

96cbc-經 1 (委託研究報告)

東亞地區金融整合之實證分析

本報告係計畫主持人的個人意見，不代表委託機關及計畫主持人所服務單位之立場

計畫委託機關：中央銀行經濟研究處

計畫主持人：陳思寬

中華民國96年12月

中央銀行委託研究計畫編號

96cbc-經 1

東亞地區金融整合之實證分析

計畫委託機關：中央銀行經濟研究處

計畫主持人：陳思寬

國立台灣大學 國際企業學系

中華民國96年12月

謝詞

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、陳科長曉玫與何副研究員棟欽等先進於期中及期末報告審查會議上對本研究之專業指正與評論。另外，特別感謝彭副研究員德明對於本計畫期中與期末報告的仔細審閱與多處建議。在資料收集與行政聯繫中，感謝經濟研究處國際經濟科的游科長淑雅、廖副科長俊男與李專員岱青的積極幫助。此外，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。最後，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。

摘要

本計畫運用印尼、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，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。

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。

目次

一、 前言	1
二、 東亞地區 10 國的金融狀況	3
(一) 東亞 10 國金融市場歷史平均走勢	3
(二) 東亞 10 國金融市場差異分析	5
三、 區域金融整合程度之衡量方法	11
(一) 以價格為基礎的衡量方式	11
(二) 以數量為基礎的衡量方式	14
(三) 法規與制度的衡量方式	16
(四) 選取原則	17
四、 亞洲金融整合文獻回顧	18
五、 實證結果	24
(一) 未拋補利率平價條件	24
(二) 實質利率平價條件	35
(三) 各國股票市場之共變異性	57
(四) 東亞 10 國金融市場去除美國影響後之相關性與變異性分析	62
(五) 儲蓄與投資之相關性	66
(六) 消費的相關性	71
六、 結論與建議	76
附註	78
參考文獻	79
附錄一 實證資料名稱、期間與來源.....	84
附錄二 期中報告審查會會議紀錄.....	87
附錄三 期末報告審查會會議紀錄.....	97

表次

表 1、未拋補利率差，ADF-GLS _μ 檢定.....	27
表 2、未拋補利率差，ADF-GLS _τ 檢定.....	27
表 3、未拋補利率差 ZA 單根檢定.....	28
表 4、對美國的未拋補利率差，ADF-GLS _μ 檢定.....	29
表 5、對美國的未拋補利率差，ADF-GLS _τ 檢定.....	29
表 6、未拋補利率差 ZA 單根檢定.....	30
表 7、未拋補利率差迴歸估計.....	31
表 8、未拋補利率差，ADF-GLS _μ 檢定，1988 年 1 月至 1997 年 6 月.....	33
表 9、未拋補利率差，ADF-GLS _τ 檢定，1988 年 1 月至 1997 年 6 月.....	34
表 10、未拋補利率差，ADF-GLS _μ 檢定，1998 年 7 月至 2006 年 6 月.....	34
表 11、未拋補利率差，ADF-GLS _τ 檢定，1998 年 7 月至 2006 年 6 月.....	34
表 12、實質利率差，ADF-GLS _μ 檢定.....	38
表 13、實質利率差，ADF-GLS _τ 檢定.....	38
表 14、實質利率差 ZA 單根檢定.....	39
表 15、對美國的實質利率差，ADF-GLS _μ 檢定.....	40
表 16、對美國的實質利率差，ADF-GLS _τ 檢定.....	40
表 17、實質利率差 ZA 單根檢定.....	41
表 18、實質利率差迴歸估計結果.....	41
表 19、實質利率差，ADF-GLS _μ 檢定，1988 年 1 月至 1997 年 6 月.....	43
表 20、實質利率差，ADF-GLS _τ 檢定，1988 年 1 月至 1997 年 6 月.....	44
表 21、實質利率差，ADF-GLS _μ 檢定，1998 年 7 月至 2006 年 6 月.....	44
表 22、實質利率差，ADF-GLS _τ 檢定，1998 年 7 月至 2006 年 6 月.....	44

表 23、相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定.....	48
表 24、相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定.....	48
表 25、相對購買力平價差 ZA 單根檢定.....	49
表 26、對美國的相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定.....	50
表 27、對美國的相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定.....	50
表 28、相對購買力平價差 ZA 單根檢定.....	51
表 29、相對購買力平價差迴歸結果.....	51
表 30、相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定, 1988 年 1 月至 1997 年 6 月.....	55
表 31、相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定, 1988 年 1 月至 1997 年 6 月.....	56
表 32、相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定, 1998 年 7 月至 2006 年 6 月.....	56
表 33、相對購買力平價差, ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定, 1998 年 7 月至 2006 年 6 月.....	56
表 34、東亞 10 國股價指數(取自然對數), ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定.....	57
表 35、東亞 10 國股價指數(取自然對數), ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定.....	57
表 36、東亞 10 國股價指數一階差分(報酬率), ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定.....	58
表 37、東亞 10 國股價指數一階差分(報酬率), ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定.....	58
表 38、東亞 10 國股價指數(取自然對數)共整合檢定結果.....	59
表 39、東亞 10 國股價指數共整合檢定結果.....	60
表 40、美國股價指數(取自然對數)與一階差分, ADF-GLS $_{\mu}$ 與 ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定....	60
表 41、東亞 10 國對美國之股價指數(取自然對數)共整合檢定結果.....	60
表 42、東亞 10 國與美國股價指數共整合檢定結果.....	61
表 43、各國股價指數相關性檢定結果.....	61
表 44、各國貨幣市場利率, ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定.....	62
表 45、各國貨幣市場利率, ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定.....	62

表 46、各國貨幣市場利率一階差分，ADF-GLS _μ 檢定.....	63
表 47、各國貨幣市場利率一階差分，ADF-GLS _μ 檢定.....	63
表 48、排除美國影響後貨幣市場利率相關係數.....	63
表 49、排除美國影響後股市報酬率相關係數.....	65
表 50、儲蓄投資單根檢定.....	67
表 51、儲蓄投資 KPSS 單根檢定表格.....	68
表 52、儲蓄投資共整合檢定結果.....	69
表 53、儲蓄投資 VAR 落後期數選擇.....	69
表 54、東亞各國儲蓄投資之 VAR.....	70
表 55、東亞各國儲蓄投資之 VAR.....	70
表 56、東亞各國儲蓄投資之 Granger-causality 檢定.....	71
表 57、東亞各國消費相關性.....	72
表 58、東亞各國 GDP 相關性.....	72
表 59、東亞各國消費與 GDP 相關性之差.....	73
表 60、東亞各國消費相關性(消除時間趨勢後).....	73
表 61、東亞各國 GDP 相關性(消除時間趨勢後).....	74
表 62、東亞各國消費與 GDP 相關性之差(消除時間趨勢後).....	74
表 63、東亞各國消費相關性迴歸估計結果一.....	75
表 64、東亞各國消費相關性迴歸結果二.....	75

圖次

圖 1、東亞 10 國貨幣兌美元匯率平均月報酬率.....	3
圖 2、東亞 10 國貨幣市場平均利率.....	4
圖 3、東亞 10 國股票指數平均月報酬率.....	5
圖 4、東亞 10 國貨幣兌美元平均月報酬率與標準差.....	6
圖 5、東亞 10 國貨幣市場平均利率與標準差.....	7
圖 6、東亞 10 國匯率報酬與貨幣市場平均利率標準差.....	8
圖 7、東亞 10 國平均 CPI 月增率與貨幣市場平均利率.....	9
圖 8、東亞 10 國股票指數平均月報酬率與標準差.....	9
圖 9、未拋補利率差.....	24
圖 10、實質利率差.....	35
圖 11、相對購買力平價差.....	45
圖 12、利率相關性整合趨勢(1996 年 12 月至 2006 年 12 月).....	64
圖 13、股市報酬率相關性整合趨勢(1991 年 12 月至 2006 年 12 月).....	65
圖 14、貨幣市場利率與股市報酬率標準差.....	66

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。另外在外人對本國証券投資 (portfolio liabilities) 規模方面，亞洲國家對其它亞洲國家的金額僅佔其國內生產毛額的 2.25%，不到北美或歐盟區域對亞洲國家外人對本國証券投資的三分之一。同樣的，亞洲國家對北美或歐盟區域的國人對外國証券投資 (portfolio assets) 規模是對其它亞洲國家的 4.5 倍。

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 Guérin (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。我們會在第四節做一簡單的摘要整理。

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程度，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、東亞地區 10 國的金融狀況

在正式進行計量分析前，我們先針對東亞地區 10 國的金融狀況做一簡單的整理與描述，所涵蓋的資料期間預計以 1997 年亞洲金融危機為分野，自 1988 年起至 2006 年底為止。

(一) 東亞 10 國金融市場歷史平均走勢

首先，我們以外匯市場的歷史走勢做為觀察起點。基本上，美元是此地區的最大交易媒介，所以我們採用各國貨幣兌美元的匯率當作歷史價格。此外，為了比較基準一致，我們進一步將各國兌美元匯率標準化成月報酬率（以百分比表示），再將 10 國的月報酬率平均，最後得到圖 1 中的 FX 歷史走勢。換言之，FX 代表東亞 10 國貨幣兌美元的平均月報酬時間數列，當 FX 低於 0 時，代表平均而言，當月東亞 10 國貨幣兌美元是貶值的；反之，當 FX 大於 0 時，代表當月升值。

圖 1、東亞 10 國貨幣兌美元匯率平均月報酬率

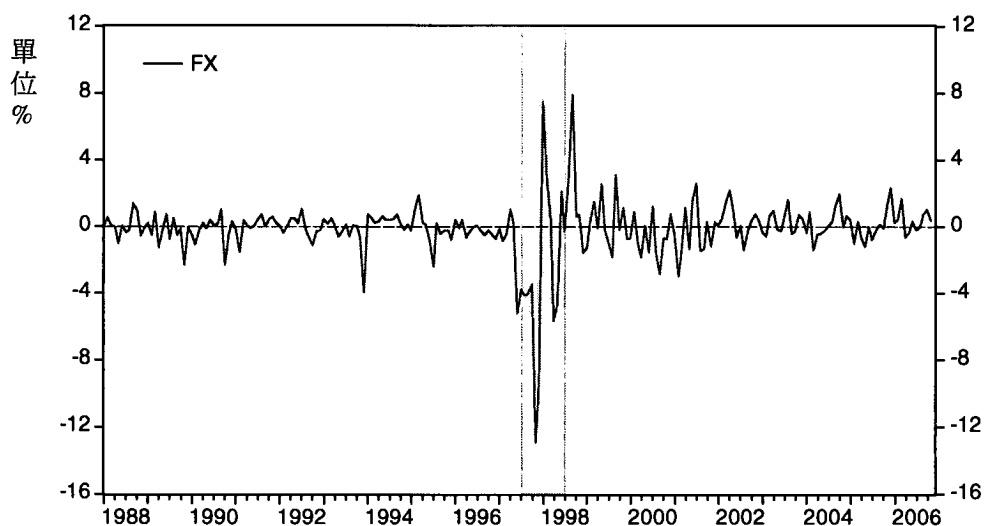
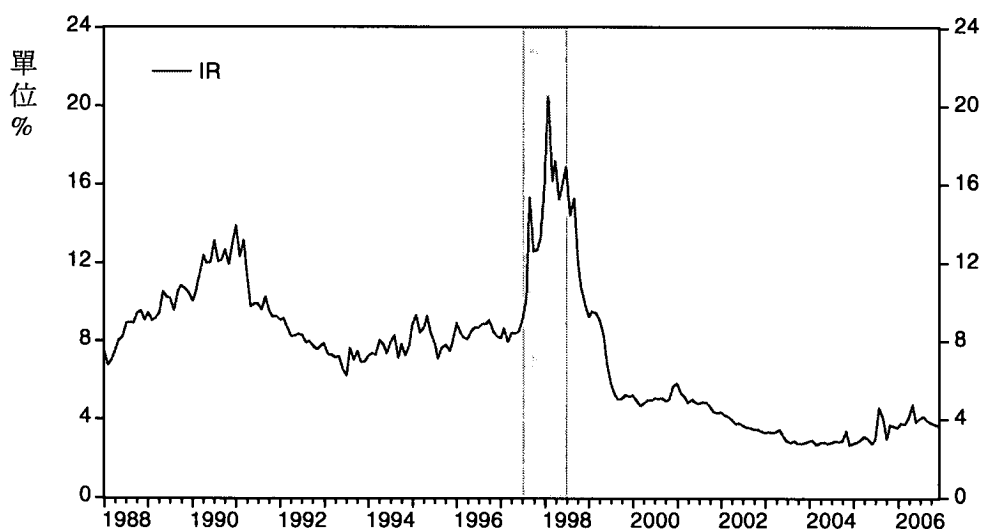


圖 1 灰色區塊代表 1997 年 7 月至 1998 年 7 月，我們可以觀察到，在東亞金融危機期間，外匯市場波動異常。此時，國外投資者在短期間內將資金匯出泰國、印尼、馬來西亞與韓國等國家，造成整體東亞外匯市場極大的貶值壓力。在金融危機過後，東亞外匯市場的平均波動程度顯著加大；另外，也出現明顯的序列相關現象。簡單來說，就是各國貨幣開始對美元升值時，會持續一段期間連續升值；然後，當美元較為強勢時，東亞貨幣的平均走勢又出現連續貶值的情形。值得注

意的是，圖 1 只是簡單的平均走勢，個別國家因制度或經濟因素差異極大，例如，香港的聯繫匯率制度就使港元對美元的波動幅度極小。香港的聯繫匯率制度自 1983 年 10 月 17 日開始，以釘住 1 美元兌 7.80 港元為準，但允許小幅度波動。詳細運作模式請參見香港金管局網站（www.hkma.gov.hk）。

接著，我們將焦點轉移到貨幣市場利率上。圖 2 的 IR 數列是東亞 10 國貨幣市場利率的加總平均，其中，並非所有國家的利率資料皆能回推到 1988 年，因此，在每一個資料點上，我們只選取有價格資料的國家計算 IR。詳細各國資料期間請參閱附錄一的變數定義說明。

圖 2、東亞 10 國貨幣市場平均利率



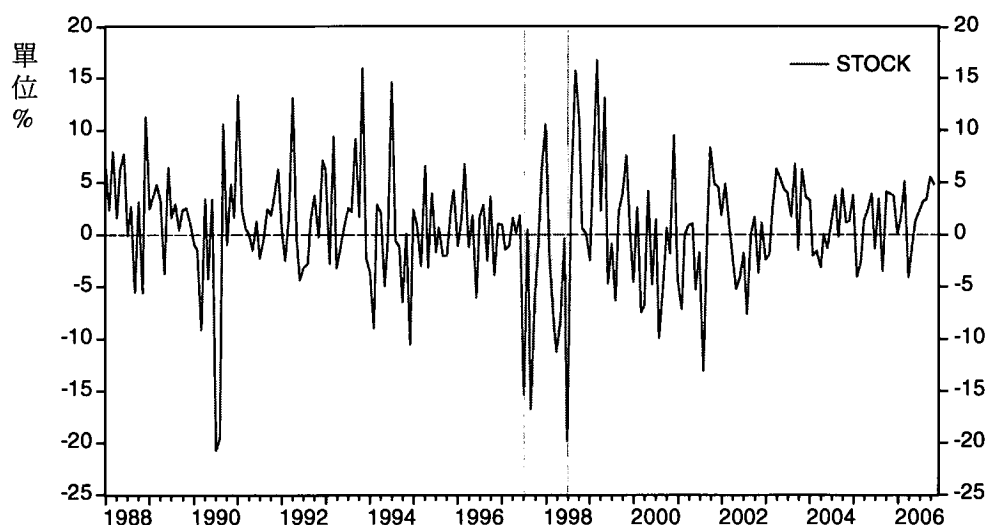
與外匯市場相同，在金融危機期間，東亞貨幣市場亦出現極大的利率波動。基本上，這段期間受危機影響較深的國家，其短期利率普遍大幅升高，這主要反應出 IMF 的援助政策中，要求被援助國提高短期利率，以抑止資金繼續流失；另一方面，貨幣貶值造成短期資本外流，亦使得貨幣市場利率上揚。另外，其他受危機影響較淺的國家，其貨幣政策亦普遍引導短期利率升高，以減少本國貨幣受危機傳染的貶值壓力。在金融危機過後，東亞各國的短期利率持續降低；另一方面，在美國經歷網路泡沫化及 911 恐怖攻擊後，FED 連續降息影響之下，東亞各國金融當局亦採取寬鬆性的貨幣政策，使短期利率進一步滑至歷史低點。然而，在 2004 年之後，平均短期利率開始出現上揚，不過上揚幅度不大，短期利率仍處於相對低的歷史水準。

在股票市場方面，圖 3 顯示東亞 10 國股票指數平均月報酬率歷史走勢。與外匯市場的計算方式相同，此轉換成報酬率的標準化方式易於作市場間的比較，

而圖 3 中 stock 數列表示標準化後 10 國市場加總平均值。值得注意的是，並非所有國家的股票市場指數皆能回推到 1988 年，因此，在每一個資料點上，我們只選取有股票指數資料的國家計算 stock，而詳細各國資料期間請參閱附錄一的變數定義說明。

在圖 3 中我們可清楚看出，東亞股市平均月報酬率經常呈現大幅度波動。這些大幅度波動不止出現在東亞金融危機期間，其他時候，例如 1990 年前後的股市波動幅度，亦不小於東亞金融危機期間的波動。基本上，東亞新興國家的股票市場規模較小，因此，一旦國外投資者因相同訊號而進入某國市場，這些國外資金就能在短期間推升該國的股票指數，反之，當訊號減弱或方向相反時，股票市場就容易出現大幅滑落。對於國外短期投資者而言，典型的訊號誘發型資金流入會在該國幣值出現升值壓力時發生。另外，就東亞新興國家的國內投資者而言，除股票市場外，其他的投資管道較少，因此，當景氣擴張時股票市場亦容易出現過度樂觀的現象。這些內外因素加起來，使得圖 3 中 stock 數列經常出現大幅度的波動。

圖 3、東亞 10 國股票指數平均月報酬率



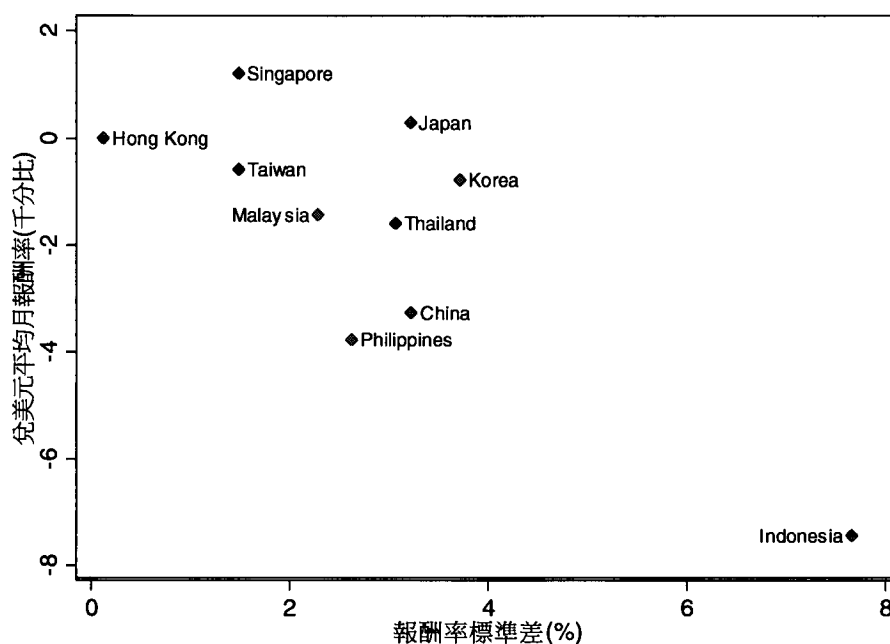
(二) 東亞 10 國金融市場差異分析

在觀察過東亞各國金融市場的平均走勢後，我們進一步從個別國家數據中來分析不同市場之差異性大小。首先，在外匯市場方面，如前述作法，我們將東亞各國兌美元之匯率資料轉換成月報酬率，並計算自 1988 年 1 月至 2006 年 12 月間各幣別月報酬率的平均值與標準差，其中，平均值甚小故在此以千分比表示。最後，我們統一以市場名稱來代表平均值與標準差之組合並繪於圖 4 中。

在圖 4 中，港元（圖 4 中的 Hong Kong 那一點）因聯繫匯率制度，其平均值與標準差皆接近於 0。我們以港元為比較基準，可以觀察到，除新加坡幣與日圓外，這段期間其餘國家兌美元的平均月報酬率皆是呈現貶值的態勢。另外，月報酬率的標準差亦有相當大的差異，例如新台幣與韓元的平均月報酬率相差不大，但是韓元的報酬率標準差幾乎為新台幣的兩倍多，這顯示韓元在這時期的波動遠較新台幣大。當然，這可簡單歸因於亞洲金融危機間韓元的大幅貶值所致。不過，同樣的邏輯卻無法類推到其他國家，例如，人民幣的報酬率標準差亦不低，但其在亞洲金融危機間並未出現大幅貶值。事實上，人民幣的波動是來自於政策面的干擾，例如在 1989 年底其匯率從 3.7221 兌 1 美元貶值到 4.7221 兌 1 美元，一個月內貶值達 26%。

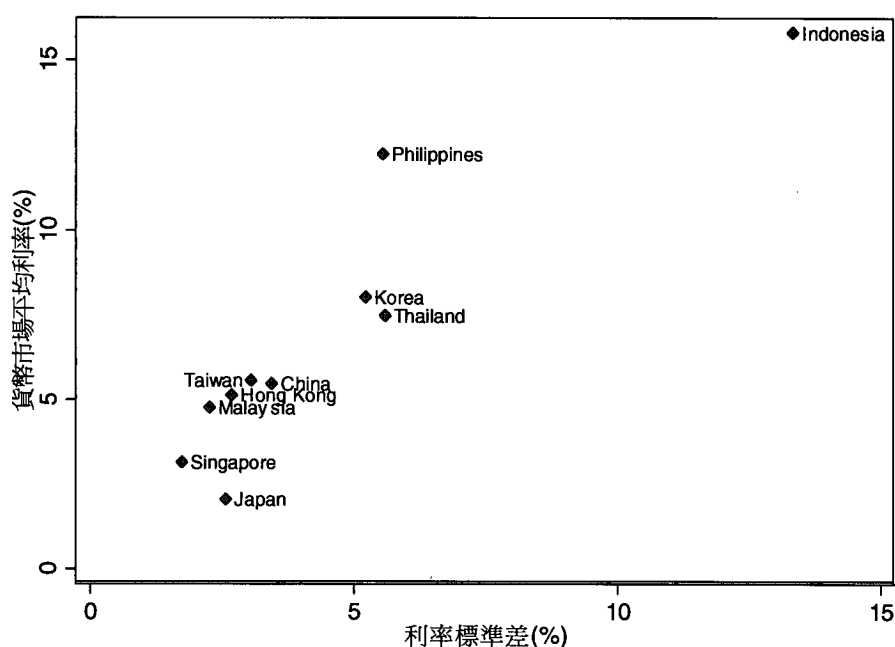
整體而言，從圖 4 中我們大致可歸納出，除港元外，新台幣與新加坡幣是此區相對穩定的兩個幣別；而印尼盾是最不穩定的貨幣，其波動程度為其他各國幣別的兩倍以上。

圖 4、東亞 10 國貨幣兌美元平均月報酬率與標準差



在利率方面，我們簡單計算自 1988 年 1 月至 2006 年 12 月間各國貨幣市場短期利率的平均值與標準差並繪於圖 5 中。我們可以清楚看出，日本是此區利率最低的國家；而新加坡的利率亦不高，且其代表利率波動的標準差最小。另一方面，與外匯市場相同，印尼平均短期利率的絕對值與標準差皆在此區最高。

