

開放經濟總體政策的三難困境*

李秀雲

國立中正大學經濟學系教授

開放體系總體政策的目標常互相衝突，貨幣政策自主性、國際資金的自由移動、與匯率穩定往往難以兼顧，稱「三難困境假說」。但 Aizenman et al. (2010) 認為外匯存底累積可使三難箝制放寬，這對執政者施政無疑是一大利多。但要較嚴謹地檢驗三難假說，首先要有各政策目標的具體度量。本研究回顧文獻上各式政策指標的建構原因與優缺點，也提出自己的修正指標，並透過檢定均數與變異數相對大小來支持三難困境之存在。此外，本文以動態追蹤資料模型估計，發現三難困境會因外匯累積而放寬的假說並無法頑強地獲得支持。

關鍵字：開放經濟、總體政策、三難困境、三難指標、貨幣自主性指標

壹、前言

隨著全球化的浪潮，跨國界的商品、勞務、與資金流動愈來愈頻繁。在 2007-8 年的金融海嘯後，許多熱錢流向亞洲一些幣值被低估的新興國家，而同一時間這些國家（如中國與臺灣）又有通貨膨脹的壓力。本來幣值上升至正確水準可以減緩熱錢流入與緩和通膨壓力，但為了維持國際競爭力、經濟成長、與外匯存底的價值等因素，這些國家普遍都不願意其貨幣升值。總體政策目標的衝突由此可見。

國際金融理論之著名的假說——「不可能的三位一體 (impossible trinity)」

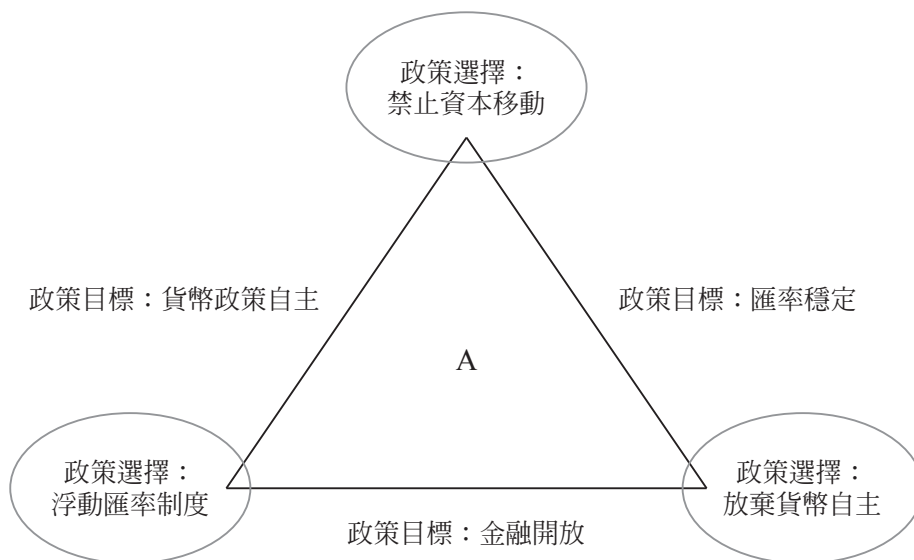
* 作者感謝本刊評審們對原稿的各項寶貴意見。賴宏彬教授與吳若瑋博士多次對文中檢定方法提供專業看法，亦一併致謝。本文若尚有其他疏漏，悉由作者負責。

收稿日期：102 年 5 月 17 日；接受刊登日期：103 年 6 月 4 日

或稱「三難困境 (trilemma)」——指的是開放體系中，政府追求的三個總體政策目標是無法同時兼顧的，至少要犧牲其中一個目標以追求其他目標。這三個目標就是——穩定匯率、資金國際移動的自由、與貨幣政策的自主性。三難困境這個假說最早是透過靜態的 Mundell (1963) 模型來說明：對於一個資金可在國際間自由移動的開放經濟，若其選擇固定匯率制度，則透過外匯市場干預改變外匯存底，其貨幣供給將由市場內生決定。換句話說，如果一個政府想要進行外部的金融開放，它就不能又控制其貨幣的數量，又控制其貨幣的國際交換價格。

三難困境可表示在圖 1 這個教科書常見的三角形上，圖 1 中三角形的三個邊分別代表著這三個目標——穩定匯率、資金國際移動的自由、與貨幣政策的自主性。有效率的執政者限制在三角形內決策，一個決策點與某一政策邊的最短距離為其能達成的政策目標程度。¹ 以頂點的位置而言，距離穩定匯率與貨幣政策自主性目標為零，但離資金國際移動的自由目標最遠，表示執政者選擇 100% 的穩定匯率與貨幣政策的自主性，完全犧牲國際資金市場

圖 1：政策之三難困境



1 沒效率的執政者可能是在三角形外面遙遠的點來施政，三個目標都達不到。資料中有些第三世界國家即如此。

的開放，例如 1970 與 80 年代許多開發中國家，一面嚴格資本管制、一面和美元或其他參考貨幣維持固定之匯率。以右下角的位置來看，距離穩定匯率與資金市場開放目標為零，但離貨幣政策自主性的目標最遠，表示執政者選擇 100% 的穩定匯率與國際資金市場的開放，完全犧牲貨幣政策的自主性，例如一些美元化的國家（像巴拿馬）與歐元區內國家。² 至於在左下角，距離貨幣政策自主性與資金市場開放目標為零，但離穩定匯率的目標最遠，表示執政者選擇絕對的貨幣政策自主與國際資金市場的開放，完全犧牲穩定匯率的意圖，例如大多數時間的日本銀行、歐洲央行與美國聯邦準備銀行等浮動匯率經濟體系之央行。然而，大部分的國家都是希望選擇三角形的內部，如 A 點，各種政策目標都有某種程度的達成率。

自二次世界大戰結束到 1970 年代前期，實施固定匯率制度並未真正構成各國政策的限制，是因為當時資本的國際移動有種種管制，在不需要顧及金融開放下，穩定匯率與貨幣政策自主可自由決定。1970 年代中期以後，隨國際資金市場的開放成為世界潮流，三難困境再度成為許多學者研究的焦點。在先進國家資本已趨近完全移動的前提下，三難困境被縮減為兩難困境，甚至變成更極端的——要抓住貨幣政策的自主性就只能讓匯率浮動；要穩定的匯率就只好放棄貨幣政策的自主性——要或不要的選擇。匯率制度的「兩極論（the bipolar view）」或稱「消失的中間地帶（disappearing middle）」主張者因此認定 21 世紀根本沒有中間匯率制度的生存空間（Eichengreen, 1994: 4-5）。相對的，Masson（2001）、Aizenman（2010）、和 Hossain（2011）的研究則認為中間匯率制度並沒有減少，亦即政策目標的達成並非絕對的有或無，而是程度上的取捨，與本文的看法相同。

「三難困境」強調政府追求的三個政策目標——穩定匯率、資金國際移動的自由、與貨幣政策的自主性——是無法同時兼顧的。但現實社會因為外匯市場參與者並非簡單的靜態預期、外匯當局可以控制匯率在某一區間變動而非完全固定、資金在國際間的移動可以有不同項目與不同方式的管制、外

2 雖然理論上採取「聯繫匯率制度（currency board）」的國家也沒有貨幣政策自主性，Hanke（2002）的研究卻指出過去與現行所謂採用聯繫匯率制度的國家，除了波西尼亞，其他都維持活躍的貨幣政策與沖銷措施，並未真的放棄貨幣政策自主權。

匯市場干預常伴隨沖銷措施，所以三難困境並非短期就可以看出來的限制。實務上，檢驗三難困境還有資料本身的困難，無論是政府企圖穩定匯率的程度、資金國際移動的自由程度、或者貨幣政策的自主性程度，均無具體客觀的測量數據。此外，三難假說未隱含三個政策目標理論上的函數關係。³

較近期的文獻，如 Borensztein et al. (2001)、Shambaugh (2004)、Frankel et al. (2004)、Obstfeld et al. (2004; 2005)、Bluedorn and Bowdler (2010) 的三難困境實證方程式，是透過研究「利率轉嫁 (interest rate pass-through)」——將反映本國貨幣政策的利率變動，對外國利率的變動做迴歸。理由是：「理論上，匯率固定（自由）下，國際資金完全移動代表該式截距項為零、迴歸係數為一（零），且 $R^2=1$ 」，接著以一減去迴歸係數解釋成貨幣當局自主性的衡量指數。⁴

雖然 Obstfeld et al. (2004; 2005) 自認其方法是三難困境的「直接」檢驗，但由於迴歸式是利率平價假說與恆常固定匯率的聯合檢定式，結果若配適不佳，也無法推翻三難困境假說，這也是此種實證方式的最大缺點。更糟的是，上述實證之迴歸係數在不同匯率制度下，標準差總是很大而使得差異不顯著。Bluedorn and Bowdler (2010) 解釋此現象之原因是：除利率外，未拋補利率平價式中之預期匯率貶值率與風險貼水也會因預期到的外國利率變動而改變，因此使得本國利率變動對外國利率變動的迴歸係數比理論上的一小許多。Bluedorn and Bowdler (2010) 提出的解套方法是，將本國利率變動對未預料到、純外生性干擾的外國利率變動部分做迴歸。但追根究底，是因為此法忽略重要解釋變數，導致唯一的解釋變數與殘差相關，使估計出的係數偏誤。但無論如何修正，單一的利率迴歸分析還是無法顧及那些既不完全穩定匯率、也不完全放任匯率浮動的中間國家，遑論那些眾多資本未完全自

3 Aizenman et al. (2008) 曾經將 1 這個單位常數對三難假說中的三個政策指標做複迴歸分析，認為三難限制可以從迴歸結果的配適度 (goodness of fit) 高低判別。但該迴歸式的設定法會使其迴歸係數估計值的分子與判定係數公式的分母都變成零，後來並無正式文獻引用該方法。

4 Shambaugh (2004) 與 Obstfeld et al. (2004; 2005) 迴歸時也以個別國家本國利率的變動對外國利率的變動與國內外利差校正項做時間序列估計，認為校正項前的調整係數越大則代表貨幣當局的政策自主性越差。

由移動的國家。

晚近不少學者認為三難困境的檢驗不應只看利率一種變數。Aizenman et al. (2010; 2011) 涉及三難困境假說的研究，就同時建構了匯率穩定指標、金融開放指標和貨幣政策自主性指標三項政策指標。該文主要是區分不同發展程度的國家群組，以簡單的點圖分析過去每個 10 年的個別政策指標分數跨國平均水準值變化。但若考慮對應之巨大標準差，就可發現其所歸納的跨群組與跨期間差異都是不顯著的。由於三難困境假說缺乏理論上對三種政策指標的函數關係限制，Aizenman et al. (2010) 將三個變數的關係轉為二個——他們用主成分分析法 (principle component analysis) 將一國金融開放指標與其貨幣政策獨立性指標綜合而得一個複合指標，再將匯率穩定指標對該複合指標迴歸。因係數估計之結果未得到他們宣稱的負向關係，而是不顯著異於零，Aizenman et al. (2010) 解讀為三難困境限制不成立。但是該文並未解釋為何要挑三項政策目標當中之金融開放指標與貨幣政策獨立性指標，共同來計算複合指標，而不是另外兩種組成；也沒解釋二種政策指標之主成分指標代表什麼樣的政策意義。因為三難假說並未限制三項政策目標當中之兩個政策的取捨關係，當任意挑中之兩序列為正相關、無關、甚至是負相關時，做主成分分析可能得出各種走勢的序列，若再用第三個政策指標來迴歸，估出變異性極大而無法顯著的係數也就毫不意外了。⁵

基於研究三難困境之二大基本限制——缺乏政策目標的客觀衡量與缺乏理論上對三種政策指標的函數關係限制——本文嘗試透過 Lee et al. (2009) 外匯市場干預指標、Aizenman et al. (2010) 之金融開放指標、和自行建構的貨幣政策自主性指標，進而加總出「三難指標」以檢視此一假說。理論上，從靜態的角度，如果真有三難困境，則施政再有效率的國家最多只能在二項個別政策完成目標，不可能三項個別政策同時完成。這表示當三難困境成

5 由於 Aizenman et al. (2010) 之貨幣政策獨立性指標相對於金融開放指標變異很小，根據主成分分析特性，綜合指標會由金融開放指標主導。且其工業化國家部分因為這兩個指標呈高度負相關，主成分分析將給予貨幣政策獨立性一個負的權數，使粹取的綜合政策指標難以解釋其經濟意義。無怪乎 Aizenman et al. (2010) 明明有全球資料，卻在檢定三難假說時只做新興市場國家。

立，任何時點之個別指標或可不顯著的異於滿分，但綜合的三難指標應顯著低於滿分。另一方面，在經濟演進過程中，亦即動態的觀點，一國無法三項政策目標一起進步。這表示如果真有三難困境，則三個單項政策指標彼此間的共變異數不可能同時為正。這些性質是可以透過檢定均數與變異數大小加以判別的。

歷經最近的全球金融海嘯，國際貨幣基金會（International Monetary Fund，簡稱 IMF）對於開放外部金融的態度也有了轉變，一些政策建議也開始主張部分金融管制的必要性；另一方面，歐元的成敗未決，亞元的呼聲仍高，這些國際經濟制度的重大變化，勢將影響一國匯率穩定與貨幣政策的獨立決策程度，而這些政策目標的追求又將回頭影響經濟表現。Aizenman et al. (2010; 2011) 觀察其樣本資料的十年平均水準變化，認為開發中新興市場國家累積大量的外匯存底，可能是因「外匯存底夠多，政府施政目標即不存在相互衝突」。⁶ 三難目標可同時達成有極端重要的政策意涵，本文最後也將透過正式的計量模型估計，檢討外匯累積對三難政策指標有正面效果的論點。⁷

除前言外，本文再區分為四部分。第貳節回顧過去學者建構三難困境相關資料的方法，並提出本文改進的貨幣政策自主性指標。第參節將分別說明個別指標的基本統計量、國際趨勢，以及這些政策指標與重要總體變數的交叉關係是否顯著等。第肆節建構出綜合之三難指標，說明其基本統計量與國際趨勢，並以檢定均數和變異數相對大小審視是否與三難假說一致；同時透過 GMM 動態追蹤資料模型（GMM dynamic panel data model）估計外匯存底累積對於三難政策指標的影響，說明頑強性分析。最後一節為結論與檢討。

6 Aizenman et al. (2010) 第 635 頁之原文為：“One possibility is that holding massive amounts of foreign reserves allows a relaxation of the trilemma, i.e., simultaneous achievement of all three trilemma goals.”

