

資金流動、國際金融整合與經濟成長：東歐、東亞與拉丁美洲新興經濟體的實證分析

葉國俊、何泰寬、張李易呈*

摘要

本文研究目的，在藉由控制特定的經濟、金融和政策特徵變數，檢視東歐、東亞、拉丁美洲三大主要新興市場地區國家的資金流動方向，它對經濟成長的影響，以及近來眾所關切的全球經常帳失衡問題。實證結果顯示，東歐國家所得水準與金融深化程度仍低，但隨著發展程度提升，未來將由資金流入轉為流出。東亞國家的超額儲蓄、貿易出超與資金流出，被指控為造成美國巨額經常帳赤字與全球經常帳失衡的主因之一。但若能夠持續金融深化的努力，資金可能回流並使全球經常帳失衡現象得以緩和。至於拉丁美洲國家的總體經濟、金融和政策特徵狀態變數，對於資金流動方向並無決定性影響。但財政與貨幣政策紀律，仍是決定資金流入能否有助於經濟成長的主要關鍵。

關鍵詞：資金流動、國際金融整合、經濟成長、全球經常帳失衡、新興經濟體

JEL 分類代號：F21, F43, O57

* 三位作者分別為聯絡作者：葉國俊，國立中正大學經濟學系，62102 嘉義縣民雄鄉三興村 7 鄰大學路一段 168 號，電話：05-2720411 轉 34118，E-mail: ecdkey@ccu.edu.tw。何泰寬，國立清華大學計量財務金融學系，30013 新竹市光復路二段 101 號，電話：03-5715131 轉 62136，E-mail: tkho@mx.nthu.edu.tw。張李易呈，國立中正大學經濟學系，62102 嘉義縣民雄鄉三興村 7 鄰大學路一段 168 號，電話：05-2720411，E-mail: dove6521@yahoo.com.tw。感謝孫佳宏、劉綱、蔡佩蓉，二位匿名審稿人的評論指正，以及研究期間國科會的資助 (NSC97-2415-H-194-011)。如有錯誤疏漏係作者之責。投稿日期：民國 98 年 1 月 7 日；修訂日期：民國 98 年 5 月 19 日；接受日期：民國 98 年 10 月 15 日。

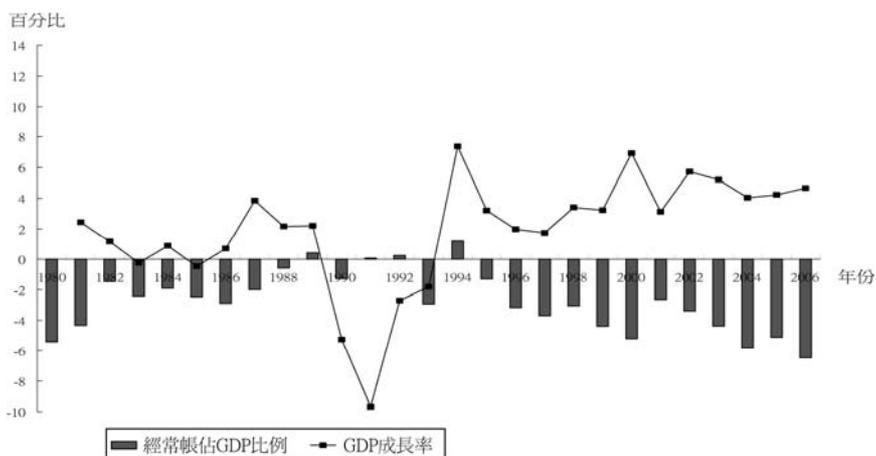
1. 前言

國際貨幣基金 (International Monetary Fund, IMF) 定期出版的金融與發展 (Finance and Development, 2007) 中，提及目前全球資金流動，呈現由部份經濟後進國 (例如東亞新興經濟體與石油輸出國家) 流向先進國家的所謂 “uphill” 現象，且後進國經濟仍持續成長。這與新古典經濟理論預測 (Lucas, 1990)，資本流動應為 “downhill”，即由先進國家流向較貧窮地區，致使後者有更多的資金，從事基礎建設與機器設備購置，並使所得水準朝前者收斂的狀況有所不同。¹ 以東歐轉型經濟體與歐元區之間的整合為例，資金流動便呈現 downhill 現象，經濟也有所成長。但部分地區如拉丁美洲，雖有來自國際資本市場資金與先進國家的官方援助，經濟表現卻無明顯進展。²

我們利用幾個圖形簡要說明上述情況。圖 1 至圖 3 分別顯示東歐、東亞與拉丁美洲等三個區域的經常帳餘額與經濟成長率。經常帳盈餘 (代表資金的流出) 表達為其佔 GDP 的百分比，並且以直條圖標示；經濟成長率則以折線圖標示。我們對區域內每個國家取簡單平均，以得到區域性的變數。因為經濟轉型，使得部份東歐國家的資料在 1992 年之前有所欠缺。即便如此，圖 1 與圖 2 仍然顯

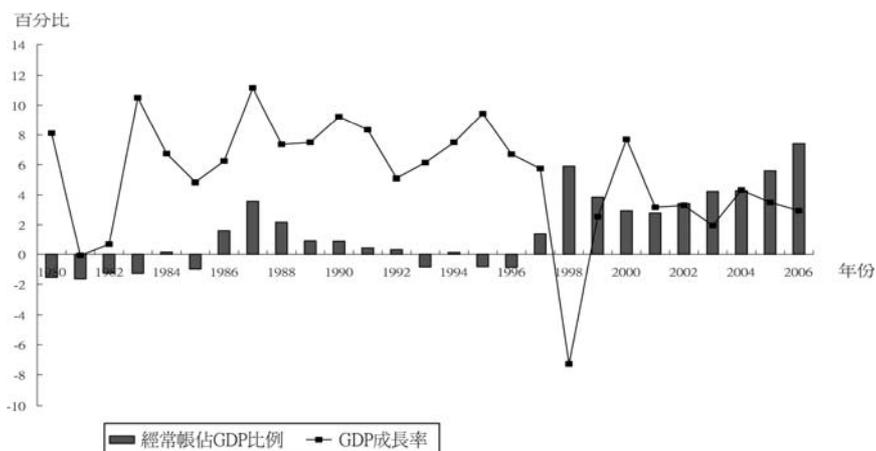
¹ Lucas (1990) 認為可能因人力資本與政府機構制度品質等基本面的差異，以及資本市場不完整，造成資產交易訊息不對稱與產權保障不佳所致。後續研究將上述新古典理論與實際不一致的現象，稱之為 Lucas paradox。Obstfeld and Taylor (2003, 2004) 根據國外淨資產資料，發現一次大戰前的金融全球化屬「發展金融」，即貧窮國家接受資金流入並累積資本的 “downhill” 模式；但晚近的金融全球化為「多樣化金融」，即各國在國際金融市場進行純粹的資產交換 (swapping)，故產生 Lucas paradox 的現象。

² Prasad et al. (2007) 以 1970-2000 年 22 個工業化國家與 61 個發展中國家資料，發現較多資金流入的發展中國家，經濟成長表現反不如資金流入較少的國家。Abiad et al. (2007) 以 1974-2004 年全球 115 國家與歐洲 23 個國家進行比較，發現後者合乎 downhill 模式，且在每人平均所得達到一門檻值後，資本流入與經濟成長即呈正相關。



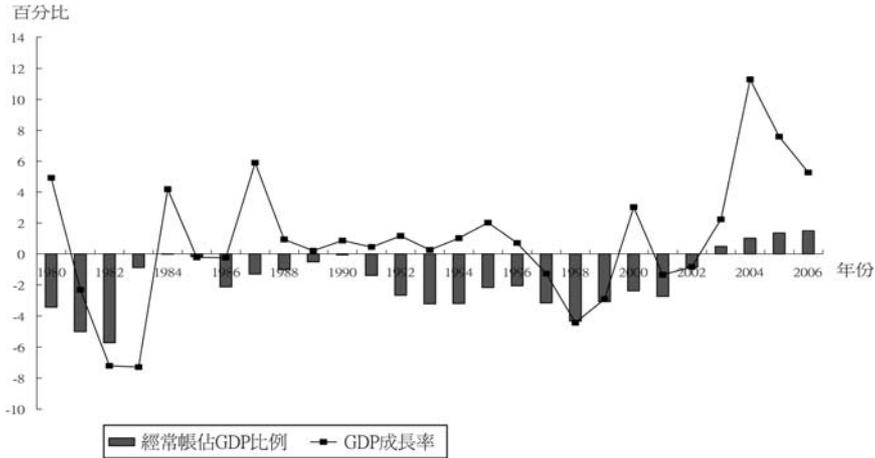
資料來源：International Financial Statistics，且由作者自行計算。
 註：1980-1991 年因資料缺陷，僅包含保加利亞、捷克、匈牙利、馬爾他、波蘭、羅馬尼亞和土耳其等 7 國。1991 年之後則包含論文中所提及的 14 個東歐國家。無加權的平均值。

圖 1 1980-2006 年東歐新興市場國家經常帳餘額與經濟成長



資料來源：同圖 1。
 註：因資料缺陷，東亞 9 國之中不包括香港的資料。無加權的平均值。

圖 2 1980-2006 年東亞新興市場國家經常帳餘額與經濟成長



資料來源：同圖 1。

註：包括樣本中拉丁美洲 19 國資料。無加權的平均值。

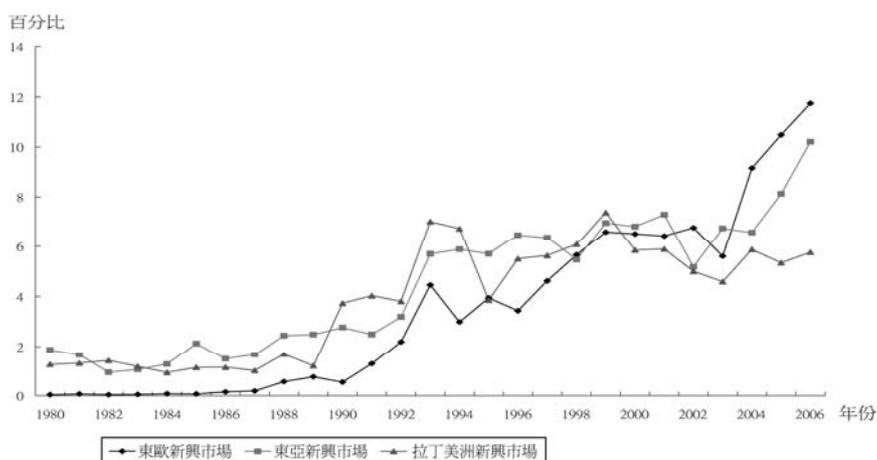
圖 3 1980-2006 年拉丁美洲新興市場國家經常帳餘額與經濟成長

示東歐與東亞不同之處，在於東歐於 1980 至 1991 年間資金為流入，且經濟成長率在 1% 左右。共產制度瓦解，二個指標皆有劇烈波動，但資金仍為流入。歐洲貨幣同盟於 1998 年成立之後，東歐呈現經濟增長伴隨經常帳赤字的現象，這與新古典理論的 downhill 預測相符。而東亞新興經濟體在經歷 1997 至 1998 年金融危機之後，平均經常帳餘額與經濟成長均為正值，呈現資金流出（雖然如中國等國家仍有資本帳管制）伴隨經濟成長的 uphill 現象。圖 3 顯示拉丁美洲新興市場的型態有別於東亞與東歐，長年呈現資金流入且經濟成長為負的現象，直至近三年方有顯著改善。

