東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

一般化外匯市場壓力衡量之研究

The General Approach to Measuring Exchange Market Pressure

指導教授：王凱立 博士

研究生：許芸婷

中華民國 105 年 12 月

東海大學碩士學位論文

學位考試委員審定書

本校 **財務金融研究所** 碩士班 許芸婷 君

所提之論文(中文)： 一般化衡量外匯市場壓力之研究

(英文)： The General Approach to Measuring Exchange Market Pressure

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召 集 人 林豐智

考試委員 王嵩立 (指導教授) 郭一樺

顏盟峯 葉宇穎

系所主任 郭一樺

中華民國 105 年 7 月 28 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人許芸婷(學號:G034400[illegible])已完全了解學術倫理之定義。僅此聲明，本人呈交之碩士論文絕無抄襲或由他人代筆之情事。若被揭露具有違背學術倫理之事實或可能，本人願自行擔負所有之法律責任。對於碩士學位因違背學術倫理而被取消之後果，本人也願一併概括承受。

立證人：許芸婷(簽名)

中華民國 105 年 7 月 28 日

致謝

首先，要感謝我的指導教授王凱立老師，在老師細心的指導下，得以讓我完成此篇論文。當我在低潮期的時候，有凱立老師的鼓勵，相信著「關關難過關關過」，因為有這句話支撐，讓我們相信自己一定可以完成。老師不僅在學業上提攜我們，同時也告訴我們許多人生的道理，以及做人處世的方式，這些都是我們在課堂中無法學習到的，讓我們受益無窮。在這兩年來，很慶幸能遇到凱立老師，更榮幸能作為老師的指導學生，因為有老師，讓我在這兩年過得十分充實。

其次，要感謝所有老師，以及同學們，謝謝兩年的陪伴，尤其是我的夥伴們，因為有妳們的陪伴與幫忙，讓我遇到任何困難都能夠迎刃而解。同時，要感謝的是辛苦的系辦人員，珮瑩、怡真、以及麗夙助教，從兩年前剛入學到現在要畢業了，妳們總是不厭其煩的幫我們處理學校內的大小事，真的十分感謝。

最後，要感謝我最親愛的家人們與男朋友，有你們的包容與鼓勵讓我能夠一路走到現在，特別要謝謝我的父母，辛苦工作給我一個優質的生活環境，讓我沒有後顧之憂地做任何我想做的事，並順利完成我的碩士學位，謝謝你們。

許芸婷　謹誌於

東海大學財務金融所

2016 年 7 月

摘要

本文針對三個區域市場經濟體，包括東北亞 (中國、韓國、台灣)；東南亞 (印度、印尼、菲律賓)和中南美洲(巴西、智利、哥倫比亞)等新興市場國家完整評估外匯市場壓力 (EMP)之衡量，再以最妥適之衡量方式，探討總體經濟變數是否影響外匯市場壓力。首先，以不同利率組成方式：(1) 利差水平 (2) 利差變動率 A （相對美元之變動） (3) 利差變動率 B（相對前後期之變動），以及不同權重設計：(1) 固定權重模式 (2) 移動平均權重模式 (3) 加權移動平均權重模式 (4) CISS 權重模式 (5) GARCH 模型權重模式 (6) DCC-GARCH 模型權重模式，歸納出最適宜的外匯市場壓力衡量方式，並研究不同國家面對壓力時的調節方式，觀察是否產生結構性的變化。接著以該區域最妥適的外匯市場壓力與總體經濟變數進行線性迴歸，探討何種經濟變數能影響外匯市場壓力之波動。

實證結果發現，以 1.5 倍標準差作為全球性及個別國家危機事件之門檻值，再以外匯市場壓力組成份子之變化量，評斷是否符合危機事件的發生。其多數國家以利差變動率 B(相對前後期之變動)與實際發生的危機事件較一致;從不同權重模式方面,以 DCC-GARCH 權重模式對危機事件較為敏感。因此，本文歸納利差變動率 B 之 DCC-GARCH 權重模式為最妥適衡量 EMP 方式，接著觀察出在各區域經濟體中，因各經濟體性質不同，僅股價與各區域外匯市場壓力皆呈顯著負相關；在東北亞區域中的台灣經常帳與 EMP 呈負相關；另一方面，東南亞國家的總體經濟變數與 EMP 的關連不盡相同，無法觀察出區域特性；中南美洲國家則以消費者物價指數與 EMP 呈負相關。最後發現，政府債務在各區域國家中均無法顯著影響外匯市場壓力。

關鍵詞：外匯市場壓力、權重設計、利差變動、DCC-GARCH 模型

Abstract

This study analyses a whole evaluation of exchange market pressure (EMP) for emerging markets in the countries targeting at three regional market economies: including Northeast Asia (China, Korea and Taiwan), Southeast Asia (India, Indonesia and Philippines) and Latin America (Brazil, Chile and Colombia). We adopts the most suitable methods to evaluate and undertake research into the influence of macroeconomic variables on EMP. First, we utilise different compositions of interest rate in order to find out the most reasonable evaluation method for EMP: (1) Interest Rate Level (2) Interest Spreads^{A} comparing to US dollar (3) Interest Spreads^{B} comparing to the early and post stages; and different weight functions: (1) Fixed-levels Model (2) Moving Average Method (3) Weighted Moving Average Method (4) CISS Weight (5) GARCH Model (6) DCC-GARCH Model. This research also analyses the different measures undertaken by countries when they face such pressure in order to observe if the constructional change occurs. After that, we utilise the suitable EMP and macroeconomic variables to conduct the linear regression. In this way, we can understand which economic variables influence the volatility of EMP.

The empirical result demonstrates that 1.5 times of standard deviation can be seen as the decision thresholds of global crisis and country-specific crisis. We adopt variation of EMP composition to evaluate if it corresponds to the criteria that occurs crisis. Interest Spreads^{B} comparing to the early and post stages in most of the countries are consistent with the actual crisis. In different weight functions, we discover that DCC-GARCH Model is more responsive to the crisis. Therefore, it concludes that DCC-GARCH Model of Interest Spreads^{B} is the most appropriate way to evaluate EMP. By observing every regional market economies, we find out that there is a negative correlation occurring between stock price and each regional EMP due to various economic systems. In Northeast Asia, Taiwan Current Account and EMP show a negative correlation as well; thus, it is difficult to conduct research into regional characteristics due to a great gap between macroeconomic variables and EMP. On the other hand, countries in Latin American show a negative correlation between CPI and EMP. To conclude, this study demonstrates that EMP cannot be influenced by government debts for countries in every regions.

Key Words：Exchange Market Pressure,Weight Function Approach, Interest Rate Spreads, DCC-GARCH Model

目錄

壹、緒論 1
　第一節 研究背景與動機 1
　第二節 研究目的 4
貳、文獻回顧 5
　第一節 外匯市場壓力 5
　第二節 外匯市場壓力指數的組成與權重 7
　第三節 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響 9
參、研究方法 11
　第一節 單根檢定 11
　第二節 外匯市場壓力之利率組成 12
　第三節 外匯市場壓力動態權重計算 13
　第四節 三變量 GARCH 模型 17
　第五節 模型設計 20
肆、實證分析 22
　第一節 樣本敘述 22
　第二節 資料敘述 23
　第三節 不同外匯市場壓力模式之分析 26
　第四節 外匯市場壓力組成成份之動態分析 66
　第五節 總體經濟變數對外匯市場的影響 76
伍、結論 79
陸、參考文獻 81
附錄 84

表目錄

表 1 單根檢定 23
表 2 敘述統計量 25
表 3 中國事件日 26
表 4 韓國事件日 31
表 5 台灣事件日 35
表 6 印度事件日 39
表 7 印尼事件日 43
表 8 菲律賓事件日 47
表 9 巴西事件日 51
表 10 智利事件日 55
表 11 哥倫比亞事件日 59
表 12 各國外匯市場壓力量化統計表 64
表 13 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響，以東北亞國家為例 77
表 14 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響，以東南亞國家為例 78
表 15 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響，以中南美洲國家為例 78

圖目錄

圖 1-A 以利率水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以中國市場為例 28
圖 1-B 以利差變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以中國市場為例 29
圖 1-C 以利差變動率 B 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以中國市場為例 30
圖 2-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以韓國市場為例 32
圖 2-B 以利差變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以韓國市場為例 33
圖 2-C 以利差變動率 B 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以韓國市場為例 34
圖 3-A 以利率水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以台灣市場為例 36
圖 3-B 以利率變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以台灣市場為例 37
圖 3-C 以利差變動率 B 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以台灣市場為例 38
圖 4-A 以利差水平組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印度市場為例 40
圖 4-B 以利差變動率 A 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印度市場為例 41
圖 4-C 以利差變動率 B 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印度市場為例 42
圖 5-A 以利差水平組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印尼市場為例 44
圖 5-B 以利差變動率 A 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印尼市場為例 45
圖 5-C 以利差變動率 B 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印尼市場為例 46
圖 6-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以菲律賓市場為例 48
圖 6-B 以利差變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以菲律賓市場為例 49
圖 6-C 以利差變動率 B 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以菲律賓市場為例 50
圖 7-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以巴西市場為例 52
圖 7-B 以利差變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以巴西市場為例 53
圖 7-C 以利差變動率 B 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以巴西市場為例 54
圖 8-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以智利市場為例 56
圖 8-B 以利差變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以智利市場為例 57
圖 8-C 以利差變動率 B 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以智利市場為例 58
圖 9-A 以利差水平組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以哥倫比亞市場為例 60
圖 9-B 以利差變動率 A 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以哥倫比亞市場為例 61
圖 9-C 以利差變動率 B 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以哥倫比亞市場為例 62
圖 10 DCC 模型與 GARCH 模型比較圖 65
圖 11 東北亞國家 EMP 之比較圖 67
圖 12 東南亞國家 EMP 之比較圖 70
圖 13 中南美洲國家 EMP 之比較圖 73
圖 14 中國外匯市場壓力指數之三組成成份變化 84
圖 15 韓國外匯市場壓力指數之三組成成份變化 87
圖 16 台灣外匯市場壓力指數之三組成成份變化 90
圖 17 印度外匯市場壓力指數之三組成成份變化 93
圖 18 印尼外匯市場壓力指數之三組成成份變化 96
圖 19 菲律賓外匯市場壓力指數之三組成成份變化 99
圖 20 巴西外匯市場壓力指數之三組成成份變化 102
圖 21 智利外匯市場壓力指數之三組成成份變化 105
圖 22 哥倫比亞外匯市場壓力指數之三組成成份變化 108

壹、緒論

第一節 研究背景與動機

在第二次世界大戰以後，隨著各國際組織建立，全球經濟情勢進入高速發展的黃金時期，促進全球貿易與資本的流動，並使外匯交易迅速擴張，導致各國外匯存底增加，進而引發全球外匯儲備快速增長，但也伴隨各類金融風暴的發生。由這些危機指出，若各國擁有充分的外匯儲備可以調節國際收支短期的失衡、增強對外支付能力以及穩定外匯市場的匯率。

根據國際貨幣基金組織(IMF)的相關統計，2000年發達國家持有外匯儲備為7760億美元，佔全球外匯儲備的總量的38%；開發中國家外匯儲備規模為12586億美元，佔總額之62%。Girton & Roper (1977)最先提出外匯市場壓力(Exchange Market Pressure ,EMP)的概念，認為在管理浮動匯率制度下，必須通過外匯儲備或者匯率的變動來消除貨幣市場的超額需求；比方說，亞洲國家以及拉丁美洲國家相對有較高的外匯儲備來吸收外匯市場壓力的衝擊，藉此利用一國的外匯儲備來干預匯率的波動。

倘若國際儲備不足以支應短期對外負債，這使得國家容易受到全球金融衝擊，且不太能夠藉由緊缺的國際儲備阻止外部危機，說明國際收支帳和儲備損失之間可能呈現負相關。再比方說，針對商品貨幣之國家(印尼、巴西、智利等)，由於商品價格會同時影響經常帳戶和外匯市場，也可能影響到政府債務，因此大宗商品價格波動對於商品貨幣國家之央行決策可能具顯著影響。

Aizenman & Hutchison (2012)發現新興市場國家，特別是擁有較高外債、較高外國證券、外國人直接投資及相關衍生性商品的國家，面對金融危機顯得較為脆弱，造成EMP的顯著上升；擁有較大國際收支帳曝險國家，會藉由較高匯率貶值及較低的國際儲備損失吸收全球金融衝擊。以拉丁美洲為例，區域的短期外債曝險較高，通常以外幣計價，那麼他們可能希望限制匯率貶值，也就是穩定匯率的波動，因為匯率貶值會增加外債的實際價值，表明國際收支帳和儲備損失之間的負向關係。

由於外匯市場在於全球交易的市場，資金流動快速造成外匯市場波動遽增，可能對於各國金融發展有重大影響，因此外匯市場面對壓力時的行為則為重要探討議題。若國家的經濟無法負荷外匯市場的波動，亦或是外資撤出大量資金，對於該國家的衝擊相當大，凸顯出外匯市場的脆弱性。Feldkircher *et al.*(2014)表示外匯市場壓力可用來觀察外匯市場穩定程度，其穩定性對世界經濟的成長不可缺少，若能掌握外匯市場壓力的趨勢，將能提供投資決策的重要參考，其判斷的依據是針對貨幣的升貶值程度做衡量，亦可觀察外匯市場是否存在失衡的狀態。

外匯市場壓力是近年學界研究的焦點，文獻多關注在外匯市場壓力與國內外利率、經濟產出、匯率失衡幅度等經濟指標相關。外匯市場壓力一般定義是國際市場上對某一貨幣超額需求總額，在沒有外匯市場干預的情況下，匯率需要相應的變動予以消除，並可視為中央銀行面對貨幣市場壓力時之壓力調節方式。因此，如果央行維持匯率，且貨幣政策可以使經濟達到平均成長率，讓貨幣自由浮動的決定是伴隨產出增長溫和下降，但如果央行藉由市場調整價格，以達到外匯市場均衡，即貨幣當局干預外匯市場，並允許一些貶值，經濟就面臨嚴重的產量損失。當外匯市場越不均衡，外匯市場壓力則越強。由於決策當局可能透過外匯市場操作、提高利率或增加資本市場限制等方式，以維持外匯市場穩定，因此透過外匯市場壓力掌握，將有助觀察外匯市場發生危機的潛在可能，並可以對外匯市場壓力做進一步的探討。

各國對於EMP的釋放方式不同，除了以名目利率、外匯儲備以及國內信貸釋放外，更可能因為國家貨幣政策干預下釋放。然而，因每個國家的經濟體系不同，更會因鄰近國家或是強權國家所影響，導致經濟區域間對於EMP因應的措施有所異同，以新興國家為例，依賴大宗商品出口貿易的國家，在面對金融危機時，應加傾向使用外匯儲備，並且面對全球金融衝擊時，更試圖限制匯率貶值。

外匯市場壓力的相關文獻多著重在其定義、衡量或是貨幣政策等研究，但潛在的想法很簡單，因市場力導致貨幣下降，而導致一國的匯率貶值或央行通過消耗外匯儲備干預，這兩個條件構成該指數的核心。Girton & Roper(1977)首次提出外匯市場的概念，並運用在「貨幣模式」，其模型為外匯匯率的權重百分比變動和儲備的損失，進而建構貨幣超額需求指數，此指數需透過匯率的變動或是外匯儲備變動來消除。Roper & Turnovsky (1980)認為貨幣的超額需求除了可以通過匯率、外匯儲備的變動外，還可以通過國內信

貸的調整得以緩解。此外，Weymark (1995, 1997, 1998)修正Girton & Roper (1977)忽略權重的考量，針對國際市場對於一國貨幣的超額需求，並將權重納入考量，重新定義外匯市場壓力為沒有外匯市場干預下，為消除貨幣超額需求，匯率需多大程度的變化，並將外匯市場壓力的計算方式修正為外匯儲備變動和匯率變動的加權平均。

綜合上述，相對於傳統方式採用整個樣本期間之標準差作為EMP固定權重，近期研究開始轉向隨時間變動的權重設計，以捕抓市場資訊動態改變的情境。本文擬在這方面做擴充，嘗試針對EMP動態時變權重的模式作分析，並評估何種方式最能妥適捕捉EMP的變化。從既有研究來看，目前對外匯市場壓力的定義仍沒有一致結論，爭議部份之一，在於權重的分配方式。雖然Eichengreen*et al.*(1996)以變異數為權重(variance-weighted)所計算的EMP指標為大多文獻使用，但其採取整個樣本固定權重的方式忽略權重隨時間改變的特性，因此，本文擬針對EMP建構時變權重，允許動態權重的變化過程，希望能更妥適掌握EMP的變化。

外匯市場壓力的權重分配的方式除了加入隨時間改變的特性外，本文參考Holló et.al (2012)提出的綜合系統性壓力指標(Composite Indicator of Systemic Stress,CISS)，其方法將金融市場分為五類(金融中介機構、貨幣市場、股票市場、債券市場和外匯市場)，以基礎資產組合理論應用到五個子指數，且聚集成的綜合指標。依照各市場對於整體金融市場施予的壓力不同，而其加重權重，並加入各子指數的相關係數作為考量。因此，本文納入CISS為衡量EMP方式之一。

本文擬針對區域的新興市場為研究重心，即東北亞的台灣、韓國、中國；東南亞的印度、印尼、菲律賓；以及中南美洲的巴西、智利、哥倫比亞，分析影響這些國家 EMP 的顯著因子，考量包括財政失衡變數、總體經濟變數、和政府貨幣政策，期能針對不同區域新興國家探討影響 EMP 變化的顯著因素，提供央行決策行為更深入的了解。

本文之章節架構如下，第一章為研究背景、動機與目的，第二章為文獻探討，第三章為研究方法，第四章為樣本敘述與實證結果，第五章為本研究之結論。

第二節 研究目的

本文針對區域的新興市場為研究重心為東北亞的台灣、韓國、中國；東南亞的印度、印尼、菲律賓；以及中南美洲的巴西、智利、哥倫比亞外匯市場壓力指數的組成方式進行探討，利用各種權重的組合方式探討外匯市場壓力指數(EMP)之動態關係，並檢視外匯市場壓力指數的組成、探討權重分配方式，進一步歸納不同區域體影響 EMP 之經濟總體因素，因此研究目的如下：

(一) 透過不同構面分析建構 EMP 之最適組成元素。

(二) 分析不同 EMP 權重之描述設定方法，探討何者提供較佳動態權重改變過程。

(三) 分析不同區域經濟體，面對 EMP 變化釋放方式，以及哪些總體經濟因素會影響 EMP。

貳、文獻回顧

第一節 外匯市場壓力

外匯市場定義最早由 Girton & Roper (1977) 提出，他們認為本國貨幣在外匯市場的超額需求，其需求必須透過匯率的變動或是外匯儲備的變動或兩者的變動來消除。當外匯市場壓力指數提升時，國內將面臨貶值的壓力，反之，若外匯市場壓力指數為負時，則面臨升值的壓力。Roper & Turnovsky (1980) 與 Girton & Roper (1977) 對模型進行了修正，他們假設本國貨幣的超額需求會被匯率的變動、外匯儲備或是國內信貸所影響，並對外匯市場壓力做出更有系統的定義。Weymark (1995) 把外匯市場壓力重新定義為市場上存在理性預期和沒有其他條件干預的情況下，消除市場上對貨幣的超額需求所需要的匯率變動率，並在 1997 年提出更廣義的定義，將 Girton & Roper (1977) 所定義的本國貨幣在國內市場的超額需求再做修正，因此讓模型的限制減少，建立不同於先前文獻的模型。

過去文獻認為國內貨幣市場失衡時，決策當局主要透過外匯儲備的變動或者匯率的變動予以消除，Kim (1985) 分析1980年到1983年韓國外匯市場，結果表明國內信貸創造的速度和對外匯市場壓力的變化間存在負向關係，且大多數外匯市場壓力的會被外匯儲備吸收，這是因為政府的通貨膨脹和匯率貶值的債務負擔所影響。Thornton (1995) 也提出哥斯大黎加的央行吸收大部分外匯市場壓力的外匯儲備調整。Stavarek (2005) 發現以歐洲為樣本的捷克和匈牙利其貨幣升值壓力將受到匯率的變動所吸收，而斯洛伐克的升值壓力則是透過外匯儲備的調整來吸收。除了使用外匯儲備來解決貨幣市場失衡的問題，亦可控制國內信貸來降低EMP，Bautista (2001) 發現在1990年至2000年間，將期間分為兩類並以菲律賓作為樣本，在非危機時期，決策當局為緩解貶值壓力，因此讓銀行對貨幣採用流動性手段；新興國家在危機時期選擇縮減國內信貸增長，可以提高利率並減緩EMP。Tanner (2001) 發現1990年到1998年間的巴西，為大宗商品出口國家，較不願使用外匯儲備干預貨幣市場，因此其決策當局透過擴大國內信貸來應對貶值壓力。除了外匯儲備與國內信貸可以抑制外匯市場壓力的增長外，另外有些文獻提出國內產量也會影響EMP的增長，Clara GARCÍA (2005)研究阿根廷1993年到2004的外匯市場，發現EMP與國內信貸有雙向的正向關係，但產量的增長比起國內信貸或利率，影響層面更為廣泛。黃

萬陽、王維國 (2009) 發現當人民幣升值壓力增加時，將會減少國內信貸，因應外匯市場壓力的衝擊。

周冰 (2012) 指出外匯市場壓力的釋放可能藉由利率的調整、外匯儲備干預貨幣市場或是透過國內信貸的增減外，亦可以貨幣危機的方式調解外匯市場壓力。早在1980年代至1990年代，日元升值後導致出口下降，因此日本被迫採取低利率政策，引起貨幣寬鬆，因而導致經濟泡沫化。直至1997年~1998年以貨幣危機的方式釋放，才得以緩解。Feldkircher, Horvath & Rusnak (2014) 研究危機前的先行指標是否有助於解釋全球金融危機期間的匯率（及其波動性）的壓力。其樣本涵蓋149個國家，實證結果發現，第一，價格穩定性扮演著匯率壓力的一個決定因素，更具體地講，國家在危機前經歷高通膨的壓力大於危機期所受到的影響更大。第二，作者研究與危機前通膨變化的潛在影響，其結果發現，在發生危機前低通膨的國家若增加國內儲蓄，則減少該國家壓力的程度。最後，指出國際儲備會減緩匯率壓力的波動效果。

朱傑 (2003) 根據過去文獻對外匯市場壓力指數的一般定義，利用1994年~2002年的季度資料，建立出以一國國民經濟非均衡狀態下的外匯市場壓力指數（EMP）以及衡量中央銀行干預指數ω，並計算出中國外匯市場壓力指數以及中央銀行干預指數。因考慮到目前情況下，中國央行在貨幣市場上受到工具選擇的局限性，王嘉晨 (2014) 發現在中國外匯市場壓力的波動主要受到國際收支的平衡、貿易經濟的發展以及要素價格的影響。為釋放外匯市場壓力，必須根據國際的浮動利率變化適時調整本國的利率，並以國內信貸利率加以輔助。

第二節 外匯市場壓力指數的組成與權重

對於發展中國家而言，由於其利率市場化程度低，Eichengreen *et al.* (1996) 認為利率差亦會導致外匯市場壓力之變化，其對模型之衡量提出之修正，包括加入名目匯率、國際儲備，以及利率三個變數相對變化的加權的計算。近期研究中，Wang & Moore (2014) 則廣泛考量經濟總體面和金融面因素作為潛在 EMP 的決定因素，除了考量貨幣供給 M2 變化、國內信貸及其成長率外，另納入自身 EMP 前期影響、總外債占 GDP 比重、對外直接投資，股票市場價格，與油價作為出口價格的替代變數。Van Poeck *et al.* (2007) 發現經常帳赤字和國內信貸的增長是 EMP 的主要決定因素。此外，對於新興國家而言，由於其利率市場化程度低且變化小，Kaminsky & Reinhart (1999) 建議採用不含利率的外匯市場壓力指數計算方式。Vera & Nicholas (2015) 則以貨幣政策決定 EMP 之因素，包括貨幣政策率、產出成長、非公開的資本流動、經常帳、交易期間以及政府債務等。

Weymark (1997,1998)以總體經濟模型設計加權的方式，這必須根據每一個國家具體計算，到現在也沒有廣泛實現在文獻中，而 Eichengreen*et et al.*(1996)針對模型做兩個修改措施。除了儲備損失和貶值的 EMP 指數，並加入利率變化，且降低每個成份自己的標準差，因為增加利息會吸引外資進入市場，以保持此方法中最不穩定的部分，進而支持貨幣升值。

傳統文獻探討 EMP 權重多以平均值為權重，將以百分比的加權平均值，構造外匯市場壓力指數，反映外匯市場上的貨幣所遭受的壓力狀態，並將 EMP 超過其標準差一定倍數視為發生危機。其中，Girton & Roper (1977) 的貨幣模型，此模型 EMP 的變數採平均權重模式。Weymark (1995, 1997, 1998) 修正 Girton & Roper (1977) 忽略權重變化的考量，針對國際市場對於一國貨幣的超額需求，將外匯市場壓力的計算方式修正為外匯儲備變動和匯率變動的加權平均。此外，Eichengreen *et al.* (1996) 提出更便利的方式，使其每個組成部分除以它自己的標準差，使最不穩定的部分從衡量中去除，換句話說，即是以變異數為權重(variance-weighted)計算的 EMP 指標，此為近來文獻最常使用的 EMP 衡量權重的方式。但 Bertoli *et al.* (2010) 不僅研究計算匯率變化的方式和測量外匯儲備可能影響實證結果，他們批評時間不變權重方案中有波動的存在。

過去的文獻探討權重的方式多採用固定的標準差計算，或是隨時間改變的變動標準

差，而本文擬加入匯率、外匯儲備以及利率間的相關係數衡量 EMP 權重，Holló *et al.* (2012)提出 CISS 計算金融壓力指數，將金融市場分為五個市場區域，做為五個子指數，並做適當轉換，最後聚集成一個綜合性指標。對於各子指數影響整體指標的程度不同，給予不同的權重，Caldarelli*et et al.* (2011)提出以 17 個經濟體的月資料之金融壓力指數，其計算方式將金融市場分為三個類別，並取出金融壓力指標之算術平均值，聚集方法也被稱為「變異相等的權重」。此方法除了考量各變數間的相關係數外，亦考慮隨時間改變的特性，提供一種衡量 EMP 的方式。

第三節 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響

過去文獻多著重於外匯市場壓力指數解釋與組成之探討，但 EMP 也受到總體經濟面的影響，例如政府的貨幣政策、產量的增減、經常帳或是政府的債務等。Goldfajn & Baig (1998)、Gochoc & Bautista (2005)將貨幣政策率(MPR)視為一個國家對於政策的立場，相對於貿易夥伴而言，投資利率較高的經濟更具吸引力，其資金將直接引入資本至市場中，這樣流入導致外匯儲備的供應過剩，進而減少 EMP，這表明緊縮性的貨幣政策（高利息）。換句話說即證明貨幣政策的利率和 EMP 之間的反比關係。另一方面，García & Malet (2007) 認為增加國內實質利率可能有不良影響，從而導致貨幣貶值，若增加利息可能會導致投資者預期與實際破產的恐慌，並主張貨幣政策立場，作為貨幣決策者的貶值預期。

根據李嘉圖等價原理指出政府需要現金的週轉只有透過租稅，或是發行債券這兩種融資方式，無論是徵稅或是發行債券均提高政府的債務，Mandilaras & Bird (2008)，表明公共債務的累積可能破壞投資者的信心，因此導致資本外逃，從而對本國貨幣貶值壓力。Eichengreen & Arteta (2000)使用債務的累積是影響外國 EMP 的關鍵，在一般情況下，債務對 EMP 流動的影響更容易看出經濟衝擊，更會降低投資者的信心。Hegerty (2010)以五個拉丁美洲國家做初步的研究，認為政府債務在大多數情況下不是最顯著的變數，而是油價有顯著的影響。

新興國家大多都依賴出口，非洲及中南美洲國家以原物料出口為主，較低的 GDP 增長通常意味著更小貨幣的需求，導致貨幣貶值的預期，最終對國內貨幣產生越來越大的壓力。Balassa (1964) 表明經濟增長強勁的國家將吸引投資資金(國內資產)，以賺取更高的報酬，這將導致國內相對於外幣有更高的貨幣需求，產生升值壓力。相反的是，國家較弱的增長速度很可能會出現資本外流和貨幣貶值，導致賺取較高報酬的外國計價資產的需求產生。Connolly & Da Silveira (1979) 以巴西為例，其結果指出 GDP 對 EMP 顯著負影響，經濟的實際 GDP 增長有望緩解 EMP。

一個國家與他國因商品、勞務進出口、投資所得、其它商品與勞務所得以及其他因素所產生的資金流出與流入的狀況，稱為經常帳。其反映一國國際收支情況，當一國國際收支順差是經常項目就會達到正值，反之則會出現赤字。經常項目赤字的增加會拖累

本國貨幣的貶值，有利出口；反之則會有利於貨幣的升值，則有利進口。Hegerty(2010)、Khan(2010)提出經常帳赤字將會加重 EMP 之壓力，經濟增長往往會減少這種壓力。根據 Rosenberg (1996)商貿流通帶動貨幣的需求，其貿易平衡意味著增加對國內相對於外幣貨幣的需求，即增加外匯儲備，並在外匯市場減少壓力。Hegerty (2010)指出經常帳上施加的 EMP 最顯著影響作為預測理論，而 Khan(2010)還指出經常帳不只是在解釋 EMP，而且解釋未來兩期的 EMP。

商品價格同時影響經常帳戶和外匯市場，也可能影響到政府債務。商品價格提高可能會提高整體的出口、增加資本流入，這樣的收入會增加一個國家的外匯儲備或者抬高其貨幣價值，並可以幫助增加政府預算。當價格提高時，使財政盈餘增加，全球性衝擊會凸顯在拉丁美洲外匯市場的大宗商品價格波動，例如，美國經濟衰退可以通過此途徑導致拉丁美洲的產生貨幣危機，或是中國的經濟增長可能產生相反的結果。Cashin *et al* (2002) 歸類原物料為「商品貨幣」，因為拉丁美洲國家的實際匯率和商品價格之間有相當強的關聯性，由於智利和秘魯為較小多元化市場，主要影響這兩個國家 EMP 的關鍵為銅等原物料價格，與此同時，墨西哥除了石油之外，化妝品企業帶動該國的出口；而巴西的飛機等工業生產可能有助於分散並超越原材料和農副產品(如咖啡貿易)。不過，儘管智力與秘魯可能會更少地依賴於農產品的價格，但各個經濟體會因為世界商品需求和總體經濟條件，而影響商品價格的改變。

參、研究方法

第一節 單根檢定

為了檢測資料的穩定性，本文使用單根檢定(Unit root test)來檢驗時間序列的資料是否成定態(Stationarity)，定態的資料對外來的衝擊會有短暫的偏離現象，但經過時間的調整會慢慢的回到平均值；非定態(Non-stationary)的資料對於外在隨機的衝擊有累積的現象，並帶來長期且造成持續性的影響，使資料隨時間逐漸偏離平均值。Grangers & Newbold (1974)發現非定態間會出現「虛假迴歸」(Spurious regression)，也就是說變數間沒有因果關係，但 Engle & Granger (1987)提出共整合(co-integration)理論，將非定態時間序列變數的線性組合成定態，使變數具有經濟意義。

本文檢測資料的穩定性選用 ADF(Augmented Dicky-Fuller)單根檢定，此方法最早是由 Dickey-Fuller (1979)提出，並假設殘差項符合白噪音(white noise)，但 DF 檢定通常存在著序列相關，因此，Said & Dickey(1984) 發展出 ADF 檢定，考量落後期數的問題，解決 DF 的缺失。ADF 檢定的虛無假設為資料具有單根，對立假設為時間序列資料屬於定態資料，需要有足夠的證據能拒絕虛無假設，才使資料有穩定性，若無法拒絕虛無假設，則對原始資料取差分，再做單根檢定，確定其變數穩定後，屆時模型亦能做後續的分析，其檢定的三種基本形式如下:

(一) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

(二)含截距項：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

(三) 含截距項與時間趨勢：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

其中，Y_t 為序列資料；α_0 為截距項；γ 為自我迴歸係數；$\alpha_2 t$ 為時間趨勢項；ε_t 為干擾項；β_i 為最適落後期數，使得誤差項於白噪音(White noise)，即 $\varepsilon_t \sim N\left(0, \sigma^2\right)$。

第二節 外匯市場壓力之利率組成

早期文獻對於新興市場國家外匯市場壓力研究，多數並不包含利率的 EMP 計算，原因在於新興市場國家利率市場化程度較低。然近十年來新興市場利率市場化程度明顯提升，EMP 吸收利率的作用上升，本文因而參考 Eichengreen *et al.* (1996)、Van Horen (2006)、Mody & Talor (2007)以及 Stavarek (2007, 2010)包含利率的 EMP 計算方式，將利率變化納入考量，並將利率的組成方式分為三類，再做後續分析。

(一)利差之組合 (利差水平)

目前文獻也多以 Eichengreen *et al.* (1996) 提出以匯率、外匯儲備以及利率組成外匯市場壓力。具體計算方法考量央行化解外匯市場壓力途徑，主要通過調整匯率、外匯存底及利率等變數，其以雙邊匯率百分比變化、本國外匯儲備百分比變化以及利差異變動的線性組合，用公式表示為：

$$EMP_t = \left[\frac{1/\sigma_E}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} - \left[\frac{1/\sigma_R}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta R_t}{R_{t-1}} + \left[\frac{1/\sigma_I}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\Delta(i_t - i_t^*) \quad (4)$$

其中，σ_E、σ_R 及 σ_I 分別代表匯率、外匯儲備以及利率的標準差，指標的單位為百分率；i_t 為本國利率；i_t^* 為美國利率；$\Delta(i_t - i_t^*)$ 為利差的變動。

(二) 相對美國之利差變動率(利率差變動率 A)

根據 Eichengreen *et al.* (1996)提出衡量外匯市場壓力的利率組合方式，其利差沒有考慮變動率，因此本文將利差組合方式做修改，將其利差取變動率，做為第二種 EMP 利差組合的方式。

$$EMP_t = \left[\frac{1/\sigma_E}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} - \left[\frac{1/\sigma_R}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta R_t}{R_{t-1}} + \left[\frac{1/\sigma_I}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta(i_t - i_t^*)}{i_t^*} \quad (5)$$

(三) 相對前後期之利差變動率 (利率差變動率 B)

當期外匯市場壓力會影響下期外匯市場壓力之變動，而上述利率組合方式並未考慮前期的影響，因此，本文欲將利差變動率的前期列入考量，做為第三種 EMP 利差組合的方式。

$$EMP_t = \left[\frac{1/\sigma_E}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} - \left[\frac{1/\sigma_R}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta R_t}{R_{t-1}} + \left[\frac{1/\sigma_I}{1/\sigma_E+1/\sigma_R+1/\sigma_I}\right]\frac{\Delta(i_t - i_t^*) - \Delta(i_{t-1} - i_{t-1}^*)}{\Delta(i_{t-1} - i_{t-1}^*)} \quad (6)$$

第三節 外匯市場壓力動態權重計算

EMP 的權重分配在 EMP 的計算中扮演相當重要的角色，標準差的取決將影響各變數對 EMP 之貢獻程度，相較過去的研究大多以固定標準差計算，本文嘗試以隨時間改變的方式計算動態的標準差，允許權重反映最新資訊對 EMP 之影響。因此，本文擬針對 EMP 提出不同權重的分配方式，並評估各國的外匯市場壓力，檢視何種 EMP 的權重為最妥適描述外匯市場壓力。本文提出之時變權重設定的可分為(一) MA 加權移動平均法；(二)EWMA 指數加權移動平均法(Exponential Weighted Moving Average)；(三)CISS 綜合系統性壓力指標(Composite Indicator of Systemic Stress)；(四)GARCH 一般化自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)；(五)DCC 動態相關係數變異數－共變異數矩陣計算(Dynamic Conditional Correction)，分別作下列說明：

(一)移動平均法 (Moving Average ; MA)

加權移動平均法一種分析時間序列數據的工具，可檢視短期波動，反映出長期趨勢或周期。因其操作方法容易，廣泛被許多文獻參考使用，但缺點在於每筆資料的權重都相同，忽略越近期的資訊更容易反映到結果上。相較過去文獻大多使用固定標準差來表示權重的設定，本文嘗試利用變數標準差的滾動方式計算其權重，並以三個月為滾動一次獲得隨時間改變的標準差，檢視各變數隨時間改變對 EMP 之貢獻程度。

$$\varpi_{\Delta E,t}^{MA}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_E}{1/\hat{\sigma}_E+1/\hat{\sigma}_R+1/\hat{\sigma}_I}\right];\varpi_{\Delta R,t}^{MA}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_R}{1/\hat{\sigma}_E+1/\hat{\sigma}_R+1/\hat{\sigma}_I}\right];\varpi_{\Delta I,t}^{MA}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_I}{1/\hat{\sigma}_E+1/\hat{\sigma}_R+1/\hat{\sigma}_I}\right] \quad (7)$$

where $$\hat{\sigma}_i^2=\sum_{t=1}^{T}\frac{(Y_t^i-\bar{Y})^2}{T-1} \quad (8)$$

其中，Y_t^i (i=ΔE 、ΔR 、ΔI)分別代表匯率變動百分比(ΔE)，外匯儲備變動百分比(ΔR) 和利差變動率(ΔI)，三項組成在時間 t 下的水準值；$\bar{Y}_t^i$ 為過去時間 T 的平均值。

(二) EWMA 指數加權移動權重計算 (Exponential Weighted Moving Average； EWMA)

以指數式遞減加權的移動平均，各數值的加權影響力隨時間而指數式遞減，越近期的數據加權影響力越重，但較舊的數據也給予一定的加權值。EWMA 以指數加權移動

平均估計波動性，相較於簡單加權平均移動權重計算，更能反映波動的叢聚性與隨時間改變的特性。

$$\varpi_{\Delta E,t}^{EWMA}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_{E_t}}{1/\hat{\sigma}_{E_t}+1/\hat{\sigma}_{R_t}+1/\hat{\sigma}_{I_t}}\right];\varpi_{\Delta R,t}^{EWMA}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_{R_t}}{1/\hat{\sigma}_{E_t}+1/\hat{\sigma}_{R_t}+1/\hat{\sigma}_{I_t}}\right];\varpi_{\Delta I,t}^{EWMA}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_{I_t}}{1/\hat{\sigma}_{E_t}+1/\hat{\sigma}_{R_t}+1/\hat{\sigma}_{I_t}}\right] \quad (9)$$

$$\text{where}\ \hat{\sigma}_i^2=\lambda^i\sigma_{i-1}^2+(1-\lambda^i)\mathrm{Y}_t^2 \quad (10)$$

其中，Y_t^i (i=ΔE 、ΔR 、ΔI)為時間 t 的水準值；σ_t^i 分別表示匯率變動、儲備變化率與利差變化的標準差。其中，權數 λ^i 的選取會使得波動性估計值的誤差最小化。將上述循環帶入後，可導出波動性估算值，為各變數平均的指數加權移動平均型態。λ^i 為遞減因子(decay factor)且 $\lambda^i<1$，依據 J. P. Morgan 所訂定之風險矩陣建議，適當的 λ 值應隨資料週期而改變，於月資料應取 λ=0.97，λ^i 應隨資料週期而改變。指數加權平均法求算資料偏離均值的狀態，能提供近期資料較大的權重，以貼近目前市場訊息狀態。

(三)CISS 綜合系統性壓力指標之權重計算 (Composite Indicator of Systemic Stress；CISS)

Holló (2012) 提出 CISS 指標 (Composite Indicator of Systemic Stress；綜合系統性壓力指標)，原為衡量金融壓力指數(Finance Stress Index；FSI)，其計算方式基於投資組合理論，將金融市場分為五個類別 (五個子指數)，聚集為一個綜合性指標。不僅考量個別資產的變異數，還加入資產間的交叉相關性 (cross-correlations)，允許指數間的相關結構存在隨時間變異特性，不同市場間的相關性若越大，則金融潛在不穩定性越高，CISS 則會配置相對較高權重，捕捉金融壓力的系統特性，換言之，影響金融市場越大的子指數，將分配相對更多的權重。因此，本文嘗試使用 CISS 指標衡量 EMP 的權重設定，掌握不同組成 EMP 變數的相關性變化，分析是否可以妥適掌握 EMP 動態過程。就模型權重設計，先假設 $V_t=\left\{\Delta E_t,\Delta R_t,\Delta I_t\right\}$ 為代表匯率、外匯儲備增減和利率差所組成的向量；並設定 $W_t^{CISS}=\left[\varpi_{\Delta E,t}^{CISS},\varpi_{\Delta R,t}^{CISS},\varpi_{\Delta I,t}^{CISS}\right]$ 為其相對應的權重；並指數加權移動平均(EWMA)的基礎上進行遞迴估計，其估計方程式如下：

$$\sigma_{ij,t}=\lambda\sigma_{ij,t-1}+(1-\lambda)\widetilde{v_{i,t}}\widetilde{v_{j,t}} \quad (11)$$

$$\sigma_{i,t}^2=\lambda\sigma_{ij,t-1}^2+(1-\lambda)\widetilde{v_{i,t}}^2 \quad (12)$$

$$\rho_{ij,t} = \sigma_{ij,t} / \sigma_{i,t}\sigma_{j,t} \tag{13}$$

$$CISS_t = (w \circ v_t) c_t (w \circ v_t)' \tag{14}$$

$$\text{where } C_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{ji,t} & \rho_{ki,t} \\ \rho_{ij,t} & 1 & \rho_{kj,t} \\ \rho_{ik,t} & \rho_{jk,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (i, j, k = \Delta E \text{ 、} \Delta R \text{ 、} \Delta I) \tag{15}$$