圖 5、東亞 10 國貨幣市場平均利率與標準差

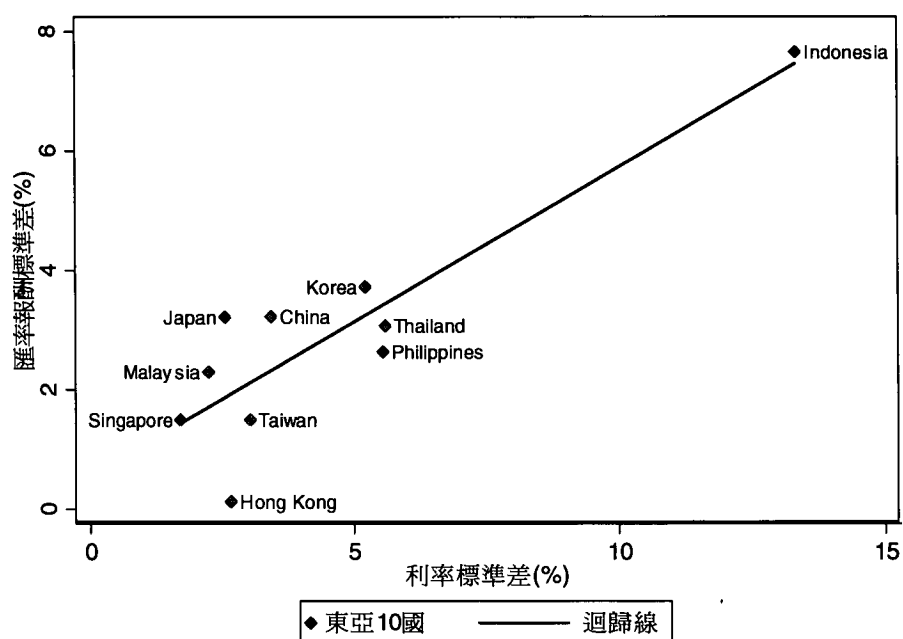


上述資料隱含的訊息是，利率波動程度越高的國家其匯率波動程度越大。我們將此猜測繪於圖 6 中，發現利率波動與匯率波動的確呈現高度正相關，其中，香港因聯繫匯率制度而成爲一離群值。值得注意的是，印尼的利率與匯率波動明顯高於其他國家。另外，韓國、泰國與菲律賓亦是波動相對較大的國家，而這四個國家都是金融危機期間受創較深的國家。Croew (2007)檢視東亞金融危機受創國當時與後續的總體經濟條件，指出私部門龐大的短期外債是重要關鍵，而這些短期外債大部分是以外國貨幣爲計價單位。根據 Croew (2007)的計算，在 1996 年各國短期外債占外匯準備的比率分別爲：印尼 175.1%、韓國 222.8%、泰國 126%、菲律賓 77.4%以及馬來西亞 40.8%（其值相對較小）；到了 2005 年，這些數字變爲：印尼 73.9%、韓國 31.3%、泰國 31.5%、菲律賓 39.5%以及馬來西亞 17.4%。因此，當外債於短期間大量匯出時，就造成這些國家的利率與匯率大幅波動。

另一方面，印尼除了龐大短期外債，國內銀行結構性問題亦使得其利率波動遠高於其他東亞國家。例如，Lukonga, Ribakova, and Seeling (2007)指出，印尼直到 2006 年底，其國內銀行存款超過 90%仍爲 1 個月期內的短期存款，因此銀行大多仍承做短期浮動利率放款，而這也反映出印尼企業的還款違約機率較東亞其他國家高。此外，在穩定存款者信心的安全機制上，印尼直至 2007 年 3 月才正式建立起國內的金融安全網（Financial safety net，簡稱 FSN），而其他東亞金融危機國家在當時已有一定程度的存款保護措施（請參見 Morales, 2007 的介紹與比較）。綜合上述內外部原因，加上較高的通貨膨脹率（如圖 7 所示），使得印尼

的利率與匯率波動明顯高於其他金融危機受創國。

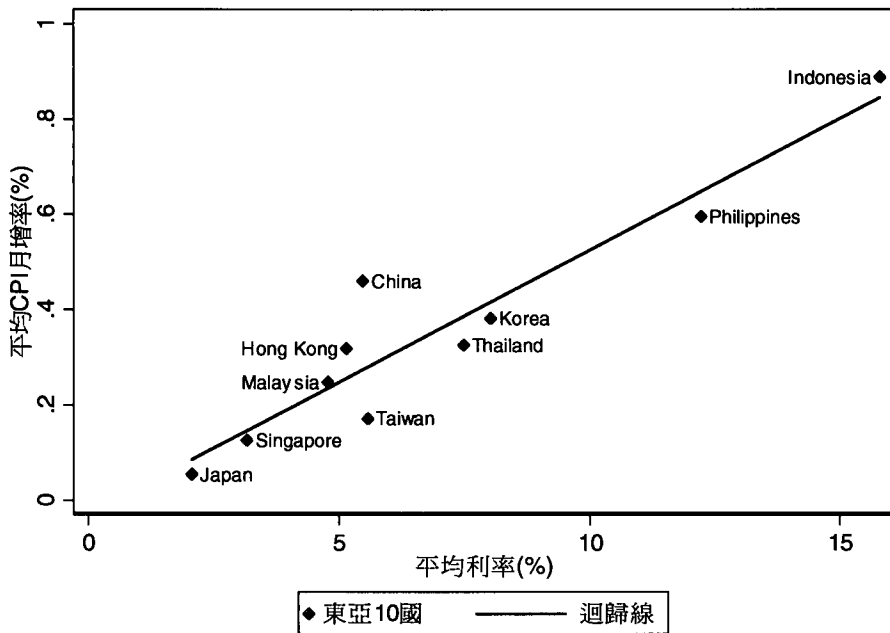
圖 6、東亞 10 國匯率報酬與貨幣市場平均利率標準差



在圖 7 中，我們繪出此區國家的利率均值與消費者物價指數（CPI）月增率均值，亦發現兩者具有高度的正相關。這正向關係與經濟理論中的費雪方程式（Fisher equation）相一致。因此，物價上漲率越高的國家，其平均利率就越高，再根據圖 6，我們可粗略地歸納出，在此區中物價上漲率越高越容易導致利率與匯率的波動。

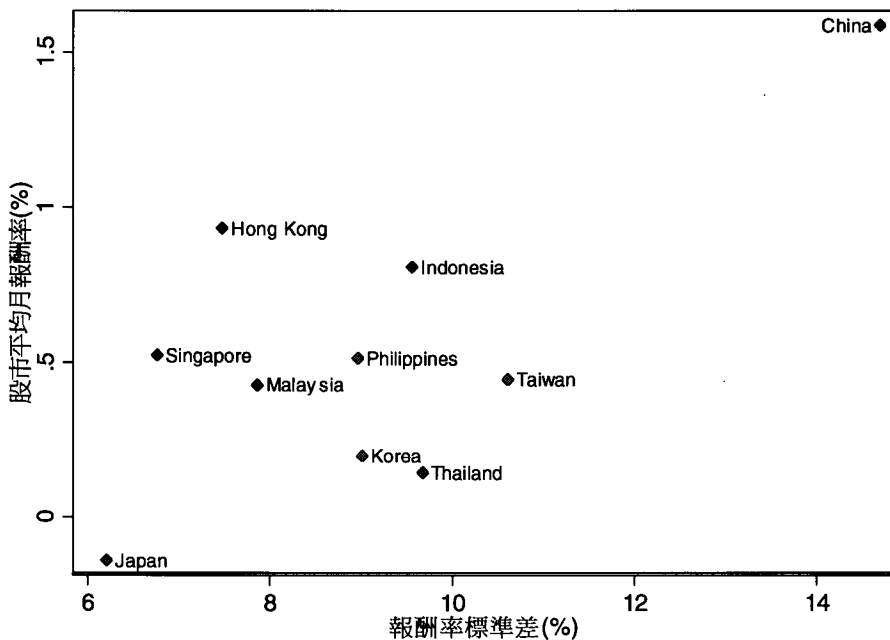
我們可再進一步探究，是何原因導致東亞 10 國間物價上漲率有如此顯著的差異。經驗與理論上各有許多觀點支持。其中，貨幣學派的解釋最廣為人知（請參見 Friedman, 1994 的彙整），依據此說，一個國家因各種原因（國防支出、政府補貼、財政赤字或國外資金大幅流入等），導致貨幣供給增加過多時，最後會引發通貨膨脹。此觀點通常可以解釋新興國家的高物價上漲率。然而，日本在 90 年代初期資產泡沫化後，出現長時間的經濟疲弱，經濟學家稱之為「失落的十年」。對於此期間的經濟現象，經濟學家亦有實質面的解釋觀點，例如 Hayashi and Prescott (2002) 的討論與彙整。從貨幣面來看，這段期間日本金融當局基本上是採用寬鬆性的貨幣政策，最後並直接於金融體系內注入大量資金。不過，由於金融機構授信狀況仍不活絡，整體而言貨幣供給成長率並無提高。根據世界銀行的統計資料（World Development Indicators），日本的 M2 貨幣年增率，從 1990 的 7% 降到 2000 年的 1%，而 2006 年則呈現負成長的 -1%。顯然地，日本此段時間的貨幣政策效果並不顯著而物價上漲率亦是維持於低檔（註 3）。

圖 7、東亞 10 國平均 CPI 月增率與貨幣市場平均利率



本節最後，我們將焦點轉移到個別國家的股票市場上。圖 8 顯示東亞 10 國的股票指數平均月報酬率與標準差。基本上，個別股票市場的波動與差異性極大，而這些差異並無法直接用匯率或利率等其他金融市場的波動來直接解釋。例如，新台幣是此區相對穩定的幣值，然而，台灣股市卻出現相對大的波動性。

圖 8、東亞 10 國股票指數平均月報酬率與標準差



綜合上述觀察，我們發現從縱斷面的角度來看，處理東亞 10 國的時間序列

時，必須考量金融危機期間的異常波動，特別是利率與匯率兩變數。從橫斷面來看，個別國家的差異，特別是物價上漲率的高低，也是需要加以注意的變數。因此，下列的計量分析就從理論的觀點出發，再將這些重要變數間的資料做嚴謹地實證分析。

三、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, Hördahl, 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 4）。

（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 $(1+i_t)$ 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 5)，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)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:

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

$R_{i,t}$ 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의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：

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

其中 ΔC_{it} 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_{it} 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

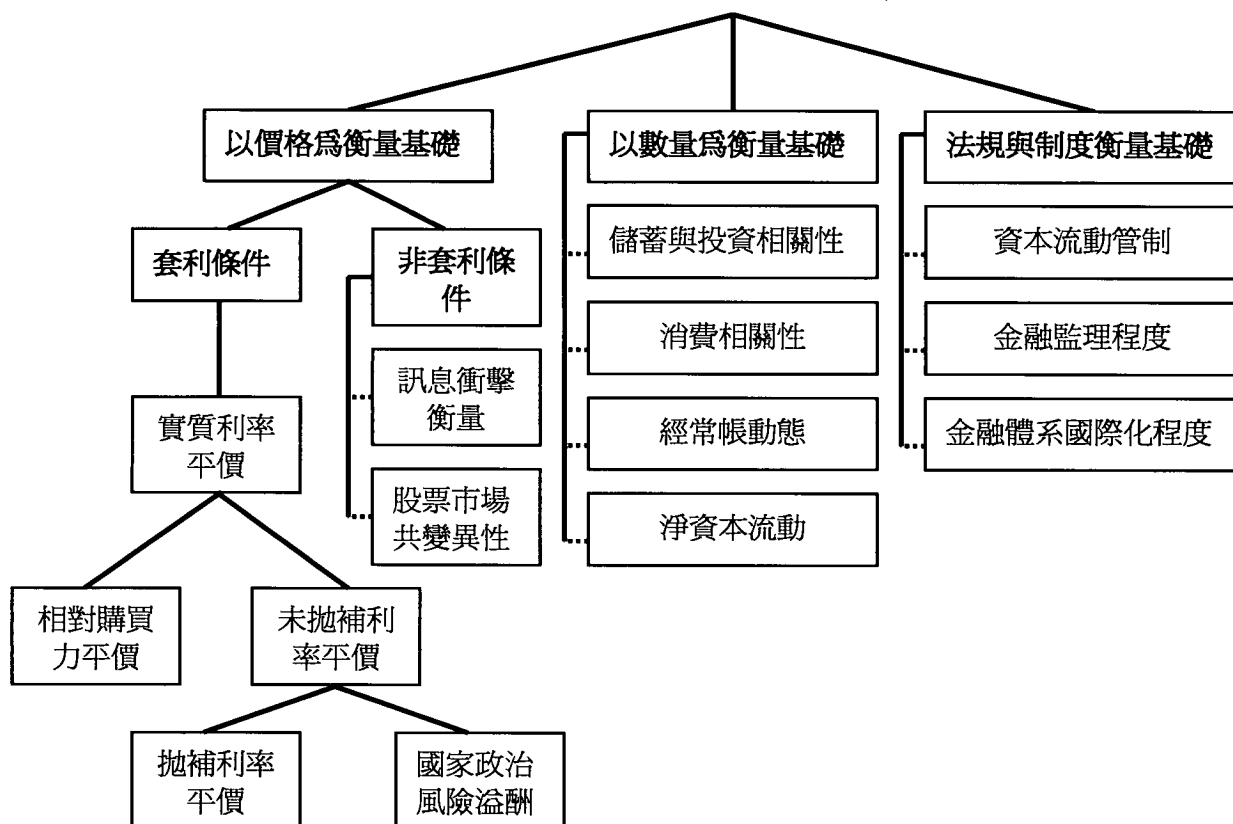
足以使實際的經常帳來吸收外生衝擊，使得消費無法平滑。利用經常帳的現值模型(present value models of current account)，可以得出一簡單的檢測，若經常帳有過大的波動(excess volatility)，則代表國際資本移動相當大。Taylor (2002)與Hoffmann (2004)皆用類似的架構，利用美國與英國的歷史年資料，來檢測國際資本移動性的大小。

另外與此相關的方法還有在一系列的文章中，Lane and Milesi-Feretti (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 6)，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如下：



(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7)，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，我們將建立一自我迴歸向量模型(Vector Autoregressive Model, VAR)，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。

四、亞洲金融整合文獻回顧

如前言所提及，對於亞洲金融整合情況描述的文獻，大多藉由檢視數據資料來分析。如Shin and Sohn (2006)探討貿易與金融整合的影響，將其分為三方面：(一)對於區域內景氣循環共同變動(comovement)的影響，(二)對於區域內風險分擔程度的影響，藉由比較其對於消費共同變動與產出共同變動之影響程度以及(三)對於區域內各國價格共同變動之影響。其結論為貿易整合增加產出之共同變動，但對消費共同變動程度的增加則較不明顯，隱含貿易整合並未改善區域內之風險分擔程度；價格之共同變動隨貿易整合程度之增加而有明顯的上升。金融整合則對區域內變數的共同變動沒有太大影響，除了對價格的共同變動有少許影響外，對於消費與產出的共同變動皆無影響。

而在亞洲開發銀行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。

其他以較嚴謹的計量方法來分析亞洲地區金融整合程度的文獻，依價格與數量衡量方法的分類，簡單摘要如下：

(一) 拋補的利率平價條件

作者	期間	國家	結果
Frankel(1991)	1982-1987	日、港、星、馬	零拋補利率差的虛無假設皆被拒絕，但日、港、星的平均拋補利率差皆非常小，而馬來西亞則很大且為負值。
Chinn and Frankel(1992)	1982-1992	日、港、星、馬	日、港、星的平均拋補利率差皆小，而馬來西亞則很大。估計 $i_t = \alpha + \beta(i_t^* + f_t - s_t) + \varepsilon_t$ ，發現港、星的 β 非常接近1，而馬來西亞的 β 則顯著異於1。
De Brouwer(1999)	1985-1994	港、日、韓、星、馬、菲、泰、印尼、台、澳洲	估計 $(f_t - s_t) = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$ ，發現除台灣外，其他各國的 α 皆異於0，即拒絕嚴格的CIP。但日、港、星的 β 則非常接近1，較接近CIP成立的假設；而泰國雖然 β 非常接近1，但有顯著的常數項 α 。

(二) 未拋補的利率平價條件

作者	期間	國家	結果
Montiel(1994)	1985-1990	菲、泰、印尼、馬、韓、星、阿根廷、巴西、以色列、墨西哥、土耳其、南非等49個開發中國家	菲律賓與泰國有顯著為正的未拋補利率差，印尼與馬來西亞有顯著為負的未拋補利率差，而新加坡與韓國的未拋補利率差則不顯著異於0。
De Brouwer (1999)	1985-1994	港、日、韓、星、馬、菲、泰、印尼、台、澳洲	估計 $(E_t(s_{t+1}) - s_t) = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$ ，資本帳較開放的國家反而拒絕平價條件的成立。日、港、星之未拋補利率差接近於0，而其他國家則顯著異於0。

Flood and Rose (2002)	1990s	港、印尼、日、韓、泰	估計式同上，大部分國家的 β 估計值的符號皆正確，且與 De Brouwer(1999)結果比較，顯示印尼與泰國在1990年代後半的開放程度有增加的趨勢。
Cavoli et al. (2004)	1995-2002	印尼、泰、馬、菲、星、韓、中、港	作者將樣本期間依金融危機發生之時點區分為1995年1月至1996年12月，1998年1月至1999年12月與2000年1月至2002年11月三個階段，各國在每個階段大都存在套利機會，且在第二個階段觀察到各個市場最被區隔(segmented)。而在第三個階段各國則顯示了較高度的市場整合，只有泰國在此時段有較大的絕對未拋補利率差。

(三) 實質利率平價條件

作者	期間	國家	結果
De Brouwer (1999)	1985-1994	港、日、韓、星、馬、菲、泰、印尼、台、澳洲	大部分國家的實質利率平價條件皆不成立，除了日本、馬來西亞與台灣之實質利率外，其他國家利率皆偏離美國之利率。
Baharumshah, Hawa and Fountas(2005)	1977-2001	港、印尼、日、韓、星、馬、菲、台、泰、印度、斯里蘭卡	作者將資料期間分成三段，分別是1977Q1-1984Q4、1985Q1-1997Q2及1985Q1-2001Q2。以日本為比較基準，結果顯示出，任一區間樣本中，用傳統ADF檢定都有一半以上國家無法支持實質利率平價條件。但若採用panel unit root test，則能支持1985Q1-1997Q2以及1985Q1-2001Q2期間的實質利率平價條件。

Singh and Banerjee(2006)	1991-2005	印尼、韓、馬、星、泰與其它非亞洲新興國家。	考慮各國利率下降之趨勢，採用 cross-sectional augmented Dickey Fuller (CADF) 檢定捕捉隨時間變化之截距項。結果顯示，長期而言，新興國家的實質利率有收斂趨勢，但實質利率平價條件仍不成立。
--------------------------	-----------	-----------------------	---

(四) 衡量股票市場的共變異性

作者	期間	國家	結果
Hashmi and Liu (2001)	1994-2000	印尼、星、馬、菲、泰	將樣本期間以1997年8月分為前後兩段，各國股票市場的相關性在金融危機後提高，且美國市場的波動對於東南亞市場有顯著的影響。而新加坡的股市表現對於區域內其他國家資本市場報酬的影響比美國還要來得高。
Moon (2001)	1995-2000	日、韓、港、印尼、星、馬、菲、台、泰	將樣本期間依金融危機發生之時點區分為三段，結果證實美國市場對於東亞各國的影響，在金融危機後顯著提高。
Mercereaul(2006)	1988-2003	澳、紐、日、韓、港、印尼、印度、星、馬、菲、台、泰、中	基於Lewis(2000)的模型設定，導出股票市場跨國投資分散的福利效果。實證結果顯示，若澳洲與其他亞太區域國家的金融整合程度進一步提高，將能由股票市場帶來十分顯著的福利提升效果。

(五) 投資與儲蓄的相關性

作者	期間	國家	結果
Montiel(1994)	1970-1990	韓、星、馬、菲、泰、印尼、印度、以色列、墨西哥、尼泊爾、土耳其、沙烏地阿拉伯等60個開發中國家	資本移動性由低至高的順序為菲律賓、泰國、印尼、韓國、馬來西亞、新加坡，其中新加坡很接近完全資本移動。
Le (2000)	1976-1996	中、港、印尼、韓、星、馬、菲、泰	對15個亞太國家估計方程式： $(i/y)_i = \alpha + \beta(s/y)_i + \varepsilon$ 。估計結果之平均 β 值為0.73，顯示資本移動性不高。
Isaksson(2001)	1975-1995	中、港、印尼、韓、星、馬、菲、泰	各國投資與儲蓄相關性高，故資本移動性低。

(六) 消費的相關性

作者	期間	國家	結果
Montiel(1994)	1970-1990	韓、星、馬、菲、泰、印度、以色列、墨西哥、尼泊爾、土耳其、沙烏地阿拉伯等60個開發中國家	研究60個開發中國家的資本移動度，實證方法以最適跨期消費之Euler方程式檢定，結果顯示開發中國家的資本移動性高。
De Brouwer(1999)	1963-1992	港、日、韓、星、馬、菲、泰、印尼、台灣、澳洲	將樣本期間分為1963-72, 1973-82與1983-92等三個區段，發現各國消費間與所得間的相關性低，但香港、新加坡與日本等國之消費相關性自1960年代起逐漸上升，顯示資本移動性提高。

Kim et al. (2004)	1970-2000	中、港、印尼、 日、韓、星、馬、 菲、台、泰	將每一個國家的消費變動對東亞 其他國家的消費變動做簡單迴 歸，發現除新加坡與台灣之外， 兩者相關性皆低。
Shin and Sohn (2006)	1971-2003	中、港、印尼、 日、韓、星、馬、 菲、泰	將亞洲金融危機期間排除後，實 證結果顯示，東亞各國貿易整合 程度的提高會增加各國產出間的 相關性，但並未增加各國消費間 的共變異程度。

五、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 3 個月期之銀行間利率(three-month interbank interest rates)與匯率，資料的來源、定義以及樣本期間的長度，請參見附錄一的說明。依照 Cheung, Chinn and Fuji (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 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_τ檢定包括線性時間趨勢以及截距項，而 ADF-GLS_μ檢定則只包括截距項。

