

## 基於國際收支狀況對亞洲地區新興市場的研究分析 Research and Analysis of Emerging Markets in Asia Based on Balance of Payments

楊雅芬<sup>1\*</sup> 郭夏怡<sup>2</sup>  
Ya-Fen Yang Xia-Yi Guo

### 摘要

近幾年來，新興市場經濟快速發展，在世界市場的地位日益突出，成為世界經濟增長的主要核心力量；但同時隨著國際資本流動規模的日益龐大，其易變性的破壞力也越來越大，從而影響國際收支的可維持性，且在新興市場國家表現得尤為強烈，這加劇了新興市場國家金融脆弱性。本文選取亞洲地區新興市場的國際收支進行研究，結果顯示2008年金融海嘯對於亞洲新興市場的整體國際收支影響甚巨；國際收支自動調節機制仍能發揮作用，但其中還有很長的道路要走。

**關鍵詞：**新興市場、國際資本流動、國際收支狀況

### Abstract

In recent years, with the rapid development and the position in the world market becoming more and more prominent, emerging market has become the main core force of world economic growth. However, as international capital flows become larger and more volatile, they became more disruptive and affected the sustainability of the balance of payments. This is particularly true in emerging market countries that exacerbates their financial vulnerability. In this paper, the balance of payments of emerging markets in Asia is selected, and the results show that the effect of 2008 financial tsunami on the overall balance of payments of emerging markets in Asia is very large. The automatic balance-of-payments adjustment mechanism still works, but there is still a long way to go.

**Keywords:** Emerging Markets, International Capital Flows, Balance of Payments

### 1. 前言

國際收支狀況通常是通過國際收支平衡表（Balance of Payments）來反映，它是系統地記錄該國在一定時期內，國際收支項目及金融的統計表；這一統計表是各國全面掌握該國對外經濟往來狀況的基本資料，是該國政府制定對外經濟政策的主要依據，亦是國際營銷者制定營銷決策必須考慮的經濟環境。

儘管美聯儲2014年11月才退出量化寬鬆，2015年12月才開始量化寬鬆後第一次加息，然後又時隔一整年才啟動第二次加息，但從2011年下半年起，新世紀以來新興市場經濟體持續的高增長態勢就已經開始逆轉，“保增長”成為越來越多新興市場經濟體宏觀政策的主題，即使印度、越南、中國等熱門新興市場也不得不相繼降息；其

<sup>1</sup> 廈門大學嘉庚學院國際商務學院國際經濟與貿易專業 786821467@qq.com\*通訊作者

<sup>2</sup> 福建江夏學院經濟貿易學院國際商務專業

中，巴西自2011年初羅塞夫政府上臺之後，短短一年半時間裡就連續7次降低基準利率，將基準利率年率下調到了8.5%的歷史低位。然而，國際收支特徵不同，決定了不同國家“保增長”和“抑通脹”、“防資本外逃”等其他目標之間的矛盾衝突程度相差懸殊，不同新興市場經濟體在保增長時的政策選擇空間相應差距甚大，進而將導致熱門新興市場之間經濟發展形勢分化出現並加劇，即使是同一個新興市場國家，在不同時期其宏觀調控選擇空間也會發生變化（梅新育，2016）。

由於主要新興市場經濟體、特別是熱門新興市場經濟體都奉行開放經濟，又未曾掌握當前國際經濟體系控制權，他們面臨的通貨膨脹壓力普遍帶有較為濃郁的外部輸入色彩。在經濟週期盛衰的不同階段，國際收支格局不同的新興市場經濟體，實際有效匯率（Real Effective Exchange Rate）通過上述機制對輸入型通貨膨脹的影響是不同的；在經濟繁榮、外部市場普遍看好新興市場經濟體之時，即使一國出現了長期性的貿易收支和經常項目收支逆差，大規模的資本流入也能保證其國際收支平衡或順差，其本幣對美元匯率也節節升值。

## 2. 國際收支狀況影響新興市場調控空間

由於進口貨物特別是大宗初級產品多數以美元計價，此時其本幣對美元匯率升值將給輸入通貨膨脹的價格機制火上澆油，本幣升值與輸入通貨膨脹的流動性機制資本型式、特別是組合投資流入之間，形成預期自我實現並相互加強的循環。在此階段，不管其國際收支格局如何，熱門新興市場遭受的輸入型通脹壓力結果都是一樣的；然而，當前新興經濟體宏觀經濟急轉直下、國際市場參與者對新興經濟體看空情緒高漲、市場參與者紛紛逃向美元之時，國際收支格局不同的新興經濟體情況發生分化，不同國家在選擇“保增長”政策工具時所受掣肘程度也大相逕庭。