其中，C_t 代表個變數隨時間變化的交叉相關係數 $\rho_{ij,t}$ 之矩陣，而"∘"為 Hadamard-product，代表權重向量和相對應變數在時間 t 值的向量相乘，$\rho_{ij,t}$ 由相應的共變異數 $\sigma_{ij,t}$ 以及相應的波動度 $\sigma_{i,t}^2$ 計算而得，$\sigma_{ij,t-1}$ 為前一期的共變異數，然第一期的共變異數以全期之共變異數作為第一期之前期，λ 表衰減因子或平滑參數，隨時間保持 0.97 不變，經過遞迴 GARCH 計算。

(四) GARCH 權重計算 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity；GARCH)

Bollerslev (1986) 提出了 GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model；一般化自我迴歸異質條件變異數模型)，修正 ARCH 模型的條件變異數方程式，並加入遞延期的效果，換言之，GARCH 模型不僅會受到前一期預測誤差項平方的影響，更會受到前期的變化影響。因此，此模型已成為學術界估計變異數的主流，而本文也嘗試將各變數之權重以 GARCH 模型重新計算其標準差，做為 EMP 權重設定依據。

$$\varpi_{\Delta E,t}^{GARCH} = \left[\frac{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{garch}}{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{garch} + 1/\hat{\sigma}_{R,t}^{garch} + 1/\hat{\sigma}_{I,t}^{garch}} \right]; \varpi_{\Delta R,t}^{GARCH} = \left[\frac{1/\hat{\sigma}_{R,t}^{garch}}{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{garch} + 1/\hat{\sigma}_{R,t}^{garch} + 1/\hat{\sigma}_{I,t}^{garch}} \right]; \varpi_{\Delta I,t}^{GARCH} = \left[\frac{1/\hat{\sigma}_{I,t}^{garch}}{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{garch} + 1/\hat{\sigma}_{R,t}^{garch} + 1/\hat{\sigma}_{I,t}^{garch}} \right] \tag{16}$$

其中，$\sigma_{E,t}^{GARCH}$ 、$\sigma_{\mathrm{R},t}^{GARCH}$ 、$\sigma_{\mathrm{I},t}^{GARCH}$ 為採單變量 GARCH 估計得到之標準差。並假設匯率、外匯儲備和利率變化之條件平均數遵循自我遞延設定 AR(1)過程，條件變異數遵循 GJR GARCH(p,q)架構設定如下：

$$Y_t^i = c^i + \beta^i Y_{t-1}^i + \varepsilon_t^i \tag{17}$$

$$h_t^i = g^i + \sum_{p=1}^{u^i} \beta_p^i h_{t-p}^i + \sum_{q=1}^{v^i} \lambda_{1,q}^i (\varepsilon_{t-q}^i)^2 + \lambda_2^i D_{t-1}^i (\varepsilon_{t-1}^i)^2 \tag{18}$$

其中，Y_t^i (i= ΔE 、 ΔR 、 ΔI)；ε_t 為殘差項；條件變異數 $h_{i,t}$ 遵循 GJR GARCH(p,q)的模型設定，除了受到前 q 期殘差項(ε_t)平方及遞延前 p 期之條件變異數影響外，亦受到前期未預期負向變動衝擊之影響。

(五) DCC 變異數-共變異數權重計算 (Variance and Covariance Matrix; DCC)

針對本文探討 EMP 組成變數，包括匯率、外匯儲備增減和利率差之關係，彼此相關性可能存在隨時間改變特性，比方說相關程度於金融危機時可能明顯提升，說明允許依時變化相關係數(time-varying correlation)的重要性。此外，在考量變數間可能內生性問題情況下，有別上述單變量方式估計標準差，本文進一步採三組成成份 GARCH 模型聯立估計，期能較妥適的波動掌握，動態調整 EMP 權重。本文採 Engle (2002)及 Tse & Tsui (2002)提出相當具彈性(flexible)之動態條件相關係數 DCC GARCH 模型，允許相關係數隨外在資訊變化而改變，用來計算隨時間改變權重，其權重方程式所示：

$$\varpi_{\Delta E,t}^{DCC}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{DCC}}{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{DCC}+1/\hat{\sigma}_{R,t}^{DCC}+1/\hat{\sigma}_{I,t}^{DCC}}\right];\varpi_{\Delta R,t}^{DCC}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_{R,t}^{DCC}}{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{DCC}+1/\hat{\sigma}_{R,t}^{DCC}+1/\hat{\sigma}_{I,t}^{DCC}}\right];\varpi_{\Delta I,t}^{DCC}=\left[\frac{1/\hat{\sigma}_{I,t}^{DCC}}{1/\hat{\sigma}_{E,t}^{DCC}+1/\hat{\sigma}_{R,t}^{DCC}+1/\hat{\sigma}_{I,t}^{DCC}}\right] \quad (19)$$

其中，$\sigma_{E,t}^{DCC}$ 、$\sigma_{R,t}^{DCC}$ 、$\sigma_{I,t}^{DCC}$ 估計來自三組成成份 GARCH 模型之條件標準差

第四節 三變量 GARCH 模型

由於財務資料大多會因隨時間變動而改變，並不是以古典迴歸模型假設回歸之變異數為固定不變的常數，因此 Engle (1982)提出自我相關條件異質變異模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity，簡稱 ARCH 模型)，解釋條件變異數會隨時間改變。Bollerslev (1986) 將 ARCH 模型進行改良，提出一般化自我回歸條件異質變異數模型(Generalized ARCH model，簡稱 GARCH 模型)，加入前一期的變化，更妥適的估計變異數。因此，本文採用 GARCH 模型進行資料分析，其模型如下:

(一) 條件平均數

$$\triangle er_t = \alpha_0^i + \sum_{n=1}^{m_1^i} \alpha_n^i rs_{t-n}^j + \sum_{n=1}^{m_2^i} \beta_n^i ir_{t-n}^k + \sum_{n=1}^{m_3^i} \gamma_n^i er_{t-n}^i + \varepsilon_{t-n}^i \tag{20}$$

$$\triangle rs_t = \alpha_0^j + \sum_{n=1}^{m_1^j} \alpha_n^j er_{t-n}^i + \sum_{n=1}^{m_2^j} \beta_n^j ir_{t-n}^k + \sum_{n=1}^{m_3^j} \gamma_n^j rs_{t-n}^j + \varepsilon_{t-n}^j \tag{21}$$

$$\triangle ir_t = \alpha_0^k + \sum_{n=1}^{m_1^k} \alpha_n^k er_{t-n}^i + \sum_{n=1}^{m_2^k} \beta_n^k rs_{t-n}^j + \sum_{n=1}^{m_3^k} \gamma_n^k ir_{t-n}^k + \varepsilon_{t-n}^k \tag{22}$$

其中，

$\triangle er, \triangle rs, \triangle ir$={匯率、外匯儲備、利差之變動率}

α_n^i、β_n^j、γ_n^k=e,r,i 變數在 n 期的外匯市場壓力自我遞延期的估計參數；

n=各國最適落後期數，其判斷顯著性準則則以 AIC(Akaike Information Criterion)檢定；

C ={股價、消費者物價指數、經常帳、工業生產指數、大宗商品、政府債務}

(二) 條件變異數

在金融市場研究上，存在著槓桿效果，即資產價格的變動與其波動有不對稱性的反應，為解決此問題，因此，Glosten, Jaganathan, Runkle 在 1993 年提出 GJR-GARCH 模型，藉由係數的顯著性來判斷波動度的不對稱現象，其模型的不對稱項亦可遞延不只一期，使模型更加完整。

$$h_t^i = \alpha_0^i + \sum_{n=1}^{m_1^i} \alpha_1^i (\varepsilon_{t-n}^i)^2 + \alpha_2^i (\varepsilon_{t-1}^i)^2 D_{t-1}^i + \alpha_3^i h_{t-1}^i + \sum_{n=1}^{m_2^i} \beta_1^j (\varepsilon_{t-n}^j)^2 + \beta_2^j (\varepsilon_{t-1}^j)^2 D_{t-1}^j + \sum_{n=1}^{m_3^i} \gamma_1^k (\varepsilon_{t-n}^k)^2 + \gamma_2^k (\varepsilon_{t-k}^k)^2 D_{t-1}^k \quad (23)$$

$$h_t^j = \alpha_0^j + \sum_{n=1}^{m_1^j} \alpha_1^j (\varepsilon_{t-n}^j)^2 + \alpha_2^j (\varepsilon_{t-1}^j)^2 D_{t-1}^j + \alpha_3^j h_{t-1}^j + \sum_{n=1}^{m_2^j} \beta_1^i (\varepsilon_{t-n}^i)^2 + \beta_2^i (\varepsilon_{t-1}^i)^2 D_{t-1}^i + \sum_{n=1}^{m_3^j} \gamma_1^k (\varepsilon_{t-n}^k)^2 + \gamma_2^k (\varepsilon_{t-k}^k)^2 D_{t-1}^k \quad (24)$$

$$h_t^k = \alpha_0^k + \sum_{n=1}^{m_1^k} \alpha_1^k (\varepsilon_{t-n}^k)^2 + \alpha_2^k (\varepsilon_{t-1}^k)^2 D_{t-1}^k + \alpha_3^k h_{t-1}^i + \sum_{n=1}^{m_2^k} \beta_1^i (\varepsilon_{t-n}^i)^2 + \beta_2^j (\varepsilon_{t-1}^i)^2 D_{t-1}^i + \sum_{n=1}^{m_3^k} \gamma_1^j (\varepsilon_{t-n}^j)^2 + \gamma_2^j (\varepsilon_{t-k}^j)^2 D_{t-1}^j \quad (25)$$

其中，

h_{t-1}^i、h_{t-1}^j、h_{t-1}^k=i,j,k 變數之遞延條件變異數；

ε_{t-n}^i、ε_{t-n}^j、ε_{t-n}^k=i,j,k 變數之前期未預期誤差；

D_{t-1}^i、D_{t-1}^j、D_{t-1}^k=i,j,k 變數壞消息衝擊的虛擬變數，若 D=1，表示前一期為壞消息；反之，若 D=0，表示前一期為好消息；

h_{n-1}^i、h_{n-1}^j、h_{n-1}^k=GARCH 參數，表示各變數前期的衝擊對當期所產生的效果；

(三) 條件共變異數

在時間序列的研究上，從單變量模型走向多變量模型，或是從一階動差模型發展至二階動差模型，增加其變數估計上的困難，因此，Bollerslev (1990)建構 CCC(Constant Conditional Correlation；固定條件相關)模型，以共變異數矩陣的方式呈現。但因 CCC 模型假設變數之相關係數為固定常數，不隨著時間而變動，因此，Engle (2002a)延伸其模型設計，提出 DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correction GARCH)；動態條件相關)模型，允許條件相關係數可以在正負之間自由變換，共變異數亦可隨時間改變，模型設計如下：

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim MN(0, H_t) \quad (26)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (27)$$

$$D_t = diag\{[\sqrt{h_{kk,t}}]\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \tag{28}$$

$$R_t = [diag(Q_t)]^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times [diag(Q_t)]^{-\frac{1}{2}} \tag{29}$$

$$Q_t = (1-a-b-c) \times \overline{Q} + a \times (Z_{t-1} Z_{t-1}) + b \times Q_{t-1} + \mathrm{c} \times Q_{t-1} \tag{30}$$

$$Z_t = D_t \varepsilon_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \tag{31}$$

其中，

D_t=$t \times t$ 的對角線矩陣，為 GARCH 模型得到之條件標準差對角線矩陣；

R_t=各標的平均數的條件相關係數矩陣；

Q_t=標準化殘差項量；

Z_t=動態相關共變異數矩陣；

第五節 模型設計

本文以新興市場為研究重心，藉由不同利率組成方式及權重設定，確認最能描述外匯市場壓力 EMP 建構方式，再以其為根據，作為本文分析 EMP 影響因子之探討。本文擬針對東北亞、東南亞、中南美洲分析不同區域經濟體，發生外匯市場危機之構成因子是否存在地域上的差異，考量構面包括：資本移動、通貨膨脹、進出口貿易、經濟成長、大宗商品價格、債務水平等，分別納入股價、消費者物價指數、經常帳、工業生產指數、商品期貨價格、政府債券，檢視是否會影響外匯市場壓力，其模型如下：

$$EMP_t = \alpha_0 + \sum_{u_1=1}^{a} \varphi_{u_1} SP_{t-u_1} + \sum_{u_2=1}^{b} \phi_{u_2} CPI_{t-u_2} + \sum_{u_3=1}^{c} \theta_{u_3} CA_{t-u_3} + \sum_{u_4=1}^{d} \eta_{u_4} IIP_{t-u_4} + \sum_{u_5=1}^{e} \xi_{u_5} CRB_{t-u_5} + \sum_{u_6=1}^{f} \upsilon_{u_6} GD_{t-u_6} + \varepsilon_t \quad (32)$$

其中，

SP =各國股價指數，若股市下跌，外資將資金撤出，造成本國貨幣貶值；預期與 EMP 為負向關係；

CPI =消費者物價指數，代表一個國家的通貨膨脹率，預期與 EMP 為正向關係；

CA =經常帳(出口-進口)，為一個國家與外國包括因商品、勞務進出口、投資所得、其它商品與勞務所得以及其他因素所產生的資金流出與流入的狀況。經常項目赤字的增加會拖累本國貨幣的貶值；預期與 EMP 為負向關係；

IIP =工業生產指數，代表一國的經濟狀態；預期其與 EMP 為負向關係；

CRB=商品期貨價格指數，以一籃子的商品價格為組成成份，並以全球商品價格加權計算而得到的商品指數，亦為做為通膨指標；預期與 EMP 為正向關係；

GD =政府債務，其政府短期債券增加，央行會限制匯率貶值；預期與 EMP 為負向關係。

在金融自由化的推行下，全球金融市場日漸活絡，股票市場的波動與經濟活動相互關聯。股價的價格取決於市場的供需關係，當外資對一國的股市看好時，該國股市需求增加，價格上漲；反之，當該國股市不穩時，外資將資金撤出至國外，亦或者將貨幣換回美元，造成本國貨幣相對貶值，提升外匯市場壓力。

通膨是一種經濟變化的反應，大部份的國家通常會使用消費者物價指數（Consumer Price Index，CPI）判斷國內通貨膨脹的情況，消費者物價指數升幅過大，表明通貨膨脹為經濟不穩定因素，央行會有緊縮貨幣政策和財政政策的風險，一國若存在通膨問題，將造成貨幣的貶值，進而促使外匯市場產生壓力。

各國貿易衡量，常以經常帳 (Current Account) 反映一國國際收支情況，可呈現一國對外貿易狀況。影響經常帳的因素，不外乎進出口值，當一國國際收支順差是經常項目就會達到正值，反之則會出現赤字。經常帳赤字的增加會拖累本國貨幣的貶值，間接增加對外的負債，亦減少本國之外匯存底，導致外匯市場壓力的提升。

衡量經濟景氣方式，可以工業生產指數（Industrial Production）為依據，因產業的生產總值佔整體經濟比重不輕，且對經濟的變化反應十分敏感，大多已開發國家普遍用來計算和反映工業發展速度的指標，也是景氣分析的主要指標。當一國景氣熱絡時，熱錢將會湧入該國，使本國貨幣升值，進而降低外匯市場壓力。

近年來原物料價格波動劇烈，雖然石油價格為原物料重要的項目，但其價格代表原物料市場可能不夠客觀，因此本文選擇CRB期貨商品指數來代表原物料價格走勢。商品價格期貨指數(Commodity Research Bureau Futures Price Index,CRB)是由美國商品研究局彙編的商品期貨價格指數，涵蓋能源、金屬、農產品、畜產品等期貨合約，為國際商品價格波動的重要參考指標。由於商品價格變動可以反應通貨膨脹的狀況，當商品價格過高時，為了控制通貨膨脹，可能調高利率，導致外匯市場壓力的提升；當利率達到某個水準開始影響到市場需求，導致景氣衰退時，將使商品價格滑落。

近年來全球各國政府不斷攀升的公債，且在經濟衰退壓力下，通過舉債拓寬融資管道。在經濟新常態下，許多國家擴大發債規模，有利於彌補實施減稅帶來的財政減收，然而有些國家因債務過多，無法支付導致國家面臨破產，如希臘、阿根廷等，其償還外債的方式，進而增加其外匯市場壓力。

肆、實證分析

第一節 樣本敘述

本文參考 Eichengreen *et al.* (1996)所提出建構外匯市場壓力指數之方法，以東北亞(台灣、韓國、中國)、東南亞(印度、印尼、菲律賓)，以及中南美洲(巴西、智利、哥倫比亞)等三個新興市場區域，共九個國家，作為外匯市場壓力的研究對象。樣本設定資料期間為 2002 年 8 月至 2016 年 2 月；總體經濟變數為(1) 股價 (2)消費者物價指數 (3)經常帳 (4)工業生產指數 (5)商品期貨價格指數 (6) 政府債務，其資料來源均為 Datastream 資料庫的月資料；樣本數是 163 筆。

為探討各國家在危機期間時是否準確反應外匯市場壓力，本文欲使用金融海嘯、歐債危機以及各國個別的危機，做為判定利率差的組合及權重的設定是否最為妥適，其 2008 年金融海嘯期間參考 Aizenman & Hutchison (2012)設定在 2008 年 7 月到 2009 年 2 月；歐債風暴期間為設定為三個時期，(一) 2009 年 12 月，國際信評機構-標準普爾宣布，希臘的長期主權信貸評級被從“A-”降為“BBB＋”；(二) 2010 年 11 月，愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；(三) 2011 年 10 月，美國第五大期貨交易商—全球曼氏金融公司(MF Global)因投機歐債失利導致經營虧損，向法院提出破產保護申請。

第二節 資料敘述

一、單根檢定

本文根據 ADF 進行單根檢定，並觀察 AIC 值決定最適的落後期數，虛無假設為資料具有單根，對立假設為時間序列資料屬於定態資料，其結果列於表 1，發現外匯市場壓力可以拒絕虛無假設，表明其資料不存在單根，換言之，資料是穩定型態的，不須經過處理即可做後續分析。在總體經濟變數中，股價、消費者物價指數、經常帳、工業生產指數、商品期貨指數以及政府債務，均存在單根，因此以報酬率形式進行分析。

表 1 單根檢定

Panel A 東北亞國家

	變數	中國	韓國	台灣
外匯市場壓力	*EMP*	**-11.4587*** **	**-12.6079*** **	**-11.2699*** **
	Δ*EMP*			
股價	*SP*	-2.4254	-1.5069	-1.8461
	Δ*SP*	**-6.9554*** **	**-12.2925*** **	**-11.2485*** **
消費者物價指數	*CPI*	-1.1926	-1.7026	-0.8630
	Δ*CPI*	**-10.3691*** **	**-9.7000*** **	**-13.8311*** **
經常帳	*CA*	-1.4513	-0.4964	-1.2100
	Δ*CA*	**-3.3915*** **	**-10.6140*** **	**-16.5573*** **
工業生產指數	*IIP*	-0.2914	-1.7815	-1.6259
	Δ*IIP*	**-13.5300*** **	**-12.0137*** **	**-3.7525*** **
商品期貨指數	*CRB*	-2.4581	-2.4581	-2.4581
	Δ*CRB*	**-6.5417*** **	**-6.5417*** **	**-6.5417*** **
政府債務	*GD*	1.5291	-0.3725	-1.4365
	Δ*GD*	**-8.2401*** **	**-10.8685*** **	**-10.9177*** **

註:單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中的數字代表 t 值；Δ代表變動量

*、**、***分別代表在 90%、95%、99%信心水準下顯著，拒絕虛無假設代表資料穩定。

Panel B 東南亞國家

	變數	印度	印尼	菲律賓
外匯市場壓力	*EMP*	**-8.9311*** **	**-10.6624*** **	**-10.8623*** **
	Δ*EMP*			
股價	*SP*	-1.1531	-0.5722	-4.5029
	Δ*SP*	**-13.8338*** **	**-11.2507*** **	**-12.4905*** **
消費者物價指數	*CPI*	-2.0451	0.6667	-0.5898
	Δ*CPI*	**-10.2528*** **	**-9.7159*** **	**-8.5637*** **
經常帳	*CA*	-1.4532	-1.9616	-1.3094
	Δ*CA*	**-9.6079*** **	**-15.0768*** **	**-14.6324*** **
工業生產指數	*IIP*	2.0753	1.7469	-1.1351
	Δ*IIP*	**-2.0387** **	**-5.6667*** **	**-4.5029*** **
商品期貨指數	*CRB*	-2.4581	-2.4581	-2.4581
	Δ*CRB*	**-6.5417*** **	**-6.5417*** **	**-6.5417*** **
政府債務	*GD*	-0.7381	-0.9372	-1.0578
	Δ*GD*	**-10.9608*** **	**-10.7172*** **	**-11.2419*** **

Panel C 中南美洲國家

	變數	巴西	智利	哥倫比亞
外匯市場壓力	*EMP*	**-10.2862*** **	**-11.7266*** **	**-10.2757*** **
	Δ*EMP*			
股價	*SP*	-1.7844	-1.4784	-1.8580
	Δ*SP*	**-11.1530*** **	**-13.3648*** **	**-11.1469*** **
消費者物價指數	*CPI*	2.0987	0.5666	0.5096
	Δ*CPI*	**-4.5052*** **	**-7.5821*** **	**-5.9469*** **
經常帳	*CA*	-1.7903	-0.0965	-1.9215
	Δ*CA*	**-3.3854** **	**-4.5931*** **	**-13.7145*** **
工業生產指數	*IIP*	-2.0257	-2.2254	-1.7754
	Δ*IIP*	**-3.1227** **	**-2.2849** **	**-1.8272*** **
商品期貨指數	*CRB*	-2.4581	-2.4581	-2.4581
	Δ*CRB*	**-6.5417*** **	**-6.5625*** **	**-6.5417*** **
政府債務	*GD*	-2.1321	1.1068	-1.8906
	Δ*GD*	**-10.6568*** **	**-2.9002** **	**-10.6335*** **

註:單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中的數字代表 t 值；Δ代表變動量

*、**、***分別代表在 90%、95%、99%信心水準下顯著，拒絕虛無假設代表資料穩定。

二、敘述統計

表 2 為各國外匯市場壓力的敘述統計量，從標準差看來，在東北亞區域，韓國 EMP 之變異程度最大；東南亞區域則是印尼變異程度最大；中南美洲區域則是巴西之 EMP 變異性最大。JB 統計量用來檢驗樣本是否符合常態分配，其虛無假設為樣本服從常態分配，因此數值越大表示異於常態分佈，而樣本中可以看出變數均異於常態分布。

表 2 敘述統計量

Panel A 東北亞國家			
	中國 EMP	**韓國 EMP**	**台灣 EMP**
平均數	-0.1573	-0.1517	-0.4016
中位數	-0.0882	-0.3387	-0.3134
最大值	3.3085	10.5758	1.8573
最小值	-2.0998	-12.7902	-6.2429
標準差	0.6484	2.8730	0.9791
偏態	1.6352	0.2875	-1.6126
峰態	11.9510	7.3538	10.2837
J-B 值	616.7957	133.3949	446.8197
Panel B 東南亞國家			
	印度 EMP	**印尼 EMP**	**菲律賓 EMP**
平均數	0.1154	0.1205	-0.1087
中位數	-0.1274	0.0533	0.0789
最大值	6.3607	14.4150	4.2085
最小值	-3.8185	-8.7874	-5.5108
標準差	1.8010	2.6457	1.5551
偏態	0.8417	0.7296	-0.1781
峰態	4.6540	8.7602	3.5446
J-B 值	37.8265	244.2193	2.9294
Panel C 中南美洲國家			
	巴西 EMP	**智利 EMP**	**哥倫比亞 EMP**
平均數	-0.0285	-0.0309	-0.0847
中位數	-0.6752	-0.2335	-0.5169
最大值	13.2962	14.6158	10.2810
最小值	-10.8535	-9.5168	-7.1313
標準差	3.6391	2.9365	2.8000
偏態	0.6750	0.7339	0.5260
峰態	4.2262	6.3755	4.8933
J-B 值	22.5882	93.7088	31.8603

第三節 不同外匯市場壓力模式之分析

本文以 Eichengreen *et al.* (1996)為外匯市場壓力架構之依據，並進一步對利率組成做不同方式的修正，尋求最適的利率組成；並分別對 (1) 固定權重模式 (2) 移動平均模式 (3) 加權移動平均模式 (4) GARCH 模式 (5) CISS 模式等五種不同權重建構方式做分析，探討何種模式最能妥適描述 EMP 變化，針對選擇最適 EMP 的法則，本文採量化比較與質性分析兩種方式驗證。首先，設定全球性的事件與各別國家事件的不同時期，做為比較門檻值，並根據 Eichengreen *et al.* (1996)、Frankel & Rose (1996)及 Sachs *et al.* (1996)等設定 1.5 倍標準差為危機事件發生的門檻值，透過不同 EMP 衡量是否大於 1.5 倍標準差，可做為 EMP 描述危機事件的比較標準。探討上述不同模式，何者最能描述危機時間的變化過程。因此，本文分三個區域，共九個新興國家為樣本，其分析如下：

一、東北亞區域

(一)中國

表 3 中國事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2008 年 5 月	美國降息，中國宣布升息
	2014 年 3 月	人民幣大幅貶值
	2015 年 8 月	中國外匯存底大量流失

本文擬藉由 2008 年 5 月的升息事件驗證不同模式 EMP 的優劣，該期間在美國降息[1]且中國同時宣布升息[2]，即擴大利率差的趨勢，造成外匯市場壓力的增長。在圖 1-A 中發現，不同模式中 EMP 有提升，但有別於當時美國降息，中國因通膨升息的影響，該

[1]美聯儲為減緩因金融海嘯所引發的經濟衰退，且金融市場承受著相當大的壓力，造成經濟增長產生負面影響，因此，在 2008 年 4 月宣布將銀行間隔夜拆借利率再降低 0.25 個百分點，從 2.25%降到 2.0%，這是從 2007 年 9 月以來連續第七次降息，利率的水準總計降了 3.25 個百分點。

[2]中國人民銀行在 2008 年 5 月 4 日宣佈，決定自 2008 年 5 月 50 日起，上調存款準備金率 0.5 個百分點，並達到 16.5%的歷史高位，這是中國央行自 2007 年起第 14 次，也是 2008 年起第 4 次宣佈上調準備金率。存款準備金率提高，將意味商業銀行吸納的存款能夠放貸出去的比率減少，間接性的降低貨幣的供應量，並促使銀行提高存貸款利率，以保證能吸納到更多的存款，貸款能獲得收益。

期間不同模式 EMP 的組成利率比重卻相對降低，其與中國調高利率所造成的影響較不一致。其次觀察圖 1-B 得到與上述類似的結果，其中國外匯市場的壓力不是在高點，反而有壓力有繼續上升的趨勢，且其利率組成比重相對降低，異於當時政府升息政策不一致。相對而言，圖 1-C 顯示五種不同模式 EMP 大多能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用七個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法、加權移動平均法以及 GARCH 三種模式高於 1.5 倍標準差。針對三種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。比方說，2014 年 3 月中國人民銀行為不讓外資套利[3]，大幅度升值，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其利率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致；在 2015 年 8 月中國外匯儲備大量流失[4]，觀察 EMP 組成比重變化，以 GARCH 模式設定方式，其外匯儲備亦在該時期影響增加，符合該事件狀態。因此，本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[3]在 2014 年 3 月中國一反常態，不再讓人民幣繼續升值，反而放手讓人民幣走貶，引發各國高度關注。中國人民銀行刻意讓人民幣貶值，主要是為了要遏止投機熱錢繼續流入，並藉此告誡市場，人民幣不只是有升值一個方向，因外界抱持著人民幣只升不貶的心態，借使在中國市場套利，易使熱錢以貿易的方式流進中國，卻無法真正的促進中國經濟。

[4]中國經濟低迷導致資本大量外流，對人民幣構成龐大貶值壓力，中國人民銀行為抑制人民幣走弱，大量拋售美元以支撐人民幣匯率，顯示出人民銀行強烈干預外匯市場。人行和大陸國家外匯局統計顯示，中國 2015 年 8 月的外匯存底為 3.56 兆美元（約新台幣 116.9 兆元），比 7 月 3.65 兆美元減少 900 億美元。

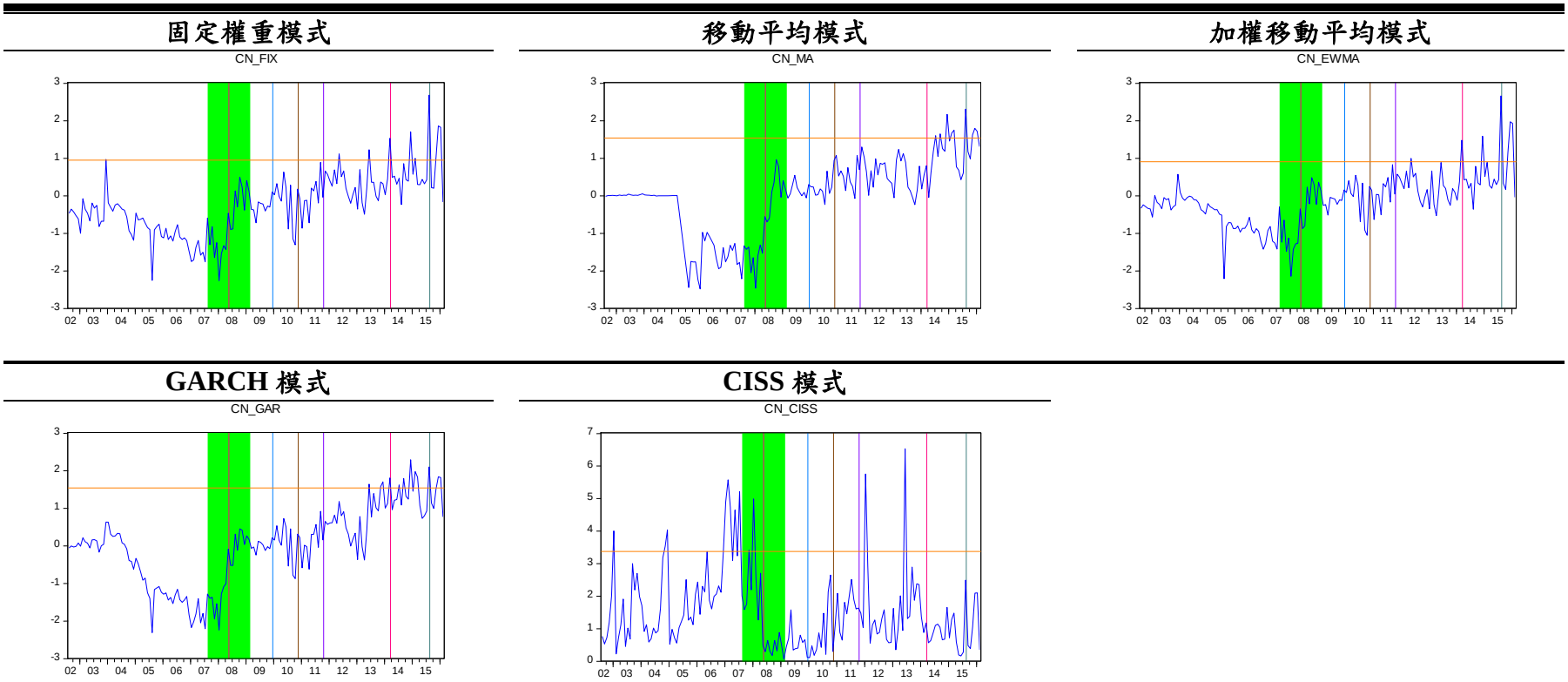


圖 1-A 以利率水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以中國市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 5 月之美國降息，中國宣布升息；粉紅色線為 2014 年 3 月之人民幣大幅貶值；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯存底大量流失。

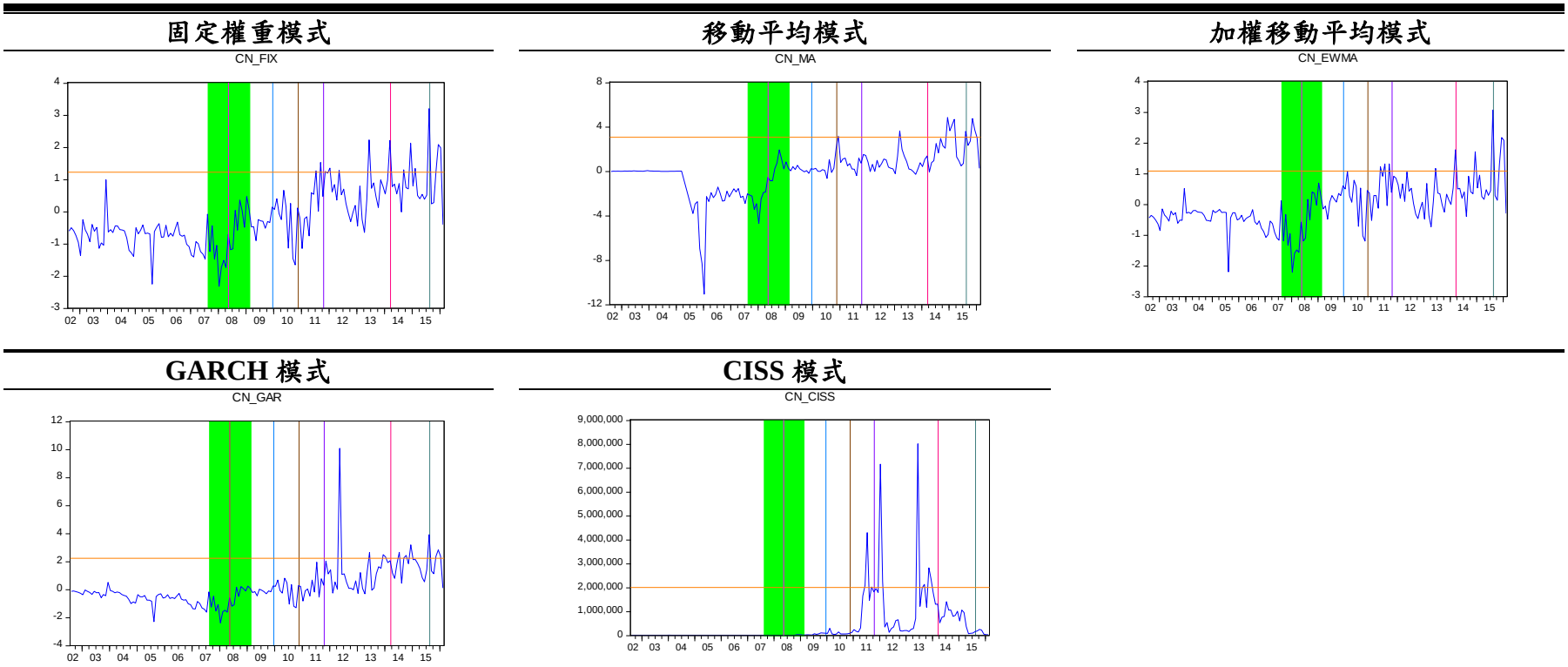


圖 1-B 以利差變動率 [A] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以中國市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 5 月之美國降息，中國宣布升息；粉紅色線為 2014 年 3 月之人民幣大幅貶值；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯存底大量流失。

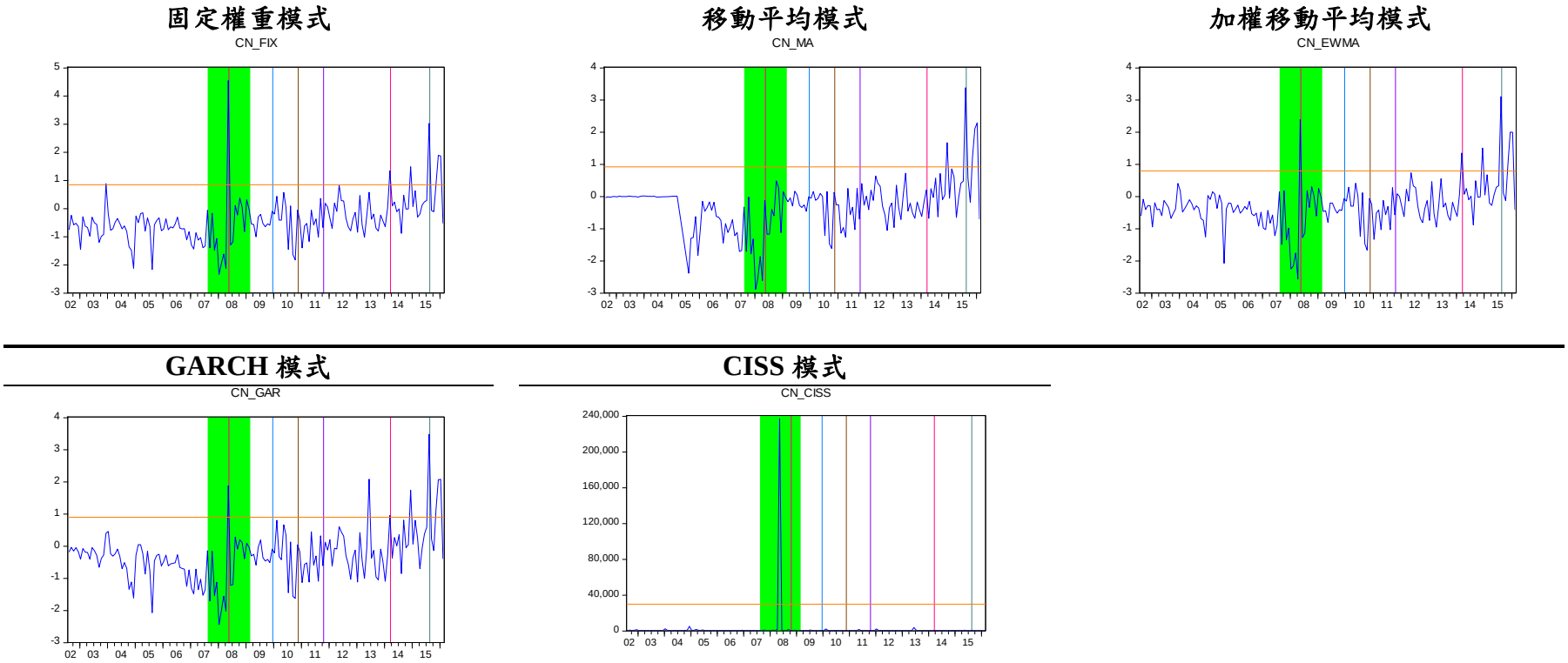


圖 1-C 以利差變動率 [B] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以中國市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 5 月之美國降息，中國宣布升息；粉紅色線為 2014 年 3 月之人民幣大幅貶值；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯存底大量流失。

(二)韓國

表 4 韓國事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2008 年 10 月	韓國央行調降利率
	2011 年 9 月	韓圜大幅貶值

該期間因韓國央行調降利率下[5]，造成該國資本外逃，導致外匯市場壓力提升，本文擬針對此期間做分析，在圖 2-A 中發現，不同模式 EMP 有明顯上升的趨勢，但有別於當時政府降息的影響，該期間不同模式 EMP 的組成利率比重卻相對降低，其與韓國大幅調降利率所造成的影響較不一致。其次觀察圖 2-B 得到與上述類似的結果，其固定權重與加權移動平均之 EMP 有反映該期間的事件，但其利率組成比重相對降低，其異於當時政府降息政策不一致。相對而言，圖 2-C 顯示大多不同模式 EMP 能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法有四次超過 1.5 倍標準差，其次 GARCH 模式有三次高於 1.5 被標準差。針對兩種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。比方說，2011 年 9 月韓國大幅貶值[6]，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其匯率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[5]截至 2008 年 10 月，外資在韓國股市拋售了 40 萬億韓圜（合近 400 億美元），造成韓國金融市場無法負荷，韓國公布約 1300 億美元的救援計畫，包括為國內銀行外債提供擔保、向銀行和出口商提供資金。為緩解金融海嘯的衝擊，央行在 10 月份連續三次下調基準利率，將利率從原先的 5.25%下調至 4%，為 1999 年來韓國最大調幅。

[6]因南韓外匯市場對外依賴度比較高，且外匯流動不太受到制約，匯市的一面倒現象十分嚴重，導致韓圜兌美元匯率一路貶值，其中以 2011 年 9 月達到高峰，其貶值幅度之所以相對大，主要為南韓的境外無本金交割遠期（NDF）市場比較發達，投機性交易十分活躍，加劇韓圜兌美元匯率波動的一大原因。

