向於一致。

我們也對東亞 10 國相對於美國的相對購買力平價條件之差進行檢測，其單根檢定結果如表 16、17 與 18 所示。

綜合 ADF-GLS 與 ZA 單根檢定的結果，只有台灣對美國的相對購買力平價條件在長期無法成立。另外，東亞 10 國加上美國共 55 組相對購買力平價差針對(12)式迴歸的結果亦顯示，購買力平價條件與之前的兩個利率平價條件結果類似，皆顯示在短期仍有顯著的持續性(persistence)，購買力平價條件並不成立。同樣的我們也以亞洲金融危機為分段

點，分別檢測前後兩段的購買力平價條件是否成立。單根檢定的結果顯示，相對購買力平價條件的成立亦是一個長期的現象，分段之後的樣本期間不夠長，購買力平價條件很難成立（多數購買力平價的相關文獻皆指出類似的結論，例如 Taylor and Taylor, 2004）。

(三) 各國股票市場之共變異性

在此節我們利用共整合分析(cointegration analysis)，探討各國股票市場指數是否存在共整合關係與共同的趨勢，若存在有一個共同的趨勢，則代表這些國家的股價指數間有一個長期的均衡關係。如同在第二節的衡量方法介紹中所指出，探討各國股票市場整合的文獻大都將重心放在檢視一國股市的變動如

表 16、對美國的相對購買力平價差，ADF-GLS_μ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-1.0640 [13]	-0.5696 [0]	-2.5819***[13]	-2.2421**[0]	-1.8471*[14]	-1.8899*[12]	-1.7883*[13]	-1.9903**[0]	-2.3494**[1]	-0.4022 [1]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 17、對美國的相對購買力平價差，ADF-GLS_ε 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-1.1640 [13]	-2.0468 [12]	-3.0481**[13]	-2.5314 [0]	-2.9074*[14]	-2.1513 [12]	-2.1802 [13]	-2.5711 [0]	-2.4994 [1]	-1.1655 [1]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 18、相對購買力平價差，ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$ (Model C)
台灣 / 美國	1995:03	-4.5448
香港 / 美國	1997:10	-5.7790***
中國 / 美國	1993:12	-6.4690***

*** 與 ** 分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

何影響其他國家股價指數的變動，也就是檢視各國股票市場的連動性(linkages)或共同變動(co-movements)。其方法大致包括簡單的相關性分析、短期的 Granger 相關性分析以及長期共整合關係的分析等，後兩者的分析方法皆屬於向量自我迴歸模型的一種。而無論是否有共整合關係存在，我們都可以利用 Granger 相關性分析來探討各國股市間的關連性。最早及最常被引用的一篇使用共整合分析來衡量整合程度的文章是 Kasa (1992)，他檢視美、英、日、德與加拿大五國的股價指

數，發現共同的趨勢，並得到這些市場的報酬是高度整合的結論。其後有一些研究亦將此方法應用到東亞國家上，如 Chung and Liu (1994)等。在無法找到更好的衡量股票市場整合方法之前，前述所引用文獻中大家常用的方式，仍不失為檢測各國股市相關性的好方法(註 10)。

在進行共整合檢定之前，我們先對東亞 10 國股價指數(取自然對數)以及其一階差分(報酬率)進行單根檢定，結果列於表 19 至表 22。

表 19、東亞 10 國股價指數(取自然對數)，ADF-GLS_μ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-3.4775*[0]	-1.5381 [0]	-0.0288[0]	-1.4523[0]	-1.7734[0]	-2.4373 [3]	-1.5899[0]	-2.1562[0]	-1.4929[0]	-2.9055 [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 20、東亞 10 國股價指數(取自然對數)，ADF-GLS_λ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-3.4355[0]	-2.0153 [0]	-2.2805[1]	-1.7561 [0]	-2.0909[0]	-2.5043 [3]	-1.6388 [0]	-2.4049 [0]	-1.7627 [0]	-3.2111*[0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 21、東亞 10 國股價指數一階差分(報酬率)，ADF-GLS_μ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-13.8826*** [0]	-14.9323*** [0]	-11.7170*** [0]	-15.0062*** [0]	-13.0970*** [0]	-8.6425*** [2]	-12.8563*** [0]	-14.1035*** [0]	-13.4248*** [0]	-14.5451*** [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

表 22、東亞 10 國股價指數一階差分(報酬率)，ADF-GLS_λ 檢定

台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	中國
-13.8534*** [0]	-14.9223*** [0]	-11.8960*** [0]	-15.0046*** [0]	-13.1390*** [0]	-8.6228*** [2]	-12.8258*** [0]	-14.0741*** [0]	-13.3931*** [0]	-14.5805*** [0]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