7 如之前所述，Aizenman et al. (2010) 唯一較正式的三難檢定是將匯率穩定指標對一個由金融開放與貨幣政策獨立性組成的複合指標迴歸。他們以新興市場國家為研究對象，區分成外匯存底佔 GDP 比重高或低於 21% 兩群來迴歸，並主張「外匯累積可放寬三難」表示迴歸式之斜率應為負且隨外匯存底比重增高而變平，截距項則應隨外匯存底比重提高而變大。儘管迴歸結果兩群組只有截距項呈現顯著差異，斜率卻都是零而沒有差異，但他們仍認為這可支持自己的假說。

貳、總體政策目標程度的衡量

本節介紹文獻上關於三個政策目標衡量方法的來龍去脈、演變、優缺點，其中也提出本文自行建構的貨幣政策自主性指標。

一、匯率穩定

過去研究政策衝突的文獻，一開始並不能分析「程度」，而是分別就固定與浮動匯率制度（或多一項中間的管理浮動）討論政策目標取捨。易言之，是把央行分作追求完全的匯率穩定與完全放棄匯率穩定來研究。因此在衡量「匯率穩定」上，不是用IMF的名目分類區別為「釘住匯率國（pegs）」與「非釘住匯率國（nonpegs）」，就是以實際匯率變動率區分二者。例如 Obstfeld et al. (2004; 2005; 2010) 即以年匯率變動率是否落在 $\pm 2\%$ 的目標區內區分是否為釘住匯率國家。

因為這樣衡量的匯率穩定性為間斷資料（零或一），相對於資本移動程度或貨幣政策自主性為連續資料，將無法看出政府企圖達成匯率穩定目標的程度。Aizenman et al. (2010) 因此以貶值的波動算出匯率穩定性指標（exchange rate stability，記為 ERS），ERS 的公式為：

$$ERS = \frac{0.01}{0.01 + \text{stdev}(\Delta \ln e)}, \quad (1)$$

式中 e 表匯率（一單位外幣的本國貨幣價格）， $\text{stdev}(\Delta \ln e)$ 為該年度月貶值率的標準差。實際 ERS 再經前後共三年移動平均以平滑化。⁸

然而，匯率是一內生變數，實際匯率變動率小可能是政府強力干預，也可能是當時外匯市場基本面因素相對穩定造成；實際匯率變動率大可能是市場波動使然，也可能是政府採取攀爬釘住的制度。到底央行「有沒有」與「用

8 Aizenman et al. (2010; 2011) 仍將匯率變動率的月資料落在 $\pm 0.33\%$ （對照年平均落在 $\pm 0.2\%$ ）目標區內者直接設定該穩定指標為 100%；此外，他們的初稿則是定義匯率穩定指標為 $ERS = [1 + \text{stdev}(e) / (0.01 + \text{年底貶值率})]^{-1}$ 。

多大」的努力去追求匯率穩定，只從匯率本身是不能看出來的，應該還要看它干預的程度，例如它在外匯市場買賣的金額。

Lee et al. (2009) 考慮到央行最常見的干預方式，是以其外匯存底融通該國自主性的 (autonomous) 國際收支交易項，所以他們用國際收支平衡表上代表央行的干預的總餘額 (overall balance)，參考 Holden et al. (1979) 與 Hausmann et al. (2001) 衡量匯率浮動的公式，和匯率一起設算出一個干預指標。理論上該轉換公式不管匯率變動大小，在央行沒有干預時 (國際收支平衡時)，會得出近於零的干預程度；而即使匯率變動很大，但是在央行大幅度干預時 (國際收支總餘額絕對值非常高時)，仍會得出近於一的干預程度。

Lee et al. (2009) 的干預係數指標 (intervention coefficient, 記為 IC) 標準化在零與一間的公式為：

$$IC = \frac{1}{\exp|\eta|}, \quad \eta \equiv \frac{\Delta \ln e}{BOP}, \quad (2)$$

上式中， $\Delta \ln e$ 為貨幣貶值率， BOP 為標準化後國際收支總餘額。固定釘住參考貨幣時 ($\Delta \ln e / BOP \rightarrow 0, \eta \rightarrow 0$)，IC 將為 100%；完全放任外匯浮動時 ($BOP \rightarrow 0, |\eta| \rightarrow \infty$)，IC 將為 0。在這中間的匯率政策，央行干預程度越高，則 IC 也越接近 1。

兩種指標相比，ERS 較像衡量總體均衡下匯率穩定之「實現」(“achievement” of the exchange rate stability)，而 IC 則像衡量匯率穩定之「追求」(“pursuit” of the exchange rate stability)。由於三難假說主要是對政府在有限的政策工具下，對於施政目標事前的取捨，除了 ERS，本文也將以 IC 來衡量政府企圖達成的穩定匯率政策目標。

二、資金國際移動的自由程度

關於「資金國際移動的自由程度」，有些研究是用 IMF 出版之《外匯安排與限制年報》(*Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*) 來收集各國資本移轉有無限制之資訊，如 Shambaugh (2004) 與 Obst-

feld et al. (2005)；⁹少數作者自己用 IMF 外匯管制資料加上國際收支相關資訊設算，如 Rose (1996) 和 Quinn (2003)。而自從 Harberger (1980) 主張資金的自由移動將反映在跨國資產報酬的均等化以來，包含 Edwards (1985) 一系列的研究，有非常多的文獻是以利率平價假說是否成立來衡量資金移動程度。

然而，直接檢定利率平價的文獻往往因樣本國、利率種類、研究期間、與採用的計量方法，而得出迥異的結論；¹⁰ 更重要的，利率平價假說不是成立就是不成立，所以無法反映資金國際移動自由之高低「程度」。最近 Chinn and Ito (2006; 2008) 的文獻將《外匯安排與限制年報》的資本帳交易限制指標先做五年移動平均，再和其他三個 IMF 外部帳限制資料，以主成分分析法得出一國的資金市場開放程度 (KAOPEN)。¹¹ 由於他們在網路上持續提供全球近 200 個國家長期 KAOPEN 的更新時間序列資料，該指數成為學者常用的衡量參考，包含 Aizenman et al. (2010; 2011)。Edwards (2007; 2008) 除了用 IMF 資本帳管制資料，還用了個別國家貿易帳開放程度、關稅與每人 GDP 等細項資料，搭配 Stata 的「究因」套裝程式 (“impute” procedure)，一方面填補失蹤資料 (missing data)，一方面進一步重新配適出各國新的資本移動性指標。

因為 Edwards 的資料未予公開，自行重製又相當困難，本文將直接引用 Chinn and Ito (2006; 2008) 網頁所提供更新到 2008 年的 KAOPEN，再依原作者建議將其平移並標準化到 0-1 之間，以便和其他介於 0-1 的政策目標指標相加。Chinn and Ito (2008) 特別強調 KAOPEN 乃一名目上的 (*de jure*) 資本帳開放指標，而非實際上的 (*de facto*) 指標，此因他們要衡量政府企圖的資本管制，而非達成的管制。這個理由與本文以 IC 取代 ERS 衡量政府追

9 該年報公布的項目隨時間不盡相同，但都是限制存不存在的零或一資料。除一項綜合資本管制有無的指標 (E2)，1996 年以前，IMF 尚提供有無多元匯率、有無經常帳交易限制、有無出口收益匯回賣匯規定等四大項目；1996 年以後停止公布上述粗項資料，改公布其細項。

10 相關實證爭議可參考 Adolfson et al. (2008)。

11 透過移動平均與主成分分析，Chinn and Ito (2006; 2008) 得以把個別 0 或 1 的數列變成隨機變數。

求匯率穩定的程度用意相同。

三、貨幣政策的自主性

當國內外利差不被使用來衡量資金國際移動的自由程度，Shambaugh (2004) 開始拿國內利率對國外利率變動的反應衡量第三個政府企圖達成的政策目標——貨幣政策的自主性，Obstfeld et al. (2004; 2005) 也延續此一衡量。Aizenman et al. (2010; 2011) 則是將國內外利率相關係數轉換出一貨幣政策獨立性指標 (monetary independence, 簡記為 MI)：

$$MI = 1 - \frac{\text{corr}(i_k, i_j) - (-1)}{1 - (-1)}, \quad (3)$$

式中 i 為名目利率， $\text{corr}(i_k, i_j)$ 為 k 國與參考國 (j 國) 月利率之年相關係數，實際 MI 序列再經前後三年移動平均處理。¹² 需補充說明的是，儘管 Aizenman et al. (2010) 是用貨幣政策之「獨立性」指標命名，他們指的仍是一開放經濟自主制定其貨幣政策的程度；而不是文獻上針對一國之內，其中央銀行面對其他政府部門可以單獨決定貨幣政策的程度 (央行獨立性)。

雖然由國內外利率建構的指標與 IMF 外匯市場管制資料 (及 KAOPEN) 為不同的序列，但國內外利率的共整合或高相關是資金自由移動的統計結果，許多文獻用以衡量國際資本移動性。所以，使用國內外利率的相關性當作貨幣政策自主性之衡量變數，在邏輯上似乎與衡量資金國際移動的程度重疊。其次，Aizenman et al. (2010) 的指標依賴內生變數來衡量，可能會造成許多虛假的結果。該文註 6 也說明：國內外利率相關度高可能反映兩國遭遇共同衝擊，而不是兩國貨幣政策的關聯性。

本文認為該指標仍有其他重大缺點——當國內外利率相關係數為 0 時，MI 為 0.5；利率相關係數為 -1 時，MI 才為 1。因此 Aizenman et al. (2010) 認為即使本國可以無視外國利率政策自行決定本國利率水準，貨幣政策的自主性也只達到一半；必須要能和外國對做——你升一碼我就降一碼，你降一碼我則升一碼——才可能得到 100% 的貨幣政策自主性。此外，該指標還有

12 本式之函數型態為主觀決定，Aizenman et al. (2010) 亦曾定義 $MI = 1 - 0.5[\text{corr}(i, i_j) - (-1)]$ 。

一問題值得思考：相關性本質上無法反映主從關係。舉例而言，當 B 國的央行欠缺政策自主性，其利率完全跟著 A 國做變化，Aizenman et al. (2010) 的指標會測量出這兩個國家之 MI 都一樣是零（因兩國利率算出一個相關係數），而非 A 國為 1，B 國為 0。

國際金融理論曾說明：一國準備貨幣之變動等於公開市場操作的自主性變動，加上外匯市場干預引發、而未能被沖銷掉的外匯存底的變動。相對於以利率建構自主性指標的種種問題，本文也由貨幣餘額資料來設算一種貨幣政策自主性指標（monetary autonomy，簡記為 MA），以供比較。當央行在外匯市場買賣外匯時，外匯存底的變動會直接對應到準備貨幣的變動，但央行若有能力進行沖銷，則可減輕、甚或消除（完全沖銷時）該貨幣的變動；相對的，若只是國內貨幣政策的鬆緊改變，則外匯存底反而可以沒有改變。當觀察一國自主性貨幣供給的變動佔準備貨幣變動的比例，若比例越接近一，代表較高的貨幣政策自主性。¹³

在資料建構的可行性上面，IMF 出版的《國際金融統計（*International Financial Statistics*，簡稱 IFS）》只提供各會員國貨幣當局的國外資產（代碼 11）與準備貨幣（代碼 14）資料，並無區分自主性與非自主性貨幣。但我們可以用國外資產的變動反映非自主性準備貨幣變動，再用以下公式計算 MA：

$$MA = 1 - \text{非自主性準備貨幣變動佔準備貨幣變動比例}。^{14} \quad (4)$$

如果是一封閉經濟，沒有外匯準備變動，MA 必然為一。本文以貨幣建構之 MA 來和用利率建構之 MI 區隔，希望由量與價兩種面向的不同衡量，可以幫助我們對貨幣政策目標的取舍有更多了解。

13 有兩類國家可直接設定貨幣政策自主性為零，一是共同通貨區國家如歐元區國家，因為其已無自己的準備貨幣資料，二是美元化國家，如巴拿馬，本國只鑄造硬幣，故所持有的準備貨幣極少。

14 因為當政府有辦法將準備貨幣與外匯資產反向調整，代表它有完全自主決定貨幣供給的能力；而當外匯資產變動大於國內準備貨幣變動時，代表它有部分沖銷的能力，且前者相對後者越大，MA 越高。第(4)式中「非自主性準備貨幣變動佔準備貨幣變動比例」在國外資產變動與準備貨幣變動同向且較小時，直接用該比例；反而較大時，用該比例倒數；相反方向時，則設立為 0。

參、三難困境個別政策目標的相關統計分析

這一節分析個別政策目標指標（匯率干預、金融開放、與貨幣政策自主性）的基本統計量、長期走勢、以及這些政策指標與重要總體變數的交叉關係。本研究之國家數統一為以上個別指標皆可得，且至少達五年觀察點，共計 124 個 IMF 會員國。本文樣本期間始於 1974 年，ERS 與 MI 指標只到 2007 年，KAOPEN 到 2008 年，IC 與 MA 則結束於 2009 年。而由於不同的發展階段極可能有不同的政策追求標的，也為便於和相關研究比較，本文將樣本國家依 IMF 之《世界經濟展望（*World Economic Outlook*，簡稱 WEO）》將發展程度分成三群組——已開發國家（ADV）、新興市場國家（EM）和其他開發中國家（DEV），國家數依序為 24、38 與 62；詳細的國家資料請見表 1。

個別政策目標的分數均介於零至一（滿分）之間，其基本統計將列於表 2。表中最左邊的一欄依序說明要計算的統計量：前三排的「國均」是指將同一年度的樣本國家先做出一個平均值，以進行國均時間序列的統計；接下來中間十一排的數據是把樣本內所有國家的所有年資料直接放在一起統計，包含將各指標的分數均分成十級的達成比例；最後的六排是先就各國的時間序列算其平均值、以及各國時間序列和時間的相關性，再做橫剖面資料的統計。表中第 1-15 欄數字依序是 IC、ERS、KAOPEN、MI 與 MA 分別在已開發國家、新興市場國家與其他開發中國家群組的各項統計。各指標的時間序列國家平均數則分別繪於圖 2 到圖 6。由於個別指標跨國差異頗大，不時出現極端值，所以除了當年群組平均表現之指標分數，本文也繪出第 84 分位與第 16 分位數。藉由不同群組國家施政下，某政策指標的高低兩個分位數，即可看出約七成的國家政策指標集中範圍。國家平均數與其分位數的各指標時間序列將分別以實線與虛線表示。

