

<https://doi.org/10.52288/jbi.26636204.2022.01.06>

## 基於多元回歸模型的共同市場國際收支研究 Research on Balance of Payments in Common Market Based on Multiple Regression Model

周霖珊<sup>1\*</sup> 雷華英<sup>2</sup>  
Lin-Shan Zhou Hua-Ying Lei

### 摘要

共同市場作為區域經濟一體化所形成的利益共同體，對區域經濟發展具有促進作用。國際收支能夠反映一國對外貿易和經濟實力，討論國際收支在不同因素的影響下，如何因不同區域經濟狀態而有所差異，對建設區域發展有重要意義。本文利用多元回歸模型，研究中美洲共同市場、東南非共同市場、南方共同市場在1998~2017年國內生產總值（GDP）、外商直接投資（FDI）、出口（EX）、進口（IM）、實際有效匯率（REER）和消費者物價指數（CPI）對國際收支（BOP）的影響；同時採用相關性檢驗、平穩性檢驗、格蘭傑因果關係檢驗和協整檢驗，並通過脈衝響應分析研究變量間的相互作用。結果表明這三個共同市場的國際收支平衡的多元回歸模型與預期相差較大，因為造成因素間影響複雜化，且一體化程度還有待提高。為了達到共同發展與合作共贏，各組織內可通過加強合作，提升一體化程度，找到最適合的發展方法和模式，創造更大價值。

**關鍵詞：**共同市場、國際收支平衡、實際有效匯率、進出口貿易、外商直接投資

### Abstract

As a community of interests formed by regional economic integration, the common market plays a role in promoting regional economic development. The balance of payments (BOP) can reflect a country's foreign trade and economic strength. It is of great significance to discuss how BOP varies due to different regional economic states under the influence of different factors. Using multiple regression model, this paper studies the effects of income, exchange rate, export, import, investment, and price on BOP in Central American common market, Southeast African common market and Southern Common Market from 1998 to 2017. Tests of correlation, stationary, causality and cointegration are conducted followed by impulse response analysis to study the interaction between variables. The results show that multiple regression models of BOP of the three common markets are quite different from the expectation due to the complex influence among factors and the degree of integration needs to be improved. In order to achieve common development and win-win cooperation, the communities can find the most suitable development method and model to create greater value by strengthening cooperation and improving the degree of integration.

**Keywords:** Common Market, Balance of Payments, Real Effective Exchange Rate, Import and Export Trade, Foreign Direct Investment

<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 987915730@qq.com\*通訊作者

<sup>2</sup> 福建工程學院審計學專業

## 1. 引言

在經濟全球化的背景下，世界各國的經濟往來與聯繫變的日益密切，全球經濟與世界市場日益一體化。國際經濟一體化可以分為多邊一體化和區域一體化，而在區域經濟一體化的實現過程中，出現了許多區域經濟一體化的集團或組織；這些集團或組織以國際條約為依據，以國際組織為依託，區域內成員國認同的標誌貿易自由化程度的規則、組織形式、一體化類型、爭端解決的制度為內容，形成具有不同法律特徵的區域經濟一體化組織模式（王春婕，2005）。第三世界國家為建立國際經濟新秩序和發展民族經濟，在經濟領域內開展了多種形式的合作；其中共同市場作為區域經濟一體化所形成的利益共同體，其特點是成員國間完全取消關稅壁壘，並對非成員國統一關稅，成員國之間資本與勞動力自由流動。隨著全球經濟發展，國與國之間的交流和經濟往來不斷增多，通過國際收支帳（BOP）能夠反映一定時期內，一國居民與非居民之間所發生的全部經濟交易；作為一國對外貿易和經濟實力的重要體現，國際收支帳能夠反映一國在世界經濟中所處的地位及其升降，其國際影響力和重要性不言而喻。

本文基於1998年至2017年的時間序列數據，選擇中美洲共同市場、東南非共同市場以及南方共同市場，探討國內生產總值（GDP）、外商直接投資（FDI）、出口（EX）、進口（IM）、實際有效匯率（REER）和消費者物價指數（CPI）對國際收支（BOP）的影響，並依據分析結果提出若干建議。

## 2. 文獻綜述

關於經濟增長對國際收支結構的影響，李娟偉與任保平（2013）通過運用系統GMM的方法，分析國際收支結構與經濟增長之間的關係，實證國際收支失衡與經濟增長具有負向相關性；因調節國際收支失衡有利於經濟的高質量增長，經常賬戶逆差會加劇經濟增長的波動性。Müller-Plantenberg（2010）闡述國際收支不平衡引起對外匯市場上不同貨幣需求的長期影響，並基於動態系統研究方法，論證國際收支與匯率之間的相互作用因一國是否限制其資本流入和流出有著根本上的不同，這取決於資本流動的調節性以及匯率的靈活性。Ketenci（2016）研究歐盟與其十個主要貿易夥伴的雙邊貿易動態，利用1980年至2012年的季度數據，實證分析實際匯率和實際收入對歐盟貿易平衡的影響，認為收入是歐洲雙邊貿易的決定因素，而不是實際匯率。Chenery和Strout（1966）曾提出“雙缺口”模型，認為發展中國家存在國內儲蓄不足和貿易逆差兩個缺口，而外資流入正好可以彌補這兩個缺口，所以外資流入可以實現國際收支平衡，推進一國經濟的起飛和發展。王丹（2015）以2005年~2012年全球69個國家的數據進行實證分析，發現外商直接投資（FDI）與東道國的資本與金融賬戶差額的關係是負向的。Baran（1973）認為，FDI是從發展中國家榨取剩餘，因為利潤和特許費等的流出占外匯收入比例越來越大，使得發展中國家更加依賴傳統出口部門和外資流入，也就是說外資流入會增加發展中國家的外部脆弱性。Makki與Somwaru（2004）結合60個發展中國家的實際情況對FDI進行研究，發現FDI是促進東道國國內投資和經濟增長的主要動力，可以長期並正向影響發展中國家的全要素生產力。Herzer與Grimm（2012）通過面板數據模型，研究44個國家和地區的FDI與經濟增長的關係，發現FDI並不一定會促進經濟增長，FDI發揮作用受到諸多因素限制，在某些地區甚至對經濟產生負向的作用。Kumhof等（2007）通過分析通貨膨脹目標制下的一個小型開放經濟模型，解釋不同貨幣制度下受到投機性攻擊的程度，其中匯率目標制最嚴重，CPI目標制次之，貨幣目標制最輕。