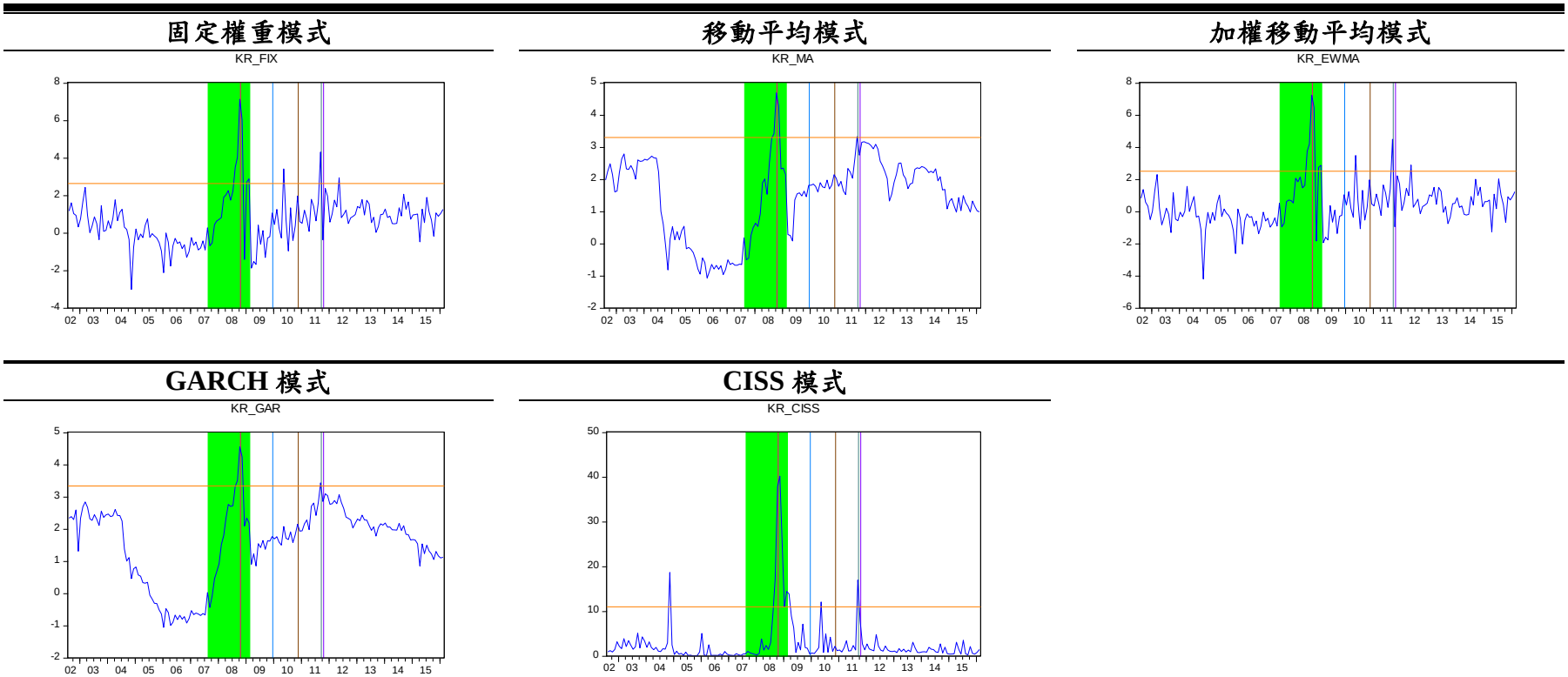


圖 2-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以韓國市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 10 月之韓國央行調降利率；藍綠色線為 2011 年 9 月之韓圜貶值，外匯存底大量減少。

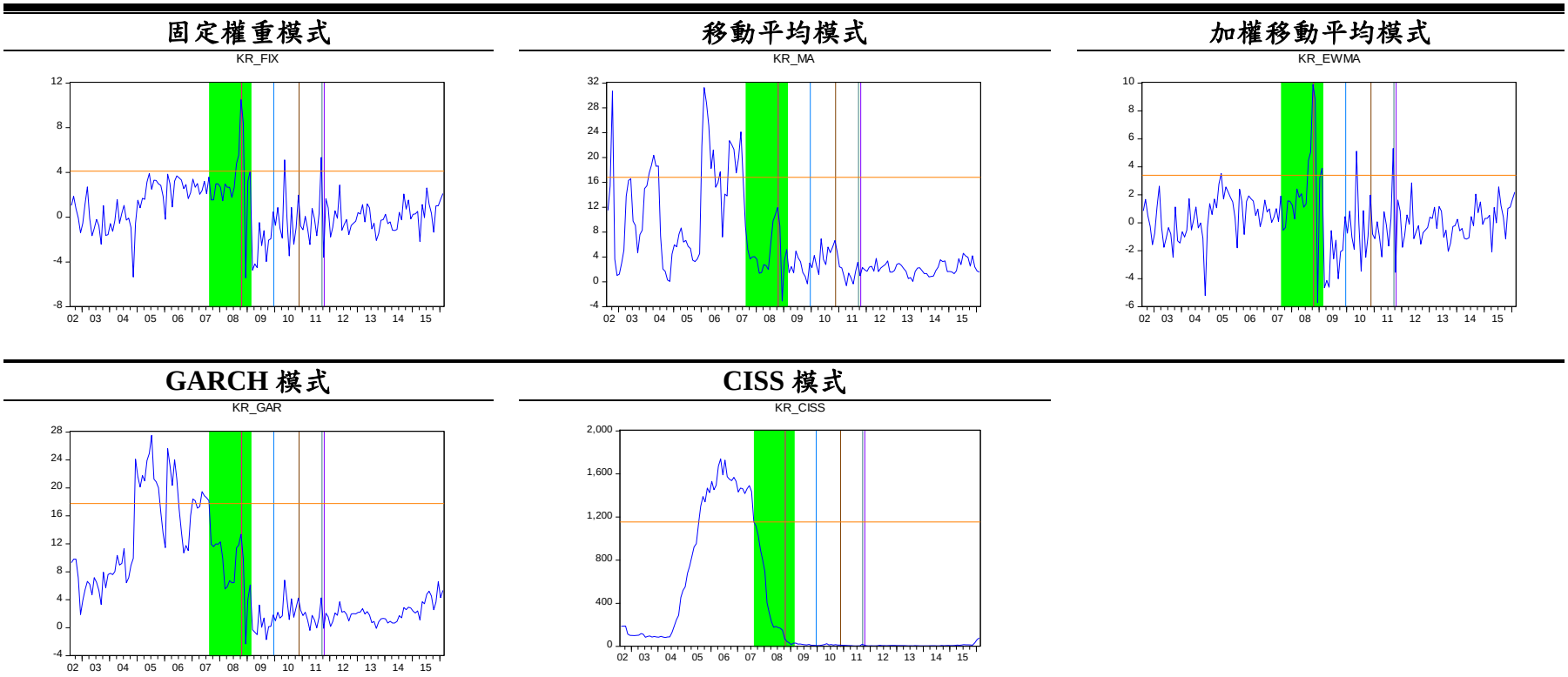
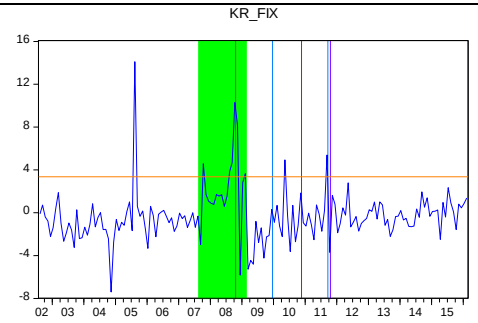


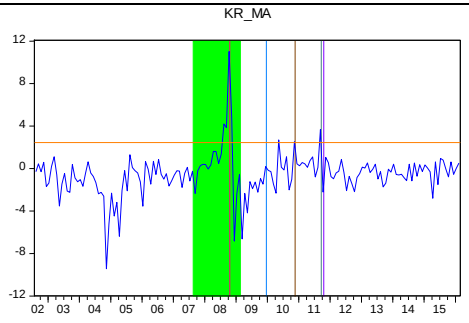
圖 2-B 以利差變動率 [A] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以韓國市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 10 月之韓國央行調降利率；藍綠色線為 2011 年 9 月之韓圜貶值，外匯存底大量減少。

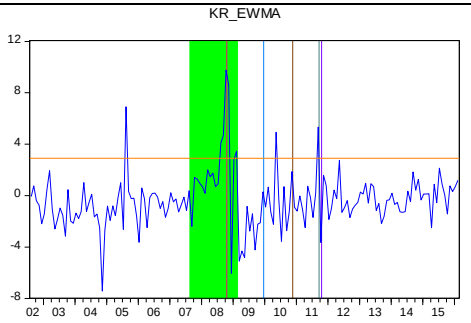
固定權重模式



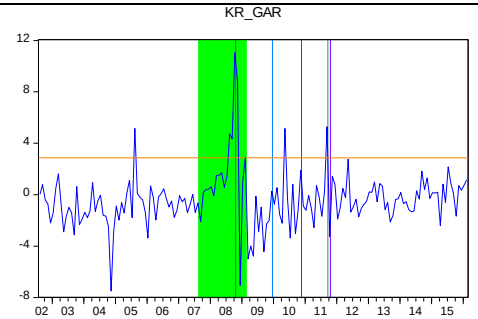
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

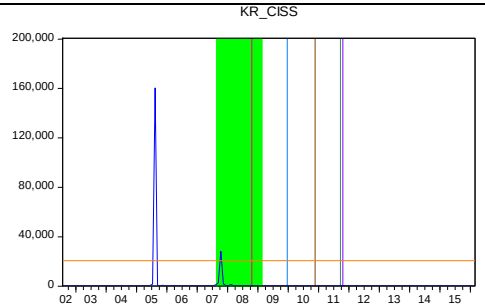


圖 2-C 以利差變動率 ^{B} 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以韓國市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 10 月之韓國央行調降利率；藍綠色線為 2011 年 9 月之韓圜貶值，外匯存底大量減少。

(三) 台灣

表 5 台灣事件日

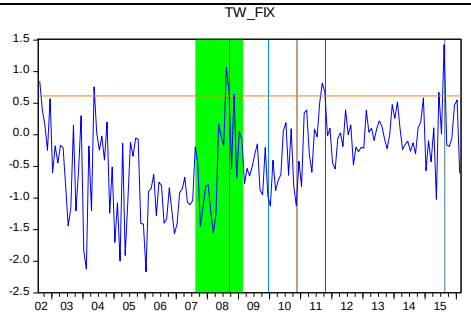
全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2008 年 9 月	央行降息
	2015 年 8 月	因中國外匯儲備減少，衝擊台灣市場

該期間因台灣央行調降利率下，造成該國資本外逃，導致外匯市場壓力提升，本文擬針對此期間做分析，在圖 3-A 中發現，固定權重模式與加權移動平均模式下，EMP 有明顯上升的趨勢，但有別於當時政府降息的影響，該期間不同模式 EMP 的組成利率比重卻相對降低，與台灣央行調降利率所造成的影響較不一致。其次觀察圖 3-B 得到與上述類似的結果，其固定權重與加權移動平均之 EMP 有反映該期間的事件，但其利率組成比重相對降低，異於當時政府降息政策不一致。相對而言，圖 3-C 顯示大多不同模式 EMP 能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

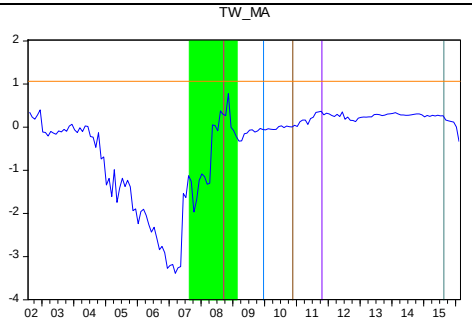
在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，加權移動平均模式高於 1.5 被標準差的頻率最高，其次為固定權重模式以及 GARCH 兩種模式高於 1.5 倍標準差。針對三種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。比方說，2015 年 9 月台灣受到中國外匯市場的衝擊[7]，調降利率半碼，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其利率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[7]因應金融市場動盪，促使台灣景氣低迷、外銷訂單、出口連八黑，市場信心盪到冰點，加上中國外匯存底大量的流失，衝擊到台灣的外匯市場，因此，央行大動作調整貨幣政策，除了放手新台幣匯率大貶，並在 2015 年 8 月連續兩天引導金融業隔夜拆款利率走低，水位降至三年來首見，央行在當年 9 月決議降息半碼至 1.75%，並打破國內利率「連十六季不變」的紀錄。

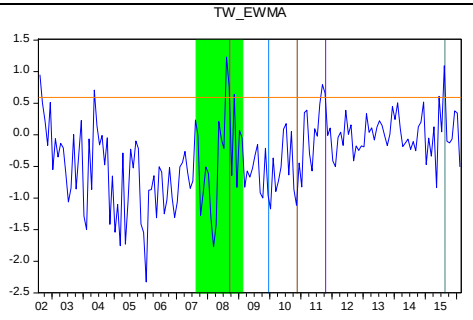
固定權重模式



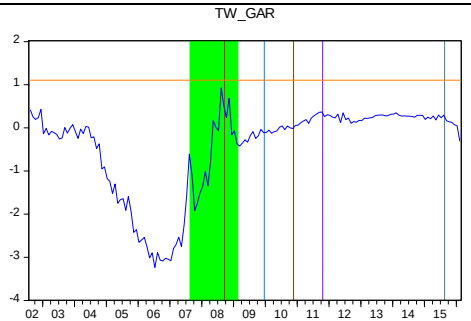
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

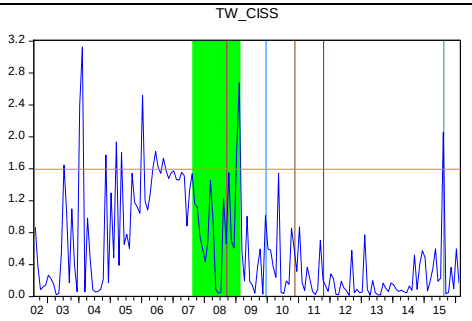
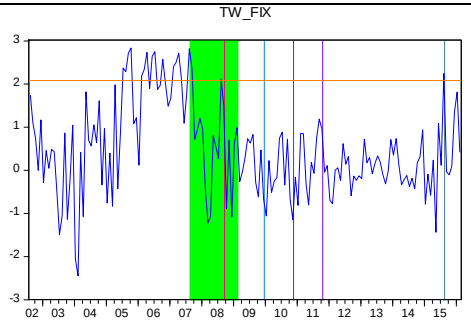


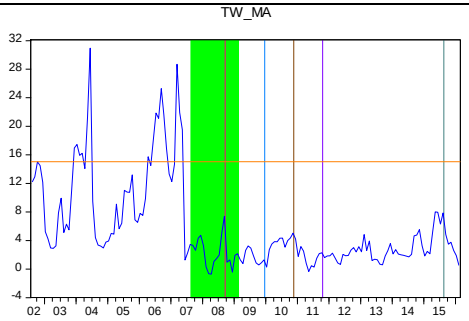
圖 3-A 以利率水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以台灣市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之台灣央行降息；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯儲備減少，衝擊台灣市場。

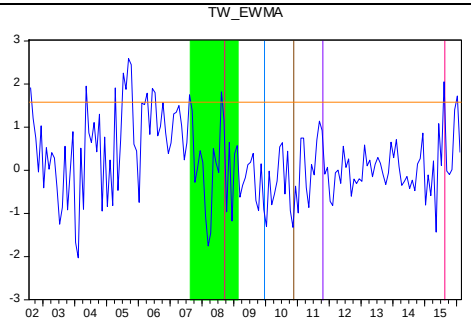
固定權重模式



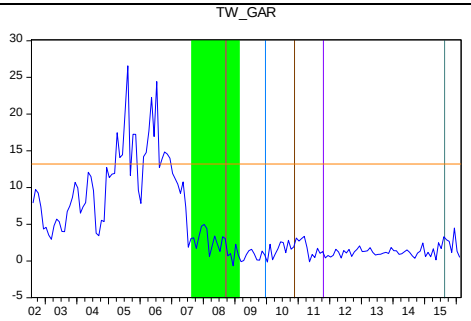
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

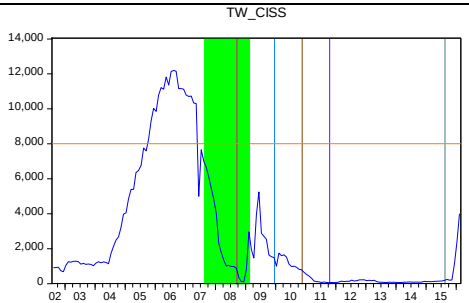
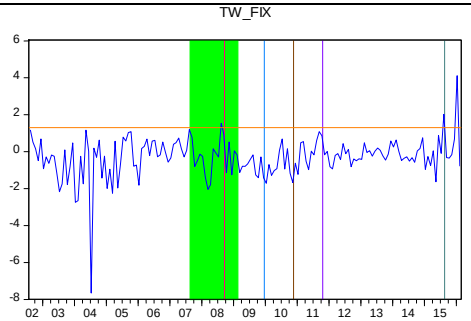


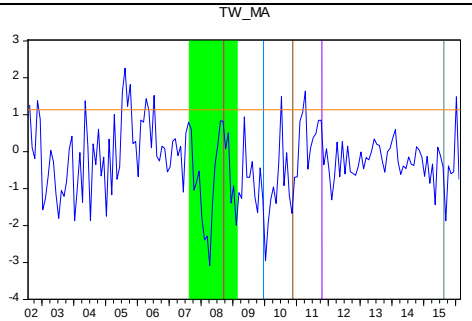
圖 3-B 以利率變動率 [A] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以台灣市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之台灣央行降息；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯儲備減少，衝擊台灣市場。

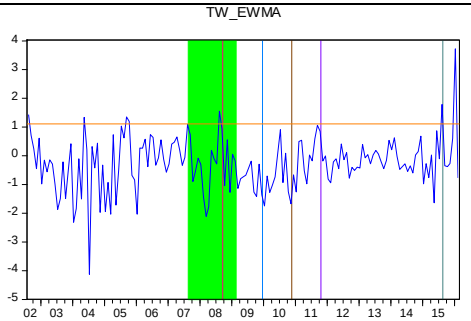
固定權重模式



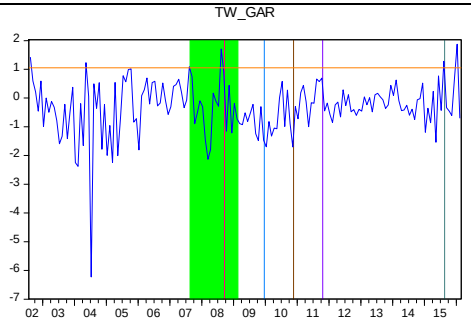
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

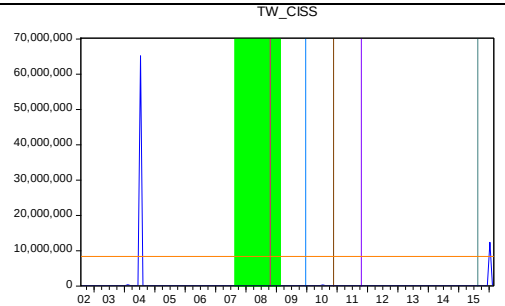


圖 3-C 以利差變動率 B 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以台灣市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之台灣央行降息；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯儲備減少，衝擊台灣市場。

二、東南亞區域

(一) 印度

表 6 印度事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2008 年 9 月	印度央行降息
	2013 年 7 月	印度央行升息，抑制貶值

該期間因央行調降利率下[8]，造成印度資本外逃，導致外匯市場壓力提升，本文擬針對此期間做分析，在圖 4-A 中發現，不同模式中 EMP 有明顯上升的趨勢，但有別於當時政府降息的影響，該期間不同模式 EMP 的組成利率比重卻相對降低，與印度央行調降利率所造成的影響較不一致。其次觀察圖 4-B 得到與上述類似的結果，其利率組成比重相對降低，異於當時政府降息政策不一致。相對而言，圖 4-C 顯示大多不同模式 EMP 能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法、加權移動平均法以及 GARCH 三種模式高於 1.5 倍標準差。針對三種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。舉例來說，2015 年 7 月印度央行為對抗貶值[9]，大幅度升息，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其利率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[8]受美國次貸危機所引發的全球金融風暴影響，外資撤出印度，導致更多企業和個人向銀行求貸，促使貸款需求急遽增加。然而，印度約有 437 億美元未償還貿易融資，銀行資金供給並未相應擴大，造成銀行信貸緊縮，企業和個人難以順利獲得銀行資金，形成資金流動性短缺。為避免實質經濟受到嚴重衝擊，保證經濟穩定成長，迫使印度央行在 2008 年 9 月向銀行體系注入約 10 億美元；10 月決定以 9%利率向銀行體系提供 2,000 億盧比，央行並決定將基準貸款利率從 9%降到 8%，藉此保持經濟穩定成長。

[9]2013 年 5 月 Fed 釋放出將縮減 QE 的訊號，即引發新興經濟體匯率走貶，印度盧比貶值 5.8%，在 QE 進行減碼下，導致熱錢流出，使得匯率大幅貶值。然而，匯率對各國經濟意義重大，為防範熱錢，各國央行紛紛祭出因應對策。印度央行在同年 7 月同時將邊際貸款工具利率和銀行利率上調了 200 個基點至 10.25%，並且，印度央行還加緊了銀行日常儲備的要求，銀行間隔夜拆借利率暴漲超過 300 個基點至 10.3%。

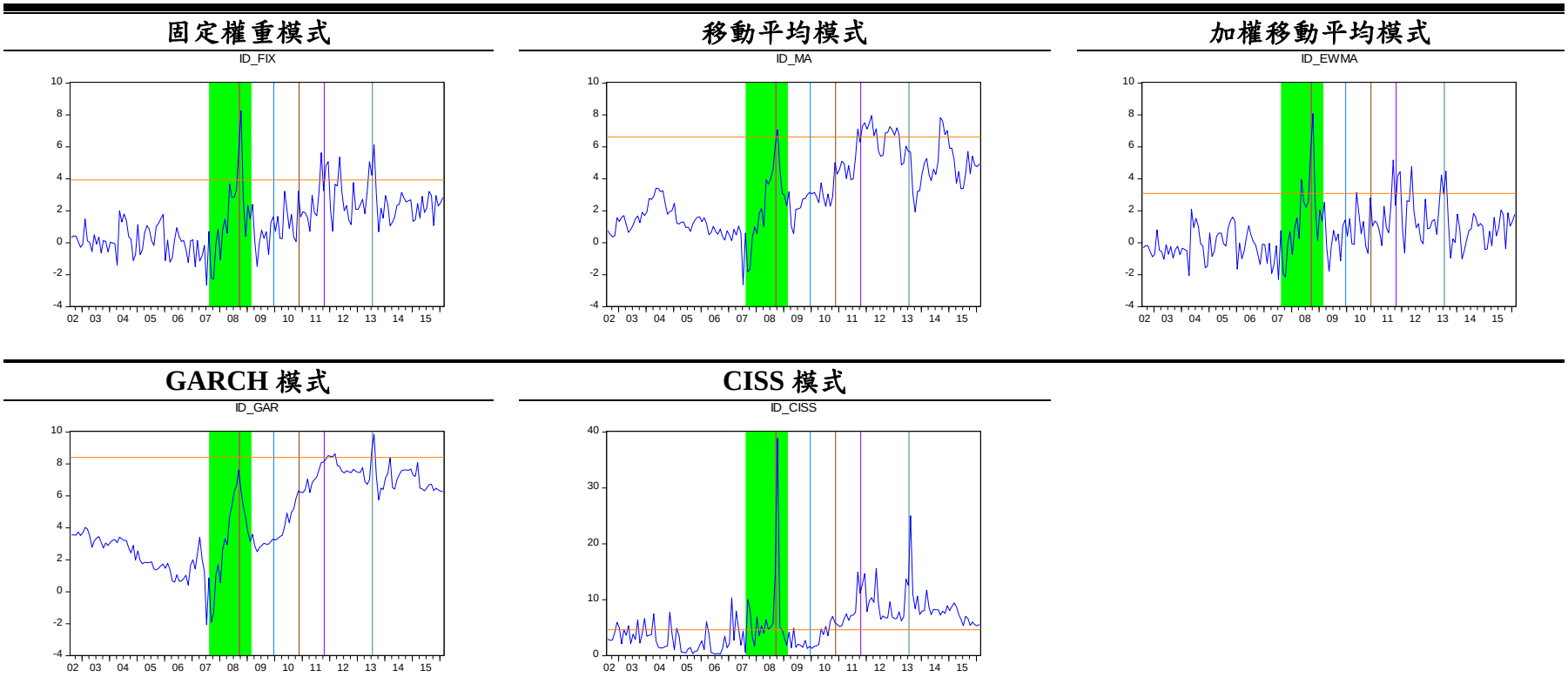


圖 4-A 以利差水平組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印度市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之印度央行降息；藍綠色線為 2013 年 7 月之印度央行升息，抑制貶值。

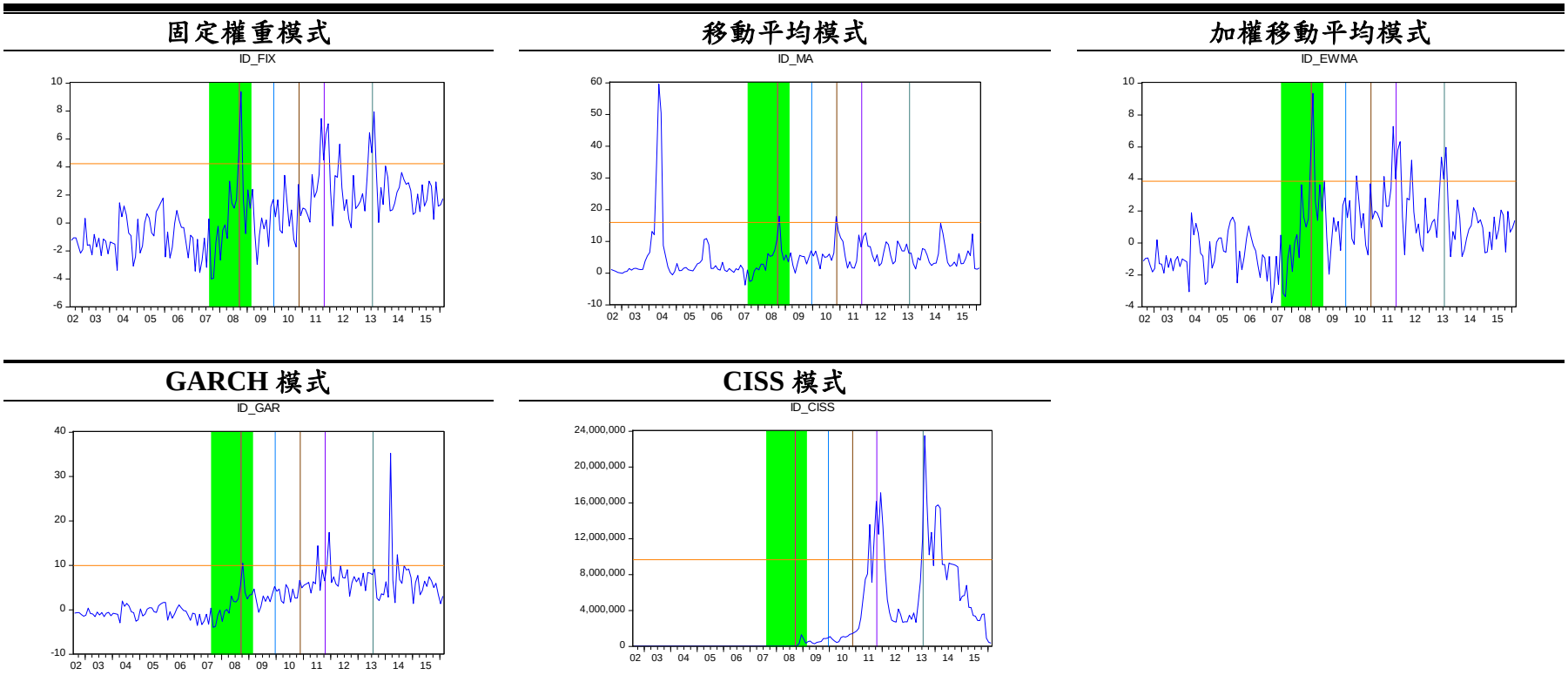


圖 4-B 以利差變動率 [A] 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印度市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之印度央行降息；藍綠色線為 2013 年 7 月之印度央行升息，抑制貶值。

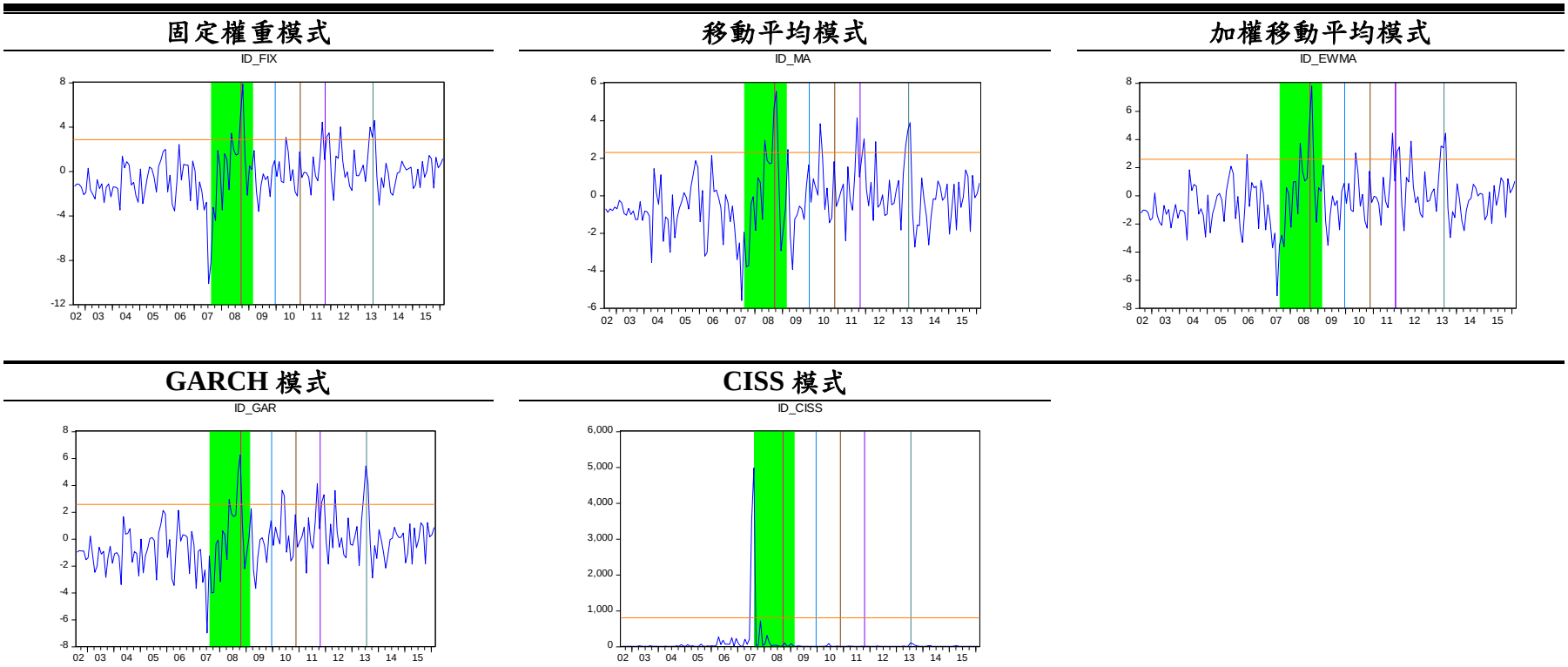


圖 4-C 以利差變動率 B 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印度市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之印度央行降息；藍綠色線為 2013 年 7 月之印度央行升息，抑制貶值。

(二) 印尼

表 7 印尼事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2005 年 8 月	印尼盾大貶，加上石油價格的上漲，其央行升息
	2008 年 10 月	印尼盾貶值，使用外匯儲備穩定匯率

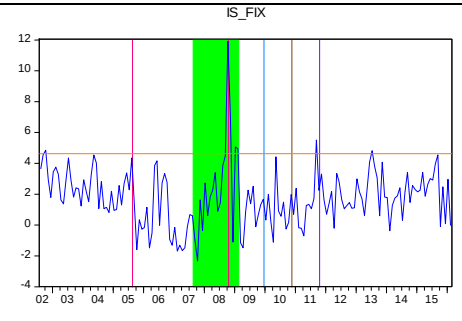
該期間在印尼盾貶值下[10]，EMP 明顯提升，本文擬針對此期間做分析，在圖 5-A 中發現，有別於當時政府升息的影響，該期間不同模式 EMP 的組成利率比重卻相對降低，其與印尼大幅調高利率所造成的影響較不一致。其次觀察圖 5-B 得到與上述類似的結果，其利率組成比重相對降低，異於當時政府升息政策不一致。相對而言，圖 5-C 顯示五種不同模式 EMP 大多能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法、加權移動平均法以及 GARCH 三種模式高於 1.5 倍標準差。針對三種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。舉例來說，2008 年 10 月印尼央行為對抗貶值[11]，大幅度減少外匯存底，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其外匯存底在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

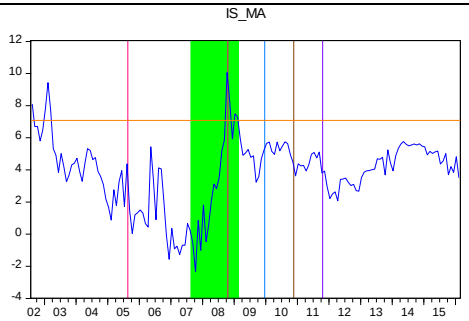
[10]由於 2005 年初以來，國際油價一直維持在高檔，8 月中旬更創出每桶 70 美元的天價，加上印尼國內需求增加以及產量下降等因素，印尼轉而成為一個石油淨進口國，另一方面，印尼需要更多的外匯來進口石油，且國內持續增加的燃料價格補貼提高政府財政壓力。受其影響，印尼本國貨幣印尼盾匯率一蹶不振，繼 8 月 19 日兌美元匯率突破 10,000 印尼盾，8 月 30 日甚至一度猛跌 8.9%，達到 11,800 盾兌 1 美元，創 4 年來的新低。面對這種嚴重局面，印尼央行於 8 月 30 日宣布將利率從 8.75%提高到 9.5%，吸引力外資回流印尼，並將銀行準備金比例提高到 4%，以減少市面流通的貨幣。

[11]因金融危機的爆發，促使印尼盾貶值，為穩定匯率，印尼央行使用外匯存底救貶值，自 2008 年 7 月以來外匯存底持續下降，其外匯儲備從 605 億美元下滑至 10 月份的 510 億美元，四個月來減少近百億美元。

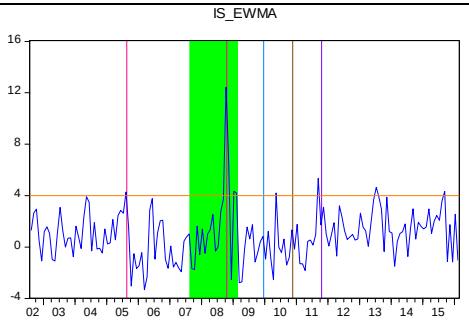
固定權重模式



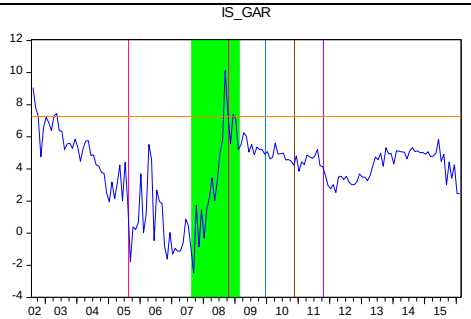
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

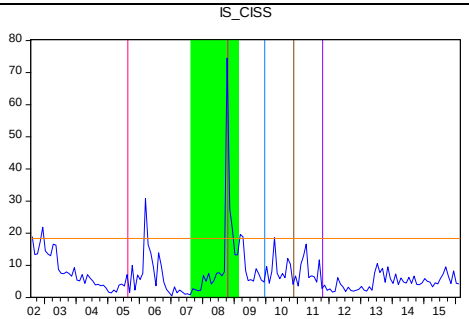


圖 5-A 以利差水平組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印尼市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2005 年 8 月之印尼盾大貶，加上石油價格的上漲，其央行升息；紅色線為 2008 年 10 月之印尼盾貶值，使用外匯儲備穩定匯率。

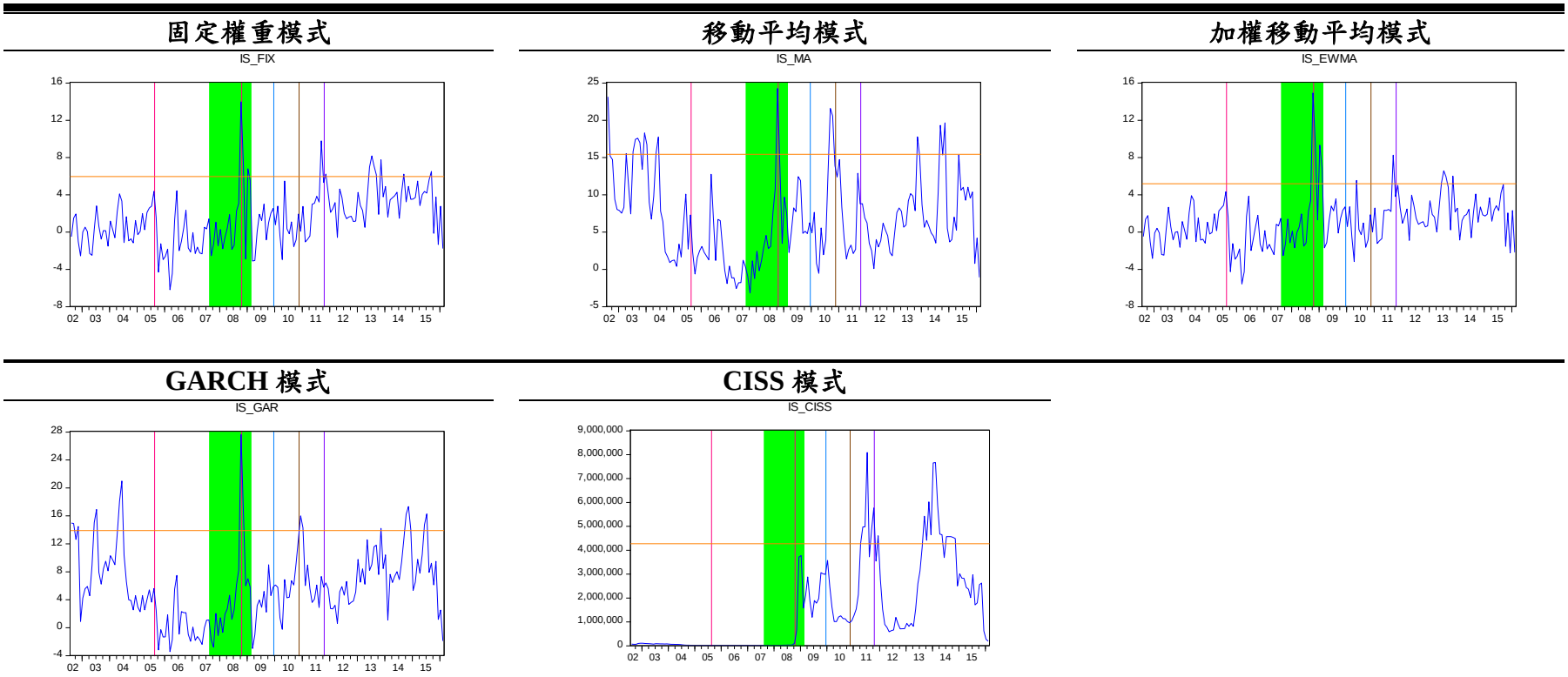


圖 5-B 以利差變動率 [A] 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印尼市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2005 年 8 月之印尼盾大貶，加上石油價格的上漲，其央行升息；紅色線為 2008 年 10 月之印尼盾貶值，使用外匯儲備穩定匯率。

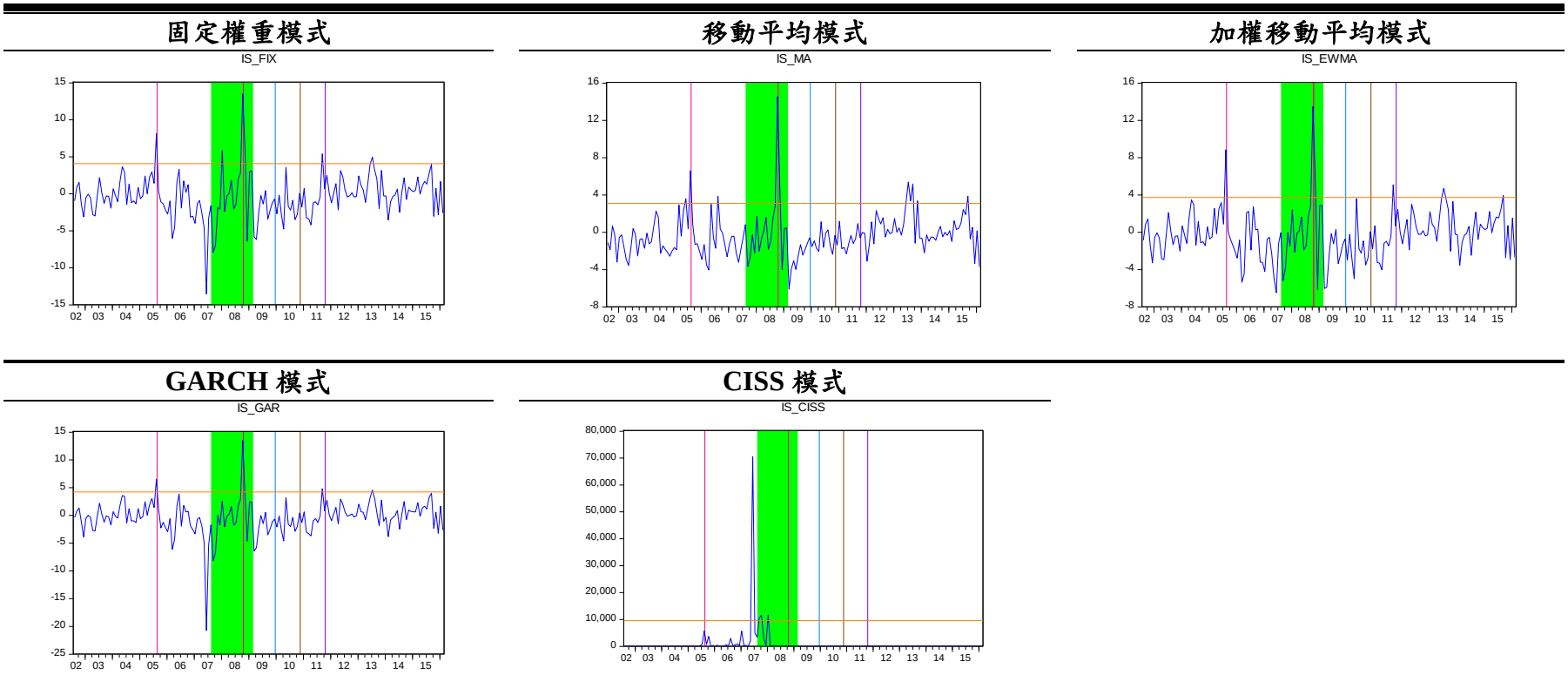


圖 5-C 以利差變動率 [B] 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以印尼市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2005 年 8 月之印尼盾大貶，加上石油價格的上漲，其央行升息；紅色線為 2008 年 10 月之印尼盾貶值，使用外匯儲備穩定匯率。