一、Lee et al.（2009）的匯率干預指標（IC）

本文首先以 Lee et al.（2009）的匯率干預指標（IC）代表政府在外匯市

表 1：研究內容包含之經濟體、其發展程度型態歸類及觀察點數（1974–2007）

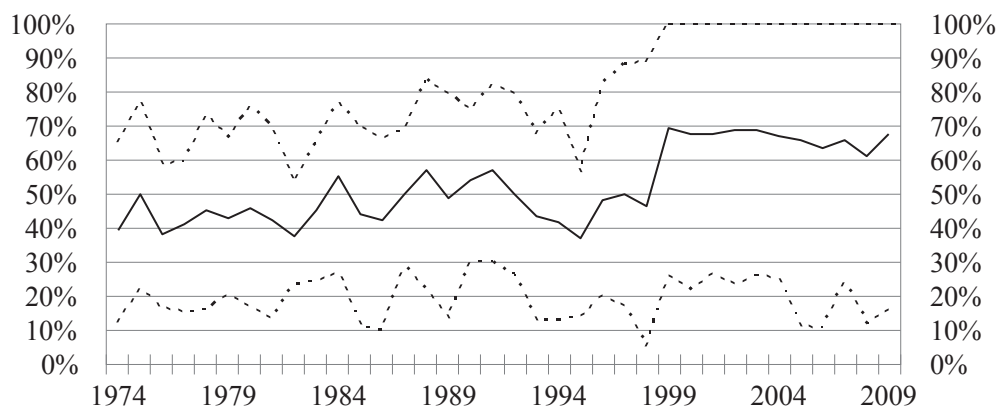
經濟體	型態	觀察點	經濟體	型態	觀察點	經濟體	型態	觀察點	經濟體	型態	觀察點
Albania	DEV	13	Czech Republic	EM	12	Lao	DEV	12	Romania	DEV	14
Antigua and Barbuda	EM	23	Denmark	ADV	33	Latvia	EM	12	Russia	EM	12
Argentina	EM	31	Dominica	EM	26	Lebanon	DEV	6	Senegal	DEV	34
Armenia	DEV	12	Ecuador	EM	15	Lesotho	DEV	23	Seychelles	DEV	15
Aruba	EM	16	El Salvador	EM	7	Lithuania	EM	12	Singapore	ADV	13
Australia	ADV	34	Equatorial Guinea	EM	23	Malaysia	EM	9	Slovak Republic	EM	11
Austria	ADV	34	Estonia	EM	12	Mali	DEV	24	Slovenia	EM	12
Azerbaijan, Rep. of	DEV	9	Ethiopia	DEV	23	Malta	DEV	13	South Africa	EM	34
Bahamas, The	DEV	31	Fiji	DEV	8	Mauritius	DEV	8	Spain	ADV	33
Bangladesh	DEV	32	Finland	ADV	33	Mexico	EM	29	Sri Lanka	DEV	31
Belarus	DEV	12	France	ADV	33	Moldova	DEV	12	St. Kitts and Nevis	EM	20
Belgium	ADV	9	Gabon	EM	34	Morocco	DEV	5	St. Lucia	EM	25
Belize	DEV	7	Georgia	DEV	11	Mozambique	DEV	9	St. Vincent & Grens.	EM	25
Benin	DEV	29	Germany	ADV	34	Myanmar	DEV	31	Sudan	DEV	7
Bolivia	DEV	22	Greece	ADV	31	Namibia	DEV	9	Suriname	DEV	17
Brazil	EM	33	Grenada	EM	27	Nepal	DEV	31	Sweden	ADV	33
Bulgaria	DEV	14	Guatemala	DEV	31	Netherlands	ADV	28	Switzerland	ADV	9
Burkina Faso	DEV	20	Guinea-Bissau	DEV	11	Netherlands Antilles	EM	9	Tajikistan	DEV	6
Cambodia	DEV	13	Hong Kong	ADV	9	New Zealand	ADV	28	Thailand	EM	31
Cameroon	DEV	34	Hungary	EM	19	Nicaragua	DEV	16	Togo	DEV	33
Canada	ADV	34	Iceland	ADV	32	Niger	DEV	33	Tonga	DEV	12
Cape Verde	DEV	10	India	EM	33	Nigeria	DEV	5	Turkey	EM	24
Central African Rep.	DEV	34	Indonesia	EM	25	Norway	ADV	33	Uganda	DEV	10
Chad	DEV	34	Ireland	ADV	27	Pakistan	EM	32	Ukraine	DEV	12
Chile	EM	17	Israel	EM	26	Panama	EM	22	United Kingdom	ADV	34
Colombia	EM	12	Italy	ADV	34	Papua New Guinea	DEV	23	Uruguay	DEV	8
Congo, Republic of	DEV	34	Japan	ADV	31	Paraguay	DEV	7	Vanuatu	DEV	15
Costa Rica	DEV	12	Jordan	DEV	31	Peru	EM	25	Venezuela, Rep. Bol.	EM	14
Côte d'Ivoire	DEV	34	Kazakhstan	DEV	12	Philippines	EM	31	Vietnam	DEV	12
Croatia	DEV	12	Korea	ADV	32	Poland	EM	13	Yemen, Republic of	DEV	7
Cyprus	DEV	7	Kyrgyz Republic	DEV	11	Portugal	ADV	33	Zimbabwe	DEV	10

表 2：不同發展程度國家平均的三難政策目標達成分數相關統計

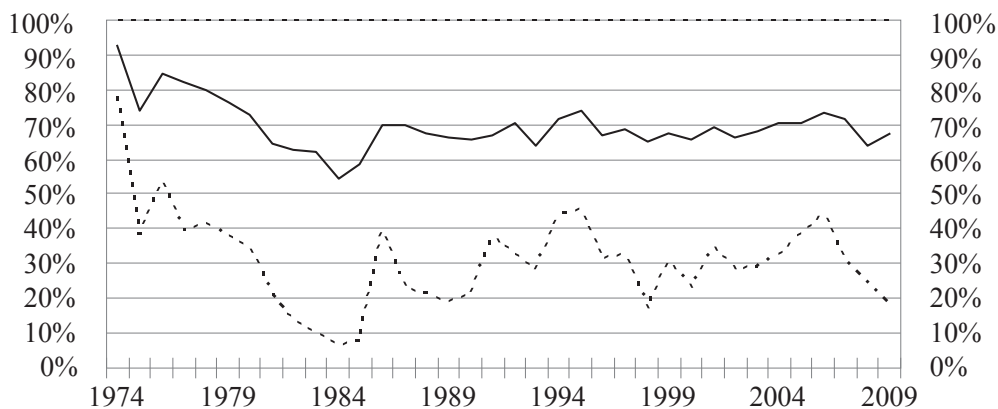
	穩定匯率 (IC)			穩定匯率 (ERS)			開放資本移動 (KAOPEN)			獨立行使 貨幣政策 (MI)			自主行使 貨幣政策 (MA)		
	ADV	EM	DEV	ADV	EM	DEV	ADV	EM	DEV	ADV	EM	DEV	ADV	EM	DEV
國均平均分數	0.52	0.70	0.80	0.54	0.65	0.67	0.73	0.39	0.31	0.33	0.46	0.46	0.63	0.55	0.62
國均標準差	0.11	0.07	0.10	0.10	0.06	0.06	0.18	0.09	0.05	0.11	0.05	0.05	0.14	0.06	0.07
國均和時間相關性	0.75	-0.33	-0.84	0.85	-0.45	-0.35	0.98	0.78	0.70	-0.86	-0.27	0.37	-0.63	0.05	-0.55
總平均分數	0.53	0.69	0.77	0.54	0.65	0.67	0.74	0.40	0.31	0.33	0.45	0.46	0.63	0.55	0.62
總標準差	0.31	0.34	0.29	0.27	0.34	0.33	0.31	0.33	0.28	0.19	0.16	0.16	0.37	0.34	0.33
指標達某分數比重															
>0.9(90%) 比例×100	19.4	45.8	53.5	20.5	42.6	44.9	50.8	15.2	7.9	0.1	0.3	0.6	36.0	23.6	32.4
>0.8(80%) 比例×100	24.2	50.4	58.4	21.1	44.7	46.5	55.3	18.4	9.7	0.2	1.7	1.7	45.6	30.8	39.1
>0.7(70%) 比例×100	31.7	55.8	65.5	25.1	48.2	49.4	57.5	22.4	14.5	2.0	4.9	6.7	53.1	37.8	46.0
>0.6(60%) 比例×100	40.7	61.1	71.7	33.2	51.5	53.7	68.1	25.9	16.7	5.6	16.0	19.3	59.5	46.9	52.8
>0.5(50%) 比例×100	49.6	67.9	79.0	45.3	58.1	60.8	70.6	27.9	18.2	17.5	47.9	50.9	65.6	54.2	60.3
>0.4(40%) 比例×100	61.9	74.4	85.5	61.2	67.1	70.7	89.0	53.4	36.0	38.1	67.2	67.8	71.4	62.6	68.7
<0.3(30%) 比例×100	28.6	17.2	9.7	19.6	19.8	16.4	11.0	45.5	62.3	39.6	16.1	14.0	23.9	29.4	22.7
<0.2(20%) 比例×100	17.8	11.4	5.6	5.0	10.3	9.4	9.9	43.3	56.9	23.5	7.3	7.7	19.9	22.1	14.8
<0.1(10%) 比例×100	8.8	6.2	2.9	0.1	4.8	4.8	1.5	14.1	13.3	15.5	2.3	2.4	15.4	13.6	8.1
各國平均極大值	1	1	1	0.92	1	1	1	1	0.99	0.47	0.59	0.70	0.85	0.80	0.90
各國平均極小值	0.12	0.18	0.25	0.27	0.24	0.28	0.30	0.10	0.06	0.17	0.19	0.10	0.46	0	0.32
各國和時間相關性 平均數	0.17	0.03	0.14	0.34	0.06	0.12	0.66	0.22	0.03	-0.54	-0.12	0.01	-0.19	0.03	-0.09
各國和時間相關性 標準差	0.52	0.42	0.43	0.50	0.43	0.45	0.34	0.59	0.65	0.24	0.33	0.43	0.38	0.27	0.33
各國和時間相關性 極大值	0.86	0.87	0.90	0.88	0.90	0.93	0.94	0.96	0.93	-0.12	0.52	0.76	0.58	0.51	0.66
各國和時間相關性 極小值	-0.60	-0.80	-0.89	-0.75	-0.73	-0.90	0	-0.87	-0.91	-0.91	-0.53	-0.86	-0.64	-0.51	-0.60