圖 4 顯示東歐、東亞與拉丁美洲等區域從 1980 至 2006 年的國際金融整合程度。我們將國際金融整合程度，定義為外國直接投資與資產組合投資（包含外國至本國與本國至外國）絕對值的加總佔 GDP 的比例。³ 東歐、東亞、與拉丁美洲的國際金融整合程度分別

³ 具體而言，我們是加總國際金融統計資料庫 (International Financial Statistics, IFS) 資料庫中的 78bdd, 78bed, 78bfd 與 78bgd 等四個項目，然後除上 GDP。由於政治動盪與其他因素所造成的資本外逃在國際收支帳上是被歸類於誤差與遺漏一項 (78cad)，故我們所定義的國際金融整合程度並不會受到資本外逃的影響。

是以菱形、方形與三角形符號來標示。圖 4 顯示東歐的國際金融整合程度持續上升，在 2006 年已達 12%，反高於東亞新興經濟體的平均水準。儘管東亞自 1990 年代起已有明顯進步，但仍有提升空間。圖 4 也顯示拉丁美洲的金融整合程度在 1990 年代後才有較大進展，但波動幅度也較大。



資料來源：同圖 1。

註：國際金融整合程度 (IFI) 的定義為資金流入與流出總和 (外人直接投資加上資產組合投資) 佔 GDP 的比例。無加權的平均值。

圖 4 1980-2006 年三區域新興市場國家國際金融整合程度

學界開始關注 downhill 與 uphill 資金流動模式與經濟成長的關係，發現即使部分國家地區呈現與前述新古典理論一致的 downhill，發展狀況似亦有很大差異，與成長的關係亦非十分明確。既有文獻對於箇中關鍵的探討，大致可分為以下二類：

- 一、人力素質與制度政策：Barro and Lee (2000)、Shleifer (2003)、Alfaro et al. (2003)、Sanchez (2006) 與 Schularick and Steger (2007) 等強調人力資本素質、制度品質、產權保護，或是三者加總的影響力，認為優質人力資本，良好的制度，以及對於國際資金供給者的保護與資產權的保障，是國外資金挹注於貧窮國家協助其經濟發展的先決條件。Grossman and Helpman

(1991)、Balasubramanyam et al. (1996)、Borensztein et al. (1998) 與 Zhang (2001) 等雖非資本流動專著，但皆認為資金流動中的外人直接投資 (foreign direct investment, FDI)，含有知識與技術創新因素，可對經濟成長產生正面影響。但這只有在資金接受國本身具有良好人力素質下才可能成立，且亦可能與政策選擇 (例如進口替代或出口擴張) 有關。

二、金融市場整合程度：相較於 FDI 僅屬國際金融整合下資金流動的一部份，Obstfeld (1994)、Grilli and Milesi-Ferretti (1995)、Quinn (1997)、Kraay (1998)、Rodrik (1998)、Henry (2000)、Edison et al. (2002) 與 Bussière and Fratzscher (2008) 等更關心全球資本市場開放程度與經濟成長的關係。全球資本市場的開放與整合，促使投資多樣化且易於進行風險分擔，私人投資的增加應可促使經濟成長。然而，這樣的結論也有不同的意見。例如發展中國家因為沒有成熟的金融結構與制度規範，在面對國際資本市場開放後大量的資金進出，可能引發金融危機與經濟衰退。這也可能是在全球大樣本的研究中，國際金融整合與資本流動未能促成長期且穩定經濟成長的主因。⁴

資金流動的持續研究，對於現階段已開發國家與新興經濟體的發展仍極具意義。首先，連年貿易赤字與 uphill 的資金流動模式，已使美國在 2004 年的國外淨資產部位 (net foreign assets, NFA)，達到負 41,000 億美元的空前規模 (Hausman and Sturzenegger, 2005)。這種被稱之為全球經常帳失衡 (global imbalances) 現象的成因雖眾說紛紜 (參考 Xafa, 2007)，但若美元價位因此而發生崩跌現象，不

⁴ 例如 Kraay (1998) 以 1985-1997 年 117 國年資料，使用三種衡量國際金融整合程度進行估計，認為國際金融整合對成長的利益，會被資金的大幅波動所抵銷。Bussière and Fratzscher (2008) 將 1980-2002 年 44 個先進與新興經濟體資料，得出國際金融整合和經濟成長間的關係會隨時間而改變。短期而言國際金融整合有益於經濟成長，但就中長期並控制一些變數後，顯示國際金融整合只有在特定條件配合下 (例如較低人均所得水準、穩定的通貨膨脹率、較高金融深化程度、較佳政府機構效率和低貪腐程度)，才會對經濟成長有所助益。

但持有美元資產的政府與投資人將遭受鉅額財富損失，恐慌性的資金撤出亦可能使美國經濟持續衰退，並波及其他新興經濟體，這對國際金融秩序與經濟成長，將造成難以預估的負面影響。

另一方面，東歐國家近五年平均經濟成長率達 6%，每年來自歐盟佔其 GDP 3%-4% 的投資與移轉實居關鍵地位 (Allard, 2008)。IMF 據此預估在廿年後，東歐的所得水準或可趕上西歐國家 (Vamvakidis, 2008a)。然而在 downhill 模式的所得收斂過程中，部分國家呈現物價上漲，國內信用快速擴張與國際收支嚴重失衡等現象，業已引起經濟硬著陸的憂慮 (Vamvakidis, 2008b)。而西方世界對於包括印尼、拉丁美洲與非洲等開發中國家，以 downhill 資金流動模式進行的經濟援助，早遭指控淪為先進國家政府、跨國企業與國際銀行控制經濟後進國經濟資源的工具。其中知名者如 Perkins (2004)，⁵ 便指出它雖引進了現代化的生活與建設，卻也帶來剝削、環境破壞、成長停滯、貧富差距、以及永遠無法清償的債務。

綜合上述，uphill 或 downhill 資金流動模式，會成為國際經濟秩序的不穩定因子嗎？什麼原因造成這種理論與實際相左，以及不同區域國家間發展上的差異？資金流入要能夠使較貧窮國家的經濟成長與人均所得有所改善，其關鍵因素究竟為何？本文研究目的，即在於探討東歐、東亞、拉丁美洲三大主要新興市場地區，資金流動方向與經濟成長的關係，以及各區域呈現異同特性的原因，使我們進一步思考在國際金融整合的趨勢下，各國如何就其區域特性，制定政策措施以達成特定經濟目標。本文的貢獻及其與過去相關研究不同之處有三：

首先，藉由控制特定的經濟、金融和政策特徵變數，檢視資金流動方向，它對經濟成長的影響，以及近來眾所關切的全球經常帳失衡問題。

⁵ Perkins (2004) 中譯本書名為「經濟殺手的告白」，時報出版。

其次，為避免所有國家地區樣本資料堆疊在一起，可能使某些具區域特性的因素喪失解釋能力，本文將包含轉型經濟體在內的 14 個東歐國家，9 個東亞新興經濟體，以及 19 個拉丁美洲國家，分成三個不同的新興市場區域進行實證與比較分析。藉此我們將可看出特定的經濟、金融和政策特徵變數，對國際金融整合、資金流動與經濟成長的交互作用與影響，進而思考如何根據區域特性制定政策措施，達成特定經濟目標。

第三，在資料的處理上，運用 3 年移動平均 (overlapping) 以充分利用現有數據，避免資訊不必要的浪費造成樣本數不足。最後，將有關此議題的研究資料更新到 2006 年，藉以顯現與既有研究成果的異同。

本文的架構如次：第二節建立實證模型；第三節說明研究方法，並針對資本流動方向及其與經濟成長關係進行實證分析；第四節為結論與建議。

2. 實證模型

本文實證分析所使用的資料，兼具橫斷面與時間序列的型態。我們估計了兩組的追蹤資料迴歸模型 (panel data regression)。第一組迴歸式是探討資本流動 (以經常帳表示) 的決定性因素；第二組迴歸式則是探討資本流動對於經濟成長的影響。

2.1 決定經常帳與資本流動的因素

遵循 DeBelle and Faruqee (1996) 與 Chinn and Prasad (2003) 的觀點，由於經常帳等同於一國儲蓄與投資的差距，故應納入考量的變數，應是結構性而言會影響儲蓄與投資，而非僅是在短期造成經常帳波動的因素 (如匯率、利率等)。因此，本文所使用的基本迴歸式如下：

$$CAR_{i,t} \equiv \left(\frac{CA}{GDP} \right)_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_i X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中下標 i 與 t 分別標示國家與時間。被解釋變數 CAR 即經常帳 CA 佔國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 的百分比：正 (負) 值表經常帳盈餘 (赤字)，隱含資本流出 (入)。 α 為固定效果或是隨機效果的截距項， ε 為隨機干擾項。 X 則是決定經常帳的結構性變數，包括：每人實質 GDP 成長率 (YG)、政府預算餘額佔 GDP 的比重 (GOV ，負值表示赤字)、兒童依賴比率 ($YOUNGD$)、老人依賴比率 ($OLDD$)、貿易開放度 ($OPEN$)、淨國外資產 (NFA) 和國際金融整合程度 (IFI)。⁶ 所有變數的定義與計算方式，請詳見文章末的資料附錄。

各個解釋變數對經常帳的影響如下。經濟成長率的增加可能帶動國內消費支出的增加，因此造成儲蓄與經常帳餘額的減少。此外，高經濟成長也代表該國經濟前景看好，因而導致投資增加且吸引資金流入。故我們預期 YG 的係數值為負。政府預算盈餘直接影響到政府儲蓄。當其他條件不變時，政府預算盈餘會透過其對政府儲蓄的影響而造成經常帳的增加。此外，政府財政的赤字，隱含著有外資流入融通的需求。因此我們預期 GOV 的係數值為正。根據生命週期循環理論，兒童與老年依賴比率的增加將導致儲蓄下降與經常帳赤字，故我們預期 $YOUNGD$ 與 $OLDD$ 的係數值為負。貿易程度越開放表示越容易吸引國外的投資，故我們預期 $OPEN$ 的係數值為負。 NFA 的係數值為正，因為持有淨國外資產愈多，利息所得收入也愈多，因而改善經常帳餘額。在上述變數的作用獲得控制之後，我們就可以回答國際金融整合程度對於經常帳的影響，這也是本文的重點。若 IFI 的係數值為正，則表示國際金融整合程度的增

⁶ Abiad et al. (2007) 採用兩種衡量國際金融整合程度的指標：國外總資產與總負債絕對值加總佔 GDP 的比例以及 Chinn-Ito 的資本開放程度指標。他們發現使用兩種國際金融整合指標所得到實證結果無明顯差異。

加是伴隨著資金的外流；反之，若 *IFI* 的係數值為負，則表示國際金融整合程度的增加是伴隨著資金的流入。我們預期該係數在東歐與拉丁美洲地區為負，因為這兩個區域的國際金融整合通常伴隨著國際資金的流入。相對地，我們預期該係數在東亞地區為正，因為該區域的國際金融整合通常伴隨著資金的流出。

在估計時我們考慮到異質變異與序列相關的問題，因此使用一般化最小平方法 (generalized least square, GLS) 做估計，並以 White 標準誤進行調整。為了避免內生性問題，即被解釋變數和解釋變數在同期可能有相互影響的現象，我們採用 Abiad et al. (2007) 的作法，讓解釋變數的期數比被解釋變數先行一期。例如，若 *CAR* 為 1998-2000 年 3 年的平均值，那麼解釋變數則採用 1997 年的數值，或是 1997-1999 年 3 年的平均值。因此 (1) 式解釋變數 *X* 的下標是 $t-1$ 。