假如一國存在持續的貿易順差和經常項目收支順差，其本幣匯率即使對美元有所貶值，貶值幅度也較小；假如該國資本流入以波動性較低的實體經濟部門直接投資為主，其本幣匯率得到的支撐將進一步增強。在這種情況下，假如國際市場上以美元計價的大宗初級產品價格下跌，其國內以本幣計價的投入價格也相應趨向下落，通貨膨脹壓力趨向減輕；此時該國央行若選擇放鬆貨幣政策，無需過多擔心輸入型通貨膨脹壓力大規模捲土重來，中國就是如此。存在持續貿易逆差和經常項目收支逆差的新興經濟體此時則不然，虛弱的貿易收支和經常項目收支將給市場參與者創造看空本幣匯率的理由，從而抽逃資本，進而形成“資本外逃-本幣對美元匯率貶值-資本加劇外逃”的預期自我實現的惡性循環；倘若該國資本流入以波動性較高的組合投資流入為主，這種惡性循環和波動就會更加劇烈。由於該國本幣匯率對美元大幅度貶值，即使此時國際市場上以美元計價的大宗初級產品價格下跌，其國內以本幣計價的投入價格也依然堅挺，通貨膨脹壓力仍然居高不下。此時該國央行就不得不直面“保增長”與“抑通脹”之間的激烈衝突；持續數十年貿易赤字和經常項目收支赤字的印度就是這樣的典型。更糟糕的是，為了避免陷入災難深重的國際收支危機，進而引爆貨幣金融危機，這樣的國家往往不得不選擇維持高利率和高存款準備金率，甚至進一步收緊貨幣政策，以吸引組合投資流入，而顧不得此舉將對實體經濟部門產生的殺傷力，反正國際收支危機迫在眉睫，而實體經濟部門危機沒那麼火燒眉毛。

因此，在國際經濟形勢陰晴不定之際，國內外投資者、外經貿企業都需要認識到不同新興市場的不同特徵，外商直接投資（Foreign direct investment）也會受到相應影響，準確判斷其各自經濟走向。

### 3. 對亞洲主要國家的國際收支帶來變化的主要因素

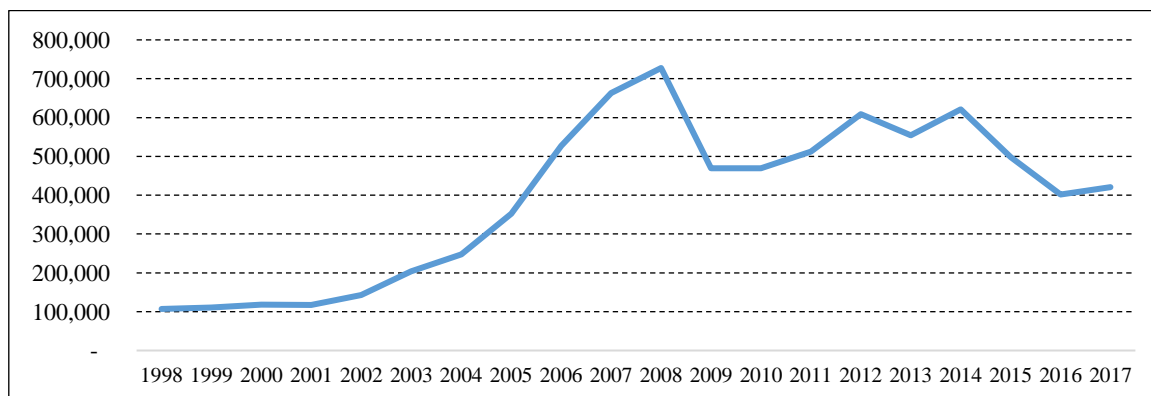
要使亞洲主要國家和地區的貿易收支趨於均衡，對外匯儲備的增加進行抑制，使資金的有效利用得到進展，需要什麼樣的因素呢？從中長期來看，必須把成為貿易收支順差擴大因素的出口主導型經濟增長轉換為內需主導型，同時致力於加強國內的金融體制和扶植金融市場，以抑制投資不足事態的發生，而且亞洲主要國家和地區必須相互合作，擴充對付金融危機的安全網絡。

如2005年6月美國實施對中紡織品特別貿易保護條款，如果貿易收支順差繼續擴大，保護主義將會興起；但在進口許多原材料乃至生產設備、進行區域內分工的亞洲主要國家和地區，出口與進口同時減少，因此貿易收支或許不會發生大的變化。即使歐美對來自中國的進口實行限制，也有可能以來自亞洲其他國家的進口來替代；在歐美經濟衰退所致的出口減少的情況下，也可能出現進出口同時減少的現象，為了阻止出口少，降低匯率也可能會得到支持。

另一方面，亞洲主要國家和地區短期內將很難轉換為內需主導型。GDP（國內生產總值），是一個國家（或地區）所有常住單位在一定時期內生產活動的最終成果，是國民經濟核算的核心指標，也是衡量一個國家或地區經濟狀況和發展水平的重要指標。中國在2000年以後消費趨於增加，但1994年銀根緊縮後開始停滯，因此居民消費物價指數（Consumer Price Index）對名義GDP比從1990~1997年的平均47.0%到2004年的41.4%，降低了5.6個百分點，這是亞洲主要國家和地區中最低的水平；基建投資等總資本形成對名義GDP比從1990~1997年的平均38.8%到2004年的44.2%，增加了5.3個百分點；但偏重固定資本投資的經濟增長在各地不斷促成了出口特別區，導致設備投資過剩和上海等不動產價格的高漲，因此中國政府也認識到今後要保持持續經濟增長就必須擴大消費，為此有必要縮小擁有三分之二人口的農村地區和城市地區的收入差距。