圖 2：外匯市場干預指標（IC）之走勢

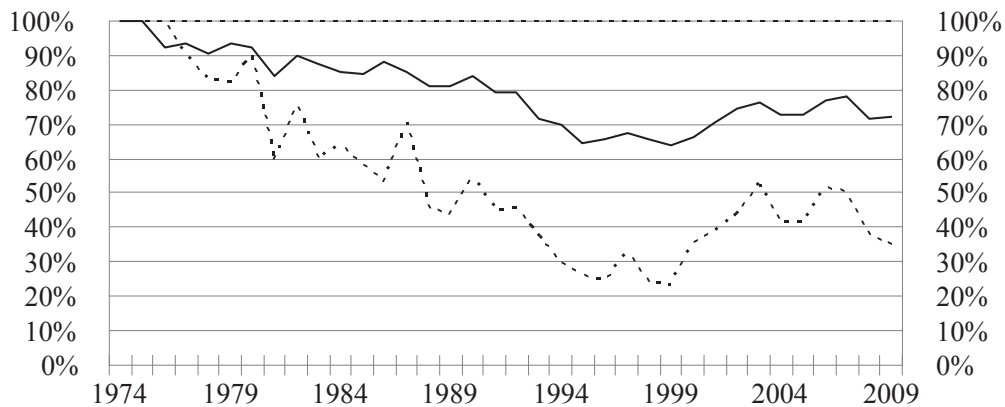
1. 已開發國家



2. 新興市場國家



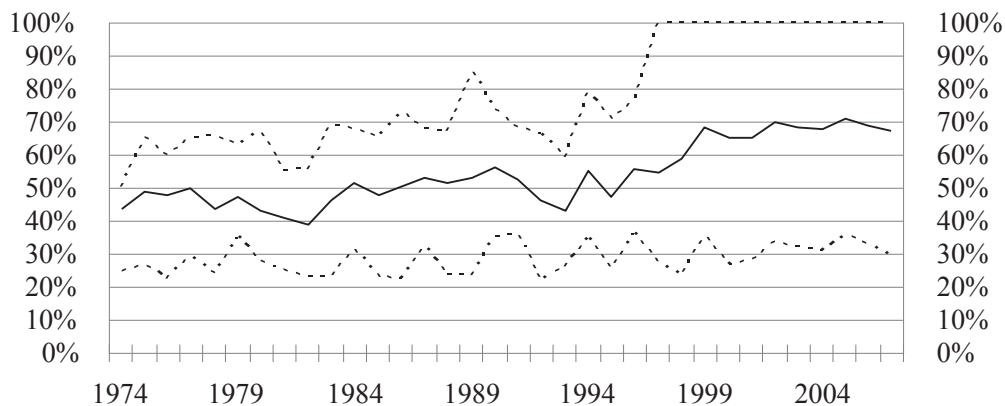
3. 其他開發中國家



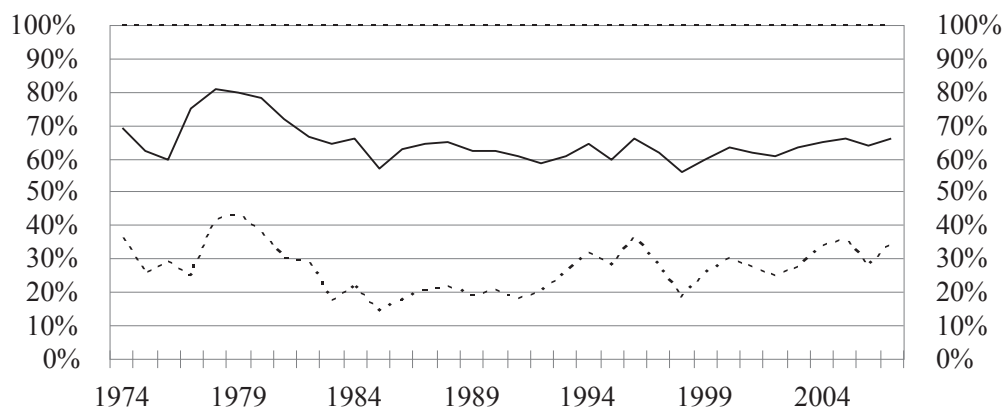
—— 平均數 - - - - - 16分位數、84分位數

圖 3：匯率穩定性指標（ERS）之走勢

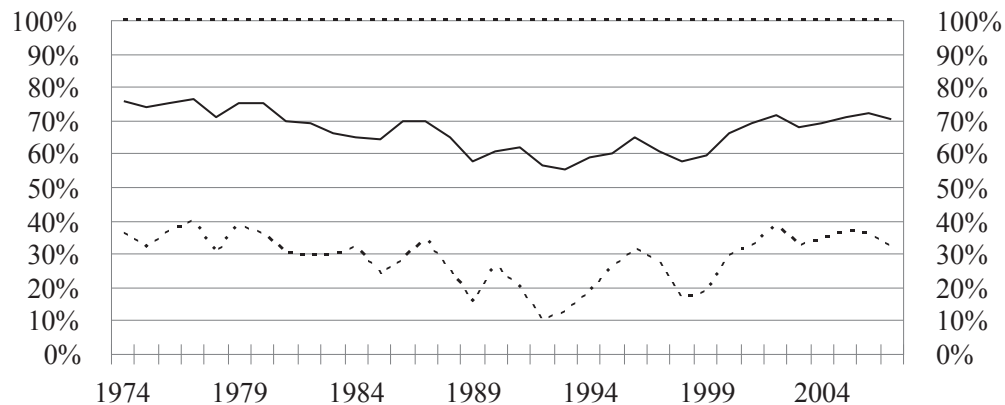
1. 已開發國家



2. 新興市場國家



3. 其他開發中國家



—— 平均數 - - - - - 16 分位數、84 分位數

圖 4：金融開放指標（KAOPEN）之走勢

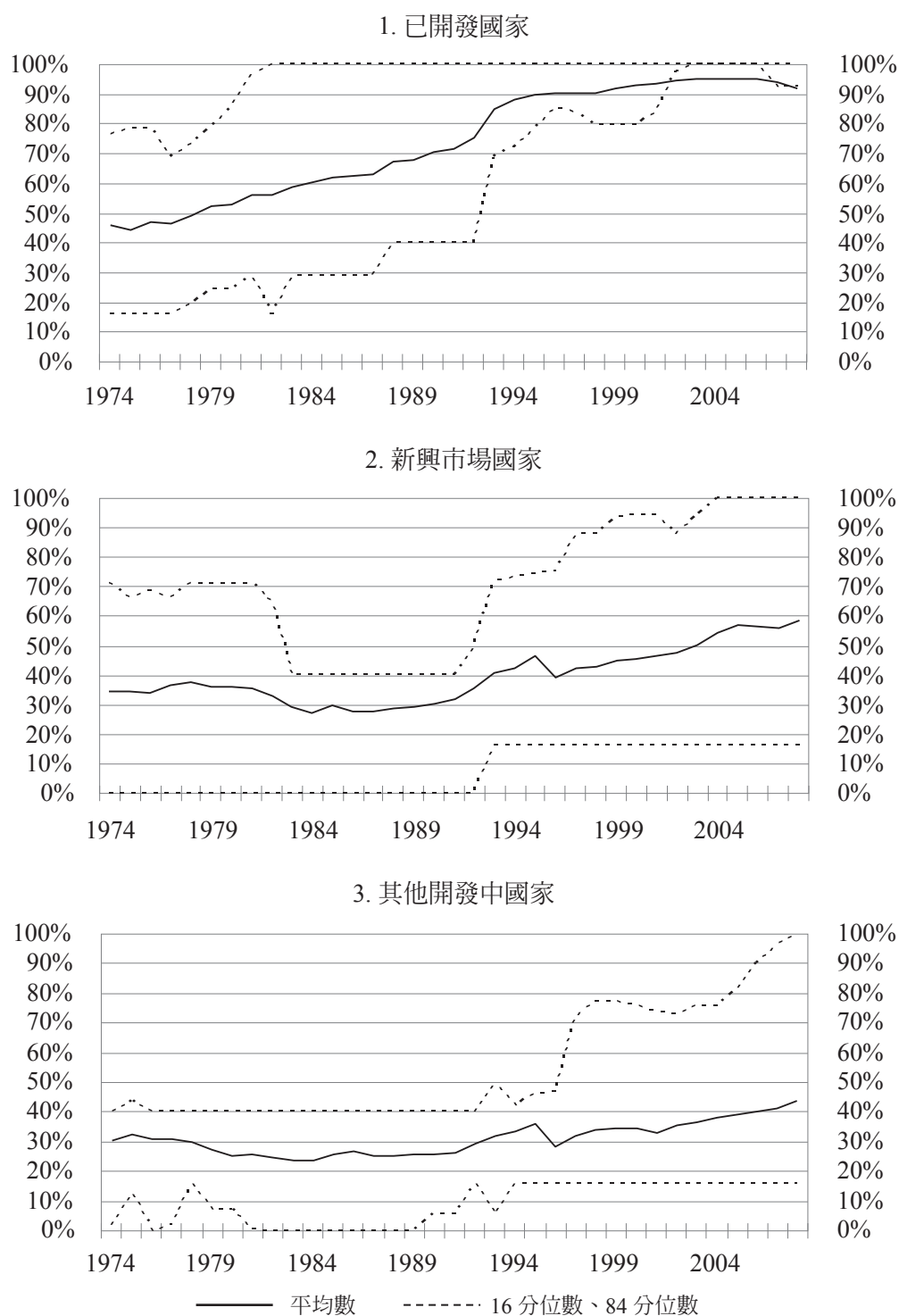
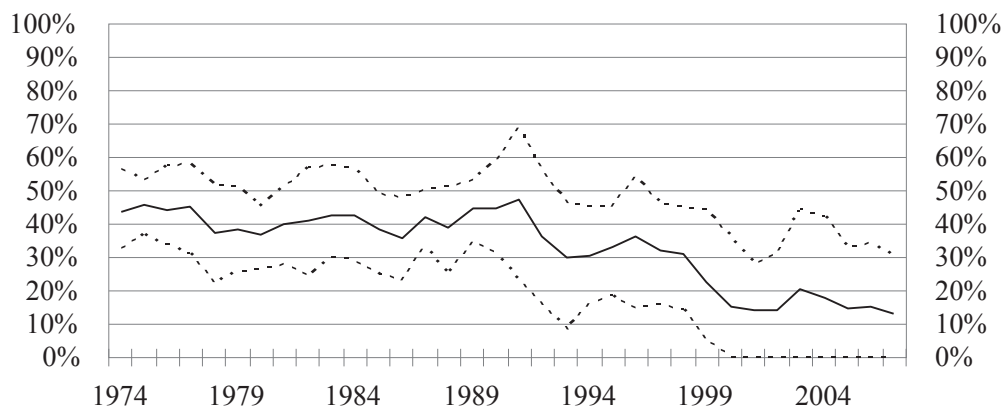
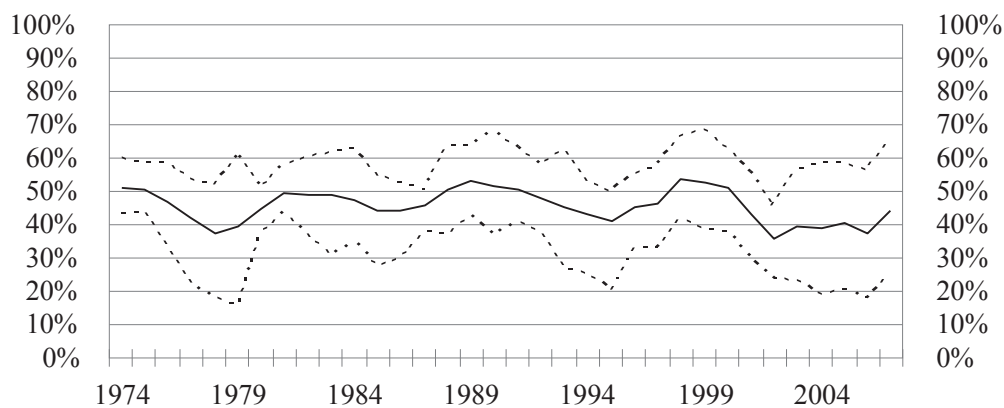


圖 5：貨幣政策獨立性指標（MI）之走勢

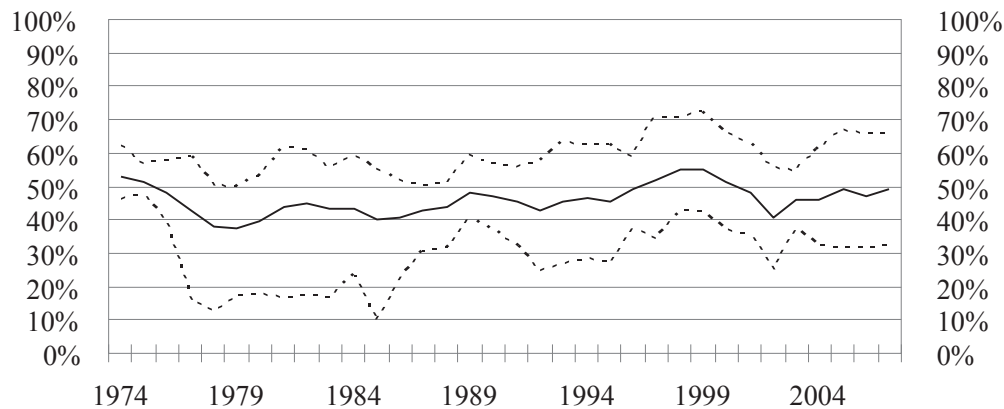
1. 已開發國家



2. 新興市場國家



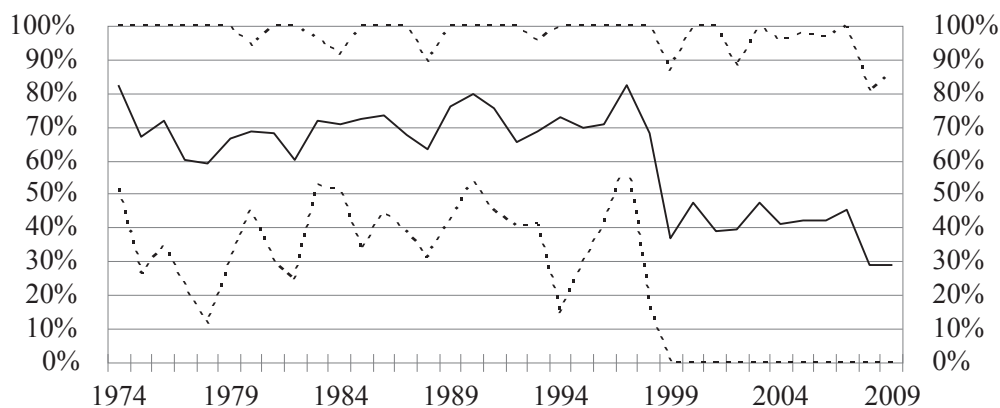
3. 其他開發中國家



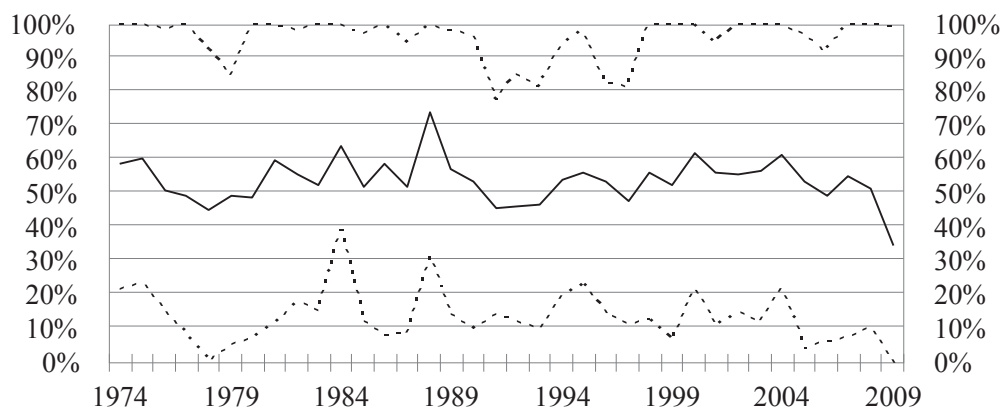
—— 平均數 - - - - - 16 分位數、84 分位數

圖 6：貨幣政策自主性指標（MA）之走勢

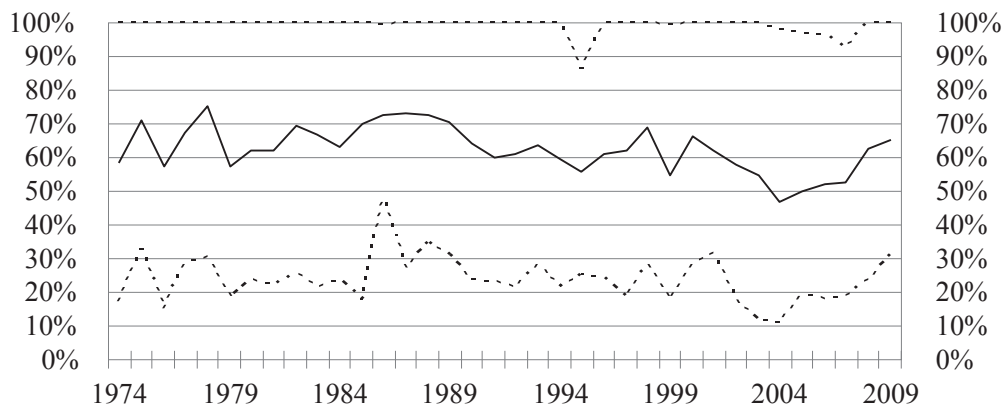
1. 已開發國家



2. 新興市場國家



3. 其他開發中國家



—— 平均數 - - - - - 16 分位數、84 分位數

場干預企圖穩定匯率的程度。¹⁵ 表 2 第 1-3 欄的匯率干預指標 (IC) 統計顯示, 在樣本期間最看重控制匯率以達穩定目標依序為開發中國家 (0.8 分)、新興市場國家 (0.7 分)、與已開發國家 (0.52 分), 且前兩者的干預平均隨時間下降 (和時間相關性分別為 -0.84 與 -0.33), 後者則隨時間增加 (0.75)。這是由逐年做跨國平均看出的初步結果。

如果不先做每年平均值而直接看各國指標, 則總平均值數雖然很接近國均平均, 變異性就放大很多。就 IC 指標而言, 以表 2 第一條橫虛線下的總平均數與其偏高之總標準差來看, 開發中國家 (DEV) 的干預程度相對是最大的 (平均數為 0.77, 標準差為 0.29), 且三群組的平均值差異並不明顯。最看重控制匯率以達穩定目標之觀察點比重依序在開發中國家、新興市場國家、與已開發國家, 超過一半的新興國家與開發中國家觀察點分數分別大於等於 0.8 分與 0.9 分, 已開發國家群重視匯率穩定達到 0.8 分的國家觀察點不到 1/4。相對的, 匯率穩定目標不到 0.4 分的國家觀察點比例, 在已開發國家將近四成 ($100\% - 61.9\% = 38.1\%$), 新興市場國家則有約 1/4 ($100\% - 74.4\% = 25.6\%$), 開發中國家則不到一成五 ($100\% - 85.5\% = 14.5\%$), 與一般認為浮動匯率制度盛行於已開發國家, 而開發中國家則較多匯率操控的印象相符。由第三條虛線下方, 各國時間序列極值可知, 不同發展程度國家群組內都有強力釘住匯率的國家, 也都有低度干預的, 尤其是樣本期間的已開發國家 (干預指標極小值 0.12)。最後, 各國資料和時間相關係數在已開發國家、新興國家、與開發中國家的平均數 (依序為 0.17、0.03、與 0.14 分) 相對於其標準差 (依序為 0.52、0.42、與 0.43) 都是很低的正值, 與最上方群組國均和時間的高度相關且正負互見大相逕庭。

圖 2 所繪分別為三群組國家追求匯率穩定程度 (IC) 的時間序列。圖中實線為該年 IC 指標群組平均值, 虛線為該年度群組內 16 分位、84 分位國家的 IC 分數。觀看本文圖形, 即可知約七成國家的政策指標集中範圍。由圖 2

15 Lee et al. (2009) 的 IC 統計曾拿掉沒有使用本國貨幣的國家 (歐元區國家、美元化國家與一些非洲國家), 但這些國家以極端的方式——直接用參考之外幣來做為本國交易媒介, 確實也算一種追求匯率穩定的方式。為了提升樣本數和與 Aizenman et al. (2010) 比較, 本文將這些國家 (沒有使用本國貨幣時) 之 IC 填上 100%。

所繪可知外匯市場的干預程度平均由輕到重依序爲已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家，與表 2 數據一致。從圖 2-1 已開發國家的匯率干預指標可知，原本於布列頓森林協議後較少干預外匯市場的已開發國家，在 1999 年歐元問世後整體的干預程度均值提高近 0.2 分，但因匯率制度安排分歧，該群組的 84 分位國家指標分數已達 100%（與新興市場國家及其他開發中國家 84 分位數的全期滿分相同）；而 16 分位國家指標分數則整個樣本期間都維持在 0.2 分左右。相對的，圖 2-2 與 2-3 原本頻繁干預外匯市場的新興市場國家與其他開發中國家，其外匯市場干預程度均值在這 30 多年來反而約下降了 0.2 分，尤其是剛脫離布列頓森林協議的 10 年（開發中國家更延伸到 90 年代）。這些轉變使得 1999 年之後，已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家外匯市場的平均干預程度逐漸接近（約 0.7 分），也就是政府欲穩定匯率而干預外匯市場的考量，漸漸與一國發展程度脫勾。

二、Aizenman et al. (2010) 的匯率干預指標 (ERS)

爲了與 Aizenman et al. (2010) 比較，本文也複製其 ERS 指標。ERS 與 IC 的相關係數在已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家分別是 0.753、0.799 與 0.747 之顯著正相關。表 2 的第 4-6 欄數據爲已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家的 ERS 指標。對照第 1-3 欄 IC 指標可以看出：IC 與 ERS 指標的平均數、標準差與分配之統計性質均差異不大。¹⁶