除了基本迴歸式外，我們依據 Edison et al. (2002)，將特定總體經濟、金融或政策等控制變數，以及這些變數與 *IFI* 的相乘項，引入 (1) 式，以便進一步解釋 *CAR* 是受到 *IFI* 與哪些因素的交互影響。與前述 (1) 式的解釋變數所不同者，在於這些變數並非傳統理論用來解釋資本流動的選項。加入這些相乘項的目的，在於進一步分析哪些變數使國際金融整合程度對於資金流動（經常帳）的影響，在各個區域有所不同。

$$CAR_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_i X_{i,t-1} + \theta_i x_{i,t-1} + \phi_i (x_{i,t-1} \times IFI_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

其中 $x_{i,t-1}$ 為本文所選取的總體經濟、金融與政策等變數。總體經濟變數有實質每人 GDP (*LY*，取過對數) 與人力資本 (*SCH*)。金融變數有股市總成交金額佔 GDP 的百分比 (*STOCK*，衡量股票市場的活絡程度) 以及銀行對私人部門的放款總額佔 GDP 的百分比 (*PRI*，衡量銀行機構發展的程度)。之所以使用 *PRI*，而非 *M2* 佔 GDP 比例，是因為前者或可較明確地顯示資金運用狀態與金融發

展特質 (Levine, 1991)。政策變數則以前述的 GOV 與通貨膨脹率 ($INFL$)，分別用以衡量財政與貨幣政策的穩定性。

值得強調的是，(2) 式加入了國際金融整合程度與每人實質 GDP 的相乘項。若是該相乘項的係數值為正，則表示國際金融整合的加深，可能使資金自較高所得國家流出（表經常帳盈餘）至低所得國家，即：

$$\frac{\partial CAR_{i,t}}{\partial IFI_{i,t-1}} = \theta_i + \phi_i LY_{i,t-1} > 0,$$

換言之，低所得國家因而可以維持較高的經常帳赤字，國際資金的移動是屬於 downhill 型態。反之，若是該相乘項的係數值為負，則表示國際金融整合加深，可能使資金自較低所得國家流向高所得國家，國際資金移動屬 uphill 型態。根據 Abiad et al. (2007)，Perkins (2004) 和 IMF (2007) 的敘述，我們預期該相乘項的係數值在東歐與拉丁美洲地區為正，屬 downhill 模式；在東亞則為負，屬 uphill 型態。

2.2 資本流動與經濟成長

(1) 式與 (2) 式探討資本流動的決定性因素。緊接著探討資本流動對於經濟成長的影響。我們依據 Barro (1991) 以每人實質 GDP 成長率作為經濟成長的指標，並使用人口成長、人力資本與期初每人實質 GDP 作為解釋變數。再加上 Young (1991) 所提出貿易對經濟成長的重要性，建立實證模型如下：

$$YG_{i,t} = \delta_{i,t} + \lambda_i Z_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad (3)$$

其中 δ 為截距項， u 為隨機干擾項， Z 是解釋變數，包括每人實質 GDP (LY)、人力資本 (SCH)、人口成長率 (PG)、貿易開放度 ($OPEN$) 和經常帳佔 GDP 的百分比 (CAR)。(3) 式的解釋變數之所以包含

CAR，目的在觀察其所代表的資金流動對於經濟成長的影響。

各個解釋變數對經濟成長的影響如下。依據絕對收斂假說，期初所得水準愈高，則經濟成長率較低，故 *LY* 的係數值應該為負。人力資本對於經濟成長有正面效果，所以 *SCH* 的係數應該為正。較高的人口成長率將壓低每人平均產出，故 *PG* 的係數值應該為負。多數出口導向國家皆有較佳的經濟成長表現，所以 *OPEN* 的係數值應該為正。至於經濟成長與經常帳的關係，根據 IMF (2007)、Perkins (2004)、Prasad et al. (2007) 與 Abiad et al. (2007)，在東歐地區資本流入是與經濟成長同時發生，故 *CAR* 的係數值在東歐應為負；反之，東亞地區的資本流出與經濟成長並存，故 *CAR* 的係數值在東亞應為正。但我們預期 *CAR* 的係數值在拉丁美洲為不顯著，因為 Perkins (2004) 曾指控外國資本流入根本無助於該地區的經濟成長。

我們進一步分析是什麼因素，導致資本流動在各個地區對於經濟成長有著不同的影響。因此我們將特定控制變數引入 (3) 式：

$$YG_{i,t} = \delta_{i,t} + \lambda_i Z_{i,t-1} + \kappa_i x_{i,t-1} + \eta_i (x_{i,t-1} \times CAR_{i,t-1}) + u_{i,t}, \quad (4)$$

其中 $x_{i,t-1}$ 為經濟、金融與總體政策狀態變數，這些變數與 (2) 式中的變數完全相同，即每人實質 GDP、人力資本、銀行對私人部門的放款總額佔 GDP 的百分比、股市總成交金額佔 GDP 的百分比、財政餘額佔 GDP 百分比、以及通貨膨脹率。

3. 實證結果分析

本文所研究的三個新興經濟區域，在 1980 年代之前，年資料缺陷頗為嚴重，故資料起訖時點的選擇，東亞與拉丁美洲為 1979 年至 2006 年。至於東歐國家在 1990 年代進行經濟轉型前的資料有所缺漏，故以 1991 年為起始年。

本文在實證分析時，均將迴歸式中的被解釋變數，也就是經常帳餘額佔 GDP 比例以及每人實質 GDP 成長率，取 3 年的移動平均值。這是因為被解釋變數通常有很大的波動，採用移動平均可以讓被解釋變數變得比較平滑，同時去除資料中的雜訊。這樣做也隱含著被解釋變數所受到的影響有可能分散在落後數期之內。

為了避免內生性的問題，解釋變數的期數則比被解釋變數先行一期。以 (1) 式為例，被解釋變數經常帳餘額佔 GDP 比例的數值，即是採用 1980-1982、1981-1983、1982-1984、...、2003-2005、2004-2006 年等的移動平均值，相對應的解釋變數則為 1979、1980、1981、...、2002、2003 等年資料。

既有的文獻，例如 Abiad et al. (2007)，通常取被解釋變數每 5 年、非重疊的平均值作為一個估計樣本。⁷ 這是因為他們關注的是經常帳餘額中期性的決定因素。相對地，我們關注的焦點是經常帳餘額短期性的變動與其決定因素。採用移動平均也讓我們有較多的估計樣本數，增加估計的效率。

使用具橫斷面與時間序列特性的資料進行迴歸分析，牽涉到各地區迴歸式的截距項是否相同，以及設定固定效果或隨機效果以求得一致性估計式。因此我們先就 (1) 式至 (4) 式進行 F 檢定與 Hausman 檢定。檢定結果顯示拒絕相同截距項，以及隨機效果模型為一致性估計式的虛無假設。⁸ 迴歸式也考慮到異質變異與序列相關的問題，因此使用 GLS 估計，並藉由 White 標準誤進行調整。

在進行不同區域的探討之前，我們先將本文所有的國家樣本，不分區域並依 (1) 式與 (3) 式，進行初步的混合迴歸，結果如表 1 第 2、3 行所示。第 2 行的係數除 YG 外均合乎預期，且 IFI 係數顯著為正，表示 1980 年代之後的國際金融整合，促使新興經濟體的資本流動，呈現文獻上所說的 uphill 現象。第 3 行僅 OPEN 與

⁷ 有關此議題的文獻多採用 5 年一平均，但也有例外者，例如 Noorbakhsh et al. (2001) 即採用 3 年一平均。

⁸ 檢定結果因篇幅不在此詳述，但可與作者聯繫取得。

SCH 與預期相符，且 *CAR* 的係數並不顯著，表示資金的流動，並未對經濟成長有明確影響，這與既有文獻結論也大致相符。換言之，探討不同區域特性並作一比較，應是值得試的。

表 1 本文所有樣本國家的 *CAR* 混合迴歸結果

解釋變數	被解釋變數為 <i>CAR</i>	被解釋變數為 <i>YG</i>
<i>YG</i>	0.014 (1.055)	
<i>CAR</i>		-0.034 (-0.742)
<i>GOV</i>	0.093*** (5.969)	
<i>YOUNGD</i>	-0.113*** (-5.626)	
<i>OLDD</i>	-0.092*** (-2.691)	
<i>NFA</i>	0.010*** (5.235)	
<i>OPEN</i>	-0.042*** (-10.220)	0.006* (1.711)
<i>IFI</i>	0.231*** (6.080)	
<i>LY</i>		0.088 (0.623)
<i>SCH</i>		0.074*** (3.898)
<i>PG</i>		-0.321 (-1.163)
N	816	879
\bar{R}^2	0.37	0.10

資料來源：本研究整理。

註：以下所有表格中的括弧數字為 t 統計量。* 在 10% 水準下為顯著，** 在 5% 水準下為顯著，*** 在 1% 水準下為顯著。

3.1 決定經常帳與資本流動的因素

表 2 是三個地區以 (1) 式所得出的結果，基本上大多符合第二節的預期。*YG* 係數在東歐顯著為負，表示自經濟轉型以來，經濟成長與國外資金挹注之間的關係。*GOV* 係數在三地區均為正且顯著，表

政府預算改善 (即 *GOV* 為正數) 可使經常帳餘額提升。⁹ *YOUNGD*、*OLDD* 在東亞和拉丁美洲皆顯著為負，即兒童與老人依賴率會減少其儲蓄，使經常帳惡化。*NFA* 顯著為正，表持有較多外國資產，將使未來利息所得增加且經常帳餘額改善。*OPEN* 只有在東歐顯著為負，即貿易開放會使國外資金流入。

表 2 *CAR* 迴歸式

被解釋變數為 <i>CAR</i>			
解釋變數	東歐	東亞	拉丁美洲
<i>YG</i>	-0.426*** (-4.578)	-0.159 (-1.441)	-0.015 (-1.581)
<i>GOV</i>	0.268*** (3.250)	0.241*** (2.955)	0.064*** (4.520)
<i>YOUNGD</i>	0.032 (0.368)	-0.066* (-1.759)	-0.147*** (-6.201)
<i>OLDD</i>	-0.231 (-1.221)	-0.097* (-1.798)	-0.173*** (-4.179)
<i>NFA</i>	0.005 (1.122)	0.115*** (7.753)	0.006*** (3.328)
<i>OPEN</i>	-0.015*** (-3.229)	-0.035 (-0.965)	0.006 (0.544)
<i>IFI</i>	-0.067* (-1.848)	0.081* (1.771)	-0.016 (-0.432)
N	147	188	429
\bar{R}^2	0.65	0.70	0.30

資料來源：同表 1。

註：同表 1。

一如先前預期，*IFI* 對 *CAR* 影響在東歐為負，即 *IFI* 上升 1%，*CAR* 下降約 0.067%，表國際金融整合程度愈高，國外資金可流入融通，呈 downhill 現象。這可能是因為自 90 年代初經濟轉型，以至於 2004 年正式加入歐盟的經濟整合歷程中，使東歐各國金融體系和制度與先進國家漸趨一致，故能吸引西歐的資金流入。¹⁰