### 4. 模型構建與實證分析

本文利用 1998~2017 年的時間序列數據，使用 EViews 10 進行分析，數據來源於 UNCTAD 數據庫，主要考察亞洲地區新興市場與國際收支平衡的關係。如圖 1 所示，亞洲地區新興市場的國際收支在 1998~2008 年增速上升，至 2008 年達到最高峰；2008 年的金融海嘯對其影響甚劇，導致 2009 年國際收支呈現下降，此後整體呈緩慢上升趨勢，在 2014 年達到另一個高峰後，再度呈現下滑趨勢，2017 年後再度展現上升格局。



資料來源：United Nations Conference on Trade and Development，UNCTAD

圖 1. 1998 年~2017 年亞洲地區新興市場國際收支的歷年趨勢

本文的被解釋變量為國際收支（BOP），解釋變量為國內生產總值（GDP）、外商直接投資（FDI）、出口額（EX）、進口額（IM）、實際有效匯率（REER）與居民消費物價指數（CPI），描述性統計和相關性分析分別如表1與表2所示。

表1. 亞洲地區新興市場變量的描述性統計

	BOP	GDP	FDI	EX	IM	REER	CPI
平均	393,721	11,116,746	280,206	3,781,767	3,225,040	111.40	91.57
中位數	444,843	10,163,294	305,032	3,852,069	3,172,831	107.55	90.40
最大值	727,627	22,264,313	491,926	6,233,981	5,664,818	133.00	126.59
最小值	107,033	3,302,808	85,137	1,093,306	910,531	96.56	56.80
標準差	205,080	6,663,459	140,419	1,899,822	1,737,975	10.45	22.24
觀測數	20	20	20	20	20	20	20

資料來源：本文自行整理

表2. 亞洲地區新興市場變量的相關性檢驗

	BOP	CPI	EX	FDI	GDP	IM	REER
BOP	1						
CPI	0.7126	1					
EX	0.8397	0.9575	1				
FDI	0.8054	0.9621	0.9656	1			
GDP	0.6769	0.9880	0.9547	0.9592	1		
IM	0.8098	0.9545	0.9968	0.9525	0.9588	1	
REER	0.4264	0.8338	0.7636	0.8087	0.8863	0.7815	1

資料來源：本文自行整理

#### 4.1 單位根檢驗（ADF）

單位根檢驗是指檢驗序列中是否存在單位根，因為存在單位根就是非平穩時間序列，可以證明序列中存在單位根過程不平穩時，會使回歸分析中存在偽回歸。序列BOP、GDP、FDI、EX、IM、REER和CPI的ADF值的絕對值均小於5%顯著性水平下的臨界值，不能拒絕原序列具有一個單位根的原假設，即以上變量均不平穩；但經過一階差分後，所有序列均為平穩序列，即各變量一階差分在5%的顯著水平上均是一階單整序列，從而可進行協整分析。

表 3. 各變量的平穩性檢驗結果

變量	(C, T, K)	ADF	10%臨界值	5%臨界值	1%臨界值	P 值	結論
BOP	(C, 0, 0)	-0.9937	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.9209	不平穩
GDP	(C, 0, 0)	-2.3016	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.4133	不平穩
FDI	(C, 0, 0)	-2.4220	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.3578	不平穩
EX	(C, 0, 0)	-1.8165	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.6564	不平穩
IM	(C, 0, 0)	-1.5876	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.7593	不平穩
REER	(C, 0, 0)	-1.8354	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.6472	不平穩
CPI	(C, 0, 0)	-1.5308	-3.2774	-3.6736	-4.5326	0.7816	不平穩
D(BOP)	(C, 0, 0)	-3.2779	-1.6066	-1.9614	-2.7000	0.0026	平穩

D(GDP)	(C, 0, 0)	-3.0466	-3.2870	-3.6908	-4.5716	0.1476	不平稳
D(FDI)	(C, 0, 0)	-3.5424	-1.6066	-1.9614	-2.7000	0.0014	平稳
D(EX)	(C, 0, 0)	-3.3310	-1.6066	-1.9714	-2.7000	0.0023	平稳
D(IM)	(C, 0, 0)	-2.8960	-1.6066	-1.9714	-2.7000	0.0064	平稳
D(REER)	(C, 0, 0)	-3.6494	-1.6066	-1.9714	-2.7000	0.0011	平稳
D(CPI)	(C, 0, 0)	-3.5642	-3.2870	-3.6908	-4.5716	0.0642	不平稳
DD(GDP)	(0, 0, 1)	-5.2225	-1.6056	-1.9644	-2.7175	0.0000	平稳
DD(CPI)	(0, 0, 1)	-5.0275	-1.6056	-1.9644	-2.7175	0.0001	平稳