當國際收支失衡不能通過匯率波動的方式來自動調整，就有可能通過金融危機的方式來強制調整（王宇，2018）。本文認為國際收支調節受多方面因素的影響，雖然同樣作為共同市場，但由於體量、成員數等不同因素影響，收入效應（GDP）、投資效應（FDI）、出口效應（EX）、進口效應（IM）、匯率效應（REER）和價格效應（CPI）對國際收支的影響也可能存在不同。

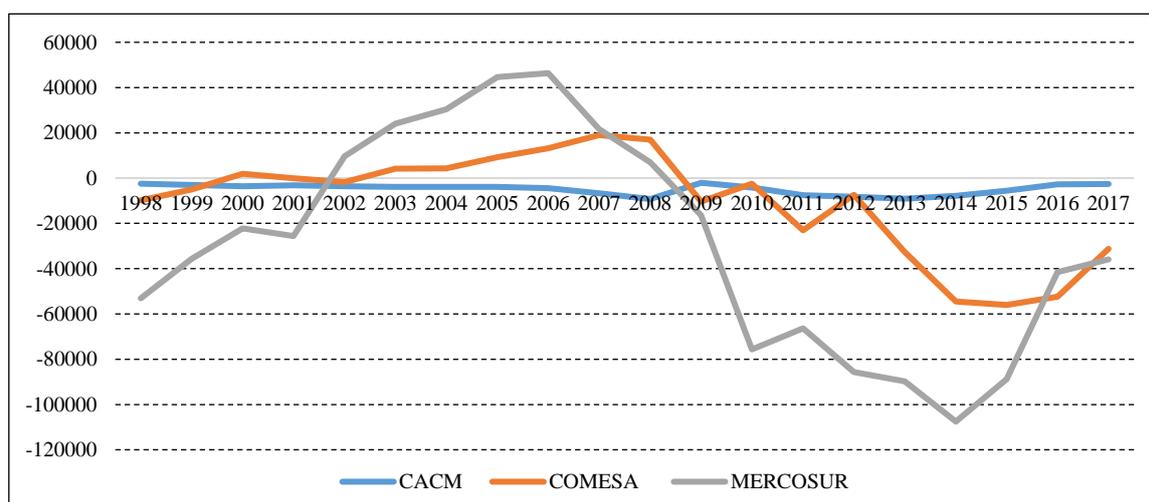
### 3. 三個共同市場國際收支平衡的背景與發展現狀

中美洲共同市場（Central American Common Market, CACM）是由中美洲五國組成的發展中國家區域性經濟合作組織，其建立目的在於促進中美洲的經濟一體化，協調各成員國的經濟政策，逐步取消各成員國之間的關稅，統一對外關稅，最終實現地區貿易自由化，建立自由貿易區和關稅同盟。

東南非共同市場（Common Market for Eastern and Southern Africa, COMESA）全稱東部和南部非洲共同市場，是在原東部和南部非洲優惠貿易區的基礎上成立的區域性經濟組織，是非洲地區成立最早、最大的也是最成功的地區經濟合作組織，共有21個成員國。其建立旨在通過加強成員國的貿易和投資聯繫，實現成員國之間的經濟一體化。

南方共同市場（Mercado Común del Sur, MERCOSUR）在1991年時，由阿根廷、巴西、巴拉圭和烏拉圭4國總統在巴拉圭首都簽署《亞松森條約》，宣佈建立。該共同市場通過有效利用資源、保護環境、協調宏觀經濟政策、加強經濟互補，促進成員國科技進步和實現經濟現代化，進而改善人民生活條件，推動拉美地區經濟一體化進程。除正式成員國外另有6個聯繫國。

從圖1可以看出，在1998~2017年這幾年間，中美洲共同市場國際收支持續呈現逆差狀態，但整體變化走向表現為一條較為平穩的線，存在一個較為穩定的狀態；東南非共同市場國際收支有正有負，但起伏變化相對還是較小；而南方共同市場國際收支情況呈現較大起伏，其國際收支情況最不穩定。



資料來源：本文自行整理

圖1. 三個共同市場1998~2017年國際收支平衡（BOP）情況

90年代隨著中美洲政治局勢漸平，貿易自由化進程加快，中美洲國家積極出口，並鼓勵加工業和新興產業的發展。隨著出口收入（包括非傳統出口產品收入）、旅遊收入和僑匯收入強勁增加，經常項目逆差降至占GDP的4.4%。對外貿易逆差的減

少，加上官方和私人債權人提供了大量的債務減免，使中美洲國家90年代的對外支付狀況明顯改善（劉維廣，2001）。2008年受全球金融危機影響，國際收支失衡嚴重；但同時由於這樣的巨變下，國際經濟出現了新格局。發展中國家經濟實力上升，新一輪科技和產業革命興起，區域經濟一體化也出現了新高潮，中美洲共同市場也迎來了轉機；同時，這些國家其實依然存在外資依賴過重、對外經常項目赤字過大、匯率劇烈波動、財政政策與匯率政策不協調等情況，財政狀況仍不是很穩定。

東南非市場的國際收支也較為平穩，在1998~2008年期間一直呈上升趨勢，2008順差減少，可能是受2008年金融危機的影響；在之後雖有起伏，但從圖1可以看出國際收支基本變動不是很明顯。在2013年後，東南非共同市場國際收支基本呈現逆差且逆差越來越大，其原因可能與2014年的國際資本市場原油價格暴跌相關。

南方共同市場於1995年正式啟動，在之後的時間裡充分展示其市場潛力，表現出一派生機。20世紀90年代，南方共同市場區域內貿易占各成員國貿易總額的比重，基本保持穩定上升的趨勢。然而就在經濟持續增長時，1999年巴西雷亞爾危機和2001年阿根廷經濟危機的相繼爆發，給南共市帶來了沉重打擊，集團經濟在此期間不斷衰退，並在年幾乎陷入停滯。伴隨著世界經濟形勢的好轉，南共市經濟自2004年也開始復蘇，在成員國間一直難以達成共識的地區貨幣一體化進程，也由此獲得推動。但此後儘管逐步恢復，但截至2018年仍未達到1998年的水平（王飛，2019）。特別是隨著2008年年全球金融危機的爆發並持續惡化，南共市經濟再次受到影響之後，阿根廷和巴西開始嘗試在雙邊貿易中採取本幣互換體系，並希望在南共市內部全面推行，以應對世界金融危機下，美元貶值給地區經濟體發展帶來的巨大風險。

