

<https://doi.org/10.52288/jbi.26636204.2021.04.22>

## 人民幣升值與反 *J* 曲線效應實證研究 An Empirical Study on RMB Appreciation and Inverse *J*-curve Effect

周若詩<sup>1\*</sup>  
Ruo-Shi Zhou

### 摘要

近年來，由於中國經濟實力的快速增長，貿易政策也隨之不斷改善，由此引起人民幣的有效匯率不斷走高，從常識理論來說，這將不利於中國商品的對外出口，並對貿易收支起到惡化的作用，而 *J* 曲線理論指出，在人民幣貶值的過程中，會出現短暫的進口增加而出口減少的情況。由此可以推出，在人民幣升值的過程中，是否會也出現出口增加而進口減少、貿易收支改善的相反情況，即出現所謂的反 *J* 曲線效應。

本文選取 1995 年到 2019 年中國的進口量、出口量以及貿易收支額作為被研究物件，人民幣匯率、實際 GDP、交易夥伴的 GDP 指數、貿易政策作為解釋變數，探究在中國是否真正存在實際意義上的反 *J* 曲線效應，從而對目前中國的經濟形勢做一些理論上分析和政策建議。在匯率方面選取實際有效匯率代替常用的對美元匯率，剔除了不同國家匯率不同的因素。其次本文將採用理論與實證相結合的方法進行綜合分析，運用計量經濟相關知識對資料採取單位根、協整、格蘭傑因果等多方面檢驗，並建立了多元回歸模型，力求完整分析出“反 *J* 曲線”效應。研究結果表明，在短期內人民幣升值不會導致對外貿易的進口增加和出口減少，即不會引起我國對外貿易順差的減少，存在時滯效應，人民幣升值對我國貿易差額的影響存在“反 *J* 曲線”效應。

**關鍵字：**人民幣、貿易收支、反 *J* 曲線

### Abstract

Due to the rapid growth of economic strength, China's trade policy has also been improving and resulted in the rising effective exchange rate of the RMB which will not be conducive to China's exports of goods and worsen the balance of payment. The *J*-curve theory points out that in the process of RMB depreciation, there will be a short increase in imports and a short decline in exports. Conversely, in the process of RMB appreciation, whether there will also be an increase in exports and a decrease in imports, which results in improvement of trade balance, that is, the so-called "Inverse *J*-curve" effect.

This paper selects China's import volume, export volume and trade balance amount from 1995 to 2019 as the subject of study. RMB exchange rate, real GDP, GDP index of trading partners, and trade policy are chosen as explanatory variables to explore whether there is a real Inverse *J*-curve effect in China and to propose some theoretical analysis and policy suggestions on China's current economic situation. In terms of exchange rate, the real effective exchange rate is selected instead of the commonly used exchange rate against the United States dollar, which excludes the different factors of different countries'

<sup>1</sup> 廈門大學嘉庚學院國際商務學院國際商務專業 185058715@qq.com\*通訊作者

exchange rates. Secondly, this paper will use the combination of theory and empirical methods for comprehensive analysis along with the use of econometric analysis on unit root tests, co-integration tests, and Granger's causality tests to set up a multi-regression model for completing the analysis of the Inverse *J*-curve effect. The results show that RMB appreciation in the short term will not lead to the increase of foreign trade imports and export reduction, that is, will not cause the reduction of China's external trade surplus. The time lag effect will cause RMB appreciation on China's trade balance to an Inverse *J*-curve effect.

**Keywords:** RMB, Trade Balance, Inverse *J*-curve

## 1. 引言

“*J* 曲線效應”是在一國貨幣貶值的條件下，由於時滯性而導致的貿易差額呈 *J* 形變化。若進行反向思考，當人民幣持續穩定升值，貿易順差在短期內會上升，但在一段時間過後，出口額減少進口額上升，貿易順差減小，貿易在某一刻平衡後轉為貿易逆差，是“*J* 曲線效應”的相反情況，這種效應被稱為“反 *J* 曲線效應”。“*J* 曲線效應”是經濟學中非常重要的一個概念，它不同于傳統的馬歇爾—勒納條件，兩者相互指導，相輔相成。掌握並利用好“*J* 曲線效應”，不論是對企業經營、計畫制定，還是對國家政策改革都有著重要的意義；同樣的，由此引出的“反 *J* 曲線效應”也有重大的研究意義。