資料來源：本文自行整理

注：檢驗類型 (C, T, K) 分別表示單位根檢驗方程中包含常數項、趨勢項和滯後階數，D表示一階差分。

## 4.2 協整檢驗

協整檢驗決定一組非平穩序列的線性組合是否具有穩定的均衡關係，偽回歸的一種特殊情況即是兩個時間序列的趨勢成分相同，此時可能利用這種共同趨勢修正回歸使之可靠。在現實經濟中的時間序列通常是非平穩的，我們可以對它進行差分把它變平穩，但這樣會讓我們失去總量的長期信息，而這些信息對分析問題來說又是必要的，所以用協整來解決此問題。正是由於協整傳遞出了一種長期均衡關係，若是能在看來具有單獨隨機性趨勢的幾個變數之間找到一種可靠聯繫，那麼通過引入這種“相對平穩”對模型進行調整，可以排除單位根帶來的隨機性趨勢，即所稱的誤差修正模型。對各變量進行協整分析的結果如表 4 所示。

表 4 顯示當原假設  $r=0$  時，在 5%顯著性水平下，跡檢驗的統計量大於臨界值，此時拒絕原假設；當原假設為  $r \leq 4$  時，跡檢驗的統計量仍大於 5%顯著性水平下的臨界值，此時接受原假設，各變量間在 5%的顯著性水平下存在著 4 個長期穩定的均衡關係。

表 4. Johansen 協整檢驗結果

原假設	特徵值	跡統計量	5%臨界值	P 值
None*	0.9867	147.9666	69.8189	0.0000
At most 1*	0.8602	70.1515	47.8561	0.0001
At most 2*	0.6440	34.7379	29.7971	0.0124
At most 3*	0.5069	16.1480	15.4947	0.0398
At most 4	0.1731	3.4212	3.8415	0.0644

資料來源：本文自行整理

注：\*表示在 0.05 水平上拒絕假設

## 4.3 格蘭傑因果檢驗

通過上協整檢驗的結果表明，BOP 與 GDP、FDI、EX、IM、REER、CPI 之間存在長期均衡關係，為進一步驗證各變量之間是否存在因果關係，需在此基礎上進行格蘭傑 (Granger) 因果檢驗。表 5 的結果無法證實亞洲的出口效應 (EX)、投資效應 (FDI)、收入效應 (GDP)、進口效應 (IM)、物價指數效應 (CPI) 和匯率效應 (REER) 六個單一變量與國際收支平衡 (BOP) 之間存在明顯的雙向因果關係。

表 5. 格蘭傑檢驗結果

原假設	F 統計量	P 值	結論
GDP does not Granger Cause BOP	0.7167	0.5067	無法拒絕
BOP does not Granger Cause GDP	1.2904	0.3082	無法拒絕
IM does not Granger Cause BOP	0.4896	0.6237	無法拒絕
BOP does not Granger Cause IM	1.3798	0.2861	無法拒絕
EX does not Granger Cause BOP	0.1757	0.8409	無法拒絕
BOP does not Granger Cause EX	0.5170	0.6081	無法拒絕
FDI does not Granger Cause BOP	0.0427	0.9583	無法拒絕
BOP does not Granger Cause FDI	0.4187	0.6664	無法拒絕
CPI does not Granger Cause BOP	1.2375	0.3221	無法拒絕
BOP does not Granger Cause CPI	1.0757	0.3696	無法拒絕
REER does not Granger Cause BOP	0.6712	0.5279	無法拒絕
BOP does not Granger Cause REER	0.8315	0.4573	無法拒絕