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，其走勢圖如圖 9-1 至圖 9-5 所示。

圖 9-1、未拋補利率差

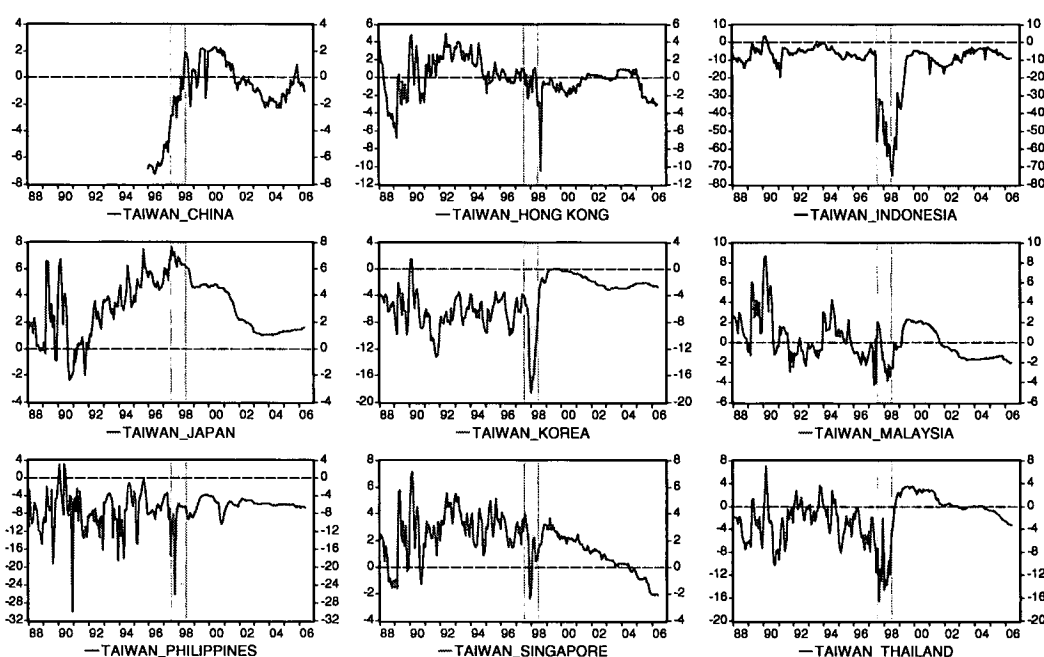


圖 9-2、未拋補利率差

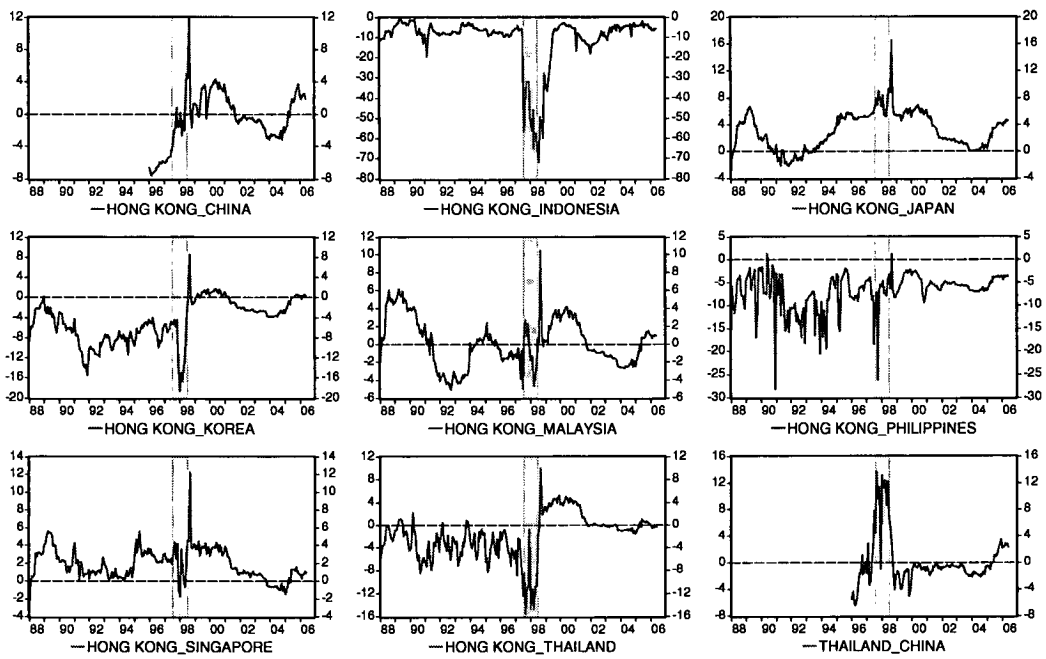


圖 9-3、未拋補利率差

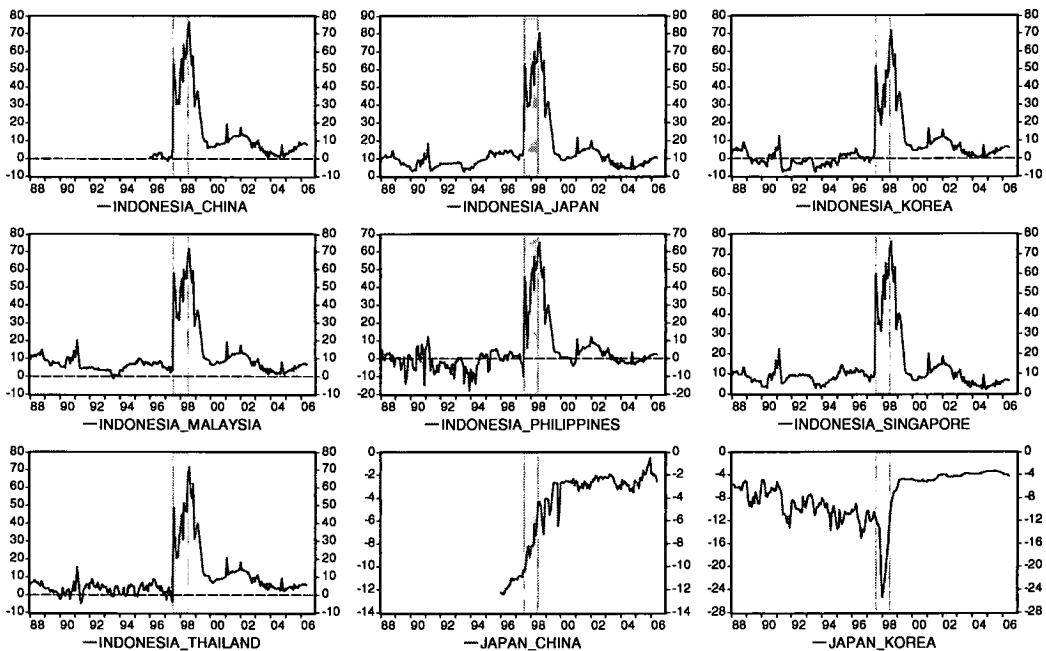


圖 9-4、未拋補利率差

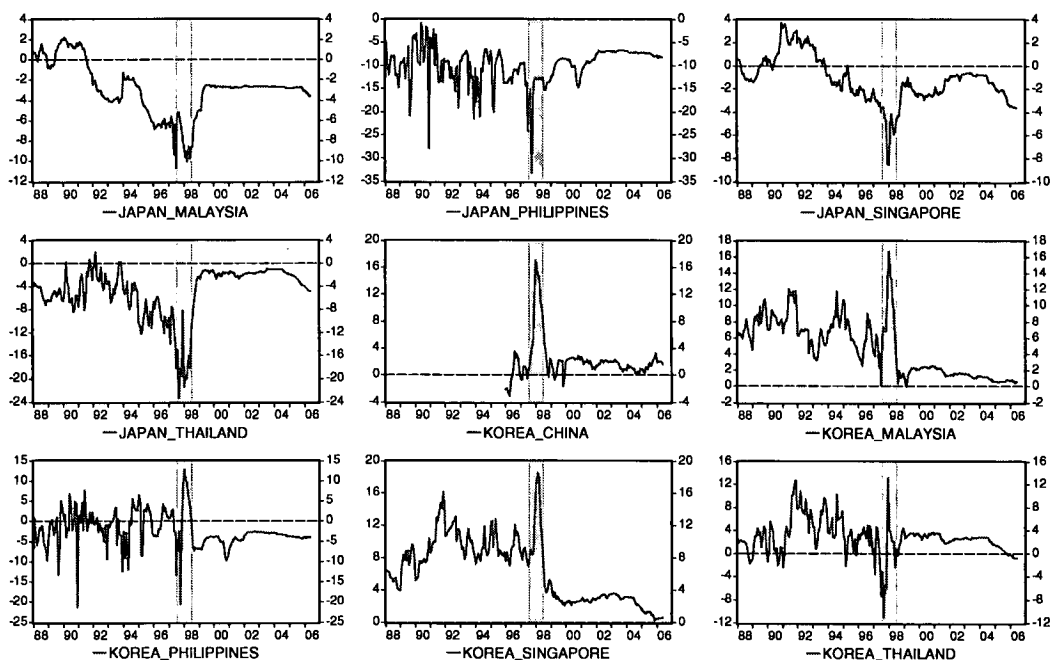
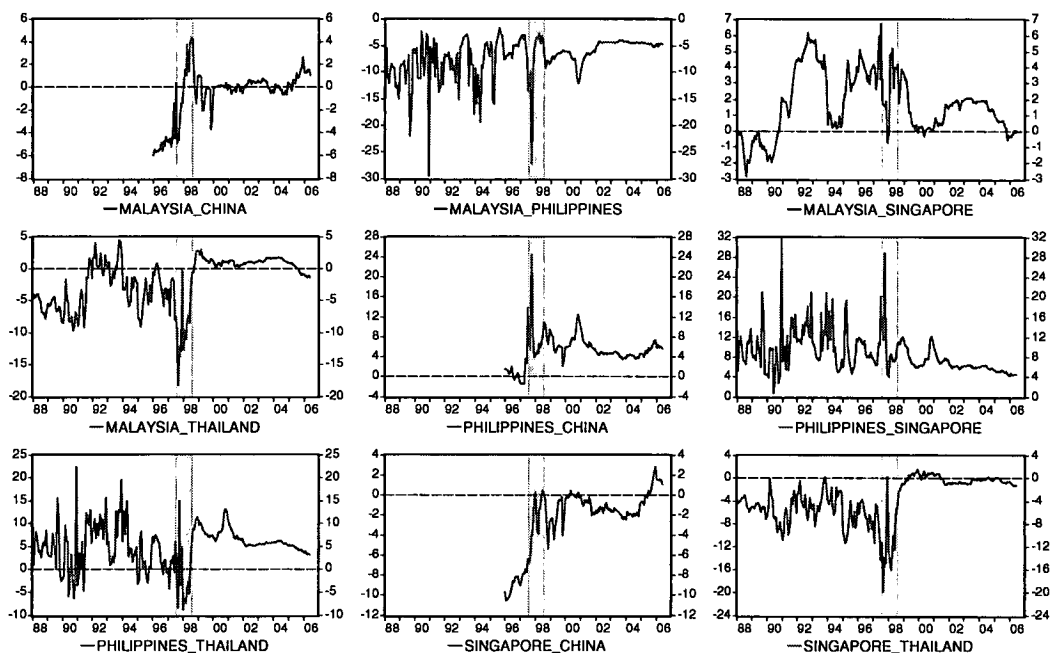


圖 9-5、未拋補利率差



其中灰色區塊為 1997.7~1998.7。

而單根檢定之結果則如表 1 與表 2 所示：

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_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	-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。

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、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。但是由圖 9-1 至圖 9-5 我們可以看出這些時間序列有明顯的結構性改變，可能造成單根檢定無法正確的檢測出這些時間序列的恆定性。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 8)。其結果如表 3 所示：

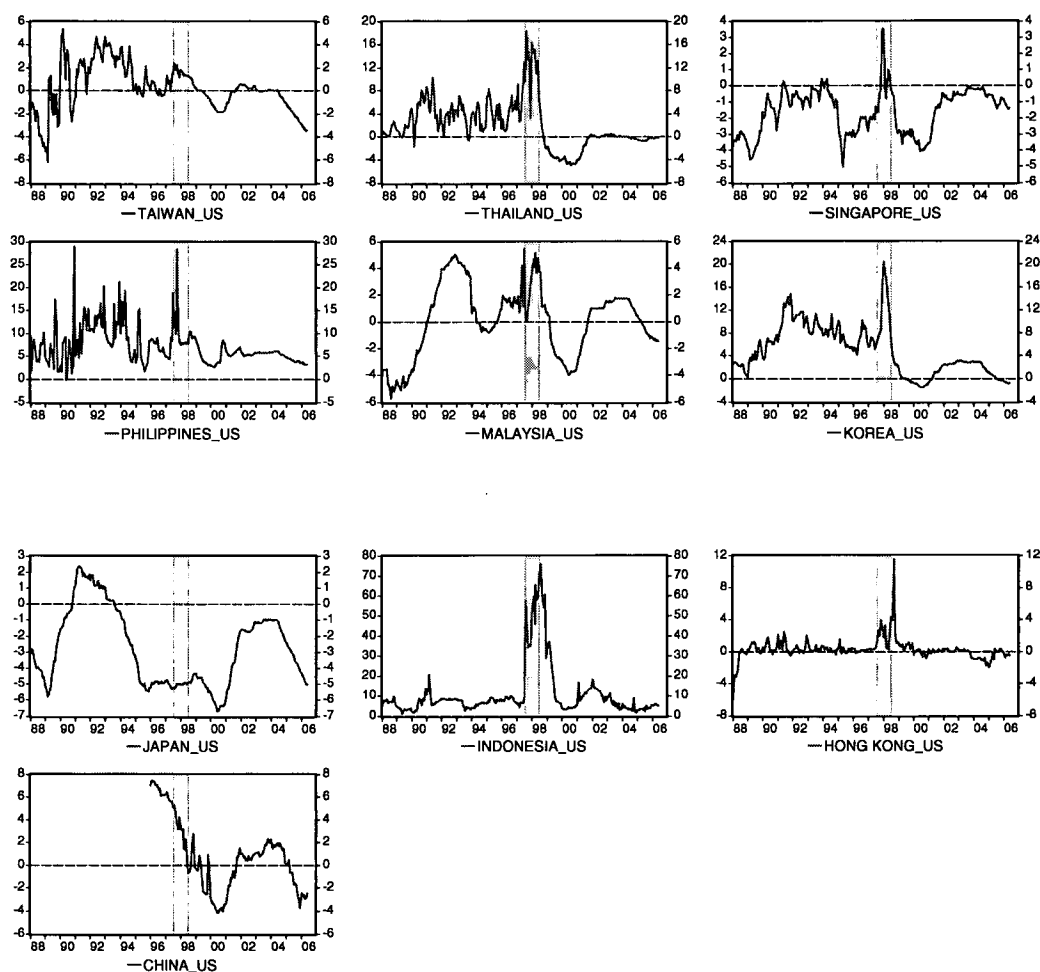
表 3、未拋補利率差 ZA 單根檢定

	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 ** 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。

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。故我們將東亞各國與美國的未拋補利率差之走勢圖繪出，並對此 10 組時間序列進行單根檢定，結果如下：

圖 9-6、未拋補利率差



灰色區塊為 1997.7~1998.7。

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。

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下表 6，只有 1 組中國對美國的未拋補利率平價差在長期無法成立。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。我們將在本節的第 4 小節中，將美國的影響去除後，嘗試討論東亞各國金融市場間的相關性。

表 6、未拋補利率差 ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$ (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 ** 表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

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（註 9），而落後期數的選擇是依據上述 ADF-GLS _{μ} 檢定的結果。這種形式的迴歸估計在 Cheung, Chinn, and Fuji (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)式中的 α_k 顯著異於 0，則未拋補利率平價條件並非即時 (instantaneous)成立。迴歸估計結果列於表 7 中。

表 7-1、未拋補利率差迴歸估計

	TW/HK	TW/IN	TW/JP	TW/KO	TW/MA	TW/PH	TW/SI
AR(1)	0.6599***		0.9683***	-0.4257**		0.3202***	0.9028***
AR(2)	0.1341**		-0.2497***			0.0979	-0.0928
AR(3)			0.1082				
AR(4)			0.0286				
AR(5)			0.0475				
AR(6)			0.0914				
AR(7)			-0.3341***				
AR(8)			0.2825***				
\bar{R}^2	0.5859		0.8352	0.8195		0.1268	0.6717

***、**與*分別代表在1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 7-2、未拋補利率差迴歸估計

	TW/TH	TW/CN	TW/US	HK/IN	HK/JP	HK/KO	HK/MA
AR(1)	0.6718***			0.7670***	0.9162***		0.8797***
AR(2)	0.1867*			0.1612**			
\bar{R}^2	0.6900			0.8380	0.8544		0.7745

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 7-3、未拋補利率差迴歸估計

	HK/PH	HK/SI	HK/TH	HK/CN	HK/US	IN/JP	IN/KO
AR(1)	0.3385***	0.5757***	0.8334***	0.8769***	0.4721***		
AR(2)	0.1941***	0.0650***			0.2237***		
AR(3)					0.0474		
AR(4)					-0.1673**		
AR(5)					0.0639		
AR(6)					0.0680		
\bar{R}^2	0.1993	0.6112	0.6961	0.7848	0.3879		

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 7-4、未拋補利率差迴歸估計

	IN/MA	IN/PH	IN/SI	IN/TH	IN/CN	IN/US	JP/KO
AR(1)	0.9128***	0.6727***	0.9194***	0.8964***			0.9583***
AR(2)		0.2218***					
\bar{R}^2	0.8321	0.7574	0.8442	0.8026			0.9157

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 7-5、未拋補利率差迴歸估計

	JP/MA	JP/PH	JP/SI	JP/TH	JP/CN	JP/US	KO/MA
AR(1)	0.9592***	0.3742***	1.0602***	0.8871***			
AR(2)		0.1753***	-0.1012				
\bar{R}^2	0.9282	0.2240	0.9241	0.7865			

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 7-6、未拋補利率差迴歸估計

	KO/PH	KO/SI	KO/TH	KO/CN	KO/US	MA/PH	MA/SI
AR(1)	0.4529***	0.9658***	0.6361***	0.9116***	0.9685***	0.3726***	0.9190***
AR(2)	0.0795		0.2018**			0.1371**	
AR(3)			-0.2779***				
AR(4)			0.2549***				
AR(5)			0.0856				
AR(6)			-0.1634**				
\bar{R}^2	0.2400	0.9232	0.5269	0.8424	0.9317	0.1937	0.8445

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 7-7、未拋補利率差迴歸估計

	MA/TH	MA/CN	MA/US	PH/SI	PH/TH	PH/CN	PH/US
AR(1)	0.8506***	0.8417***	0.6744***	0.3926***	0.3532***	0.4806***	0.3920***
AR(2)			0.4727***	0.1366**	0.2416***	0.2210**	0.1940***
AR(3)			-0.1772***				
\bar{R}^2	0.7231	0.7399	0.9413	0.2130	0.2559	0.4099	0.2579

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 7-8、未拋補利率差迴歸估計

	SI/TH	SI/CN	SI/US	TH/CN	TH/US	CN/US
AR(1)	0.6509***		1.0575***	0.7956***	0.8767**	
AR(2)	0.2620***		-0.1455**			
AR(3)	-0.0356					
\bar{R}^2	0.7329		0.8588	0.6395	0.7674	

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

我們發現在表 7 中各組之 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)。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。

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，我們由圖 9-1 至 9-5 也可以很明顯的觀察到它的影響。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。且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。單根檢定的結果如下：

表 8、未拋補利率差，ADF-GLS_u檢定，期間為 1988 年 1 月至 1997 年 6 月

	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	-1.6211*[2]	—							
印尼	-3.3788***[0]	-2.3684**[0]	—						
日本	-2.7067***[0]	-0.2802 [0]	-2.8837***[0]	—					
韓國	-3.5193***[0]	-2.0723**[0]	-2.7705***[0]	-1.8691*[0]	—				
馬來西亞	-3.3115***[0]	-1.1964 [1]	-2.6906***[0]	0.5520 [1]	-3.3153***[0]	—			
菲律賓	-6.6306***[0]	-2.2288 [2]	-5.9935***[0]	-7.5699***[0]	-2.9408***[2]	-2.8541***[2]	—		
新加坡	-4.4971***[0]	-0.6364 [2]	-3.6225***[0]	-0.7470 [0]	-2.3112**[0]	-1.1528 [0]	-7.1434***[0]	—	
泰國	-4.1971***[0]	-3.6698***[0]	-4.6597***[0]	-2.6442***[0]	-3.6522***[0]	-3.3509***[0]	-5.9048***[0]	-4.1312***[0]	—
中國	-4.4362***[7]	-0.3298 [0]	-2.0919**[0]	-0.7356 [0]	-1.5160 [0]	-2.8818***[0]	-2.0529**[0]	-0.7809 [0]	-1.7006 [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 9、未拋補利率差，ADF-GLS_p檢定，期間為 1988 年 1 月至 1997 年 6 月

	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	-2.9569*[0]	—							
印尼	-3.4710**[0]	-3.0892**[0]	—						
日本	-4.0850***[0]	-1.3921 [0]	-3.0740**[0]	—					
韓國	-4.6495***[1]	-2.1743 [0]	-3.1774**[0]	-4.3917***[0]	—				
馬來西亞	-4.2127***[0]	-1.2970 [1]	-3.4023**[0]	-1.7137 [1]	-3.5263**[0]	—			
菲律賓	-7.5600***[0]	-6.2560***[0]	-6.2534***[0]	-8.0092***[0]	-7.6482***[0]	-8.4396***[0]	—		
新加坡	-5.3244***[1]	-2.0744 [0]	-3.6378***[0]	-1.4742 [0]	-2.9492*[0]	-1.9383 [0]	-7.7721***[0]	—	
泰國	-4.2529***[0]	-4.3014***[0]	-5.1037***[0]	-3.8025***[0]	-3.7119***[0]	-3.4346**[0]	-6.7404***[0]	-4.6646***[0]	—
中國	-3.9252***[7]	-2.5007 [7]	-2.3537 [0]	-1.8371 [0]	-1.4051 [0]	-4.1313***[1]	-2.0592 [0]	-2.2231 [0]	-3.3040**[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 10、未拋補利率差，ADF-GLS_p檢定，期間為 1998 年 7 月至 2006 年 6 月

	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	-1.8980*[1]	—							
印尼	-0.1836 [1]	-0.1779 [1]	—						
日本	0.0475 [1]	-1.4602 [0]	-0.1226 [1]	—					
韓國	-0.8958 [1]	-3.0697***[0]	-0.2434 [1]	0.6189 [1]	—				
馬來西亞	-0.9198 [2]	-3.4268***[0]	-0.1264 [1]	-0.2639 [0]	-0.3189 [1]	—			
菲律賓	-3.9059***[1]	-3.3761***[0]	-0.1373 [1]	-1.0504 [2]	-1.5869 [2]	-2.1938**[2]	—		
新加坡	0.4540 [0]	-1.3056 [1]	-0.0929 [1]	-0.7895 [0]	0.1728 [0]	-0.5777 [0]	-2.3740**[1]	—	
泰國	-0.6428 [0]	-2.3984**[0]	-0.1101 [1]	-0.4519 [0]	-0.8908 [0]	-0.9065 [0]	-1.6401*[1]	-0.4743 [0]	—
中國	-1.8372*[0]	-2.1687**[0]	-0.1218 [1]	-2.6484***[0]	-0.9145 [0]	-0.9215 [7]	-1.9116*[0]	-2.4069**[0]	-0.9453 [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、未拋補利率差，ADF-GLS_p檢定，期間為 1998 年 7 月至 2006 年 6 月

	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	-2.4251 [1]	—							
印尼	-1.1682 [0]	-1.3649 [0]	—						
日本	-1.1710 [1]	-2.8187*[0]	-1.1283 [0]	—					
韓國	-1.1727 [1]	-3.3494**[0]	-1.1525 [1]	-0.4825 [1]	—				
馬來西亞	-0.7664 [2]	-3.8941***[0]	-1.0409 [1]	-0.2427 [2]	-3.1231**[1]	—			
菲律賓	-4.0339***[1]	-4.0420***[0]	-1.2109 [0]	-3.1180**[1]	-3.1310**[1]	-2.5244 [1]	—		
新加坡	-1.6612 [0]	-5.4949***[0]	-1.2219 [0]	-0.6251 [0]	-1.5611 [0]	-1.6676 [0]	-3.5930**[1]	—	
泰國	-0.7126 [0]	-3.0413*[0]	-1.1584 [1]	-0.4378 [0]	-1.1811 [0]	-1.0503 [0]	-1.9394 [1]	-0.9959 [0]	—
中國	-3.3914**[0]	-3.3618**[0]	-0.9856 [1]	-4.5647***[0]	-2.0120 [0]	-1.5846 [7]	-2.8410*[0]	-2.7827*[0]	-1.3861 [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。

由表 8 至 11 的結果我們發現若將樣本期間分段，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（雖然金融危機發生之前的期間，平價條件成立的組數相對上較多），顯示若樣本期間不夠長，平價條件並不容易成立（註 10）。此項推論似乎也呼應了前面所做的迴歸估計結果(第 12 式)：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 test)，對實質利率差進行恆定性的測試 (Ferreira and León-Ledesma, 2007 亦以單根檢定來檢驗實質利率平價條件)。東亞 10 國兩兩配對共 45 組實質利率差的走勢如圖 10-1 至圖 10-5 所示。