圖 3 所繪分別爲三群組國家匯率穩定程度 (ERS) 的時間序列。由 ERS 指標走勢圖可看出：穩定匯率程度由低到高依序爲已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家。已開發國家的指標在 1998 年之後有明顯提高，且穩定匯率平均看來有全球統一的趨勢，與圖 2-1 的 IC 指標走勢極其相似。唯一較大的差異是：儘管開發中國家和新興市場國家一樣，高度穩定匯率者的比例在所有樣本期間高於已開發國家；但偏向浮動（指穩定匯率指標分數倒數排名在 16 分位以下）的開發中國家，其 IC 指標較 ERS 指標更清楚的顯

16 但 ERS 與總體變數中的外匯存底比重的相關性，與用 IC 計算的結果在開發中國家確有顯著差異（見後面表 3-3）。

示出自 1974 年至 1999 年間的外匯干預減輕。

三、Chinn and Ito (2008) 的金融開放指標 (KAOPEN)

表 2 數字的 7-9 欄依序是金融開放程度 (KAOPEN) 在已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家的統計。其實三種政策目標中，KAOPEN 國均平均值在不同發展程度的國家中是差異最大的，而不同發展程度平均值和時間的正相關卻又是三指標中唯一相同的。儘管同一發展程度的國家差異頗大，KAOPEN 指標仍符合一般人對於金融自由化實施的印象：已開發國家群平均做最多金融開放（平均分數是三個國家群組中唯一顯著的），一半以上的國家觀察點分數超過 0.9 分，新興市場則有將近一半不到 0.4 分，開發中國家更低，近六成不到 0.2 分。不同於所有已開發國家之金融開放和時間都是正相關，後兩類國家當中還有隨時間加強金融管制者（開放程度與時間相關性最低到 -0.87 與 -0.91），因而形成巨大的變異性。

圖 4 所繪分別為三群組國家的金融開放指標 (KAOPEN) 走勢。由其 16 分位與 84 分位值之巨大差異，顯示出該指標的跨國差異性；而從平均值來看，已開發國家之開放遠高於新興市場國家與其他開發中國家。圖 4-1 已開發國家的平均金融開放程度由 1974 年的不到 0.5 分上升到 2008 年之 0.9 分多。其在 90 年代中期以前開放得很快，之後再開放就不明顯了。已開發國家的金融開放程度在 80 年代以後，排 84 分位之國家指標分數已達 100%，即金融完全開放；且 2003 年之後連開放程度排 16 分位之國家，其指標分數也達 100%，在在反映已開發國家的高金融開放程度。圖 4-2 新興市場國家的金融開放程度排 16 分位之國家指標分數在 1993 年以前是 0，等於完全沒開放，90 年代初期開始明顯去除管制。圖 4-3 其他開發中國家的金融開放程度排 16 分位之國家指標分數在 1990 年以前也多是 0，也是遲至 90 年代才開始緩慢的開放。由於近年的金融海嘯與國際熱錢流動，國際資本移動的管制又再度被提起，這可能就是使圖中已開發國家與新興市場國家的金融開放程度在樣本末端下降的原因。

四、Aizenman et al. (2010) 的貨幣政策獨立性指標 (MI)

表 2 的 10-12 欄依序是貨幣政策的獨立性 (MI) 在已開發國家、新興市場國家與其他開發中國家的統計。Aizenman et al. (2010) 的 MI 在各發展階段的群組均值都低於 0.5 分，總標準差也較其他指標低。指標值偏低是 MI 的特性，三個群組觀察點在 MI 得分達到 0.7 分以上者分別只佔 2%、4.9% 與 6.7%。MI 指標顯示整體已開發國家在行使貨幣政策的獨立自主性最差，是三群組中唯一不顯著異於零的；其 0.3、0.4 分的觀察點比例將近四成，¹⁷ 而且貨幣政策分數還隨時間遞減（各國和時間相關性平均數為 -0.54，標準差為 0.24）。新興市場國家與其他開發中國家的貨幣政策的自主性，則未隨時間顯著改變。這點和已開發國家央行的施政較成熟、央行較有決策能力的看法不大相同。MI 在開發中國家表現最好而已開發最差，也使人擔心該指標是否真的在反映一國貨幣決策獨立自主的能力，還是在反映（負的）金融開放程度。¹⁸ 事實上，本文所有單項指標中，MI 指標給分最嚴苛（最低）。MI 觀察點達 0.7 分以上者在開發中國家最多，但也僅佔 6.7%（IC 最高也在開發中國家，是佔 65.5%；KAOPEN 最高則出現在已開發國家，有 57.5%）；以各國平均分數來看，MI 的最高分群組為 0.7 分，而 IC 與 KAOPEN 都是 1.0。這則凸顯之前分析指出的定義問題：Aizenman et al. (2010; 2011) 的 MI 需要一國能將利率和對手國做完全相反的調整才可獲得滿分。

圖 5 所繪分別為三群組國家的貨幣政策獨立自主性指標 (MI) 國均值的時間序列。由於其標準差相對較小，故不同發展程度國家的貨幣政策自主性七成集中區間都較其他指標區間窄，也沒有哪一個群組國家的 84 分位國家 MI 達滿分。三組國家在 1990 年以前的貨幣政策自主性都差不多在 0.5 分，之後則是在已開發國家有較明顯的下降，導致 1999 年以後，其 16 分位 MI 分數都是 0。Aizenman et al. (2010; 2011) 認為這趨勢是因為產業化國家從此更重視匯率穩定與金融開放所做的犧牲（受限於三難困境）；但新興市場國

17 由一減去大於 0.4 分與小於 0.2 分的比例可得（100% - 38.1% - 23.5% = 38.4%）。

18 樣本中 MI 與 KAOPEN 相關係數均為負值，且在已開發國家與新興市場皆為顯著。

家與開發中國家因為貿易盈餘帶來的外匯資產累積，得以避免 MI 之下降。本文第肆節將以計量模型估計來正式檢討此一論點。

五、貨幣政策自主性指標 (MA)

本研究以自主性貨幣變動佔準備貨幣變動的比例來建構貨幣政策自主性指標 (MA)，以便比較用利率建構之 MI。以相關係數看，MI 與 MA 在已開發國家為顯著為正的 0.393，在新興市場國家與開發中國家則分別是不顯著異於零的 0.044 和 -0.006，顯示不同的衡量方式可能影響後兩者之統計分析。¹⁹

表 2 的第 13-15 欄列出 MA 的統計結果。三群組國家貨幣政策自主性絕對分數果然都上升不少，原本樣本中 MI 達 0.9 分以上都不到 1%，用 MA 算卻超過 30%。MA 在已開發國家和開發中國家高、新興市場國家低，與用利率計算的 MI 順序在新興市場和開發中國家同高、在已開發國家低，是頗大的差異。此外，MI 與時間的相關性顯示：全部的已開發國家的貨幣政策獨立性都在下降，但以貨幣供給衡量的 MA 則無此特性。儘管已開發國家之 MA 平均也是下降的，但不乏貨幣決策自主性逆向上升之國家，像是冰島、挪威與新加坡。

圖 6 所繪分別為三群組國家貨幣政策自主性 (MA) 走勢。因 MA 指標的標準差相對於 MI 大了許多，三群組國家排 84 分位之 MA 分數多數樣本期間都是 1。已開發國家在 1999 年之前的政策自主性平均高於新興市場與其他開發中國家，但其 MA 在 90 年代後期大幅下降，排 16 分位之國家指標分數也降到 0，此陡降現象和 MI 一樣明顯，為貨幣政策自主性指標最值得注意的特徵。

六、個別政策目標指標與總體經濟發展相關性

進行正式的計量分析之前，本文也看其他和經濟發展密切相關的一些總體經濟變數，與前三項政府政策目標指標的關係（相關係數列於表 3）。這些

19 因為用外匯資產變動替代非自主性的貨幣供給變動，MA 之公式有些接近（負的）以 M2 平減外匯資產變動做為衡量外匯干預的度量。本文算得之 MA 與外匯市場干預指標 (IC) 確實在已開發國家和新興市場國家為顯著負值，但在開發中國家則為顯著的正值。

變數包括：以各國平均每人每年以美元計之產出（GDP\$）當反映該國經濟發展的指標，相關的國內金融深化指標則以對私部門的國內信用佔 GDP 比重衡量（FINDEEP），一個經濟體系的金融開放程度固可由 KAOPEN 表示，而貿易的開放程度或重要性則可由進口值加出口值佔 GDP 比重（TBOPEN）代表。此外，Aizenman et al.（2010; 2011）特別強調可以放寬三難限制的國際準備——以外匯存底佔 GDP 比重衡量（IRY）——亦列入討論。相關資料可自世界銀行之《世界發展指標（*World Development Index*，簡稱 WDI）》資料庫取得，少數缺漏資料則補自 IMF 之 WEO 資料庫。²⁰

表 3-1 到 3-3 分別列出已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家的相關性統計。表中第一欄數字為 GDP\$（反映經濟發展）和各變數的相關係數。由欄中數據可知，無論開發程度如何，隨著經濟發展，一般均有顯著的金融深化與全球化（含開放貿易及金融），僅在已開發國家與貿易開放的正向關係不夠顯著。此外，外匯存底比重只在開發中與新興市場國家會隨經濟發展顯著的正向變動，在已開發國家反而是下降，後者符合經濟理論之最適外匯存底非越多越好。另一個值得注意的指標是貨幣政策自主性，在已開發國家不論用 MI 還是 MA 衡量，都與經濟發展有顯著負向關係；新興市場國家的貨幣政策自主性卻是與經濟發展有正向關係，以 MA 度量時還顯著異於零；在開發中國家則無一顯著。

第二欄數字顯示的是金融深化與其他變數的相關性：一國金融深化與全球化（含開放貿易及金融）變動方向相同且顯著，和穩定匯率與以 MA 衡量的貨幣政策自主性沒有明顯關係；但是以 MI 衡量時卻都是反向，只有在新興市場國家依舊不顯著。第三欄數字則顯示貿易開放程度（貿易的重要性）與三個政策指標以及外匯存底比重的相關性。首先，它與外匯存底比重和金融開放程度在不同發展國家都是顯著的正相關：除了在已開發國家與兩種貨幣政策自主性無顯著相關，貿易開放程度也與兩種匯率穩定指標顯著相關（開發中國家為負向，其他為正向）。這些與政策目標高度相關的總體變數在

20 本文使用之各期資料庫分別來自 International Monetary Fund（2009-2011）與 The World Bank（2009-2011），個別原始時間序列則依資料庫內提供的長度儘早開始於 1973 年。因 Netherlands Antilles 在這兩個資料庫中皆無法取得相關資料而被刪除，故表 3 剩 123 個經濟體。

表 3-1：已開發國家基本指標之相關性

相關係數	GDP\$	FINDEEP	TBOPEN	IRY	KAOPEN	IC	ERS	MI	MA
GDP\$	1								
FINDEEP	0.605*	1							
TBOPEN	0.040	0.105*	1						
IRY	-0.038	0.117*	0.826*	1					
KAOPEN	0.497*	0.522*	0.242*	0.087*	1				
IC	0.092*	-0.051	0.172*	0.026	0.079*	1			
ERS	0.161*	0.056	0.271*	0.033	0.232*	0.753*	1		
MI	-0.390*	-0.249*	-0.019	0.176*	-0.368*	-0.490*	-0.564*	1	
MA	-0.127*	-0.051	0.026	0.138*	-0.102*	-0.448*	-0.373*	0.393*	1

上標「*」表 5% 水準下顯著。

表 3-2：新興市場國家基本指標之相關性

相關係數	GDP\$	FINDEEP	TBOPEN	IRY	KAOPEN	IC	ERS	MI	MA
GDP\$	1								
FINDEEP	0.222*	1							
TBOPEN	0.331*	0.348*	1						
IRY	0.326*	0.380*	0.369*	1					
KAOPEN	0.237*	0.111*	0.318*	0.197*	1				
IC	0.001	0.004	0.485*	0.018	0.165*	1			
ERS	0.009	0.036	0.391*	-0.033	0.100*	0.799*	1		
MI	0.008	-0.025	-0.096*	-0.051	-0.184*	-0.102*	-0.067*	1	
MA	0.061*	-0.028	-0.192*	0.079*	-0.123*	-0.229*	-0.205*	0.044	1

上標「*」表 5% 水準下顯著。

表 3-3：開發中國家基本指標之相關性

相關係數	GDP\$	FINDEEP	TBOPEN	IRY	KAOPEN	IC	ERS	MI	MA
GDP\$	1								
FINDEEP	0.742*	1							
TBOPEN	0.349*	0.354*	1						
IRY	0.177*	0.312*	0.399*	1					
KAOPEN	0.175*	0.181*	0.156*	0.215*	1				
IC	-0.001	-0.007	-0.119*	0.001	0.165*	1			
ERS	0.012	-0.002	-0.049*	-0.101*	-0.066*	0.747*	1		
MI	-0.036	-0.110*	-0.091*	-0.038	-0.041	-0.214*	-0.219*	1	
MA	-0.020	0.019	-0.089*	-0.119*	-0.003	0.065*	0.028	-0.006	1

上標「*」表 5% 水準下顯著。

隨後的計量估計中，也將列為解釋政策指標的可能控制變數。

外匯存底比重和三種政策指標之間的關係可從表 3 第四欄看出：除了與 KAOPEN 在不同發展國家的同向變動都是顯著為正的，它和其他變數的相關方向都隨國家群組而異。外匯存底比重和匯率穩定幾乎都無關（除在開發中國家以 ERS 衡量顯著負值）。外匯存底比重和以 MA 衡量的貨幣政策自主性關係顯著（已開發國家與新興市場國家為正，開發中國家為負）；和以 MI 衡量的貨幣政策自主性關係則只在已開發國家顯著，且為正值。有趣的是，Aizenman et al. (2010) 猜測外匯存底的累積可使得開發中與新興市場國家在開放的過程中，更能維持其貨幣政策自主之政策目標，但表 3 第五欄的數據卻不支持。

三種政策指標之間的關係也可從表 3 看出。第五欄對外金融開放 (KAOPEN) 與穩定匯率指標的關係都顯著，但在不同群組有不同方向（已開發國家與新興市場國家為正，開發中國家為負）；與貨幣政策自主性均為負相關（僅在開發中國家未達顯著），Aizenman et al. (2010) 則認為這是政府為了追求金融開放所必須做的犧牲。第六列以後的數據印證兩種穩定匯率指標彼此是高度正相關，但不同度量的貨幣政策自主性卻是在已開發國家顯著地為正、在新興市場國家為正但不顯著，在開發中國家不顯著為負。兩種穩定匯率指標與貨幣政策自主指標的相關性，除了在開發中國家以 MA 度量為顯著的正值，其他例子都是顯著的負值。由於三種政策目標無法同時都是顯著正相關，這初步地呼應三難假說（提高一種政策目標之追求需犧牲其他目標）。

肆、三難指標之衡量

——三難假說之檢定與動態追蹤資料模型估計

本節分為二部分，首先建構兩種綜合政策的三難指標、分析其統計性質，並透過均數與變異數大小來檢定三難假說；其次，本文透過正式的計量模型，檢定 Aizenman et al. (2008; 2010; 2011) 所主張的——外匯存底快速累積，開發中新興市場國家的三難箝制已漸放寬——是否無法拒絕。本文的兩種三難政策指標為先就 Aizenman et al. (2010; 2011) 的 ERS、KAOPEN 與