(三) 菲律賓

表 8 菲律賓事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2002 年 11 月	美國降息
	2013 年 6 月	美國釋放縮減 QE 的訊號，外資撤出菲律賓

在 2002 年 11 月美國降息下[12]，菲律賓外匯市場壓力應提升，本文擬針對此期間做分析，在圖 6-A 中發現，有別於當時美國降息的影響，該期間不同模式 EMP 的卻相對降低，其與美國降息所造成的影響較不一致。其次觀察圖 6-B 得到與上述類似的結果，不同模式 EMP 的卻明顯相對降低，其異於當時美國降息政策不一致。相對而言，圖 6-C 顯示移動平均模式及 GARCH 模式之 EMP 較能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，GARCH 模式高於 1.5 倍標準差，且發現 GARCH 權重模式更能合理解釋事件狀態變化。舉例來說，2013 年 6 月因美國釋放縮減 QE 訊息[13]，造成外匯儲備的減少，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其外匯儲備在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[12]2002 年 11 月，Fed 將聯邦基金利率和貼現率各下調了 0.5 個百分點，從 1.75%降到 1.25%，創下了美國歷史上 41 年來的新低，這是繼 Fed 2001 年連續 11 次降息後的又一次重大舉措，降息幅度之大出乎國際的預料。

[13]2013 年 6 月因美國經濟有逐漸復甦的現象，各國猜測美國 QE 可能逐步退場，引發獲利了結賣壓，投資在新興國家的資金撤離，菲律賓也流出 2.55 億美元，並難得出現連續 2 周全面賣超，可見熱錢撤出菲律賓，導致菲律賓披索貶值。

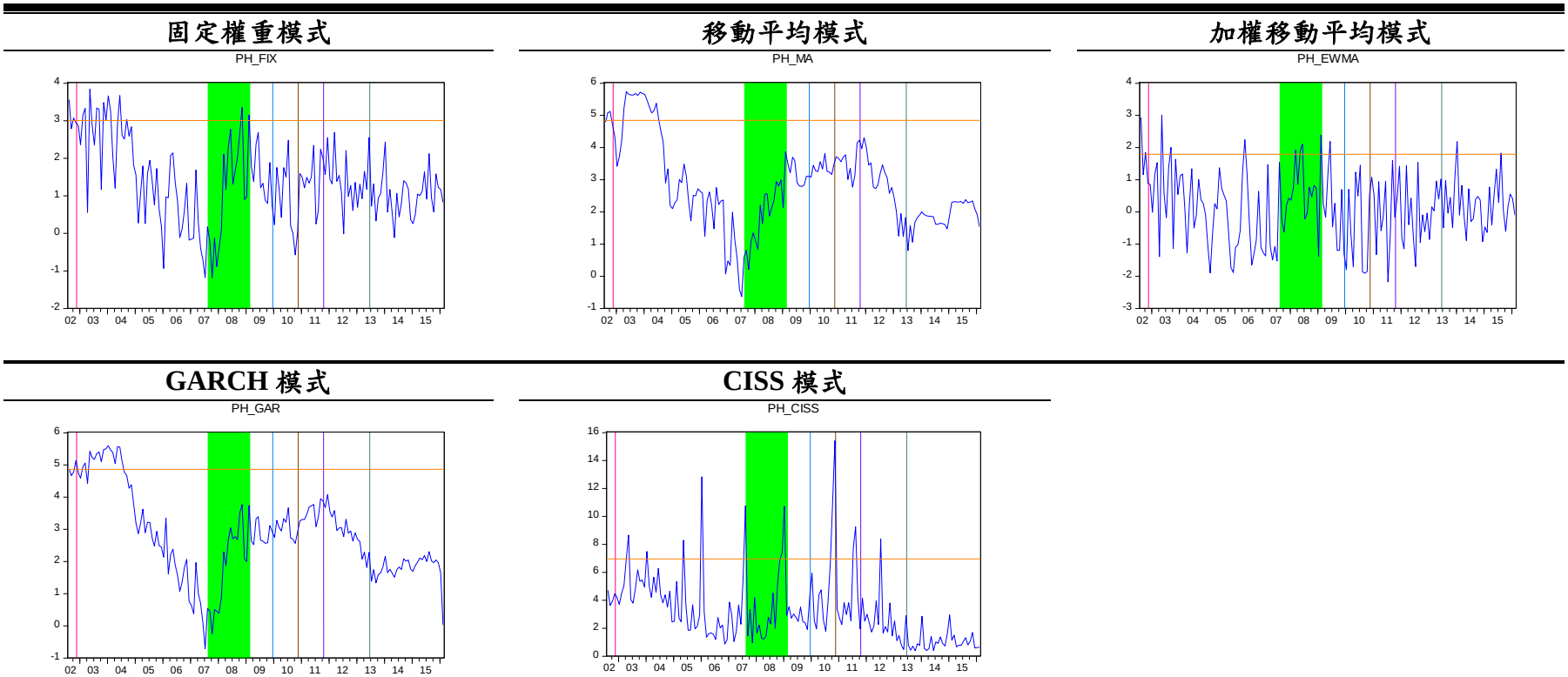


圖 6-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以菲律賓市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之美國降息；藍綠色線為 2013 年 6 月之美國釋放縮減 QE 的訊號，外資撤出菲律賓。

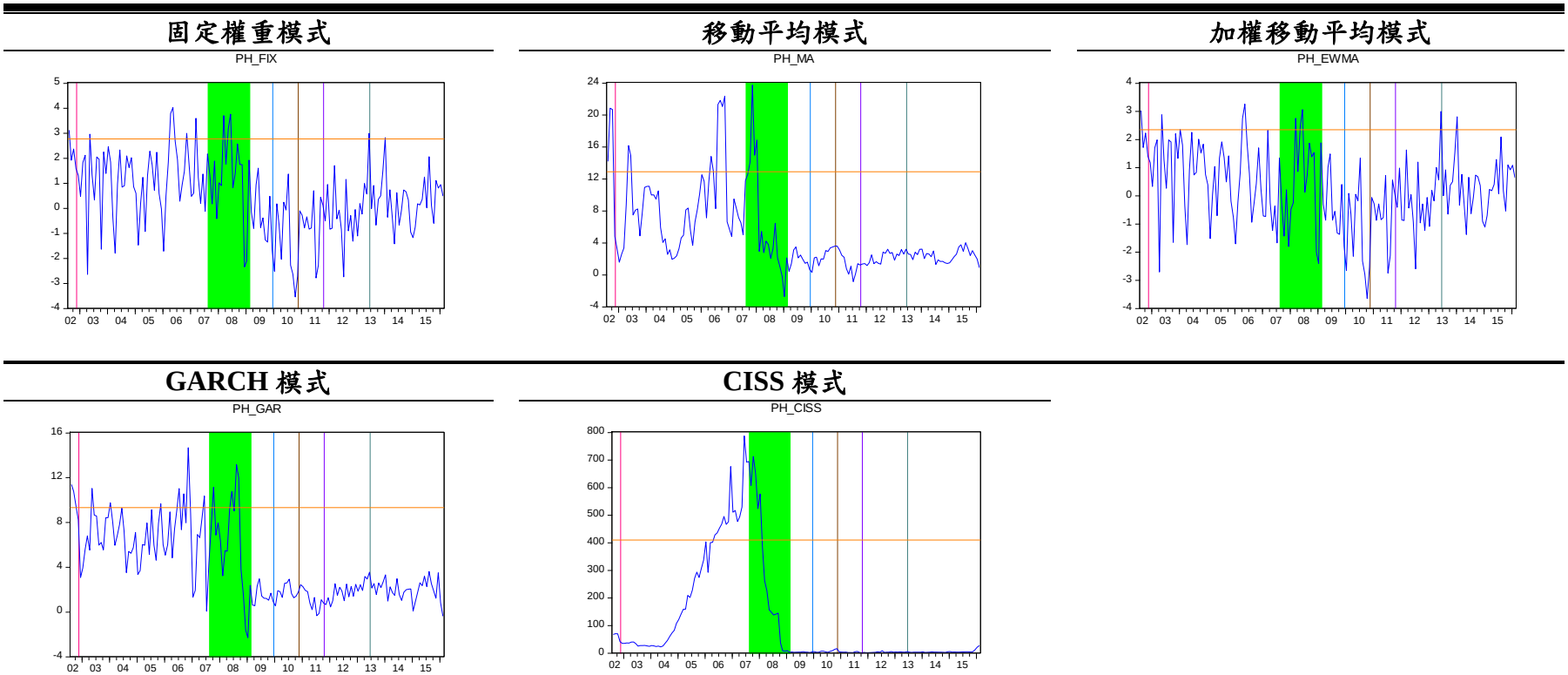


圖 6-B 以利差變動率 [A] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以菲律賓市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之美國降息；藍綠色線為 2013 年 6 月之美國釋放縮減 QE 的訊號，外資撤出菲律賓。

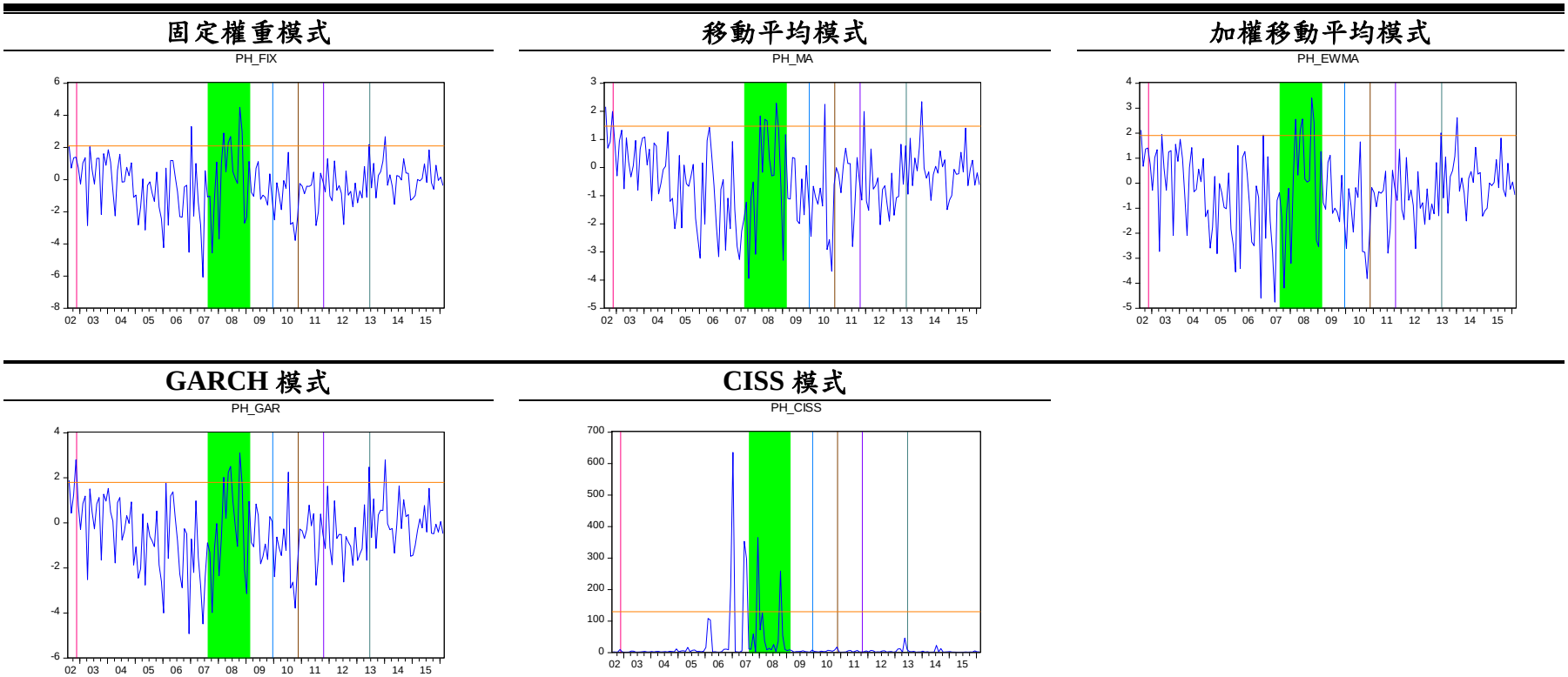


圖 6-C 以利差變動率 [B] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以菲律賓市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之美國降息；藍綠色線為 2013 年 6 月之美國釋放縮減 QE 的訊號，外資撤出菲律賓。

三、中南美洲

(一) 巴西

表 9 巴西事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2002 年 11 月	巴西央行因通膨而升息
	2010 年 4 月	巴西 19 個月來首度升息

該期間在通膨壓力下[14]，EMP 明顯提升，本文擬針對此期間做分析，在圖 7-A 中發現，有別於當時政府升息的影響，該期間不同模式 EMP 的組成利率比重卻相對降低，其與巴西大幅調高利率所造成的影響較不一致。其次觀察圖 7-B 得到與上述類似的結果，其利率組成比重相對降低，其異於當時政府升息政策不一致。相對而言，圖 7-C 顯示五種不同模式 EMP 均能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對五種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法、加權移動平均法以及 GARCH 三種模式高於 1.5 倍標準差。針對三種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。比方說，2010 年 4 月巴西央行為對抗通膨[15]，大幅度升值，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其利率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

---

[14]2002 年由於總統大選政局不穩，導致雷亞爾大幅度貶值，1 美元兌可兌換到 4 雷亞爾，使得通膨率再度出現較大壓力達到 12.5%的高峰，加上在 2002 年巴西整體的債務站 GDP 之 82%，且美元對雷亞爾的匯率節節上升，雷亞爾相對美元貶值，導致巴西債務惡化。儘管巴西央行 2002 年 10 月宣布打擊投機活動的嚴厲措施，但美元匯率仍持續震蕩走高，在此情況下央行宣布提高利率，將基準利率從年息 18%提高到 21%，以遏制外匯投機活動，減輕因美元匯率不斷上漲帶來的通膨壓力。

[15]巴西為抵抗全球金融危機產生的效應，巴西央行期望透過降息挽救經濟，於是在 2009 年 1 月開始調降基準利率，至當年度 7 月已連續調降 5 次基準利率，創下歷史最低水準。其低利率維持至 2010 年 4 月，因經濟復甦腳步加快，刺激國內需求，使得通膨率持續攀升，為抑制通膨，央行於 4 月 28 日宣佈調升基準利率 3 碼，為 19 個月來首度升息，也是拉美地區率先升息的國家，顯示巴西經濟活動漸為熱絡。

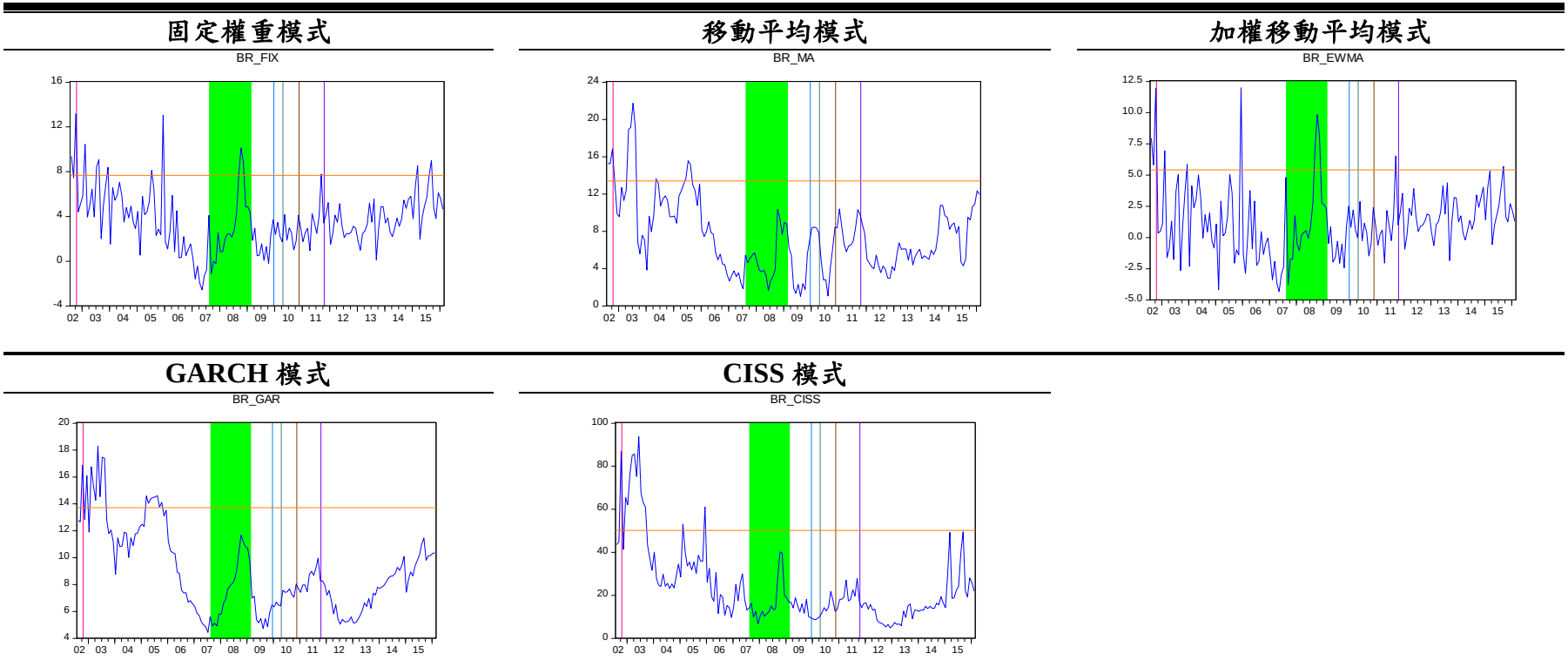
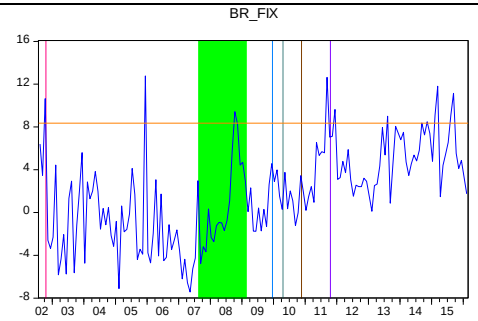


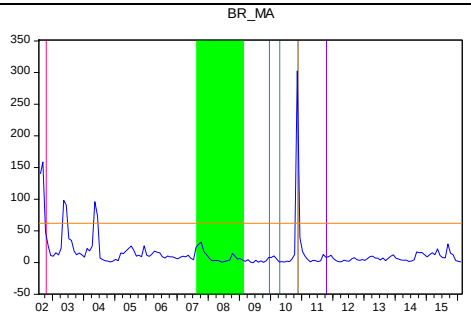
圖 7-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以巴西市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之巴西央行因通膨而升息；藍綠色線為 2010 年 4 月之巴西 19 個月來首度升息。

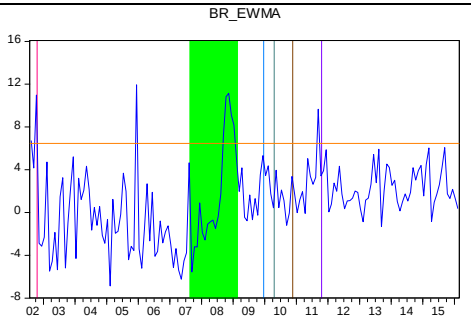
固定權重模式



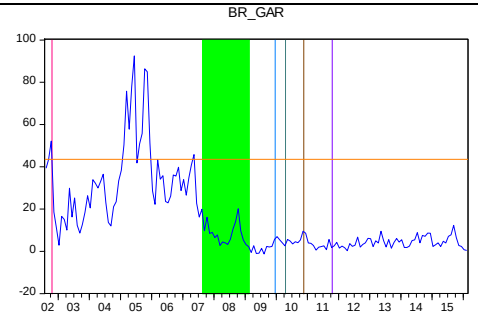
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

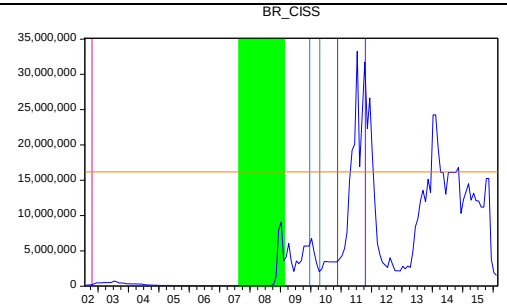


圖 7-B 以利差變動率 [A] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以巴西市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之巴西央行因通膨而升息；藍綠色線為 2010 年 4 月之巴西 19 個月來首度升息。

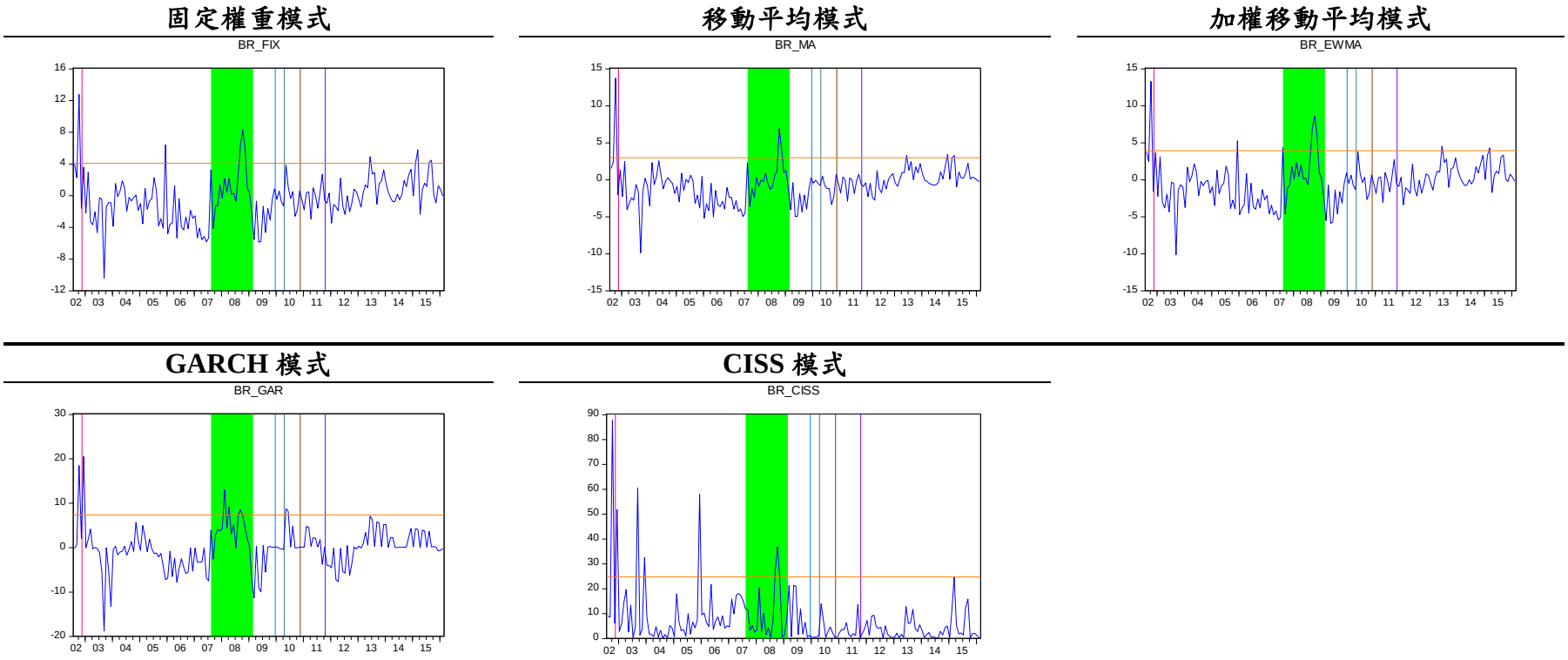


圖 7-C 以利差變動率 [B] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以巴西市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之巴西央行因通膨而升息；藍綠色線為 2010 年 4 月之巴西 19 個月來首度升息。

(二) 智利

表 10 智利事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2006 年 5 月	智利央行升息
	2010 年 6 月	智利央行升息

2006 年 5 月在通膨壓力下，首先在圖 8-A 中發現，因當時政府升息的影響，該期間不同模式 EMP 未相對提升，其與智利央行升息所造成的影響較不一致。其次觀察圖 8-B 得到與上述類似的結果，其外匯市場壓力未顯著提高，異於當時政府升息政策不符。相對而言，圖 8-C 顯示，固定權重法、移動平均法、加權移動平均法以及 GARCH 計算方式，明顯反應當時 EMP 的提升，並能妥適反應事件時期，利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對其四種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。本文的做法是利用六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差為門檻值，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法、移動平均法、加權移動平均法以及 GARCH 四種模式高於 1.5 倍標準差。針對四種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。舉例來說，2010 年 6 月智利央行為對抗通膨[16]，升息 50 基點，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其利率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[16]2010 年 6 月，智利經濟復甦，央行為控制經濟增長造成的國內市場通貨膨脹，決定做出兩年來首度升息的決定，其升息幅度為 50 基點至 1.0%，升幅超過國際的預期。

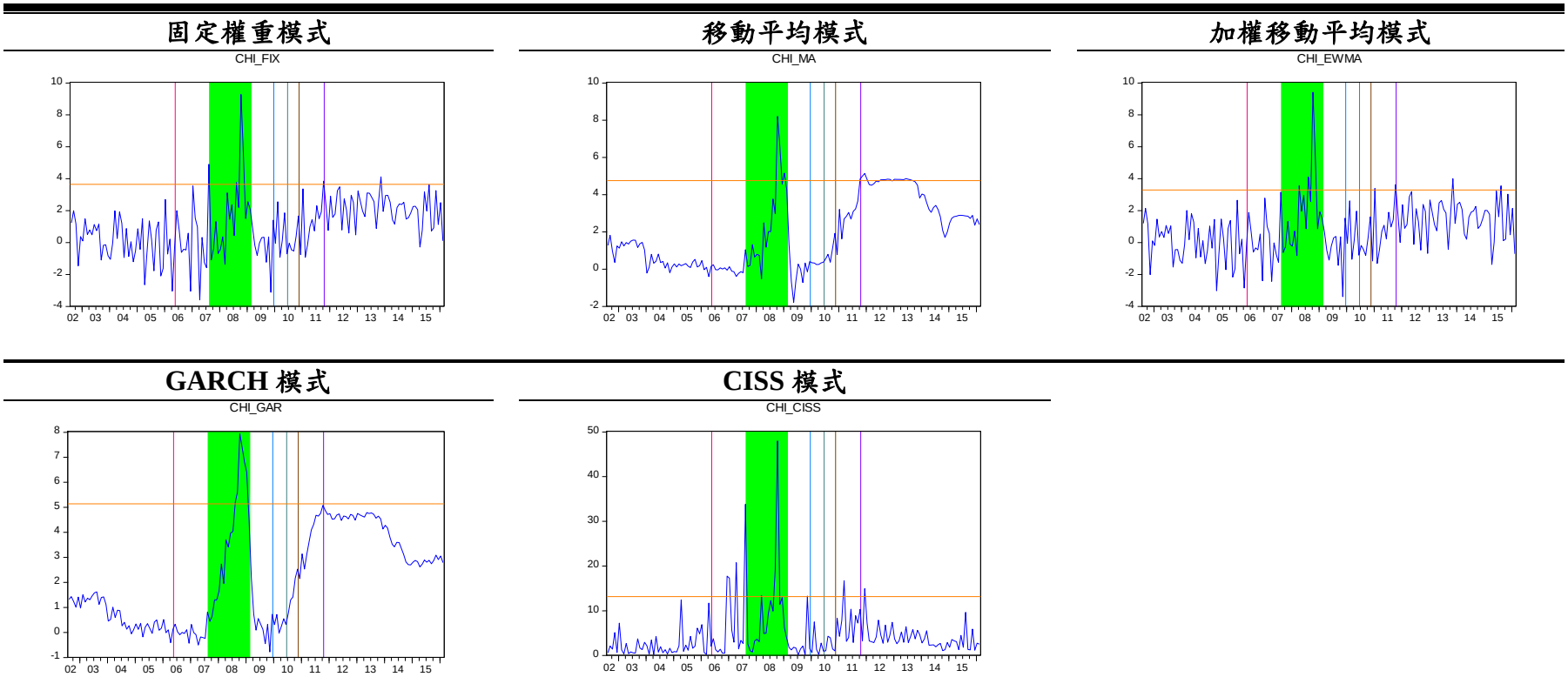
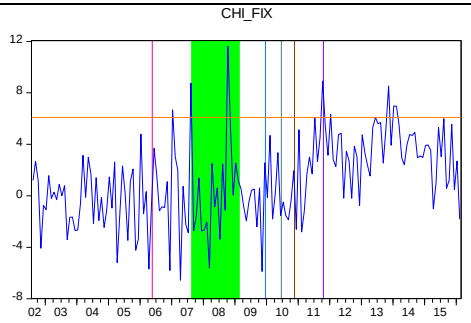


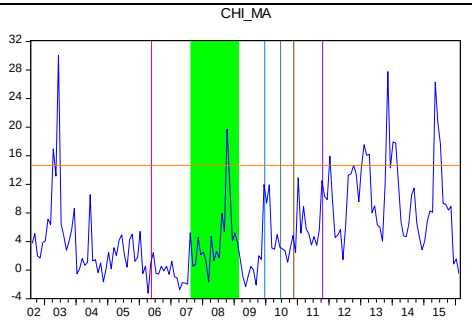
圖 8-A 以利差水平組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以智利市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之智利央行升息；藍綠色線為 2010 年 6 月之智利央行升息。

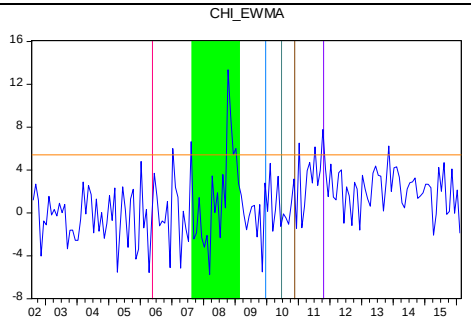
固定權重模式



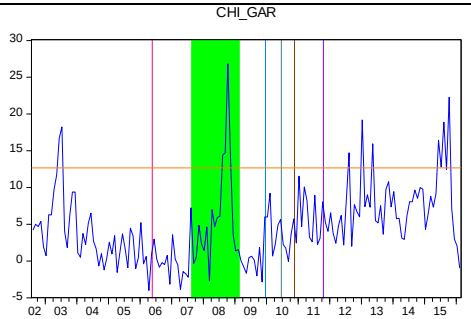
移動平均模式



加權移動平均計算方式



GARCH 計算方式



CISS 計算方式

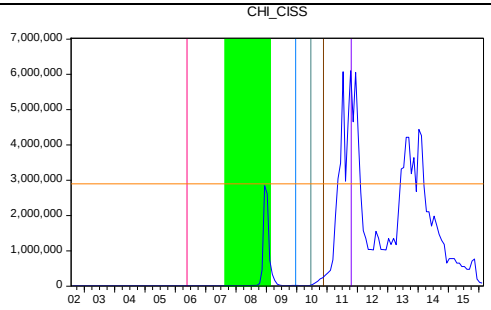


圖 8-B 以利差變動率 [A] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以智利市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之智利央行升息；藍綠色線為 2010 年 6 月之智利央行升息。

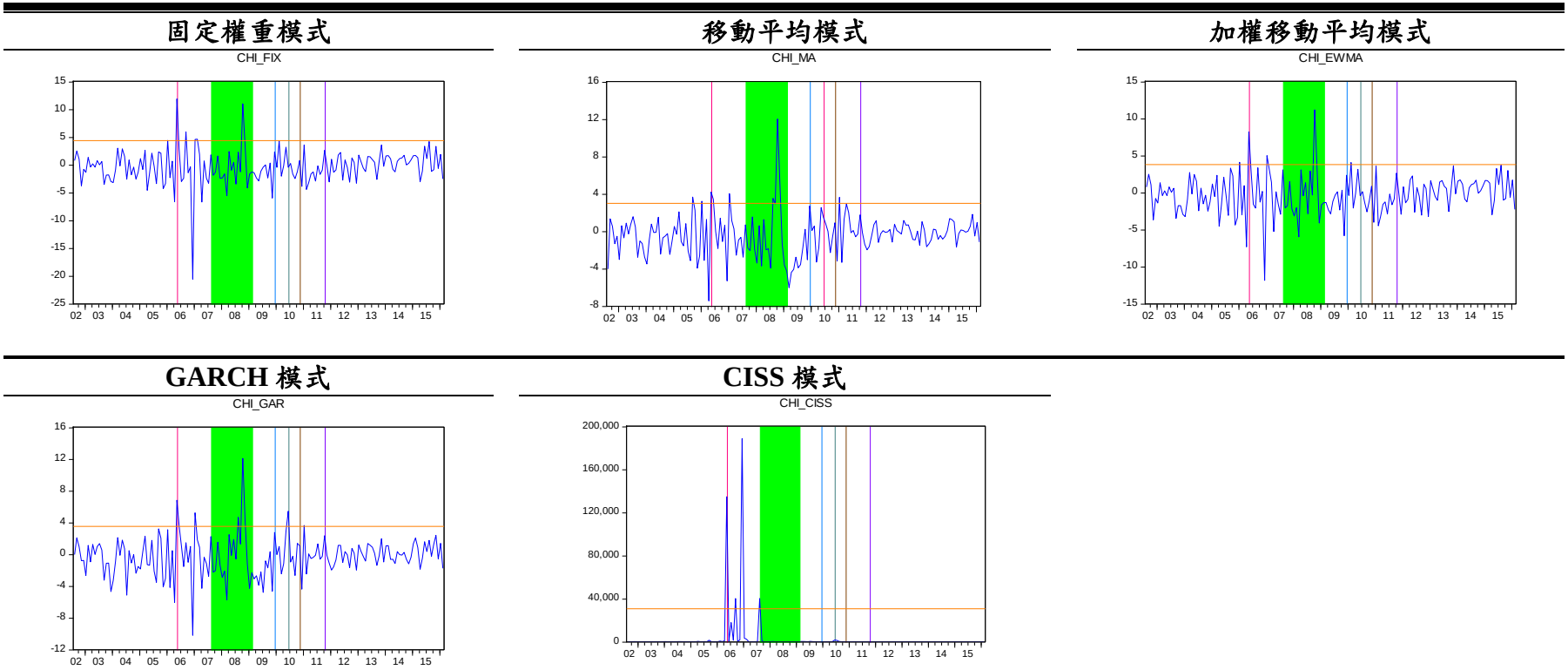


圖 8-C 以利差變動率 [B] 組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以智利市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之智利央行升息；藍綠色線為 2010 年 6 月之智利央行升息。

(三) 哥倫比亞

表 11 哥倫比亞事件日

全球性事件	時間	事件說明
	2007 年 8 月	金融海嘯
	2009 年 12 月	希臘降評
	2010 年 11 月	愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機
	2011 年 10 月	歐債危機開始向全球銀行體系擴散
國家個別事件	**時間**	**事件說明**
	2006 年 5 月	哥倫比亞央行升息
	2015 年 7 月	面臨近十年貶值壓力

2006 年 5 月在通膨壓力下，促使外匯市場壓力增長，本文擬針對此事件期間做分析，首先在圖 9-A 中發現，因當時政府升息的影響，加權平均移動模式、CISS 模式對於該期間的 EMP 明顯增長，但其組成利率比重卻相對降低，與哥倫比亞央行升息所造成的影響較不一致。其次觀察圖 9-B 得到與上述類似的結果，其利率組成比重相對降低，異於當時政府升息政策。相對而言，圖 9-C 顯示，固定權重模式反應事件日當時 EMP 的提升次數最多，加權移動平均法以及 GARCH 模式次之，且利率影響比重的增加，說明以利差變動率 ^{B} 作為組成方式最佳。

在前述以利差變動率 ^{B} 的前提下，針對其三種不同模式做分析，探討何者較能描述外匯市場壓力狀態之變化。並以六個特定事件日為依據，設定 1.5 倍標準差為門檻值，分析何種模式最佳，研究顯示，固定權重法、加權移動平均法以及 GARCH 三種模式高於 1.5 倍標準差。針對三種模式比較，普遍性發現 GARCH 權重模式多能合理解釋事件狀態變化。舉例來說，2015 年 7 月哥倫比亞面臨美國欲縮減 QE 之訊號[17]，造成 EMP 提升，觀察各種不同模式 EMP 組成比重變化，發現以 GARCH 權重設定方式，其利率在該時期的影響明顯增加，與事件狀態觀察一致。本文結果驗證 GARCH 模式較能妥適描述 EMP 變化。

[17]2013 年國際油價跌、美國首次表達將縮減購債規模的意圖後，拉丁美洲便掀起了貨幣貶值的浪潮，哥倫比亞也不例外，在 2015 年 7 月面臨近十年最大幅度貶值，2700 比索兌 1 美元，在過去 3 個月披索相對美元便已貶值 25%。

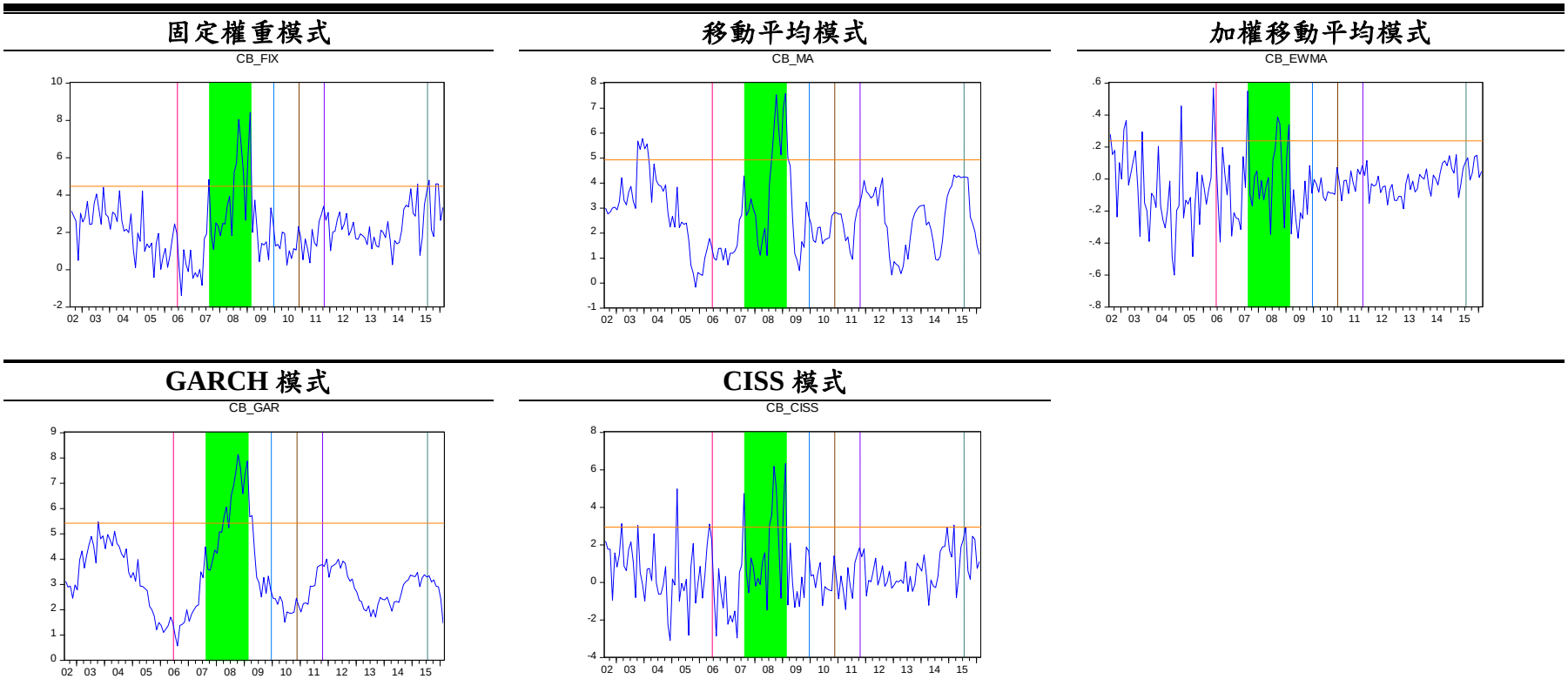
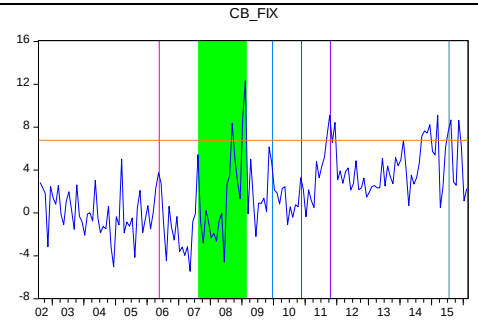


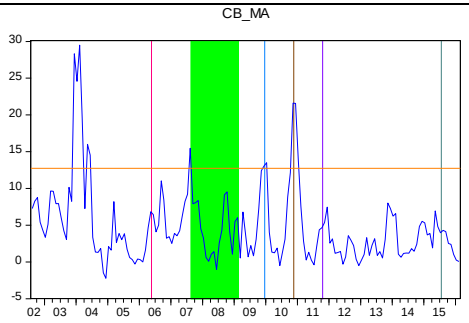
圖 9-A 以利差水平組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以哥倫比亞市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之哥倫比亞央行升息；藍綠色線為 2015 年 7 月之哥倫比亞面臨近十年貶值壓力。