#### 4. 實證分析

本文主要考察收入效應（GDP）、投資效應（FDI）、出口效應（EX）、進口效應（IM）、匯率效應（REER）和價格效應（CPI）六個指標，對共同市場的國際收支平衡的影響。為了提高結論的準確性，本文利用1998~2017年的時間序列數據，使用EViews 10軟件分析變量間的相互關係。首先對3個共同市場的實際有效匯率、國際收支和經濟增長之間關係做了描述性統計，接著對變量進行相關性檢驗和平穩性檢驗，然後通過構建多元回歸模型進行實證分析，先確定模型的滯後階數並檢驗模型的穩定性，後進行Johansen協整分析，接著通過格蘭傑因果檢驗找出變量之間的因果關係，最後通過脈衝響應函數研究各個變量在受到一單位標準差衝擊時的變化路徑。

##### 4.1 變量描述性統計及相關性分析

要觀察各變量之間是否存在相關關係以及相關程度如何，需要對六個變量進行變量之間的相關性檢驗，各變量之間的描述性統計及相關性分析結果如表1~表6所示。表格中CA後綴代表中美洲共同市場，CO後綴代表東南非共同市場，ME後綴代表南方共同市場。

表 1. 中美洲共同市場的描述性統計

	BOPCA	CPICA	EXCA	FDICA	IMCA	REERCA	GDPCA
Mean	-4,888	85.6552	124,634	4,124	149,507	110.9136	136,764
Medium	-3,876	87.2569	131,485	3,605	167,456	104.8844	126,529
Maximum	-2,063	128.1015	210,177	6,923	260,936	136.2960	254,198
Minimum	-9,245	42.3753	47,415	1,527	58,799	96.2130	63,574
Std. Dev	2,347	29.2153	56,497	1,947	72,945	13.1487	64,613
Observation	20	20	20	20	20	20	20

資料來源：本文自行整理

表 2. 中美洲共同市場的相關分析表

	BOPCA	CPICA	EXCA	FDICA	IMCA	REERCA	GDPCA
BOPCA	1	-	-	-	-	-	-
CPICA	-0.4358	1	-	-	-	-	-
EXCA	-0.7242	0.7828	1	-	-	-	-
FDICA	-0.6134	0.9150	0.7777	1	-	-	-
IMCA	-0.6270	0.9430	0.9111	0.9089	1	-	--
REERCA	-0.2456	0.9045	0.5001	0.8263	0.7800	1	-
GDPCA	-0.3542	0.9759	0.6592	0.9057	0.8856	0.9678	1

資料來源：本文自行整理

表 3. 東南非共同市場的描述性統計

	BOPME	CPIME	EXME	FDIME	IMME	REERME	GDPME
Mean	-28,014	94.2049	305,047	53,965	321,206	134.9174	2,121,059
Medium	-30,571	87.1915	330,013	52,024	305,162	137.5173	2,172,642
Maximum	46,358	176.2408	518,439	117,087	641,997	196.9027	3,553,590
Minimum	-107,556	45.6317	113,311	14,277	103,810	83.3696	737,297
Std. Dev	48,166	38.8454	141,855	29,480	181,539	30.8140	1,050,592
Observation	20	20	20	20	20	20	20

資料來源：本文自行整理

表 4. 東南非共同市場的相關分析表

	BOPME	CPIME	EXME	FDIME	GDPME	IMME	REERME
BOPME	1	-	-	-	-	-	-
CPIME	-0.4851	1	-	-	-	-	-
EXME	-0.5231	0.7035	1	-	-	-	-
FDIME	-0.7589	0.5386	0.7888	1	-	-	-
GDPME	-0.7344	0.7963	0.9449	0.8509	1	-	-
IMME	-0.7321	0.8473	0.8889	0.7693	0.9583	1	-
REERME	-0.7559	0.5936	0.5716	0.7759	0.7593	0.6900	1

資料來源：本文自行整理

表 5. 南方共同市場的描述性統計

	BOPCO	CPICO	EXCO	FDICO	GDPCO	IMCO	REERCO
Mean	-10,897	94.4429	51,498	13,711	468,230	65,473	127.0802
Medium	-3,75	78.5214	49,072	17,443	481,607	64,251	131.5335
Maximum	18,995	219.6557	81,449	25,639	746,561	99,969	165.4483
Minimum	-56,039	28.2790	25,195	2,430	222,617	31,306	88.1256
Std. Dev	23,287	53.8572	21,413	8,286	212,987	27,357	24.8578
Observation	20	20	20	20	20	20	20

資料來源：本文自行整理

表 6. 南方共同市場的相關分析表

	BOPCO	CPICO	EXCO	FDICO	GDPCO	IMCO	REERCO
BOPCO	1	-	-	-	-	-	-
CPICO	-0.7680	1	-	-	-	-	-
EXCO	-0.7021	0.9324	1	-	-	-	-
FDICO	-0.1841	0.6348	0.7318	1	-	-	-
GDPCO	-0.6991	0.9110	0.9882	0.7698	1	-	-
IMCO	-0.6466	0.9046	0.9944	0.7704	0.9847	1	-
REERCO	-0.8016	0.6313	0.6447	0.2094	0.6512	0.6071	1

資料來源：本文自行整理

本研究中所應用的變量之間存在一定的關係，所以本文採用多元回歸模型進行檢驗分析，構建的回歸模型如下：

$$\begin{aligned} \text{BOP} = & a_0 + a_1\text{BOP} + a_2\text{GDP} + a_3\text{REER} + a_4\text{FDI} \\ & + a_5\text{EX} + a_6\text{IM} + a_7\text{CPI} \end{aligned} \quad (1)$$

其中BOP、GDP、REER、FDI、EX、IM和CPI分別代表國際收支平衡、國內生產總值、實際有效匯率、外商直接投資、貿易出口、貿易進口和居民消費物價指數的數值， $a_0$ 為常數項， $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$ 、 $a_4$ 、 $a_5$ 、 $a_6$ 分別為各變量變動對BOP的影響。以下對各變量進行ADF穩定性檢驗，然後用Johansen協整檢驗法對變量之間的長期協整關係進行檢驗，最後得出具體的多元回歸方程。