隨著中國經濟在世界上的影響力不斷增強，我們與其他國家的貿易摩擦也在逐漸增多，而全球範圍內的匯率與貿易爭端也隨之增加。最近國內經濟增長提速，也引起人民幣的升值，面對國內經濟快速膨脹以及敵對國家政策壓力帶來的雙重隱患，研究“反 *J* 曲線效應”，不僅僅有利於國內企業的對外發展，為其提供理論依據，也對中國的對外貿易產生重要的指導作用。

彈性分析法是英國經濟學家馬歇爾提出，而後在英國經濟學家羅賓遜與美國經濟學家勒納補充完善的理論方法，其基於商品進出口的供求彈性來分析研究匯率變動對國際收支作用。1944 年，勒納在研究中不僅研究了哪些進出口供求彈性關係會使貨幣貶值從而改善國際收支，還提出了“馬歇爾—勒納條件”，將馬歇爾的彈性分析引入更加深刻具體的方向。*J* 曲線則是指當一國家的貨幣升值或者貶值時，這個國家的貿易收支和經常帳戶的收支狀況不能立即做出改善或惡化。基於“馬歇爾—勒納條件”的比較，二者所得結論相反。不考慮長期因素，設定“馬歇爾—勒納條件”基本達到，但是由於貿易合同具有時滯性，合同雙方掌握市場訊息，商議價格等活動都需要一定的時間，所以匯率變動對於貿易收支的影響需要通過一段時間才可以體現。在短期內，沒有第一時間調節出口和進口的數量，國際收支會出現逆差情況，在經歷調節之後才可以恢復平衡達到盈餘。

同樣，對於貨幣升值也不能立刻惡化國際收支，而是有先改善的情況，再經過一段時間體現惡化。由“*J* 曲線效應”可以相應推斷出“反 *J* 曲線效應”，即當人民幣升值時，對於出口商品價格變得昂貴，國外會減少對於本國商品的需求，但由於短期內還需遵循以前訂立好的合同，因此數量不會立刻下降；同樣對於進口，貨幣升值會導致國外商品相對低廉，也由於多因素的時滯性，短期內進口數量也不會立即增加。在時間的作用下，出口數量變小，進口量增多，則一般項目出現緩降的反 *J* 曲線或反 *J* 曲線效應。彭磊（2009）指出人民幣升值下的短期效應，由於進出口價值彈性的影響，短期內出口額變化不大而進口額有所增加；趙冰與鐘霖（2010）指出人民幣升值會降低外匯收入並促進改善貿易結構，但這種改善是出於升值壓力下的被動選擇，同樣也

未考慮到匯率變動的短期時滯效應。

早在 2007 年，繆麗與薑慧芬（2007）就從理論證實“反 J 曲線”的存在，但實證繪製時並未出現“反 J 曲線圖”。而後結合國情對原因進行探究，得出我國人民幣升值幅度不大，中間產品貿易增多以及世界經濟發展良好等原因；尚禕禕（2014）對 2002~2011 年間國際貨幣基金組織公佈的資料進行理論分析，結果則表明“反 J 曲線”真實存在；劉燦（2017）分析 2005 年後匯改的貿易收支資料，發現並未形成傳統理論上的“反 J 曲線”，並針對原因提出建設性意義；宋巍（2020）通過進出口模型，採用 2005 年~2018 年的季度資料進行計量分析與誤差修正，對中國出口需求、進口需求和貿易收支差額進行實證分析，最終得出“反 J 曲線”在中國是存在的結論。

目前對於“反 J 曲線”的分析大多局限理論分析，且實證研究中選取的資料跨度小，結果的說服力不強，所以“反 J 曲線效應”是否長期存在於中國經濟社會中仍然是個疑問。本文首先進行資料選取改善，採用年度資料並放寬範圍從 1995 年到 2019 年，以使結果更具有真實性和有效性；在匯率方面則選取實際有效匯率代替常用的對美元匯率，剔除了不同國家匯率不同的因素；本文並使用全世界平均 GDP 作為衡量交易夥伴國家的消費水準，採取單位根、協整、格蘭傑因果等多方面檢驗，建立多元回歸模型，力求完整分析出人民幣的“反 J 曲線效應”。