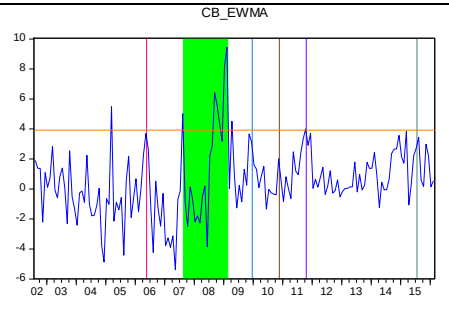
固定權重模式



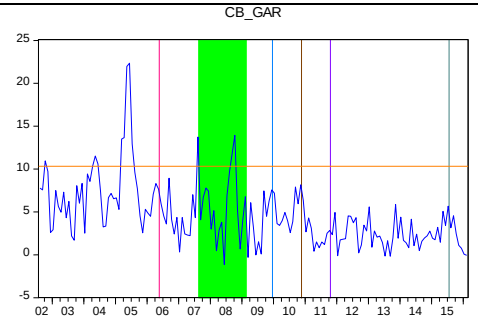
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

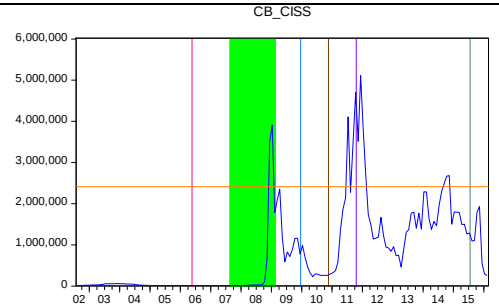
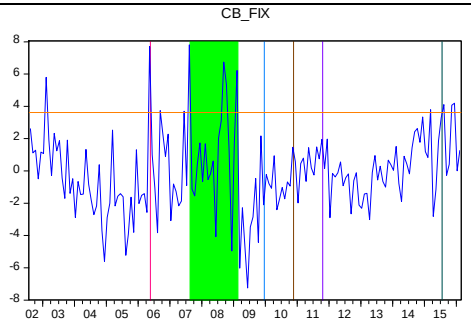


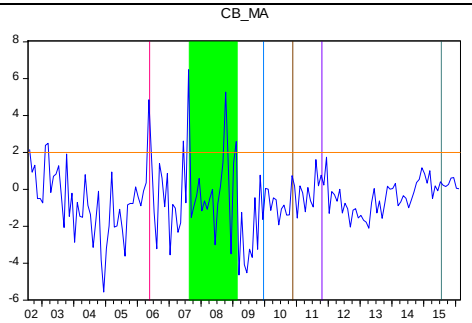
圖 9-B 以利差變動率[A]組成方式之外匯市場壓力走勢圖，以哥倫比亞市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之哥倫比亞央行升息；藍綠色線為 2015 年 7 月之哥倫比亞面臨近十年貶值壓力。

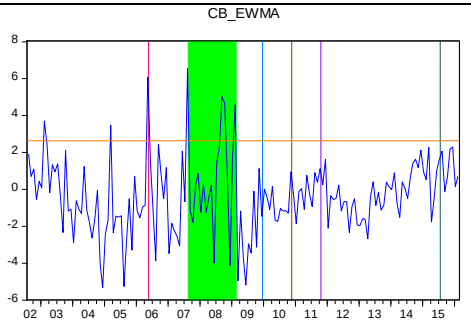
固定權重模式



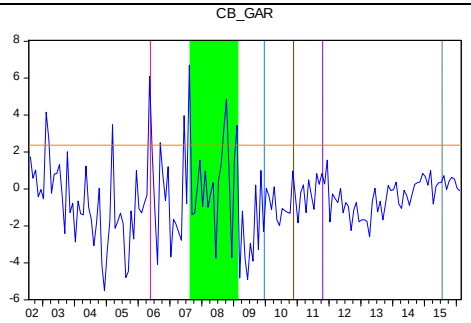
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

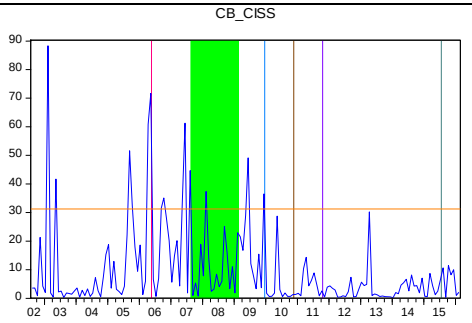


圖 9-C 以利差變動率 [B] 組合方式之外匯市場壓力走勢圖，以哥倫比亞市場為例

註：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之哥倫比亞央行升息；藍綠色線為 2015 年 7 月之哥倫比亞面臨近十年貶值壓力。

綜合前述九個不同國家分析，發現外匯市場壓力的組成方式採用前後期利率差的條件下，GARCH 權重模式較能普遍性的解釋外匯市場壓力的變化，印證隨時間改變的條件變異數，能更妥適描述 EMP。為確認採用該模式的頑強性，表 12 列出三種不同利率組成方式，及各種不同權重設計的組合，實證結果發現，在前後期利差變動率條件下的 GARCH 權重模式，最能妥適描述危機事件的發生，其發生次數為 23 次，遠高於其他種 EMP 的計算方式。綜合以上，已確認前後期利率差變動率與 GARCH 權重模式最能普變性的描述各國 EMP 的變化。

前述單變量 GARCH 模式雖較能描述 EMP 的變化，但考量組成元素，包括匯率、外匯儲備及利率差，三者間可能存在彼此相關，若忽略上述內生性問題，可能得到偏誤的估計。因此本文擬進一步透過三變量 GARCH 模型與單變量 GARCH 模型做權重設計的比較，研究三變量 GARCH 模型是否比單變量 GARCH 模型提供更好之 EMP 描述，此為文獻上的首度嘗試，亦為本文相對文獻之貢獻。

由圖 4-10 中發現，GARCH 模型及 DCC 模型對於全球性或各國的事件，均能適時的反應 EMP 的提升，其中更以 DCC 模型的計算方式更為顯著反應，尤其在描述各國的個別事件時，相較於 GARCH 模式，DCC 模式對於事件的發生更為敏感，即時反應外匯市場壓力的趨勢。因此，後續以 DCC 模式提供之 EMP 為分析依據，探討其總體經濟變數是否影響外匯市場壓力之變動。

表 12 各國外匯市場壓力量化統計表

Panel A 以利差為例

	中國	韓國	台灣	印度	印尼	菲律賓	巴西	智利	哥倫比亞	總和
固定權重	2	2	3	3	3	2	2	2	3	22
移動平均	1	2	0	2	2	1	1	1	1	11
加權移動平均	2	3	3	3	4	1	2	1	3	22
GARCH	2	3	0	1	1	1	1	1	1	11
CISS	1	3	2	3	1	3	1	1	3	18

Panel B 以利差變動率 [A] 為例

	中國	韓國	台灣	印度	印尼	菲律賓	巴西	智利	哥倫比亞	總和
固定權重	2	3	2	3	3	1	2	2	3	21
移動平均	2	0	0	2	2	1	2	0	3	12
加權移動平均	2	3	2	3	3	1	2	3	3	22
GARCH	1	0	0	0	2	1	1	0	1	6
CISS	1	0	0	2	1	0	1	1	2	8

Panel C 以利差變動率 [B] 為例

	中國	韓國	台灣	印度	印尼	菲律賓	巴西	智利	哥倫比亞	總和
固定權重	3	4	2	2	3	0	1	1	4	20
移動平均	1	2	0	2	2	1	1	1	1	11
加權移動平均	3	2	3	3	3	0	2	1	3	17
GARCH	3	3	3	2	3	2	2	2	3	23
CISS	0	0	0	0	0	0	1	0	2	3

註：表中統計數字為 EMP 六種衡量方法在各國危機事件發生期間突破門檻值的次數。

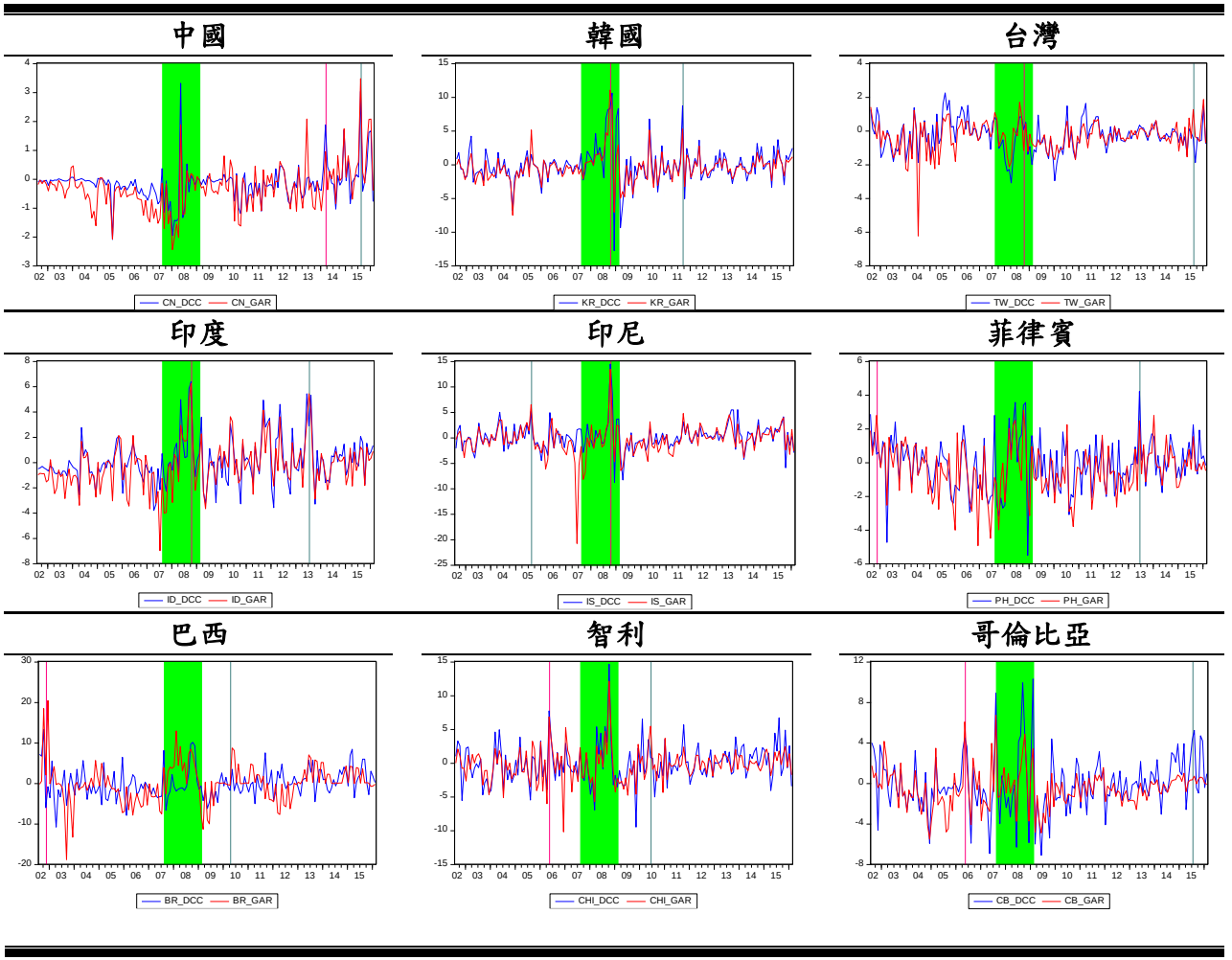


圖 10 DCC 模型與 GARCH 模型比較圖

註：紅色線為 GARCH 模式之走勢圖；藍色線為 DCC-GARCH 模式之走勢圖

第四節 外匯市場壓力組成成份之動態分析

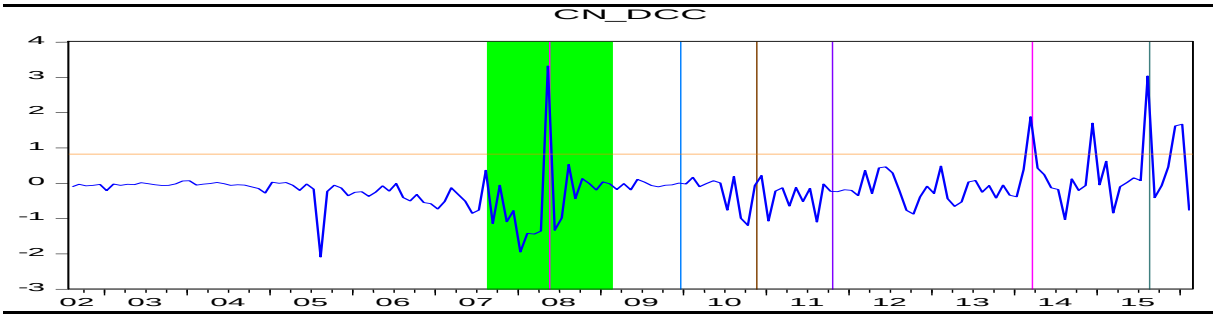
綜合前一節所述，可發現 DCC-GARCH 權重模式相較於 GARCH 權重模式，更能普遍性的解釋外匯市場壓力的變化,印證隨時間改變的條件變異數,能更妥適描述 EMP。因此本文利用各國之重大事件日檢視其利差變動率 ^{B} 組成及 DCC-GARCH 模式中，是否符合現實世界之情況，更以外匯市場壓力組成成份做交叉核對，其作法將組成成份分別以 50%與 70%，作為平均值與極端值。探討當事件日發生時，造成外匯市場壓力的因子為何，進一步證明利差變動率 ^{B} 組成及 DCC-GARCH 模式為最佳衡量外匯市場壓力之組合。

除了說明各國發生危機的事件日是否與現實世界吻合，並針對各區域間的外匯市場壓力釋放之調節方式做整合性的研究，探討是否更能普遍性的解釋外匯市場壓力存在區域特性。其實證結果發現，在東北亞國家較常以匯率及外匯儲備來調節外匯市場壓力；而相較於東北亞國家的東南亞國家,利率的使用比重上更加顯著;在中南美洲國家方面，則以匯率與利率做為該區域的釋放外匯市場壓力的方式。

在圖 11 中的 Panel A-2 中發現，以 70%的極端值觀察，在 2005 年前中國政府因控制貨幣供需，採固定匯率的貨幣政策，因此較常使用外匯儲備來釋放外匯市場壓力，但在 2005 年 7 月因中國開始實施有管理的浮動匯率制度，放任人民幣的升值，並大幅使用匯率調節外匯市場壓力。而在 2008 年 5 月因應金融海嘯危機，美國宣布降息，中國卻宣布升息，擴大利差的變動，在外匯市場壓力的組成成份中之利率使用的比重增加，進而促使 EMP 大幅提升。

在 2014 年 3 月中國一反常態，不再讓人民幣繼續升值，反而放手讓人民幣走貶，引發各國高度關注，主要是為了要遏止投機熱錢繼續流入，而在圖 11 中的 Panel A-2 中，亦可發現在當時外匯市場的組成成份之匯率的比重提高，符合實際狀況。在 2015 年 8 月中國經濟低迷導致資本大量外流，對人民幣構成龐大貶值壓力，人民銀行為抑制人民幣走弱，大量拋售美元以支撐人民幣匯率，顯示出人民銀行以外匯儲備的方式調節 EMP。

Panel A-1 中國以利差變動率 [B] 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel A-2 中國 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

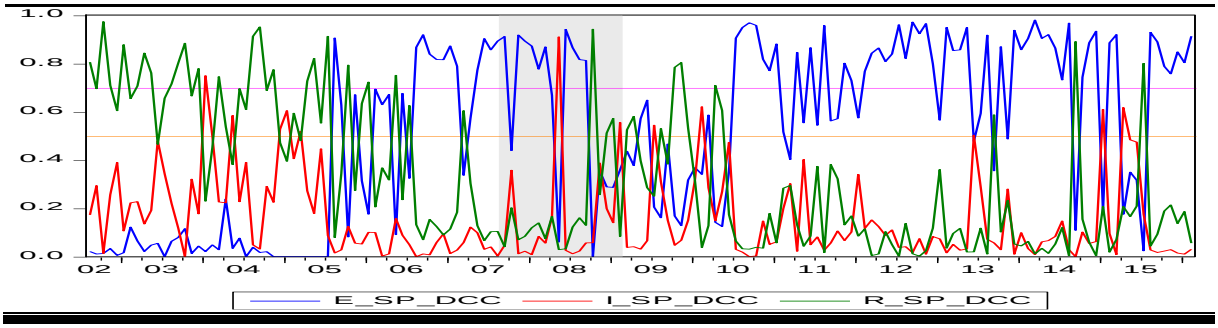


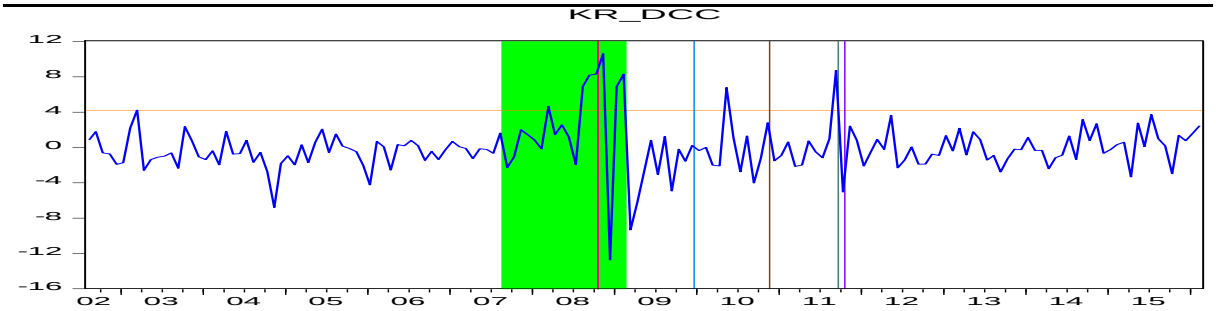
圖 11 東北亞國家 EMP 之比較圖

註 1 (Panel A-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 5 月之美國降息，中國宣布升息；粉紅色線為 2014 年 3 月之人民幣大幅貶值；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯存底大量流失。

註 2 (Panel A-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 11 中的 Panel B-2 中發現，以 70%的極端值觀察，韓國多以匯率及外匯儲備調節外匯市場壓力，比方說，在 2011 年 9 月因韓國外匯市場對外依賴度比較高，且外匯流動不太受到制約，匯市的一面倒現象十分嚴重，導致韓圜兌美元匯率一路貶值，其中主要原因為南韓的境外無本金交割遠期（NDF）市場比較發達，投機性交易十分活躍，加劇韓圜兌美元匯率波動。從外匯市場壓力組成成份中，亦可發現韓國在當時在使用匯率調節外匯市場壓力的比重為最高，符合實際情況。

Panel B-1 韓國以利差變動率 [B] 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel B-2 韓國 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

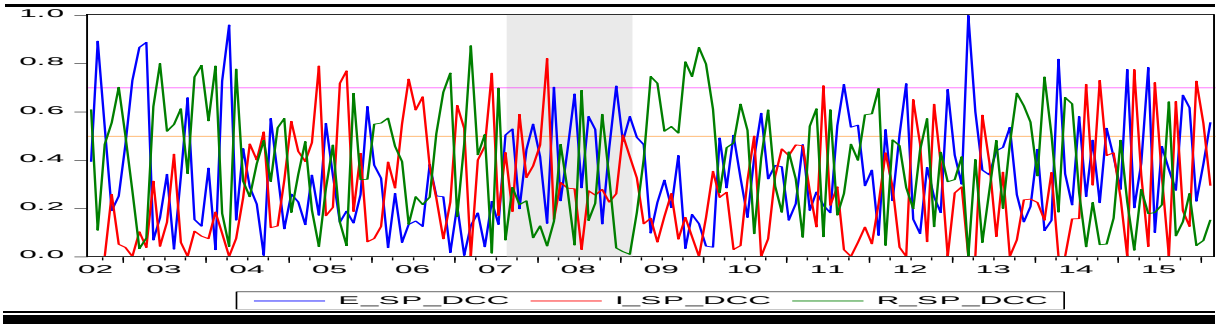


圖 11 東北亞國家 EMP 之比較圖

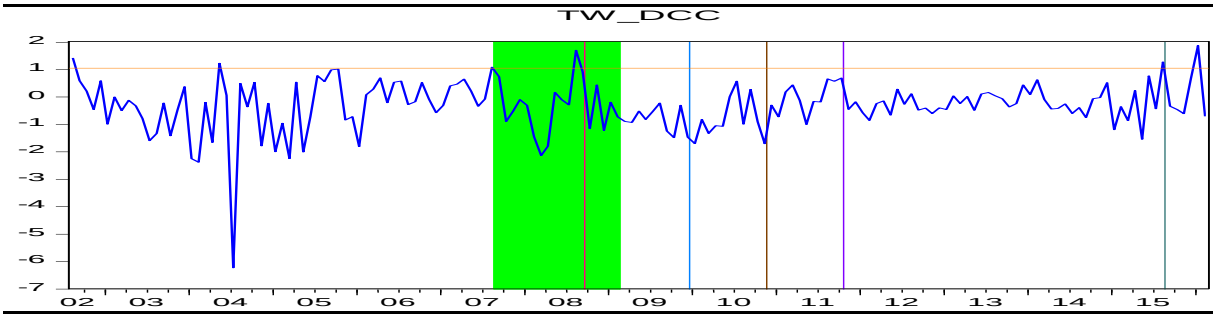
註 1 (Panel B-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 10 月之韓國央行調降利率；藍綠色線為 2011 年 9 月之韓圜貶值，外匯存底大量減少。

註 2 (Panel B-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 11 中的 Panel C-2 中發現，無論以 50%的平均值或 70%的極端值觀察，結果均指出台灣在面對外匯市場壓力時，較傾向使用匯率及外匯儲備交互調節 EMP。但值得一提的是在 2004 年 7 月時，可以發現 Panel C-1 在該時期的外匯市場壓力大幅下降，其原因為全球經濟好轉，美國宣布升息，對於台灣而言是相對的好消息，因此，促使 EMP 的降低。

綜合東北亞國家之外匯市場壓力組成成份的比較，觀察出此區域的釋放外匯市場壓力的方式，多著重於匯率及外匯儲備，其原因為東北亞的國家經濟大多倚賴進出口貿易，匯率的升貶值將與一國對外貿易有顯著的影響。因此，在這三個國家中，面對經濟危機時，採取放任匯率升貶及外匯儲備的流失，來因應危機所帶來的金融衝擊。

Panel C-1 台灣以利差變動率 B 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel C-2 台灣 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

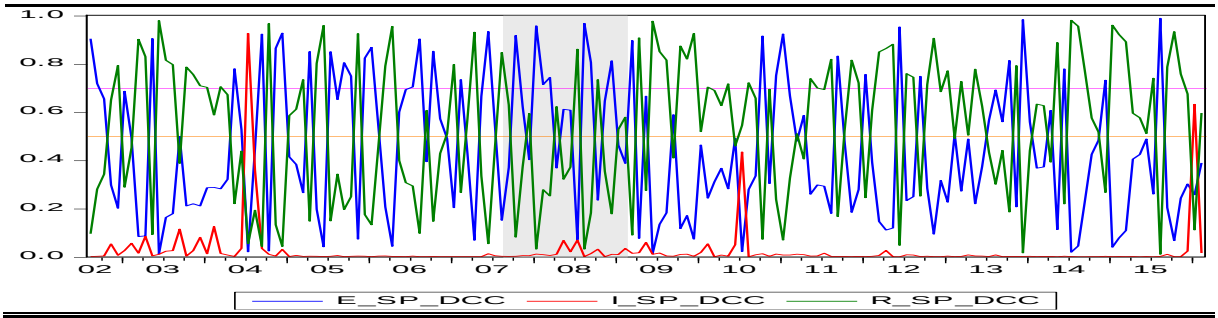


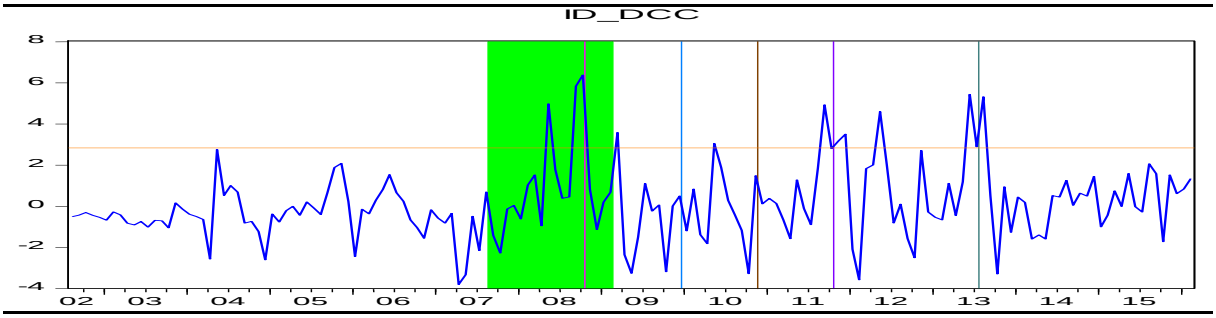
圖 11 東北亞國家 EMP 之比較圖

註 1 (Panel C-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之台灣央行降息；藍綠色線為 2015 年 8 月之中國外匯儲備減少，衝擊台灣市場。

註 2 (Panel C-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 12 中的 Panel A-2 中發現，以 70%的極端值觀察，印度在面對外匯市場壓力時，傾向使用匯率及外匯儲備的方式調節，但在 2013 年 7 月時，因 Fed 釋放出將縮減 QE 的訊號，即引發新興經濟體匯率走貶，印度盧比貶值 5.8%，在 QE 進行減碼下，導致熱錢流出，使得匯率大幅貶值。然而，匯率對各國經濟意義重大，為防範熱錢，各國央行紛紛祭出因應對策。印度央行將銀行利率上調了 200 個基點至 10.25%，並且加緊了銀行日常儲備的要求，銀行間隔夜拆借利率暴漲超過 300 個基點至 10.3%。由此可以發現，在外匯市場壓力組成成份中，印度在該時期使用利率調節外匯市場壓力的比重為最高，符合實際情況。

Panel A-1 印度以利差變動率 [B] 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel A-2 印度 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

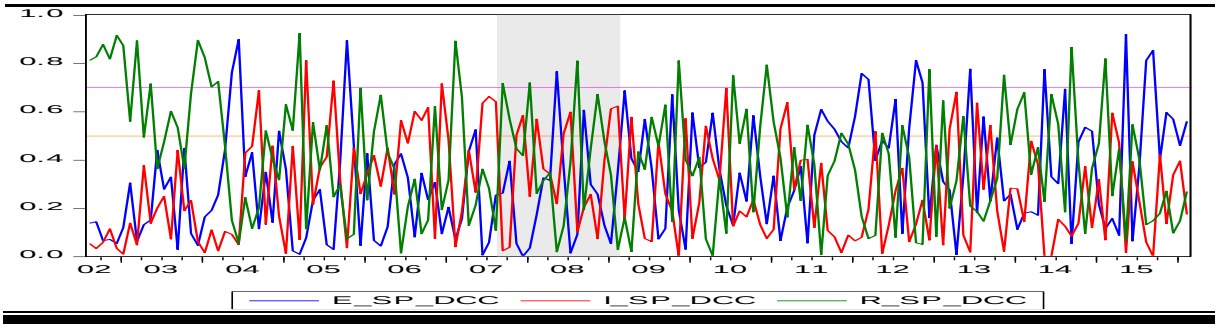


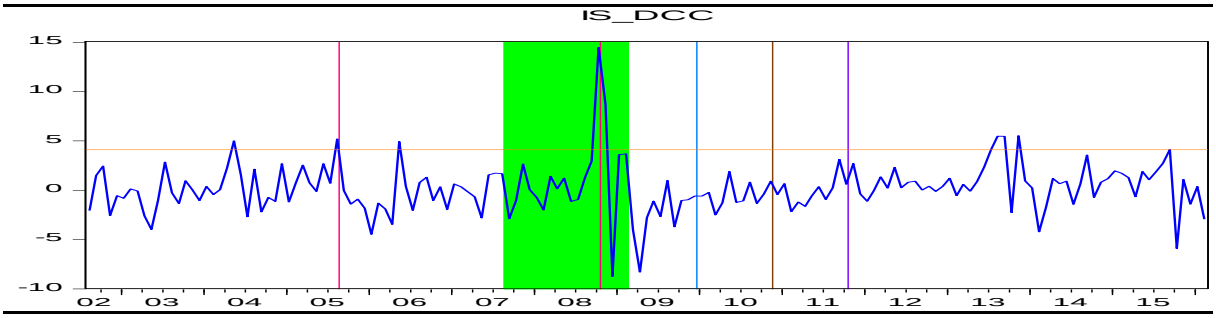
圖 12 東南亞國家 EMP 之比較圖

註 1 (Panel A-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；紅色線為 2008 年 9 月之印度央行降息；藍綠色線為 2013 年 7 月之印度央行升息，抑制貶值。

註 2 (Panel A-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 12 中的 Panel B-2 中發現，無論是以 50%的平均值或以 70%的極端值觀察，印尼在面對外匯市場壓力時，三種組成成份均會使用，並無法準確的推論印尼較傾向何種組成成份。但從本文所提出的印尼發生危機的事件日發現，因 2008 年金融危機的爆發，促使印尼盾貶值，為穩定匯率，印尼央行使用外匯存底救貶值，自 2008 年 7 月以來外匯存底持續下降，其外匯儲備從 605 億美元下滑至 10 月份的 510 億美元，四個月來減少近百億美元。由此可以發現，在外匯市場壓力組成成份中，印尼在該時期使用外匯儲備調節外匯市場壓力的比重為最高，符合實際情況。

Panel B-1 印尼以利差變動率 B 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel B-2 印尼 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

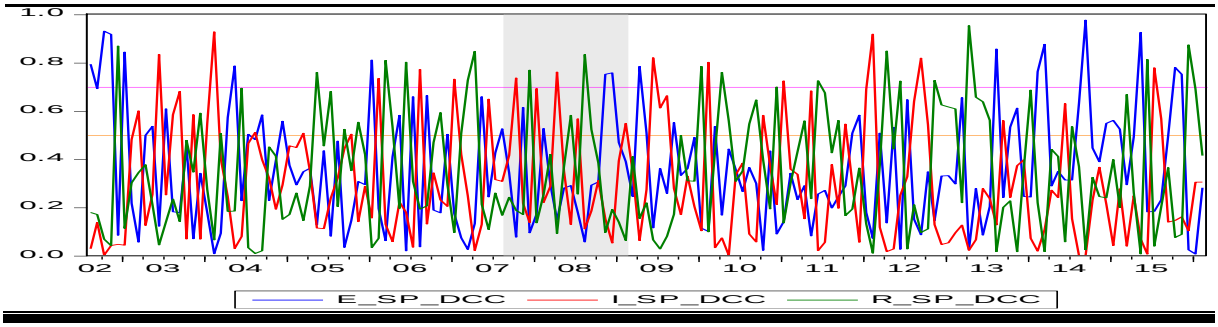


圖 12 東南亞國家 EMP 之比較圖

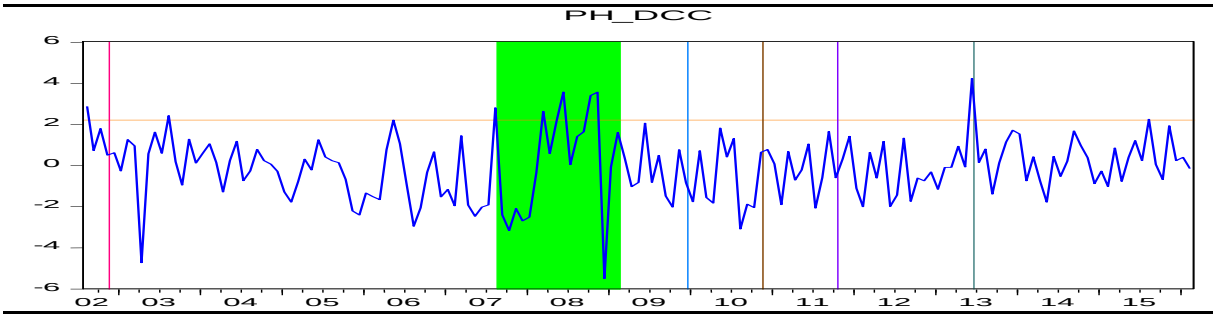
註 1 (Panel B-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2005 年 8 月之印尼盾大貶，加上石油價格的上漲，其央行升息；紅色線為 2008 年 10 月之印尼盾貶值，使用外匯儲備穩定匯率。

註 2 (Panel B-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 12 中的 Panel C-2 中發現，以 70%的極端值觀察，菲律賓在面對外匯市場壓力時，傾向使用匯率及外匯儲備的方式調節，但在 2002 年 11 月，因 Fed 將聯邦基金利率和貼現率各下調了 0.5 個百分點，從 1.75%降到 1.25%，創下了美國歷史上 41 年來的新低，這是繼 Fed 2001 年連續 11 次降息後的又一次重大舉措，加重菲律賓的外匯市場壓力，亦顯示出在該時期，利率的變動影響著外匯市場壓力的關鍵。

綜合東南亞國家之外匯市場壓力組成成份的比較，觀察出此區域透過不同方式調節 EMP，值得一提的是相較於東北亞國家而言，東南亞國家更頻繁使用利率調節 EMP 之措施，其原因為東南亞的國家存在些微通貨膨脹的問題，導致當地貨幣的貶值，因此，須仰仗利率的調整，緩衝外匯市場壓力的衝擊。

Panel C-1 菲律賓以利差變動率 [B] 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel C-2 菲律賓 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

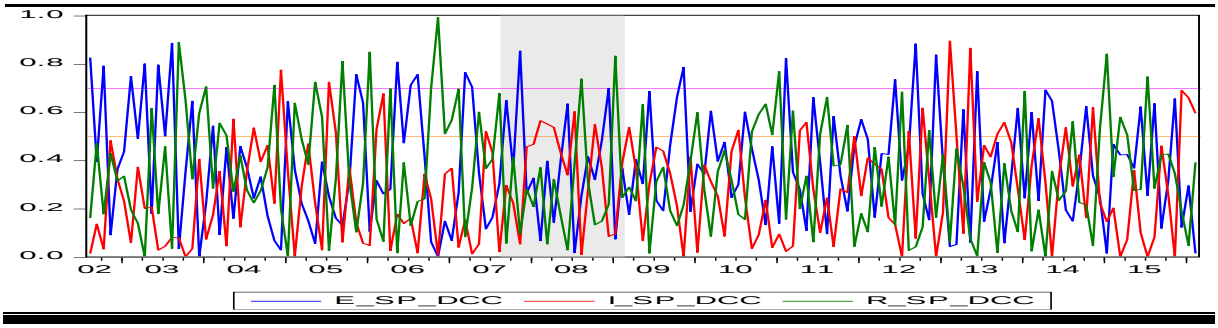


圖 12 東南亞國家 EMP 之比較圖

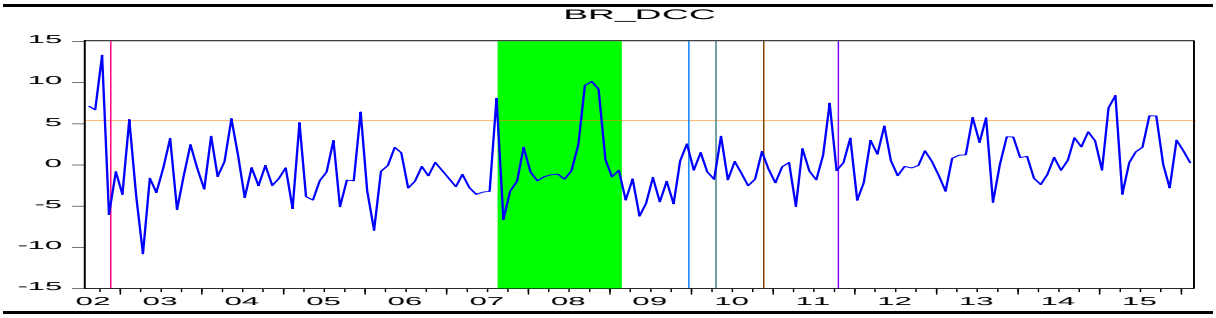
註 1 (Panel C-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之美國降息；藍綠色線為 2013 年 6 月之美國釋放縮減 QE 的訊號，外資撤出菲律賓。

註 2 (Panel C-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 13 中的 Panel A-2 中發現，以 70%的極端值觀察，巴西在面對外匯市場壓力時，傾向使用匯率及利率變動的方式調節，舉例來說，2002 年由於總統大選政局不穩，導致雷亞爾大幅度貶值，使得通膨率再度出現較大壓力達到 12.5%的高峰，在此情況下央行宣布提高利率，將基準利率從年息 18%提高到 21%，減輕因美元匯率不斷上漲帶來的通膨壓力。由圖中可以發現在 2002 年 11 月的匯率使用上的比重明顯增加，符合本文預期。

從另一方面觀察， 2010 年 4 月巴西因經濟復甦腳步加快，刺激國內需求，使得通膨率持續攀升，為抑制通膨，央行於 4 月 28 日宣佈調升基準利率 3 碼，為 19 個月來首度升息，也是拉美地區率先升息的國家。由此可以發現，在外匯市場壓力組成成份中，巴西在該時期使用外匯儲備調節外匯市場壓力的比重為最高，符合實際情況。

Panel A-1 巴西以利差變動率 [B] 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel A-2 巴西 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

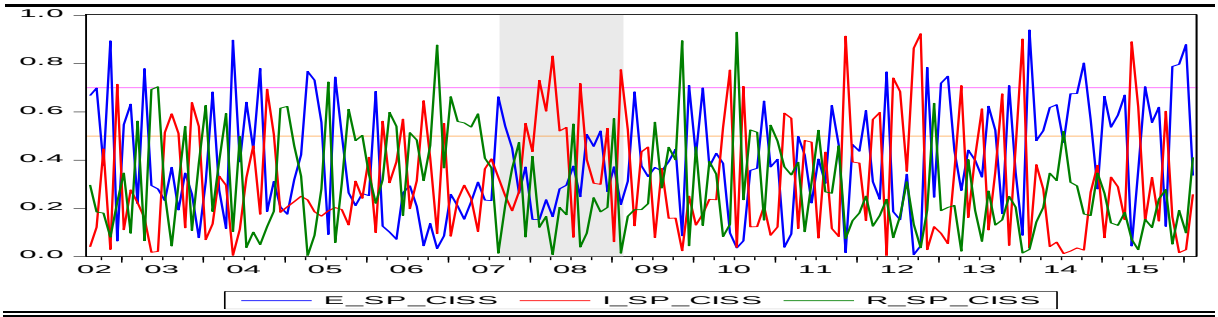


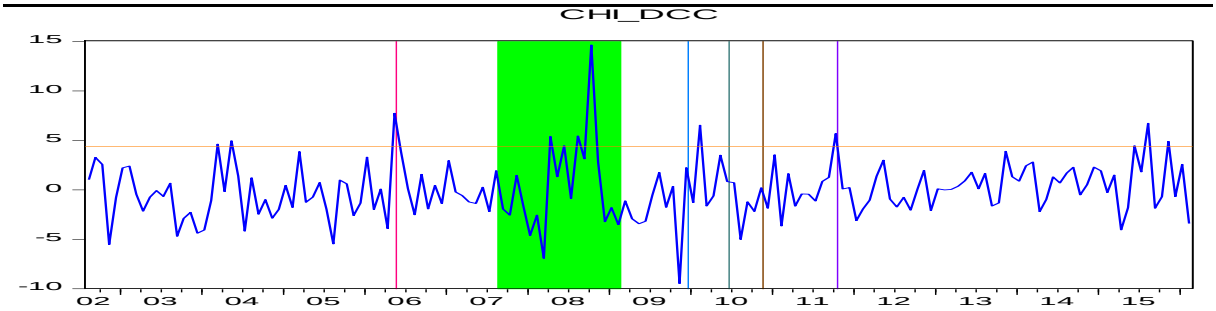
圖 13 中南美洲國家 EMP 之比較圖

註 1 (Panel A-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2002 年 11 月之巴西央行因通膨而升息；藍綠色線為 2010 年 4 月之巴西 19 個月來首度升息。

註 2 (Panel A-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 13 中的 Panel B-2 中發現，以 50%的平均值觀察，智利以匯率及利率的變動的方式釋放外匯市場壓力，若以 70%的極端值觀察，明顯發現智利在面對外匯市場壓力時，傾向使用匯率的方式調節，但值得一提的是在 2010 年 6 月，智利經濟復甦，央行為控制經濟增長造成的國內市場通貨膨脹，決定做出兩年來首度升息的決定，其升息幅度為 50 基點至 1%，升幅超過國際的預期，顯示出智利雖大部分是以匯率作調節，但在特殊危機下，智利會使用利率的變動來緩解外匯市場壓力。

Panel B-1 智利以利差變動率 [B] 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel B-2 智利 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