資料來源：本文自行整理

#### 4.4 向量自回歸模型檢驗

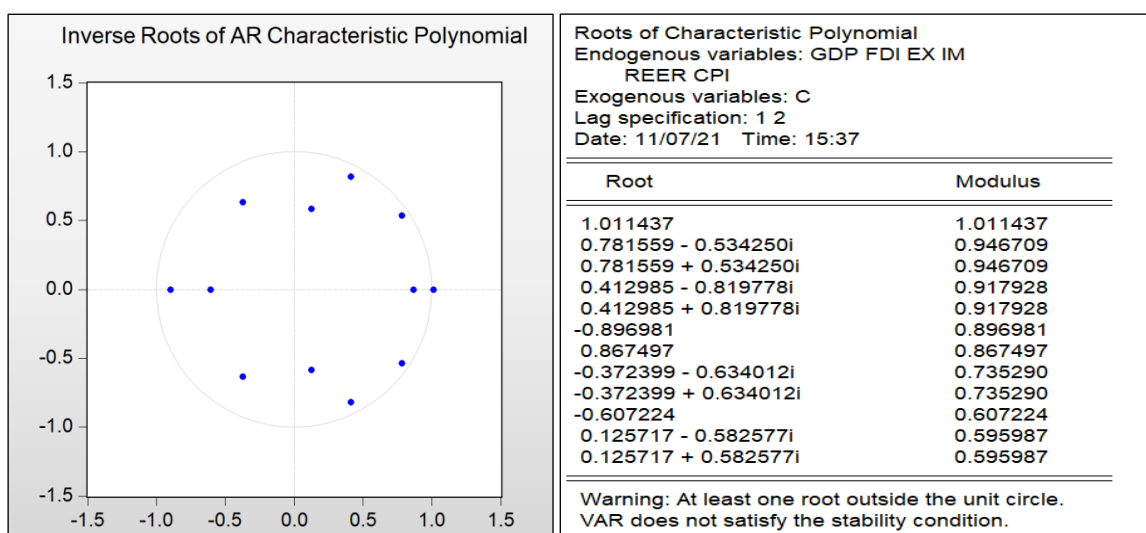
向量自回歸 (Vector Autoregressive Models, VAR) 是基於數據的統計性質建立模型，把系統中每一個內生變量作為系統中所有內生變量的滯後值的函數來構造模型，從而將單變量自回歸模型推廣到由多元時間序列變量組成的“向量”自回歸模型。在時間序列的模型中，如果模型設定和識別不準確，模型就不能準確地反應經濟系統的動態特性，也不能據以進行動態模擬和政策分析。因此，VAR 模型通常使用最少的經濟理論假設，以時間序列的統計特徵為出發點，通常對經濟系統進行衝擊響應 (Impulse-Response) 分析，來瞭解經濟系統的動態特性和衝擊傳導機制。由於 VAR 模型側重於描述經濟的動態特性，因而它不僅可以驗證各種經濟理論假設，而且在政策模擬上具有優越性。

本文將影響國際收支的諸多變數建立向量自回歸模型如下：

$$\text{BOP} = a_1\text{GDP} + a_2\text{FDI} + a_3\text{EX} + a_4\text{IM} + a_5\text{REER} + a_6\text{CPI} \quad (1)$$

其中 BOP、GDP、FDI、EX、IM、REER 和 CPI 分別代表國際收支平衡、國內生產總值、外商直接投資、出口額、進口額、實際有效匯率、居民消費物價指數，C 為常數項， $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$ 、 $a_4$ 、 $a_5$ 、 $a_6$  分別為國內生產總值、外商直接投資、出口額、進口額、實際有效匯率、居民消費物價指數的係數。

VAR 模型本質上就是  $n$  階差分方程，差分方程的解是數列，當數列收斂時，時間序列就是平穩的，模型就是穩定的。通過了解差分方程解的結構可知，當且僅當特徵方程的根在單位圓內時，差分方程有收斂解。本文所建立的向量自回歸模型所有根模的倒數都小於 1，即都在單位圓內（如圖 2 所示），顯示此模型是穩定的。



資料來源：本文分析整理

圖 2. 亞洲地區新興市場國際收支向量自回歸模型根圖與根表

#### 4.5 多元回歸分析

本文採用多元回歸模型進行檢驗分析，構建回歸模型如下：

$$\text{BOP} = a + a_1 \text{GDP} + a_2 \text{FDI} + a_3 \text{EX} + a_4 \text{IM} + a_5 \text{REER} + a_6 \text{CPI} \quad (2)$$

$$\text{BOP} = b + b_1 \text{GDP} + b_2 \text{FDI} + b_3 \text{NEX} + b_4 \text{REER} + b_5 \text{CPI} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{LN}(\text{BOP}) = & C + c_1 \text{LN}(\text{GDP}) + c_2 \text{LN}(\text{FDI}) + c_3 \text{LN}(\text{NEX}) \\ & + c_4 \text{LN}(\text{REER}) + c_5 \text{LN}(\text{CPI}) \end{aligned} \quad (4)$$

因為表 2 相關性檢驗顯示進口與出口存在高度相關，未避免回歸出現多重共線性（Multicollinearity），採用淨出口（出口－進口）作為貿易效應的變數（方程式 3）；為進一步求出國際收支調節的效應彈性，對所有變數去自然對數後建構回歸方程式 4，其中各變數前置  $\text{LN}$  為其自然對數， $c_i$  為其彈性係數。

觀察圖 1 中亞洲地區新興市場國際收支趨勢圖，顯示回歸模型可能存在結構性斷點；因此本文選取 2008 年為時間節點，引入鄒檢驗（Chow Test）對數據進行檢測，其結果顯示結構性斷點確實存在<sup>3</sup>。通過利用逐步回歸法（Stepwise Least Squares Regression），本文針對引入虛擬變數（DUM）後的數據進行多元回歸分析，表 6 分別顯示原始模型、淨出口模型與對數模型，表 7 分別顯示引入虛擬變數並進行逐步回歸後的模型結果。