#### 4.2 單位根檢驗 (ADF)

首先分別對三個共同市場的BOP、GDP、FDI、EX、IM、REER、CPI及其一階差分進行ADF檢驗，結果如表7~表9所示。所有變量的ADF值均小於5%顯著性水平下的臨界值，因此不能拒絕原序列具有一個單位根的原假設，即這些變量均不平穩；在經過一階差分之後仍有GDPCA、CPICA、GDPCO、CPICO的ADF值依然小於5%顯著性水平下的臨界值，無法拒絕原假設；在經過二階差分後，除了CPICO，所有序列均為平衡序列，即各變量二階差分在5%的顯著水平上均是二階單整序列，從而進行協整分析。

表 7. 中美洲共同市場的平穩性檢驗結果

	檢驗類型 (C, T, K)	ADF 值	1% 臨界值	5% 臨界值	10% 臨界值	P 值	平穩性
BOPCA	(C, T, 0)	-2.1271	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.4995	不平穩
D(BOPCA)	(C, T, 1)	-4.3464	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0152	平穩
GDFCA	(C, T, 0)	-2.2347	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.4457	不平穩
D(GDFCA)	(C, T, 1)	-3.5938	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0593	不平穩
DD(GDFCA)	(C, T, 2)	-5.4088	-4.6679	-3.7332	-3.3103	0.0028	平穩
FDICA	(C, T, 0)	-3.5849	-4.6679	-3.7332	-3.3103	0.0640	不平穩
D(FDICA)	(C, 0, 1)	-4.3843	-2.7081	-1.9628	-1.6061	0.0002	平穩
EXCA	(C, T, 0)	-0.9790	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.9233	不平穩
D(EXCA)	(C, T, 1)	-4.1229	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0229	平穩
IMCA	(C, T, 0)	-1.1851	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.8844	不平穩
D(IMCA)	(C, T, 0)	-2.9389	-2.6998	-1.9614	1.6066	0.0058	平穩
REERCA	(C, T, 0)	-2.3010	-2.5326	-3.6736	-3.2774	0.4136	不平穩
D(REERCA)	(C, T, 1)	-4.0596	-4.6162	-3.7105	-3.2978	0.0271	平穩
CPICA	(C, T, 0)	-1.1866	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.8841	不平穩
D(CPICA)	(C, T, 1)	-2.9459	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.1726	不平穩
DD(CPICA)	(C, T, 2)	-5.9931	-4.6679	-3.3103	-3.3103	0.0011	平穩

資料來源：本文自行整理

表 8. 東南非共同市場的平穩性檢驗結果

	檢驗類型 (C, T, K)	ADF 值	1% 臨界值	5% 臨界值	10% 臨界值	P 值	平穩性
BOPCO	(C, T, 0)	-2.0852	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.5208	不平穩
D(BOPCO)	(C, T, 1)	-4.1596	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0214	平穩
GDFCO	(C, T, 0)	-2.0974	-4.6162	-3.7105	-3.2978	0.5108	不平穩
D(GDFCO)	(C, T, 1)	-1.0637	-4.6162	-3.7105	-3.2978	0.9056	不平穩
DD(GDFCO)	(C, 0, 2)	-9.7055	-4.6162	-3.7105	-3.2978	0.0000	平穩
FDICO	(C, T, 0)	-1.8924	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.6189	不平穩
D(FDICO)	(C, T, 1)	-4.9867	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0046	平穩
EXCO	(C, T, 0)	-2.3986	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.3676	不平穩
D(EXCO)	(C, T, 0)	-2.4251	-2.6998	-1.9614	-1.6066	0.0186	平穩
IMCO	(C, T, 0)	-2.2974	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.4153	不平穩
D(IMCO)	(C, T, 1)	-3.9767	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0300	平穩
REERCO	(C, T, 0)	-2.3647	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.3829	不平穩
D(REERCO)	(C, 0, 1)	-2.1339	-2.6998	-1.9614	-1.6066	0.0350	平穩
CPICO	(C, T, 0)	3.1821	-4.5326	-3.6736	-3.2774	1.0000	不平穩
D(CPICO)	(C, T, 1)	-0.5079	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.9724	不平穩
DD(CPICO)	(C, 0, 2)	-1.9314	-2.7081	-1.9628	-1.6061	0.0533	不平穩

資料來源：本文自行整理

表9. 南方共同市場的平穩性檢驗結果

	檢驗類型 (C, T, K)	ADF 值	1% 臨界值	5% 臨界值	10% 臨界值	P 值	平穩性
BOPME	(C, T, 0)	-3.0757	-4.7283	-3.7597	-3.3250	0.1464	不平穩
D(BOPME)	(C, 0, 1)	-3.0903	-2.6998	-1.9614	-1.6066	0.0040	平穩
GDPME	(C, T, 0)	-3.3097	-4.6679	-3.7332	-3.3103	0.1001	不平穩
D(GDPME)	(C, 0, 1)	-2.6329	-2.6998	-1.9614	-1.6066	0.0116	平穩
FDIME	(C, T, 0)	-2.0629	-4.5326	-3.6736	-3.2773	0.5321	不平穩
D(FDIME)	(C, T, 1)	-3.8693	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0364	平穩
EXME	(C, T, 0)	-1.0479	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.9118	不平穩
D(EXME)	(C, T, 1)	-4.1621	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.0213	平穩
IMME	(C, T, 0)	-2.2133	-4.5326	-3.6736	-3.2774	0.4563	不平穩
D(IMME)	(C, T, 1)	-5.3160	-4.5715	-3.6908	-3.2869	0.0025	平穩
REERME	(C, T, 0)	-2.6654	-4.5326	-3.6736	-3.2773	0.2593	不平穩
D(REERME)	(C, 0, 1)	-3.2295	-2.6998	-1.9614	-1.6066	0.0029	平穩
CPIME	(C, T, 0)	-0.4508	-4.5716	-3.6908	-3.2869	0.9759	不平穩
DD(CPIME)	(C, 0, 2)	-3.1997	-2.7081	-1.9628	-1.6061	0.0032	平穩