MI 指標做三難指標分析；接著以 Lee et al. (2009) 的外匯干預指標 (IC) 取代 ERS，搭配以本文自行建構的、用準備貨幣變動衡量之貨幣政策自主性指標 MA 取代 MI 做三難指標，以比較用不同政策指標算三難指標是否會影響結論。

一、三難指標——TRL-ERS 與 TRL-MA

匯率干預、金融開放、與貨幣政策自主性三個個別指標加總可得到總指標——三難指標 (TRL)。三目標全無顧及 (0%) 時 TRL 分數為 0；反之，完全顧及 (100%) 分數為 3。分別就已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家，本文用 IC、MI、與 KAOPEN 加總得到 TRL-IC，用 IC、MA、與 KAOPEN 加總得到 TRL-MA，用 ERS、MI、與 KAOPEN 加總得到 TRL-ERS。因為 ERS 與 IC 相關度頗高，後面以 TRL-IC 和 TRL-ERS 的追蹤資料模型估計結果也很相似，為節省篇幅，本節只就 TRL-ERS 與 TRL-MA 詳細說明。

表 4 中數字的第 1-3 欄就依序整理了已開發國家 (ADV)、新興市場國家 (EM)、與其他開發中國家 (DEV) 用 ERS、MI、與 KAOPEN 加總的 TRL-ERS 三難指標。首先可以看到，這三個群組國家三難指標的年時間資料是非常平穩的序列；三個群組國家 TRL-ERS 指標縱橫資料的平均值落在 1.5-1.6 分之間，標準差卻只有 0.1-0.2，標準差相對於平均數比值甚至比單項指標的比值還小。接著，將各指標的分數區別成十級，對照 ADV、EM 與 DEV 三種不同開發程度的國家，表 4 顯示不到 4% 之觀察點可以達到三種政策平均有 80% 之目標；放寬到達成 70% 時，最多也只有 10% (出現於新興市場國家群組)。事實上，除了新興市場國家有一成的樣本超過 2.1 分，其他開發中、已開發及全體國家該比例都遠低於一成。有四到五成的國家總分落在 1.2-1.8 分之間，支持三難困境的存在不因開發程度而削減。若觀察各國 TRL-ERS 指標和時間的相關性則發現，各國追尋政策目標的時間演變分歧頗大，尤其新興市場國家之三難困境並無明顯地隨時間放寬，這和 Aizenman et al. (2010; 2011) 只根據十年平均值不看各國差異而得的結論有所不同。

圖 7 所繪分別為三群組國家同時達到三種政策目標的 TRL-ERS 分數，

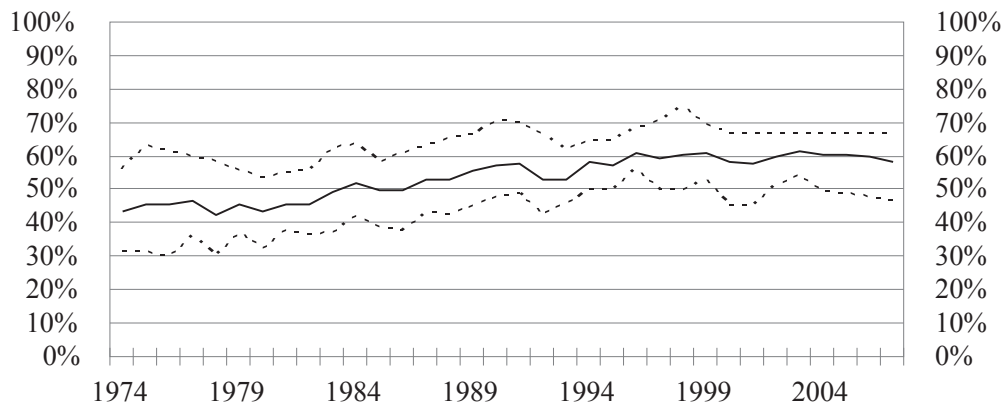
表 4：不同發展程度國家平均的三難政策目標達成分數相關統計

	TRL-ERS			TRL-MA		
	ADV	EM	DEV	ADV	EM	DEV
國均平均分數	1.60	1.48	1.46	1.86	1.61	1.77
國均標準差	0.19	0.09	0.09	0.20	0.16	0.16
國均和時間相關性	0.92	0.65	0.33	0.86	0.44	-0.80
總平均分數	1.61	1.49	1.47	1.88	1.64	1.71
總標準差	0.38	0.48	0.41	0.47	0.54	0.51
總指標達某分數比重						
>2.7(90%) 比例×100	0.0	0.1	0.0	3.0	2.2	1.4
>2.4(80%) 比例×100	0.8	3.0	1.2	12.2	7.8	9.4
>2.1(70%) 比例×100	6.5	10.0	5.3	29.3	19.8	28.7
>1.8(60%) 比例×100	34.5	27.8	20.5	63.5	41.5	44.5
>1.5(50%) 比例×100	62.2	54.5	53.1	79.9	61.4	65.4
>1.2(40%) 比例×100	85.0	71.4	72.2	91.8	79.9	84.0
<0.9(30%) 比例×100	4.9	12.9	9.1	3.4	9.9	6.5
<0.6(20%) 比例×100	0.4	3.0	1.1	1.5	3.7	2.0
<0.3(10%) 比例×100	0.1	0.2	0.0	0.1	0.9	0.4
各國平均極大值	2.26	2.34	2.12	2.47	2.41	2.47
各國平均極小值	1.07	0.86	0.89	1.31	0.86	0.88
各國和時間相關性平均數	0.43	0.04	0.18	0.28	0.11	-0.01
各國和時間相關性標準差	0.46	0.57	0.50	0.40	0.44	0.51
各國和時間相關性極大值	0.93	0.95	0.96	0.90	0.84	0.80
各國和時間相關性極小值	-0.62	-0.90	-0.86	-0.67	-0.61	-0.86

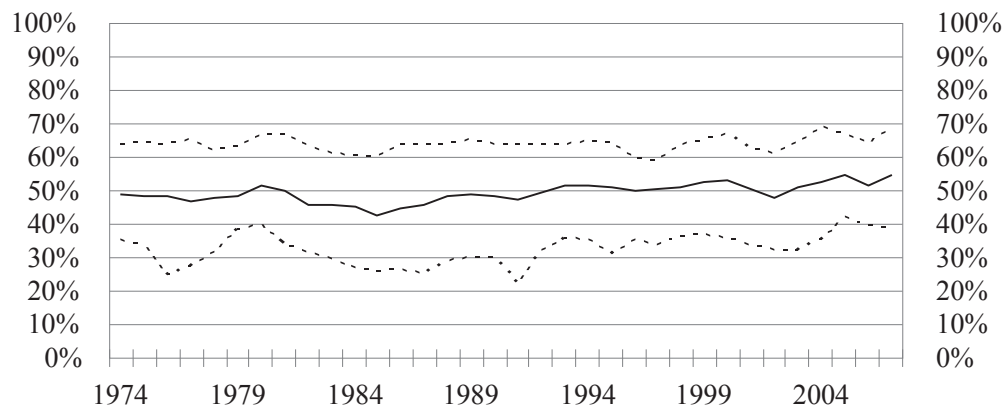
平均值與其 16 分位、84 分位數的時間序列。首先注意的是：相對於個別指標——ERS 和 KAOPEN 的 16 分位或 84 分位數屢屢觸及 0 或滿分，加總的三難指標都無此現象；其標準差比起個別外匯市場干預與金融開放指標的散佈區間都小很多，尤其是已開發國家。事實上，無論發展程度如何，三難指標 84 分位數皆低於滿分，這顯示三難困境自始至終構成限制。接著，由其趨勢可知，已開發國家與新興市場國家的政策兼顧似有長期緩慢之提高，但考量散佈區間後，趨勢並不顯著；其他開發中國家則無上升趨勢。

圖 7：三難指標（TRL-ERS）之走勢

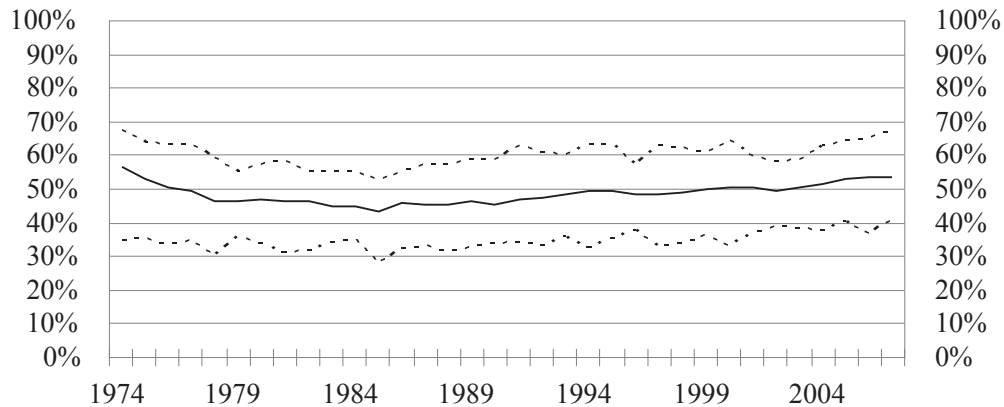
1. 已開發國家



2. 新興市場國家



3. 其他開發中國家



—— 平均數 - - - - - 16 分位數、84 分位數

表 4 第 4-6 欄的數據為以 MA、IC、KAOPEN 加總的三難總指標——TRL-MA——統計。三個群組國家 TRL-MA 縱橫資料的平均都高於 TRL-ERS，且都顯著為正。之前以 TRL-ERS 來看時，已開發國家的高度政策兼顧比例輸給新興市場國家，能同時達成三項政策目標 70% 以上比例者，分別只有 6.5% 及 10%；現以 TRL-MA 計算，已開發國家達成的比例是三類國家中最高的，將近 30%。進一步看 TRL-MA 的 10 等分分數比例可知，已開發國家的表現都是最好的，與一般對於發展成熟國家施政表現較優的印象相符。值得注意的是，即便用了水準值較高的 MA 指標計算三難指標，達成率超過 80% 的國家仍不常見（已開發國之 12.2% 最多），這表示不同發展程度也不會改變三難困境存在之現象。

圖 8 所繪分別為三群組國家的 TRL-MA 走勢。比較圖 8 與圖 7 之 TRL-ERS，可發現已開發國家和新興市場國家的政策兼顧在樣本後半期均較前半期緩升，而且前者較後者顯著。此外，三經濟發展群組差異（反映於散佈區間）也都明顯比個別指標縮小；儘管 MA 的平均值與離散程度均高過 MI 許多，TRL-MA 指標之 84 分位數皆低於滿分，和 TRL-ERS 同樣與三難困境之限制一致。

接下來，本小節利用建構之三難政策指標來進行相關檢定。由於三難假說隱含「三個個別政策指標不可能同時達到滿分」，類似從靜態的角度說明政策之取捨；這取捨是不論哪一個時間都成立的，故可以從每個時點樣本國家的綜合指標推測該時點之母體。「三個個別政策指標不可以同時進步」，是從動態的角度看政策取捨；這個取捨可能只限於政經成熟的國家，開發中國家早期個別指標分數不高時，隨經濟發展有可能暫時地呈現三項指標分數同時提高，直到穩定均衡到來（成為政經成熟的已開發國家）。這個動態的取捨，則可以用比較綜合指標變異數與個別指標變異數大小來檢定。

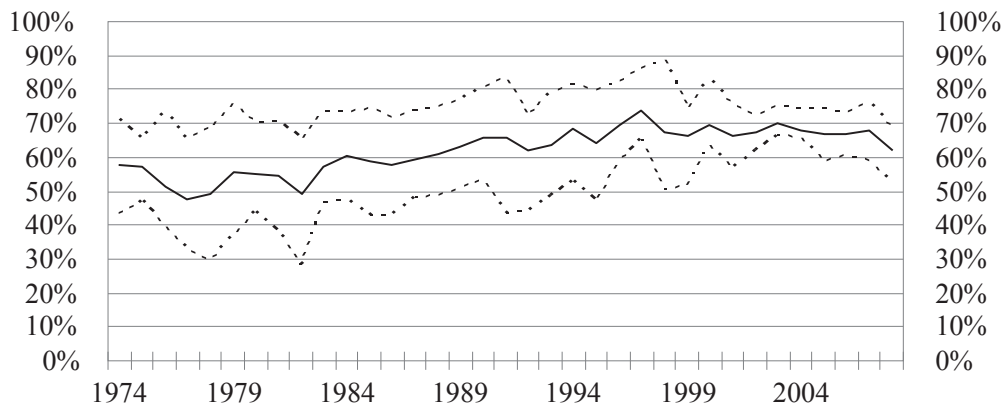
首先從靜態觀點檢定三難假說。三難假說隱含「綜合政策指標無法達到某個高標」，所以可設立，

H_0 ： i 群組國家在 t 期的綜合政策指標 j 達到高標，

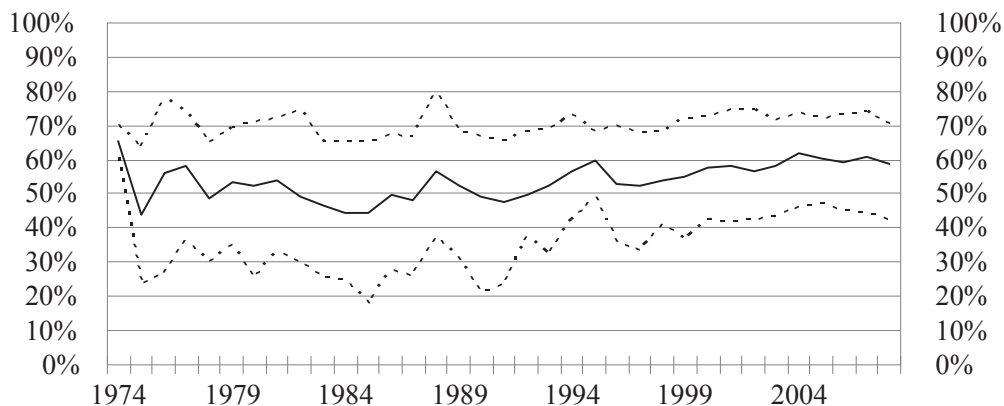
H_1 ： i 群組國家在 t 期的綜合政策指標 j 低於高標。

圖 8：三難指標（TRL-MA）之走勢

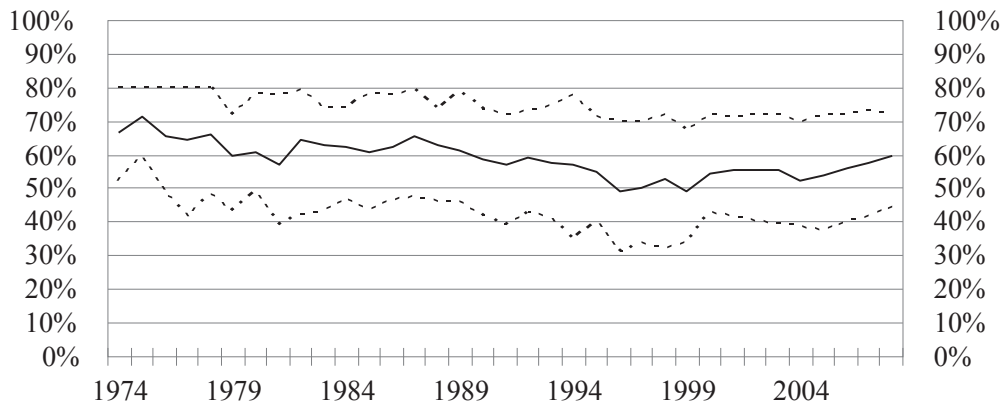
1. 已開發國家



2. 新興市場國家



3. 其他開發中國家



—— 平均數 - - - - - 16 分位數、84 分位數

式中 i 分別為已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家， t 為 1974, 1975, ... 2007 (2008) 年， j 分別為 TRL-ERS 與 TRL-MA。檢定結果若為拒絕虛無假說，則代表支持三難困境之限制。假設母體的綜合政策指標分布為常態，在此採用樣本均數做 t 統計量之左尾檢定。²¹ 當定義「高標」為 80% 之政策達成率，均數檢定結果為自 1974 年起，在 5% 的顯著水準下，不分國家的發展程度、不管哪一項三難指標，都顯著拒絕虛無假說而支持三難困境。