⁹ 根據歐盟馬斯垂克條約，預算赤字佔 GDP 比重不得高於 3% (即 *GOV* 為 -3%)，但這並非檢驗財政紀律的唯一標準。

¹⁰ Alfaro et al. (2003); Sanchez (2006)。

東亞 *IFI* 對 *CAR* 影響為正，表國際金融整合程度愈高，資金呈現流出的 uphill 狀態。這可能是因為經濟起飛的時間較東歐更早，出口導向策略與教育投資令國外 *FDI* 流入，生產力上升且使國內儲蓄上升，但在金融體系發展與投資商品仍未臻成熟之下，國際金融整合反使過剩資金流向金融發展程度較高，投資商品種類較多的工業化國家。¹¹ 換言之，在東亞雖有 *FDI* 流入，但整體而言資金呈淨流出。

拉丁美洲在這部份並無統計顯著性，顯示國際金融整合程度愈高，似未能誘使 *FDI* 或其他資產組合投資等資金穩定地流入。由此可知，此一地區的資金流動方向與規模，並不像東歐或東亞那樣的穩定。

3.1.1 加入特定的狀態控制變數

我們以表 2 的迴歸式為基礎，加入特定的總體經濟、金融與政策狀態控制變數。這些變數雖非傳統理論用來解釋長期資本流動的選項，但仍可能扮演一定的角色。換言之，這些狀態變數若能有所變動，可能使資本流動轉至對該國有利或不利的方向進行。三個區域的實證結果分別呈現在表 3、表 4 與表 5。

根據表 3、表 4 與表 5，加入每人實質所得 *LY*，以及它與 *IFI* 的交互作用項 $LY \times IFI$ ，三個地區如預期呈現不同的結果。

表 3 第 (1) 行 *LY* 顯著為負，表東歐國家隨所得上升，國外資金流入愈多。第 (2) 行 $LY \times IFI$ 亦顯著。將其 *CAR* 對 *IFI* 微分，可得 *IFI* 對 *CAR* 的邊際影響：

$$\frac{\partial CAR}{\partial IFI} = -0.592 + 0.061 \times LY,$$

令上式等於零，即經常帳保持平衡下，可求出一所得門檻值（因

¹¹ Prasad et al. (2006)。

表 3 東歐 CAR 實證結果

解釋變數	被解釋變數為 CAR											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
YG	-0.395 ^{***} (-7.621)	-0.396 ^{***} (-7.262)	-0.296 ^{***} (-3.432)	-0.274 ^{***} (-3.418)	-0.403 ^{***} (-5.568)	-0.282 ^{***} (-3.088)	-0.413 ^{***} (-6.652)	-0.376 ^{***} (-3.555)	-0.426 ^{***} (-4.578)	-0.423 ^{***} (-6.138)	-0.435 ^{***} (-5.643)	-0.435 ^{***} (-5.613)
GOV	0.237 ^{***} (4.575)	0.238 ^{***} (4.311)	0.202 ^{***} (4.726)	0.177 ^{***} (2.650)	0.238 ^{***} (4.019)	0.142 ^{***} (1.385)	0.260 ^{***} (5.633)	0.171 ^{***} (1.348)	0.269 ^{***} (3.250)	0.243 ^{***} (2.580)	0.2681 ^{***} (3.424)	0.268 ^{***} (3.405)
YOUNGD	0.056 (1.102)	0.084 (1.596)	0.056 (0.884)	0.035 (0.402)	0.020 (0.434)	0.064 (-0.693)	0.111 (1.539)	0.146 (1.314)	0.032 (0.368)	0.025 (0.4448)	0.039 (0.510)	0.039 (0.511)
OLDD	-0.214 ^{**} (-2.137)	-0.146 (-1.373)	-0.086 (-0.657)	-0.042 (-0.251)	-0.238 ^{**} (-2.571)	-0.304 (-1.509)	-0.077 (-0.597)	-0.070 (-0.321)	-0.231 (-1.221)	-0.237 ^{**} (-2.310)	-0.219 (-1.402)	-0.218 (-1.384)
NFA	0.004 (0.915)	0.004 (0.742)	0.006 (2.792)	0.008 (2.855)	0.006 (1.147)	0.005 (0.997)	0.054 (1.427)	0.114 ^{**} (2.162)	0.005 (1.122)	0.005 (1.107)	0.006 (1.149)	0.006 (1.154)
OPEN	-0.014 (-1.540)	-0.013 (-1.626)	-0.014 (-3.680)	-0.011 [*] (-1.769)	-0.015 (-2.979)	-0.010 (-1.109)	0.013 (0.744)	-0.009 (-0.361)	-0.015 (-3.229)	-0.015 (-2.587)	-0.016 (-1.757)	-0.016 (-1.757)
IFI	-0.039 ^{**} (-1.679)	-0.592 ^{***} (-1.820)	-0.255 ^{***} (-4.637)	-0.837 ^{***} (-2.983)	-0.055 ^{***} (-2.941)	-0.205 ^{***} (-2.036)	-0.202 ^{***} (-3.658)	-0.209 ^{***} (-2.082)	-0.067 ^{**} (-1.848)	-0.066 ^{**} (-1.964)	-0.063 ^{**} (-1.946)	-0.063 ^{**} (-1.919)
LY	-0.293 ^{**} (-2.378)	-0.453 ^{***} (-3.046)										
LY × IFI		0.061 [*] (1.707)										
SCH			-0.054 ^{***} (-3.910)	-0.118 ^{***} (-3.076)								
SCH × IFI				0.012 ^{**} (2.069)								
PRI					-0.005 (-1.276)	-0.029 ^{***} (-2.959)						
PRI × IFI						0.002 ^{**} (2.164)						
STOCK							0.014 (1.110)					
STOCK × IFI								-0.024 (-0.294)				
GOV × IFI								0.005 (0.661)		0.003 (0.321)		
INFL										0.002 (1.401)		0.003 (0.859)
INFL × IFI												-0.0001 (-0.094)
N	147	147	114	114	146	146	111	111	147	147	147	147
R ²	0.67	0.67	0.71	0.75	0.61	0.41	0.64	0.44	0.65	0.64	0.65	0.65

資料來源：同表 1。
註：同表 1。

表 4 東亞 CAR 實證結果

解釋變數	被解釋變數為 CAR											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
YG	-0.145 (-1.131)	-0.086 (-0.369)	-0.168* (-1.791)	-0.126 (-1.405)	-0.161 (-1.433)	-0.226 (-1.283)	-0.267*** (-2.803)	-0.249** (-2.162)	-0.159 (-1.441)	-0.105 (-0.807)	-0.166 (-1.581)	-0.175* (-1.680)
GOV	0.247** (3.113)	0.126 (0.804)	0.297** (3.023)	0.344** (3.712)	0.278** (3.151)	0.273 (1.284)	0.319*** (3.809)	0.250** (2.240)	0.241*** (2.9554)	-0.207 (-0.982)	0.258** (2.314)	0.251** (2.087)
YOUNGD	-0.059 (-1.321)	-0.057 (-1.220)	-0.025 (-0.776)	-0.025 (-0.881)	-0.053 (-1.237)	-0.102** (-2.067)	-0.107*** (-3.97)	-0.117*** (-3.753)	-0.066** (-1.759)	-0.076 (-3.252)	-0.083*** (-2.603)	-0.098*** (-3.026)
OLDD	-0.095* (-1.732)	-0.158* (-1.751)	-0.099* (-1.756)	0.004 (0.064)	-0.103** (-1.996)	-0.123 (-0.710)	-0.082 (-1.219)	-0.086 (-0.931)	-0.097* (-1.798)	-0.081 (-0.785)	0.005 (0.056)	-0.031 (-0.367)
NEA	0.114** (7.156)	0.141*** (3.220)	0.111*** (5.593)	0.104*** (5.973)	0.105*** (7.515)	0.102 (4.20)	0.134*** (6.330)	0.136*** (4.275)	0.115*** (7.753)	0.116** (2.573)	0.081** (2.316)	0.083*** (2.938)
OPEN	-0.032 (-0.835)	-0.036 (-1.027)	-0.022 (-0.697)	-0.015 (-0.523)	-0.038 (-0.958)	-0.024 (-0.711)	-0.037 (-1.134)	-0.028 (-0.908)	-0.035 (-0.965)	-0.030 (-1.183)	-0.032 (-0.907)	-0.030 (-0.820)
IFI	0.084** (1.982)	-2.554*** (-3.804)	0.087* (1.802)	1.555*** (5.379)	0.088** (2.113)	-0.783* (-1.908)	0.051 (1.068)	-0.001 (-0.010)	0.081* (1.771)	-1.123 (-1.179)	0.133* (1.944)	0.202*** (3.100)
LY	0.016 (0.039)	-0.786 (-1.215)										
LY × IFI	0.265*** (4.184)											
SCH			0.085*** (3.778)									
SCH × IFI				0.167*** (7.359)								
PRI				-0.042*** (-5.221)	0.013 (1.064)	-0.010 (-0.552)						
PRI × IFI						0.008*** (3.158)						
STOCK								-0.014 (-1.593)				
STOCK × IFI								0.001 (0.684)				
GOV × IFI									0.041*** (7.404)		0.004 (0.070)	0.093 (1.341)
INFL												-0.054*** (-3.277)
INFL × IFI												188
N	188	188	188	188	185	185	170	170	188	188	188	188
R ²	0.69	0.72	0.69	0.74	0.70	0.52	0.77	0.61	0.70	0.75	0.49	0.52

資料來源：同表 1。
註：同表 1。

表 5 拉丁美洲 CAR 實證結果

解釋變數	被解釋變數為 CAR											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
YG	-0.020 ^{**} (-2.310)	-0.020 ^{**} (-2.200)	-0.014 (-1.443)	-0.014 (-1.43)	-0.016 [*] (-1.682)	-0.016 [*] (-1.682)	-0.023 (-0.970)	-0.021 (-0.949)	-0.015 (-1.581)	-0.010 (-1.417)	-0.013 (-1.573)	0.013 (-1.547)
GOV	0.049 ^{***} (5.2358)	0.049 ^{***} (4.441)	0.066 ^{***} (4.866)	0.067 ^{***} (4.817)	0.058 ^{***} (4.445)	0.058 ^{***} (4.349)	0.045 (1.529)	0.043 (1.489)	0.064 ^{***} (4.520)	0.015 (1.273)	0.054 ^{***} (5.387)	0.054 ^{***} (5.328)
YOUNG	-0.148 ^{***} (-6.26)	-0.147 ^{***} (-6.180)	-0.134 ^{***} (-5.801)	-0.139 ^{***} (-5.960)	-0.154 ^{***} (-6.150)	-0.154 ^{***} (-6.200)	-0.056 (-0.951)	-0.059 (-0.981)	-0.147 ^{***} (-6.201)	-0.119 ^{***} (-4.979)	-0.148 ^{***} (-6.082)	-0.148 ^{***} (-6.017)
OLDD	-0.187 ^{***} (-4.441)	-0.187 ^{***} (-2.910)	-0.184 ^{***} (-2.780)	-0.187 ^{***} (-2.848)	-0.174 ^{***} (-2.727)	-0.174 ^{***} (-2.727)	-0.083 (-0.430)	-0.100 (-0.511)	-0.173 ^{***} (-4.179)	0.087 (0.470)	-0.172 ^{***} (-2.699)	-0.172 ^{***} (-2.69)
NEA	0.005 ^{***} (3.003)	0.005 ^{***} (2.936)	0.006 ^{***} (3.321)	0.006 ^{***} (3.314)	0.005 ^{***} (2.883)	0.005 ^{***} (2.856)	0.029 (0.681)	0.025 (0.602)	0.006 ^{***} (3.328)	0.001 ^{***} (3.236)	0.006 ^{***} (3.265)	0.006 ^{***} (3.260)
OPEN	0.005 (0.449)	0.005 (0.493)	0.006 (0.535)	0.005 (0.496)	0.004 (0.377)	0.004 (0.391)	0.013 (1.059)	0.011 (0.988)	0.006 (0.544)	0.001 (0.138)	0.005 (0.446)	0.004 (0.417)
IFI	-0.004 (-0.1142)	-0.035 (-0.818)	-0.026 (-0.596)	-0.221 (-1.283)	-0.002 (-0.063)	0.001 (0.012)	-0.093 (-1.600)	-0.133 (-1.510)	-0.016 (-0.432)	-0.029 (-1.023)	-0.021 (-0.522)	-0.021 (-0.524)
LY	0.062 (1.860)	0.056 [*] (1.850)										
LY × IFI		0.004 (1.17)										
SCH			0.039 (1.505)	0.010 (0.270)								
SCH × IFI				0.008 (1.220)								
PRU					-0.016 (-1.618)	-0.015 (-1.197)						
PRU × IFI						-0.0001 (-0.070)						
STOCK							-0.032 (-0.417)	-0.118 (-1.150)				
STOCK × IFI								0.015 (0.892)				
GOV × IFI									0.003 [*] (1.906)			
INFL											-0.0003 ^{***} (-3.218)	-0.0004 (0.500)
INFL × IFI												0.00001 (0.558)
N	427	427	429	429	429	429	232	232	429	429	427	427
R ²	0.28	0.28	0.30	0.30	0.30	0.30	0.19	0.20	0.30	0.70	0.30	0.30