圖 10-1、實質利率差

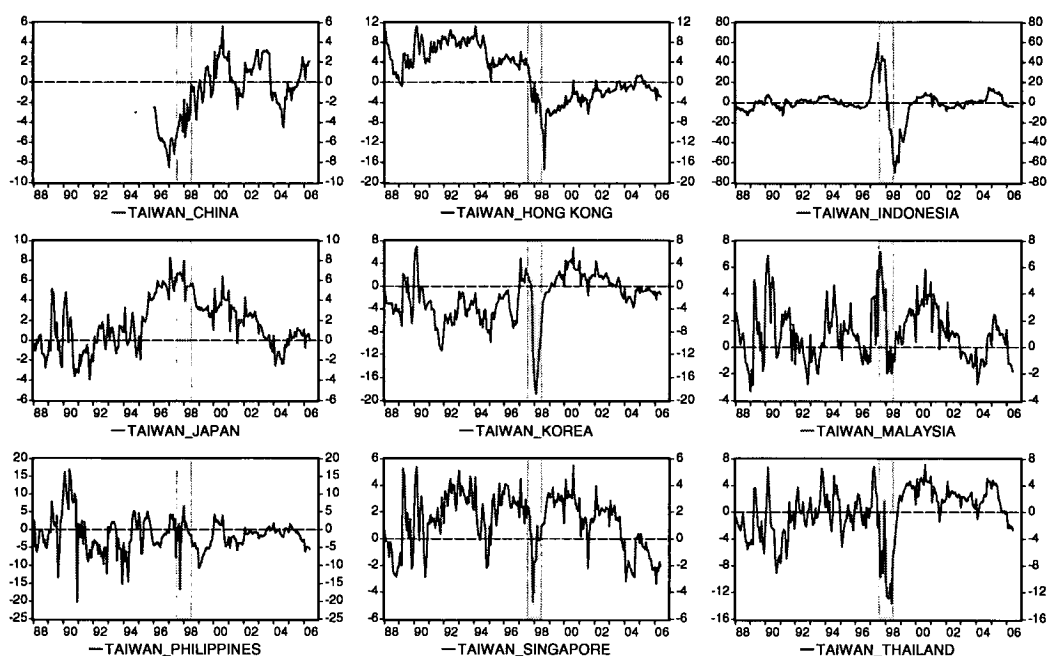


圖 10-2 、實質利率差

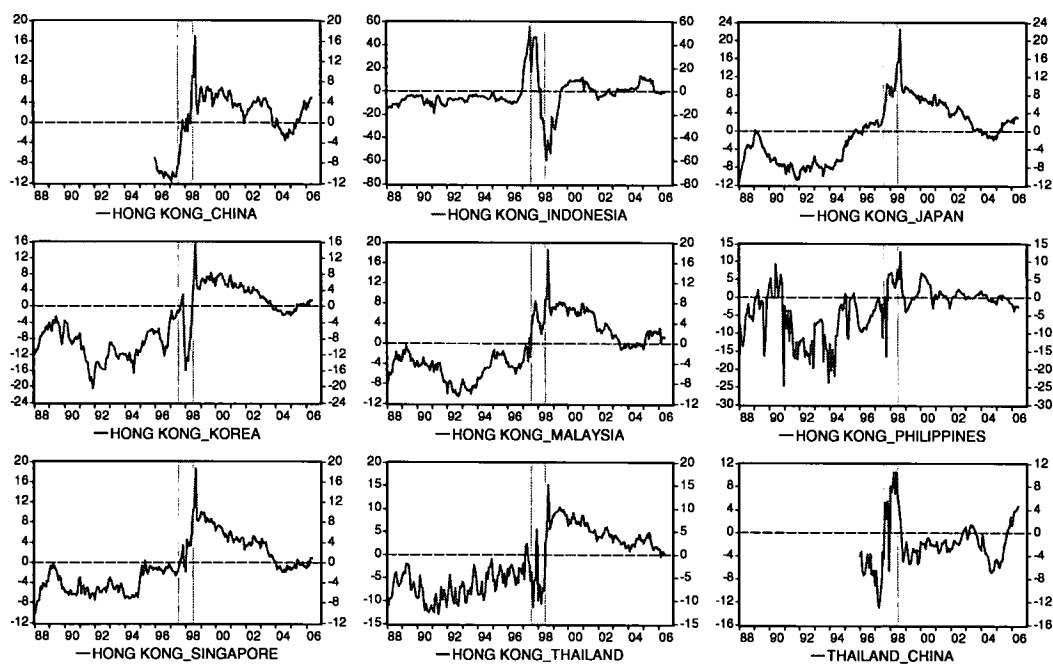


圖 10-3 、實質利率差

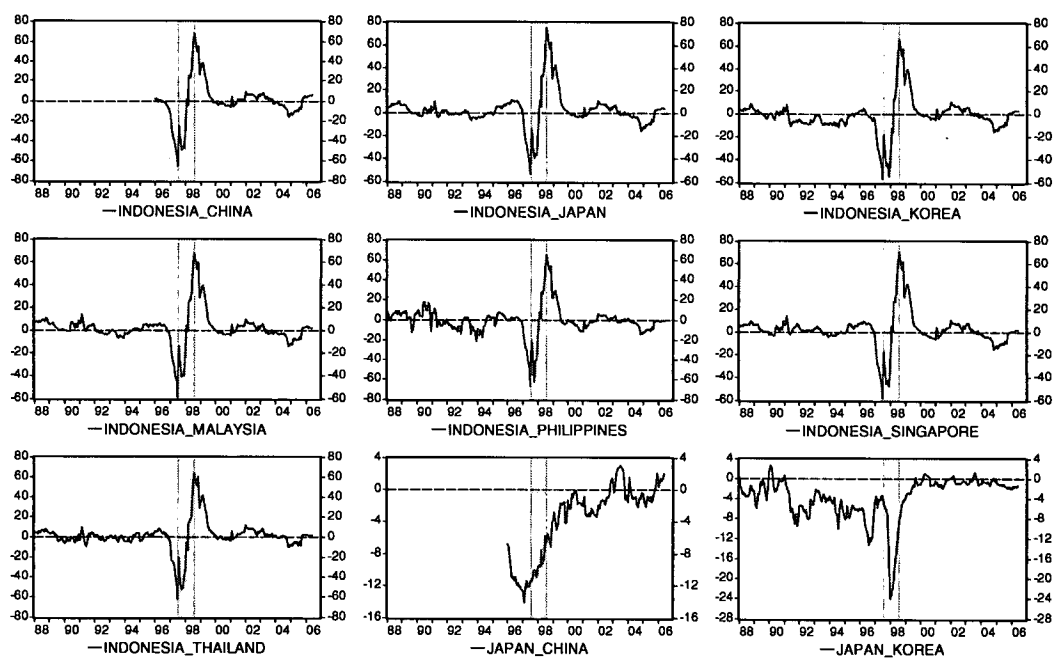


圖 10-4、實質利率差

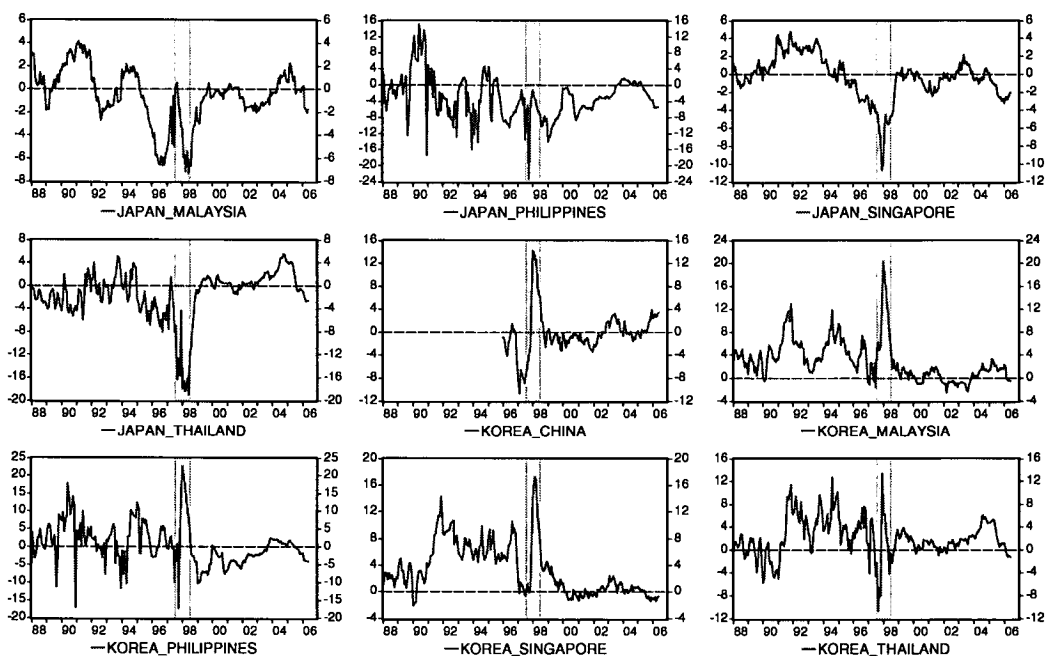
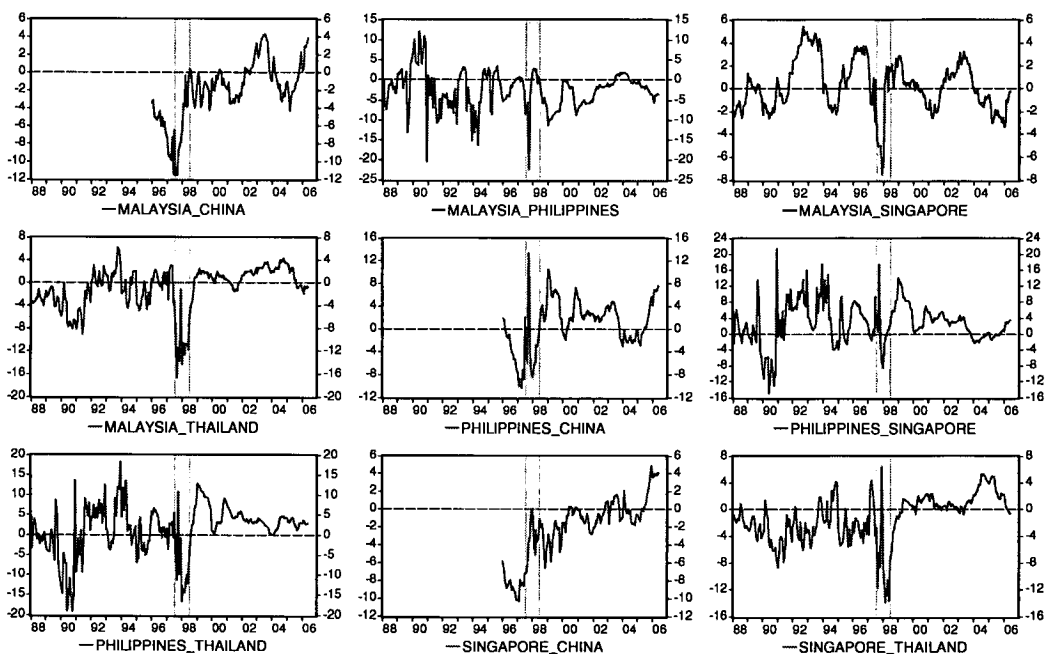


圖 10-5、實質利率差



其中灰色區塊為 1997.7~1998.7。

而單根檢定之結果則如表 12 與表 13 所示:

表 12、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 13、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	-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。

如同前一節的情形，我們觀察表 12 與表 13 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。同樣的由圖 10-1 至圖 10-5 我們亦可以看出這些時間序列有明顯的結構性改變，可能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。故我們也針對這 11 組實質利率差，在容許其存在一結構性改變的前提下進行單根檢定，其結果如表 14 所示：

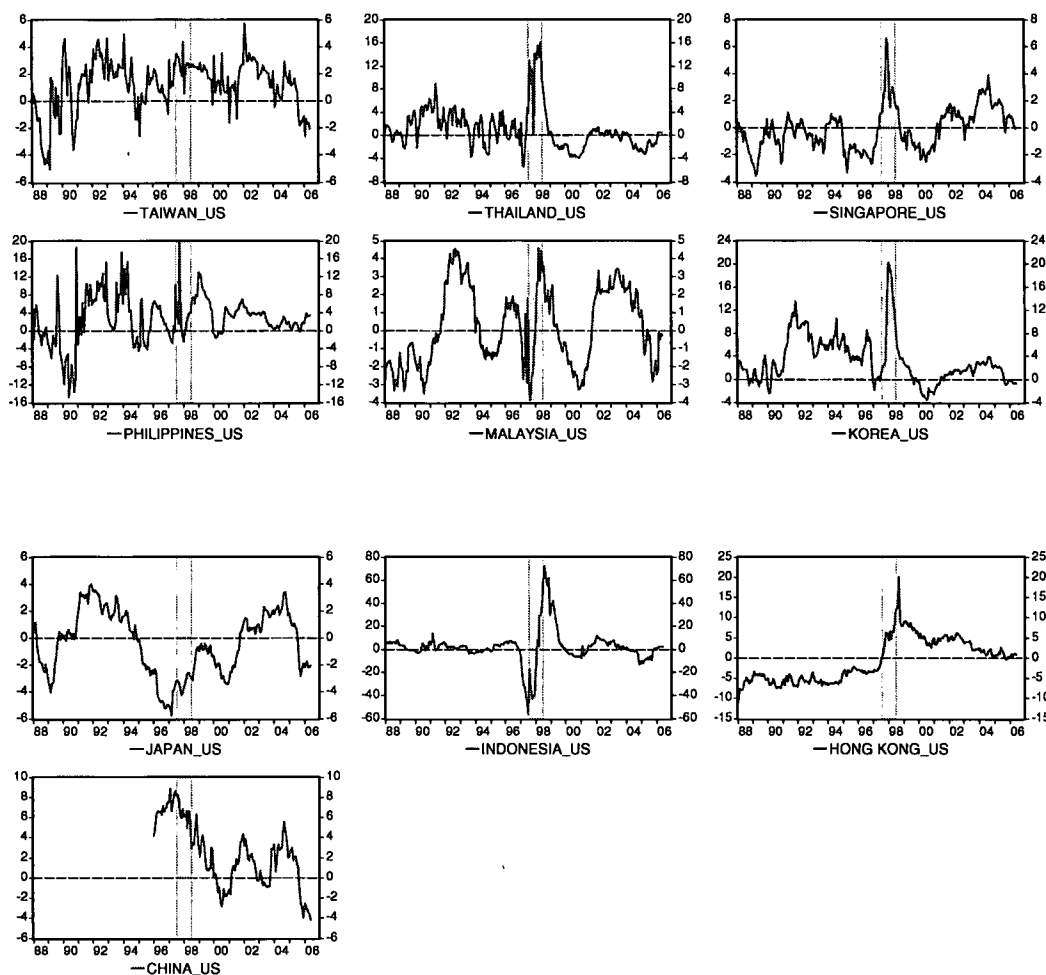
表 14、實質利率差 ZA 單根檢定

	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**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。

由表 14 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檢測，其走勢圖如下：

圖 10-6、實質利率差



灰色區塊為 1997.7~1998.7。

單根檢定結果如下:

表 15、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 16、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
-3.9671***[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。

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 17 所示，其中 2 組馬來西亞對美國與中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。

表 17、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 ** 表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

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)式作迴歸估計的結果呈現在表 18:

表 18-1、實質利率差迴歸估計結果

	TW/HK	TW/IN	TW/JP	TW/KO	TW/MA	TW/PH	TW/SI
AR(1)	0.9337***	0.9107***	0.8554***		0.6737***	0.5735***	
AR(2)		0.1197					
AR(3)		-0.1211*					
\bar{R}^2	0.8803	0.8437	0.7316		0.4484	0.3256	

*** 、 ** 與 * 分別代表 1%、 5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 18-2、實質利率差迴歸估計結果

	TW/TH	TW/CN	TW/US	HK/IN	HK/JP	HK/KO	HK/MA
AR(1)		0.9109***	0.7559***		0.9704***		0.9547***
AR(2)							
\bar{R}^2		0.8236	0.5631		0.9542		0.9187

*** 、 ** 與 * 分別代表 1%、 5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 18-3、實質利率差迴歸估計結果

	HK/PH	HK/SI	HK/TH	HK/CN	HK/US	IN/JP	IN/KO
AR(1)	0.5337***	0.9527***	0.6956***		0.9622***	0.9322***	0.9211***
AR(2)	0.2927***		0.2833***			0.1095	0.1100
AR(3)			-0.2850***			-0.1290*	-0.1211*
AR(4)			0.1950**				
AR(5)			0.1118				
AR(6)			-0.0463				
\bar{R}^2	0.6078	0.9230	0.8728		0.9417	0.8533	0.8463

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 18-4、實質利率差迴歸估計結果

	IN/MA	IN/PH	IN/SI	IN/TH	IN/CN	IN/US	JP/KO
AR(1)			0.9337***			0.9295***	0.9390***
AR(2)			0.0937			0.1062	
AR(3)			-0.1160*			-0.1225*	
\bar{R}^2			0.8498			0.8528	0.8831

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 18-5、實質利率差迴歸估計結果

	JP/MA	JP/PH	JP/SI	JP/TH	JP/CN	JP/US	KO/MA
AR(1)	0.6043***	0.4954***		0.8735***		0.9780***	
AR(2)	0.3394***	0.2468***					
\bar{R}^2	0.8683	0.4637		0.7621		0.9546	

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 18-6、實質利率差迴歸估計結果

	KO/PH	KO/SI	KO/TH	KO/CN	KO/US	MA/PH	MA/SI
AR(1)	0.6861***	0.9360***	0.6626***	0.9003***	0.9385***	0.4804***	
AR(2)			0.1906**			0.1872***	
AR(3)			-0.1293*				
\bar{R}^2	0.4686	0.8727	0.5322	0.8031	0.8785	0.3663	

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 18-7、實質利率差迴歸估計結果

	MA/TH	MA/CN	MA/US	PH/SI	PH/TH	PH/CN	PH/US
AR(1)	0.8296***	0.9190***	0.9089***	0.5293***	0.6735***	0.7796***	0.5008***
AR(2)				0.1863***			0.2272***
\bar{R}^2	0.6880	0.8238	0.8318	0.4392	0.4514	0.5940	0.4459

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 18-8、實質利率差迴歸估計結果

	SI/TH	SI/CN	SI/US	TH/CN	TH/US	CN/US
AR(1)	0.6590***		0.9620***	0.5692***	0.8256***	
AR(2)	0.2548***		-0.0658	0.3159***		
AR(3)	-0.0917					
\bar{R}^2	0.6477		0.8143	0.6920	0.6801	

***、** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

估計結果與表 7 類似，各組之 α_k 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。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實質利率平價條件是否成立，單根檢定的結果如下：

表 19、實質利率差，ADF-GLS $_{\mu}$ 檢定，期間為 1988 年 1 月至 1997 年 6 月

	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	-2.0404**[0]	-							
印尼	2.7545 [0]	2.1122**[1]	-						
日本	-2.5961***[0]	0.0843 [0]	0.5388 [1]	-					
韓國	-2.8755***[0]	-1.4473 [0]	2.3527 [0]	-1.8332*[0]	-				
馬來西亞	-4.0090***[0]	-0.9453 [0]	3.1302 [0]	-0.8221 [1]	-2.9138***[0]	-			
菲律賓	-4.9332***[0]	-2.3182**[1]	-1.7173*[0]	-3.5998***[1]	-3.2650***[1]	-3.3265***[1]	-		
新加坡	-4.1075***[0]	-0.3016 [2]	1.1087 [1]	-1.2719 [0]	-1.8220*[0]	-1.5029 [0]	-4.8955***[0]	-	
泰國	-4.2760***[0]	-2.3812**[0]	1.7483 [0]	-3.9303***[0]	-3.1669***[0]	-3.5375***[0]	-3.4379***[1]	-4.3593***[0]	-
中國	-1.9095*[0]	-0.1563 [5]	-2.2629**[7]	-1.8552*[0]	-3.5262***[7]	-0.5214 [1]	-1.0867 [2]	-2.2012**[0]	-2.0452**[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、實質利率差，ADF-GLS_t檢定，期間為 1988 年 1 月至 1997 年 6 月

	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	-2.8945*[0]	—							
印尼	-0.6478 [1]	-0.7129 [1]	—						
日本	-3.9492***[0]	-1.3159 [0]	-0.8778 [1]	—					
韓國	-3.2407**[0]	-1.7196 [0]	-1.2197 [1]	-3.1560**[0]	—				
馬來西亞	-4.5076***[0]	-1.7349 [0]	-0.7930 [1]	-1.6485 [1]	-3.0404**[0]	—			
菲律賓	-5.1916***[0]	-2.9355*[1]	-2.4488 [0]	-3.7636***[1]	-5.5135***[0]	-5.4687***[0]	—		
新加坡	-5.0406***[0]	-1.5401 [2]	-0.7364 [1]	-1.7289 [0]	-2.1754 [0]	-1.6565 [0]	-5.0047***[0]	—	
泰國	-4.6573***[0]	-4.0093***[0]	-0.3877 [0]	-4.2745***[0]	-3.8566***[0]	-4.1726***[0]	-4.9627***[0]	-4.5256***[0]	—
中國	-2.1107 [0]	-3.0914*[0]	-2.4997 [5]	-2.0048 [0]	-1.6229 [0]	-3.9027***[0]	-2.6295 [2]	-2.3879 [0]	-3.1212*[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、實質利率差，ADF-GLS_μ檢定，期間為 1998 年 7 月至 2006 年 6 月

	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	-1.0929 [1]	—							
印尼	-0.5276 [0]	-0.6322 [0]	—						
日本	-0.6905 [1]	-0.5478 [1]	-0.3883 [2]	—					
韓國	-0.7454 [1]	-2.0358**[1]	-0.5462 [2]	-0.1711 [0]	—				
馬來西亞	-1.2011 [2]	-1.7459*[0]	-0.4225 [0]	-0.7904 [0]	-0.9682 [0]	—			
菲律賓	-2.5539**[0]	-1.4346 [0]	-0.3809 [0]	-1.5826 [1]	-1.0276 [0]	-1.8884*[1]	—		
新加坡	-1.3967 [1]	-0.5758 [1]	-0.4277 [0]	-1.0473 [0]	-0.0027 [1]	-1.7801*[0]	-1.9875**[1]	—	
泰國	-0.7874 [1]	-2.5261**[0]	-0.5359 [0]	-0.4479 [0]	-1.6212*[0]	-0.7433 [0]	-1.1323 [1]	-0.5581 [0]	—
中國	-3.0493***[0]	-1.8972*[0]	-0.5059 [0]	-0.9809 [0]	-0.9851 [1]	-2.0985**[0]	-1.8977*[0]	-1.9623**[0]	-1.0264 [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、實質利率差，ADF-GLS_t檢定，期間為 1998 年 7 月至 2006 年 6 月