原始模型的  $R^2$  與  $\bar{R}^2$  分別為 0.9395 與 0.9116，顯示原始模型回歸結果的配適度相當良好；Durbin-Watson 值落於信賴區間內（1.7230），隱含隨機誤差項之間不存在自相關性（autocorrelation）或序列相關（serial correlation）。原始模型回歸結果顯示投資（FDI）與出口（EX）對於國際收支調節的效應皆為正，收入（GDP）與進口（IM）對於國際收支調節的效應皆為負，此結果與國際收支自動調節機制的理論相符；但模型中匯率（REER）與價格（CPI）對於國際收支調節的效應皆為正，此結果異於國際收支自動調節機制的理論。

淨出口模型的  $R^2$  與  $\bar{R}^2$  分別為 0.8150 與 0.7485，兩者皆低於原始模型，顯示原始

<sup>3</sup> F 統計量為 8.2903，Prob. F(6, 8) 為 0.0044，大於 0.01 下的顯著水平。



模型回歸結果的配適度仍然良好；Durbin-Watson 值稍低，隱含隨機誤差項之間存在自相關性或序列相關。淨出口模型回歸結果顯示投資（FDI）與貿易（NEX）對於國際收支調節的效應皆為正，匯率（REER）與價格（CPI）對於國際收支調節的效應皆為負，此結果與國際收支自動調節機制的理論相符；但模型中收入效應（GDP）為正，此結果異於國際收支自動調節機制的理論。

對數模型的 $R^2$ 與 $\bar{R}^2$ 分別為 0.9427 與 0.9222，顯示對數模型回歸結果的配適度依舊相當良好，Durbin-Watson 值稍低，隱含隨機誤差項之間存在自相關性或序列相關。對數模型回歸結果與淨出口模型大體上一致，其中對於國際收支調節的效應而言，貿易彈性與投資彈性皆為正，貿易彈性（0.9179）顯著且遠高於投資彈性（-0.3343）；匯率彈性與價格彈性皆為負，且價格彈性（-4.3136）為匯率彈性（-2.0964）的 2 倍，並遠高於貿易彈性與投資彈性。模型中收入彈性（GDP）為正（2.4425）且顯著，此結果仍異於國際收支自動調節機制的理論。

表 6. 多元回歸模型結果

變量	原始模型	淨出口模型	對數模型
C	-528,484	1,003,856	-5.1260
(t-統計量)	(-0.8444)	(1.0807)	(-0.8239)
GDP/LN(GDP)	-0.0534	0.0028	2.4425
	(-1.9735)	(0.0661)	(2.7586)*
FDI/LN(FDI)	0.3404	1.8115	-0.3343
	(0.4721)	(1.6228)	(-0.6790)
NEX/LN(NEX)		0.2455	0.9179
		(0.7469)	(2.8456)*
EX	0.5000		
	(2.4851)*		
IM	-0.3073		
	(-1.5723)		
REER/LN(REER)	4,065.27	-8,504.61	-2.0964
	(0.9157)	(-1.3587)	(-2.0070)
CPI/LN(CPI)	738.23	-3,687.60	-4.3136
	(0.1283)	(-0.3847)	(-2.3565)*
$R^2$	0.9395	0.8150	0.9427
Adjusted $R^2$	0.9116	0.7485	0.9222
Durbin-Watson stat	1.7230	0.8975	0.8930

資料來源：本文自行整理

注：\*表示在 0.05 水平上拒絕假設；\*\*表示在 0.01 水平上拒絕假設

表 7 中基於對數模型且考量結構斷點模型的 $R^2$ 與 $\bar{R}^2$ 分別為 0.9920 與 0.9810，顯示對數模型回歸結果的配適度依舊相當良好，Durbin-Watson 值落於信賴區間內（2.6434），隱含隨機誤差項之間不存在自相關性或序列相關。考量結構斷點的模型結果顯示，對於國際收支調節的效應而言，投資彈性在 2008 年金融海嘯前為-0.4516，在 2008 年金融海嘯後為-1.3507，效應總和為-1.8023，顯示外資流入與經常帳產生替代效果，負向影響國際收支盈餘；對於國際收支調節的效應而言，貿易彈性在 2008 年金融海嘯前為 0.8037，在 2008 年金融海嘯後為-1.3580，效應總和為-0.5543；匯率彈性在 2008 年金融海嘯前為-0.7913，在 2008 年金融海嘯後為 5.3998，效應總和為 0.6085；價格彈性皆為負，其中在 2008 年金融海嘯前為-3.3139，在 2008 年金融海嘯後為-4.8796，稍高於金融海嘯之前。模型中收入彈性（GDP）為正，此結果仍異於國



際收支自動調節機制的理論。

考量結構斷點與逐步回歸模型的 $R^2$ 與 $\bar{R}^2$ 分別為 0.9810 與 0.9671，顯示對數模型回歸結果的配適度依舊相當良好，Durbin-Watson 值落於信賴區間內（1.5436），隱含隨機誤差項之間不存在自相關性或序列相關。考量結構斷點與逐步回歸的模型結果顯示，對於國際收支調節的效應而言，收入彈性在 2008 年金融海嘯前為 3.2975，在 2008 年金融海嘯後為-2.4096，此結果符合國際收支自動調節機制的理論；投資彈性為-0.4087，顯示外資流入與經常帳產生替代效果，負向影響國際收支盈餘；貿易彈性為正（0.6536），但遠低於投資與收入效果；匯率彈性在 2008 年金融海嘯前為-1.6994，在 2008 年金融海嘯後為 3.4989，效應總和為 1.7995；價格彈性仍為負（-2.9906），稍高於匯率彈性。