## 2. 匯率變動與貿易收支

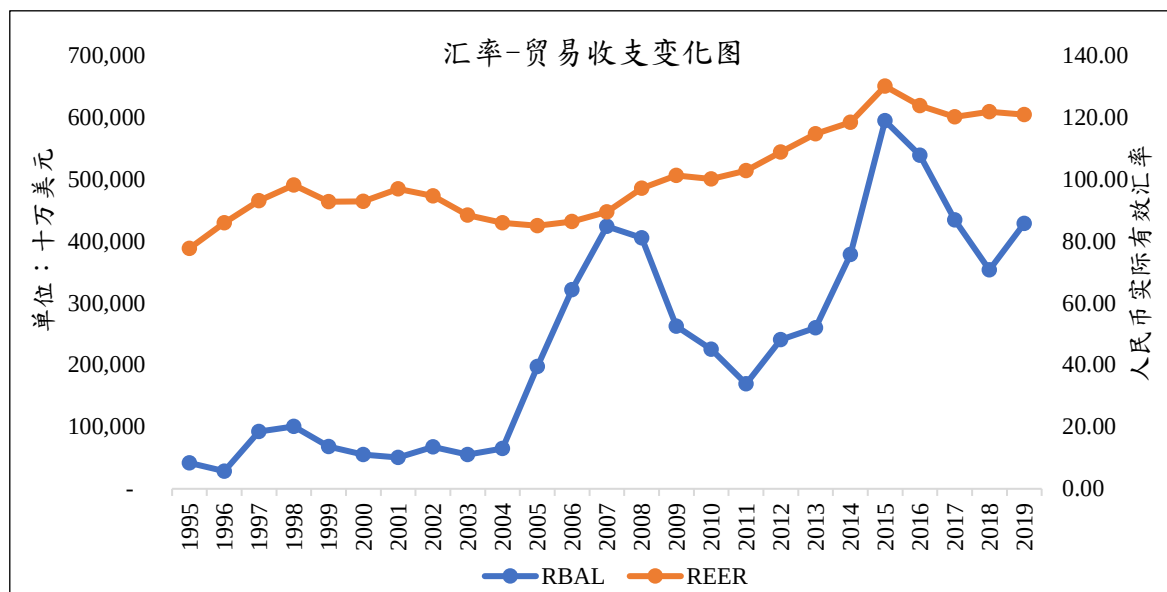
### 2.1 我國匯率變動與貿易收支狀況

我國從 1994 年開始實施有管控的自由浮動制度，此制度指我國依照利益需要，不時地干預外匯市場，使匯率變動有助於我國的發展。從 2005 年開始，人民幣不再單一的將自身與美元之間的匯率作為調整標準，而是以市場供求為基礎，參考一籃子貨幣進行調節的、有管理的浮動匯率制度，此次重大改革使人民幣開始更自由地走上升值道路，同時將我國匯率變動與貿易收支關係變得更加緊密。

### 2.2 我國匯率和貿易收支的變化

圖 1 顯示 1995~2019 年人民幣有效匯率與貿易收支變化圖，其中從 2005 年開始至 2015 年，我國有效匯率處於持續上升狀態。根據馬歇爾理論，匯率上升時貿易收支應該惡化，收支曲線呈下降趨勢，而觀察圖表得知從 2005 年直到 2007 年，我國貿易收支一直處於上升狀態，直至 2008 年才開始逐漸下降；2015 年到 2017 年，人民幣有效匯率在下降的同時，貿易收支也未呈上升趨勢，由此得知人民幣的貶值並未立刻對貿易收支造成惡化，反而使貿易順差進一步增加。

2008 年之後，在經濟危機和匯率壓力等因素的影響下，貿易收支快速下降；2011 年以後經濟危機風波逐漸消退，我國的經濟結構和貿易體制不斷完善，貿易收支從而得到快速改善，由此得知貿易收支不僅與匯率相關，而是受多種因素影響，依據多方調控，例如經濟結構和貿易體制，這表明了國家政策是對貿易的影響之一；再者，改革開放以來我國的經濟實力飛速發展，國民 GDP 不斷上升，國民收入增加意味著購買力增強，進一步刺激了進口需求（曹志鋒，2011）；同樣的，我國出口貿易額往往也受到交易夥伴 GDP 的影響（李鵬楠，2018；馬翔與高奇，2010），其與進出口和貿易收支的關係亦值得探究。