由單根檢定結果可確定東亞 10 國的股價指數皆為 I(1) 的時間序列，我們可以再進行共整合檢定。表 23 為東亞 10 國股價指數彼此配對之共整合檢定結果。

表 23、東亞 10 國股價指數(取自然對數)共整合檢定結果

	Trace Statistic		Maximum Eigenvalue		C.E.(s)
	r=0	r=1	r=0	r=1	
台灣 / 香港	17.491**	2.4444	15.046**	2.4444	1
台灣 / 印尼	15.1369*	0.5546	14.5823**	0.5546	1
台灣 / 日本	17.426**	3.1220	14.304**	3.1220	1
台灣 / 韓國	17.950**	3.594	14.356**	3.594	1
台灣 / 馬來西亞	12.050*	0.4150	11.635**	0.4150	1
台灣 / 菲律賓	26.834**	7.5816	19.252**	7.5816	1
台灣 / 中國	23.094**	5.3254	17.768**	5.3254	1
台灣 / 新加坡	17.554**	3.3638	14.190*	3.3638	1
台灣 / 泰國	19.245**	2.3134	16.931**	2.3134	1
香港 / 印尼	27.2273**	4.3955	22.8318**	4.3955	1
香港 / 日本	7.9935	3.0396	4.9539	3.0396	0
香港 / 韓國	18.114**	1.1127	17.001**	1.1127	1
香港 / 馬來西亞	12.190*	0.4951	11.695**	0.4951	1
香港 / 菲律賓	11.586*	1.1686	10.417*	1.1686	1
香港 / 中國	23.109**	5.6509	17.458**	5.6509	1
香港 / 新加坡	11.455	2.4213	9.0337	2.4213	0
香港 / 泰國	12.443**	0.0143	12.429**	0.0143	1
印尼 / 日本	22.1029	7.0351	15.0677	7.0351	0
印尼 / 韓國	19.9493	3.9118	16.0375	3.9118	0
印尼 / 馬來西亞	20.2777	3.8426	16.4352	3.8426	0
印尼 / 菲律賓	30.1065**	2.5041	27.6024**	2.5041	1
印尼 / 中國	16.6472**	0.2634	16.3838**	0.2634	1
印尼 / 新加坡	21.1102	4.1673	16.9429	4.1673	0
印尼 / 泰國	23.9475*	6.8478	17.0977	6.8478	1
泰國 / 日本	11.729	2.5466	9.1822	2.5466	0
泰國 / 韓國	4.9324	1.6235	3.3089	1.6235	0
泰國 / 馬來西亞	16.858*	3.4653	13.392	3.4653	1
泰國 / 菲律賓	10.4297	3.2750	7.1546	3.2750	0
泰國 / 中國	18.683**	1.6281	17.055**	1.6281	1
泰國 / 新加坡	8.6522	1.4777	7.1745	1.4777	0
馬來西亞 / 日本	10.922*	0.0018	10.921*	0.0018	1
馬來西亞 / 韓國	18.148**	3.5605	14.588**	3.5605	1
馬來西亞 / 菲律賓	10.429	2.6809	7.7480	2.6809	0
馬來西亞 / 中國	22.365**	3.9096	18.456**	3.9096	1
馬來西亞 / 新加坡	14.333*	3.3892	10.944	3.3892	1
菲律賓 / 日本	10.704	3.3891	7.3153	3.3891	0
菲律賓 / 韓國	7.6089	2.3470	5.2619	2.3470	0
菲律賓 / 中國	17.959**	2.1813	15.777**	2.1813	1
菲律賓 / 新加坡	8.6386	2.7065	5.9322	2.7065	0
新加坡 / 日本	9.8888	3.4462	6.4426	3.4462	0
新加坡 / 韓國	14.963*	3.0724	11.891	3.0724	1
新加坡 / 中國	15.529**	1.0482	14.480**	1.0482	1
韓國 / 日本	13.250	5.3827	7.8673	5.3827	0
韓國 / 中國	20.570**	3.5494	17.020**	3.5494	1
日本 / 中國	22.475**	5.2025	17.273**	5.2025	1

** 與 * 分別代表在 5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 24、東亞 10 國股價指數共整合檢定結果

	Trace Statistic	Maximum Eigenvalue
r = 0	333.6612**	82.4144**
r = 1	251.2469**	53.2939
r = 2	197.9530**	50.8499
r = 3	147.1031	42.8626
C. E. (s)	3	1

** 代表在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

在 45 組的配對關係中，共有 29 組有共整合關係，顯示這些國家股票市場的整合程度較高。除了兩兩配對的共整合檢定外，我們接下來也檢視東亞 10 國股票市場是否存在一長期關係，由表 24 的結果顯示東亞 10 國股票市場的確存在一長期的共整合關係。

如同前一小節所述，東亞各國與一些國際主要市場，尤其是以美國為主的市場有相當大的關連性，故我們亦將東亞 10 國分別對美國的股票市場進行共整合檢定。表 25 單根檢定的結果顯示，美國 S&P 指數為 I(1)的時間序列。

25、美國股價指數(取自然對數)與一階差分(報酬率)，ADF-GLS_μ 與 ADF-GLS_τ 檢定表

Level ADF-GLS _μ	Level ADF-GLS _τ	1 st Difference ADF-GLS _μ	1 st Difference ADF-GLS _τ
-1.3452[0]	-1.3239[0]	-15.7628***[0]	-15.7756***[0]

*** 代表 1%的顯著水準下拒絕虛無假設，[]中之數字為以 Schwarz Information Criterion 所選擇出的落後期數。

由表 26 可知美國股市分別與印尼、日本、中國以及台灣存在有長期共整合關係，與其他 6 個東亞國家則無。我們亦將東亞 10 國加上美國股票市場一起檢視是否存在長期共整合關係，由表 27 可知東亞 10 國再加上美國之股票市場的確存在長期共整合關係，顯示美國股市也應是影響東亞 10 國股市的因素之一。

對於共整合關係存在的各國，接下來可

用 VECM(Vector Error Correction Model)來執行 Granger-causality 檢定；對於無共整合關係存在的各國，則可用無限制之 VAR 來進行檢定。相關性的檢定結果如表 28。

我們觀察到印尼的股市是其中最容易受他國股市所影響的市場，除日本、韓國與中國股市之外，其他東亞各國的股票市場皆會 Granger-cause 印尼股市；台灣股市則受印尼、韓國、菲律賓與泰國股市所影響；而其他國

表 26、東亞 10 國對美國之股價指數(取自然對數)共整合檢定結果

	Trace Statistic		Maximum Eigenvalue		C.E.(s)
	r=0	r=1	r=0	r=1	
美國 / 香港	7.4849	3.1530	4.3319	3.1530	0
美國 / 印尼	23.1511	3.1557	19.9955**	3.1557	1
美國 / 日本	20.2819**	4.0295	16.2524**	4.0295	1
美國 / 韓國	10.8001	1.7715	9.0295	1.7715	0
美國 / 馬來西亞	10.4717	1.9038	8.5679	1.9038	0
美國 / 菲律賓	14.4621	4.1060	10.3561	4.1060	0
美國 / 中國	22.5537	1.6644	20.8893**	1.6644	1
美國 / 新加坡	10.0403	2.2423	7.7981	2.2423	0
美國 / 泰國	17.7913	3.0046	14.7868	3.0046	0
美國 / 台灣	17.1484**	1.9127	15.2357**	1.9127	1