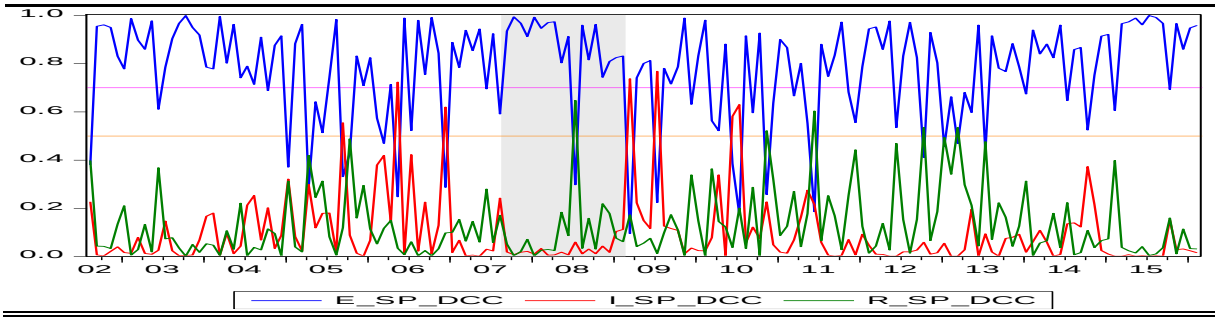


圖 13 中南美洲國家 EMP 之比較圖

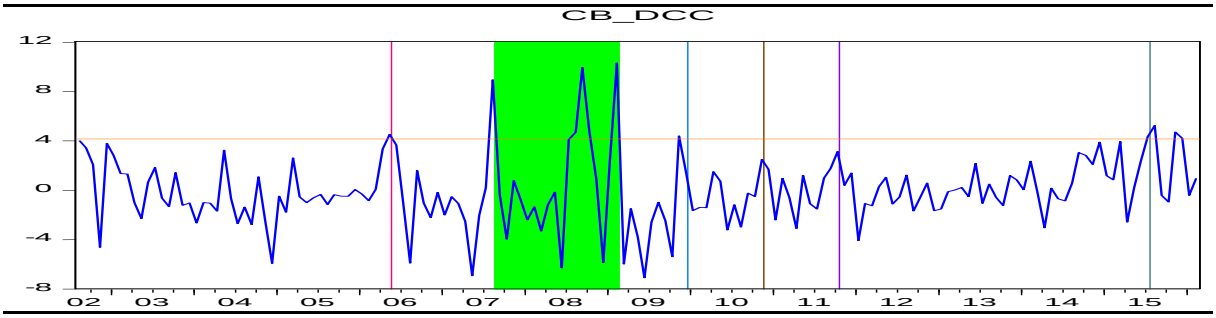
註 1 (Panel B-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之智利央行升息；藍綠色線為 2010 年 6 月之智利央行升息。

註 2 (Panel B-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

在圖 13 中的 Panel C-2 中發現，以 70%的極端值觀察，哥倫比亞面對外匯市場壓力時，三種組成成份均會使用，並無法準確的推論哥倫比亞較傾向何種組成成份。但從本文所提出的哥倫比亞發生危機的事件日發現，在 2015 年 7 月哥倫比亞面臨近十年最大幅度貶值，2700 比索兌 1 美元，在過去 3 個月披索相對美元已貶值 25%。由圖中發現，在外匯市場壓力組成成份中，哥倫比亞在該時期使用匯率調節外匯市場壓力的比重為最高，符合實際情況。

綜合中南美洲國家之外匯市場壓力組成成份的比較，觀察出此區域較常以匯率及利率變動的方式調節 EMP，其原因為中南美洲的國家通常通貨存在膨脹的問題，導致當地貨幣的貶值，因此，須仰仗利率的調整，緩衝外匯市場壓力的衝擊。

Panel C-1 哥倫比亞以利差變動率 B 組成及 DCC-GARCH 模式之外匯市場壓力走勢圖



Panel C-2 哥倫比亞 EMP 隨時間改變之三成份走勢圖

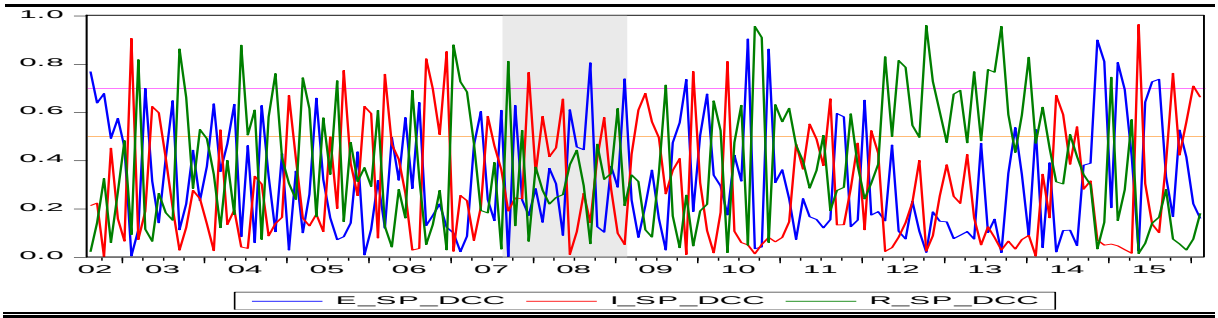


圖 13 中南美洲國家 EMP 之比較圖

註 1 (Panel C-1)：橘色線為 1.5 倍門檻值；綠色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線為 2009 年 12 月之希臘降評；咖啡色線為 2010 年 11 月之愛爾蘭、葡萄牙、西班牙傳出債信危機；紫色線為 2011 年 10 月之歐債危機開始向全球銀行體系擴散；粉紅色線為 2006 年 5 月之哥倫比亞央行升息；藍綠色線為 2015 年 7 月之哥倫比亞面臨近十年貶值壓力。

註 2 (Panel C-2)：橘色線為三成份比重之 50%作為平均值；粉紅色線為三成份比重之 70%作為極端值；灰色區域為 2007 年 8 月至 2009 年 2 月之金融危機；藍色線代表匯率變化比重走勢圖；紅色線代表利率變化比重走勢圖；綠色線代表外匯儲備變化比重走勢圖。

第五節 總體經濟變數對外匯市場的影響

外匯市場壓力由匯率、外匯儲備以及利率組成，總體經濟變數會影響其三個組成份子，進而造成外匯市場壓力波動。因此，本文從資本流動、通貨膨脹、貿易、景氣循環及債務等經濟層面，探討總體經濟變數對外匯市場壓力之衝擊。其外匯市場壓力組成，則以利差變動率 ^{B} 的 DCC 模型計算方式，作為因變數；股價、消費者物價指數、經常帳、工業生產指數、商品期貨指數以及政府債務，作為自變數。

表 13 為東北亞外匯市場壓力方程式之參數估計，結果發現股價對中國、韓國與台灣之 EMP，至少在 5%水準下呈現負向顯著估計，說明股價下跌導致外匯市場壓力的增加。此外，發現台灣經常帳對於外匯市場壓力在 1%呈現負向關係，表明台灣經常帳盈餘增加能有效的降低外匯市場壓力；探究其原因，台灣以出口為主的經濟型態，進出口貿易對台灣景氣有其重要性，驗證本文發現台灣經常帳對外匯市場壓力扮演的顯著角色，顯示台灣政策上對於經常帳變化上需加以關注，以避免外匯市場壓力的增加。相較而言，中國與韓國的外匯市場壓力則未受明顯受國內總體經濟的太多影響。

表 14 為東南亞外匯市場壓力方程式之參數估計，結果發現股價對印度、印尼與菲律賓之 EMP，至少在 5%水準下呈現負向顯著估計，說明股價下跌將導致東南亞之外匯市場壓力增加。此外，發現影響 EMP 之顯著因子隨不同國家而有所差異: 首先，印度方面，工業生產指數對於 EMP 在 95%的信心水準，呈現顯著負向估計，說明印度景氣狀態對於外匯市場壓力的顯著影響；關於印尼部分，經常帳對 EMP 在 95%呈現顯著負相關，隱含印尼經常帳減少將會導致外匯市場壓力提升；最後菲律賓部分，發現通膨與外匯市場壓力在 5%水準成正比，說明菲律賓可能因通貨膨脹導致匯率貶值，造成外匯市場壓力增長。

表 15 中南美洲外匯市場壓力參數估計，該區域多以原物料出口為主，對於國際商品價格的波動敏感，且易受到美元走勢的影響;加上中南美洲國家央行為抵抗通貨膨脹，多採用升息政策，卻引入大量熱錢，熱錢流入國家之後，通貨膨脹更嚴重，導致通膨問題不斷延燒。實證結果顯示，巴西、智利、哥倫比亞的股價對於 EMP 在 95%水準下呈現負向顯著估計，說明股價下跌將導致外匯市場壓力增加。此外，發現影響 EMP 之顯著因子隨不同國家而有所差異: 首先，巴西方面，經常帳對於 EMP 在 95%的信心水準，

呈現顯著負向估計,說明進出口貿易對於巴西外匯市場壓力的顯著影響。關於智利部分,商品期貨指數對 EMP 在 5%呈現顯著負相關,隱含原物料價格下跌將會導致智利的外匯市場壓力提升;此外,消費者物價指數對於 EMP 在 5%顯著水準,則呈現正向顯著關係,顯示通貨膨脹對於智利 EMP 的顯著影響;再者,經常帳對於 EMP 在 10%水準呈現顯著估計,說明經常帳對於 EMP 的影響力。最後,哥倫比亞部分,發現通膨對外匯市場壓力在 5%水準呈現正向顯著影響,說明哥倫比亞因通貨膨脹導致匯率貶值,造成外匯市場壓力增長。綜合上述,顯示中南美洲各國多以貿易維持國內經濟,仰賴國際商品價格,經常帳為該區域外匯市場穩定的重要基石,通貨膨脹亦為該區域外匯市場壓力的重要顯著因素。

整體而言,東北亞國家之外匯市場壓力較不受總體經濟變數的直接影響,僅受股價和經常帳的影響;東南亞國家之外匯市場壓力則因個別國家而有所差異,分別受股價指數、工業生產指數、經常帳和消費者物價指數的影響;中南美洲國家之 EMP 則容易受到總體經濟變化的影響,包括股價、消費者物價指數、經常帳和 CRB 商品期貨指數等影響。其中,研究發現股價指數對三個區域不同國家之 EMP 皆具顯著影響,說明在全球資本快速移動下,資本市場已為影響國內外匯市場的重要決定因素。

表 13 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響,以東北亞國家為例

	變數	參數	中國	韓國	台灣
常數項	*C*	α_0	**-0.1975****	0.4786	**-0.2442*****
			(0.0812)	(0.3591)	(0.0647)
股價	*SP*	φ_{u_1}	**-0.0163****	**-0.1736*****	**-0.0317****
			(0.0081)	(0.0597)	(0.0137)
消費者物價指數	*CPI*	ϕ_{u_2}	0.0844	-0.0640	0.0782
			(0.1964)	(0.8767)	(0.0878)
經常帳	*CA*	θ_{u_3}	0.0001	0.0008	**-0.0006*****
			(0.0002)	(0.0009)	(0.0002)
工業生產指數	*IIP*	η_{u_4}	0.0002	-1.2797	-0.0098
			(0.0453)	(0.9024)	(0.0078)
商品期貨指數	*CRB*	ξ_{u_5}	-0.0209	0.0399	-0.0169
			(0.0142)	(0.0516)	(0.0133)
政府債務	*GD*	υ_{u_6}	0.0209	-0.1247	-0.0460
			(0.0174)	(0.0815)	(0.0279)

註：*、**、***分別代表在 90%、95%、99%信心水準下顯著；( )為標準差

表 14 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響，以東南亞國家為例

	變數	參數	印度	印尼	菲律賓
常數項	*C*	α_0	**0.3861****	**0.7689*****	-0.2758
			(0.1711)	(0.2472)	(0.2013)
股價	*SP*	φ_{u_1}	**-0.1365*****	**-0.2895*****	**-0.1056*****
			(0.0228)	(0.0286)	(0.0250)
消費者物價指數	*CPI*	ϕ_{u_2}	-0.1097	-0.4384	**0.8525****
			(0.0941)	(0.3385)	(0.4151)
經常帳	*CA*	θ_{u_3}	0.0023	**-0.0001****	-0.0004
			(0.0052)	(0.0001)	(0.0005)
工業生產指數	*IIP*	η_{u_4}	**-0.0749****	0.0300	0.0242
			(0.0293)	(0.0535)	(0.0194)
商品期貨指數	*CRB*	ξ_{u_5}	0.0189	-0.0539	-0.0048
			(0.0321)	(0.0353)	(0.0289)
政府債務	*GD*	υ_{u_6}	0.0379	-0.0081	-0.0767
			(0.0518)	(0.0079)	(0.0656)

註：*、**、***分別代表在 90%、95%、99%信心水準下顯著；( )為標準差

表 15 總體經濟變數對外匯市場壓力之影響，以中南美洲國家為例

	變數	參數	巴西	智利	哥倫比亞
常數項	*C*	α_0	**-1.0107***	**-0.1482**	**-0.6595***
			(0.5809)	(0.3408)	(0.3878)
股價	*SP*	φ_{u_1}	**-0.2162*****	**-0.1428*****	**-0.1241****
			(0.0437)	(0.0482)	(0.0520)
消費者物價指數	*CPI*	ϕ_{u_2}	**2.7265****	**1.3099****	**1.8774****
			(1.0845)	(0.6436)	(0.8390)
經常帳	*CA*	θ_{u_3}	**-0.0019****	**-0.0023***	0.0001
			(0.0009)	(0.0012)	(0.0003)
工業生產指數	*IIP*	η_{u_4}	0.0165	-0.0273	0.0406
			(0.0413)	(0.0429)	(0.0475)
商品期貨指數	*CRB*	ξ_{u_5}	0.0377	**0.1395*****	-0.0510
			(0.0506)	(0.0514)	(0.0524)
政府債務	*GD*	υ_{u_6}	-0.0794	0.0633	0.0440
			(0.0557)	(0.0586)	(0.0545)

註：*、**、***分別代表在 90%、95%、99%信心水準下顯著；( )為標準差

伍、結論

本文針對三個區域市場經濟體，包括東北亞 (中國、韓國、台灣)；東南亞 (印度、印尼、菲律賓)和中南美洲 (巴西、智利、哥倫比亞) 等新興市場國家完整評估外匯市場壓力 (EMP) 之衡量，再以最妥適之衡量方式，探討總體經濟變數是否影響外匯市場壓力。首先，以不同利率組成方式： (1) 利差水平 (2) 利差變動率 ^{A}（相對美元之變動） (3) 利差變動率 ^{B}（相對前後期之變動），以及不同權重設計：(1) 固定權重模式 (2) 移動平均權重模式 (3) 加權移動平均權重模式 (4) CISS 權重模式 (5) GARCH 模型權重模式 (6) DCC-GARCH 模型權重模式，歸納出最適宜的外匯市場壓力衡量方式，並研究不同國家面對壓力時的調節方式，觀察是否產生結構性的變化。接著以該區域最妥適的外匯市場壓力與總體經濟變數進行線性迴歸，探討何種經濟變數能影響外匯市場壓力之變動。

實證結果發現，以 1.5 倍標準差作為全球性及個別國家危機事件之門檻值，再以外匯市場壓力組成份子之變化量，評斷是否符合危機事件的發生，其多數國家以利差變動率 ^{B}（相對前後期之變動）與實際發生的危機事件較一致。且綜合前述九個不同國家分析，發現外匯市場壓力的組成方式採用前後期利率差的條件下，GARCH 權重模式較能普遍性的解釋外匯市場壓力的變化，印證隨時間改變的條件變異數，能更妥適描述 EMP 的動態。

前述單變量 GARCH 模式雖較能描述 EMP 的變化，但考量組成元素，包括匯率、外匯儲備及利率差，三者間可能存在彼此相關，若忽略上述內生性問題，可能得到偏誤的估計。因此本文進一步透過三變量 GARCH 模型與單變量 GARCH 模型做權重設計的比較，研究三變量 GARCH 模型是否比單變量 GARCH 模型提供更好之 EMP 描述，此為文獻上的首度嘗試，亦為本文相對文獻之貢獻。其實證結果發現，GARCH 模型及 DCC 模型對於全球性或各國的事件，均能適時的反應 EMP 的提升，其中更以 DCC 模型的計算方式更為顯著反應，尤其在描述各國的個別事件時，相較於 GARCH 模式，DCC 模式對於事件的發生更為敏感，即時反應外匯市場壓力的趨勢。因此，後續以 DCC 模式提供之 EMP 為分析依據，探討其總體經濟變數是否影響外匯市場壓力之變動。

本文重點之一，觀察各區域經濟體影 EMP 之顯著因子。首先，東北亞外匯市場壓

力估計，結果發現股價對中國、韓國與台灣之 EMP，呈現顯著估計，說明股價下跌導致外匯市場壓力的增加。此外，發現台灣經常帳對於外匯市場壓力呈現顯著負向關係，顯示台灣經常帳對外匯市場壓力扮演的顯著角色，說明台灣政策上對於經常帳變化需加以關注。相較而言，中國與韓國的外匯市場壓力則未受明顯受國內總體經濟的太多直接影響。

接者，以東南亞總體經濟對外匯市場壓力影響，結果發現股價對印度、印尼與菲律賓之 EMP，至少在 5%水準下呈現負向顯著估計，說明股價下跌將導致東南亞之外匯市場壓力增加。此外，發現影響 EMP 之顯著因子隨不同國家而有所差異，其中印度受工業生產指數影響，印尼受經常帳影響，和菲律賓受通貨膨脹影響。

再者，中南美洲外匯市場壓力參數估計，該區域多以原物料出口為主，對於國際商品價格的波動敏感，加上中南美洲國家央行為抵抗通貨膨脹，多採用升息政策，卻引入大量熱錢，熱錢流入國家之後，通貨膨脹更嚴重，導致通膨問題不斷延燒。本文證實發現中南美洲 EMP 容易受到總體經濟變數的影響，包括通貨膨脹、經常帳、商品期貨指數等為影響中南美洲 EMP 之顯著因子。此外，股價對於該區域之 EMP 亦呈現顯著估計，說明股價下跌將明顯導致外匯市場壓力增加。

陸、 參考文獻

1. 王嘉晨.(2014).人民幣外匯市場壓力及其釋放機制研究. *山東行政學院學報, 6*, 015.
2. 黃萬陽, &王維國.(2006).不確定性與人民幣匯率錯位測度及矯正. *管理科學與統計決策, 3*(2), 55-67.
3. 朱傑. (2003).中國外匯市場壓力和中央銀行的干預程度: 一個經驗分析. *世界經濟, 6*, 14-23.
4. 周冰. (2012).中國利率市場化改革的模式和順序. *金融論壇, 2*, 49-57.
5. Aizenman, J., & Hutchison, M. M. (2012). Exchange market pressure and absorption by international reserves: Emerging markets and fear of reserve loss during the 2008–2009 crisis. *Journal of International Money and Finance*, *31*(5), 1076-1091.
6. Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 584-596.
7. Bertoli, S., Gallo, G. M., & Ricchiuti, G. (2010). Exchange market pressure: some caveats in empirical applications. *Applied Economics*, *42*(19), 2435-2448.
8. Caldarelli, R., S. A. Elekdag and S. Lall (2011): "Financial Stress and Economic Contractions", *Journalof Financial Stability, Vol. 7*, pp. 78-97.
9. Cashin, P., & McDermott, C. J. (2002). The long-run behavior of commodity prices: small trends and big variability. *IMF staff Papers*, *49*(2), 175-199.
10. Connolly, M., & Da Silveira, J. D. (1979). Exchange market pressure in postwar Brazil: An application of the Girton-Roper monetary model. *The American Economic Review*, *69*(3), 448-454.
11. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, *74*(366a), 427-431.
12. Eichengreen, B., A. K. Rose, and C. Wyplosz. (1996), Contagious Currency Crises: First Tests, *Scandinavian Journal of Economics*, 98:4, 463-484.
13. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
14. Feldkircher, M., Horvath, R., & Rusnak, M. (2014). Exchange market pressures during the financial crisis: A Bayesian model averaging evidence. *Journal of International Money and Finance*, *40*, 21-41.

15. Fiador, Vera Ogeh, and Nicholas Biekpe. "Monetary policy and exchange market pressure–evidence from sub-Saharan Africa." *Applied Economics* 47.37 (2015): 3921-3937.
16. García, C., & Malet, N. (2007). Exchange market pressure, monetary policy, and economic growth: Argentina, 1993–2004. *The Developing Economies*,*45*(3), 253-282.
17. Goldfajn, M. I., & Baig, M. T. (1998). *Financial market contagion in the Asian crisis*. International Monetary Fund.
18. Gochoco-Bautista, M. S., & Bautista, C. C. (2005). Monetary policy and exchange market pressure: The case of the Philippines. *Journal of Macroeconomics*, *27*(1), 153-168.
19. Girton, L., & Roper, D. (1977). A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience. *The American economic review*, 537-548.
20. Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics.*Journal of econometrics*, *2*(2), 111-120.
21. Hegerty, S. W. (2010). Exchange-market pressure and currency crises in Latin America: Empirical tests of their macroeconomic determinants. *Economics Bulletin*, *30*(3), 2210-2219.
22. Hollo, D., Kremer, M., & Lo Duca, M. (2012). CISS-a composite indicator of systemic stress in the financial system.
23. Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. *American economic review*, 473-500.
24. Khan, R. E. A., & Nawaz, M. A. (2010). Economic determinants of Foreign direct investment in Pakistan. *Journal of Economics*, *1*(2), 99-104.
25. Kim, J., & Moin, P. (1985). Application of a fractional-step method to incompressible Navier-Stokes equations. *Journal of computational physics*,*59*(2), 308-323.
26. Mandilaras, A., & Bird, G. (2008). Foreign exchange pressures in Latin America: does debt matter?. *Journal of International Development*, *20*(5), 613-627.
27. Moore, T., & Wang, P. (2014). Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets.*International Review of Economics & Finance*, *29*, 1-11.
28. Roper, D. E., & Turnovsky, S. J. (1980). Optimal exchange market intervention in a simple stochastic macro model. *Canadian Journal of Economics*, 296-309.
29. Rosenberg, M. R. (Ed.). (1996). *Currency forecasting: a guide to fundamental and*

technical models of exchange rate determination. Irwin Professional Pub.

30. Stavarek, D. (2005). Stock prices and exchange rates in the EU and the United States: evidence on their mutual interactions. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, *55*(3-4), 141-161.
31. Stavarek, D. (2008). Exchange market pressure in central European countries from the Eurozone membership perspective. *South East European Journal of Economics and Business*, *3*(2), 7-18.
32. Stavarek, D. (2010). Exchange market pressure and de facto exchange rate regime in the euro-candidates. *Romanian Journal of Economic Forecasting*,*13*(2), 119-139.
33. Tanner, E. (2002). Exchange market pressure, currency crises, and monetary policy: additional evidence from emerging markets.
34. Thornton, J. (1995). Exchange market pressure in Costa Rica, 1986–92: an application of the Girton-Roper model. *International Economic Journal*, *9*(1), 67-72.
35. Weymark, D. N. (1995). Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada. *Journal of International Economics*, *39*(3), 273-295.
36. Weymark, D. N. (1997). Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy. *Journal of International Money and Finance*, *16*(1), 55-79.
37. Weymark, D. N. (1998). A general approach to measuring exchange market pressure. *Oxford Economic Papers*, *50*(1), 106-121.

附錄

Panel A 以利差水平組成方式

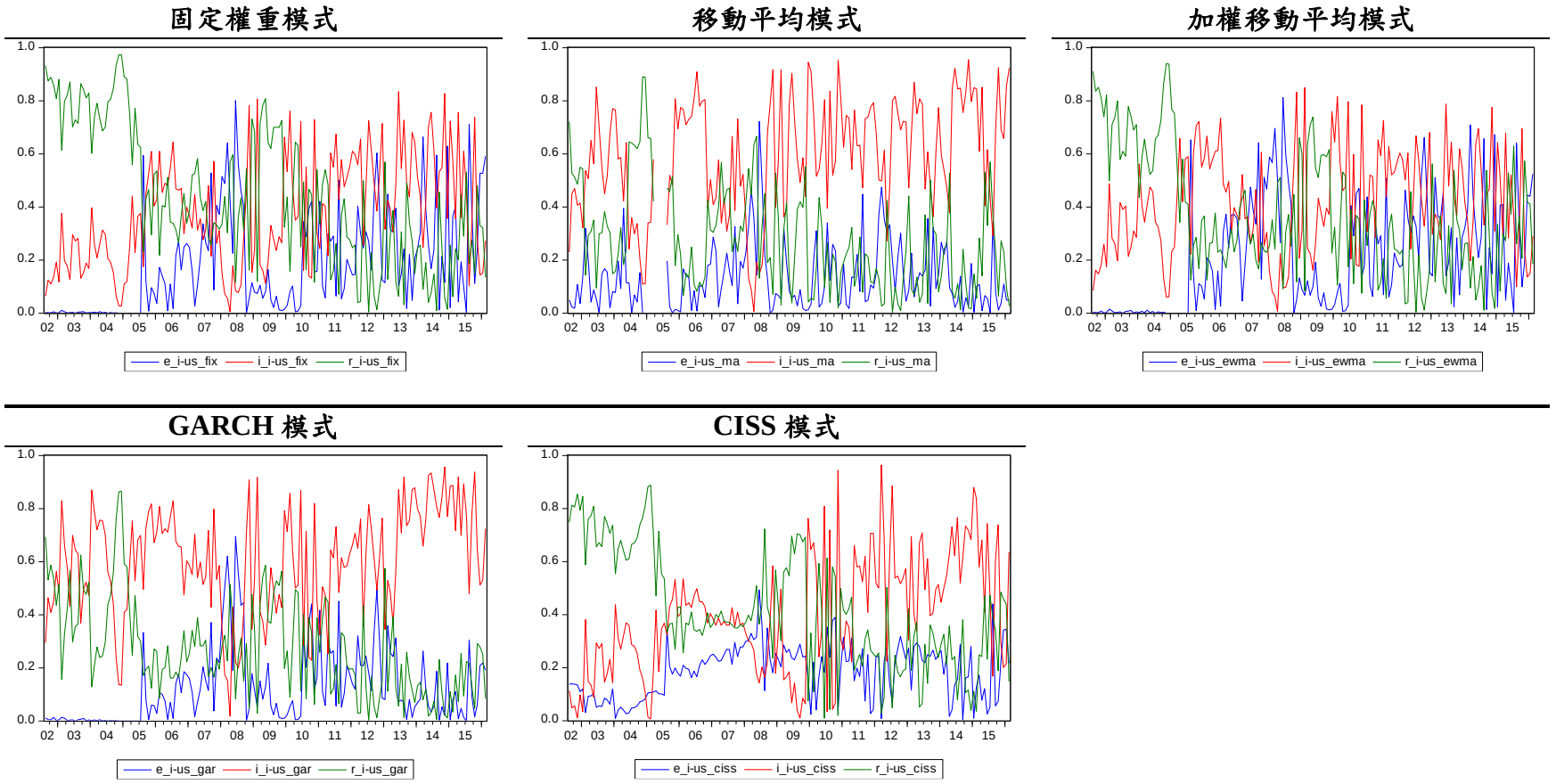


圖 14 中國外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

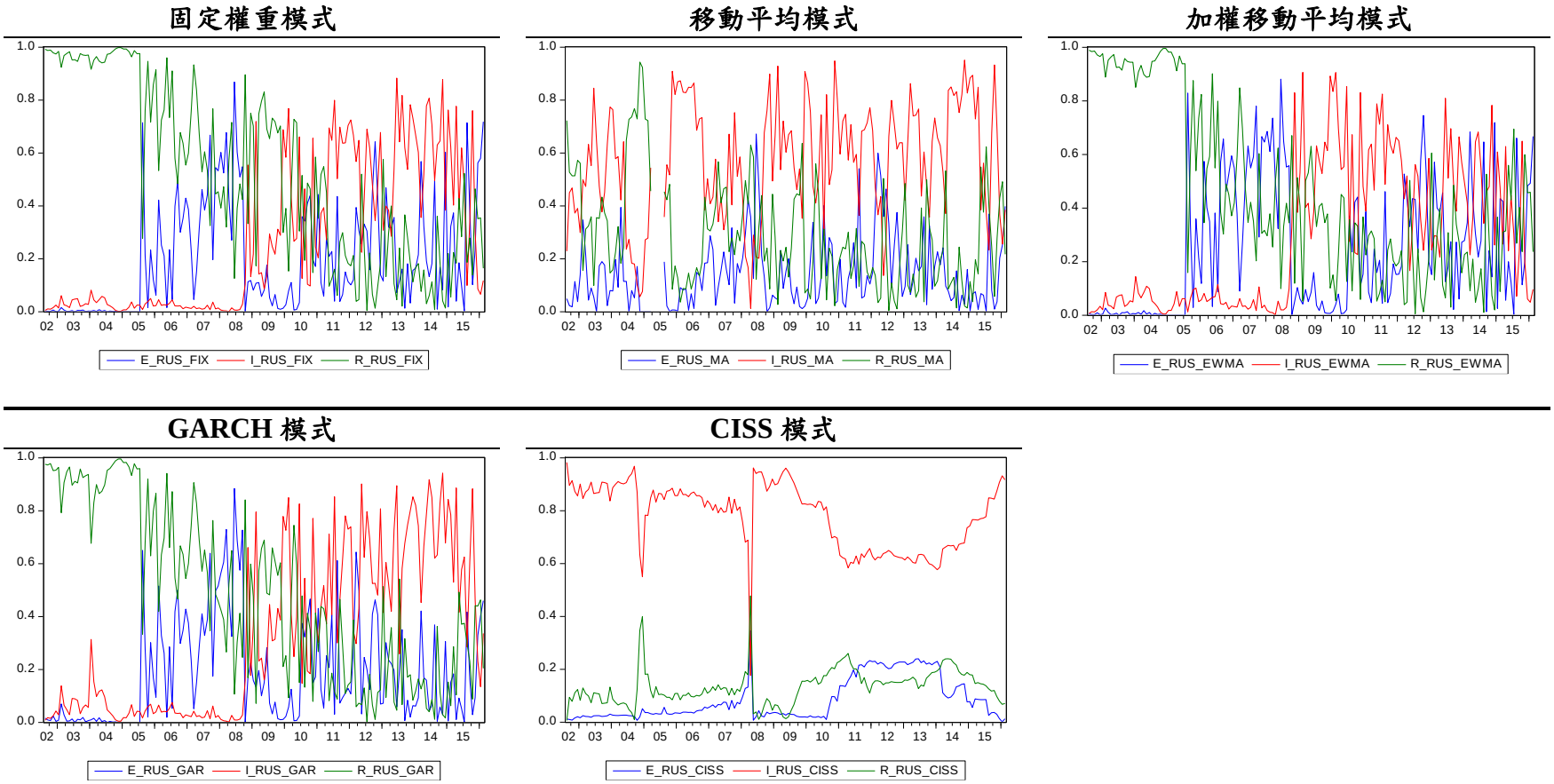


圖 14 中國外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 [B] 組成方式

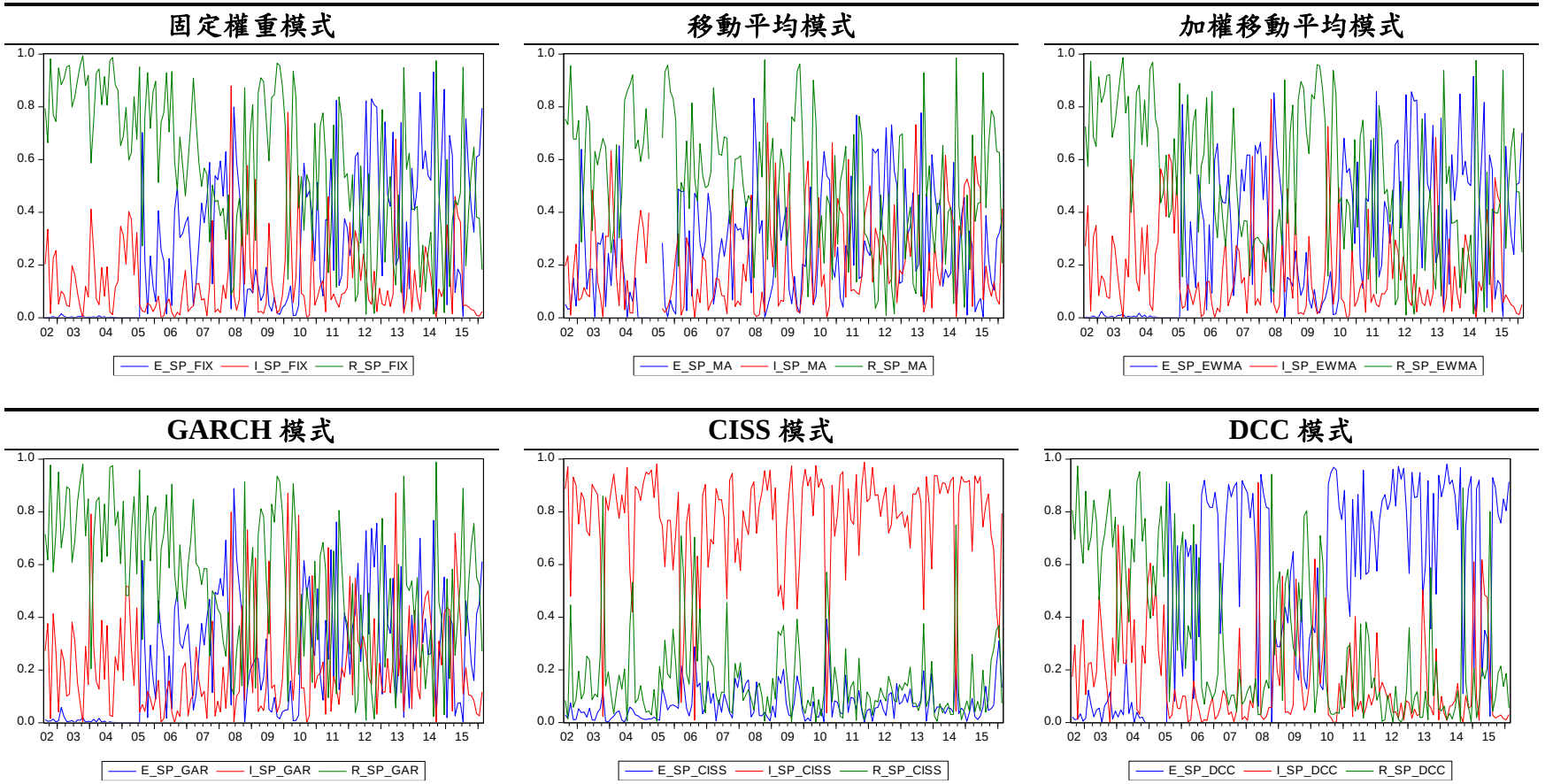
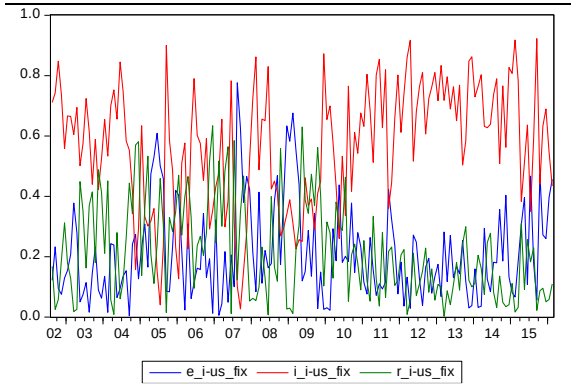


圖 14 中國外匯市場壓力指數之三組成成份變化

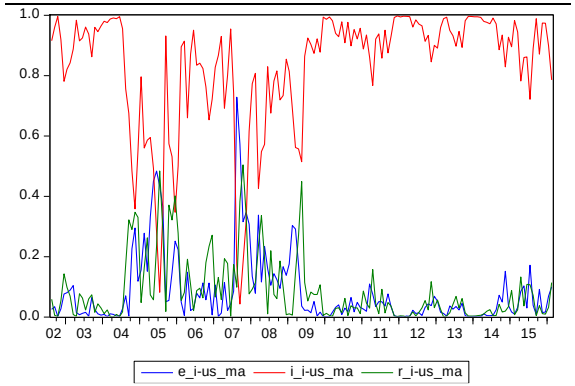
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

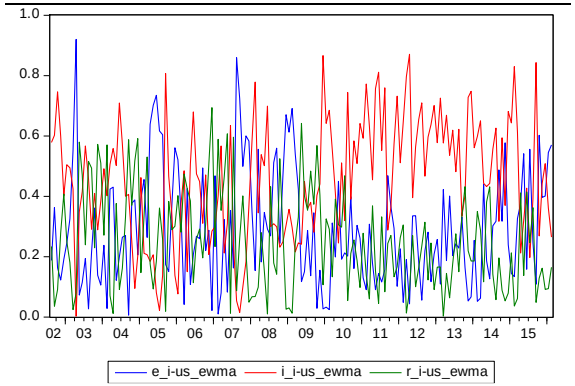
固定權重模式



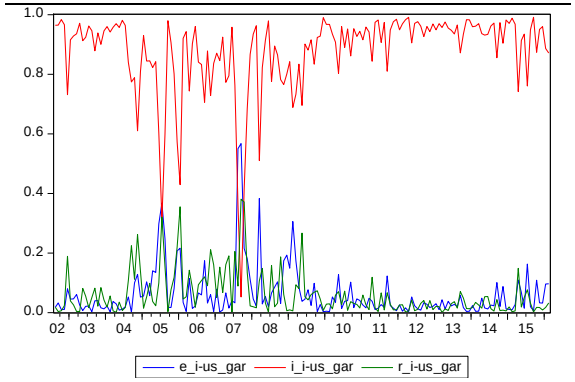
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