本小節最後從動態角度看三難假說，其所隱含的綜合指標與個別指標變異數之大小關係。以 TRL-MA 之變異數為例說明： $V(\text{TRL-MA}) = V(\text{IC} + \text{KAOPEN} + \text{MA}) = V(\text{IC}) + V(\text{KAOPEN}) + V(\text{MA}) + 2\text{cov}(\text{IC}, \text{KAOPEN}) + 2\text{cov}(\text{IC}, \text{MA}) + 2\text{cov}(\text{KAOPEN}, \text{MA})$ 。若式中三個共變異數都不為負時，代表 $V(\text{TRL-MA}) \geq V(\text{IC}) + V(\text{KAOPEN}) + V(\text{MA})$ 。即三難困境不存在表示三個政策目標可同時進步（或不衝突而呈現獨立），也就是兩兩個別政策指標可以是正相關或不相關，那加總的綜合指標變異數一定不會小於三個個別政策的變異數總和。所以，當三難箝制不存在，綜合三難政策達成率的變異數應大於等於個別指標變異數之和。檢定三難困境不存在之必要條件可寫成：²²

H_0 : i 群組國家的 j 綜合政策指標之變異數 $\geq$ 其三項個別指標 k 變異數之和，

H_1 : i 群組國家的 j 綜合政策指標之變異數 $<$ 其三項個別指標 k 變異數之和，

式中 i 分別為已開發國家、新興市場國家、與其他開發中國家， j 分別為

21 樣本期間新興市場國家與其他開發中國家每年的國家數多超過 30，可用中央極限定理逕做 t 統計量檢定。已開發國家與其他兩類國家早期的每年國家數不到 30，所以我們統一對樣本橫剖面資料做 JB 統計量的常態分配檢定。檢定結果於 4% 顯著水準下拒絕常態的只有 TRL-ERS 在 ADV 國家的 1997 年與開發中國家的 1996 年，以及 TRL-MA 在 ADV 國家的 2002 年和 2007 年，新興市場國家的 1998 年，與開發中國家的 1991 年。這幾年多對應重大金融事件，其他樣本都無法拒絕常態分配假說。

22 因為三難困境存在時，加總的綜合指標的變異數可以大於、等於、或小於三個個別政策的變異數總和，所以無法建成立虛無假說。

TRL-ERS 與 TRL-MA， k 在 j 為 TRL-ERS 時分別為個別政策指標 ERS、KAOPEN、MI，而在 j 為 TRL-MA 時分別為 IC、KAOPEN、MA。本文採用無母數檢定，綜合指標變異數大於分項指標變異數之和時算一個成功樣本，反之算一個失敗樣本，成功與失敗機率各為 1/2， s 為成功次數（國家數）， n 為樣本數。檢定方法為比較成功的 P 值（極端值的機率）：

$$\sum_{i=0}^s C_i^n (0.5)^n = \sum_{i=n-s}^n C_i^n (0.5)^n$$

與 5% 之顯著水準進行符號檢定。檢定結果若為拒絕虛無假說，則代表支持三難困境之限制。

在此檢定結果有些分歧：於已開發國家組為 TRL-ERS 和 TRL-MA 結果均拒絕虛無假說；在新興國家組為 TRL-ERS 和 TRL-MA 結果均無法拒絕虛無假說；在開發中國家組則是 TRL-ERS 為拒絕虛無假說，TRL-MA 為無法拒絕虛無假說。²³ 儘管一般狀況下符號檢定傾向接受虛無假說，已開發國家群組仍然為顯著拒絕三難不存在這個虛無假說。這裡可以解讀為：在體系達到成熟穩定之經濟前，一國有可能各分項指標一起進步，但進入已開發國之林，則三難困境依舊構成限制。

整體而言，本文的均數與變異數大小檢定的結果，都偏向支持開放經濟政策之三難困境最終仍構成限制。

二、GMM 動態追蹤資料模型估計

Aizenman et al. (2010; 2011) 認為隨著國際資金自由移動的開放，開發中新興市場國家未如已開發先進國家一樣失去貨幣政策自主權，主要就是因為其外匯資產累積相對成長，不僅維持貨幣政策自主權，也增加了干預匯率的籌碼，但他們的論述並未經過正式的計量檢定。為了進一步檢視外匯累積是否有助於政策指標的追求，且考慮到經濟發展程度以外，時間與國家本身

23 若進一步利用綜合與加總變異數離差大小之資訊，進行 Wilcoxon 的符號等級（sign-rank）檢定，檢定結果與簡單的符號檢定相同。

特性也可能影響一國政策目標的追求，本研究以納入國家與時間差異之追蹤資料模型估計來討論。

基於政策變數的持續性、橫斷面資料的異質變異性、以及外匯存底本身也是體系的內生變數，本文在此採用 Arellano and Bond (1991) 動態追蹤資料模型之兩階段一般化動差法 (GMM) 估計，以修正模型中自變數可能的內生性、異質變異性與時間序列資料之自我相關問題。基本模型假設如下：

$$y_{it} = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{i,t-l} + \eta_i + \gamma' t + \beta' x_{it} + v_{it}, \quad (5)$$

式中 $i=1, \dots, N$ (國家數)， $t=1, \dots, T$ (時間數)， p 為自我迴歸的落後期數， η_i 反映國家效果， y_{it} 為三難指標 (應變數)， x_{it} 為 $k \times 1$ 的自變數，包含外匯存底比重與其他控制變數， v_{it} 為序列無關的殘差項。Arellano and Bond (1991) 建議先將資料差分以消除個體 (國家) 效果，再針對非強外生變數加入適當的工具變數，尤其是落後二期以上的應變數水準值，以滿足不偏性與一致性，並得到較 OLS 有效率的估計結果。²⁴

Arellano and Bond (1991) 的兩階段 GMM 估計方法，第一階段以差分方式轉換資料來消除個體固定效果，並假設殘差項與解釋變數無關，且跨國間具有同質性來估計。第二階段再用第一階段所求得的殘差項，建立一變異共變異矩陣，放寬同質及獨立性的假設來估計。GMM 的有效估計為要求殘差項需無序列相關，以及工具變數必須具有足夠的數目。Arellano and Bond (1991) 建議用落後兩期以上的各期應變數當工具變數，以得到估計自我迴歸係數的最適工具變數，但過多的工具變數將產生過度認定的問題，也快速消耗觀察點，故本文至多採用到落後五期的應變數。Arellano and Bond (1991) 也指出在檢討模型設定上，原本序列無關的殘差在一階差分轉換估計下，將與其落後一期相關，但與落後二期以上無關。GMM 估計的一致性即建立在

24 相對於 Arellano and Bond (1991) 以差分資料轉換迴歸式，以落後的應變數水準當工具變數，Arellano and Bover (1995) 提出多假設期初條件，可增加認定條件 (以原水準變數迴歸式搭配落後的應變數差分當工具變數)，以提升效率改善估計值。但因國家數不多時，工具變數增加反使 Sargan 檢定變弱，本文仍採用 Arellano and Bond (1991) 的方法。

轉換後方程式的誤差無落後二期以上的自我相關。

本文藉由 GMM 估計，對於外匯存底比重是否能顯著提升政策綜合達成率之三難指標進行正式的計量檢定；本文還將採用 Sargan test 的過度認定限制檢定，及差分後模型殘差項是否具有二階以上序列相關等檢定，來判斷這裡的固定效果模型是否有誤設現象。如果 Aizenman et al. (2010; 2011) 的假說正確，外匯存底比重 (IRY) 的迴歸係數應顯著為正，過度認定檢定之 Sargan 統計應不顯著拒絕為零，且原本序列無關的殘差在一階差分轉換估計下，將與其落後一期顯著地負相關，可是與落後二期以上無關。²⁵

對於迴歸式與工具變數落後期的選定，本文是以能獲得支持 Aizenman et al. (2010; 2011) 「外匯存底能顯著提升政策綜合達成率」之假說為準則選取落後期，事後再做誤設檢定。詳言之，本文先放入落後一期的應變數到迴歸式 ($p=1$)，工具變數則採用 Arellano and Bond (1991) 方式僅含落後兩期之應變數，與其他落後一期的自變數。如果外匯存底比重 (IRY) 的係數顯著為正，本文就做誤設檢定；否則，如果誤設檢定沒通過或外匯存底比重的係數不能顯著為正，本文依序加入更多 Arellano and Bond (1991) 方式之落後期應變數動態工具變數重新估計第(5)式，最多加到落後五期為止。如果這樣做誤設檢定還是沒通過、或外匯存底比重的係數依舊不能顯著為正，本文就加入多一期的落後應變數重估第(5)式。所以，不能通過假說檢定的式子都經過 5 種自我迴歸長度分別搭配 4 種工具變數組，共 20 次的 GMM 估計，並列出最後一次估計的結果。

三群組國家三難政策目標，第(5)式，估計結果列於表 5。²⁶ 本表迴歸式自變數除了固定效果與落後的三難指標本身，只考慮外匯存底比重。表 5 上半部是落後應變數與自變數的迴歸結果，固定效果估計省略未列，下半部是其誤設檢定，最後一列是採用 Arellano and Bond (1991) 方式之動態擴張工具變數的最大落後期數。嘗試了那麼多的工具變數與自我迴歸落後期模型搭

25 Arellano and Bond (1991) 曾提出一個針對二期自我相關的殘差檢定， m_2 ，並證明其在個體數趨近無窮大時為標準常態分配。因他們未提供更多期自我相關的殘差檢定量，且本文個別群組國家數不是那麼多，故採用一般的 Pearson 相關係數檢定來檢定殘差的自我相關。

26 因為 Netherlands Antilles 無法取得 IRY 資料而刪除，故新興市場剩 37 個經濟體。

表 5：三難政策目標指標 GMM 動態追蹤資料模型估計

國家群 應變數 (y)	ADV		EM		DEV	
	TRL-ERS	TRL-MA	TRL-ERS	TRL-MA	TRL-ERS	TRL-MA
自變數						
y(-1)	-0.013	-0.500*	-0.128*	-0.209*	-0.041	-0.370*
y(-2)	-0.083*	-0.225*	-0.123*	-0.052	-0.075*	-0.255*
y(-3)	-0.106*		-0.119*	-0.073*	-0.174*	-0.166
y(-4)					-0.096*	-0.094
y(-5)					-0.006	
IRY	1.059*	-2.833*	1.585*	-2.514*	-0.256	-1.125
誤設檢定						
Sargan 統計	105.313 ^a	139.255 ^a	122.830	136.135 ^a	156.557*	48.403
殘差一階相關	-0.203*	-0.170*	-0.080*	-0.339*	-0.105*	-0.214*
殘差二階相關	0.035	-0.041	0.042	-0.001	-0.036	0.025
殘差三階相關	-0.037	-0.085 ^a	-0.011	-0.013	0.042	-0.021
殘差四階相關	-0.028	-0.002	-0.019	-0.019	3E-04	-0.012
殘差五階相關	0.042	0.018	-0.050	-0.013	-0.052	-0.023
動態工具變數 n	4	5	5	5	5	3

1. 時間固定效果未列，上標「*」表 5% 水準下顯著，「^a」表 10% 水準下顯著。

2. 工具變數包含 Arellano and Bond (1991) 方式之落後期應變數動態擴張工具變數落後 2 至 n 期，與落後一期之其他自變數。

配之後，在已開發國家與新興市場國家用 TRL-ERS 估計可以找得到符合假說的結果，但在開發中國家則不行。而若以 TRL-MA 估計，則無論用哪一個三難指標都找不到外匯存底比重能提升政策綜合達成率的證據，開發中國家甚至得到顯著相反的結果。針對外匯比例多半逐年上升的新興市場國家與開發中國家來看，這裡的 TRL-ERS 估計結果是互相對立的。

由於在迴歸分析時，有可能因為遺漏了重要的解釋變數，而這些變數又與原解釋變數相關，因而產生估計值偏誤的問題。本文進一步加入其他相關變數迴歸，一方面可以提高解釋力，一方面可以判斷表 5 的係數估計結果是不是遺漏重要解釋變數所致。本文在此根據主要參考文獻 Aizenman et al.

(2010; 2011) 經濟表現迴歸式中的變數來選擇控制變數。²⁷ 除了外匯存底佔 GDP 比重 (IRY) 本身，迴歸式加入經濟發展程度 (GDP\$)——理論上較高發展程度的政府可以較嫻熟的制定與執行政策，這應該在開發中與新興市場看得到正的迴歸係數。其次是經濟成長率 (growth)——理論上國內景氣較好時，政府可以較專注於外部政策目標的追求，故可能得到正的迴歸係數。再來是金融深化程度 (FINDEEP)——國內金融深化有助於加速國際資金的應用、金融開放與長期成長，但同時也降低政府對於利率與貨幣供給額等貨幣政策中間目標的控制，因而效果未定。最後我們也加進衡量一國貿易重要性的開放程度 (TBOPEN)——理論上較依賴對外貿易的政府會更注重匯率的穩定性，但是開放的經濟本身對於國際景氣波動已經較無法避免，同時越干預匯率越難獨立於國外物價與產出波動之干擾，所以政府可能打消部分穩定匯率的意圖，且貨幣政策的自主性可能因此下降；但是在全球化的浪潮下，開放貿易的同時又很難不開放資金移動，因而總效果未定。除了經濟成長率以外，以上控制變數其實就是第參節第六小節表 3-1 到 3-3 中所列出的、各項與政策指標密切相關的變數，資料來源與處理亦說明於前。藉由加入它們到迴歸式中，可以更確定外匯存底對政策指標的影響力。

表 6 列出上述三難指標迴歸的估計結果。首先，在已開發國家用 TRL-ERS 估計時，外匯存底比重轉變成不顯著地降低政策綜合達成率，經濟成長率則是有顯著的正面影響；以 TRL-MA 估計的結果都無法通過誤設檢定。²⁸ 在新興市場國家仍是用 TRL-ERS 估計可以得到符合假說的結果，但其他控制變數並未提升太多解釋力，僅經濟成長率有顯著正面影響，而金融深化佔得顯著的負影響；其 TRL-MA 估計可以通過誤設檢定，經濟發展程度、經濟成長率、金融深化佔得顯著的正影響，但最讓人關心的外匯存底比重反而不具

27 Aizenman et al. (2010; 2011) 說他們選用的變數就是文獻常見的變數。因為這些變數都是可能影響政策指標變數或 IRY 的，本研究剛開始也是放完全相同的變數，但初步迴歸後綜合考慮其結果，只留下具有穩固解釋力的變數。

28 由於 Aizenman et al. (2010) 是將星、港、韓三小龍算在新興市場國家，而本文是根據 WEO 的分類將其歸類於已開發國家，為此我們可以將這三個經濟體從已開發國家群去除，重新估計，結果不論有無控制變數、哪一指標都無法通過假說檢定。