資料來源：同表 1。
註：同表 1。

$LY = \ln Y$ ，故取指數後可得 $Y = 16,398$ ，以美元計價)。 Y 在門檻值之前且其他情況不變， IFI 上升將使資金流入，超過門檻值後則使資金流出。這表示東歐的國際金融整合造成資金流入的現象，會因所得上升而減緩。俟所得達 16,398 美元水準後，則資金將轉為流出。不過由現有資料來看，幾乎所有的東歐國家 Y 值仍低於門檻值。此外， LY 對 CAR 的邊際影響是 $-0.453 + 0.061 \times IFI$ ，同理也可求出一 IFI 門檻值 7.43%。根據前述圖 4，東歐目前 IFI 平均值已近 12%，且自 90 年代末期已有一半的國家超過此一門檻值。故其他情況不變下， LY 增加將使資金開始流出。簡言之，以東歐為例，國際金融整合程度 IFI 或每人實質所得 LY 提高，均會吸引國外資本流入，但二者交互作用，且同時提升到某一程度時，則資本移動方向將會轉為流出。目前東歐 IFI 已達一定水準，惟代表經濟發展程度的 LY 仍低，故整體而言經常帳仍呈赤字，即資金持續流入狀態。

以相同方法觀察表 4 第 (1) 與 (2) 行的東亞迴歸式，可知 IFI 對 CAR 的邊際影響是 $-2.554 + 0.265 \times LY$ ，門檻值 $Y = 15,333$ 美元。在本文的樣本中，除香港、新加坡和近年的韓國與臺灣之外，其餘 Y 值都在門檻值以內。這也與現況相符，即亞洲四小龍在快速的經濟發展且國際金融整合下，資本流出的幅度擴大。其餘如印尼、馬來西亞、菲律賓、泰國在 90 年代末期之前， CAR 多為負值，但隨著各期所得提高，在 IFI 和 LY 的交互作用下，可預期 CAR 將漸有改善。

表 5 第 (1)、(2) 行除 LY 在 10% 水準顯著為正外， IFI 與 $LY \times IFI$ 均不顯著，表示拉丁美洲國際金融整合對資金流動的方向和效果，並非取決實質所得的高低。但可知若能設法使實質所得逐漸提升，仍可減少對於國外資金流入的依賴。

表 3、表 4 與表 5 第 (3)、(4) 行，為加入人力資本變數 SCH 後的結果。 IFI 在東歐和東亞為顯著，加入 SCH 與 $SCH \times IFI$ 後，拉丁美洲的 IFI 仍不顯著。但 SCH 與 $SCH \times IFI$ 兩項，三地區有不

一樣的結果。表 3 第 (3) 行 SCH 顯著為負，表東歐人力資本程度提高，會導引更多資金流入投資。然交互作用項 $SCH \times IFI$ 為正，顯示人力資本上升也代表著每人生產力提高與所得增加，使國內儲蓄上升。在國際金融整合愈日趨緊密下，可能轉為資本輸出。這基本上呼應了表 2 第 (1)、(2) 行的結果。

根據表 4 第 (3)、(4) 行東亞地區的交互作用項，可得 IFI 對 CAR 的邊際影響是 $1.555 - 0.042 \times SCH$ ，而 SCH 對 CAR 的邊際影響是 $0.167 - 0.042 \times IFI$ 。故在其他情況不變下，國際金融整合使東亞新興經濟體資金流出的程度，會隨人力素質提高而逐漸減少；而人力素質提高對國內資金流出的影響，將隨國際金融整合上升而減緩。這樣的結果，顯示若東亞的人力素質與國際金融整合程度若能持續增進，則吸引資金流入投資的力度，將逐漸超越因人力素質提升造成所得與儲蓄增長，致使資金流出的部份。換言之，東亞與東歐在人力素質方面的差異，在於吸引資金流入與創造國內儲蓄二種效果的比較。

至於表 5 第 (3)、(4) 行的拉丁美洲迴歸式， SCH 與 $SCH \times IFI$ 皆不顯著，即其國際金融整合對資金流動的方向和效果，並非取決於人力素質的高低。

表 3、表 4 與表 5 第 (5)、(6)、(7)、(8) 行，分別為加入金融特徵狀態 PRI 與 $STOCK$ 兩變數。三個地區的 IFI 並非全都顯著。

在東歐的迴歸式， IFI 依舊顯著且為負值，表 3 第 (6) 行加入交互作用項後的 PRI 顯著為負， $PRI \times IFI$ 顯著為正， IFI 的迴歸係數也變大，顯示經由國際金融整合，國內金融市場的發展可吸引更多資金流入。但隨著國際金融整合與國內金融發展的深化（可計算出 PRI 須高於 103% 的門檻值），經常帳餘額將轉為正，資金開始流出。¹² 表 3 第 (7)、(8) 行 $STOCK$ 與 $STOCK \times IFI$ 不顯著，表示

¹² 由數據可知到目前為止，多數東歐國家的 PRI 尚未超過會使資金轉為流出的門檻值。

股市的發展，目前仍非資金流入的主因。

東亞國家表 4 第 (5) 行，*IFI* 顯著為正，但第 (6) 行 *IFI* 符號不同，而 $PRI \times IFI$ 亦顯著為正，表示 *IFI* 對 *CAR* 的邊際效果受到 *PRI* 影響，且可算出 *PRI* 門檻值為 97.88%。超過門檻值後，國內資金開始流向國外。¹³ 另外，表 4 除第 (7) 行 *STOCK* 顯著為負外，第 (8) 行 *STOCK* 與其交互項均不顯著，表股市發展與資本流動的關係，在此並無強力證據支持。

拉丁美洲迴歸式表 5 第 (5)、(6)、(7)、(8) 行，在控制 *PRI* 與 *STOCK* 狀態下，狀態變數與交互項都不顯著，表示國內金融發展狀況，與該地區資金流動並無明顯關聯。

表 3、表 4 與表 5 第 (9)、(10)、(11)、(12) 行，引入與政府行為有關的 *GOV* 與 *INFL* 特徵狀態變數，可知除表 4 第 (10) 行外，*IFI* 依舊只在東歐和東亞是顯著的。至於交互作用項，東歐的 $GOV \times IFI$ 與 $INFL \times IFI$ 皆不顯著，但表 4 與表 5 第 (10) 行顯示東亞和拉丁美洲的 $GOV \times IFI$ 顯著，表示政府預算狀況改善（即 *GOV* 由負轉正），在國際金融整合的過程中，即可減少國外資金流入，進而降低對它的依賴，惟拉丁美洲的數值與統計顯著性並不高。

如同前述，(2) 式的狀態控制變數及其交互作用項，並非傳統理論用來解釋長期資本流動的選項。儘管變數性質有所不同，我們仍可以試著把所有的解釋變數、狀態變數以及交互作用項，全部放入一條迴歸式中。¹⁴ 雖然東歐與東亞的 \bar{R}^2 有顯著提升，但東歐與拉丁美洲會因為股市資料欠缺，造成樣本數減少，且這樣做亦不易看清各別變數的影響。即便如此，仍可知這三個地區的經濟、金融和政策特徵狀態變數，符號和顯著性大致仍與前面的分析結果相同：在東歐與東亞，所得、人力資本和金融環境發展，是解釋國際

¹³ 印尼、南韓和菲律賓仍小於此門檻值。

¹⁴ 限於篇幅並未將表格納入，但可與作者聯繫取得。

金融整合促使資金流動的重要因素，但股市在東亞的角色則較顯著。在拉丁美洲，各種總體經濟、金融與政策特徵，基本上與資金流動無明顯的關係。

前述實證結果可能存在一個問題：*IFI* 內含 *FDI* 與金融性資產組合股資兩類，而這兩類資本本質上有很大的差異，若 *IFI* 為 downhill，而另一類為相反或雙向都可能，則 *IFI* 可能出現所謂的整合誤差 (aggregation bias)，因而影響實證結果，則本文所獲致結論可信度堪虞。爲了回答此一重要問題，我們重新定義兩個衡量國際金融整合程度的指標，其中第一個指標只有涵蓋外國直接投資，第二個指標則僅涵蓋資產組合投資。我們分別以這兩個新定義的指標，重做相關的迴歸式估計，以檢驗上述實證結果可信度。¹⁵ 我們發現，主要結論還是沒有改變，亦即國際金融整合程度的加深，在東歐地區是伴隨資金的流入而在東亞地區則是伴隨資金的流出。此外，對於東歐與東亞國家，若是在迴歸式中加入銀行對私人部門放款佔 GDP 百分比，那麼以資產組合投資作為金融整合程度的變數就變得不顯著；反之，以外國直接投資作為金融整合程度的變數則依然顯著。這表示在這二個區域，資產組合投資的流入或是流出，都與銀行的金融中介緊密相關。

3.1.2 排除中國後的東亞 *CAR* 實證結果

由以上分析可知，國際金融整合促使東亞國家的資金流出，有違傳統 downhill 假設。但事實上許多國家在 1990 年代末或 2000 年後，才開始有經常帳盈餘，且中國在 1990 年代中期之後經常帳盈餘大增，近幾年來更呈倍數成長。因此上述實證結果，或有可能是受到中國的影響所致。我們可將中國剔除之後，重新檢驗表 4 東亞國家 *CAR* 迴歸式結果。¹⁶ 然而各變數的符號與顯著性，與表 4 並無太大差異。惟值得注意的是加入 $LY \times IFI$ 交互項前，*IFI* 不顯