**代表在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 27、東亞 10 國與美國股價指數共整合檢定結果

	Trace Statistic	Maximum Eigenvalue
r = 0	426.3896**	93.4310**
r = 1	332.9586**	72.7127**
r = 2	260.2459**	65.1916**
r = 3	195.0543**	50.4289
r = 4	144.6254	34.4449
C. E. (s)	4	3

**代表在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 28、各國股價指數相關性檢定結果

Causes→ Caused by↓	台灣	香港	印尼	日本	韓國	馬來 西亞	菲律 賓	新加 坡	泰國	中國	美國
台灣		N	Y(B)	Y	N	N	Y	N	N	N	N
香港	N		Y(B)	N	N	Y	N	N	Y	N	N
印尼	Y(B)	Y(B)		Y	N	N	N	N	N	N	Y(B)
日本	N	N	N		N	N	N	N	N	N	N
韓國	Y	N	N	Y		N	N	Y	N	N	N
馬來西亞	N	N	Y	N	N		N	Y	N	N	N
菲律賓	Y	N	Y	Y	N	N		N	N	N	N
新加坡	N	N	Y	Y	N	N	N		N	N	N
泰國	Y	N	Y	N	N	Y	N	Y		N	Y
中國	N	N	N	N	Y	N	N	N	N		N
美國	N	N	Y(B)	N	N	N	N	N	N	N	

N 代表無任何相關，Y 代表單方向的相關性，Y(B)代表雙向的相關性。

家股市間則較無如此顯著的關係存在(註 11)。較令人意外的是日本股市並不能 Granger-cause 任何國家的股市，反而會被台灣、印尼、韓國、菲律賓與新加坡的股市所影響；一個可能的解釋為，國際機構投資者將日本股市歸類為已開發國家市場，而東亞其他國家股市是歸類於新興市場。因此，投資策略中對於日本股市的預期報酬及風險的設定乃異於區域內其他市場，表現在資金流動上，就可能出現日本與其他東亞市場不對稱之現象。另外，美國股市與日本股市同屬已開發市場，故上述分析可能是美、日股市對東亞各國股市較無 Granger Causality 的主要原因之一。

(四) 儲蓄與投資之相關性

我們首先檢定資料是否為定態（本節所稱之儲蓄與投資兩變數皆指以儲蓄與投資除以國內生產毛額之比例）。利用之前使用的

ADF-GLS 檢定發現，儲蓄與投資數列的整合階次(order of integration)可能大於 1，我們進而採用 Kwiatkowski et al. (1992) 所提出的 KPSS 定態檢定（有別於 ADF 檢定的虛無假設為存在單根，KPSS 單根檢定的虛無假設為該時間序列是定態的），結果發現東亞各國的儲蓄與投資序列為 I(1)。由於 ADF-GLS 與 KPSS 檢定都有檢定力不足的問題，面對此不一致的檢定結果，我們在此暫時接受 KPSS 檢定之結論，進行之後的分析(註 12)。

由單根檢定的結果，我們可以合理推論東亞各國的儲蓄與投資的水準值皆為非定態，而其一階差分則為定態，故都為 I(1)的時間數列。我們可以用共整合方程式來檢測各國的儲蓄與投資間是否存在長期的均衡關係，儲蓄與投資之共整合方程式可寫成：

$$(I+Y)_{it}=\alpha+\beta(S/Y)_{it}+\varepsilon_{it} \quad (13)$$

共整合檢定的結果如表 29。

表 29、儲蓄投資共整合檢定結果

	Trace Statistic		Maximum Eigenvalue		C.E.(s)
	r=0	r=1	r=0	r=1	
香港	13.967	2.8609	11.107	2.8609	0
印尼	14.376	4.1366**	10.239	4.1366**	0
日本	14.764	1.4159	13.348	1.4159	0
韓國	8.5302	0.1780	8.3522	0.1780	0
馬來西亞	11.383	2.3800	9.0030	2.3800	0
菲律賓	11.805	0.5782	11.226	0.5782	0
新加坡	7.2386	2.2357	5.0029	2.2357	0
泰國	11.254	2.4825	8.7714	2.4825	0
台灣	4.3249	0.6997	3.6253	0.6997	0

** 代表在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

由表 29 我們可以得知東亞各國之儲蓄與投資之間無共整合關係，隱含金融整合程度並不低。如前所述，若無共整合關係存在，則我們可用無限制之 VAR 來進行檢定。首先我們利用 Schwarz Information Criterion (SIC) 來選擇落後期數，各國儲蓄與投資 VAR 之落後期數選擇係以 SIC 統計量最小者為選取標準，再將估計之結果列於表 30 與 31。