資料來源：聯合國貿易與發展資料庫（UNCTADSTAT）

圖 1. 人民幣有效匯率與貿易收支變動關係圖

### 3. 模型構建與資料選擇

本文模型構建部分將利用進口額（IM）和出口額（EX）作為被解釋變數。在經濟活動中，影響進出口貿易的因素包含外部和內部等諸多因素（郭江峰，2006；陳傑，2007；羅文孜，2011），本文選取以下定量因素作為解釋變數：

- (1) 我國國民實際收入（CGDP）：國民實際收入體現了一個國家的經濟發展水準，收入水準的高低也直接影響了進出口的貿易額，本文採用實際 GDP 代表國民實際收入。
- (2) 匯率（R）：一般情況下，人民幣的升貶將會對中國產品的相對價值產生影響，從而影響進出口產品的國際競爭力，引起進出口的變化。
- (3) 交易夥伴國的國民收入現值（WGDP）：我國交易夥伴的實際 GDP 代表著外部國家的消費水準，是影響進出口的主要外部因素，本文用全世界國家的實際平均 GDP 來代表主要交易夥伴的實際國民收入水準。
- (4) 貿易政策（TP）：考慮我國新常態的貿易政策，貿易政策為國內的總進出口額與國民的實際收入比。

本文選用 1995~2019 的年度資料作為研究範圍，統一處理所選取資料，對取值區間進行縮小以去除異方差，由此轉成線性的關係並建立相應關係式：

$$\ln IM = \alpha_0 + \alpha_1 \ln CGDP + \alpha_2 \ln R + \alpha_3 \ln TP + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln EX = \beta_0 + \beta_1 \ln WGDP + \beta_2 \ln R + \beta_3 \ln TP + \kappa \quad (2)$$

$$\ln B = \gamma_0 + \gamma_1 \ln CGDP + \gamma_2 \ln WGDP + \gamma_3 \ln R + \gamma_4 \ln TP + \theta \quad (3)$$

其中 IM 表示中國對世界範圍進口額度，EX 表示中國對世界範圍出口額度，B 表示貿易收支， $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  分別表示進口對國民收入、有效匯率和貿易政策的彈性指數； $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  分別表示出口對交易夥伴國民收入、有效匯率和政策的彈性指數； $\gamma$  表示貿易收支對引數的彈性指數； $\varepsilon$ 、 $\kappa$  和  $\theta$  表示三個函數的隨機誤差。本文的統計

資料來源為國家統計局、世界銀行、國際清算銀行與中國海關總署等。

## 4. 資料核對原理和流程

### 4.1 單位根檢驗

對時間序列模型進行統計研究時，需要對資料序列進行平穩性檢驗。本文以 ADF (Augmented Dickey Fuller) 進行單位根檢驗，利用 AIC 最小準則法確定最優滯後階數，以保證殘差的非自相關，避免出現偽回歸問題。

單位根檢驗結果如表 1 所示，其中在對 LnIM、LnEX、LnB、LnWGDGP、LnR、LnTP 進行一階差分之後，其 ADF 統計值均小於 5%顯著水準下的統計值，故拒絕原假設，即為一階單整序列，對 LnCGDP 進行二階差分之後拒絕原假設，為平穩序列；故 LnIM、LnEX、LnB、LnWGDGP、LnR、LnTP 為 I(1)過程，LnCGDP 為 I(2)過程。

表 1. 單位根檢驗結果

| 變數                             | 檢驗類型<br>(C, T, P) | ADF 檢驗值 | 5%臨界值   | 10%臨界值  | 平穩性 |
|--------------------------------|-------------------|---------|---------|---------|-----|
| $\Delta \text{LnIM}$           | (c, 0, 0)         | -3.2162 | -2.9981 | -2.6388 | 平穩  |
| $\Delta \text{LnEX}$           | (c, t, 0)         | -4.3686 | -3.6220 | -3.2486 | 平穩  |
| $\Delta \text{LnB}$            | (c, t, 5)         | -4.7131 | -3.6908 | -3.2869 | 平穩  |
| $\Delta(\Delta \text{LnCGDP})$ | (c, t, 0)         | -4.4459 | -3.6329 | -3.2547 | 平穩  |
| $\Delta \text{LnWGDGP}$        | (c, t, 0)         | -4.2887 | -3.6220 | -3.2486 | 平穩  |
| $\Delta \text{LnR}$            | (c, 0, 0)         | -3.5141 | -2.9981 | -2.6388 | 平穩  |
| $\Delta \text{LnTP}$           | (c, t, 0)         | -4.0169 | -3.6220 | -3.2486 | 平穩  |