表 7. 含結構斷點與逐步回歸的模型結果

變量	引入虛擬變數含結構斷點的模型	逐步回歸後的模型
C	-13.7966	-14.2509
(t-統計量)	(-3.1665)*	(-2.5345)*
DUM	11.9760	22.2058
	(1.6224)	(3.0809)*
LN(GDP)	2.5204	3.2975
	(4.7405)**	(5.2641)**
DUM*LN(GDP)	0.4117	-2.4096
	(0.3814)	(-3.7102)**
LN(FDI)	-0.4516	-0.4087
	(-1.4494)	(-1.2171)
DUM*LN(FDI)	-1.3507	
	(-1.4060)	
LN(NEX)	0.8037	0.0861
	(1.5090)	(0.2778)
DUM*LN(NEX)	-1.3580	
	(-0.5510)	
LN(REER)	-0.7913	-1.6994
	(-0.8512)	(-1.5548)
DUM*LN(REER)	5.3998	3.4989
	(2.5591)*	(1.6655)
LN(CPI)	-3.3139	-2.9906
	(-2.2802)	(-2.2154)*
DUM*LN(CPI)	-4.8796	
	(-1.8405)	
$R^2$	0.9920	0.9810
Adjusted $R^2$	0.9810	0.9671
Durbin-Watson stat	2.6434	1.5436

資料來源：本文自行整理

注：\*表示在 0.05 水平上拒絕假設；\*\*表示在 0.01 水平上拒絕假設

#### 4.6 脈衝響應分析

脈衝響應函數方法是分析當模型受到來自隨機誤差項的一個標準差的衝擊時，被解釋的變量的動態反應時間及持續時間。通過脈衝響應函數能夠看到亞洲地區新興市場國際收支平衡(BOP)分別受到國內生產總值(GDP)、消費者物價指數(CPI)、外國吸收投資(FDI)、出口額(EX)、進口額(IM)和實際有效匯率(REER)這

六個變量的衝擊時，所形成的動態反映軌跡變化。

由圖 3 可知，GDP、FDI 與 EX 的擬合程度都呈現較好的趨勢，IM 與 REER 在前 5 期為負面影響，在第 5 期之後逐漸轉為正向影響，並持續穩定至 10 期以後的長期影響；而 CPI 的圖像一直保持為正向影響，並在第 2 期達到高峰，在第 2 期下降後仍保持較穩定的正向影響，並且最後無法確定是否可以收斂於時間軸，說明對於亞洲地區新興市場的國際收支平衡，可以通過 GDP、FDI 和 EX 進行自我調節，較符合預期，而不易通過 IM、REER 和 CPI 這些方式調節。