表 30、東亞各國儲蓄投資之 VAR 估計結果

	香港		韓國		馬來西亞		菲律賓		台灣	
	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$
$\Delta I(t-1)$	-0.1128	-0.0400	-0.0298	-0.0235	-0.2263	-0.0652	-0.3791	-0.1257	-0.4831	-0.0657
t-stat	[-0.9148]	[-0.6384]	[-0.2481]	[-0.3178]	[-1.6140]	[-0.7415]	[-2.9783]***	[-1.5940]	[-3.8582]***	[-0.6374]
$\Delta I(t-2)$	-0.1905	-0.1272	-0.0318	0.0235	-0.0043	-0.1008	-0.3065	-0.0161	-0.2079	0.0462
t-stat	[-1.5963]	[-2.0968]**	[-0.2898]	[0.3471]	[-0.0299]	[-1.1252]	[-2.3247]**	[-0.1967]	[-1.5121]	[0.4083]
$\Delta I(t-3)$	-0.2198	-0.0632	0.0082	-0.0366	0.0909	0.0822	-0.1879	0.0064	-0.2172	-0.3624
t-stat	[-1.9372]*	[-1.0956]	[0.0777]	[-0.5646]	[0.6952]	[1.0019]	[-1.4495]	[0.0792]	[-1.6347]	[-3.3114]***
$\Delta I(t-4)$	0.2741	-0.0989	0.1122	0.2662	-0.1197	0.1344	0.1833	-0.0219	-0.0248	-0.1283
t-stat	[2.4771]**	[-1.7581]*	[1.0757]	[4.1447]***	[-0.9566]	[1.7123]***	[1.5438]	[-0.2981]	[-0.1843]	[-1.1574]
$\Delta S(t-1)$	-0.2455	-0.1958	-0.2422	-0.2340	-0.2365	-0.3121	-0.2014	-0.2145	0.1808	-0.4347
t-stat	[-1.3020]	[-2.0419]**	[-1.6085]	[-2.5235]**	[-1.1414]	[-2.4003]**	[-1.1050]	[-1.8995]*	[1.1419]	[-3.3332]***
$\Delta S(t-2)$	0.3147	-0.2662	-0.2574	-0.2259	-0.8264	-0.2715	-0.0058	-0.4571	0.1451	-0.4659
t-stat	[1.6827]*	[-2.7999]***	[-1.5960]	[-2.2750]**	[-3.9093]***	[-2.0464]**	[-0.0315]	[-4.0143]***	[0.9736]	[-3.7947]***
$\Delta S(t-3)$	0.0225	-0.2208	-0.3802	-0.1458	-0.4450	-0.3805	-0.3552	-0.1459	0.1289	-0.2258
t-stat	[0.1152]	[-2.2232]**	[-2.2653]**	[-1.4110]	[-1.9046]*	[-2.5954]**	[-2.0006]**	[-1.3265]	[0.8186]	[-1.7411]
$\Delta S(t-4)$	-0.0041	0.6774	0.4502	0.4789	0.4368	0.3783	-0.0141	0.4553	0.6153	0.4858
t-stat	[-0.0208]	[6.6898]***	[2.6055]**	[4.5001]***	[1.8414]*	[2.5408]**	[-0.0795]	[4.1557]***	[4.5675]***	[4.3788]***
C	-0.0011	-0.0009	-0.0009	-0.0010	-0.0031	0.0025	-0.0013	-0.0003	-0.0003	-0.0017
t-stat	[-0.4087]	[-0.6586]	[-0.4070]	[-0.7009]	[-0.6554]	[0.8388]	[-0.5569]	[-0.1920]	[-0.1367]	[-0.9788]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕參數為 0 之虛無假設，[]內數字代表 t-statistics。

表 31、東亞各國儲蓄投資之 VAR 估計結果

	印尼		日本		新加坡		泰國	
	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$	$\Delta I(t)$	$\Delta S(t)$
$\Delta I(t-1)$	-0.2248	0.1778	0.5495	0.3595	-0.7674	-0.0218	-0.0907	-0.0677
t-stat	[-1.1516]	[0.9951]	[3.0416]***	[1.7571]*	[-10.320]***	[-1.0373]	[-0.6703]	[-0.9455]
$\Delta I(t-2)$							-0.3579	0.0339
t-stat							[-2.6396]**	[0.4728]
$\Delta S(t-1)$	-0.0687	-0.3940	-0.3052	-0.3376	0.7989	-0.3021	0.0755	-0.0647
t-stat	[-0.3166]	[-1.9844]*	[-1.8208]*	[-1.7789]*	[1.9410]*	[-2.5978]**	[0.5068]	[-0.8205]
$\Delta S(t-2)$							0.1082	-0.8204
t-stat							[0.7284]	[-10.443]***
C	-0.0022	-0.0016	-0.0007	-0.0009	-0.0034	0.0010	-0.0035	-0.0012
t-stat	[-0.3508]	[-0.2822]	[-1.4201]	[-1.7530]*	[-0.6205]	[0.6439]	[-0.8084]	[-0.5102]

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕參數為 0 之虛無假設，[]內數字代表 t-statistics。

表 32、東亞各國儲蓄投資之 Granger-causality 檢定

	H ₀ :儲蓄不 Granger Cause 投資	H ₀ :投資不 Granger Cause 儲蓄
香港	3.3162**	1.5424
印尼	0.1002	0.9903
日本	3.3152*	3.0873*
韓國	11.6353***	4.6192***
馬來西亞	8.0050***	1.3342
菲律賓	1.6978	0.7519
新加坡	3.7676*	1.0759
泰國	0.3730	0.5908
台灣	8.0498***	4.2520***

***、** 與 * 分別代表在 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

我們亦對各國儲蓄與投資進行 Granger-causality 檢定，其結果如表 32 所示。

由上列各表可以看出雖然各國之國內投資與儲蓄間並無長期的共同變動關係，但我們仍能從各國無限制的 VAR 估計與 Granger-causality 的檢定中，得知儲蓄與投資仍存在一定程度的因果關係。除了印尼、菲律賓與泰國之外，其他六國皆至少拒絕「儲蓄不 Granger Cause 投資」或「投資不 Granger Cause 儲蓄」其中之一的虛無假設，顯示資本

並非完全移動。其中尤以韓國與台灣最為明顯，投資與儲蓄的雙向因果關係皆十分顯著，此結論與 Isaksson (2001)所得之結果類似。

(五) 消費的相關性

我們首先將各國名目的消費與國內生產毛額(GDP)之資料以 GDP 平減指數平減為實質，再將每個數列取自然對數後一階差分，用以去除時間趨勢的存在。接下來我們將分別計算消費與 GDP 的成長率的各國間相關性，結果如表 33 與表 34 所示。

表 33、東亞各國消費相關性

	香港	印尼	日本	韓國	馬來 西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
香港	1.00	0.43	0.18	0.43	0.33	0.68	0.21	0.12	-0.49
印尼		1.00	0.44	0.79	0.68	0.56	0.28	0.57	0.07
日本			1.00	0.32	0.38	0.22	0.26	0.29	0.30
韓國				1.00	0.74	0.62	0.30	0.69	0.03
馬來西亞					1.00	0.52	0.33	0.72	0.15
菲律賓						1.00	-0.04	0.58	-0.62
新加坡							1.00	0.06	0.33
泰國								1.00	-0.004
台灣									1.00