¹⁵ 限於篇幅並未將檢驗實證結果可信度的細節納入，但可與作者聯繫取得。

¹⁶ 限於篇幅並未將表格納入，但可與作者聯繫取得。

著，加入之後則為顯著。當分別引入經濟、金融、政策控制變數，及其與 *IFI* 的交互作用項後，結果即與前文一致。這並不難理解：雖然中國的經常帳盈餘，自 1997 年之後便為所有樣本國家中最高者，但因其 GDP 規模較大，故經常帳餘額佔 GDP 百分比（即本文被解釋變數 *CAR*），並未高於諸如香港、新加坡、台灣等地區與國家，因此結論不致有太大改變。

3.2 資本流動與經濟成長

國際金融整合下的資金流動是否有助於經濟成長？表 6 是根據 (3) 式，以 *YG* 為被解釋變數所進行的分區迴歸結果。式中與經濟成長有關的解釋變數，多與第二節的預期相符。*LY* 在東歐和東亞顯著為負，表示所得水準愈低時，會有較高的經濟成長，這與所得收斂假說相符，但拉丁美洲數據則與此有所違背。*SCH* 在東亞與拉丁美洲均顯著為正，表示人力素質提升有助於經濟成長。至於東歐的結果不如預期，可能是因為本研究的 *SCH*，來自於 Barro and Lee (2000) 1975-2000 每 5 年為一單位的資料。東歐地區資料始於 1992 年，資料數目不足，且該地區雖曾隸屬共產集團，但工業化程度與人力素質本就不低，故 1990 年代中期以後的提升幅度較為有限。此外，*OPEN* 在三地區均顯著，但東歐地區 *OPEN* 與 *CAR* 符號為負。這也是因為目前東歐的成長動力，較仰賴外資流入 (Vamvakidis, 2008a, 2008b)，與東亞國家的出口導向仍有差別所致。

CAR 在表 6 迴歸式，可用來解釋資金流動是否有助於經濟成長。其中東歐 *CAR* 係數顯著為負，東亞地區顯著為正，拉丁美洲則無統計顯著性。這表示東歐在經常帳仍呈赤字，且處於資本流入的 downhill，經濟仍有所成長，¹⁷ 東亞則是資金流出且經濟仍有所成長的 uphill。儘管係數值並不大，但如同前述，可解釋為外國 FDI 與逐漸提升的人力素質，使生產力與國內儲蓄率提高。兼以金

¹⁷ 這也與 IMF 最新的研究結果相符 (Vamvakidis, 2008a, 2008b)。

表 6 *YG* 迴歸式

解釋變數	被解釋變數為 <i>YG</i>		
	東歐	東亞	拉丁美洲
<i>LY</i>	-0.233** (-2.503)	-1.778*** (-10.023)	0.974*** (7.428)
<i>SCH</i>	0.025 (0.868)	0.097*** (6.246)	0.125** (2.444)
<i>PG</i>	-0.593 (-1.618)	-0.816*** (-5.083)	-0.590 (-0.828)
<i>OPEN</i>	-0.033*** (-3.183)	0.005*** (3.340)	0.026** (2.042)
<i>CAR</i>	-0.768*** (-5.433)	0.102*** (3.873)	-0.312 (-1.156)
N	125	223	465
\bar{R}^2	0.58	0.38	0.15

資料來源：同表 1。

註：同表 1。

融體系仍未臻成熟，且欠缺多樣化投資標的，致使資金整體而言呈淨流出，並於美國等金融深化國家進行投資與避險。

至於拉丁美洲的 *CAR* 符號為負但不顯著，表示資本流動與經濟成長無關。如就過去該地區的發展經驗來看，在富蘊天然資源，卻又欠缺資金自行開發之下，使其冀望藉國際金融市場融資，以補國內資金不足，資金流入多屬外幣計價債務與國外有償援助型式。¹⁸ 1980 年代國際利率上升，使其陷入償債惡性循環，更無足夠資金改善人力資本與環衛條件，作為持續經濟成長動力，因而形成資金流入但經濟成長表現遲緩的現象。¹⁹

3.2.1 加入特定的控制變數

我們仍以表 6 迴歸式為基礎，在三個區域分別加入特定的總體經濟、金融與政策狀態控制變數。這些變數雖非傳統理論用來解釋長期經濟成長的選項，但仍可能扮演一定的角色。換言之，這些狀

¹⁸ Chen and Khan (1997); Perkins (2004)。

¹⁹ 拉丁美洲於 1980 年代經濟不振且陷入債務危機的主因，可參考 Masson (2007)。

態變數若能有所變動，可能使資本流動與國際金融整合，促進該國的所得成長。

依照前述表 3 的分析方法，表 7 第 (2) 行令 YG 對 CAR 偏微分，可求出的東歐的所得門檻值 $Y = 19,438$ 美元。由於目前東歐國家的所得尚在門檻值以內，表示仍處於資金流入，且經濟持續成長的 downhill 階段。由表 8 第 (2) 行求出東亞門檻值 $Y = 5,361$ 美元，而近年僅印尼和菲律賓還在此門檻值以內，其他如馬來西亞與泰國，則分別是在 1990 年代初期與中期超越此門檻，呈資金流出與經濟成長並存的 uphill 型態。由於該所得係以實質面來衡量，故 2000 年後中國亦超越門檻值，這與其貿易順差急劇擴大，且開始大量累積美元資產的時點相近。表 9 第 (2) 拉丁美洲在加入 $LY \times CAR$ 一項後，相關變數的係數仍不顯著，顯示國外資金流入對於經濟成長並無明顯效果。

表 7 的 SCH 並非有助於東歐經濟成長的因素，理由如同前述，應是因資料欠缺所致。東亞於表 8 第 (4) 行 SCH 係數為正且顯著。表 9 第 (4) 行拉丁美洲在加入 $SCH \times CAR$ 交互項後，人力資本對於經濟成長的邊際影響為 $0.302 + 0.061 \times CAR$ ，即人力資本累積可促進經濟成長，但若資金流入（即 CAR 為負）卻會使效果打些折扣，看來 Perkins (2004) 對於外資與外援無助於拉丁美洲教育與環衛改善的負面批評，仍值得我們深思。

表 7、表 8 與表 9 的第 (5) 至 (8) 行，是分別加入 PRI 與 $STOCK$ 的實證結果。東歐因國際金融整合所產生的外溢效果，致使其金融制度與西歐漸趨一致，因而吸引更多國外資金，這由表 7 第 (5)、(6) 行 PRI 對 YG 的顯著正向關係可以看出。 $PRI \times CAR$ 此一交互作用項顯著為正，但係數值很小，顯示隨著金融市場的深化發展，資本流入對經濟成長仍具些微負面效應。 $STOCK$ 方面，表 7 第 (8) 行 $STOCK \times CAR$ 顯著為負，表國外資金流入與股市的交互作用，可對經濟成長產生正面效益。

表 7 東歐 YG 實證結果

解釋變數	被解釋變數為 YG											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>LY</i>	-0.233 ^{**} (-2.503)	0.465 (1.627)	-0.233 ^{**} (-2.503)	-0.227 (-0.836)	-0.305 (-1.176)	-0.190 (-1.257)	-0.820 (-0.362)	-0.038 (-0.166)	0.091 (0.384)	0.040 (0.196)	-0.236 (-0.997)	-0.421 [*] (-1.880)
<i>SCH</i>	0.025 (0.868)	0.036 (1.409)	0.025 (0.868)	0.025 (0.428)	0.031 (1.634)	0.029 (1.096)	0.027 (1.036)	0.034 (1.496)	0.017 (0.685)	0.023 (1.056)	0.025 (1.122)	0.032 (1.208)
<i>PG</i>	-0.593 (-1.618)	-0.366 (-1.205)	-0.593 (-1.618)	-0.570 (-1.114)	-0.571 (-1.203)	-0.543 (-1.388)	-1.283 [*] (-1.752)	-1.326 [*] (-1.845)	-0.352 (-0.867)	-0.106 (-0.284)	-0.630 (-1.536)	-0.613 [*] (-1.747)
<i>OPEN</i>	-0.033 ^{***} (-3.183)	-0.019 (-1.574)	-0.033 ^{***} (-3.183)	-0.031 ^{**} (-2.143)	-0.040 ^{***} (-2.802)	-0.037 ^{***} (-3.721)	-0.028 [*] (-1.878)	-0.031 ^{**} (-2.177)	-0.030 [*] (-1.937)	-0.026 [*] (-1.797)	-0.033 ^{***} (-2.684)	-0.046 ^{***} (-3.933)
<i>CAR</i>	-0.768 ^{***} (-5.433)	-4.187 ^{***} (4.440)	-0.768 ^{***} (-5.433)	-0.833 ^{**} (-2.311)	-0.779 ^{***} (-6.441)	-0.935 ^{***} (-5.689)	-0.589 ^{***} (-3.421)	-0.493 ^{***} (-2.825)	-0.790 ^{***} (-7.416)	-0.910 ^{***} (-8.455)	-0.767 ^{***} (-6.427)	-1.021 ^{***} (-6.513)
<i>LY</i> × <i>CAR</i>		0.424 ^{***} (3.707)										
<i>SCH</i> × <i>CAR</i>				0.001 (0.091)								
<i>PRI</i>												
<i>PRI</i> × <i>CAR</i>					0.027 ^{**} (2.173)	0.086 [*] (1.917)						
<i>STOCK</i>							0.029 (0.672)					
<i>STOCK</i> × <i>CAR</i>												
<i>GOV</i>												
<i>GOV</i> × <i>CAR</i>									0.218 ^{***} (2.646)	0.129 ^{***} (3.433)		
<i>INFL</i>											0.002 (0.831)	0.021 ^{***} (3.489)
<i>INFL</i> × <i>CAR</i>												0.005 ^{***} (3.701)
N	125	133	125	125	125	125	125	125	109	109	125	125
\bar{R}^2	0.58	0.63	0.58	0.53	0.58	0.53	0.58	0.53	0.57	0.56	0.58	0.63

資料來源：同表 1。
註：同表 1。

表 8 東亞 YG 實證結果

解釋變數	被解釋變數為 YG											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>LY</i>	-1.778 ^{***} (-10.02)	-1.573 ^{***} (-6.169)	-1.778 ^{***} (-10.02)	-2.000 ^{***} (-5.638)	-1.985 ^{***} (-8.290)	-1.840 ^{***} (-7.908)	-1.600 ^{***} (-5.161)	-1.568 ^{***} (-2.864)	-1.704 ^{***} (-3.442)	-1.679 ^{***} (-3.28)	-2.054 ^{***} (-8.929)	-2.010 ^{***} (-7.821)
<i>SCH</i>	0.097 ^{***} (6.246)	0.064 ^{***} (3.013)	0.097 ^{***} (6.246)	0.099 ^{***} (3.433)	0.102 ^{***} (6.538)	0.094 ^{***} (6.338)	0.086 ^{***} (4.618)	0.077 ^{***} (2.224)	0.102 ^{***} (2.836)	0.101 ^{***} (2.758)	0.095 ^{***} (5.663)	0.091 ^{***} (5.707)
<i>PG</i>	-0.816 ^{***} (-5.083)	-1.096 ^{***} (-4.766)	-0.816 ^{***} (-5.083)	-0.790 [*] (-1.891)	-0.879 ^{***} (-4.151)	-0.698 ^{***} (-2.785)	-0.810 ^{***} (-2.693)	-0.793 [*] (-1.255)	-1.019 ^{***} (-2.099)	-0.983 ^{***} (-2.064)	-0.844 ^{***} (-3.840)	-0.803 ^{***} (-3.762)
<i>OPEN</i>	0.005 ^{***} (3.340)	0.004 [*] (1.803)	0.005 ^{***} (3.340)	0.006 (1.511)	0.006 ^{**} (2.517)	0.005 [*] (1.863)	0.001 (0.271)	0.001 (0.110)	0.007 (1.378)	0.007 (1.359)	0.004 [*] (1.808)	0.004 (1.424)
<i>CAR</i>	0.102 ^{***} (3.873)	-0.395 [*] (-1.677)	0.102 ^{***} (3.873)	-0.215 (-1.458)	0.090 ^{***} (3.058)	0.283 ^{***} (3.049)	0.125 ^{***} (3.124)	0.209 ^{**} (2.015)	0.025 (0.335)	0.031 (0.408)	0.123 ^{***} (3.935)	0.086 ^{**} (2.094)
<i>LY</i> × <i>CAR</i>		0.046 [*] (1.816)										
<i>SCH</i> × <i>CAR</i>				0.010 ^{**} (2.333)								
<i>PRI</i>					0.008 (1.436)							
<i>PRI</i> × <i>CAR</i>						0.014 ^{**} (2.102)						
<i>STOCK</i>												
<i>STOCK</i> × <i>CAR</i>							-0.001 (-0.526)					
<i>GOV</i>												
<i>GOV</i> × <i>CAR</i>									0.111 (1.178)	0.117 (1.161)		
<i>INFL</i>												
<i>INFL</i> × <i>CAR</i>											-0.122 ^{***} (-3.169)	-0.160 ^{***} (-4.499)
<i>N</i>	223	223	223	223	223	223	223	223	197	197	223	223
\bar{R}^2	0.38	0.41	0.38	0.41	0.38	0.41	0.38	0.41	0.40	0.40	0.43	0.44