	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	-2.7058 [1]	—							
印尼	-1.2454 [0]	-1.4083 [0]	—						
日本	-2.5388 [1]	-2.0540 [1]	-1.0927 [2]	—					
韓國	-1.1209 [1]	-3.4808**[0]	-1.3274 [2]	-0.9112 [0]	—				
馬來西亞	-1.3850 [2]	-4.7277***[0]	-1.2270 [0]	-1.3906 [0]	-2.0016 [0]	—			
菲律賓	-2.5792 [0]	-3.0308*[0]	-1.2169 [0]	-1.9784 [1]	-1.6647 [0]	-2.0322 [1]	—		
新加坡	-2.3207 [1]	-5.2067***[0]	-1.2381 [0]	-1.5157 [0]	-1.1519 [1]	-2.2893 [0]	-2.1978 [1]	—	
泰國	-0.8985 [1]	-3.4419**[0]	-1.4862 [0]	-1.1444 [1]	-1.7496 [0]	-1.1215 [0]	-1.7057 [1]	-0.8523 [0]	—
中國	-3.0798**[0]	-3.5903**[0]	-1.1326 [0]	-2.9980*[0]	-1.2175 [1]	-2.3483 [0]	-1.9684 [0]	-3.1894**[0]	-1.1228 [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 19 至 22 的結果與未拋補利率平價條件所得知結果類似，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。我們先將 45 組的圖形畫出在圖 11-1 至圖 11-5 中。

圖 11-1 、相對購買力平價差

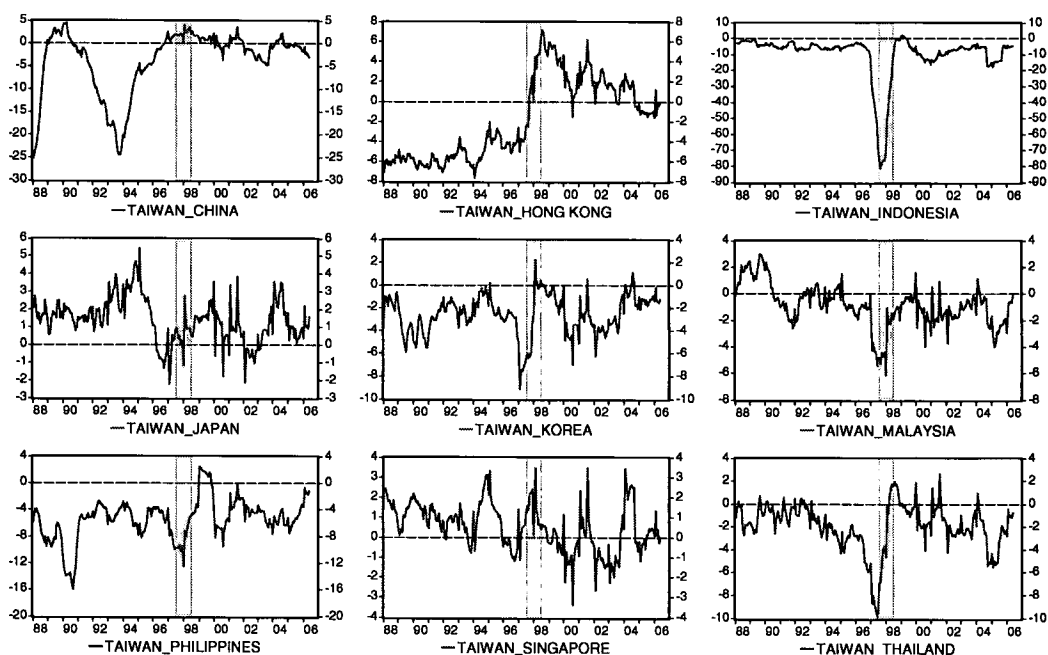


圖 11-2 、相對購買力平價差

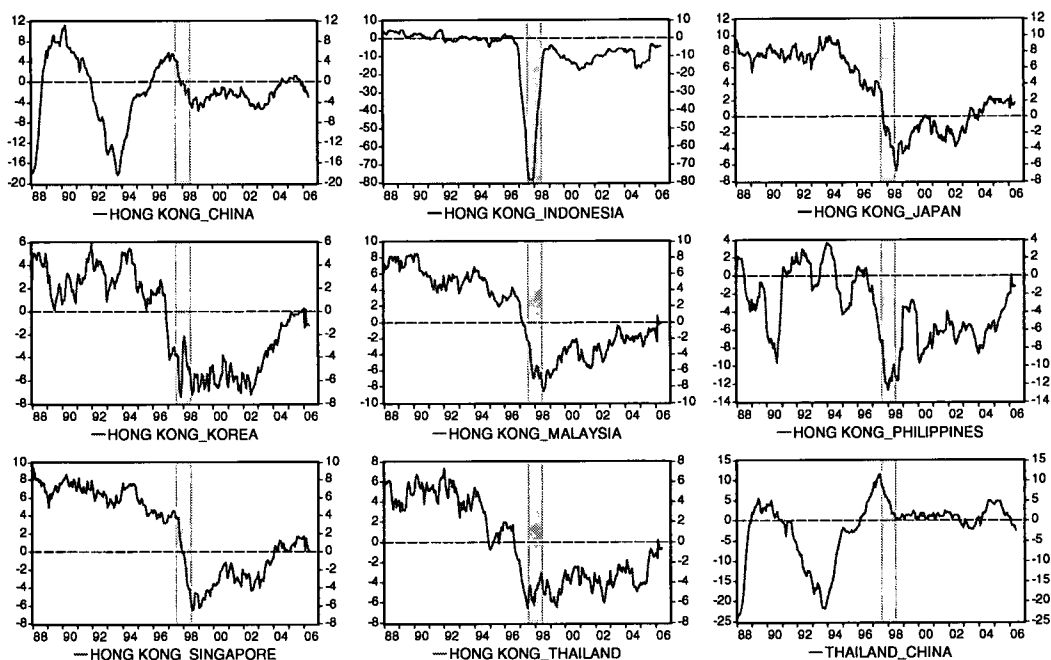


圖 11-3 、相對購買力平價差

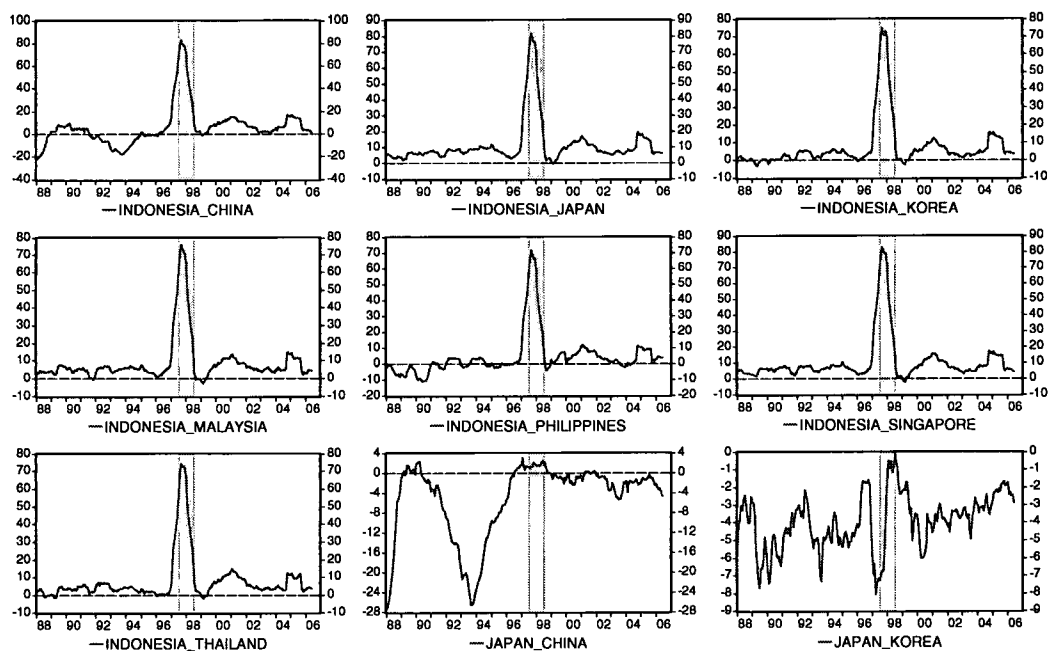


圖 11-4 、相對購買力平價差(三個月期)

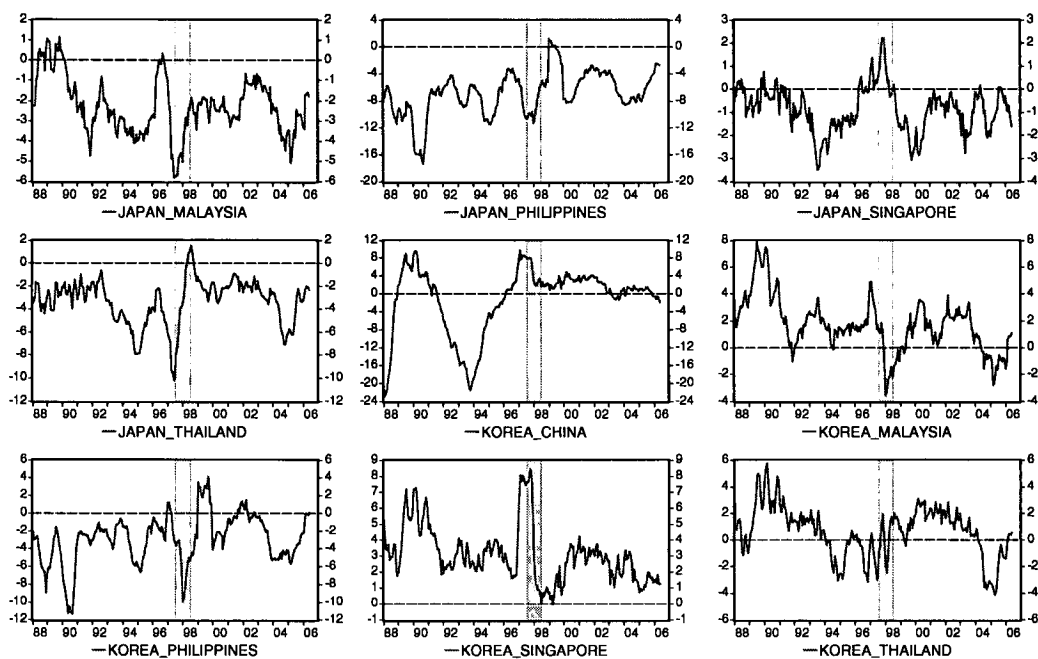
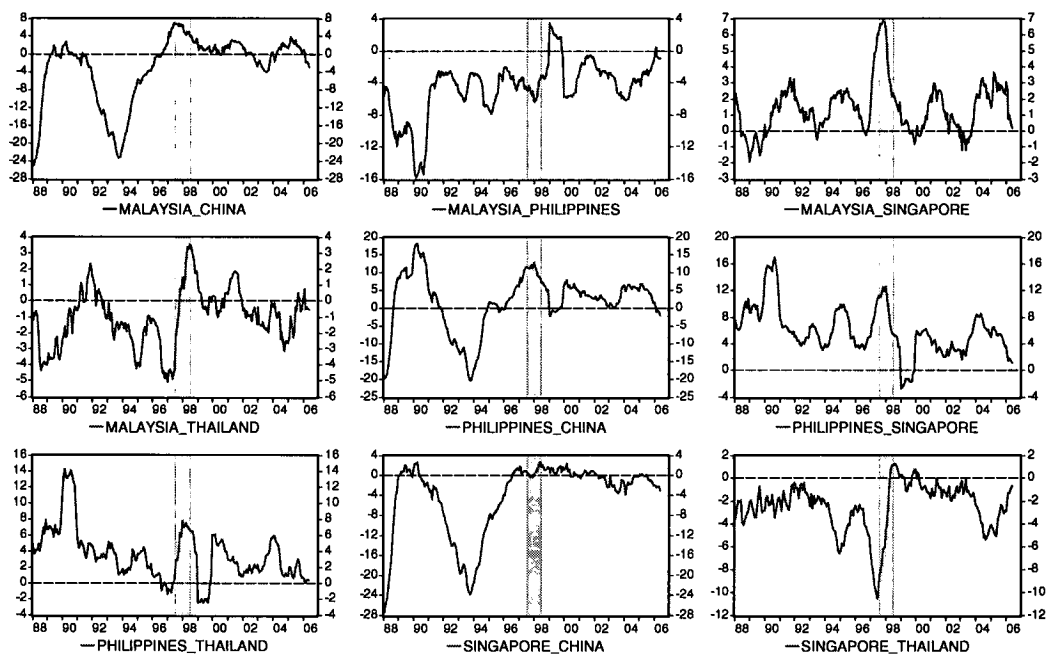


圖 11-5 、相對購買力平價差(三個月期)



其中灰色區塊為 1997.7~1998.7。

接下來再利用單根檢定檢測資料定態與否，其結果如下：

表 23、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
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 24、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
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 23 與 24 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 25 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。

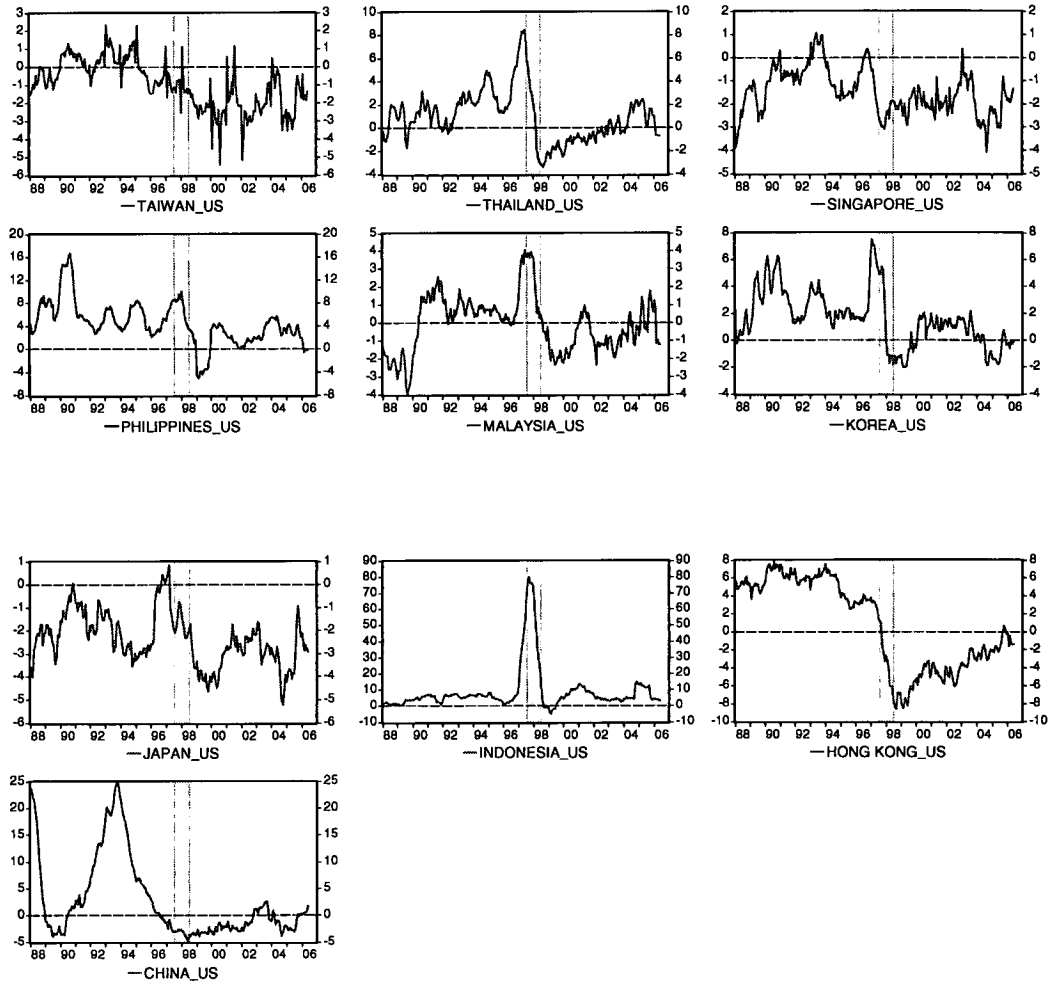
表 25、相對購買力平價差 ZA 單根檢定

	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$ (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 ** 表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

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，其走勢圖與單根檢定結果如下：

圖 11-6、相對購買力平價差



灰色區塊為 1997.7~1998.7。

表 26、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 27、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
-1.1640 [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 28、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 ** 表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕單根假設。

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。

而東亞 10 國加上美國共 55 組相對購買力平價差針對(12)式迴歸的結果如下表 29 所示:

表 29-1、相對購買力平價差迴歸結果

	TW/HK	TW/IN	TW/JP	TW/KO	TW/MA	TW/PH	TW/SI
AR(1)	0.9693***	1.2766***	0.2973***	0.6290***	0.4099***	0.8243***	0.7362***
AR(2)		-0.1642	0.2831***	0.3009***	0.2851***	0.1899**	
AR(3)		-0.0489	0.1376*	-0.1683**	0.1928**	-0.0329	
AR(4)		0.0607	0.1486**	0.0248	0.1971***	0.0067	
AR(5)		-0.1365	0.0091	0.1228	-0.1025	-0.1233	
AR(6)		0.0185	0.0645	-0.0617	-0.0326	0.0438	
AR(7)		-0.0942	-0.0415	-0.0905	-0.0870	0.0585	
AR(8)		-0.0776	0.0497	0.1930**	-0.0770	-0.0402	
AR(9)		0.1537	0.0482	-0.0015	0.0918	-0.0215	
AR(10)		0.0365	0.0785	-0.1252	0.0777	-0.1102	
AR(11)		0.0911	0.0773	0.1392*	0.1943***	0.2554***	
AR(12)		-0.5175***	-0.3951***	-0.2429***	-0.3242***	-0.2082***	
AR(13)		0.3668***					
\bar{R}^2	0.9443	0.9757	0.6455	0.7201	0.7302	0.8557	0.5410

*** 、 ** 與 * 分別代表 1%、5%與 10%的水準下顯著異於 0。

表 29-2、相對購買力平價差迴歸結果

	TW/TH	TW/CN	TW/US	HK/IN	HK/JP	HK/KO	HK/MA
AR(1)	0.5874***	0.8848***	0.4880***	0.9828***		1.0055***	
AR(2)	0.2547***	0.2282***	0.2315***			-0.1381	
AR(3)	0.1085	-0.0225	0.1995***			-0.0234	
AR(4)	0.0952	-0.0315	0.1408**			0.0740	
AR(5)	-0.1049	-0.0966	-0.1305*			0.1138	
AR(6)	0.0417	0.1316	0.0003			-0.0790	
AR(7)	-0.1185	-0.1171	-0.0818			-0.0577	
AR(8)	-0.0279	0.0989	0.0817			0.3118***	
AR(9)	0.0731	0.0708	-0.0248			-0.1774*	
AR(10)	-0.0510	-0.0593	-0.0256			0.1886*	
AR(11)	0.1734**	-0.0926	0.0809			-0.2568**	
AR(12)	-0.2286***	-0.4014***	-0.4661***			0.0120	
AR(13)		0.3873***	0.4433***				
\bar{R}^2	0.7839	0.9758	0.7659	0.9682		0.9615	

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 29-3、相對購買力平價差迴歸結果

	HK/PH	HK/SI	HK/TH	HK/CN	HK/US	IN/JP	IN/KO
AR(1)	1.1616***			0.9681***		1.5011***	1.4775***
AR(2)	-0.1555					-0.5303***	-0.4870***
AR(3)	0.0905					0.1364	0.1512
AR(4)	-0.1012					-0.0423	-0.0217
AR(5)	-0.0928					-0.0345	-0.1500
AR(6)	0.0091					-0.1076	-0.0029
AR(7)	0.0681					0.0258	-0.1048
AR(8)	0.0905					-0.0975	-0.0343
AR(9)	-0.1994*					0.1642	0.1751
AR(10)	0.0811					-0.0072	0.0883
AR(11)	0.0170					0.1002	0.0043
AR(12)	-0.0243					-0.4524***	-0.4110***
AR(13)						0.3132***	0.2849***
\bar{R}^2	0.9387			0.9673		0.9829	0.9830

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 29-4、相對購買力平價差迴歸結果

	IN/MA	IN/PH	IN/SI	IN/TH	IN/CN	IN/US	JP/KO
AR(1)	1.4990***	1.4993***	1.5413***	1.4912***	1.4410***	1.5010***	1.1474***
AR(2)	-0.5443***	-0.5389***	-0.6031***	-0.5384***	-0.3686***	-0.5188***	-0.2001**
AR(3)	0.1844	0.1116	0.1902	0.1169	-0.0265	0.1018	-0.0080
AR(4)	-0.1190	-0.0771	-0.0674	-0.0039	0.0120	0.0145	-0.0767
AR(5)	-0.0333	0.0445	-0.0312	-0.0161	-0.0060	-0.0669	0.0640
AR(6)	-0.0115	-0.1096	-0.1024	-0.1500	-0.0706	-0.1129	0.0688
AR(7)	0.0123	0.1213	0.0524	0.1126	0.0060	0.0525	-0.0798
AR(8)	-0.1652	-0.2302*	-0.1994	-0.1532	-0.1686	-0.1497	0.0314
AR(9)	0.1802	0.1992	0.2754**	0.1387	0.2096*	0.1710	-0.0172
AR(10)	0.0731	0.0168	-0.0431	0.0338	0.0041	0.0652	0.0436
AR(11)	-0.0293	-0.0674	0.0535	-0.0012	0.0657	0.0216	-0.0737
AR(12)	-0.3968***	-0.2729**	-0.3509**	-0.3591***	-0.4491***	-0.4001***	-0.4052***
AR(13)	0.3201***	0.2780***	0.2545***	0.2976***	0.3298***	0.2906***	0.4173***
\bar{R}^2	0.9818	0.9798	0.9841	0.9803	0.9854	0.9837	0.8867

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 29-5、相對購買力平價差迴歸結果

	JP/MA	JP/PH	JP/SI	JP/TH	JP/CN	JP/US	KO/MA
AR(1)	0.8458***	1.1303***		0.9438***	0.9726***		1.0328***
AR(2)	0.1720*	-0.0596					-0.1973*
AR(3)	-0.1130	-0.0830					0.1210
AR(4)	0.0837	-0.0216					-0.0803
AR(5)	-0.0610	0.0447					0.0029
AR(6)	-0.0029	-0.0318					0.1202
AR(7)	0.0506	0.0495					0.0425
AR(8)	-0.0739	-0.0507					0.00429
AR(9)	-0.0518	-0.0022					-0.1617
AR(10)	0.0089	-0.0649					0.2405**
AR(11)	0.1762*	0.1367					-0.2746***
AR(12)	-0.1728***	-0.5767***					0.0076
AR(13)		0.4873***					
\bar{R}^2	0.8817	0.9446		0.8892	0.9812		0.8995

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 29-6、相對購買力平價差迴歸結果

	KO/PH	KO/SI	KO/TH	KO/CN	KO/US	MA/PH	MA/SI
AR(1)	1.0731***	0.9264***	1.1309***	1.1262***	1.3317***	1.1168***	0.9308***
AR(2)	0.0092		-0.2272***	-0.0879	-0.4206***	-0.0317	0.0393
AR(3)	-0.1149			-0.0190	0.0571	-0.0900	0.0194
AR(4)	-0.1364			-0.1694	-0.0887	-0.0472	0.0438
AR(5)	0.0953			0.2703**	0.0787	-0.0215	-0.0816
AR(6)	-0.0243			-0.0550	0.0795	0.1515	-0.0644
AR(7)	0.0153			-0.1015	-0.0899	-0.0347	0.1621*
AR(8)	0.1697*			0.1697	0.0961	-0.0563	-0.2906***
AR(9)	-0.2737***			0.0237	-0.0692	-0.0138	0.1995**
AR(10)	-0.0151			-0.1202	0.1641	-0.0430	0.0370
AR(11)	0.0672			-0.2200**	-0.1995*	0.0524	-0.0584
AR(12)	0.0100			0.1536**	-0.4186***	-0.4703***	-0.0782
AR(13)					0.6104***	0.4579***	
AR(14)					-0.1908***		
\bar{R}^2	0.8905	0.8591	0.8558	0.9813	0.9388	0.9557	0.8984