表 34、東亞各國 GDP 相關性

	香港	印尼	日本	韓國	馬來 西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
香港	1.00	0.28	0.21	0.63	0.54	0.50	0.18	0.08	0.53
印尼		1.00	0.50	0.61	0.76	0.44	0.34	0.58	0.60
日本			1.00	0.31	0.35	0.31	0.20	0.44	0.62
韓國				1.00	0.82	0.84	0.25	0.48	0.54
馬來西亞					1.00	0.65	0.39	0.59	0.60
菲律賓						1.00	0.11	0.54	0.38
新加坡							1.00	0.21	0.52
泰國								1.00	0.59
台灣									1.00

根據前節的討論我們可以得知，若金融整合程度相對高，則各國消費的相關性應比各國產出的相關性要高。為方便比較起見，我們將消費與 GDP 相關性之差列於表 35。

在表 35 中，36 組數據只有 13 組為正，即消費相關性大於 GDP 相關性，顯示金融整合程度並不高。

最後，我們參考 Cavoli, Rajan, and Siregar (2004)的方法，對下列實證方程式進行檢測：

$$\Delta C_{i,t} = \alpha + \beta \Delta(Y-I-G)_{i,t} + \gamma \Delta C_{row,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中， $\Delta C_{i,t}$ 為本國消費取自然對數後在 t-1 與 t 時間的變動（即季成長率）；而 $\Delta C_{row,t}$ 為區域內其他國家消費總和取自然對數後在 t-1 與 t 時間的變動； $\Delta(Y-I-G)_{i,t}$ 則為本國 GDP 減去本國投資與政府支出，代表國內可供消費的資源。如前述區域整合數量方法的介紹，若本國封閉於國際資本市場之外，則其消費應反映國內可供利用之資源；而當區域金融整合程度很高時，國內消費者的平滑消費行為應與區域內其他國家消費者相同，此

表 35、東亞各國消費與 GDP 相關性之差

	香港	印尼	日本	韓國	馬來 西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
香港	0.00	0.15	-0.03	-0.20	-0.21	0.18	0.03	0.04	-1.02
印尼		0.00	-0.06	0.18	-0.08	0.12	-0.06	-0.01	-0.53
日本			0.00	0.01	0.03	-0.09	0.06	-0.15	-0.32
韓國				0.00	-0.08	-0.22	0.05	0.21	-0.51
馬來西亞					0.00	-0.13	-0.06	0.13	-0.45
菲律賓						0.00	-0.15	0.04	-1.00
新加坡							0.00	-0.15	-0.19
泰國								0.00	-0.59
台灣									0.00

表 36、東亞各國消費相關性迴歸估計結果一

	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
β	0.2840***	1.0461***	1.0104***	1.3041***	0.4441***	0.7985***	0.0057	0.5077***	0.9824***
γ	0.0870	0.2008	0.0040	0.2113	0.4776**	-0.0555	0.1257*	0.2846	0.2547*

***、** 與 * 分別代表在 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕參數為 0 之虛無假設。

表 37、東亞各國消費相關性迴歸估計結果二

	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
β	0.2855***	1.0510***	1.0097***	1.3075***	0.4572***	0.7974***	0.0046	0.4969***	0.9784***
γ	0.0886	0.1708	0.0041	0.1735	0.5134**	-0.0365	0.1148	0.3193	0.2429
γ_{US}	-0.1207	1.1641	0.0368	2.1813	-2.6237	-1.0890	0.6534	-1.5582	0.7938

***、** 與 * 分別代表在 1%、5%與 10%的顯著水準下拒絕參數為 0 之虛無假設。

時 $\beta=0$ 而 $\gamma=1$ 。

表 36 結果顯示出，除馬來西亞、新加坡與台灣外，其餘東亞各國的消費均不具有相關性；此外，我們另對 $\gamma=1$ 作檢定，結果均顯著拒絕 $\gamma=1$ 的假設。另外，除新加坡外， β 參數均顯著異於 0，這顯示出區域內各國消費的變動，基本上仍是受到國內可供消費資源之影響。其中，台灣 β 的參數估計值為 0.9824，顯示國內可供消費資源之變動與國內消費變動呈現近乎等量的關係。上述結果顯示，東亞各國金融整合程度可能不高，因而無法產生區域間的平滑消費或相關性。除此之外，我們亦考量到東亞各國消費可能會受到區域

外大國的影響。因此，我們再對下列實證方程式進行檢測：

$$\Delta C_{i,t} = \alpha + \beta \Delta(Y-I-G)_{i,t} + \gamma \Delta C_{row,t} + \gamma_{us} \Delta C_{us} + \varepsilon_{i,t}$$

其中， ΔC_{us} 為美國消費取自然對數後在 t-1 與 t 時間的變動，而其餘變數定義不變。

表 37 顯示，加入美國消費變數後，只剩馬來西亞與區域消費具有相關性，而我們另對 $\gamma=1$ 作檢定，結果均顯著拒絕 $\gamma=1$ 的假設。因此，整體來說，東亞各國間的消費相關性仍低，我們無法依此作為區域金融整合程度高的證據。Kim et al. (2004) 與 Shin and Sohn (2006) 也同樣得到東亞各國消費變動間相關性低的結論。

四、結論與建議

經由本文的整理分析，我們對於東亞地區的金融整合現況已有一通盤之了解。我們利用常見之價格與數量的衡量方式，對東亞

10 國的金融市場重要變數如利率、匯率與股價，以及重要總體經濟變數如儲蓄、投資、消費與產出等，對金融整合進行實證分析。

在利率平價條件方面，我們發現平價條件的成立是一個長期的現象，有超過 90% 以上的東亞 10 國兩兩配對的利率平價條件在長期會趨近於成立。但我們若是對於每一期的利率平價條件檢測其是否即時成立時，發現兩兩配對的利率差平均數並不為 0，且會被現有的資訊所預測，顯示市場並非完全有效率。此外若是將樣本期間以東亞金融危機的發生區分為前後兩段，利率平價條件皆較全樣本期間難成立。此結果亦驗證了我們利用均數定態的概念來衡量平價條件成立與否的看法：若利率平價差為定態(即拒絕單根的虛無假設)，則雖然短期利率平價條件不會成立，但長期則會趨近於成立。