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，DD表示二階差分。

### 4.3 協整分析

協整表現出了一種長期均衡關係，運用協整可以排除單位根帶來的隨機性趨勢，避免出現“偽回歸”問題。本文對三個共同市場各變量進行協整分析的結果如表10~表15所示，在5%顯著性水平下，跡檢驗的統計量大於臨界值，拒絕原假設；當原假設為 $r \geq 1$ 時，跡檢驗的統計量仍大於5%顯著性水平下的臨界值，拒絕原假設；當原假設為 $r \geq 2$ 時，跡檢驗的統計量小於5%顯著性水平下的臨界值，此時接受原假設，其餘依此類推。

表10. 中美洲共同市場Johansen 協整檢驗結果  
(BOPCA EXCA REERCA GDPCA)

對原假設檢驗結果	特徵值	跡統計量	5% 臨界值	P 值
None*	0.8702	76.6331	47.8561	0.0000
At most 1*	0.7179	39.8828	29.7971	0.0025
At most 2*	0.5788	17.1021	15.4947	0.0284
At most 3	0.0818	1.5371	3.8415	0.2151

資料來源：本文自行整理

注：能拒絕原假設的檢驗用\*表示

表11. 中美洲共同市場Johansen 協整檢驗結果  
(BOPCA FDICA IMCA CPICA)

對原假設檢驗結果	特徵值	跡統計量	5%臨界值	P值
None*	0.8116	48.1264	47.8561	0.0471
At most 1	0.4990	18.0781	29.7970	0.5603
At most 2	0.2418	5.6383	15.4947	0.7378
At most 3	0.0358	0.6568	3.8415	0.4177

資料來源：本文自行整理

注：能拒絕原假設的檢驗用\*表示

表 12. 東南非共同市場 Johansen 協整檢驗結果  
(BOPCO EXCO IMCO FDICO)

對原假設檢驗結果	特徵值	跡統計量	5%臨界值	P值
None*	0.8480	76.4416	47.8561	0.0000
At most 1*	0.7814	42.5321	29.7970	0.0010
At most 2*	0.5352	15.1595	15.4947	0.0561
At most 3*	0.0733	1.3700	3.8415	0.2418

資料來源：本文自行整理

注：能拒絕原假設的檢驗用\*表示

表13. 東南非共同市場Johansen 協整檢驗結果  
(BOPCO GDPCO REERCO CPICO)

對原假設檢驗結果	特徵值	跡統計量	5%臨界值	P值
None*	0.9231	76.4162	47.8561	0.0000
At most 1*	0.6315	33.2407	29.7970	0.0193
At most 2	0.3686	15.2733	15.4947	0.0540
At most 3*	0.3220	6.9953	3.8415	0.0082

資料來源：本文自行整理

注：能拒絕原假設的檢驗用\*表示

表14. 南方共同市場Johansen 協整檢驗結果  
(BOPME CPIME EXME FDIME)

對原假設檢驗結果	特徵值	跡統計量	5%臨界值	P值
None*	0.9041	82.0409	47.8561	0.0000
At most 1*	0.8011	39.8411	29.7970	0.0025
At most 2	0.4373	10.7758	15.4947	0.2257
At most 3	0.0233	0.4252	3.8415	0.5143

資料來源：本文自行整理

注：能拒絕原假設的檢驗用\*表示

表15. 南方共同市場Johansen 協整檢驗結果  
(BOPME GDPME IMME REERME)

對原假設檢驗結果	特徵值	跡統計量	5%臨界值	P值
None*	0.8414	61.9507	47.8561	0.0014
At most 1	0.6118	28.8114	29.7971	0.0646
At most 2	0.3193	11.7806	15.4947	0.1677
At most 3*	0.2365	4.8569	3.8415	0.0275

資料來源：本文自行整理

注：能拒絕原假設的檢驗用\*表示

#### 4.4 Granger因果檢驗

單位根檢驗和協整檢驗的結果表明，GDP、REER、FDI、EX、EX、IM、CPI之間存在長期均衡關係。Granger因果檢驗可實證解釋變數與被解釋變數間的因果關係，為進一步驗證各變量之間是否存在因果關係，接下來在此基礎上進行Granger因果檢驗。

由表16可得，對中美洲共同市場而言，其收入效應(GDP)、匯率效應(REER)、出口效應(EX)、進口效應(IM)、投資效應(FDI)和價格效應(CPI)的檢驗結果的P值均大於0.05，即拒絕原假設，表明這些變量都不是國際收支平衡的格蘭傑原因，並且根據檢驗結果可以看出兩兩變量間均互不為Granger因果關係。

表16. 中美洲共同市場Granger因果檢驗結果

原假設	F 統計量	P 值	結論
CPICA does not Granger Cause BOPCA	0.8179	0.4628	不拒絕
BOPCA does not Granger Cause CPICA	0.9458	0.4135	不拒絕
EXCA does not Granger Cause BOPCA	3.0579	0.0816	不拒絕
BOPCA does not Granger Cause EXCA	1.9813	0.1774	不拒絕
FDICA does not Granger Cause BOPCA	1.2075	0.3304	不拒絕
BOPCA does not Granger Cause FDICA	1.4556	0.2689	不拒絕
IMCA does not Granger Cause BOPCA	1.9577	0.1806	不拒絕
BOPCA does not Granger Cause IMCA	0.7474	0.4929	不拒絕
REERCA does not Granger Cause BOPCA	0.0501	0.9513	不拒絕
BOPCA does not Granger Cause REERCA	1.3531	0.2925	不拒絕
GDPCA does not Granger Cause BOPCA	0.4190	0.6663	不拒絕
BOPCA does not Granger Cause GDPCA	1.8875	0.1907	不拒絕

資料來源：本文自行整理

由表17可得，對於東南非共同市場而言，其出口效應(EX)檢驗結果的P值小於0.05，即拒絕原假設，表明出口效應(EX)是東南非共同市場國際收支(BOP)的Granger原因，兩者之間具有一定的關係；同時，其收入效應(GDP)雙向檢驗結果的P值也小於0.05，即其收入效應(GDP)與國際收支平衡(BOP)互為Granger原因。據表17還可得出其國際收支平衡(BOP)是實際有效匯率的Granger原因。