資料來源：同表 1。

註：同表 1。

表 9 拉丁美洲 YG 實證結果

	被解釋變數為 YG											
解釋變數	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>LY</i>	0.974*** (7.428)	0.722 (1.478)	0.974*** (7.428)	0.890*** (7.634)	0.821*** (7.382)	0.937*** (2.403)	0.231*** (3.597)	0.225*** (3.883)	0.984*** (3.170)	0.956*** (6.819)	0.440 (1.435)	1.073*** (4.049)
<i>SCH</i>	0.125** (2.444)	-0.051 (-0.836)	0.125** (2.444)	0.302*** (3.470)	0.109 (1.527)	0.013 (0.144)	0.060* (1.724)	0.044 (1.247)	0.103 (0.764)	0.119* (1.888)	0.093 (0.849)	-0.018 (-0.323)
<i>PG</i>	-0.590 (-0.828)	-0.157 (-0.178)	-0.590 (-0.828)	-1.984** (-2.099)	-0.115 (-0.193)	-0.408 (-0.310)	0.198 (0.290)	-0.031 (-0.047)	-0.562 (-0.241)	-0.708 (-1.183)	-1.737 (-0.869)	-0.412 (-0.447)
<i>OPEN</i>	2.026** (2.042)	0.027* (1.801)	2.026** (2.042)	0.034** (2.565)	0.003 (0.266)	-0.004 (0.245)	0.010 (1.175)	0.013* (1.673)	0.037 (1.171)	0.034*** (2.899)	0.038 (1.489)	0.017 (1.224)
<i>CAR</i>	-0.312 (-1.156)	1.533 (1.124)	-0.312 (-1.156)	-1.705* (-1.746)	-0.297 (-1.077)	1.079** (2.055)	0.050 (0.532)	0.120 (0.887)	-0.197 (-1.201)	-0.180 (-0.984)	-0.238* (-1.657)	-0.019 (0.889)
<i>LY</i> × <i>CAR</i>		-0.229 (-1.195)										
<i>SCH</i> × <i>CAR</i>				0.061** (1.976)								
<i>PRI</i>					0.123*** (5.152)	-0.090 (-0.922)						
<i>PRI</i> × <i>CAR</i>						-0.071** (-1.971)						
<i>STOCK</i>							0.123** (1.961)	0.049 (0.839)				
<i>STOCK</i> × <i>CAR</i>								-0.044* (-1.807)				
<i>GOV</i>									-0.791*** (-44.10)	0.201*** (3.164)		
<i>GOV</i> × <i>CAR</i>										0.032*** (13.64)		
<i>INFL</i>											0.010 (1.211)	-0.015*** (-3.046)
<i>INFL</i> × <i>CAR</i>												-0.003*** (-8.077)
<i>N</i>	465	465	465	465	465	465	465	465	434	434	464	464
<i>R</i> ²	0.15	0.16	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.88	0.89	0.12	0.48

資料來源：同表 1。
註：同表 1。

在東亞國家，表 8 第 (6) 行顯示資本流動對於經濟成長的邊際影響為 $0.283 - 0.002 \times PRI$ ，可求得 PRI 門檻值 142%。換言之，如果東亞金融深化程度與投資商品種類，能夠與先進國家趨於一致，並高於門檻值 142%，則東亞將重回資本流入伴隨經濟成長的 downhill 狀態。然而先進國家如日本，1990 年泡沫經濟前夕 PRI 值為 120%，德國在 1998 年歐元區成立前為 116%，由此可知這個目標的難度很高。表 8 第 (8) 行的 $STOCK \times CAR$ 顯著為負但係數值很低，即股市發展與資金流出相結合，雖不利於經濟成長，但長期來說它的副作用其實是很小的。許多人相信在亞洲金融風暴前夕，過多銀行短期外債和熱錢進出，不但擾亂金融秩序，經濟成長亦嚴重受創 (Soto, 2000)。但從本文分析結果來看，這樣負面影響的確存在，但長期而言並不如想像中來得大。

表 9 第 (6) 行的 $PRI \times CAR$ 和第 (8) 行的 $STOCK \times CAR$ ，係數均顯著為負但數值很小，表示拉丁美洲的資金流入與金融發展應仍有助於經濟成長，只是效果並不大。

表 7、表 8 與表 9 的第 (9) 至 (12) 行，分別加入衡量財政與貨幣政策的 GOV 和 $INFL$ 。表 7 東歐 GOV 係數顯著為正，表示政府財政狀況改善 (即 GOV 為正數)，長期而言有助於經濟成長。 $INFL$ 對 YG 的邊際影響為 $0.021 + 0.005 \times CAR$ ，看來物價波動和經濟成長似呈正相關。但我們據此可求出 CAR 門檻值 -4.2%，表示 CAR 小於 -4.2% 時 (即較多資金流入時)， $INFL$ 與 YG 會呈現反向關係。顯示資金大量流入可能影響物價穩定，進而對於經濟成長率產生負面影響。

表 8 東亞新興市場裡 GOV 與 $GOV \times CAR$ 都是不顯著的。 $INFL$ 顯著為負，交互項則顯著為正，表示物價平穩對於經濟成長的重要性，且資金流出亦有助於減低物價波動對於經濟成長的負面影響。

表 9 拉丁美洲第 (10) 與 (12) 行在加入 GOV 、 $INFL$ 及其交互作用項後，迴歸式 \bar{R}^2 較前明顯提升，且相關項目皆顯著為正，顯示

該變數的解釋能力。但因該地區財政與貨幣政策紀律一向不佳 (即 *GOV* 為負且 *INFL* 較高), 需要藉由各種方法, 包括在國際金融整合過程中取得外國資金, 以彌補其赤字。*GOV* 對 *YG* 邊際影響為 $0.201+0.032 CAR$, 顯示不良的財政紀律不僅有害經濟成長, 此時資金若反轉流出 (*CAR* 為正), 將進一步加重負面效應。*INFL* 及其交互作用項均顯著為負, 顯示貨幣政策不當可能使經濟成長下挫, 但來自國外的援助, 仍可減緩物價波動對經濟成長的負面影響。

(4) 式的狀態控制變數及其交互作用項, 並非傳統理論用來解釋長期經濟成長的選項。儘管變數性質有所不同, 我們仍可以試著把所有的解釋變數、狀態變數以及交互作用項, 全部放入一條迴歸式中。²⁰ 雖然東亞的 \bar{R}^2 有所提升, 但係數符號與結論大致如前。

3.2.2 排除中國後的東亞 *YG* 實證結果

中國自改革開放後, 挾各種投資優惠措施、龐大市場與廉價勞力, 吸引具知識技術的 *FDI* 流入, 並帶動國內產業起飛與出口, 勞動生產力提高亦使所得與儲蓄增加。中國的經常帳盈餘用於累積美元、美國政府債券、或其他私人企業發行的權益與債券等金融商品, 之後美國等先進國家, 再將資金以 *FDI* 型式流入中國投資。這也是目前學界對於中國經濟成長伴隨資金淨流出現象, 所提供的一種解釋 (例如 Dooley et al., 2007)。

如此一來, 我們也會聯想到, 東亞地區因國際金融整合, 所形成的 uphill 伴隨經濟成長現象, 或許也是受到中國的影響所致。因此我們再次把中國排除於樣本之外, 重新對表 8, 即東亞地區的 *YG* 進行迴歸分析。²¹ 結果顯示其他東亞國家的 *LY* 係數, 雖仍呈現顯著為負的所得收斂現象, 但表 8 第 (1) 行 *CAR* 與第 (2) 行的 $LY \times CAR$ 則不再顯著。表示在排除中國後, 資金流動與經濟成長之間的關係, 並不受所得水準影響。不過加入金融變數 *PRI* 與

²⁰ 限於篇幅未將表格納入, 可與作者聯繫取得。

²¹ 同註 20。

STOCK 的第 (6) 與 (8) 行，*CAR* 顯著為正，且其交互作用項仍如同排除中國之前顯著為負，顯示東亞資金外流，與其金融制度的發展有一定的關係。至於財政與貨幣政策變數的表現，則與排除中國之前沒有太大差別。

4. 結論與建議

資金流動方向與經濟成長的關係，及其對於國際金融秩序的影響，近來已成為研究新興經濟體發展過程的重點。然而，是什麼因素造成上述資金流動方向的改變，以及資金流動能否對經濟成長有所貢獻的關鍵為何？本文藉由控制經濟、金融和政策特徵狀態變數，得到以下的結論與政策意涵：

- 一、在東歐國家，資金流動與經濟成長的關係，與傳統理論所指出的 *downhill* 一致。根據實證結果，這是因為多數東歐國家所得水準仍低，尚未跨越本文所計算的每人實質所得門檻值 16,398 美元，故對於外國資金仍有所依賴。隨著所得水準逐漸提升，預期資金未來仍將轉為 *uphill* 型態，由全球資金需求者，轉為資金供給者。此外，金融深化發展是吸引外國資金湧入的主要因素，但當超越 *PRI* 門檻值 103% 時，預計資金將轉為流出。目前金融機構發展與國際金融整合，是有利於經濟成長的。至於股票市場與政府經濟政策，雖非吸引外資流入的主因，但仍對促進經濟成長有正面的效果。
- 二、東亞國家資金流動呈 *uphill* 狀態，且經濟仍有顯著成長。根據本文的分析，這是因為部分東亞國家，已逐漸跨越 15,333 美元的所得門檻。在控制經濟、金融和政策特徵狀態變數後，顯示東亞資金雖呈淨流出，但較高人力素質卻有吸引外資流入的效果。流入的部份可能就是 *FDI*，造成生產力、所得與儲蓄上升之後，資金方得以流出。此外，多數東亞國家在國際金融整合下資金呈淨流出。但如果金融深化程度與投資商品種類，能夠