另外在股票市場方面，我們發現東亞 10 國的股價間的確存在了長期共整合的關係。尤其是台灣與其他東亞 9 國兩兩配對的股票市場間，皆可觀察到長期的共整合關係，中國亦同。此外，香港以及馬來西亞也與東亞的許多股市間有著同樣的關係。至於短期的相關性方面，我們觀察到印尼的股市是其中最容易受他國股市所影響的市場，除日本、韓國與中國股市之外，其他東亞各國的股票市場皆會 Granger-cause 印尼股市；台灣股市則受印尼、韓國、菲律賓與泰國股市所影響；而其他國家股市間則較無如此顯著的關係存在。與在利率平價條件所得之結果相同，長期而言東亞金融市場的確是朝向整合的方向邁進。

在投資與儲蓄相關性方面，東亞 10 國的儲蓄與投資變數間並無共整合關係，也顯示長期而言金融整合程度並不低。但我們仍能從各國無限制的向量自我迴歸估計與 Granger 相關性的檢定中，得知儲蓄與投資仍存在一定程度的因果關係。除了印尼、菲律賓與泰國之外，其他六國皆至少拒絕「儲蓄不 Granger Cause 投資」或「投資不 Granger Cause 儲蓄」其中之一虛無假設，顯示資本並非完全移動。其中尤以韓國與台灣最為明顯，投資與儲蓄的雙向因果關係皆十分顯著。而在消費相關性的檢測上，無論是否去除時間趨勢，東亞 10 國各國間的消費相關性大於 GDP 相關性的比例並不高，顯示金融整合程度尚未完全。

本文使用各種不同的價格與數量的衡量方式，對東亞 10 國的金融市場重要變數做全面性的檢測，故可能會有深度不足之憾。後續的研究可以針對金融市場不同的構面，做較深入的研究。在實證方法上，如利率平價條件的檢測，可以採用 panel 單根檢定，以增加樣本數及估計結果的正確性。在股票市場方面，我們也可以進一步利用變異數分解與衝擊反應的分析方法來探討各國股市的變動主要是由哪一個或哪一些國家的波動所引起的。另外，在去除美國因素的方法上，亦可考慮將美國納入 VAR 方程組內以探討去除美國因素的影響等等。在分析議題上，各國間金融整合程度的分析，以及依法規與制度為

衡量基礎的研究等，皆是值得再探討的重要構面。

綜上所述，雖然東亞各國長期已朝向金融整合的方向發展，但仍受到區域外主要市場變動的影響，且短期間整合程度仍未臻完全。對主政當局的金融政策制定方面，提供了當區域金融危機發生時可能產生損害程度大小之參考。因為當整合程度仍不完全時，金融危機所引起之立即資本移出的威脅雖然存在，但應不若金融整合程度完全時劇烈。但是在邁向金融整合的過程中，隨著短期資本移動愈來愈快速，所伴隨的金融問題，則值得主政當局留意。資金跨國移動的速度與數量，有可能突然增大到本國政府無法馬上應變的程度，例如對於本國物價與匯率穩定的影響、重要總體經濟變數的失衡、甚至金融體系結構運作的失序等等，最後更有可能導致區域金融危機的發生。

一如Edwards (2001)文中所指出，惟有當各國已發展出較完善的金融市場結構後，方能享受完全資本移動所帶來的好處。近期東南亞國協已簽署東亞憲章，朝向單一市場的目標邁進；以及新加坡、泰國、馬來西亞、菲律賓、印尼與越南等六國計劃成立共同證券交易市場，亦是希望能讓亞洲股市成爲一規模較大的單一市場以降低成本，吸引更多資金流入。假以時日兩者皆有可能使東南亞的金融市場結構改善，並提升金融整合程度。台灣在短期內雖不會面臨太明顯的衝擊，但長期的區域經濟與金融整合的趨勢與衝擊則是不可避免的。故在當前的金融發展狀況下，更提醒主政當局應注意國內基本面之變化，加速推動健全的國內金融體制，並設法加強與區域內國家之金融合作，共同維持與推動東亞區域金融之穩定與發展。

附 註

(註 1) 請見第二節之說明。

(註 2) Eichengreen and Park (2004)研究指出，歐洲與亞洲之間，區域內國家經濟發展的差異度、政策觀點的一致性以及語言與國家疆域的關連性，解釋了一大部分金融整合程度於兩區域的落差；然而，在控制這些因素後，亞洲區域仍存在進一步區域貿易整合與金融整合的空間。

(註 3) 此處參考 Rajan (2005)之分類方式，詳細說明請參見其研究。

(註 4) 請參考 Isard (2006)對於未拋補利率平價條件的精闢整理。

(註 5) 對於資本管制程度(degree of capital control)或開放程度(degree of openness)的衡量有許多不同的指標，例如 the Economic Freedom of the World (EFW)的 Index for International capital market controls 或 Edison and Warnock (2001)文中特別針對股票市場的開放程度所建立的指標。

(註 6) 詳細的觀察分析請見 Willett et al. (2002)。

(註 7) 大部分探討東亞區域金融整合的文獻，如 Cavoli et al. (2004), Baharumshah, Hawa, and Fountas (2005)與 Moon (2001)等，皆認爲東亞金融危機是影響東亞區域金融結構變動的重要因素，處理方式皆爲直接以金融危機發生的時間爲分

段點，檢視危機發生前後的變化狀況。故在此處與之後的討論我們亦沿襲前人研究的看法，不再先檢定是否存在結構點的變動。

- (註 8) 由於篇幅限制，本文對於(12)式與分段單根檢定結果僅以文字說明，詳細內容可來函向作者索取。
- (註 9) 此處分段樣本中不易拒絕單根的情形，也有可能是因為樣本點不足而使檢定力下降所致，可以利用 panel 單根檢定來克服此一缺陷。
- (註 10) Forbes and Rigobon (2002)對於傳染(contagion)現象與股市共同變動的定義作了很清楚的區分，若是在大幅波動或危機發生的時期，觀察到各國股票市場的相關性有非常顯著的增加，才能說是有傳染現象的發生。根據他們的定義與研究，在東亞金融危機時期，股票市場並沒有傳染現象的發生。
- (註 11) 我們另將各國指數轉換成共同的基期(2000年1月為100)，但估計結果仍未有太大改變。
- (註 12) 由於篇幅限制，此段單根檢定結果僅以文字說明，詳細內容可來函向作者索取。