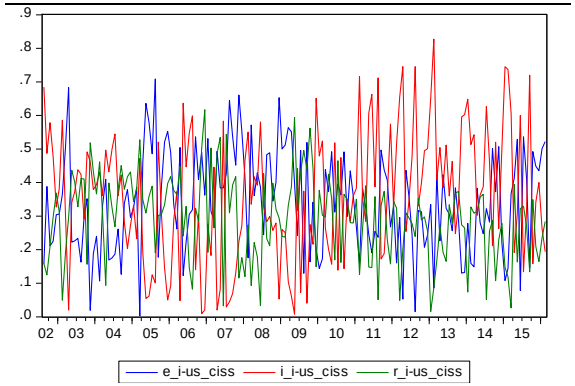


圖 15 韓國外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

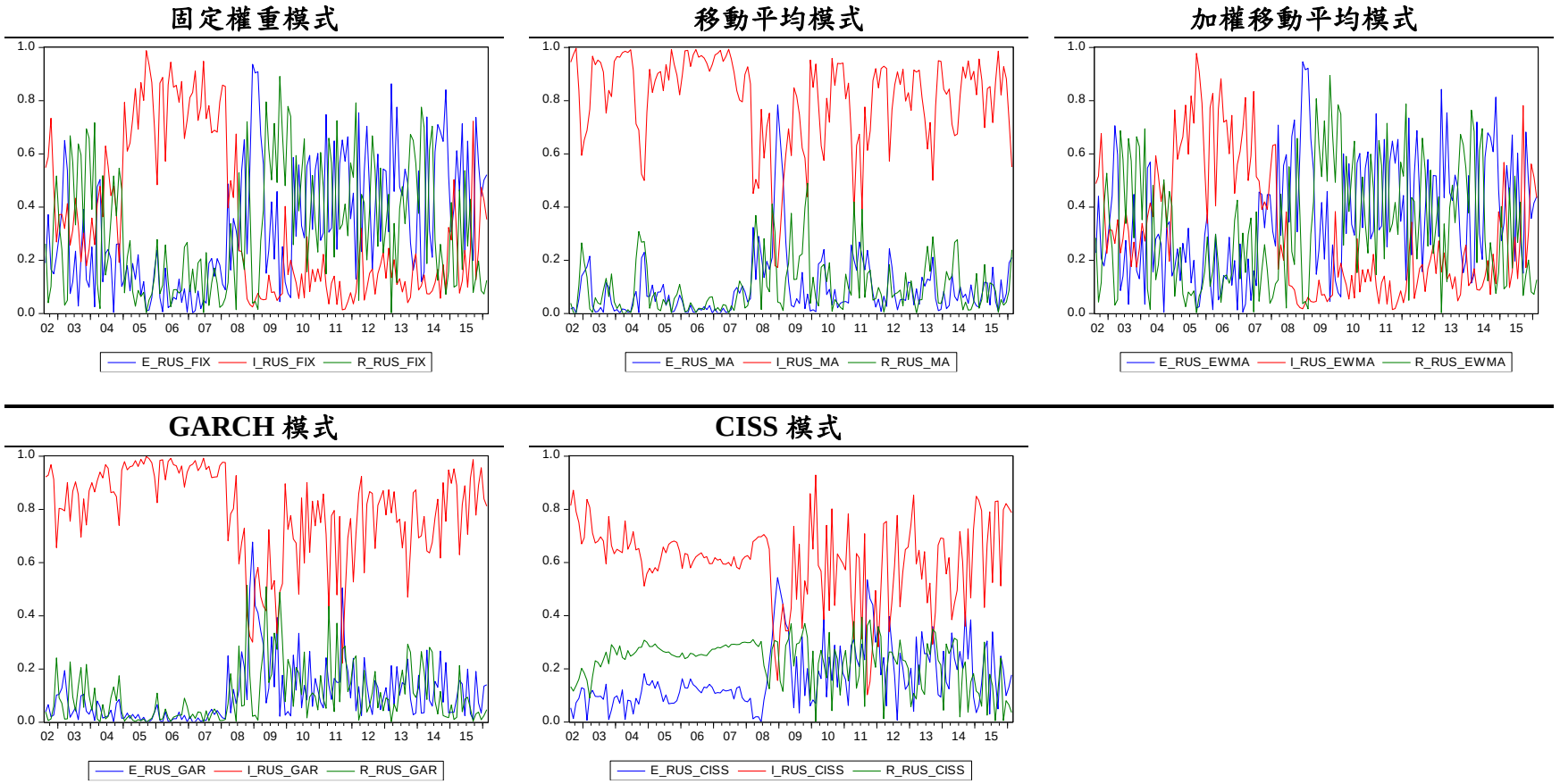


圖 15 韓國外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 B 組成方式

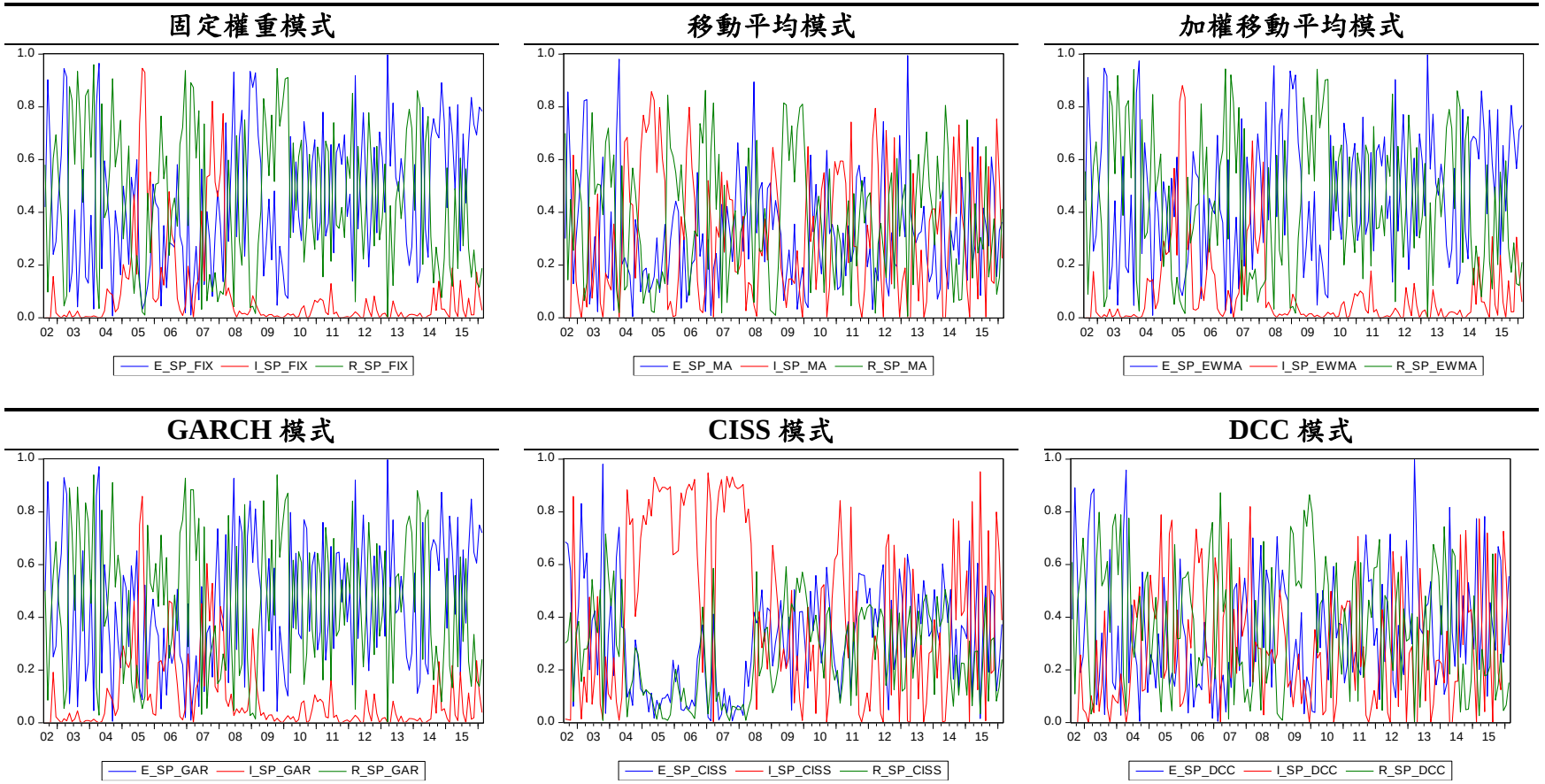
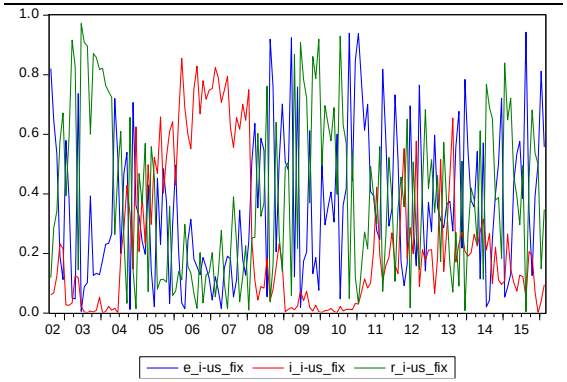


圖 15 韓國外匯市場壓力指數之三組成成份變化

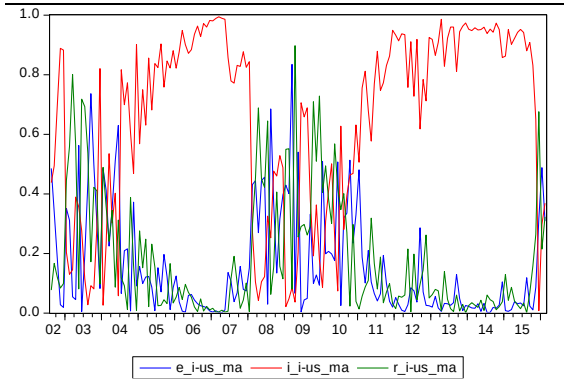
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

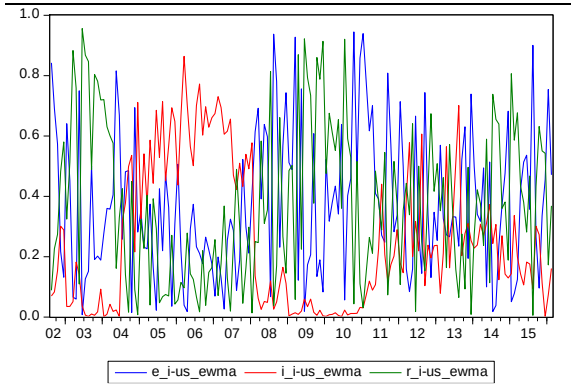
固定權重模式



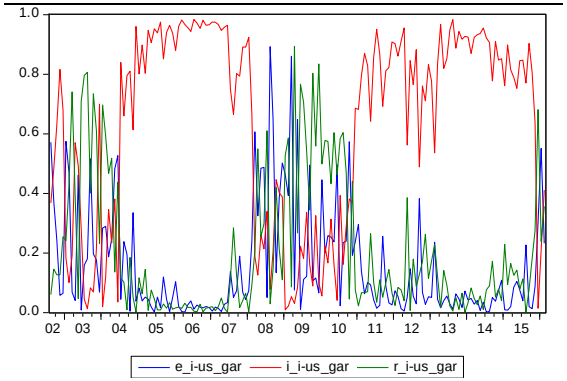
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

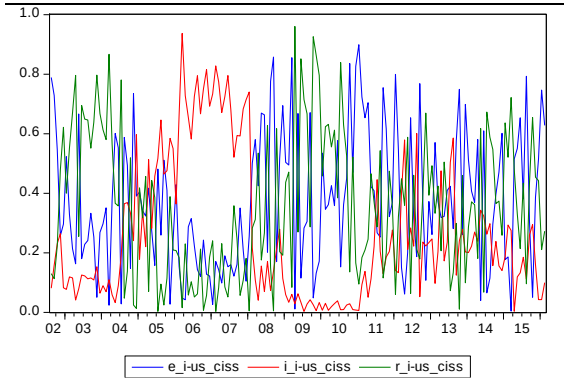


圖 16 台灣外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

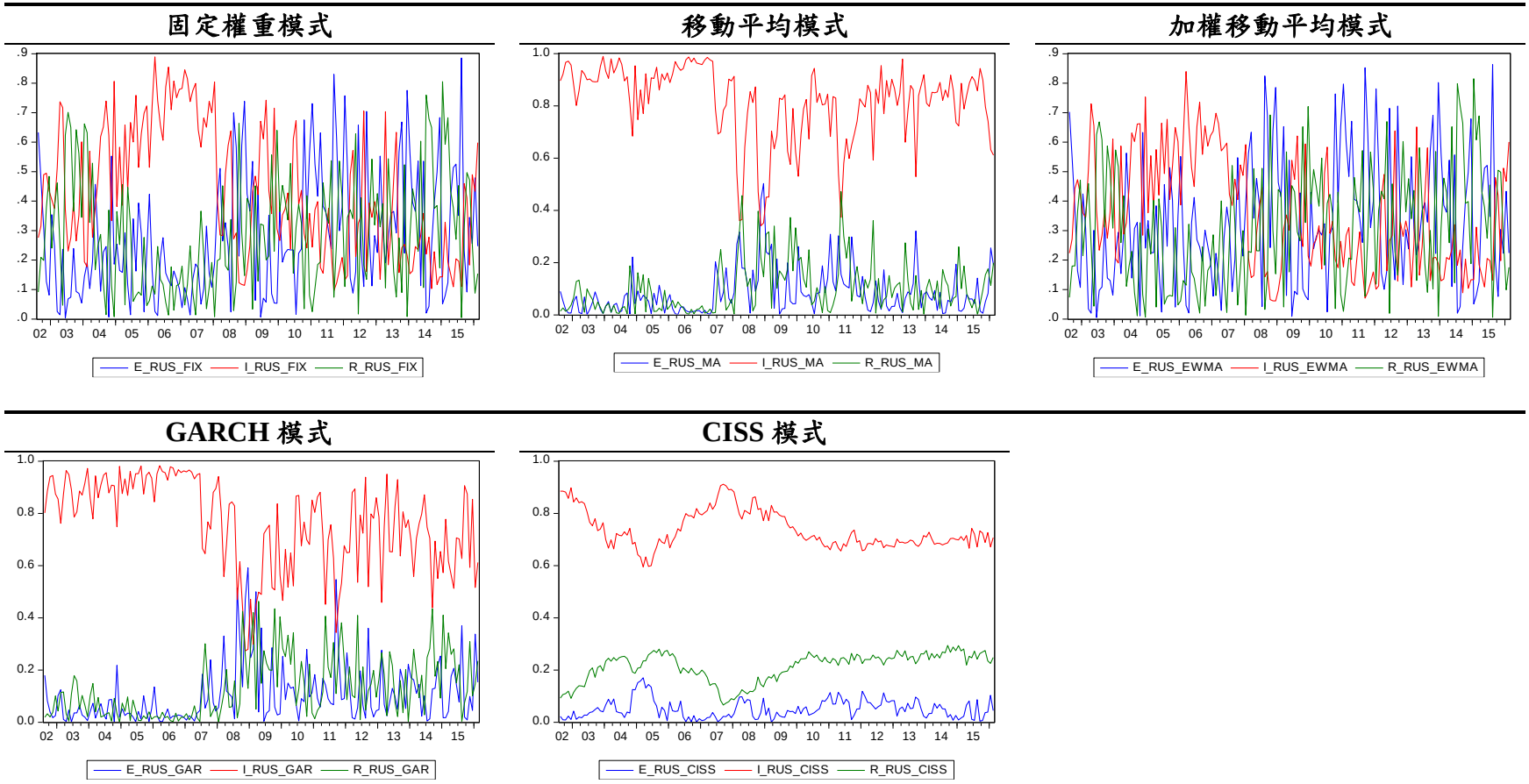


圖 16 台灣外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 B 組成方式

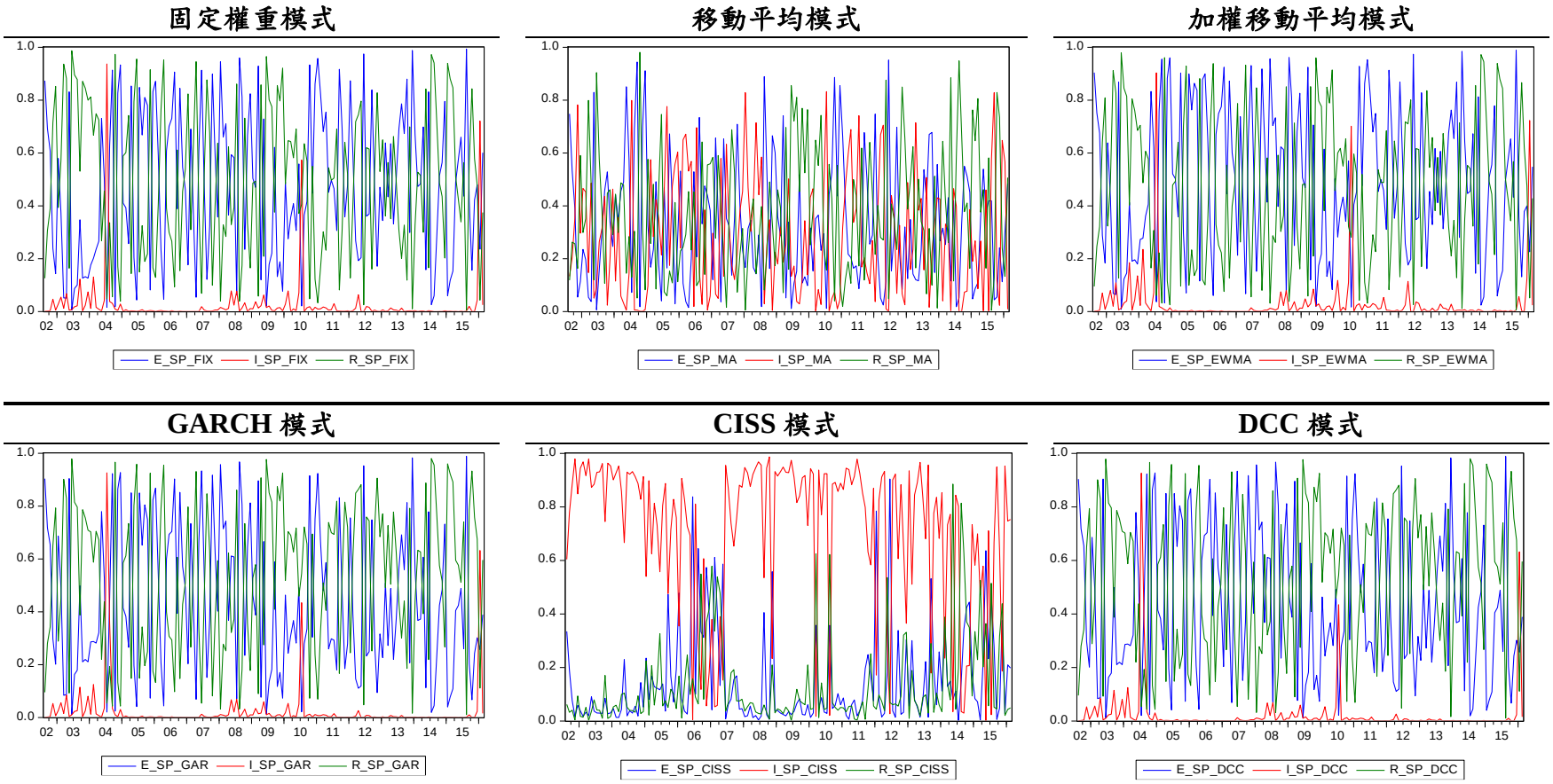
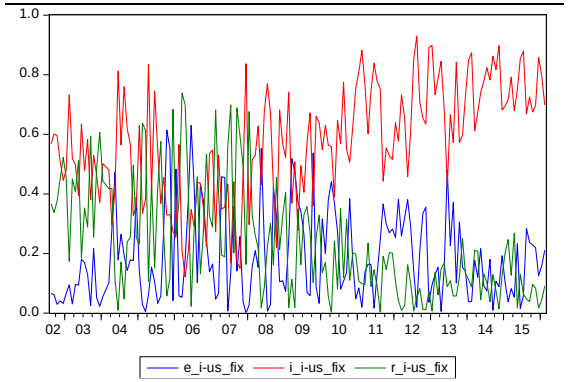


圖 16 台灣外匯市場壓力指數之三組成成份變化

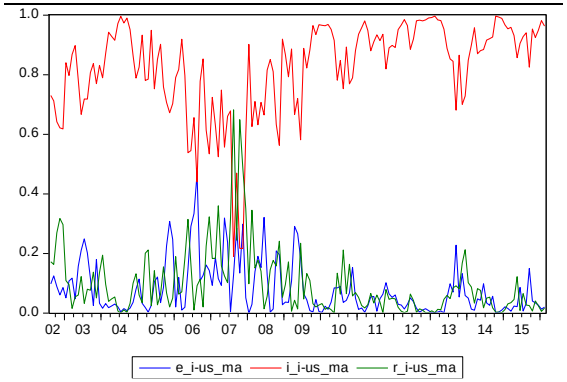
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變

Panel A 以利差水平組成方式

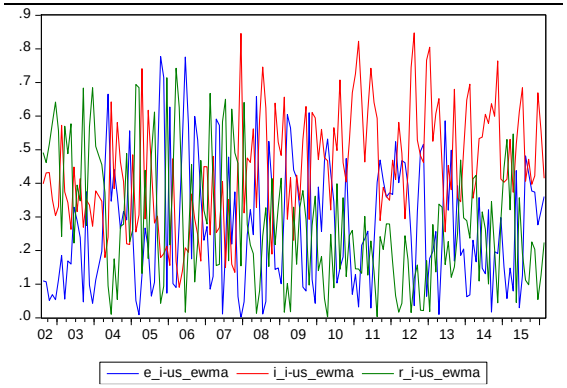
固定權重模式



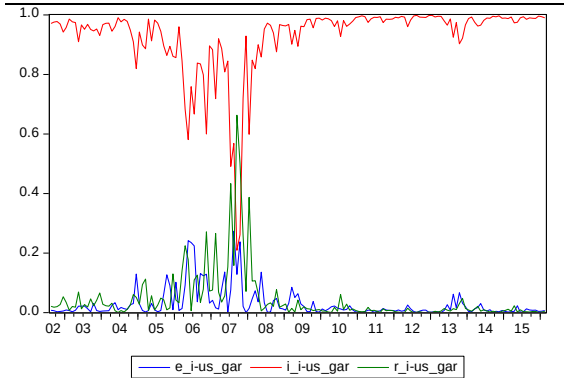
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

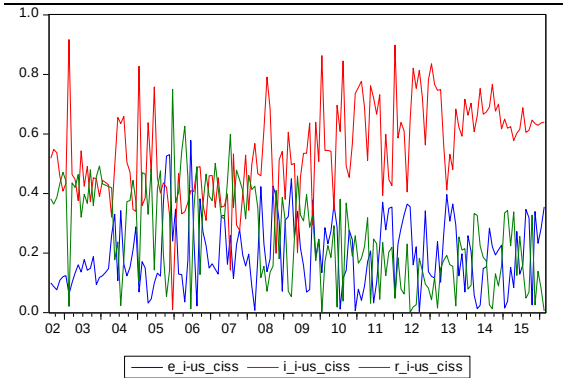
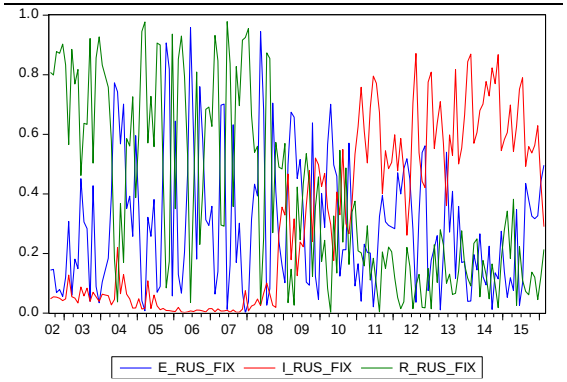


圖 17 印度外匯市場壓力指數之三組成成份變化

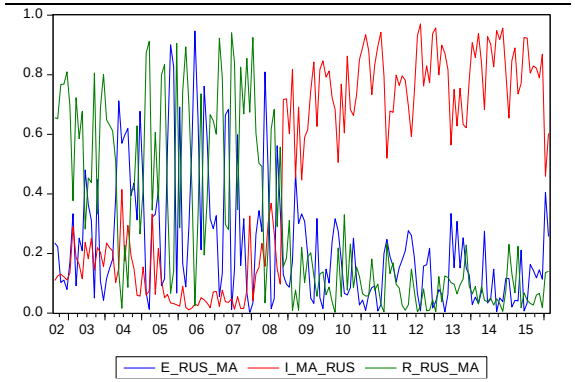
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

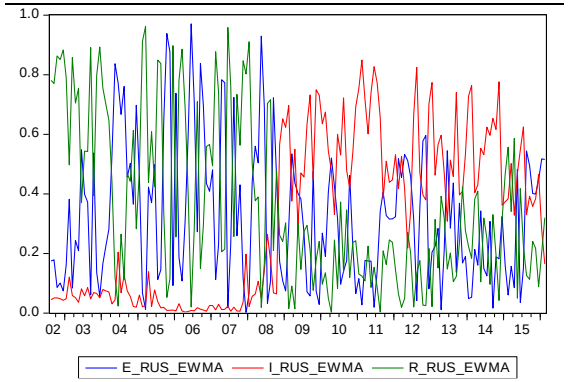
固定權重模式



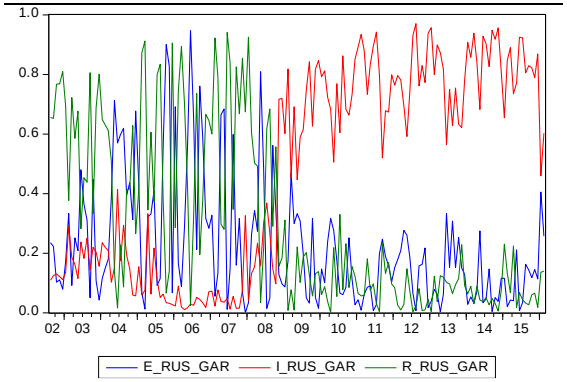
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

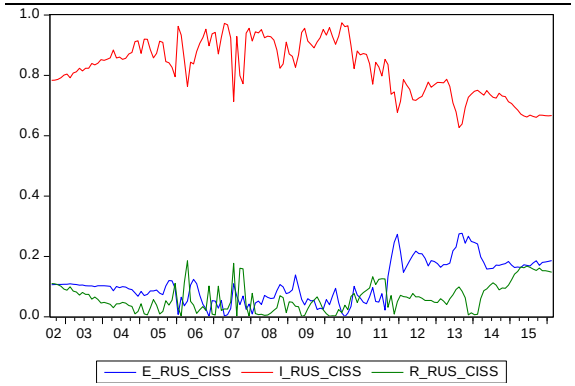


圖 17 印度外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 B 組成方式

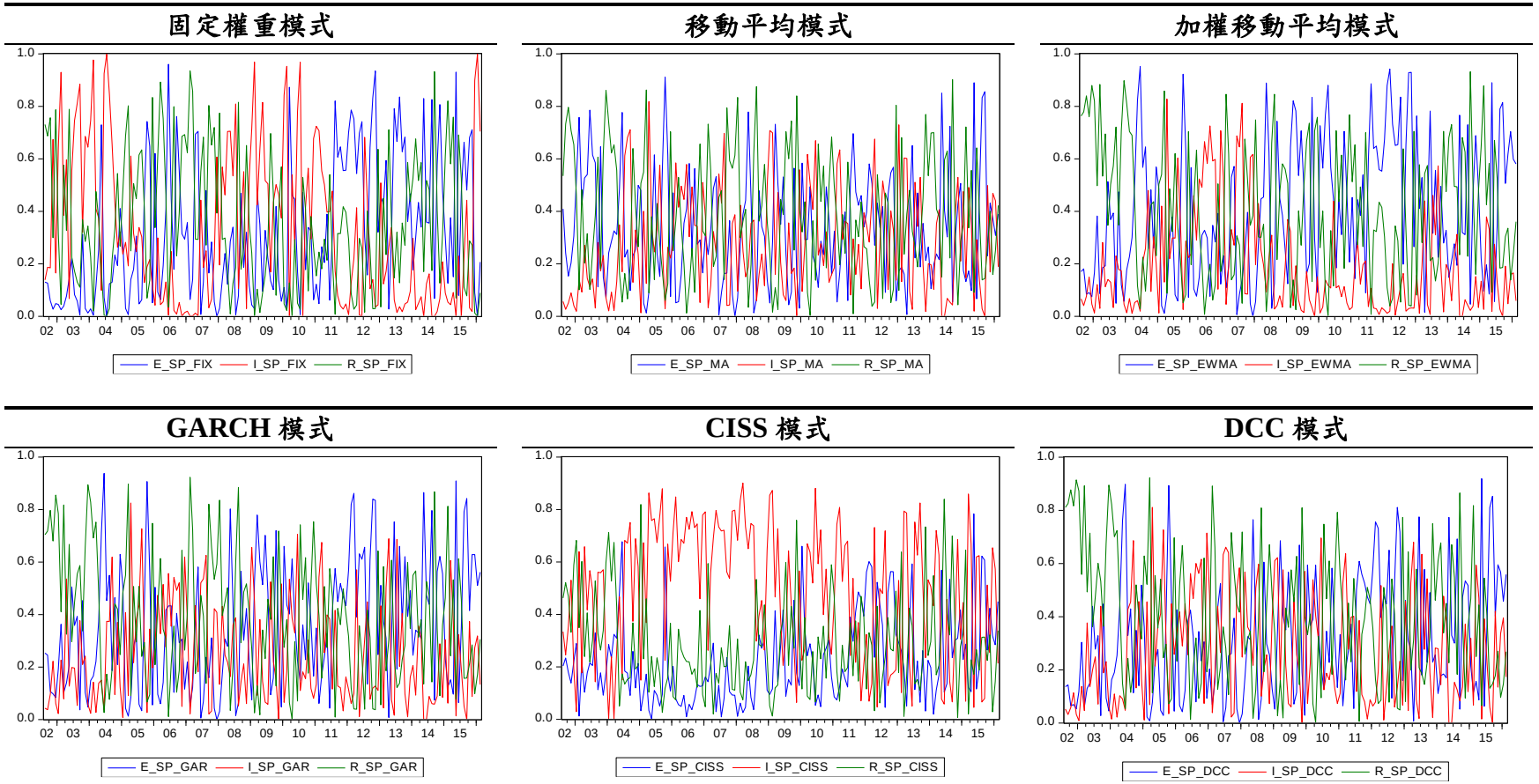
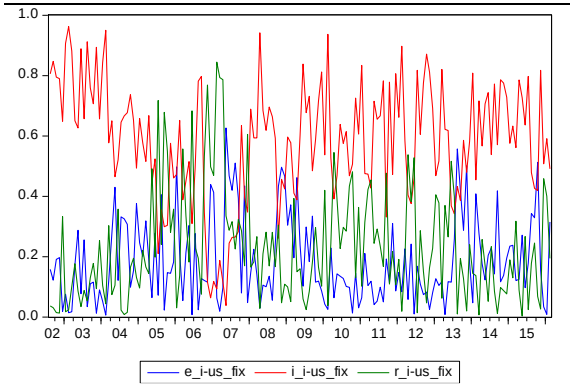


圖 17 印度外匯市場壓力指數之三組成成份變化

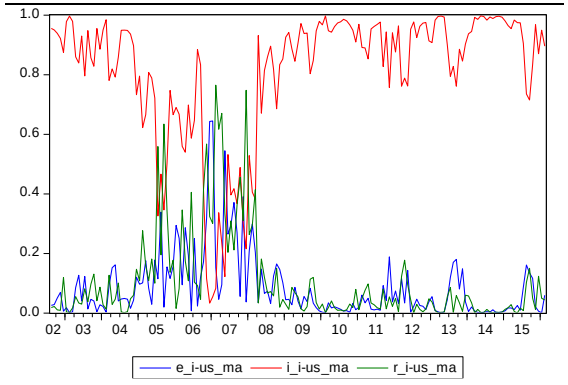
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

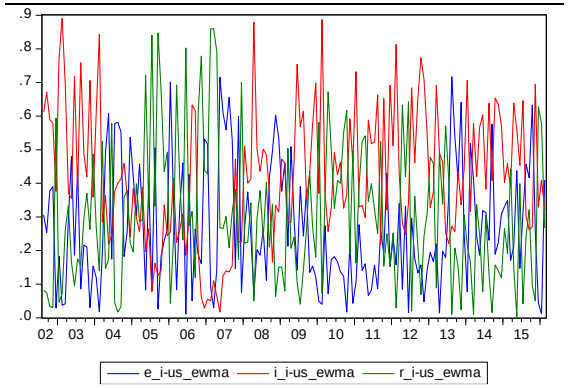
固定權重模式



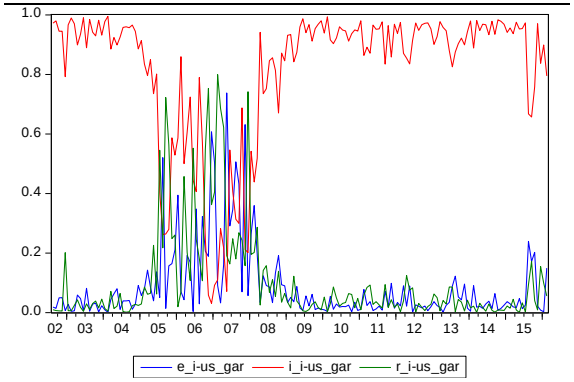
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

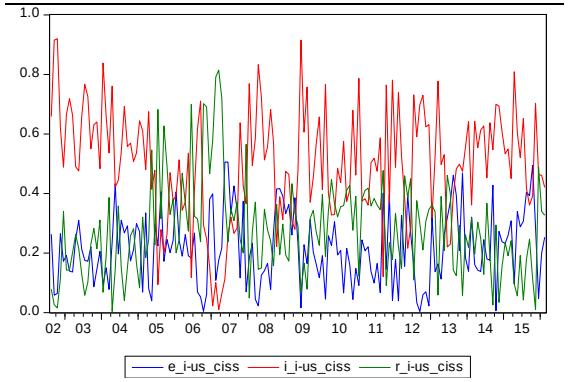
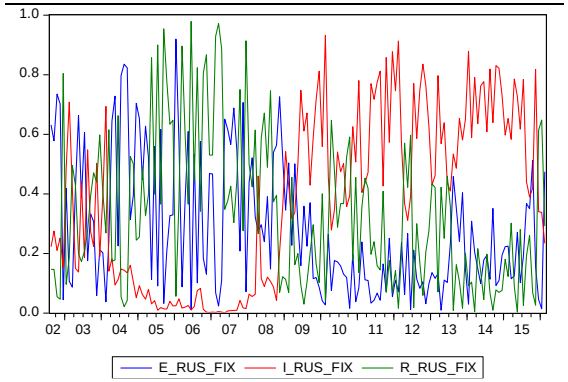


圖 18 印尼外匯市場壓力指數之三組成成份變化

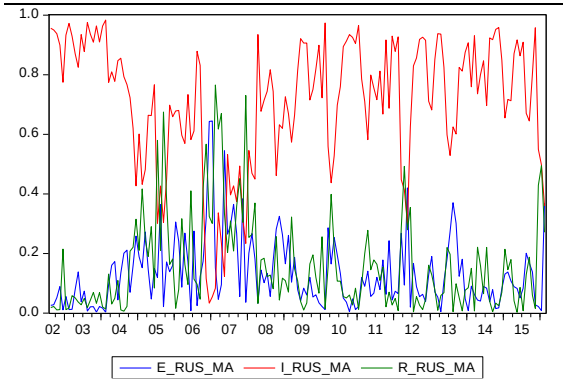
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

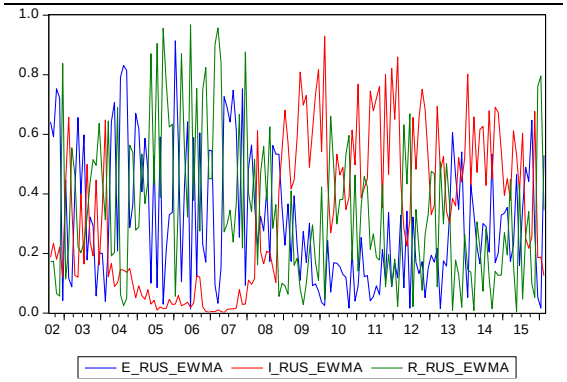
固定權重模式



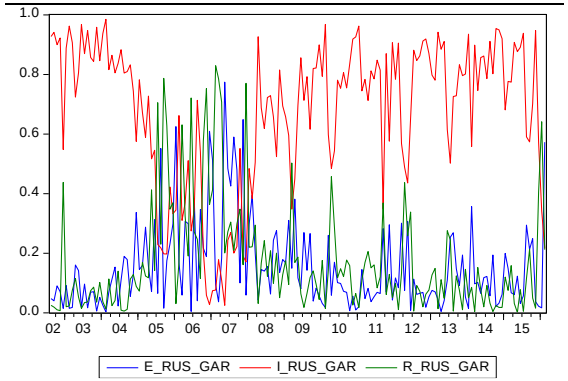
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

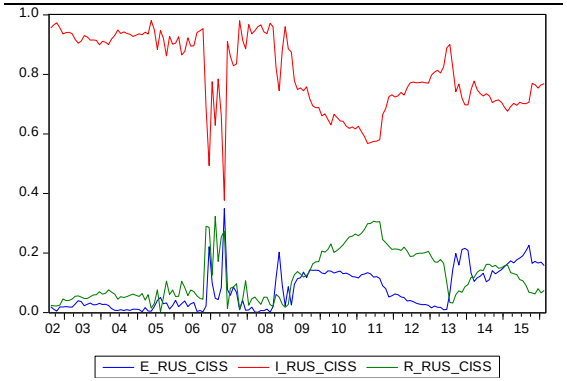


圖 18 印尼外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 [B] 組成方式

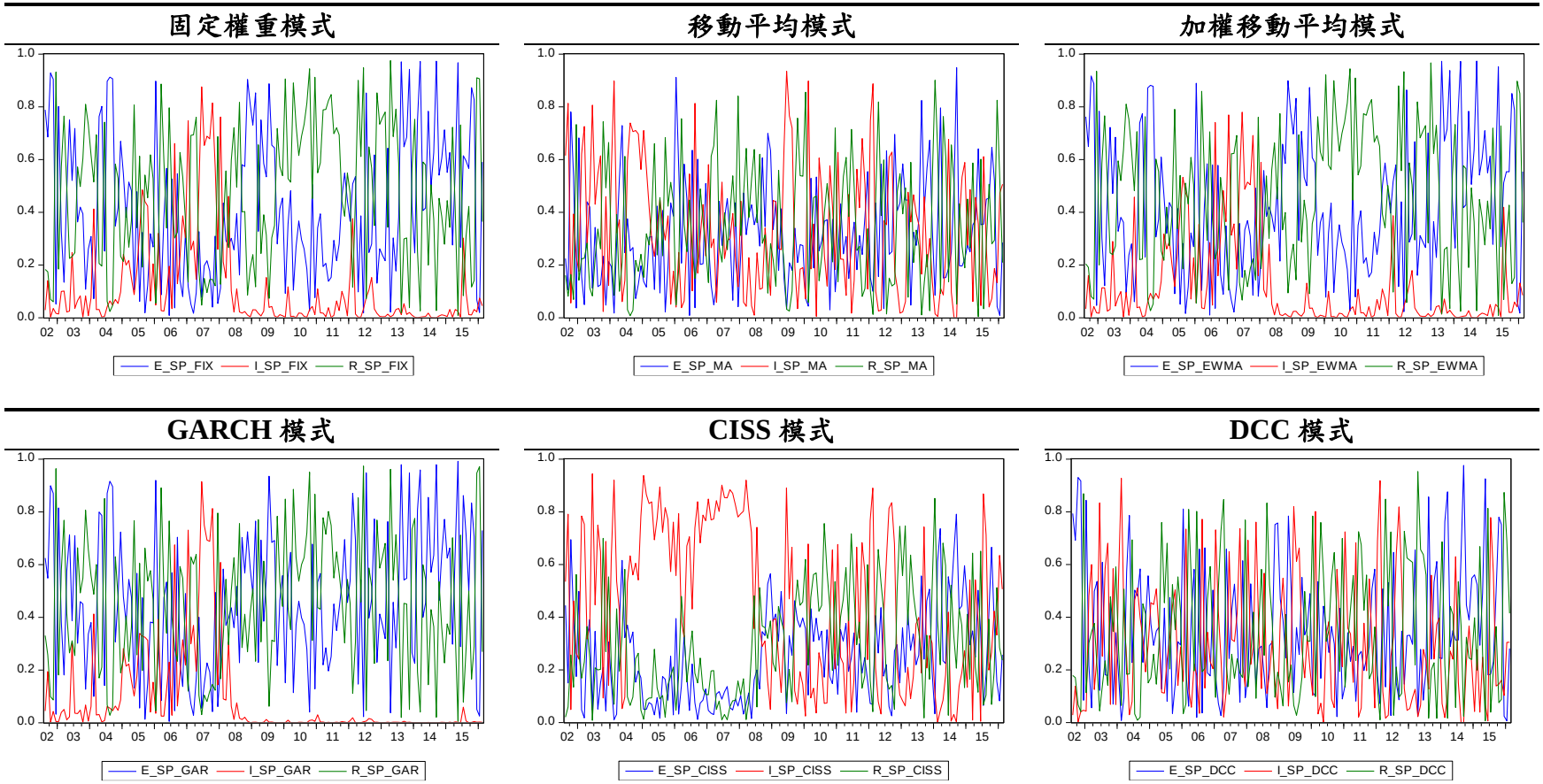
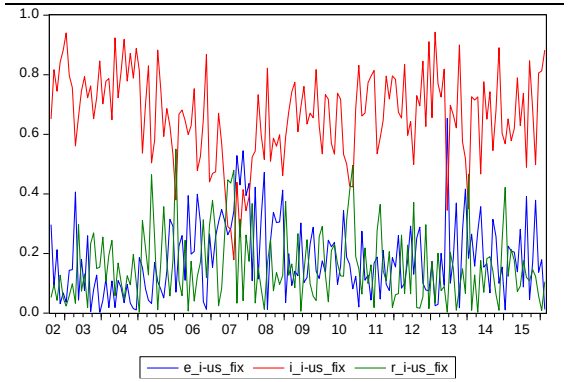


圖 18 印尼外匯市場壓力指數之三組成成份變化

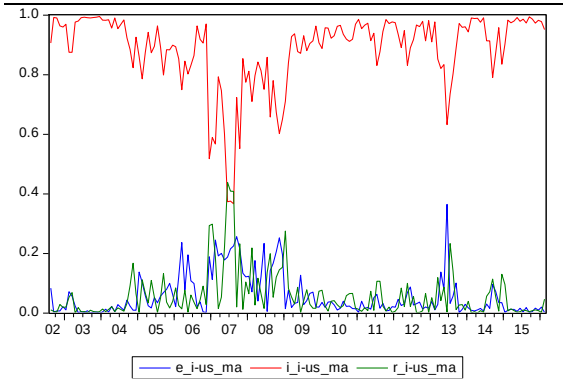
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

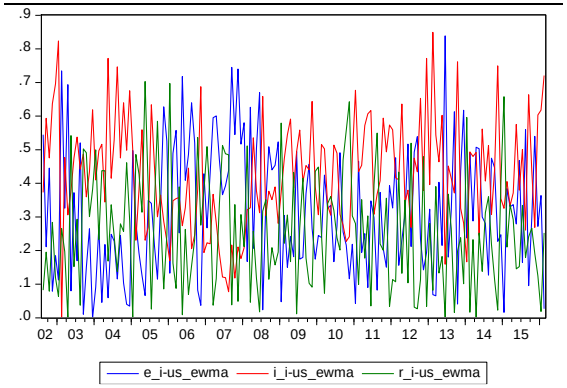
固定權重模式



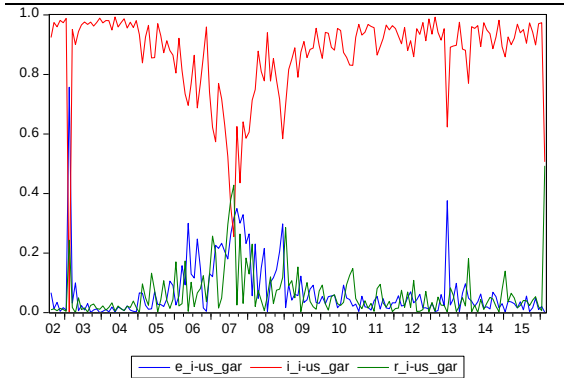
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