與先進國家趨於一致，並高於 *PRI* 門檻值 142%，則東亞將重回資本流入伴隨經濟成長的 *downhill* 狀態。由於包括中國與亞洲四小龍在內的東亞地區，其超額儲蓄、貿易出超與 *uphill* 型態的資本輸出，被指控為造成美國巨額經常帳赤字與全球經常帳失衡的主因之一。上述結果顯示，儘管難度不低，但若東亞國家能夠持續金融深化的努力，假以時日，資金流出現象將逐漸趨緩，全球經常帳失衡現象亦能獲得解決。

三、拉丁美洲國家在國際金融整合的過程中，其總體經濟、金融和政策特徵狀態變數與資本流動均無明顯關係。雖然人力資本、金融深化與股市發展，都扮演了一定角色，但迴歸結果顯示，政府的財政與貨幣政策紀律，似乎是決定資金流動能否有助於經濟成長的主要關鍵。除應持續將資源投注於人力資本累積與金融市場改革外，最重要的還是避免重蹈過去總體經濟政策失序的覆轍。

附 錄

本文的東歐國家包括阿爾巴尼亞、保加利亞、克羅埃西亞、捷克、愛沙尼亞、匈牙利、拉脫維亞、立陶宛、馬爾他、波蘭、羅馬尼亞、斯洛伐克、斯洛維尼亞、土耳其等 14 國。東亞地區為中國大陸、香港、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、南韓、臺灣、泰國等 9 國。拉丁美洲包括阿根廷、玻利維亞、巴西、智利、哥倫比亞、哥斯大黎加、多明尼加、厄瓜多、薩爾瓦多、瓜地馬拉、宏都拉斯、牙買加、墨西哥、尼加拉瓜、巴拿馬、巴拉圭、秘魯、烏拉圭、委內瑞拉等 19 國。

有關決定經常帳與經濟成長的變數選擇與解釋，可參考 DeBelle and Faruqee (1996)，Chinn and Prasad (2003)，Barro (1991) 與 Young (1991)。如主要資料庫的變數資料有缺失，則以其他資料來源作為補充。臺灣資料自 AREMOS 資料庫和行政院主計處網站取得。

因為某些國家的變數仍有缺失，故無法將之納入分析。例如東歐的人力資本素質和銀行發展程度，欠缺阿爾巴尼亞和馬爾他的資料。東亞地區無香港的政府預算餘額資料。東歐與拉丁美洲的股票市場資料質量不夠充分，部分國家如多明尼加、宏都拉斯和尼加拉瓜等完全無資料。

附表 1 變數定義與資料來源

變 數	說 明	資料來源
經常帳餘額 (CAR)	經常帳餘額佔 GDP 百分比。因多數新興市場國家的資本帳管制，故文獻常以 CAR 衡量資本流動	WEO and IFS line 78ald
資本流量 (FI)	資金的流進與流出 (外人直接投資加上資產組合投資) 佔 GDP 的百分比	IFS line 78bdd, 78bed, 78bfd, bgd
實質每人 GDP (LY)	取各國以 current price 計算的 GDP 除以總人口數，再以 2000 為基期的 CPI 去平減求出後取對數	WEO and WDI

附表 1 變數定義與資料來源（續前頁）

變數	說明	資料來源
人力資本 (SCH)	接受中等教育人口佔 15 歲以上人口的百分比	Barro and Lee (2000)
私人信用 (PRI)	銀行對私人部門的放款總額佔 GDP 的百分比。因為 M2 佔 GDP 比例無法掌握金融發展特質與資金運用狀態 (Levine, 1991)	IFS line 22d
股票活動 (STOCK)	股市總成交金額佔 GDP 的百分比	Financial Structure Database (2006) and WDI
政府預算盈餘 (GOV)	財政餘額佔 GDP 百分比，負值表赤字	IFS line 80 and UN code 6290
通貨膨脹 (INFL)	CPI 每年的變動百分比	WEO and WDI
每人 GDP 成長率 (YG)	每人實質 GDP 變動百分比	WEO and WDI
兒童依賴比 (YOUNGD)	14 歲以下人口佔 15-64 歲人口百分比	WDI
老年依賴比 (OLDD)	65 歲以上人口佔 15-64 歲人口百分比	WDI
淨國外資產 (NFA)	本國所擁有的外國資產減去本國所擁有的國外負債佔 GDP 的百分比	WDI
貿易開放度 (OPEN)	進出口總值佔 GDP 百分比	WDI and IFS line 78aad, 78abd, 78add, 78aed
人口成長 (PG)	總人口每年的變動百分比	WDI

參考文獻

- Abiad, A., D. Leigh and A. Mody (2007), "International Financial and Income Convergence: Europe Is Different," IMF Working Paper WP/07/64.
- Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan and V. Volosovych (2003), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation," Harvard Business School Working Paper No. 04-040.
- Allard, C. (2008), "Large EU Transfers Could Speed Catching-Up Process," *IMF Survey*, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2008/car080108b.htm>.
- Balasubramanyam, V. N., M. Salisu and D. Sapsford (1996), "Foreign Direct Investment and Growth in EP and Is Countries," *The Economic Journal*, 106, 92-105.
- Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (2000), "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications," CID Working Paper No. 42.
- Borensztein, E., J. De Gregorio and J. W. Lee (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Bussière, M. and M. Fratzscher (2008), "Financial Openness and Growth: Short-run Gain, Long-run Pain?" *Review of International Economics*, 16, 69-95.
- Chen, Z. and M. S. Khan (1997), "Patterns of Capital Flow to Emerging Markets: A Theoretical Perspective," IMF Working Paper WP/97/13.

- Chinn, M. D. and E. S. Prasad (2003), "Medium-Term Determinants of Current Account in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration," *Journal of International Economics*, 59, 47-76.
- DeBelle, G. and H. Faruquee (1996), "What Determines the Current Account? A Cross-sectional and Panel Approach," IMF Working Paper WP/96/58.
- Dooley, M. P., P. M. Garber and D. Folkerts-Landau (2007), "The Two Crises of International Economics," NBER Working Paper No. 13197.
- Edison, H., R. Levine, L. Ricci and T. Slok (2002), "International Financial Integration and Economic Growth," *Journal of International Money and Finance*, 21, 749-776.
- Grossman, G. and E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge: The MIT Press.
- Grilli, V. and G. M. Milesi-Ferretti (1995), "Economic Effects and Structure Determinants of Capital Controls," IMF Working Paper WP/95/31.
- Hausman, R. and F. Sturzenegger (2005), "Dark Matter Makes the U.S. Deficit Disappear," *Financial Times*, December 7, <http://www.ft.com>.
- Henry, P. B. (2000), "Do Stock Market Liberalizations Cause Investment Booms?" *Journal of Financial Economics*, 58, 301-334.
- IMF (2007), "The Paradox of Capital," *Finance and Development*, 44, No. 1.
- Kraay, A. (1998), *In Search of the Macroeconomic Effects of Capital Account Liberalization*, Washington DC: World Bank.
- Levine, R. (1991), "Stock Markets, Growth, and Tax Policy," *Journal of Finance*, 46, 1445-1465.

- Lucas, R. (1990), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?" *American Economic Review*, 80, 92-96.
- Masson, P. (2007), *Lectures in International Finance*, Hackensack: World Scientific.
- Noorbakhsh, F., A. Paloni and A. Youssef (2001), "Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence," *World Development*, 29, 1593-1610.
- Obstfeld, M. (1994), "Risk-Taking, Global Diversification, and Growth," *American Economic Review*, 85, 1310-1320.
- Obstfeld, M. and A. M. Taylor (2003), "Sovereign Risk, Credibility and the Gold Standard: 1870-1913 versus. 1925-1931," *The Economic Journal*, 113, 241-275.
- Obstfeld, M. and A. M. Taylor (2004), *Global Capital Market: Integration, Crisis, and Growth*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Perkins, J. (2004), *Confessions of an Economic Hit Man*, San Francisco: Berrett-Koehler Publisher.
- Prasad, E., R. Rajan and A. Subramanian (2006), *Patterns of International Capital Flows and their Implications for Economic Development*, Washington DC: International Monetary Fund.
- Prasad, E., R. Rajan and A. Subramanian (2007), "Foreign Capital and Economic Growth," NBER Working Paper No. 13619.
- Quinn, D. (1997), "The Correlates of Change in International Financial Regulation," *American Political Science Review*, 91, 531-551.
- Rodrik, D. (1998), "Who Needs Capital-Account Convertibility?" *Essays in International Finance*, 207, 55-65.
- Sanchez, C. V. (2006), "The Direction of International Capital Flows: New Empirical Evidence," Department of Economics, European University Institute, Florence, Italy, unpublished.

- Schularick, M. and T. M. Steger (2007), “Financial Integration, Investment, and Economic Growth: Evidence from Two Eras of Financial Globalization,” CESifo Working Paper No. 1691.
- Shleifer, A. (2003), “Will the Sovereign Debt Market Survive?” *American Economic Review*, 93, 85-90.
- Soto, M. (2000), “Capital Flows and Growth in Developing Countries: Recent Empirical Evidence,” OECD Development Centre Working Paper No. 160.
- Vamvakidis, A. (2008a), “Emerging Europe Closes Income Gap with Advanced Europe,” *IMF Survey*, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2008/car080108c.htm>.
- Vamvakidis, A. (2008b), “Convergence in Emerging Europe: Sustainability and Vulnerabilities,” IMF Working Paper WP/08/181.
- Xafa, M. (2007), “Global Imbalances and Financial Stability,” IMF Working Paper WP/07/111.
- Young, A. (1991), “Learning by Doing and the Dynamic Effects International Trade,” *Quarterly Journal of Economics*, 106, 369-405.
- Zhang, K. H. (2001), “Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth? Evidence from East Asia and Latin America,” *Contemporary Economic Policy*, 19, 175-185.

Capital Flows, International Financial Integration, and Economic Growth: An Analysis for the Emerging Markets

Yeh, Kuo-Chun, Tai-Kuang Ho and
I-Cheng Chang Lee

Abstract

By controlling specific financial and policy variables, we look at the relationship among capital flows, global imbalances and economic growth of the emerging economies. The results indicate that the style of the eastern European economies will be from “downhill” to “uphill” after their per-capita incomes are over the threshold. The East Asian economies could be from “uphill” to “downhill” if they can improve the degrees of financial deepening, and then the global imbalances can be relieved. The capital flows in Latin America do not depend on performance, financial situations and economic policies. However, the discipline of fiscal and monetary policies is still decisive on whether the capital inflows can contribute to economic growth.

Keywords: Capital Flows, International Financial Integration,
Economic Growth, Global Imbalances, Emerging Markets

JEL Classification: F21, F43, O57

Yeh, Kuo-Chun, Department of Economics, National Chung Cheng University, No. 168, University Road, Minhsiung Township, Chiayi County 62102, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-5-2720411 ext. 34118, E-mail: ecdkey@ccu.edu.tw. Tai-Kuang Ho, Department of Quantitative Finance, National Tsing Hua University, No. 101, Section 2, Kuang-Fu Road, Hsinchu 30013, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-3-5715131 ext. 62136, E-mail: tkho@mx.nthu.edu.tw. I-Cheng Chang Lee, Department of Economics, National Chung Cheng University, No. 168, University Road, Minhsiung Township, Chiayi County 62102, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-5-2720411, E-mail: dove6521@yahoo.com.tw.

Received 7 January 2009; revised 19 May 2009; accepted 15 October 2009.