參考文獻

- Adam, K., T. Jappelli, A. M. 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", Report to the European Commission.
- Asian Development Bank (ADB) (2005), Asia Bond Monitor 2005 (November).
- Baele, L., A. Ferrando, P. Hordahl, E. Krylova and C. Monnet (2004), "Measuring Financial Integration in the Euro Area," *Occasional Paper Series 14*, European Central Bank.
- Baharumshah, A. Z., Hawa, C. T. and Fountas, S. (2005), "A panel study on real interest rate parity in East Asian countries: Pre- and post-liberalization era," *Global Finance Journal*, Vol. 16, pp. 69-85.
- Bayoumi, T. and R. MacDonald (1995), "Consumption, Income, and International Capital Market Integration," *IMF Staff Paper 42*, 552-576.
- Cavoli, T., R. S. Rajan, and R. Siregar (2004), "A Survey of Financial Integration in East Asia; How Far? How Much Further to Go?" *Centre for International Economic Studies Discussion Paper 0401*, University of Adelaide.
- Cheung, Y-W, M. D. Chinn, and E. Fujii (2005), "Dimensions of Financial Integration in Greater China: Money Markets, Banks and Policy Effects," *International Journal of Financial and Economics 10*, 117-132.
- Cheung, Y-W, M. D. Chinn, and E. Fujii (2003), "China, Hong Kong, and Taiwan: A Quantitative Assessment of Real and Financial Integration," *CESifo Working Paper 851*.
- Chinn, M. D. and J. A. Frankel (1995), "Who Drives Real Interest Rates around the Pacific Rim: the USA or Japan?" *Journal of International Money and Finance 14*, 801-821.
- Chu, C., Y-K Mo, G. Wong and P. Lim (2006), "Financial Integration in Asia," *Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin*, December.
- Chung, P. and D. Liu (1994), "Common Stochastic Trends in Pacific Rim Stock Markets," *Quarterly Review of Economics and Finance 34*, 241-59.
- 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*.
- Cumby, R., and M. Obstfeld (1984), "International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence," in Bilson, J. and R. C. Marston eds., *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago: University of Chicago Press.

- Darvas, Z. and G. Szapary (2005), "Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU," CEPR Discussion Paper 5179.
- De Brouwer, G. (1999), *Financial Integration in East Asia*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Dooley, M., J. Frankel, and D. J. Mathieson (1987), "International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us," *IMF Staff Paper* **34**, 503-530.
- Edison, H. J. and F. Warnock (2001), "A Simple Measure of the Intensity of Capital Controls," IMF Working Paper WP/01/180.
- Edwards, S. (2001), "Capital Mobility and Economic Performance: Are Emerging Economies Different?" NBER Working Paper Series No. **8076**.
- Eichengreen, B. and Y. C. Park (2004), "Why Has There Been Less Financial Integration in Asia Than in Europe?" *Monetary Authority of Singapore Staff Paper* **28** (Berkeley: Monetary Authority of Singapore).
- Elliott, G, T. J. Rothenber, and J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica* **64**, 813-836.
- Feldstein, M. and C. Horioka (1980), "Domestic Saving and International Capital Flows," *Economic Journal* **90**, 314-329.
- Ferreira, A. and M. A. Leon-Ledesma (2007), "Does the Real Interest Rate Parity Hold? Evidence for Emerging and Developing Countries," *Journal of International Money and Finance* **26**, 364-382.
- Flood, R. and A. Rose (2002), "Uncovered Interest Parity in Crisis," *IMF Staff Papers* **49**, 252-265.
- Forbes, K. and R. Rigobon (2002), "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements," *Journal of Finance* **57**, 2223-61.
- Frankel, J. A. (1992), "Measuring International Capital Mobility: A Review," *American Economic Review* **82**, 197-202.
- Ghosh, A. R. (1995), "International Capital Mobility Amongst the Major Industrialised Countries: Too Little or Too Much," *The Economic Journal* **105**, 107-128.
- Ghosh, A. R. and J. D. Ostry (1995). "The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption Smoothing Approach," *World Bank Economic Review* **9**, 305-333.
- Goldberg, L. G., J. R. Lothian, and J. Okunev (2003), "Has International Financial Integration Increased?" *Open Economies Review* **14**, 299-317.
- Granger, C. W. J. (1988), "Some Recent Development in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics* **39**, 213-228.
- Hoffmann, M. (2004), "International Capital Mobility in the Long Run and the Short Run: Can We Still Learn from Saving-investment Data?" *Journal of International Money and Finance* **23**, 113-131.
- Isaksson, A. (2001), "Financial Liberalization, Foreign Aid, and Capital Mobility: Evidence from 90 Developing Countries," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* **11**, 309-38.
- Isard, P. (2006), "Uncovered Interest Parity," *IMF Working Paper* WP/06/96.
- Jansen, W. J. (1996), "Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model," *Journal of International Money and Finance* **18**, 13-26.
- Kasa, K. (1992), "Common Stochastic Trends in International Stock Markets," *Journal of Monetary Economics* **29**, 95-124.
- Kim, S., S. Kim and Y. Wang (2004), "Regional vs. Global Risk Sharing in East Asia," Working Paper No. 04-02, Korea Institute for Economic Policy, Seoul.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics* **54**, 159-178.
- Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti (2005), "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimations of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2003," mimeo, Trinity College Dublin and International Monetary Fund.
- Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti (2001), "The External Wealth of Nations. Measures for Foreign Assets and Liabilities for Industrialised and Developing Countries," *Journal of International Economics* **51**, 263-294.