表17. 東南非共同市場Granger因果檢驗結果

原假設	F統計量	P值	結論
CPICO does not Granger Cause BOPCO	2.2221	0.1479	不拒絕
BOPCO does not Granger Cause CPICO	1.6580	0.2284	不拒絕
EXCO does not Granger Cause BOPCO	4.0553	0.0428	拒絕
BOPCO does not Granger Cause EXCO	0.0435	0.9575	不拒絕
FDICO does not Granger Cause BOPCO	1.4588	0.2682	不拒絕
BOPCO does not Granger Cause FDICO	1.1266	0.3538	不拒絕
GDPCO does not Granger Cause BOPCO	4.3182	0.0365	拒絕
BOPCO does not Granger Cause GDPCO	4.1228	0.0411	拒絕
IMCO does not Granger Cause BOPCO	3.7641	0.0513	不拒絕
BOPCO does not Granger Cause IMCO	0.0543	0.9474	不拒絕
REERCO does not Granger Cause BOPCO	1.6776	0.2248	不拒絕
BOPCO does not Granger Cause REERCO	5.7370	0.0164	拒絕

資料來源：本文自行整理

由表18可得，對於南方共同市場而言，其價格效應（CPI）、投資效應（FDI）和匯率效應檢驗結果的P值均小於0.05，即拒絕原假設，說明CPI、FDI、REER均為BOP的原因。據表18還可得出其國際收支平衡（BOP）是進口效應（IM）的Granger原因。

表18. 南方共同市場Granger因果檢驗結果

原假設	F統計量	P值	結論
CPIME does not Granger Cause BOPME	4.1457	0.0405	拒絕
BOPME does not Granger Cause CPIME	3.3098	0.0689	不拒絕
EXME does not Granger Cause BOPME	3.6773	0.0542	不拒絕
BOPME does not Granger Cause EXME	1.9950	0.1755	不拒絕
FDIME does not Granger Cause BOPME	5.7273	0.0165	拒絕
BOPME does not Granger Cause FDIME	0.8668	0.4432	不拒絕
GDPME does not Granger Cause BOPME	3.4100	0.0645	不拒絕
BOPME does not Granger Cause GDPME	2.7426	0.1015	不拒絕
IMME does not Granger Cause BOPME	1.8640	0.1942	不拒絕
BOPME does not Granger Cause IMME	6.1446	0.0132	拒絕
REERME does not Granger Cause BOPME	4.1229	0.0411	拒絕
BOPME does not Granger Cause REERME	2.2197	0.1481	不拒絕

#### 4.5 多元回歸結果

對於國際收支BOP而言，GDP是收入效應，REER是匯率效應，FDI是投資效應，EX是貿易出口效應，IM是貿易進口效應，CPI是價格效應。根據預期與構建的模型，多元回歸檢驗結果中呈現的共同市場的國內生產總值（GDP）、實際有效匯率（REER）、貿易進口（IM）、消費者物價指數（CPI）與國際收支平衡（BOP）之間應該為負相關，外國直接投資（FDI）和貿易出口（EX）與國際收支平衡（BOP）之間存在正相關，且R2的值越接近1表明該模型擬合度較好；D-W的數值應該越接近2越好，若偏離2則說明存在序列相關問題。

表19. 初始多元回歸檢驗結果

變量	CACM	COMESA	MERCOSUR
C	7,617.15	31,704.93	-59,240.90
(P 值)	(0.5977)	(0.0733)	(0.015)*
GDP	0.056	-0.191	-0.130
	(0.4310)	(0.0474)*	(0.0000)**
REER	-128.578	-181.571	591.299
	(0.4123)	(0.2433)	(0.0143)*
FDI	-1.256	1.856	-0.550
	(0.0287)*	(0.0145)*	(0.0176)*
EX	-0.017	0.763	0.762
	(0.5609)	(0.7299)	(0.0000)**
IM	-0.028	0.471	-0.131
	(0.3142)	(0.7111)	(0.0510)
CPI	66.043	-270.981	706.838
	(0.5533)	(0.0926)	(0.0002)**
R-squared	0.7602	0.887	0.963
Adjusted R-squared	0.6496	0.835	0.946
Durbin-Watson stat	1.3970	1.587	2.723

資料來源：本文自行整理

經分析發現，原始的多元回歸與預期相差較大，結果並不理想，於是增加BOP滯後一期取對數，根據公式（2）再次進行多元回歸檢驗，結果如表20所示。可以發現即使滯後一期，其結果仍與預期相差較大，表明滯後一期對檢驗結果並沒有改善。