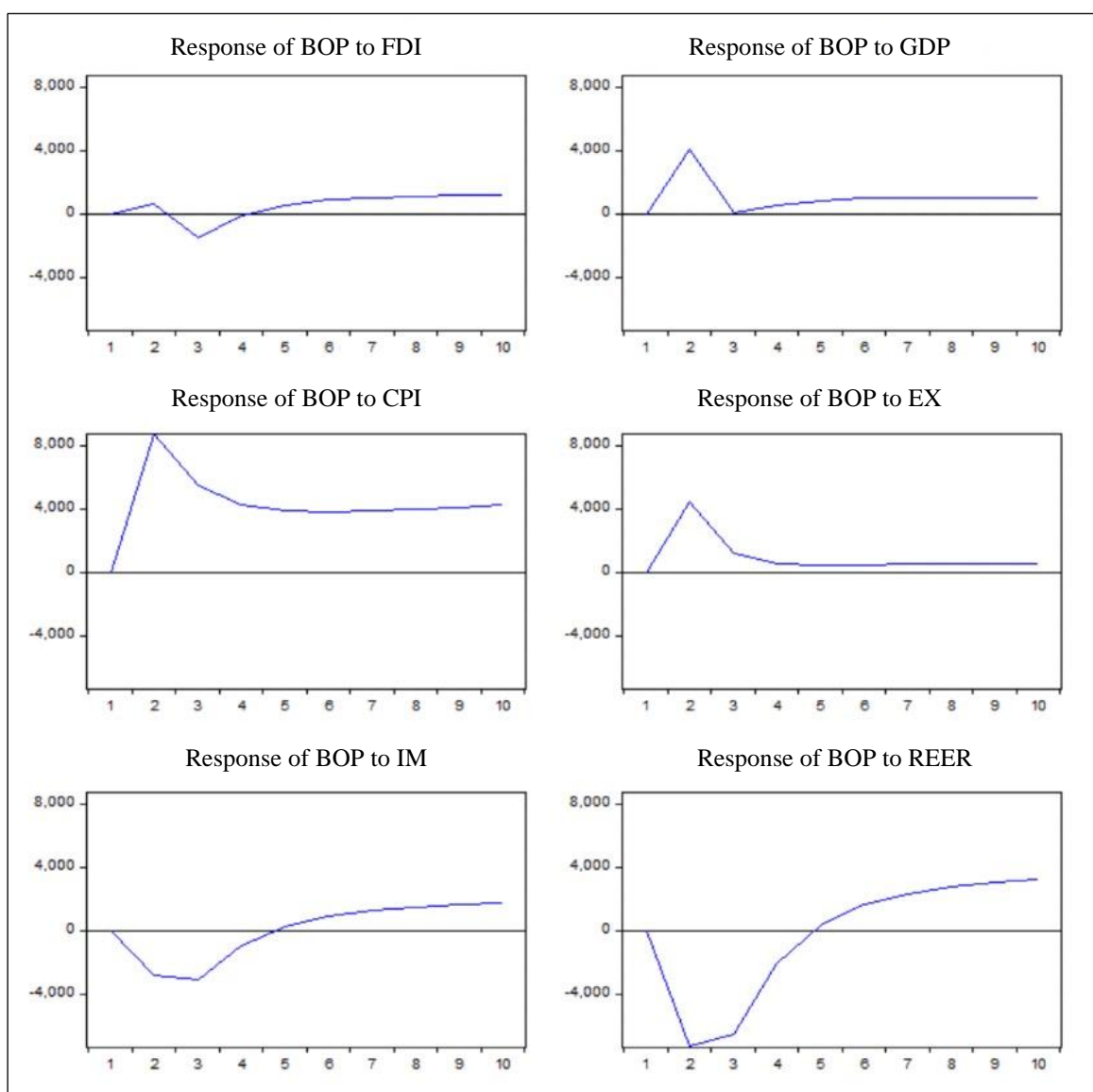


圖 3. 亞洲地區新興市場國際收支受六要素衝擊的脈衝響應函數圖

## 5. 結論

本文通過研究 1998 年至 2017 年亞洲新興市場近幾年發展狀況，通過收入效應（GDP）、投資效應（FDI）、貿易效應（淨出口效應（NEX）、出口效應（EX）、進口效應（IM））、匯率效應（REER）和價格效應（CPI）變量指標，對於國際收支（BOP）的影響進行實證探討，並基於多元回歸模型對其之間的動態關係進行分析研究，結果顯示 2008 年金融海嘯對於亞洲新興市場的整體國際收支影響甚巨，國際

收支自動調節機制仍能發揮作用，但其中還有很長的道路要走。

亞洲地區新興市場各地的國際收支狀況均受居民消費物價指數、出口額、外商直接投資、國內生產總值、進口額、實際有效匯率彈性的影響。事實上，整個世界都將從亞洲新興市場轉向消費主導增長模式中獲益，但亞洲新興經濟體經濟增長放緩，以及該地區從外部需求和投資轉向國內需求和消費，都將對全球產生深遠的影響（斯坦利·費希爾等，2016）。本文依據分析結果得出以下政策啟示：

第一，亞洲地區新興市場應加速發展本地區經濟，促進國際收支平衡。隨著全球競爭的不斷加劇，新興市場國家亟需實行經濟體制改革，強化市場機制，轉變經濟發展方式，提高經濟效率，增強自身的經濟實力，力求經濟平穩轉型，促進經濟平穩健康發展；同時，在制定合理的貿易策略的基礎上，優化貿易結構，調節經常賬戶失衡，保持進出口合理地增長。

第二，亞洲地區新興市場應建立完善的預警機制，加強對資本流動的監管。當全球資本流動性增加時，大量的資本流入地區和國家，很容易形成泡沫經濟；而國際資本市場的衝擊往往會造成泡沫的破裂，給新興市場造成巨大的經濟損失。

第三，亞洲地區新興市場應密切關注國際形勢變化，加強資本流動監管的國際協調與合作。要密切關注發達經濟體經濟復蘇、宏觀經濟政策導向等引起的國際利率、國際流動性水平以及周邊新興市場國家資本異動等形勢變化，加強對資本流動動態的跟蹤監測的精准度和效率，並制定相應的資本流動監管政策（謝婷婷與李玉梅，2018）。

### 參考文獻

1. 梅新育（2016）。不同國際收支特徵下新興市場的貨幣政策空間。21世紀經濟報道，2016-12-29(4)。
2. 梅新育（2012）。國際收支狀況掣肘新興市場調控空間。中國證券報，2012-06-13(A04)。
3. 斯坦利·費希爾、宋瑩、魯振坤（2016）。轉型中的亞洲新興市場。金融市場研究，4，12-18。
4. 謝婷婷、李玉梅（2018）。國際資本流動的影響因素實證分析：以新興市場國家為例。西部金融，4，9-13+18。

收稿日期：2021-08-01  
責任編輯、校對：陳虹西、吳少婷