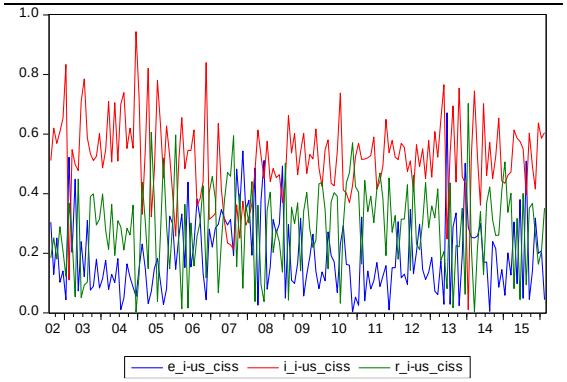


圖 19 菲律賓外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

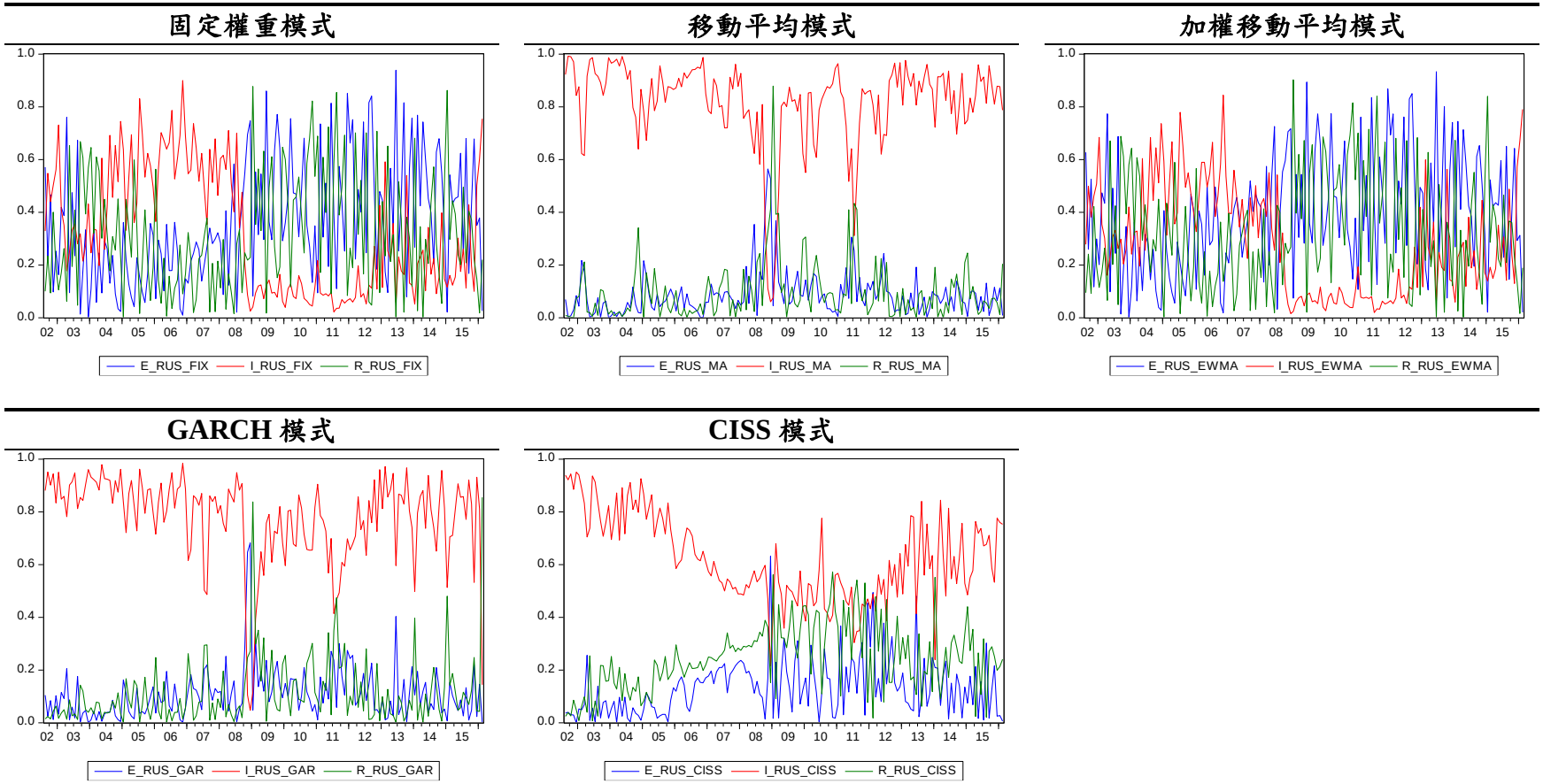


圖 19 菲律賓外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 B 組成方式

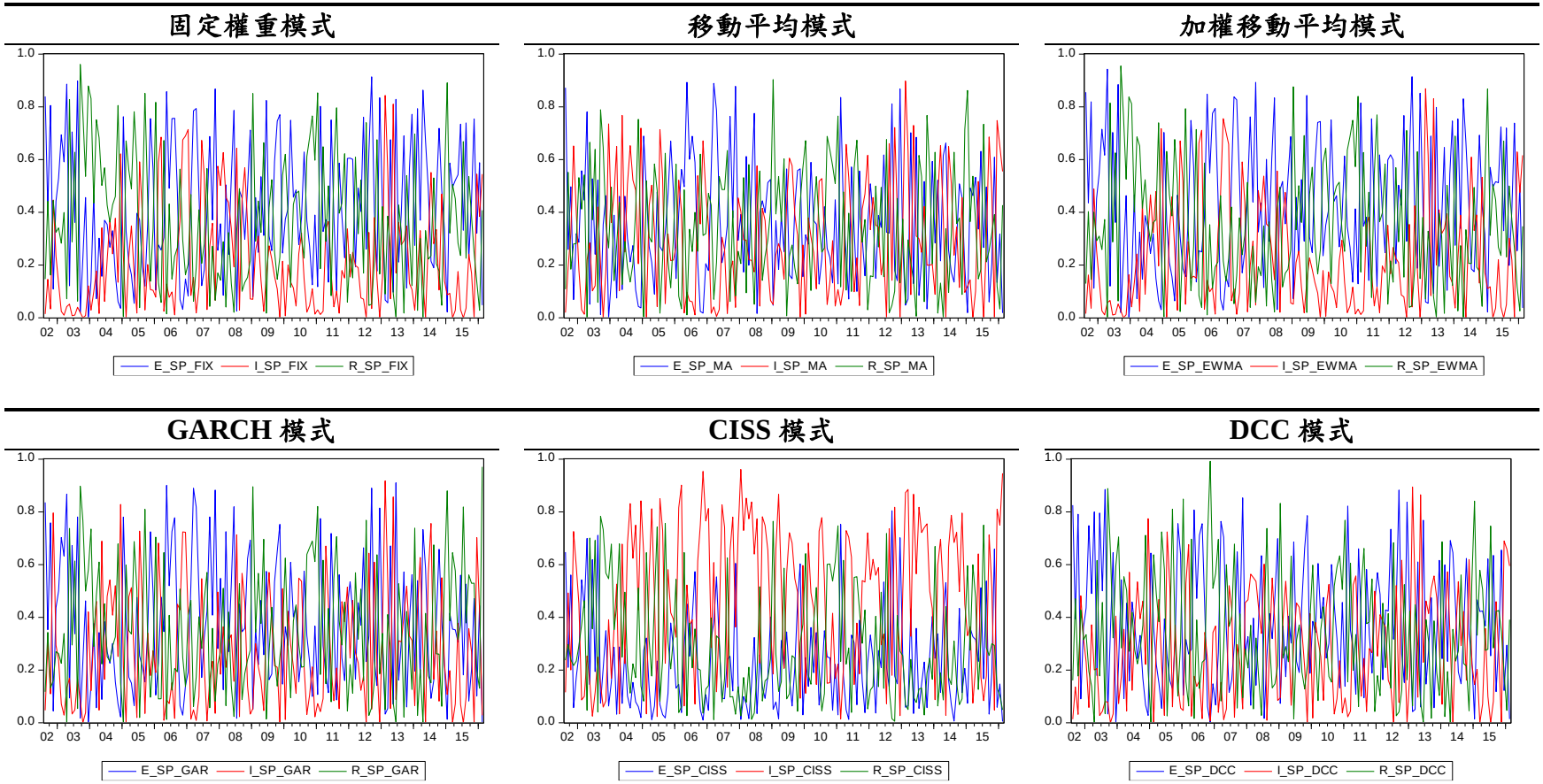
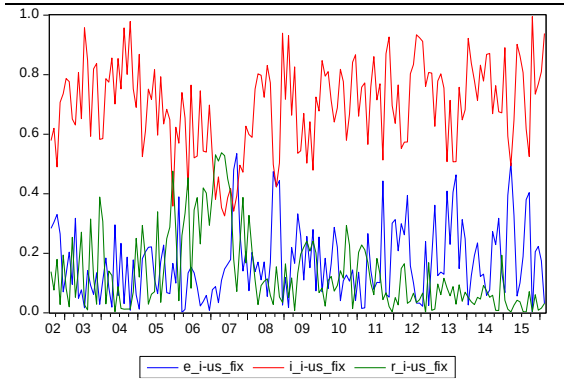


圖 19 菲律賓外匯市場壓力指數之三組成成份變化

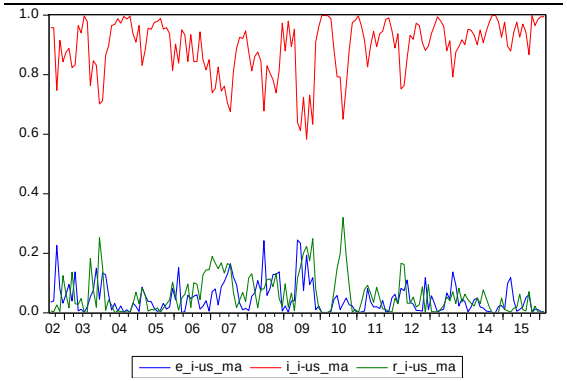
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

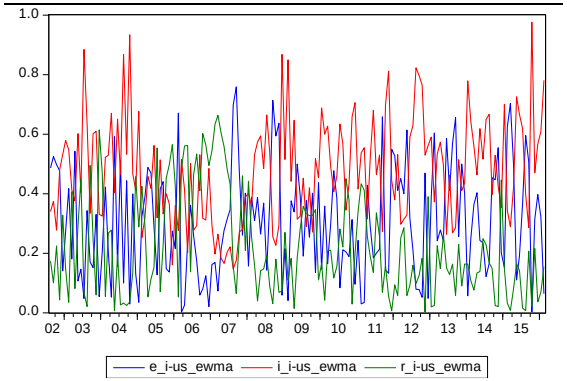
固定權重模式



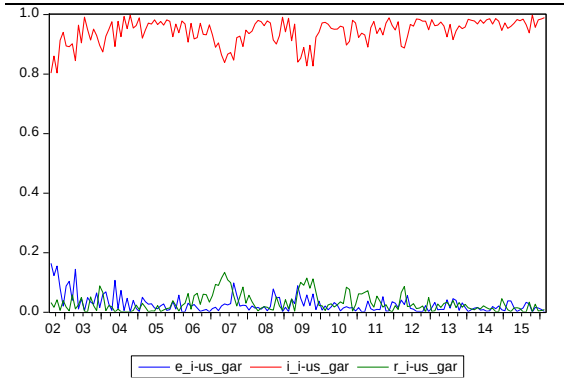
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

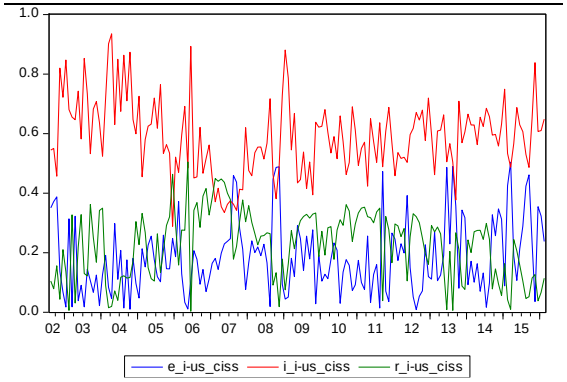


圖 20 巴西外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

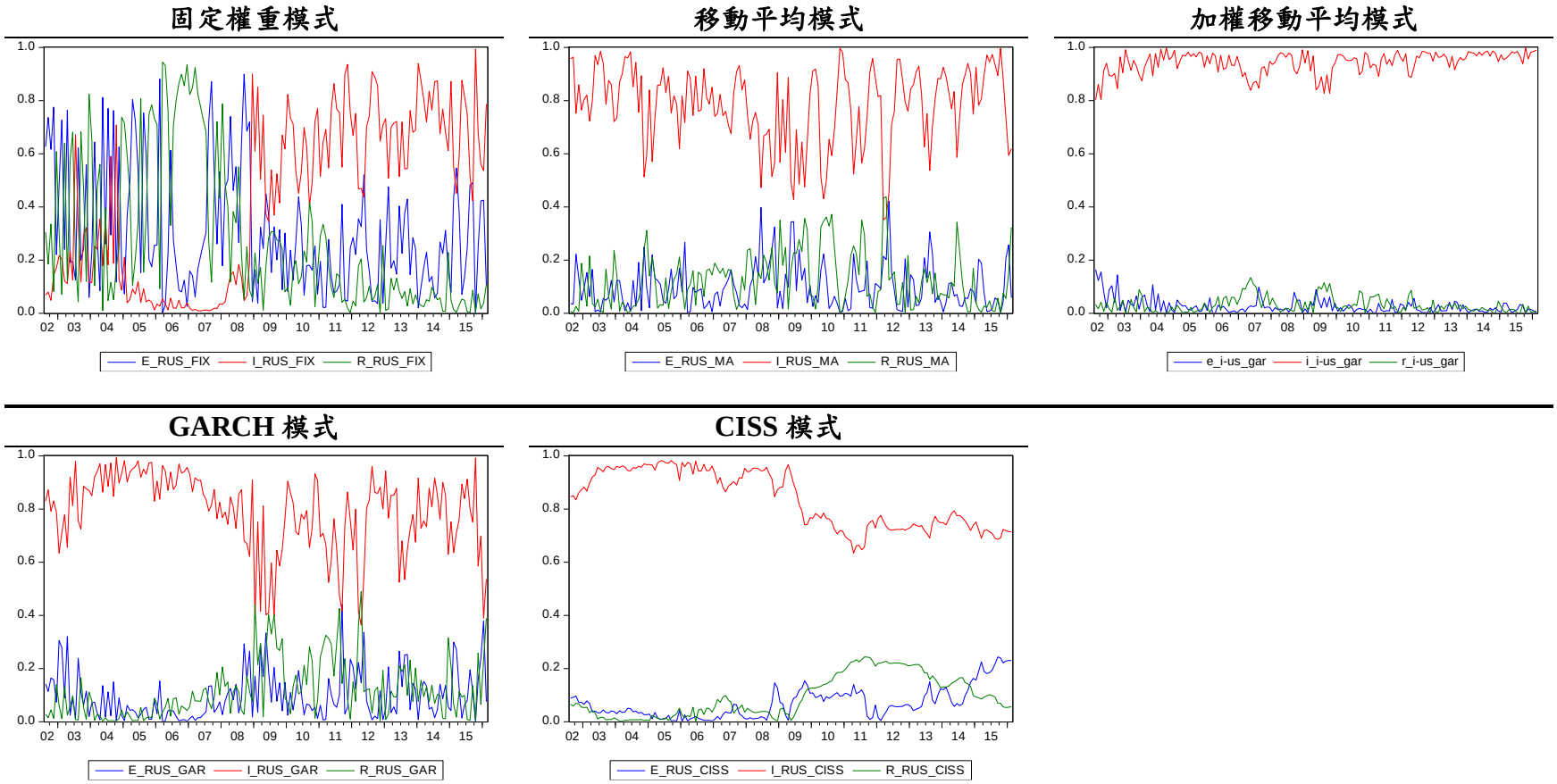


圖 20 巴西外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 [B] 組成方式

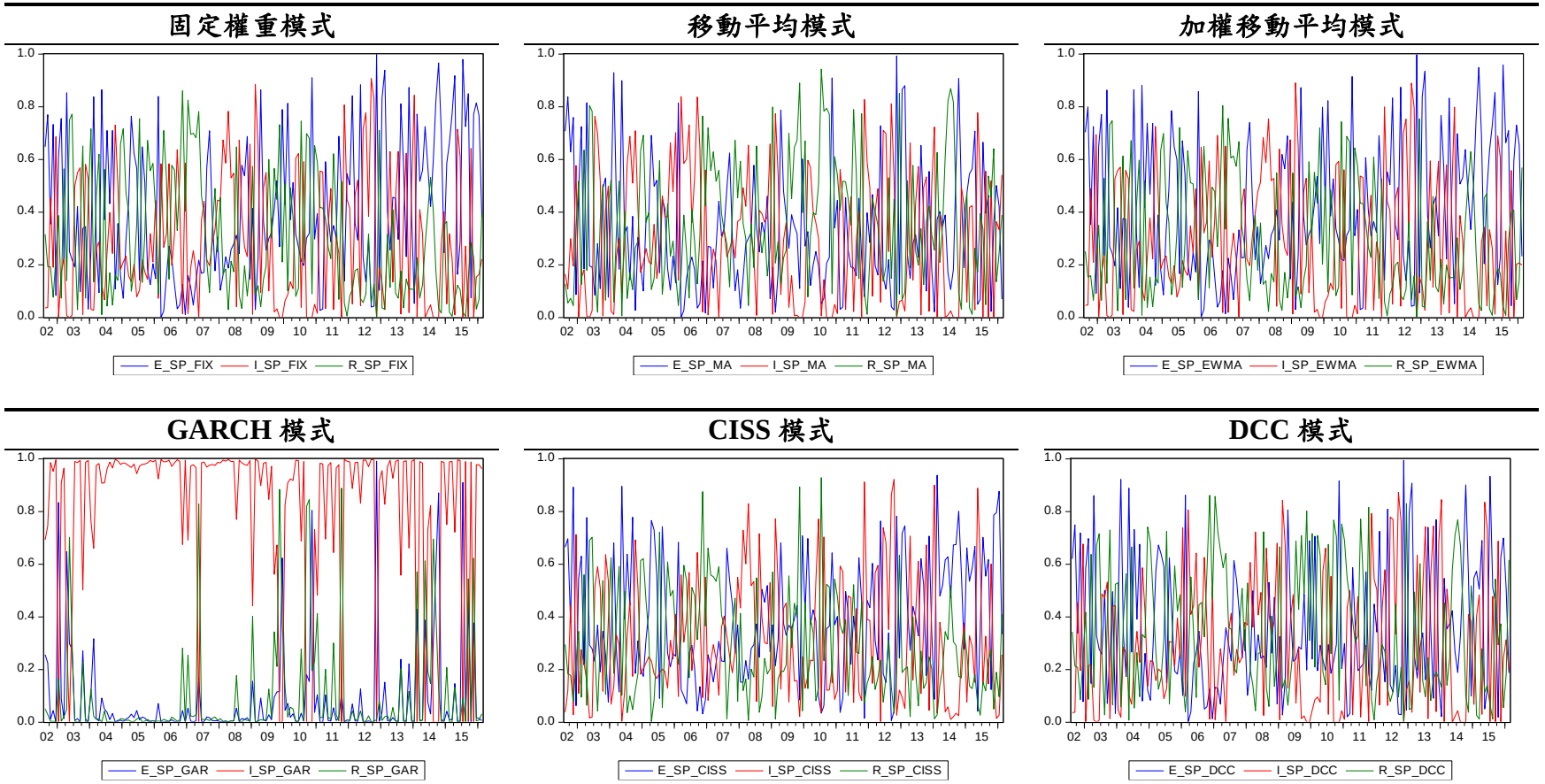
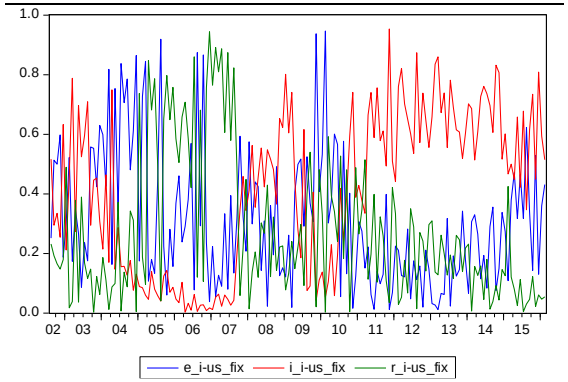


圖 20 巴西外匯市場壓力指數之三組成成份變化

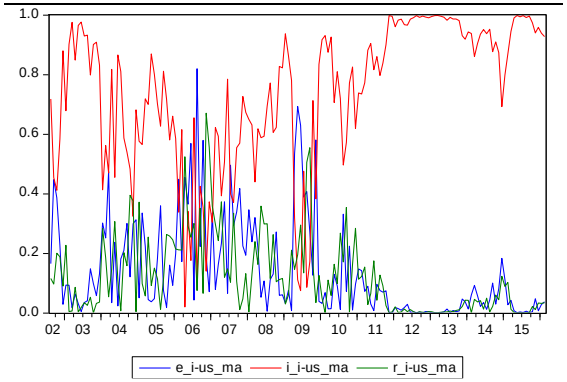
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

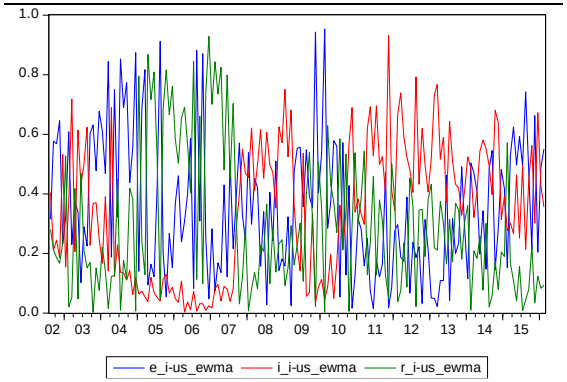
固定權重模式



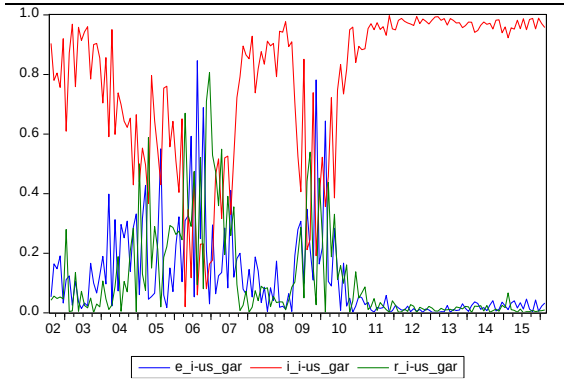
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

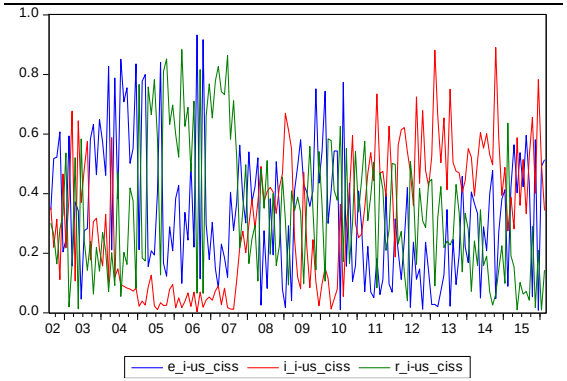


圖 21 智利外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

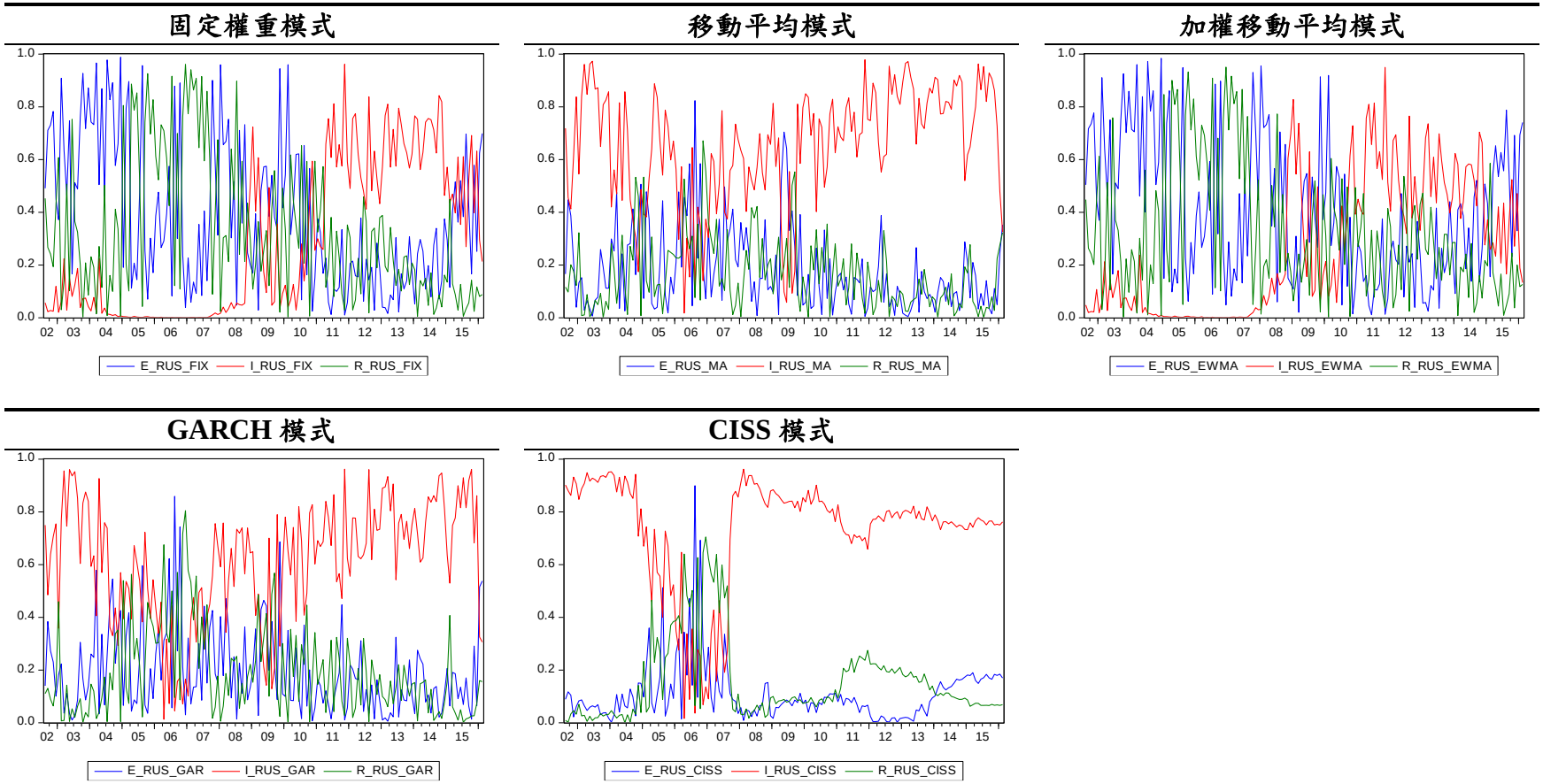
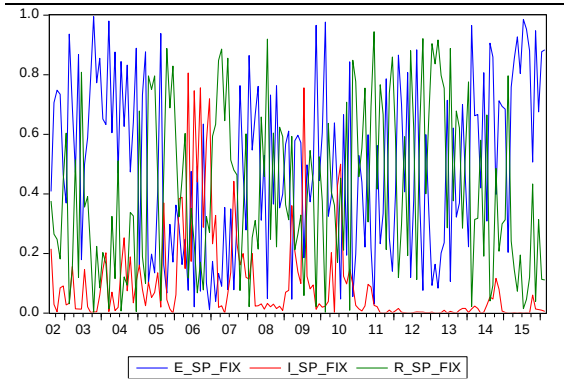


圖 21 智利外匯市場壓力指數之三組成成份變化

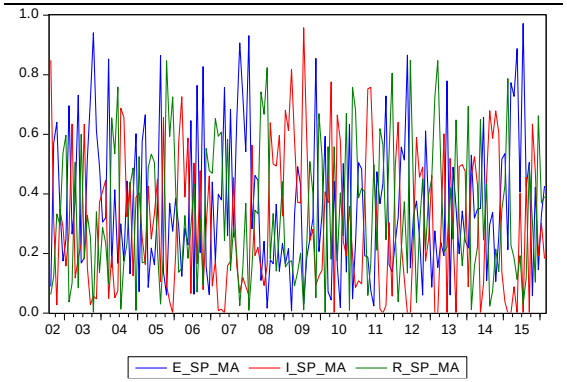
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 [B] 組成方式

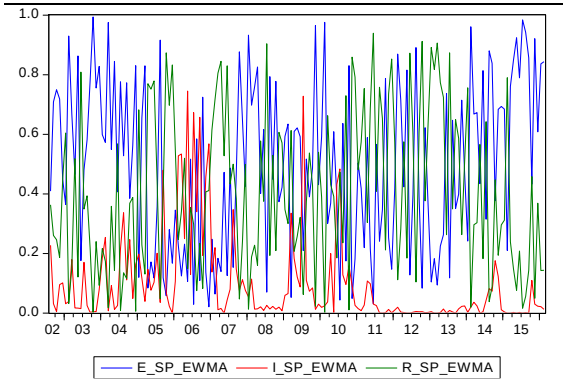
固定權重模式



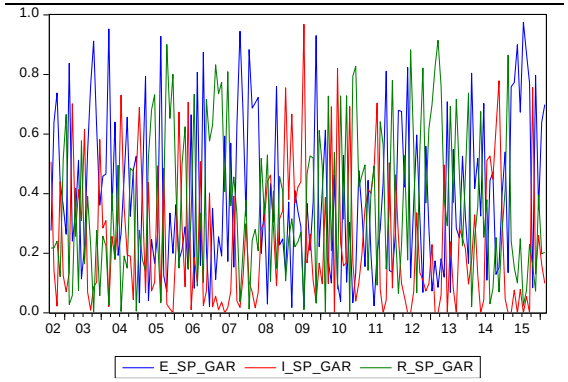
移動平均模式



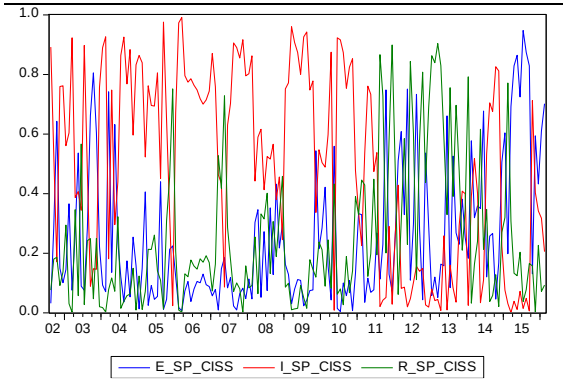
加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式



DCC 模式

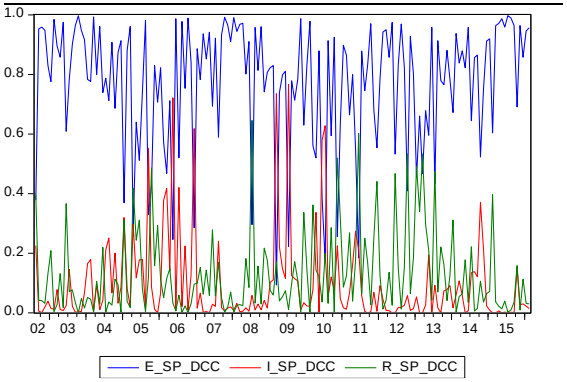
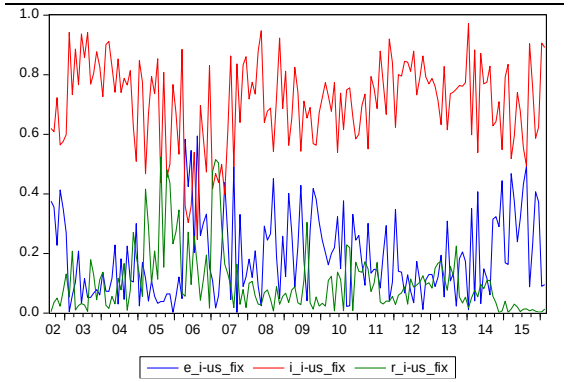


圖 21 智利外匯市場壓力指數之三組成成份變化

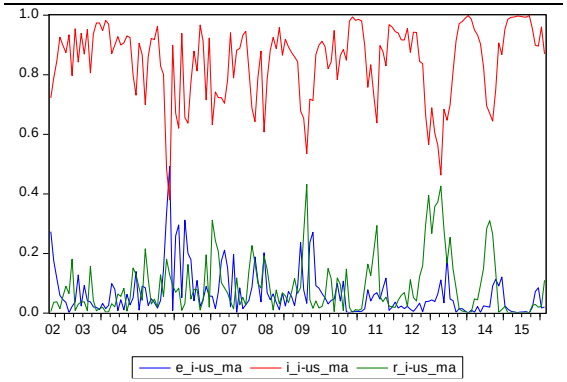
註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel A 以利差水平組成方式

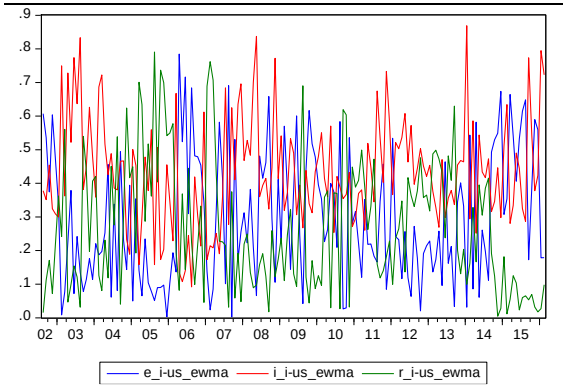
固定權重模式



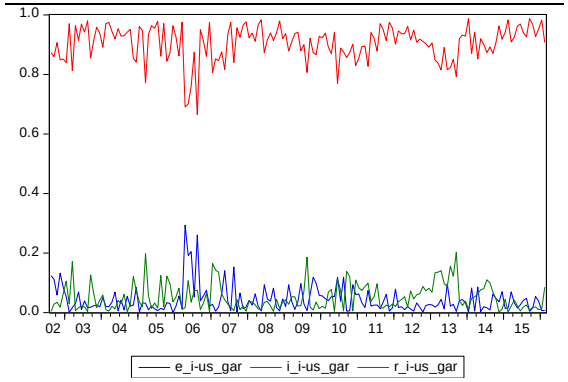
移動平均模式



加權移動平均模式



GARCH 模式



CISS 模式

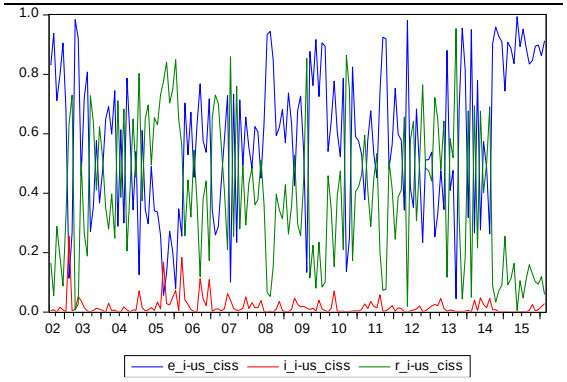


圖 22 哥倫比亞外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel B 以利差變動率 [A] 組成方式

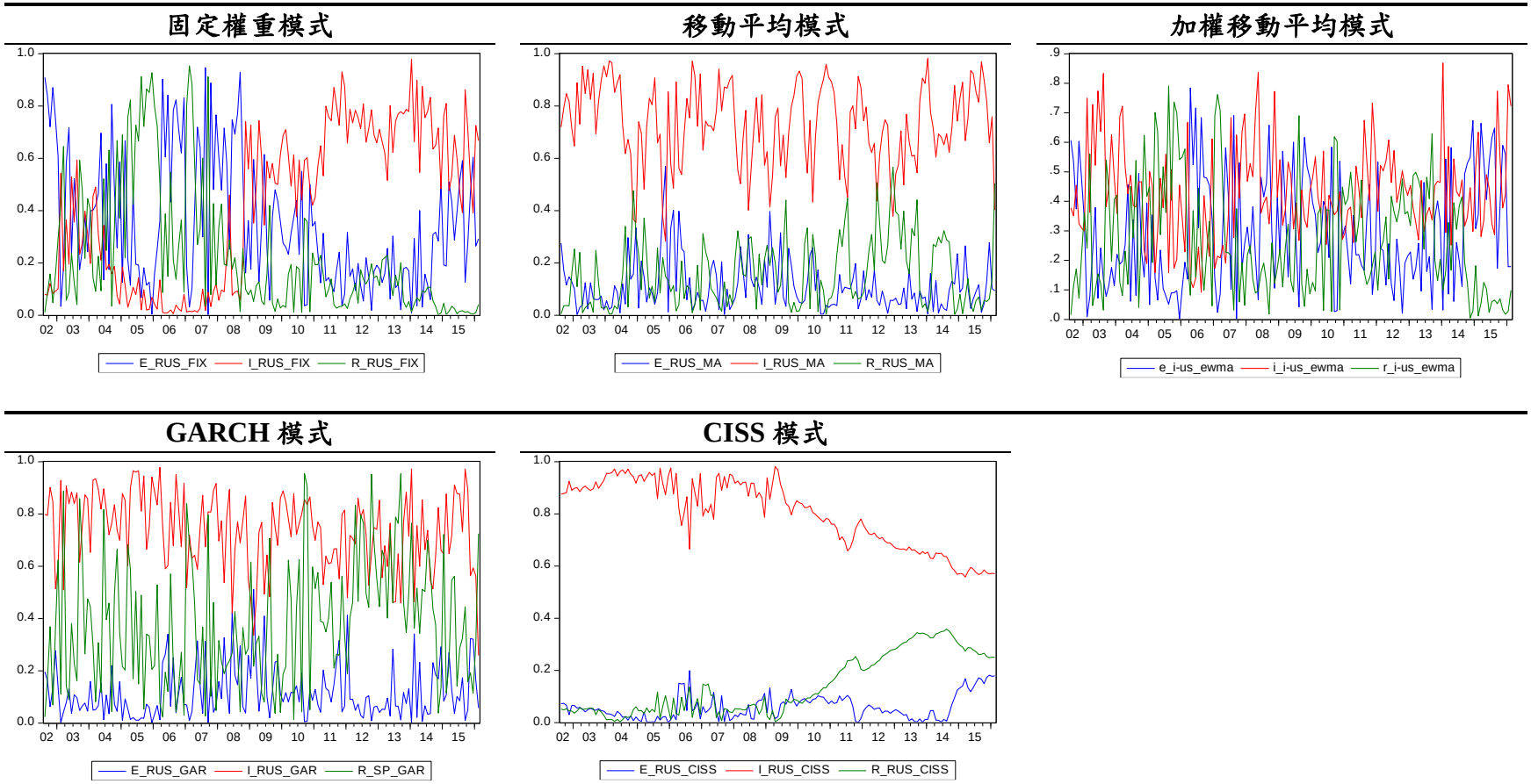


圖 22 哥倫比亞外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化

Panel C 以利差變動率 B 組成方式

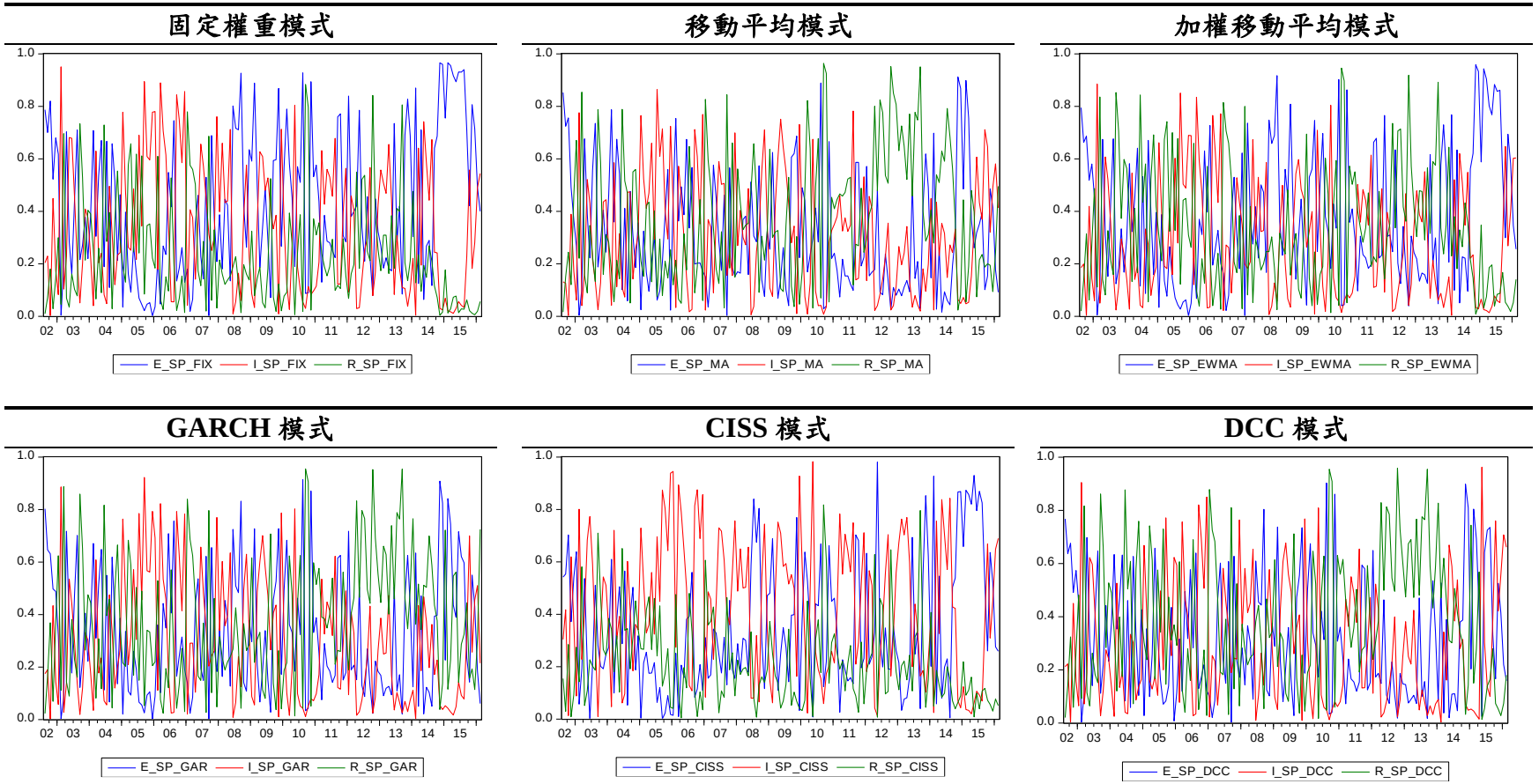


圖 22 哥倫比亞外匯市場壓力指數之三組成成份變化

註：藍色代表匯率的變化；紅色代表利率的變化；綠色代表外匯儲備的變化