表20. 滯後一階多元回歸檢驗結果

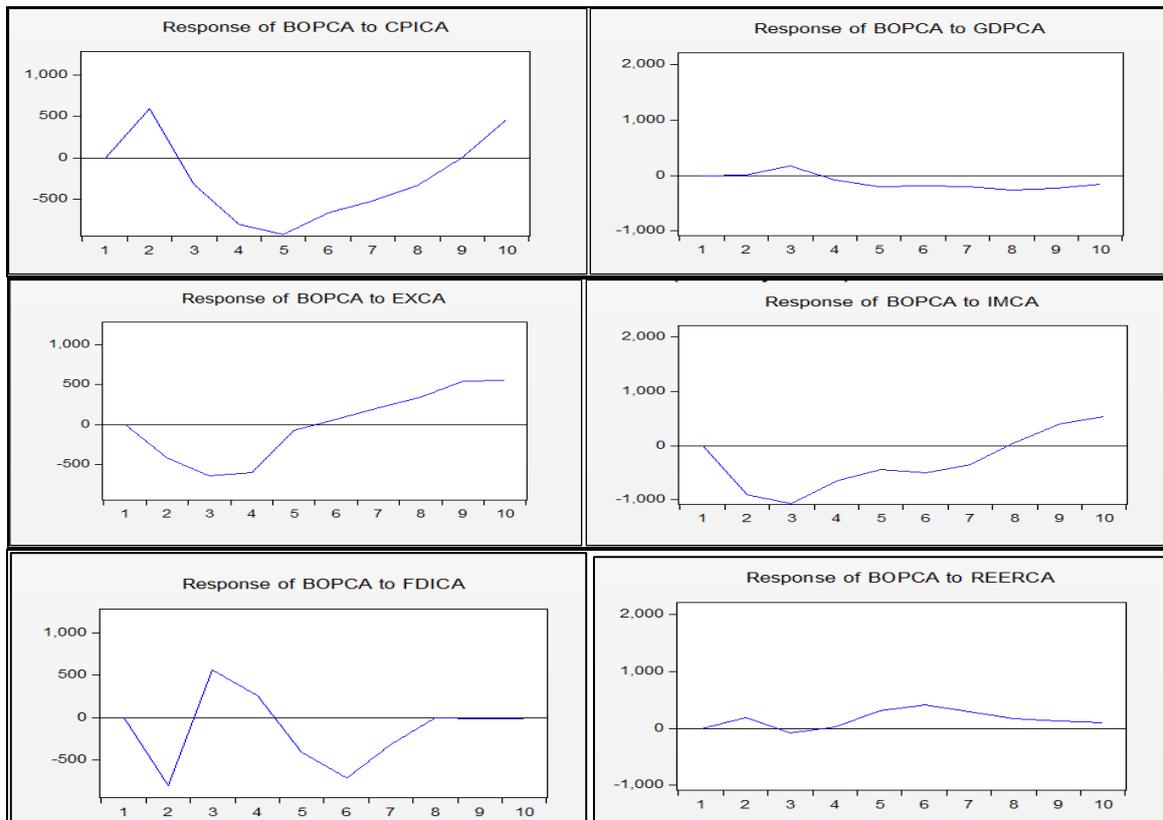
變量	CACM	COMESA	MERCOSUR
C	20,980.18	22,617.73	-418,31.56
(P 值)	(0.0669)	(0.3151)	(0.2461)
BOP-1	0.024	0.129	0.158
	(0.8866)	(0.6561)	(0.4447)
GDP	0.088	-0.199	-0.109
	(0.1237)	(0.0510)	(0.0083)*
REER	-322.337	-83.6744	425.620
	(0.0181)*	(0.6775)	(-0.2818)
FDI	-1.749	1.900	-0.385
	(0.0008)**	(0.0199)*	(0.2780)
EX	-0.016	1.107	0.605
	(0.4949)	(0.6275)	(0.0163)*
IM	-0.044	0.174	-0.109
	(0.1023)	(0.8967)	(0.1463)
CPI	158.762	-236.3662	675.715
	(0.0757)	(0.3090)	(0.0014)**
R-squared	0.8979	0.8982	0.965
Adjusted R-squared	0.833	0.833	0.943
Durbin-Watson stat	1.828	1.900	2.837

資料來源：本文自行整理

$$BOP = a_0 + a_1 BOP(-1) + a_2 GDP + a_3 REER + a_4 FDI + a_5 EX + a_6 IM + a_7 CPI \quad (2)$$

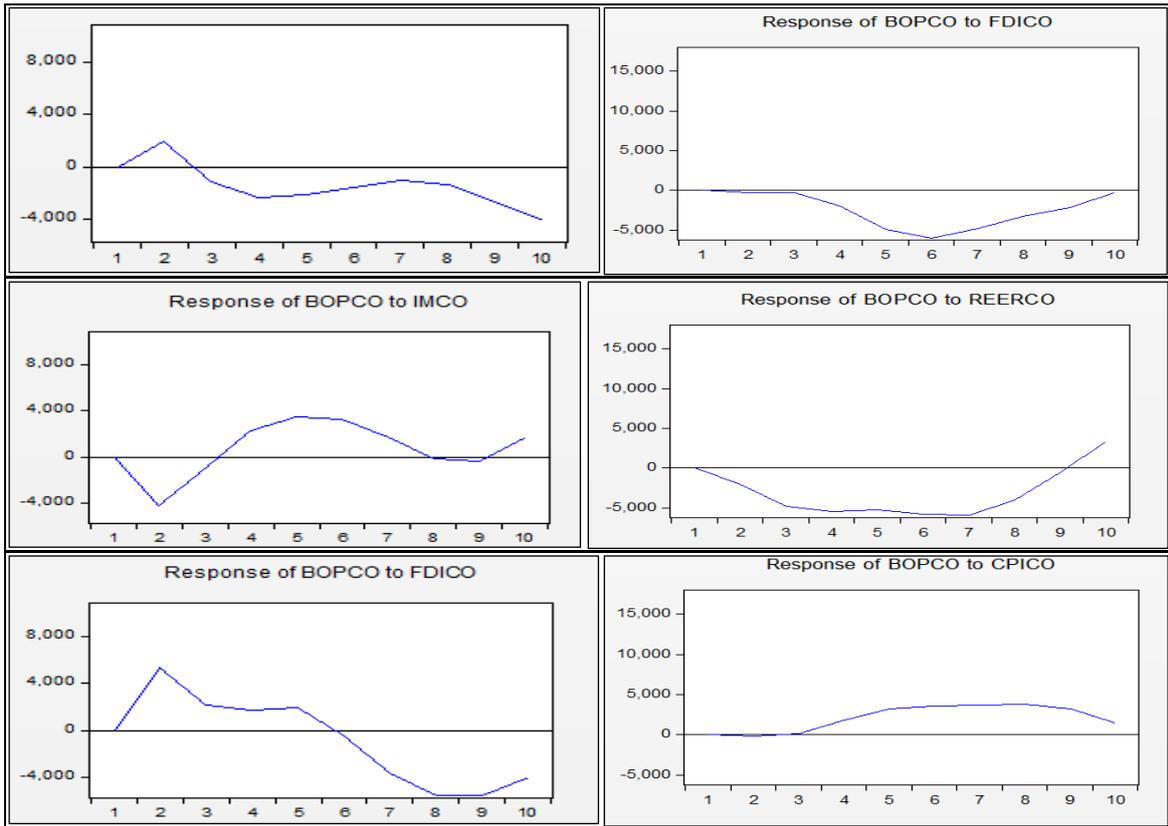
#### 4.6 脈衝響應

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三個共同市場國際收支平衡（BOP）分別受到國內生產總值（GDP）、實際有效匯率（REER）、外國吸收投資（FDI）、出口額（EX）、進口額（IM）和消費者物價指數（CPI）這六個變量的衝擊時，所形成的動態反應軌跡變化。