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 29-7、相對購買力平價差迴歸結果

	MA/TH	MA/CN	MA/US	PH/SI	PH/TH	PH/CN	PH/US
AR(1)		1.3287***	0.9792***	1.1437***	1.1138***	0.9707***	1.1891***
AR(2)		-0.3566***	-0.0603	-0.0737	-0.0735		-0.0684
AR(3)			0.0110	-0.0471	-0.1017		-0.1575*
AR(4)			0.0825	-0.0581	-0.0490		0.0074
AR(5)			-0.1756*	0.0333	0.1425		-0.0020
AR(6)			0.0883	-0.0135	0.0266		0.0242
AR(7)			0.2003**	0.0869	-0.0546		0.0343
AR(8)			-0.2722***	-0.0646	-0.0797		-0.0330
AR(9)			0.0811	-0.0314	0.0028		-0.0214
AR(10)			0.1497	-0.0199	0.0272		0.0091
AR(11)			-0.0641	0.0495	0.0485***		0.0656
AR(12)			-0.1267*	-0.5067***	-0.4611***		-0.5698***
AR(13)				0.4622***	0.4510***		0.4943***
\bar{R}^2		0.9826	0.8951	0.9506	0.9373	0.9683	0.9565

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

表 29-8、相對購買力平價差迴歸結果

	SI/TH	SI/CN	SI/US	TH/CN	TH/US	CN/US
AR(1)	0.9560***	0.9697***		1.0849***	0.9638***	0.9754***
AR(2)				0.0507		
AR(3)				-0.0877		
AR(4)				-0.1357		
AR(5)				0.2202**		
AR(6)				-0.0018		
AR(7)				-0.1478		
AR(8)				0.0285		
AR(9)				0.1171		
AR(10)				-0.0999		
AR(11)				-0.0468		
AR(12)				-0.3370***		
AR(13)				0.3392***		
\bar{R}^2	0.9106	0.9800		0.9828	0.9283	0.9824

***、**與*分別代表1%、5%與10%的水準下顯著異於0。

購買力平價條件的迴歸結果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，單根檢定的結果如下：

表 30、相對購買力平價差，ADF-GLS_p檢定，期間為 1988 年 1 月至 1997 年 6 月

	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	-1.5595 [1]	—							
印尼	2.9070 [1]	2.3515 [1]	—						
日本	-2.1365**[1]	-1.3087 [0]	1.1534 [1]	—					
韓國	-2.1714**[0]	-1.1728 [0]	1.8908 [1]	-3.0706***[1]	—				
馬來西亞	-0.5528 [1]	0.2638 [0]	1.3141 [1]	-1.3513 [0]	-2.2178**[1]	—			
菲律賓	-1.6783*[0]	-1.9109*[1]	0.4931 [1]	-2.4938**[1]	-2.7121***[1]	-1.8926*[1]	—		
新加坡	-2.3832**[1]	-1.3318 [0]	1.1487 [1]	-2.1904**[1]	-2.5007**[1]	-0.6199 [0]	-2.1651**[1]	—	
泰國	0.4608 [1]	0.8156 [0]	0.8661 [1]	-0.5167 [0]	-1.0810 [2]	-1.2792 [0]	-1.6431*[1]	0.2218 [0]	—
中國	-0.4650 [1]	-0.5586 [1]	1.8157 [1]	-0.4626 [0]	-0.5161 [1]	-0.5036 [2]	-0.7583 [1]	-0.5017 [1]	-0.4223 [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 31、相對購買力平價差，ADF-GLS_μ檢定，期間為 1988 年 1 月至 1997 年 6 月

	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	-4.0352***[0]	—							
印尼	-1.4264 [3]	-0.6438 [1]	—						
日本	-2.2583 [1]	-2.3982 [0]	-1.0546 [1]	—					
韓國	-2.2778 [0]	-1.7907 [0]	-1.0274 [1]	-3.4158**[1]	—				
馬來西亞	-1.5585 [1]	-1.8978 [0]	-1.8566 [3]	-1.8364 [0]	-2.8857*[1]	—			
菲律賓	-1.7027 [0]	-2.1223 [1]	-1.3981 [1]	-2.5624 [1]	-2.8862*[1]	-2.1544 [1]	—		
新加坡	-2.8666*[1]	-3.4779**[0]	-1.0025 [1]	-2.2170 [1]	-2.8353*[1]	-1.1303 [0]	-2.2095 [1]	—	
泰國	-2.0494 [0]	-1.3672 [0]	-0.9597 [1]	-1.8031 [0]	-3.7880***[1]	-1.7301 [0]	-2.3620 [1]	-1.0511 [0]	—
中國	-1.2933 [1]	-1.2585 [1]	-0.5397 [1]	-1.2893 [1]	-1.3618 [1]	-1.5711 [2]	-1.5022 [1]	-1.3731 [1]	-1.5228 [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 32、相對購買力平價差，ADF-GLS_μ檢定，期間為 1998 年 7 月至 2006 年 6 月

	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	-0.6305 [1]	—							
印尼	-1.7072*[0]	-0.7932 [0]	—						
日本	-3.0049***[1]	-0.4425 [0]	-1.4963 [0]	—					
韓國	-1.6097 [1]	-1.0695 [0]	-1.1755 [0]	-1.0355 [0]	—				
馬來西亞	-1.7389*[3]	-0.3921 [0]	-1.6316*[0]	-2.7326***[0]	-1.2171 [0]	—			
菲律賓	-2.4778**[0]	-0.4864 [0]	-1.9522**[0]	-1.7536*[0]	-1.3694 [0]	-1.8232*[0]	—		
新加坡	-2.7162***[1]	-0.6431 [0]	-1.2872 [0]	-2.1456**[0]	-1.6987*[0]	-1.9059*[0]	-1.6000 [0]	—	
泰國	-1.4137 [1]	-1.9161*[0]	-1.1270 [0]	-0.8297 [0]	-1.5461 [0]	-0.8747 [0]	-1.4985 [1]	-1.0766 [0]	—
中國	-1.2073 [1]	-1.7181*[0]	-0.9441 [0]	-0.8652 [0]	-1.7421*[0]	-0.8286 [0]	-1.3723 [1]	-1.3269 [0]	-1.6698*[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 33、相對購買力平價差，ADF-GLS_μ檢定，期間為 1998 年 7 月至 2006 年 6 月

	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	-2.6745 [1]	—							
印尼	-2.0605 [0]	-1.8240 [0]	—						
日本	-3.1172**[1]	-2.5750 [0]	-1.8049 [0]	—					
韓國	-2.0267 [1]	-2.7258 [0]	-1.7221 [0]	-1.6138 [0]	—				
馬來西亞	-1.8870 [3]	-2.8078*[0]	-1.9776 [0]	-2.7523 [0]	-1.7450 [0]	—			
菲律賓	-2.5448 [0]	-1.9464 [0]	-2.2859 [0]	-1.7869 [0]	-1.8067 [0]	-1.8489 [0]	—		
新加坡	-2.8085*[1]	-3.1123**[0]	-1.6828 [0]	-2.5663 [0]	-2.2614 [0]	-2.1562 [0]	-1.7422 [0]	—	
泰國	-2.4819 [1]	-3.0620**[0]	-1.8413 [0]	-2.1697 [1]	-1.8774 [0]	-1.9965 [0]	-2.2682 [1]	-1.7123 [0]	—
中國	-2.3022 [1]	-2.2095 [0]	-1.6066 [0]	-2.5469 [0]	-2.4885 [0]	-1.9324 [0]	-2.0617 [1]	-3.4122**[0]	-1.6690 [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。

如同之前兩個利率平價條件的結果，表 30 至 33 亦傳遞相同的訊息，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。如同在第三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(VAR)方法的一種。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 11）。

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

表 34、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 35、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
-3.4355[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 36、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 37、東亞 10 國股價指數一階差分(報酬率)，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
-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。

由單根檢定的結果可以確定東亞 10 國的股價指數皆為 I(1)的時間序列，我們可以接下來進行共整合檢定。以下為東亞 10 國股價指數彼此配對之共整合檢定結果：

表 38、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。

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 39 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。

表 39、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。

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。下表顯示單根檢定的結果，美國 S&P 指數為 $I(1)$ 的時間序列。

表 40、美國股價指數(取自然對數)與一階差分(報酬率)，ADF-GLS $_{\mu}$ 與 ADF-GLS $_{\tau}$ 檢定

Level ADF-GLS $_{\mu}$	Level ADF-GLS $_{\tau}$	1 st Difference ADF-GLS $_{\mu}$	1 st Difference ADF-GLS $_{\tau}$
-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。

表 41、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。

由表 41 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 42 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。

表 42、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。

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 的檢定；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 43:

表 43、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。

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（註 12）。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（註 13）。

(四) 東亞 10 國金融市場去除美國影響後之相關性與變異性分析

當我們在探討區域金融市場的相關性或整合程度時，一個必須考慮的問題是，區域市場波動可能會受到區域外大國的顯著影響。因此，當我們分析東亞 10 國金融市場的相關性時，必須將美國的影響排除，才能真實表現出區域內金融整合程度。

在進行分析前，我們先對各國貨幣市場利率做單根檢定，結果如表 44 至表 47 所示，在利率水準值的檢測中，共有 6 個國家的貨幣市場利率拒絕單根的假設；而在利率一階差分的檢測中，共有 8 個國家拒絕單根假設。因此，當我們以線性迴歸方式將美國市場的影響排除時，不管是各國利率水準值或一階差分，在某些市場中（亦即無法拒絕單根假設的市場），有可能出現估計係數過於顯著的虛假迴歸（spurious regressions）結果。不過，由於本節之目的非討論美國對東亞國家的影響大小，反之，是要將美國市場的影響去除，因此下列討論焦點在於迴歸結果的殘差數列，而非估計係數。

表 44、各國貨幣市場利率，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	美國
-0.7654[8]	-1.3385[1]	-2.3505**[1]	-1.0138[4]	-2.0303**[1]	-1.2223[1]	-2.7625***[2]	-2.0552**[2]	-2.2993**[1]	-0.1378[0]	-1.3910[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 45、各國貨幣市場利率，ADF-GLS_Δ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	美國
-2.7016*[2]	-1.6718[1]	-2.3682[1]	-2.1219[4]	-2.4976[1]	-1.3359[1]	-10.5068***[0]	-2.1861[2]	-2.5695[1]	-1.4729[0]	-2.1535[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 46、各國貨幣市場利率一階差分，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	美國
-1.6283*[12]	-0.1643 [11]	-17.297***[0]	-2.6231***[3]	-11.917***[0]	-7.1858***[2]	-0.4148[11]	-12.815***[1]	-19.016***[0]	-10.189***[1]	-2.7873***[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 47、各國貨幣市場利率一階差分，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	美國
-7.2064***[6]	-2.0621[6]	-17.958***[0]	-3.1189*[3]	-11.930***[0]	-22.900***[0]	-1.9795[11]	-12.922***[1]	-20.162[0]	-12.290***[0]	-4.5213***[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。

在此，我們將東亞 10 國貨幣市場利率逐一對美國貨幣市場利率做線性迴歸，並得到 10 條迴歸後的殘差數列。這 10 條殘差數列代表將美國影響排除後，各國貨幣市場利率波動的時間序列。若區域內國家金融整合程度高，我們預期這些時間序列應該呈現高度相關。我們估計出各國利率的殘差時間序列，並進一步計算此段期間內各殘差序列之間的相關係數如表 48。表 48 中顯示出，將美國市場影響排除後，東亞 10 國貨幣市場利率走勢大致呈現正相關，不過，數值間的差異頗大，例如，台灣與韓國的相關係數達到 0.6819，但台灣與新加坡的相關係數只有 0.2693。

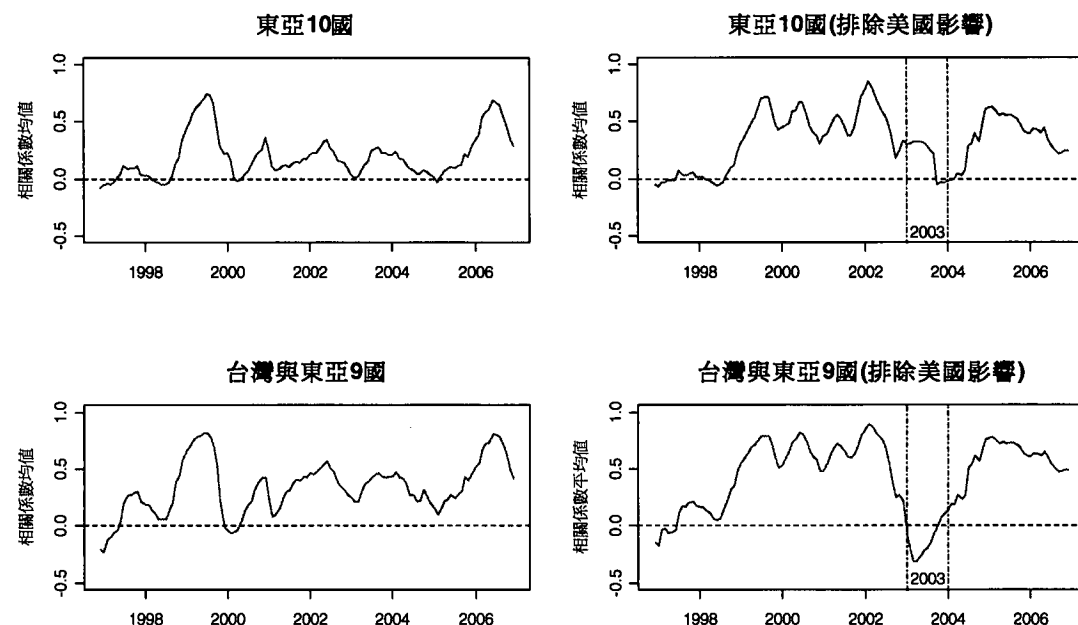
表 48、排除美國影響後貨幣市場利率相關係數（1996 年 12 月至 2006 年 12 月）

	台灣	印尼	泰國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	韓國	日本	香港
台灣									
印尼	0.6267								
泰國	0.5957	0.5305							
馬來西亞	0.6327	0.5975	0.7748						
菲律賓	0.5469	0.4429	0.4327	0.6281					
新加坡	0.2693	0.5287	0.6842	0.6002	0.2637				
韓國	0.6819	0.5583	0.8320	0.8593	0.4651	0.6965			
日本	0.5970	0.3273	0.7575	0.6896	0.3159	0.3976	0.6986		
香港	0.5239	0.6383	0.3320	0.3017	0.2250	0.3449	0.2868	0.2793	
中國	0.6523	0.2254	0.6293	0.7579	0.4945	0.2580	0.7260	0.7838	0.1229

上述計算為整段資料期間的相關係數，另一方面，我們亦關心此利率相關性是否會隨時間而大幅變化。理論上，我們可以用一年為期間，並在排除美國影響後，計算每一年東亞 10 國貨幣市場利率的相關係數矩陣。然而，此作法會得到過大的相關係數矩陣，使得結果難以直接解讀。因此，我們在估計出各國利率對美國的時間序列殘差後，轉而計算出每 12 個月的相關係數矩陣並加總平均（但對角線 1 不加以納入），得到東亞 10 國利率相關性隨時間變化的趨勢。為了比較起見，我們同時算出原始東亞 10 國利率的相關係數平均值走勢（未排除美國影

響)。另一方面，台灣與其他 9 國的相關係數平均值也依相同的兩類算法呈現於圖 12。

圖 12、利率相關性整合趨勢（1996 年 12 月至 2006 年 12 月）



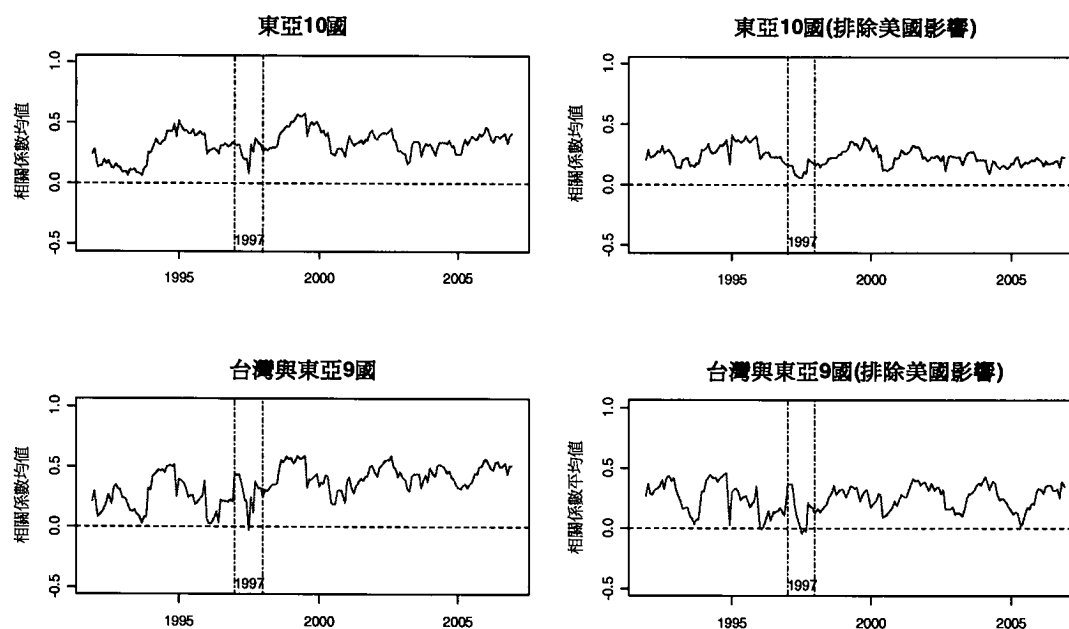
在圖 12 中，我們可以觀察到，在尚未排除美國影響前，東亞 10 國利率（左上方小圖）大部分時間內呈現正相關；在排除美國影響後，東亞 10 國利率（右上方小圖）正相關的程度似乎有上升，但 2003 年期間是明顯例外。我們的解讀是，2003 年發生急性嚴重呼吸道症候群（Severe Acute Respiratory Syndrome, 簡稱 SARS）期間，東亞區域經濟活動均受影響但程度不一，而這不一致性亦表現在東亞貨幣市場利率的走勢上。例如，台灣 2002 年 12 月的貨幣市場利率為 1.614%，到 2003 年 12 月利率下降為 1.025%；然而，同一期間，馬來西亞的貨幣市場利率均在 2.75% 上下波動且於 2003 年 3 月上升至 2.80%。依相同角度，在排除美國影響以及 2003 年 SARS 期間後，我們亦可以觀察到台灣與東亞 9 國利率的正相關性顯著提高。

在分析過貨幣市場利率相關性後，我們依照相同的方法分析東亞 10 國股票市場的月報酬率走勢（關於股市單根檢定結果請見前一節之表 34 至表 37，以及表 40）。將東亞 10 國股票市場月報酬率逐一對美國股票市場月報酬率作線性迴歸，得到 10 條迴歸後的殘差數列。我們計算出此段期間各殘差序列間的相關係數，以及隨時間變化的相關係數均值，並將這些結果表現在表 49 與圖 13。

表 49、排除美國影響後股市報酬率相關係數（1991 年 12 月至 2006 年 12 月）

	台灣	印尼	泰國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	韓國	日本	香港
台灣									
印尼	0.1744								
泰國	0.2929	0.4497							
馬來西亞	0.3665	0.4235	0.4632						
菲律賓	0.2594	0.4726	0.5521	0.5025					
新加坡	0.3038	0.3401	0.4562	0.5591	0.5574				
韓國	0.2703	0.2822	0.4263	0.2190	0.1912	0.2702			
日本	0.1921	0.1753	0.0990	0.0138	0.1030	0.1651	0.3066		
香港	0.3367	0.2642	0.3582	0.4785	0.4536	0.5947	0.2650	0.0865	
中國	0.0491	0.0426	-0.0760	0.0526	0.0856	0.0413	-0.0456	0.0049	0.0648

圖 13、股市報酬率相關性整合趨勢（1991 年 12 月至 2006 年 12 月）

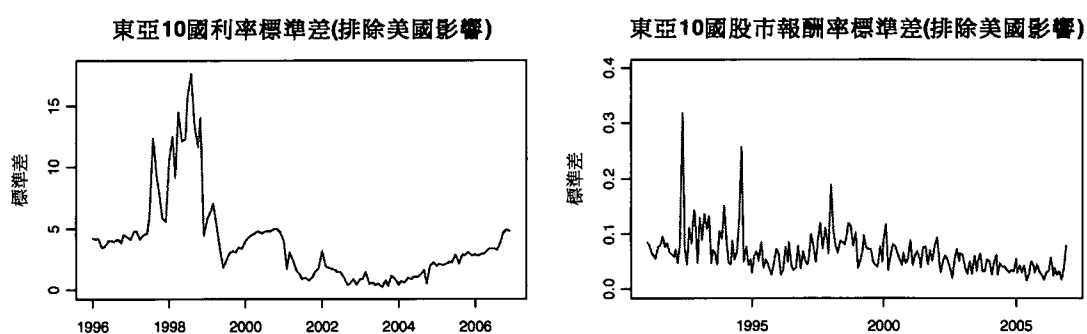


結果非常清楚，在整段期間，東亞 10 國股票市場間幾乎全部呈現正相關，唯二例外為中國對泰國及韓國的股市是呈現負相關。在相關性的時間趨勢上，不管有無考慮美國因素，平均而言，東亞 10 國股票市場報酬率走勢均呈現正相關。不過，從台灣市場的角度來看，在 1997 年東亞金融危機期間，台灣股市與東亞 9 國卻出現短暫的負相關性，這顯示出金融危機期間台灣經濟受影響程度較低，故此期間台灣股市具有一定程度的區域避險作用。值得注意的是，在金融危機後，台灣股市與東亞 9 國股市的相關性卻呈現明顯的規律起伏。從市場參與者的角度來看，大約每 2 至 3 年台灣股市會與區域股市呈現低度的正相關性，但之後正相關性又快速增加。

整體而言，在排除美國市場的影響後，東亞 10 國的貨幣市場利率與股票市場報酬率大致上是呈現正相關性。不過，這並無法作為金融整合程度增加的完整證據，我們只能說，數據上顯示，東亞區域金融市場間的正相關性確實存在。

上述相關性分析是市場間漲跌方向性的衡量，並無涉及變數間之變異程度。在此，排除美國市場影響後（仍是採用迴歸分析後的殘差值），我們進一步將每個月東亞 10 國間貨幣市場利率及股票市場月報酬率的標準差算出，並表現於下圖 14。圖中顯示，在貨幣市場利率方面，自金融危機後，東亞 10 國間利率標準差有縮小的趨勢，不過，在 2004 年之後，利率標準差卻又逐步上揚。在股票市場報酬率方面，標準差上下波動頻繁，但其值有隨時間縮小之趨勢。