- Lemmen, J. J. G. and S. C. W. Eijffinger (1995), "The Quantity Approach to Financial Integration: The Feldstein-Horioka Criterion Revisited," *Open Economies Review* **6**, 145-165.
- Mishkin, F. S. (1984), "Are Real Interest Rates Equal across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions," *Journal of Finance* **39**, 1345-1357.
- Montiel, P. (1994), "Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates," *World Bank Economic Review* **8**, 311-350.
- Moon, W-S. (2001), "Currency Crisis and Stock Market Integration: A Comparison of East Asian and European Experiences," *Journal of International and Area Studies* **8**, 41-56.
- Obstfeld, M. (1995), "International Capital Mobility in the 1990s." in P.B. Kenen (Ed.), *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton: Princeton University Press.
- Obstfeld, M., and K. Rogoff (2000), "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?" *NBER Working Paper 7777*.
- Obstfeld, M., and A. M. Taylor (2002), "Globalization and Capital Market," NBER Working Paper No. 8846.
- Oh, K. Y., B. H. Kim, H. K. Kim and B. C. Ahn (1999), "Saving-Investment Cointegration in Panel Data," *Applied Economics Letters* **6**, 477-480.
- Plummer, M. G. and R. W. Click (2005), "Bond Market Development and Integration in ASEAN," *International Journal of Finance and Economics* **10**, 133-142.
- Rajan, R. S. (2005), "Sequence of Financial, Trade, and Monetary Regionalism," in Asian Development Bank ed., *Asian Economic Cooperation and Integration: Progress, Prospects, Challenges*, 77-92.
- Sa, S. and J. Guerin (2006), "Recent Developments in Monetary and Financial Integration in Asia," *Financial Stability Review* **8**, Banque de France.
- Shin, K. and C-H Sohn (2006), "Trade and Financial Integration in East Asia: Effects on Co-movements," *World Economy*, 1649-1669.
- Singh, M. and A. Banerjee, (2006), "Testing Real Interest Parity in Emerging Markets," *IMF Working Paper WP/06/249*.
- Singh, T. (2007), "Intertemporal Optimizing Models of Trade and Current Account Balance: A Survey," *Journal of Economic Surveys* **21**, 25-64.
- Taylor, A. M. (1996), "International Capital Mobility in History: The Saving-Investment Relationship," *National Bureau of Economic Research Working Paper 5742*.
- Taylor, A. M. (2002), "A Century of Current Account Dynamics." *Journal of International Money and Finance* **21**, 725-748.
- Taylor, A. M. (2006), "A Century of Current Account Dynamics," *National Bureau of Economic Research Working Paper 8927*.
- Taylor, A. M. and M. P. Taylor (2004), "The Purchasing Power Parity Debate," *Journal of Economic Perspectives* **18**, 135-158.
- Willett, T., M. Keil and Y. S. Ahn (2002), "Capital Mobility for Developing Countries May Not be so High," *Journal of Development Economics* **68**, 421-34.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shocks, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* **10**, 251-270.

附錄：實證資料名稱、期間與來源

本研究資料期間為 1988 年 1 月至 2006 年 12 月。其中，匯率與 CPI 年增率部分，因為要計算事後之預期匯率與 CPI 變動，故將資料推至 2007 年 6 月。以下依市場別說明資料名稱、期間與來源。

1. 利率

	變數名稱	期間	資料來源
台灣	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	中央銀行
印尼	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	IFS
泰國	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	IFS
馬來西亞	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	IFS
菲律賓	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	IFS
新加坡	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M2--2006M12	IFS
南韓	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	IFS
日本	MONEY MARKET RATE (IFS 60B)	1988M1--2006M12	IFS
香港	INTERBANK 1 MONTH RATE	1988M1--2006M12	Datastream
中國	INTERBANK 1 MONTH RATE	1996M1--2006M12	CEIC

註：在 IFS 資料庫中，香港的 60B 欄位從 1993 年 12 月開始才有完整資料，故本研究採用 Datastream 收錄的利率資料。另外，IFS 資料庫 60B 欄位無中國資料，故本研究採用相對較完整的 CEIC 利率資料。

2. 匯率

各國匯率資料期間皆為 1988 年 1 月至 2007 年 6 月，資料來源為台灣經濟新報(TEJ)資料庫。

3. 股價指數

	變數名稱	期間	資料來源
台灣	台灣加權股價指數 TAIEX	1988M1--2006M12	TEJ
印尼	印尼雅加達 JSX 指數 JSXI	1997M1--2006M12	TEJ
泰國	曼谷 SET 股價指數 SETI	1989M4--2006M12	TEJ
馬來西亞	吉隆坡綜合股價指數 KLSI	1989M4--2006M12	TEJ
菲律賓	馬尼拉綜合股價指數 MSI	1989M4--2006M12	TEJ
新加坡	新加坡海峽時報指數 STI	1988M1--2006M12	TEJ
南韓	韓國綜合股價指數 KOSPI	1989M4--2006M12	TEJ
日本	東京日經 225 指數 NK225	1988M1--2006M12	TEJ
香港	香港恆生指數 HSI	1988M1--2006M12	TEJ
中國	上海綜合股價指數 SSEC	1990M12--2006M12	TEJ
美國	美國紐約 S&P 500 指數	1988M1--2006M12	TEJ

4. 消費者物價指數年增率

	變數名稱	期間	資料來源
台灣	台灣消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	行政院主計處
印尼	印尼消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
泰國	泰國消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
馬來西亞	馬來西亞消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
菲律賓	菲律賓消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
新加坡	新加坡消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
南韓	南韓消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
日本	日本消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
香港	香港綜合消費物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS
中國	中國消費者物價指數年增率	1988M1--2007M6	IFS

5. 儲蓄、投資與 GDP

	變數名稱	期間	資料來源
台灣	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q4	行政院主計處
印尼	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1997Q1-2006Q1	IFS
泰國	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1993Q1-2006Q4	IFS
馬來西亞	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1991Q1-2006Q4	IFS
菲律賓	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q3	IFS
新加坡	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q3	Datastream
南韓	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q4	IFS
日本	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q4	IFS
香港	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q4	IFS
中國	只有 GDP，缺少其他變數季資料	1999Q1-2006Q4	IFS
美國	GDP、儲蓄、投資、民間消費與政府消費	1988Q1-2006Q4	IFS

註：在 IFS 資料庫中，新加坡缺少上述相關變數的季資料，故本研究另採用 Datastream 收錄的資料。