資料來源：本文自行整理

圖2. 中美洲共同市場（CA）脈衝響應



資料來源：本文自行整理

圖3. 東南非共同市場 (CO) 脈衝響應

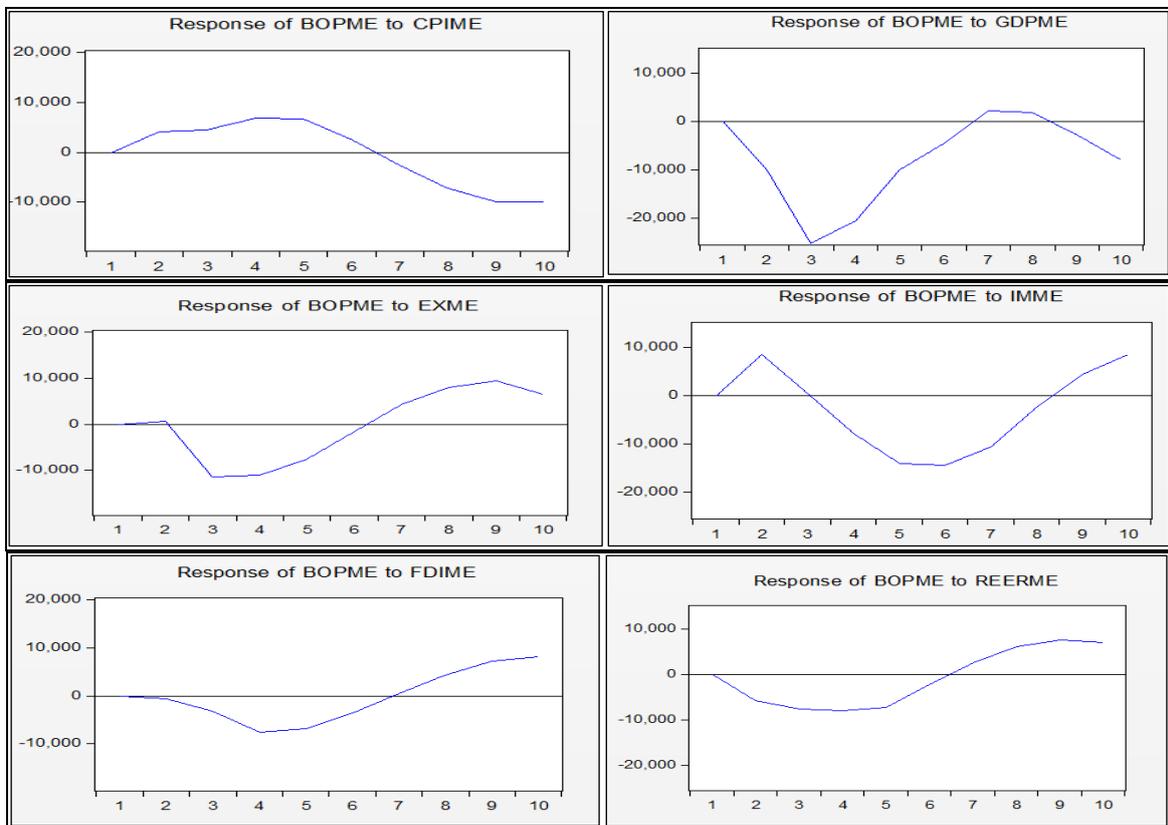


圖4. 南方共同市場 (ME) 脈衝響應

## 5. 結論和建議

本文研究中美洲共同市場、東南非共同市場、南方共同市場3個共同市場1998至2017年的收入效應(GDP)、投資效應(FDI)、出口效應(EX)、進口效應(IM)、匯率效應(REER)和價格效應(CPI)這六個變量對國際收支平衡(BOP)的影響,並通過多元回歸模型對其之間的關係進行分析研究。經過一系列的計量分析之後,發現大量檢驗結果都與預期相反,結果並不理想;雖然實際結果與預期相差較大,但並不意味著這三個共同市場的國際收支的發展趨勢呈現頹勢。

在傳統的區域一體化組織形式中,共同市場在第四級,成員國之間有關稅優惠、允許成員間自由貿易,具有統一對外關稅,生產要素可以自由流動;但共同市場的建立需要成員方讓渡多方面的權利,成員在政策上還是有很大的自由空間。然而沒有合作的相關經濟政策,一定程度上對經濟一體化還是存在阻礙。共同市場與經濟同盟之間的差異是缺乏共同的貨幣和財政政策,距離最後的完全一體化還缺乏共同經濟政策。如今區域經濟一體化早已是世界經濟發展的一種趨勢,共同市場作為傳統的區域一體化組織形式的一環,處於比較中間的級層,存在一定的缺陷和不足之處。在此基礎上,三個共同市場可以參考歐盟,通過不斷的建設和改革,使一體化層次不斷提升;通過協商,在政策上取得更多的合作,採取共同貨幣和財政政策,進一步成為經濟同盟,再通過共同經濟政策進一步完成完全一體化。通過這些方式,加強區域間的合作,取長補短,互相磨合,形成積極向上的組織氛圍,更好的促進經濟發展。

## 參考文獻

1. 王春婕(2005)。區域經濟一體化的組織模式比較。山東經濟,6,35-40。
2. 李娟偉、任保平(2013)。國際收支失衡、經濟波動與中國經濟增長質量。當代財經,1,23-31。
3. 王丹(2015)。外商直接投資對資本和金融賬戶影響的研究。統計與決策,10,165-168。
4. 王宇(2018)。釘住制度可能成為金融危機的誘因。金融發展評論,5,1-6。
5. 劉維廣(2001)。調整、改革中的經濟增長與挑戰-90年代的中美洲國家經濟概述。拉丁美洲研究,2,49-55。
6. 王飛(2019)。南方共同市場發展機遇與挑戰。中國社會科學報,6,2019-08-19。
7. Müller-Plantenberg, N. A. (2010). Balance of payment accounting and exchange rate dynamics. *International Review of Economics and Finance*, 19(1), 46-63.
8. Ketenci, N. (2016). The bilateral trade flows of the EU in the presence of structural breaks. *Empirical Economics*, 51, 1369-1398.
9. Chenery, H. B., & Strout, A. M. (1966). Foreign assistance and economic development. *The American Economic Review*, 56, 679-733.
10. Baron, P. (1973). *The Political Economy of Growth*. Harmondsworth: Penguin.
11. Makki, S. S., & Somwaru, A. (2004). Impact of foreign direct investment and trade on economic growth: Evidence from developing countries. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(3), 795-801.
12. Kumhof, M., Li, S. J., & Yan, I. K. (2007). Balance of payments crises under inflation targeting. IMF Working Paper No. 07/84.

收稿日期:2021-08-25

責任編輯、校對:楊雅芬、徐佳佳