圖 14、貨幣市場利率與股市報酬率標準差



(五) 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 14)。

表 50、儲蓄投資單根檢定

	水準值		1 階差分	
	ADF-GLS _μ	ADF-GLS _τ	ADF-GLS _μ	ADF-GLS _τ
儲蓄				
香港	-2.3760**[6]	-2.6506 [4]	-0.5042 [3]	-1.5821 [3]
印尼	-1.6728*[4]	-3.6157**[4]	-1.6731*[3]	-2.8793*[3]
日本	-0.2928 [2]	-1.2975 [0]	-3.9611***[1]	-4.4083***[1]
韓國	-1.7372*[4]	-2.6438[4]	-0.6867 [3]	-2.2856 [3]
馬來西亞	-0.5571 [4]	-1.3404 [4]	0.1909 [7]	-0.5300 [7]
菲律賓	-0.7906 [5]	-1.1698 [5]	-0.7208 [4]	-1.4167 [4]
新加坡	-0.9932 [1]	-1.5838 [1]	-1.4576 [4]	-11.3351***[0]
泰國	-0.8384 [3]	-1.4406 [3]	-1.7556*[3]	-2.5066 [3]
台灣	-3.1104***[7]	-3.6439**[7]	-1.0021 [9]	-3.3258**[7]
投資				
香港	-1.8770*[4]	-2.0723 [4]	-0.6339 [3]	-1.6105 [3]
印尼	-2.1227**[0]	-3.4975**[0]	-2.5641**[3]	-10.350***[0]
日本	-0.1836 [1]	-1.6253 [1]	-6.2633***[0]	-6.2278***[0]
韓國	-1.7155*[4]	-2.0983 [4]	-0.8678 [3]	-2.0579 [3]
馬來西亞	-0.4744 [2]	-1.9228 [2]	-0.7884 [4]	-2.4312 [5]
菲律賓	-1.0454 [4]	-1.7661 [4]	-1.2860 [3]	-2.4476 [3]
新加坡	-1.0766 [8]	-1.4458 [4]	-0.0695 [7]	-1.9434 [7]
泰國	-1.2979 [0]	-1.8647 [0]	-1.7657*[3]	-7.2962*** [0]
台灣	-1.4412 [4]	-1.6511 [4]	-0.8120 [3]	-1.9008 [3]

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

表 51、儲蓄投資 KPSS 單根檢定表格

	水準值		1 階差分	
	μ	τ	μ	τ
儲蓄				
香港	0.6359**[5]	0.3216**[4]	0.1086 [13]	0.0915 [13]
印尼	0.6672**[5]	0.1081 [5]	0.2809 [31]	0.2168**[30]
日本	1.1183**[6]	0.1273 [6]	0.1835 [3]	0.1600**[3]
韓國	1.3809**[3]	0.5000**[75]	0.0733 [12]	0.0675 [12]
馬來西亞	0.5710**[5]	0.2406**[5]	0.4561 [15]	0.0915 [14]
菲律賓	0.3179 [6]	0.2773** [6]	0.3135 [13]	0.0903 [12]
新加坡	0.1957 [6]	0.1772**[6]	0.1388 [3]	0.1358 [3]
泰國	0.9036**[4]	0.1133 [14]	0.1715 [12]	0.1397 [12]
台灣	1.0706**[2]	0.1805**[11]	0.0916 [12]	0.0757 [12]
投資				
香港	0.5922**[6]	0.2311**[6]	0.2358 [18]	0.0955 [17]
印尼	0.5960**[0]	0.1620**[5]	0.3526 [44]	0.3152**[39]
日本	1.0895**[6]	0.0896 [6]	0.1222 [5]	0.1193 [5]
韓國	0.5775**[6]	0.1245 [5]	0.1917 [13]	0.1324 [13]
馬來西亞	0.8197**[6]	0.1055 [5]	0.2182 [20]	0.1308 [21]
菲律賓	0.7327**[6]	0.2622**[5]	0.2811 [19]	0.1090 [18]
新加坡	0.7308**[6]	0.2590**[5]	0.2480 [14]	0.1364 [13]
泰國	0.4745** [6]	0.1996** [5]	0.1167 [6]	0.0856 [7]
台灣	0.7852** [5]	0.2219** [3]	0.1134 [12]	0.0790 [12]

KPSS 之虛無假設為該時間序列沒有單根(為定態)，** 代表 5%的顯著水準，[]內數字代表利用 Bartlett kernel 所得之 bandwidth。

由以上單根檢定的結果，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有長期的均衡關係，儲蓄與投資之共整合方程式可寫成：

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

共整合檢定的結果如下:

表 52、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 52 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(以星號表示)，再將估計之結果列出。

表 53、儲蓄投資 VAR 落後期數選擇

	香港	印尼	日本	韓國	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰國	台灣
Lag=0	-8.3558	-7.0651	-17.149	-7.7796	-7.6286	-8.7927	-7.9836	-7.9997	-7.5983
Lag=1	-8.6930	-7.1695*	-17.151*	-8.3128	-7.4090	-8.9977	-8.8365*	-7.7578	-8.9426
Lag=2	-9.5661	-7.0981	-16.980	-8.1000	-7.6856	-10.305	-8.7167	-8.7857*	-8.9050
Lag=3	-9.6688	-7.0937	-16.769	-9.9012	-7.9892	-10.346	-8.6694	-8.6628	-10.190
Lag=4	-10.142*	-7.1559	-16.614	-10.457*	-8.0604*	-10.408*	-8.5586	-8.4318	-10.381*
Lag=5	-9.9942	-7.0576	-16.416	-10.296	-7.7844	-10.335	-8.5545	-8.1776	-10.147
Lag=6	-9.9382	-6.9659	-16.221	-10.153	-7.5840	-10.169	-8.3228	-8.0124	-9.9523
Lag=7	-9.8020	-7.1196	-16.001	-9.9243	-7.3604	-9.9396	-8.2682	-7.8676	-9.8746
Lag=8	-9.6873	-7.1283	-15.848	-9.7425	-7.2876	-9.7997	-8.2069	-7.7613	-9.7949

表 54、東亞各國儲蓄投資之 VAR

	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 55、東亞各國儲蓄投資之 VAR

	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。

我們亦對各國儲蓄與投資進行 Granger-causality 檢定，其結果如表 56 所示：

表 56、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。

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。

(六) 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 57 所示：

表 57、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 58、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 相關性的差列於表 59:

表 59、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

在 36 組數據中只有 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是太高。由於各國消費與 GDP 時間序列中的趨勢可能會影響相關性的結果，故我們以 Hodrick-Prescott Filter 將時間趨勢消除後，再計算各國的消費與 GDP 相關性。

表 60、東亞各國消費相關性(消除時間趨勢後)

	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	0.42	0.31	0.67	0.23	0.09	-0.52
印尼		1.00	0.45	0.77	0.60	0.54	0.27	0.47	0.03
日本			1.00	0.31	0.38	0.22	0.26	0.28	0.30
韓國				1.00	0.73	0.61	0.31	0.68	0.02
馬來西亞					1.00	0.50	0.35	0.69	0.14
菲律賓						1.00	-0.02	0.57	-0.65
新加坡							1.00	0.07	0.35
泰國								1.00	-0.03
台灣									1.00

表 61、東亞各國 GDP 相關性(消除時間趨勢後)

	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	0.29	0.22	0.63	0.55	0.50	0.18	0.07	0.52
印尼		1.00	0.51	0.61	0.70	0.40	0.36	0.49	0.60
日本			1.00	0.31	0.34	0.30	0.22	0.44	0.63
韓國				1.00	0.82	0.84	0.26	0.46	0.53
馬來西亞					1.00	0.64	0.41	0.55	0.60
菲律賓						1.00	0.09	0.52	0.37
新加坡							1.00	0.21	0.50
泰國								1.00	0.58
台灣									1.00

表 62、東亞各國消費與 GDP 相關性之差(消除時間趨勢後)

	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	0.14	-0.04	-0.21	-0.24	0.17	0.05	0.02	-1.04
印尼		0.00	-0.06	0.16	-0.10	0.14	-0.09	-0.02	-0.57
日本			0.00	0.00	0.04	-0.08	0.04	-0.16	-0.33
韓國				0.00	-0.09	-0.23	0.05	0.22	-0.51
馬來西亞					0.00	-0.14	-0.06	0.14	-0.46
菲律賓						0.00	-0.11	0.05	-1.02
新加坡							0.00	-0.14	-0.15
泰國								0.00	-0.61
台灣									0.00

由表 60 至表 62 可知結果與未消除時間趨勢之前十分類似，仍顯示金融整合程度並不是太高。

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：

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

其中， ΔC_{it} 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； $\Delta(Y-I-G)_{it}$ 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，此時 $\beta=0$ 而 $\gamma=1$ 。

表 63、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 63 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，台灣的 β 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。上述結果顯示出，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：

$$\Delta C_{it} = \alpha + \beta \Delta(Y-I-G)_{it} + \gamma \Delta C_{row t} + \gamma_{US} \Delta C_{US} + \varepsilon_t,$$

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 64、東亞各國消費相關性迴歸結果二

	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。

表 64 顯示出，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。

六、結論與建議

經由本計畫的整理分析，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。雖然仍受到區域外主要國際市場，尤其是美國市場所影響，但在排除美國市場的影響後，我們仍然可以觀察到東亞區域金融市場間的正相關性。

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。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。

本計畫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為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) 請見第三節之說明。

(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，再控制這些因素後，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) 感謝施處長燕對於日本貨幣供給成長的指正與建議。

(註 4) 此處參考 Rajan (2005)之分類方式，詳細說明請參見其研究。

(註 5) 請參考 Isard (2006)對於未拋補利率平價條件的精闢整理。

(註 6) 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 7) 詳細的觀察分析請見 Willett et al. (2002)。

(註 8) 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，皆認為東亞金融危機是影響東亞區域金融結構變動的重要因素，處理方式皆為直接以金融危機發生的時間為分段點，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 9) 表 18 迴歸估計中的 $q_t = r_t - r_t^*$ ，為實質利率差，而表 29 迴歸估計中的 $q_t = (E_t \pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1}^* - E_t (s_{t+1}) + s_t)$ ，為相對購買力平價條件之差。

(註 10) 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 11) 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 12) 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 13) 感謝周副總裁阿定提供此實務面之可能解釋。

(註 14) 感謝陳副教授旭昇建議此兩種單根檢定之說明。

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. Hördahl, 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.

Chinn, M. and J. Frankel (1992), “Financial Links Around the Pacific Rim: 1982-1992,” in Glick, R. ed., *Exchange Rate Policies in Pacific Basin Countries*, Cambridge: Cambridge University Press.

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*.

Crowe, C. (2007), “Indonesia, 1997 VS. 2007: How Far Has Crisis Vulnerability Been Reduced?” *IMF Country Report No. 07/273*, 17-34.

- 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. León-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.
- Frankel, J. (1991), "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s," in Bernheim, B. and J. Shoven eds., *National Saving and Economic Performance*, Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M. (1994), *Money Mischief: Episodes in monetary History*. New York: Harcourt Brace.
- 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.

Hashimi, A. and X. Liu (2001), “Interlinkages Among Southeast Asian Stock Markets,” mimeo (December).

Hayashi, F. and E. Prescott (2002). “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics* **5**, no. 1: 206-35.

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.

Le, H. G. (2000), “Financial Openness and Financial Integration,” Working Paper No. 00-4, Asia Pacific School of Economics and Management, Australia National University.

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.

- Lewis, K. (2000), "Why Do Stocks and Consumption Imply such Different Gains from International Risk Sharing?" *Journal of International Economics*, Vol. **52**, pp. 1–35.
- Lukonga, I., E. Ribakova, S. Seelig (2007), "Post Crisis Credit Expansion in Indonesia," *IMF Country Report No. 07/273*, 50-71.
- Mercereau, B. (2006), "Financial Integration in Asia: Estimating the Risk-Sharing Gains for Australia and Other Nations," *IMF Working Paper WP/06/267*.
- 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.
- Morales, R.A. (2007), "Building a Financial Safety Net in Indonesia," *IMF Country Report No. 07/273*, 34-49.
- 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. Guérin (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 Banerjee, A. (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.

附錄一：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 1988M1--2007M6，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。

附錄二：「東亞地區金融整合之實證分析」

期中報告審查會會議紀錄

時間：民國 96 年 8 月 3 日下午 2 時 30 分至 4 時 30 分

地點：中央銀行第 2 大樓第 1102 會議室

主席：周副總裁

報告人：陳教授思寬（台灣大學國際企業學系暨研究所）

出席：

評論人：王教授泓仁（台灣大學經濟學系暨研究所）

陳副教授旭昇（台灣大學經濟學系暨研究所）

經研處：施處長燕、葉副處長榮造、嚴副處長宗大、林行務委員宗耀、林襄理淑華、蔡襄理惠美、盧研究員志敏、楊研究員綦海、汪研究員建南、黃研究員富櫻、吳研究員懿娟、游科長淑雅、彭副研究員德明、劉副研究員淑敏、蔡副科長美芬、李專員岱青、方專員耀、周辦事員弘敏、徐辦事員婉容

外匯局：賀副研究員蘭芝

業務局：李研究員榮謙、何副研究員棟欽

紀錄：經研處/國際經濟科/廖副科長俊男

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

王教授泓仁：

此研究計畫所探討的議題，相當重要，但也不容易做。不容易的原因之一，在於文獻中對於如何衡量金融整合，意見紛歧，方法多樣，也沒有公認的最佳方法。陳教授在此期中報告中，廣泛收納了各種主要方法，以求結論的可靠性；就廣度而言，具有說服力，也需要花費相當大的功夫。

探討區域間金融整合的另一個難處，在於其很難將區域整合與全球整合的效果區隔，但是適當的區隔，又是探討區域金融整合所必須面對的問題。特別是此研究中的東亞各國，它們與一些國際主要市場，特別是以美國為主的市場，其關連性、相關性相當大。所以，這幾個東亞國家的經濟變數的波動，會受到美國這個市場的影響，也就是說，東亞國家經濟波動的背後，可能存在一些共同因素，但這些共同因素並不是來自於這個區域性的市場，而是來自於另外的一個國際市場。所以，如果我們單純的以東亞各國的經濟變數的共同波動性（co-movement）來判斷金融整合，可能會有所偏差。換言之，如何將國際市場的影響，從區域市場中控制住，我想是重要的。

要解決這個問題，除了在計量模型的設計上需要考慮比較多的因素之外，也許亦可以從制度面上得到一些相關的訊息；若制度上對資本的移動、對外來資本有很多限制，則勢必無法形成金融整合。此時，若計量分析顯示各國變數間仍有共同波動性，則其原因可能不是金融整合的結果，而需要再進一步探討。

以下依照上述原則，提出我對幾種測量金融整合方法的意見。

- 一、以未拋補利率平價（uncovered interest parity, 以下簡稱 UIP）條件探討金融整合，主要是認為若各國的資金可以相互流動以套利，則經匯率調整後的利率差，應該呈現定態。然而，東亞許多國家利率與匯率的訂定，在很大程度上是受到美國市場的影響。因此即使發現東亞各國的利率差為定態序列，這並不一定代表東亞各國的資本可以在這些市場間相互流動，而很可能是因為多數國家皆跟隨美國政策所致。若以表一與表三的結果來看，UIP 條件的分析方法，顯示中國和其它 9 個國家當中的 6 個國家，都有金融整合的關係；此似乎與一般的認知不同，而很可能是源於上述因素。此外，東亞各國的匯率風險應不能忽視，而匯率波動的風險貼水，也會使實證資料偏離 UIP 的理論假設。要處理上述幾個問題，建議陳教授可嘗試在模型中，進一步控制與國際市場（特別是以美國為主的市場）以及各國

匯率風險相關的變數，使得模型得到的殘差能符合理論的要求。在這些控制變數中，也建議考慮 1997 年的金融危機虛擬變數；從文中的諸多圖形來看，1997 年的利差，與其他時點的利差有明顯不同。

- 二、從儲蓄與投資相關性來檢驗金融整合(見 Feldstein-Horioka (1980))，其理論基礎是認為，若資本能自由移動，則其投資量就不會受限於國內儲蓄。然而從實證的觀點來看，即使我們發現儲蓄與投資的相關性的確不大，這只能說明有資本移動，但無法說明資本移動的來源和去處，也因此無法證明東亞市場存在金融整合。
- 三、從股市共同波動性來證明金融整合，雖然理論性頗強，但是因為東亞許多國家的股市與美國股市的連動性很大，因此東亞各國股市間看似整合的現象，可能是因為受到美股這一共同因素的影響。事實上，從制度面上來看，東亞各國對於外來企業的上市，尚有諸多的限制，已發生整合的可能性應該不高。
- 四、圖 6 雖然顯示利率和匯率報酬的標準差之間，存在正向關係，但此正向關係主要是由印尼的樣本造成的。若將印尼的觀察點去掉，則正向關係就不存在。所以，印尼這個樣本是一個深具影響的觀察值 (influential observation)。因此，若要對此圖的關係做進一步的探討，則應該瞭解該印尼樣本的產生原因。若該原因具有普遍意義，則此圖的正向關係將較具意義。

陳教授思寬答覆：

- 一、全球或美國市場的因素的確對亞洲國家影響很大，未來 UIP 條件檢定將依據王教授建議，將全球市場因素抽離出來，再進行殘差單根檢定看是否可得到合理的結論。至於考慮 1997 年亞洲金融危機的因素，可將資料點切成兩部分，看金融危機之前後有否不同，或者將整個資料點以 1997 年的影響為虛擬變數加以處理，再比較兩者，看何者較有意義。
- 二、儲蓄與投資相關性分析將再回頭檢視文獻的處理，可能要考慮在迴歸式內另加入代表國際因素的另一變數，看兩者相關性的變動，至於變數的選取將與王教授討論。
- 三、有關消費相關性的研究，較符合一般對東亞地區金融整合的看法，將持續進行。
- 四、至於股市波動受國際因素影響，將先抽離出來，再觀察共同波動性是否存

在。

五、針對東亞各國之資本管制或外資投資股市限制，在國際貨幣基金(IMF)的資料可能可找到經濟（或金融）自由度衡量的標準，未來將找出相關資料做為東亞各國資本管制的背景說明或在適當的地方討論。

六、有關印尼的狀況將進行深入探討，以瞭解是否有特殊性。

陳副教授旭昇：

- 一、建議先對資料做結構轉變之檢定，再做 Zivot and Andrews (1992) 單根檢定。
- 二、對於相對購買力平價條件之差亦應做 Zivot and Andrews (1992) 之檢定。
- 三、對於儲蓄與投資間的相關性，作者不須執著於共整合分析之結果。計量上之共整合不必然隱含經濟上的金融整合。共整合分析純為統計上的概念，對於共整合分析的適當應用為：給定一經濟模型，模型中的 $I(1)$ 變數根據經濟理論在某些線性組合下，可為定態，則以共整合檢定驗證經濟理論。一般常見的不適當做法為隨意找一組 $I(1)$ 變數，做共整合分析並得到統計上共整合關係，就貿然宣稱變數之間的經濟關係。再次強調，作者發現投資與儲蓄之間無共整合關係，不須執著解釋，反倒該進一步以差分後的向量自我迴歸(VAR) 作 Granger 因果關係檢定 (Causality Test) 才較具意義。
- 四、作者固然對於金融整合的指標做了相當多的檢視，但所有指標都猶如 0/1 指標，亦即，我們只能知道金融整合程度高或不高；或者是具金融整合或無金融整合之證據。然而，以一政策制定者的角度，最好能有一個衡量各國金融整合程度之指標，並能做跨國比較。舉例來說，政策制定者會有興趣的問題為：

(1) 相較於日本，台灣整合於全球金融體系的程度為何？何者較高？

(2) 相較於日本與韓國之間的金融整合，台灣與日本之間的金融整合程度為何？何者較高？

這不是一件容易達成的工作，建議作者可盡力去完成。在作者所整理的各項指標中，似乎第 10 頁之第 6 項：衡量利率或資產報酬率的水準或差異的收斂速度可勉強作為一個整合程度衡量的替代變數 (proxy)。

五、就法規制度層面去看，金融整合(financial integration)與金融開放(financial openness)概念有點接近但事實上是不同的。因此考慮一國法令的限制或資本管制，實際上應只是反映其金融開放程度而非反映其金融整合程度。

陳教授思寬答覆：

- 一、在進行未拋補利率差與實質利率差單根檢定前將先做結構轉變之檢定。
- 二、針對相對購買力平價條件差作定態單根檢定，將再補充 Zivot and Andrews 單根檢定。
- 三、有關儲蓄與投資相關性研究，將進一步進行 VAR 分析及 Granger 因果關係檢定。
- 四、目前已搜集的國外文獻尚未發現有衡量各國金融整合程度之指標，並能做跨國比較的文章發表。個人倒是曾經看過有人嘗試建構金融整合指數，如果能找到並依此建立金融整合程度的指數，將較有意義。若不能找到的話，仍會估計 β 收斂速度，並將結果補充說明在期末報告。
- 五、至於法規制度部分將在期末報告補充，並參照陳教授的概念及想法。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆：

周副總裁：

就部分實務面觀之，似顯示亞洲或東亞地區金融整合程度不高。例如，新台幣與亞洲通貨具高度相關性，外匯存底應投資於亞洲貨幣，但因亞洲國家金融市場較為落後且限制又多，外匯存底投資於亞洲有其困難度，因此，若本文得到東亞地區金融整合程度很高的結論，可能與實際狀況不甚相符。

施處長：

- 一、前言中文獻部分提及東亞地區金融整合受到一些因素的限制，或東亞地區金融整合程度較歐洲地區為低的成因，建議補充說明限制及成因為何，並可以獨立成爲一個專節，以文獻回顧方式呈現。
- 二、第 2 節有關東亞十國金融狀況之第 3 頁第 2 行提及圖 1 是簡單的加權平均，不知其權數爲何？
- 三、第 6 頁之圖 6 及第 7 頁之圖 7 表頭文字有誤。
- 四、第 6 頁圖下方說明東亞各國利率水準是由物價上漲率決定，似宜改爲東亞

各國利率水準均可反映物價上漲率之變動。

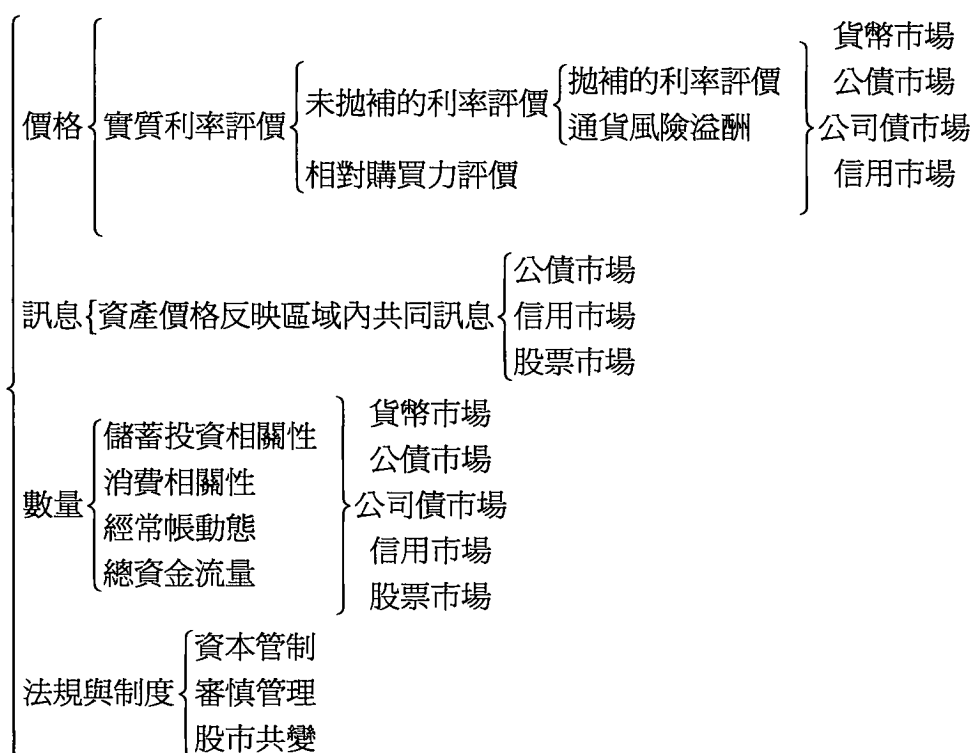
- 五、 第 10 頁 7.小結提及自前述討論的 3 種套利條件的衡量方法中選取 2 種；另第 12 頁 4.小結提及自前述討論的 3 種以數量為基礎的衡量方法中選取 2 種，然後在第 12 頁才提出選取原則，建議對此部分的說明順序能加以調整。
- 六、 針對部分國家實證資料取得有困難或資料點不夠長的問題（可由第 14/15 頁圖看出），可與本處國際經濟科游科長聯絡，儘可能從不同資料庫找尋需要的資料將資料補齊。
- 七、 實證結果部分，UIP 條件有 9 組未通過，而實質利率平價條件卻僅有 7 組未通過，似顯示條件較嚴苛的實質利率平價條件卻能通過更多，針對此點請加以說明。