表 6：三難政策目標指標 GMM 動態追蹤資料模型估計

國家群 應變數 (y)	ADV		EM		DEV	
	TRL-ERS	TRL-MA	TRL-ERS	TRL-MA	TRL-ERS	TRL-MA
自變數						
y(-1)	-0.049	-0.745*	-0.107 ^a	-0.165*	-0.073	-0.731*
y(-2)	-0.068*	-0.428*	-0.076*	0.003	-0.092*	-0.448*
y(-3)	-0.139*	-0.158*	-0.106*	-0.029	-0.162*	-0.248*
y(-4)	-0.043	-0.028		-0.004	-0.099	-0.147*
y(-5)	-0.002	0.098		0.038	-0.020	-0.102
IRY	-0.633	2.268 ^a	1.792*	-1.405	-0.697	-4.421*
GDP\$	-2E-06	3E-05 ^a	4E-05	8E-05*	7E-05*	5E-05
Growth	0.011*	0.066	0.004 ^a	0.008 ^a	0.001	-0.002
FINDEEP	-0.122	-0.456 ^a	-0.858*	0.695 ^a	-0.570	2.732*
TBOPEN	-0.026	-0.704	0.243	0.123	0.863*	-0.098
誤設檢定						
Sargan 統計	97.333	109.912	103.341	117.221	93.876	105.595
殘差一階相關	-0.201*	0.055	-0.092*	-0.357*	-0.063*	0.083*
殘差二階相關	0.002	0.009	0.001	-0.009	-0.003	-0.002
殘差三階相關	-0.058	-0.091 ^a	-0.008	0.003	0.032	-0.001
殘差四階相關	0.013	-0.131*	0.011	-0.001	-0.003	-0.046
殘差五階相關	0.017	-0.187*	-0.041	-0.077	-0.037	-0.038
動態工具變數 n	5	5	4	5	4	5

1. 時間固定效果未列，上標「*」表 5% 水準下顯著，「^a」表 10% 水準下顯著。

2. 工具變數包含 Arellano and Bond (1991) 方式之落後期應變數動態擴張工具變數落後 2 至 n 期，與落後一期之其他自變數。

解釋力。開發中國家以 TRL-ERS 估計的結果仍然無法通過誤設檢定，而若以 TRL-MA 估計，則仍得到外匯存底比重顯著降低政策綜合達成率的結果。

另一方面，就算 TRL-ERS 可正確反映政策綜合達成率，似乎沒有理由只有在新興市場國家得到外匯存底比重提升 TRL-ERS 的結果，已開發先進國家和其他開發中國家不行？Aizenman et al. (2010) 認為外匯存底比重重要跨過門檻，0.21，ERS 上升才可發揮降低產出波動的效果，故不用犧牲其他二類政策目標。而新興市場國家正好藉由大量的貿易順差累積了足夠的外匯存

底，所以能無後顧之憂的達到三種政策目的。本文由資料發現，不只是新興市場國家，已開發國家和其他開發中國家也有許多外匯存底比重超過 0.21 的例子；如果關鍵只在外匯存底比重的影響力是非線性的，應該所有外匯存底比重超過門檻的國家都可以提升其政策綜合達成率。本文因此再做了一個全樣本國家跨過門檻外匯存底比重的估計，來檢驗是否夠高的外匯存底比重 ($IRY^+ = IRY$ ，若 $IRY \geq 0.21$ ；否則 $IRY^+ = NA$)，就對政策綜合達成率有正面影響。同前兩表的估計方法，但無論用 TRL-ERS 還是 TRL-MA 綜合指標，仍然找不到任何高外匯存底比重 (IRY^+) 提升政策綜合達成率的估計結果。此估計結果可向作者索取。²⁹

最後，Aizenman et al. (2010) 當初在解釋外匯存底比重夠高可以放寬三難箝制，是配合估計政策目標指標對於經濟穩定性的迴歸，其做法是將資料取五年平均以降低短期波動對政策目標的干擾。本文追隨 Aizenman et al. (2010) 也對相關的變數做五年移動平均，再對表 5 與表 6 的迴歸式重做一遍 GMM 估計，但仍然找不到一個外匯存底比重顯著提升政策綜合達成率，且能通過所有誤設檢定的結果。此估計結果亦可向作者索取。

伍、結論與檢討

本文研究開放經濟總體政策目標的「三難困境」。為改進 Aizenman et al. (2010; 2011) 僅以個別的匯率穩定指標、金融開放指標、與貨幣政策獨立性指標十年平均值的走勢變化粗略做判斷，本文檢討不同度量指標的優缺點、建構出綜合的三難指標時間序列、並輔以較正式的計量估計與檢定。分析三難指標的做法可以改進過去文獻無法兼顧三種政策目標或武斷設定其函數關係的缺陷。

在個別政策指標方面，本文分別沿用 Aizenman et al. (2010) 只以匯率

29 僅新興市場國家外匯存底比重超過門檻可提升政策達成率的結果，有可能是因為新興市場國家在近十年快速成長，政府施政手段也有長足進步，因而更有效率的追求三種政策，TRL-ERS 走勢恰巧與其上升的外匯存底一致，以圖 1 而言，是從三角形的外面朝內調整；其他開發中國家的施政效率則或許根本上還有待改進。

資料計算的匯率穩定指標，與 Lee et al. (2009) 同時以匯率及國際收支總餘額計算的外匯干預指標，來代表該國政府追求匯率穩定的程度。兩指標相關性頗高，均顯示在 2000 年之後，不同發展程度國家的平均匯率穩定程度非常接近，平均達成率約七成。Chinn and Ito (2008) 的金融開放指標與國家發展程度則有明顯正向關係，且無論發展程度，各群組國家的金融開放均有隨時間上升趨勢；已開發國家在 2003 年以後，甚至連政策達成率倒數的第 16 分位國家亦達滿分。在衡量貨幣政策自主性上面，本文採用 Aizenman et al. (2010) 以國內外利率相關性算得的貨幣獨立性指標與自行以自主性貨幣變動佔準備貨幣變動之比例計算的貨幣自主性指標。這兩個由不同角度建構的指標只在已開發國家呈現顯著正相關，在新興市場國家與其他開發中國家則無顯著相關性；儘管如此，這兩個貨幣指標皆顯示出已開發國家的貨幣自主性於 1999 年歐元上路後大幅滑落，其第 16 分位國家之政策達成分數已低落至 0。

在綜合政策指標上，本文一方面將 Aizenman et al. (2010) 的三種個別指標加總成為 TRL-ERS 三難指標，另一方面用 Lee et al. (2009) 的外匯干預指標、Chinn and Ito (2008) 的金融開放指標、再加上自行建構之貨幣自主性指標成 TRL-MA 三難指標。這兩個不同度量的三難指標主要差異是來自貨幣自主性，而非匯率的穩定性。本文發現即使有些國家個別政策目標已達滿分，但均數檢定顯示同時兼顧三種政策目標仍然困難：無論以哪一個三難指標衡量或控制一國的發展程度，其政策達成率仍顯著低於 80%；而變異數相對大小之檢定，則在已開發國家拒絕三難困境不存在所隱含的性質：綜合指標變異性顯著大於個別指標變異性和。

此外，Aizenman et al. (2008; 2010; 2011) 藉由開發中新興市場國家的長期平均資料，主張外匯資產累積有助於貨幣政策自主而放寬三難限制的說法，並未頑強地通過固定效果追蹤資料模型的估計檢定。本文建議貨幣當局適時累積外匯存底可以增加其外匯干預的籌碼，但切莫以為就此可兼顧其他政策目標，例如加強外匯市場干預的同時，又進一步開放國際資金移動，只怕仍需犧牲本國自由調控貨幣政策的能力。

未來可能的衍生研究是將個別與綜合政策指標，應用於表現會與國家制

度或政策目標選擇有關的總體變數迴歸上。而像是三難政策指標與總體經濟表現之因果關係，開放體系較高的三難政策達成率與其經濟成長、通貨膨脹、景氣波動之取捨、乃至於對國家福利的影響，這些討論在有資料建置之後皆為可行。

儘管本文的檢定結果傾向支持三難困境，但這些檢定無法同時告訴我們三項政策目標之間的取捨與權衡，更好的計量方法仍待努力。另一個值得討論的問題是關於三難指標中的貨幣政策自主性，本文自行建構了以自主性貨幣變動比例衡量的 MA 指標，以對照 Aizenman et al. (2010) 用國內外利率相關性設算的 MI 指標。其實前者偏重外匯干預與貨幣政策的關係，後者偏重國際資金移動與貨幣政策的關係，理論上各有所本。實際統計時，Aizenman et al. (2010) 建立之 MI 指標水準值偏低且與各國趨勢太接近以致變異過小，在加總三難指標時，變成由其他兩類指標主導一國政策綜合表現，這是 MA 指標不會出現的問題；而分別據以加總得出的 TRL-ERS 與 TRL-MA 三難指標，也出現了不一致的模型估計結果，可見其統計性質確有差異。客觀而言，如果能兼顧價（利率）與量反映的貨幣自主性，建立起更周全衡量貨幣政策自主性的指標，應值得投入心血。

參考資料

- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé, and Mattias Villani
2008 "Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model," *Journal of Economic Dynamics and Control* 32: 2690-2721.
- Aizenman, Joshua
2010 "The Impossible Trinity (aka The Policy Trilemma): The Encyclopedia of Financial Globalization," University of California, Manuscript.
- Aizenman, Joshua, Menzie D. Chinn, and Hiro Ito
2008 "Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time," NBER Working Paper No. 14533.
2010 "The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating New Patterns of the Trilemma Configuration," *Journal of International Money and Finance* 29(4): 615-641.
2011 "Surfing the Waves of Globalization: Asia and Financial Globalization in the Con-

- text of the Trilemma,” *Journal of the Japanese and International Economies* 25(3): 290–320.
- Arellano, Manuel and Olympia Bover
1995 “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models,” *Journal of Econometrics* 68(1): 29–51.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond
1991 “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies* 58(2): 277–297.
- Bluedorn, John C. and Christopher Bowdler
2010 “The Empirics of International Monetary Transmission: Identification and the Impossibility Trinity,” *Journal of Money, Credit and Banking* 42(4): 679–713.
- Borensztein, Eduardo, Jeromin Zettelmeyer, and Thomas Philippon
2001 “Monetary Independence in Emerging Markets: Does the Exchange Rate Regime Make a Difference?” IMF Working Paper No. WP/01/1.
- Chinn, Menzie D. and Hiro Ito
2006 “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions,” *Journal of Development Economics* 81(1): 163–192.
2008 “A New Measure of Financial Openness,” *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice* 10(3): 309–322.
- Edwards, Sebastian
1985 “Money, the Rate of Devaluation and Interest Rates in a Semi-Open Economy: Colombia 1968–1982,” *Journal of Money, Credit and Banking* 17(1): 59–68.
2007 “Capital Controls, Sudden Stops, and Current Account Reversals,” pp. 73–120 in Sebastian Edwards (ed.), *Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices and Consequences*. Chicago: University of Chicago Press.
2008 “Financial Openness, Currency Crises and Output Losses,” pp. 97–120 in Sebastian Edwards and Márcio G. P. Garcia (eds.), *Financial Markets Volatility and Performance in Emerging Markets*. Chicago: University of Chicago Press.
- Eichengreen, Barry
1994 *International Monetary Arrangements for the 21st Century*. Washington, DC: Brookings Institution.
- Frankel, Jeffrey, Sergio L. Schmukler, and Luis Servén
2004 “Global Transmission of Interest Rates: Monetary Independence and Currency Regime,” *Journal of International Money and Finance* 23(5): 701–733.
- Hanke, Steve H.
2002 “On Dollarization and Currency Boards: Error and Deception,” *Journal of Policy Reform* 5(4): 203–222.
- Harberger, Arnold C.
1980 “Vignettes on the World Capital Market,” *The American Economic Review* 70(2): 331–337.
- Hausmann, Ricardo, Ugo Panizza, and Ernesto Stein
2001 “Why Do Countries Float the Way They Float?” *Journal of Development Economics*

- 66(2): 387-414.
- Holden, Paul, Merle Holden, and Esther C. Suss
 1979 "The Determinants of Exchange Rate Flexibility: An Empirical Investigation," *Review of Economics and Statistics* 61(3): 327-333.
- Hossain, Monzur
 2011 "International Monetary Arrangement for the 21st Century—Which Way?" *Journal of the Japanese and International Economies* 25(2): 47-63.
- International Monetary Fund
 2009-2011 *World Economic Outlook Database*. Retrieved March 25, 2014, from <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/02/weodata/index.aspx>
- Lee, Hsiu-yun, Wen-ya Chang, and Tai-kuan Ho
 2009 "How Dirty Is a Foreign Exchange Market? A Simple Time Series Measure," National Chung Cheng University, Manuscript.
- Masson, Paul R.
 2001 "Exchange Rate Regime Transitions," *Journal of Development Economics* 64(2): 571-586.
- Mundell, Robert A.
 1963 "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29(4): 475-485.
- Obstfeld, Maurice, Jay C. Shambaugh, and Alan M. Taylor
 2004 "Monetary Sovereignty, Exchange Rates, and Capital Controls: The Trilemma in the Interwar Period," *IMF Staff Papers* 51: 75-108.
 2005 "The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility," *Review of Economics and Statistics* 87(3): 423-438.
 2010 "Financial Stability, the Trilemma, and International Reserves," *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(2): 57-94.
- Quinn, Dennis P.
 2003 "Capital Account Liberalization and Financial Globalization, 1890-1999: A Synoptic View," *International Journal of Finance and Economics* 8(3): 189-204.
- Rose, Andrew K.
 1996 "Explaining Exchange Rate Volatility: An Empirical Analysis of 'the Holy Trinity' of Monetary Independence, Fixed Exchange Rates, and Capital Mobility," *Journal of International Money and Finance* 15(6): 925-945.
- Shambaugh, Jay C.
 2004 "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 301-352.
- The World Bank
 2009-2011 *World Development Index*. Washington: The World Bank.

Macroeconomic Policies' Trilemma

Hsiu-yun Lee

Professor

Department of Economics, National Chung Cheng University

ABSTRACT

The Macroeconomic policy “trilemma”, with trade-offs pursuing monetary autonomy, exchange rate stability, and international financial integration, has not been tested formally due to both difficulty in measuring these policy intentions practically and lack of a clear, mathematical implication of the three policy goals in theory. This paper surveys previous metrics for measuring these policy goals, introduces a new “monetary autonomy index”, and constructs trilemma indices by adding three individual policy indices. Herein, we consider two measures for exchange rate stability, two for monetary autonomy, and one for financial integration as the individual policy indices. Panel data are collected on over 120 economies since 1974 and catalogued into three groups: developed economies, emerging markets, and other developing economies. We compare different measures for a specific policy goal and show, except for Aizenman et al. (2010) “monetary independence index”, how these indices vary across countries in a group. Because the trilemma implies that for any period the trilemma index cannot achieve a very high level like individual policy indices can, and that three individual indices in one time span cannot increase together, we further test hypotheses for the indices' means and variances for countries at different development stages. Finally, we employ GMM dynamic panel data models to test the hypothesis in Aizenman et al. (2010) about relaxing the trilemma via amassing large foreign reserves. Only weak and unrobust evidence is found supporting their hypothesis.

Key Words: open economy, macroeconomic policy, trilemma, trilemma index, monetary autonomy index