汪研究員建南：

- 一、 拋補利率平價（covered interest parity, 以下簡稱 CIP）條件成立的原因可能係使用確定的市場價格資料並利用具有確定關係的實證模型進行分析（相對而言，UIP 使用了不能直接觀察的預期匯率變數），外匯交易人員亦大多以 CIP 為外匯操作的參考標準。
- 二、 UIP 條件強力要求市場參與者為理性預期（rational expectation）。但可能預期是適應性（adaptive），而造成偏誤（bias）的結果，因此是否可考慮放入適應性預期，看是否可解釋偏誤的因素。
- 三、 儲蓄與投資相關性不成立，可能係來自國內的因素，如國內投資動機不高，造成儲蓄與投資不會同向變動，而與國際資本移動規模無直接關係。
- 四、 實質利率平價條件成立的充分條件必須是 UIP 條件及相對購買力平價條件同時成立，可能是相對購買力平價條件的實證結果獲得強力的支持才使得較為嚴苛條件的實質利率平價條件反而獲得較多的支持。

何副研究員棟欽：

- 一、 本文提到兩篇文章，其中一篇是歐洲中央銀行(ECB)的研究報告，它將金融整合的衡量架構分為按價格、訊息、數量來衡量，另外一篇文章則按價格、數量、法規與制度來衡量，建議本文加以整合，將衡量架構分為按價格、訊息、數量、法規與制度來衡量：



- 二、 本研究已分析了短期利率及股市，如果可能的話，建議陳教授另補充公債市場的分析。
- 三、 可嘗試參考 ECB 作法，金融市場整合不應只看整體的金融市場，而應依不同市場別（如貨幣市場、公債市場及股票市場等）來看整合程度。如以公債市場為例，若法國 10 年期公債殖利率與德國 10 年期公債殖利率（以德國利率為 benchmark）變動一致，則可認為兩國公債市場整合。ECB 認為所有市場中以貨幣市場最重要，因為它是央行貨幣政策傳遞的主要市場，而且以拆款市場的整合程度最高。
- 四、 本研究測試三個月期利率之 UIP 條件，發現長期會成立，這僅表示資產在不同市場之報酬率會相等，是單一價格法則（law of one price）之表現，不代表金融整合。
- 五、 同樣的，對股票市場作共整合分析，最終結果可能只得到東亞地區不同市場之股市報酬率之長期穩定關係，不代表金融整合。例如，最後結果可能會得到台灣股市報酬率漲 1%，馬來西亞股市報酬率漲 1% 等時，韓國股市報酬率將會如何變動。

- 六、 同意王教授意見，接下來可對平滑消費方程式做實證：
 $\Delta C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma \Delta C_{rowt} + \varepsilon_t$ ，這是截至目前所看到衡量金融整合最好的方程式，它是以數量為基礎的金融整合衡量方式，由於實務界不易將消費與金融整合程度做連結，ECB 並不採用此一方法。
- 七、 陳旭昇教授提到 β 收斂： $\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta R_{i,t} + \sum_{l=1}^L \gamma_l \Delta R_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t}$ 是一條不錯的衡量方程式，不過此一方程式只衡量收斂速度，不是衡量金融整合的程度，負的 β 代表收斂， $\beta = 0$ 代表沒有收斂， β 的大小代表收斂速度。例如，法國 10 年期公債殖利率收斂到德國 10 年期公債殖利率的速度。
- 八、 反而 σ 收斂： $CSD_t = \alpha + \sigma T + \varepsilon_t$ 才是衡量金融整合程度的方程式，它是以公債利率的標準差對時間趨勢作迴歸，由於只是探討利率變動的趨勢，我不認為是一個好方法。
- 九、 衡量金融整合需要知道整合到什麼程度，這也是本篇研究的主要目的，如果能知道整合的動態過程則境界又更高。例如，2000 年整合程度是多少，2006 年的整合程度又是多少，由於以上衡量金融整合程度的方程式尚有改進空間，陳思寬教授剛才提到看過金融整合程度的指數，假設能找到此一指數，建議優先列為接下來的實證工作，如果可能的話，建議按市場別建立指數。

嚴副處長宗大：

建議將歐盟整合的研究結果與本文東亞地區金融整合之實證分析結果進行差異性之比較。

黃研究員富櫻：

- 一、 第 36 頁附錄一各國使用的利率資料屬性不盡相同，建議可由各國央行網站直接取得所需利率資料。請問台灣之貨幣市場 90 天期利率係屬隔夜拆款利率或商業本票利率還是其他利率？
- 二、 東亞十國採用的拆款利率有隔夜利率，也有 3 個月期利率，另有國庫券利率，不知為何有此差異性？此外，新加坡以匯率為操作目標，其貨幣市場利率波動性相對較大，其他國家則大多以維持短期利率穩定為操作原則，故比較上可能不同。

彭副研究員德明：

- 一、 區域金融整合的衡量方式實際上為三大類：價格、數量、法規與制度的衡

量方式，其中以價格為基礎的衡量方式又分為套利與非套利條件兩類，以訊息為基礎的衡量方式列屬於非套利條件的次分類中。

- 二、 由於亞洲各國的金融市場(貨幣市場、債券市場等)並不發達，加上 ECB 該篇有關各金融市場整合的文章係由 5 個經濟學者共同完成，且背後有許多研究助理協助處理龐大的資料，以本研究計畫的人力而言，不太可能進行如此廣泛的研究。另一方面，鑑於亞洲各國都有相當蓬勃的股票市場，似可多專注於股票市場整合的分析。
- 三、 由於區域內國家易受區域外大國(如美國)的影響，而展現出共同波動性的趨勢，因此即使通過 UIP 條件檢定，也可能難以確認區域內各國金融密切整合。但我們可建立 VAR 模型，並進行變異數分解(variance decomposition)，可分解出區域內各國與該區域外大國對特定國家的影響。
- 四、 消費的相關性要旨在於個人可透過國內外金融資產的配置，以避免景氣循環的變動影響所得，以平滑或保障各期消費。這是一種風險承擔(risk sharing)與保險政策(insurance policy)的概念，因此消費相關性分析方面，消費、GDP 等或可以 Hodrick-Prescott filter 或 Band-pass filter 等方法先剔除其中的時間趨勢項，並保留景氣循環項後，再進行相關分析。

陳教授思寬綜合答覆：

- 一、 將綜合整理文獻回顧，並更新至最新的文獻資料。
- 二、 第 2 節有關東亞十國金融狀況之第 3 頁第 2 行提及圖 1 應更正為簡單平均。
- 三、 文中敘述有錯誤或不清楚之處將會補正，而文中的先後順序有不一致的地方亦會做調整。
- 四、 有關利率指標資料不一致的問題，係因資料起始期為 1988 年 1 月，若要找定義完全相同的利率可能面臨資料點不足問題，因此退而求其次，尋找定義相似且資料起始期相近的利率指標。未來實證資料取得部分將與央行同仁連繫，儘量尋找同時滿足資料點夠長及各國定義較相同的時間序列資料。
- 五、 針對 UIP 條件與實質利率平價條件實證結果有可能不太合理之處，可能係受到全球市場的影響，因此未來將先消除此因素，再檢視東亞各國彼此間的共整合關係。
- 六、 有關金融整合程度的分類項目，期末報告將參照 Rajan (2005) 或彭副研

究員的分類法製作表格說明。

- 七、 股市是否為主要分析重點，屆時將根據每一市場分析其整合程度，至於公債市場是否納入，會後將與央行同仁討論。
- 八、 就記憶所及，曾有討論整個金融整合指數之報告，但其未依市場別區分，文獻上也沒有討論市場別的金​​融整合程度。
- 九、 至於可做為金融整合指數衡量的 β 收斂與 σ 收斂（第 10 頁）的估計結果會在期末報告補充說明。
- 十、 如有必要期末報告可能會加一章節整理歐盟整合文獻，並與本文所獲得之結論進行差異性比較。

參、 主席裁示

謝謝陳教授精彩的報告與回應，評論人王教授與陳助理教授及本行同仁提出許多寶貴意見，未來要修正之處亦多，從政策面來看，希望能建構一個金融整合程度的指數，若有辦法依市場別再區分當然更好，最後期盼陳教授的期末報告在本年底之前完成。

附錄三：「東亞地區金融整合之實證分析」

期末報告審查會會議紀錄

時間：民國 96 年 12 月 5 日下午 2 時 30 分至 4 時 30 分

地點：中央銀行第 2 大樓第 1102 會議室

主席：周副總裁

報告人：陳教授思寬（台灣大學國際企業學系暨研究所）

出席：

評論人：王教授泓仁（台灣大學經濟學系暨研究所）

陳副教授旭昇（台灣大學經濟學系暨研究所）

經研處：施處長燕、嚴副處長宗大、林襄理淑華、蔡襄理惠美、盧研究員志敏、楊研究員綦海、李研究員光輝、侯研究員德潛、程研究員玉秀、游科長淑雅、彭副研究員德明、劉副研究員淑敏、徐副研究員千婷、李專員岱青、周辦事員弘敏、徐辦事員婉容

外匯局：蔡副研究員焜民、游副研究員孝元

業務局：陳科長曉玫、何副研究員棟欽

紀錄：經研處/國際經濟科/廖副科長俊男

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

王教授泓仁：

在此期末報告中，陳教授已將我個人在期中報告建議的幾個重點，納入修改的考量。因此，我今天的報告將在不變動此報告的現有架構和主要內容的前提下，提出進一步修改的建議。

- 一、 文中的許多檢測金融整合的方法，例如未拋補利率平價條件（UIP）等等，主要都是針對資本移動的檢定。當然，資本能夠移動是金融體系間能夠整合的重要關鍵，但這兩者畢竟還不是完全等價的關係。特別是陳教授在第 16 頁列出了金融整合的定義，其中包含三個主要的條件；針對這三個條件，資本移動在其中扮演什麼樣的角色，我想可以在文章中更清楚的說明，如此可以讓讀者知道這些檢驗的意義及其侷限性。
- 二、 文中用了共整合的關係以及 Granger Causality（GC）探討金融整合。共整合可以理解，但 GC 對金融整合的意義何在，宜再說明清楚。特別是為何以其檢定各國股市間關連性，可有助於金融整合的探討，需要說明。
- 三、 文獻中已有相當多關於股市連動性的研究，或許陳教授可參考該文獻的論述，用於釐清其與金融整合的關係。
- 四、 在文章中，陳教授檢測了實質利率平價條件（RIP）、未拋補利率平價條件（UIP）、及相對購買力平價條件（PPP）等，得到的結論也大致相同。但如文章第 44 頁所言，實質成立的充分條件是未拋補利率平價條件和相對購買力平價條件也成立；所以，是否有必要三個條件都測試？
- 五、 陳教授以簡單迴歸，將美國影響因素從各變數中扣除後，以相關係數的方式探討這些扣除美國影響因素之後的變數間的關係。但陳教授在文章中亦指出，這些相關係數並沒有太多結構上的意義。如此，這部分分析的必要性可被質疑。陳教授或許可以考慮不同的呈現成果的方式（例如以附註或附錄方式呈現）。此外，在結論一節中，似乎暗示著變數間的短期關係受美國因素的影響，但長期關係則不受影響；這部分文字應再斟酌。
- 六、 文章的前半部以 ADF-GLS 做單根檢定，但在後半部則以 KPSS 做單根檢定。這樣的作法缺少一致性，請再斟酌。
- 七、 第 29 頁第（12）式的落後期數的選擇，宜說明。
- 八、 文獻回顧表格的呈現方式，一目了然，但正式出版時可能還是需要較為正

式的論文書寫方式。

陳教授思寬答覆：

- 一、 會依王教授意見，將金融整合的抽象概念具體化，並將資本移動的重要性，以及它與金融整合的關係從文獻上或經濟意義上說明更為清楚。
- 二、 股市的 Granger Causality 關係或連動性關係與金融整合有關，因連動性表示資金往來有一定自由度才會有因果關係，期末修正報告將從文獻上做一釐清，解釋何以與直覺上有差異。
- 三、 有關實質利率平價條件 (RIP)、未拋補利率平價條件 (UIP) 與購買力平價條件 (PPP) 圖表的呈現，將思考以較簡潔方式表達，讓讀者易讀與瞭解前後的一致性。
- 四、 有關排除美國因素後的實證結果，顯示其與長短期因素無關。東亞 10 國彼此間仍有關係，其相關性或共同變動仍是存在的。此部分將在結論作進一步說明。
- 五、 就計量技術性方面，ADF-GLS 與 KPSS 檢定都有檢定力不足的問題，因此是否加入 KPSS 檢定，將依整體估計結果而定。另第 59 頁的 VAR 不是 recursive VAR 而是最簡單的兩變數關係。至於落後期的選擇將作進一步說明。

陳副教授旭昇：

在研究課題上，作者應已竭盡所能完成，在此方面本人沒有進一步意見。以下僅對實證方法以及實證結果的詮釋提出幾點看法。

- 一、 有關結構性變動，建議先以 Andrews (1993) 檢定存在結構點變動。Andrews (1993) 與 Zivot-Andrews (1993) 檢定對於變動點的估計可能不一致，此事無妨。只要研究中對樣本的分段能夠一致地以相同檢定所找出的變動點來切樣本即可。
- 二、 股市的連動可能不是金融整合結果，而只是單純的「傳染」(contagion) 現象，建議作者應加入相關討論。
- 三、 有關於共整合分析：不要將統計上的共整合與經濟上的市場整合混為一談。統計上的共整合的意義是，一組時間序列存在共同的隨機趨勢 (common stochastic factor)，與市場整合並無相關。除非作者能夠提供一

- 個經濟模型說明共整合隱含市場整合，要不然第 18 頁前言部分與第 56~60 頁的分析結果，有待商榷。從另一個角度來看，股票指數為 $I(1)$ 序列，則可能有共整合關係存在。而股票報酬為 $I(0)$ ，則不可能有共整合關係。因此，如果共整合代表市場整合，則我們如何解釋同樣的股票市場，何以「價格」告訴我們存在市場整合，而「報酬」卻告訴我們不存在市場整合。
- 四、 作者在第 59 頁敘述：「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，但由於共整合關係並不只一個，顯示美國股市並非影響整個東亞股市的唯一因素」，此說法令人費解，請作者進一步說明之。
 - 五、 第 59 頁表 43 中，日本股市對東亞各國沒有 Granger Causality，固然令人訝異，而最下面一列中美國股市幾乎沒有 Granger Cause 東亞各國股市更叫人訝異。建議作者再檢視一下這部分的實證結果。
 - 六、 第 23 頁中提到的「時間數列的平均數是否為定態」此說法，我無法理解，尚請作者進一步說明。
 - 七、 未拋補的利率差是否指的是「deviation from UIP」？請作者釐清。
 - 八、 第 29 頁第 (12) 式中的 q_t 沒有定義。
 - 九、 第 33 頁中，分段樣本中不易拒絕單根的虛無假設，可能只是因為樣本點不足而使檢定力下降所致。作者可加入相關討論。
 - 十、 作者在第 47 頁中提到，長期之實質整合 (real integration)，不知所謂實質整合的定義是甚麼？
 - 十一、 對於儲蓄與投資的單根檢定，具體建議如下（作者可擇任一方案）
 - (一) 對於之前所有的單根檢定除了 ADF-GLS 之外，也都同時採用 KPSS 定態檢定。
 - (二) 或是刪除「投資與儲蓄相關性」此小節。
 - (三) 或將討論文字改成「我們首先檢定資料的恆定性。利用之前使用的 ADF-GLS 檢定發現，儲蓄與投資數列的自積階次 (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，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。」

十二、應對第 60 頁的貨幣市場利率序列的定態性質先做檢視。

陳教授思寬答覆：

- 一、 關於結構性變動，東亞金融危機是影響東亞區域金融結構變動的重要因素，而大部分探討東亞區域金融整合的文獻皆以金融危機發生的時間為分段點，以檢視危機發生前後的變化狀況。我們在結案報告中會加以引用說明。
- 二、 有關股市整合程度分析，用量化指標來看，最無爭議的即為相關性。但相關性過於簡單，才會運用共整合分析。就統計與經濟意義來說，確實有些差距，未來將修正期末報告之語意。
- 三、 第 59 頁是說明不含美國，顯示東亞 10 國股市有共整合關係，若含美國，亦顯示有共整合關係，因此才推論美國並非影響東亞 10 國股市的唯一因素。有關此段語意將再修正。
- 四、 有關第 23 頁提到時間數列的平均數是否為定態概念，此處是指「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」，有關此段說法亦將再修正。
- 五、 未拋補的利率差的定義確實指的是「deviation from UIP」，此點會依陳教授意見說明清楚（包括 q_t 定義）。
- 六、 長期之實質整合（real integration）係相對於金融整合（financial integration），指的是 PPP 概念，探討的是商品與勞務的價格，即各國財貨及勞務價格的變動，在長期的確趨向於一致。有關此點將更清楚說明。
- 七、 感謝陳教授對於儲蓄與投資單根檢定的具體建議，我們在結案報告中，將採用第(三)個方案陳述為何採行 KPSS 單根檢定。
- 八、 第 60 頁的貨幣市場利率序列的定態性質將先做檢視。

貳、 本行同仁發言意見與報告人答覆：（依發言順序）

何副研究員棟欽：

- 一、 第 64 頁增加 KPSS 單根檢定方法，但如此一來讓單根檢定之使用方法前後不一致。

- 二、 第 59 頁因果關係檢定結果發現美國不影響東亞國家股市（印尼除外），與直覺不符。
- 三、 第 72 頁表 59 之消費迴歸估計結果顯示，台灣消費絕大部分受自己影響，不受東亞區域所影響，可再對表 59 之估計結果進一步詮釋，也許可排列出東亞國家金融整合程度的高低。
- 四、 期末報告仍無法回答本研究的目的：探討目前東亞地區金融整合的程度。參考文獻第一篇對本報告第 18 頁第（9）式之 β 收斂及第 19 頁第（10）式之 σ 收斂有作實證，結果排列出金融整合程度的高低。另外，我這裡也有文獻從金融開放角度得到金融整合程度的高低，可提供陳教授參考。

陳科長曉玫：

- 一、 本篇報告經由檢定東亞 10 國間利率、股票市場、儲蓄投資、以及消費等項目之相關性，探討其金融整合程度，並推論可能引致之資本移動情形，建議宜就檢定項目與資本移動之關連性予以進一步釐清。
- 二、 關於報告結論談及台灣應強化金融市場健全程度，面對未來東亞區域整合，才能享受其效率提高的好處乙節，就另一務實角度而言，由於東協 10 國在本年 11 月已簽署憲章，至於東協 10 加 1、加 2、加 3 等情況，台灣均被排除於其外，台灣在政治經貿上有被孤立的情形，因此若東亞各國整合程度越高，可能對於台灣情勢更為不利；為避免被邊緣化，台灣應思考從與本身各項目兩兩金融整合程度較高國家各個擊破，進行金融合作。

施處長：

- 一、 有關本文結構方面，建議將第三章的亞洲金融整合文獻回顧與第四章的區域金融整合程度之衡量方法兩者對調。
- 二、 第 1 頁提及 Eichengreen 與 Park（2004）分析亞洲區域金融整合程度較歐洲區域低的成因，建議在本文或附註補充說明。
- 三、 第 1 頁 portfolio assets 與 portfolio liabilities 的名詞翻譯部分請再修正。

嚴副處長宗大：

- 一、 建議將本文研究結果與較新文獻的實證結果進行比較。
- 二、 建議在結論說明未來進行學術性研究的研究方向、方法論及應注意之處供參。

彭副研究員德明：

- 一、 有關資本移動與區域金融整合的關係，我們很難想像沒有資本移動的區域會存在金融整合，換句話說，資本移動是區域金融整合的必要條件。雖然區域金融整合的要件另包括促進各國金融體系標準一致的程度、各國金融基礎建設相互聯結的程度、各國政府金融合作的程度等，但這些要件會因區域內資本移動的驅動而實現或顯現其重要性。未拋補利率平價條件等既為跨國資金移動的套利條件，也就成為衡量金融整合非常重要的條件。其實不只是以價格為基礎的衡量方式是以資本移動為前提，即使是以數量為基礎的衡量方式，如儲蓄與投資的相關性、各國消費的相關性等，也是以之為前提。除非我們另外以制度法規的衡量方式去探討金融整合，否則似不必太在意資本移動與金融整合兩者在概念上的差異。
- 二、 有關台灣未來是否能融入東亞區域經濟整合與區域金融整合方面，基本上，區域經濟整合是區域內各國以主權國家為基礎簽訂協約以發展自由貿易區、關稅同盟或更高階的共同市場等，就此而言，台灣因受制於國際局勢，容易被排除在外。但在區域金融整合方面，則較無此限制。固然東亞各國仍會簽訂各種與區域金融整合有關的協定，但除非這些國家刻意限制台灣與區域內國家的資金移動，否則未來台灣仍將與東亞各國朝向金融整合的趨勢發展。
- 三、 1997 年亞洲金融危機之後，東亞國家金融合作主要發展為清邁倡議與亞洲債券市場倡議，其中清邁倡議為各國簽訂換匯協定，是一種備援機制，台灣因政治因素未能加入，而亞洲債券市場倡議的目的是發展亞洲債券市場，最初雖有各國中央銀行提供資金協助，但各國民間部門仍可自由參與該市場，並不會針對特定國家而設限。

李研究員光輝：

隨東亞國家的股市整合程度不斷提高，此種情況對各國匯率或利率的影響是加大或變小？

陳教授思寬綜合答覆：

- 一、 有關資本移動與金融整合的關係將說明清楚。
- 二、 將進一步說明第 72 頁表 59 之消費迴歸估計結果，顯示台灣消費絕大部分受自己影響，不受東亞地區國家所影響。

- 三、 本文編排方面，第三、四章順序將對調。
- 四、 有關第 1 頁 Eichengreen 與 Park (2004) 分析亞洲區域金融整合程度較歐洲區域低的成因，將在附註補充說明。另外，同頁的 portfolio assets 與 portfolio liabilities 的名詞翻譯將再修正。
- 五、 本文的實證結果將與 2000 年以後文獻的研究結果進行比較。
- 六、 有關研究方法論及未來研究方向，將在結案報告中加以補充說明。
- 七、 若金融整合後形成單一貨幣，在區域內即無匯率波動問題。金融整合程度提高，利率波動受相同因素衝擊，變動程度應是相同。

周副總裁：

- 一、 就資本移動而言，雖然各國股市連動性高，但可能無法證明各國間存在金融整合。MSCI 指數納入的國家中，日本列入已開發經濟體，日本以外的東亞 9 國屬於新興市場經濟體，因此包括避險基金與退休基金等投資人針對日本股市的投資行為可能異於其他東亞 9 國，是否因為如此，造成日本股市波動與其他東亞國家不同調，也可加以思考。
- 二、 未來在本委託研究計畫完成之後，可進一步以法規與制度為衡量基礎來探討金融整合程度。
- 三、 第 22 頁第 4 行提到的「又如前所述，由於資本市場也是金融整合很重要的一環...」，此段應放在第 21 頁（四）選取原則第 1 段以價格為基礎的衡量方式中。

參、 主席裁示

謝謝陳教授的期末報告與回應，也感謝評論人王教授、陳教授及本行同仁提出許多寶貴意見，本報告仍有一些地方需要釐清與修正。因為本委託研究計畫合約到期日為本年底，現在僅剩不到 1 個月，時間有些緊迫，若陳教授的期末修正報告無法在本年底之前完成，請儘早通知本行，以辦理延長一個月至明年 1 月底完成之程序。