注： $\Delta \text{LnIM}$ 、 $\Delta \text{LnEX}$ 、 $\Delta \text{LnB}$ 、 $\Delta \text{LnWGDGP}$ 、 $\Delta \text{LnR}$ 、 $\Delta \text{LnTP}$  分別表示原序列的一階差分， $\Delta(\Delta \text{LnCGDP})$ 表示原序列的二階差分。

### 4.2 協整檢驗

協整檢驗用於檢驗兩個及以上非平穩變數之間存在的長期均衡關係，對於經濟資料中的非平穩序列，儘管其變數自身不平穩，但變數之間可能存在長期的平穩關係，此關係可用協整檢驗來驗證。本文採用 Johansen 特徵跡檢驗 (trace test)，針對進口需求函數、出口需求函數和貿易差額函數三個模型分別做協整檢驗，來分析 LnIM、LnEX、LnB、LnCGDP、LnWGDGP、LnR、LnTP 是否存在協整關係。

#### 4.2.1 進口需求函數模型

進口需求函數首先以 VAR 模型確定合理滯後階數，檢驗結果如表 2 所示；根據 LR、FPE、AIC、SC、HQ 準則，確定最優滯後階數為 4。Johansen 協整檢驗基於不存在協整關係的假設進行分析，由表 3 具體檢驗結果可得，在置信水準 5%下，拒絕不超過 3 個協整關係的原假設，說明 LnIM、LnCGDP、LnR、LnTP 之間至少存在 4 個協整關係。

表 2. 進口需求函數 VAR 滯後階數判斷表

| LAG | LOGL   | LR     | FPE       | AIC     | SC      | HQ      |
|-----|--------|--------|-----------|---------|---------|---------|
| 1   | 195.33 | NA     | 4.58e-13  | -17.08  | -16.28  | -16.91  |
| 2   | 213.62 | 22.65  | 4.25e-13  | -17.30  | -15.71  | -16.95  |
| 3   | 237.33 | 20.32  | 3.24e-13  | -18.03  | -15.64  | -17.51  |
| 4   | 314.42 | 36.73* | 3.49e-15* | -23.85* | -20.67* | -23.16* |

資料來源：本研究分析整理

表 3. 進口需求函數協整檢驗結果

| 原假設        | 特徵值    | 跡統計值   | 5%臨界值 | P 值    |
|------------|--------|--------|-------|--------|
| None*      | 0.9997 | 308.48 | 47.8  | 0.0001 |
| At most 1* | 0.9825 | 136.50 | 29.80 | 0.0001 |
| At most 2* | 0.7227 | 51.58  | 15.49 | 0.0000 |
| At most 3* | 0.6908 | 24.65  | 3.84  | 0.0000 |

資料來源：本研究分析整理

#### 4.2.2 出口需求函數模型

出口需求函數首先以 VAR 模型確定合理滯後階數，檢驗結果如表 4 所示；根據 LR、FPE、AIC、SC、HQ 準則，確定最優滯後階數為 4。Johansen 協整檢驗基於不存在協整關係的假設進行分析，由表 5 具體檢驗結果可得，在置信水準 5% 下，拒絕不超過 2 個協整關係的原假設，說明 LnEX、LnWGDG、LnR、LnTP 之間至少存在 3 個協整關係。

表 4. 出口需求函數 VAR 滯後階數判斷表

| LAG | LOGL   | LR    | FPE       | AIC     | SC      | HQ      |
|-----|--------|-------|-----------|---------|---------|---------|
| 1   | 195.61 | NA    | 4.46e-13  | -17.11  | -16.31  | -16.26  |
| 2   | 213.30 | 21.91 | 4.38e-13  | -17.27  | -15.68  | -14.93  |
| 3   | 238.02 | 21.16 | 3.04e-13  | -18.10  | -15.71  | -17.58  |
| 4   | 296.87 | 23.26 | 4.81e-14* | -21.23* | -18.04* | -20.53* |

資料來源：本研究分析整理

表 5. 出口需求函數協整檢驗結果

| 原假設        | 特徵值    | 跡統計值   | 5%臨界值 | P 值    |
|------------|--------|--------|-------|--------|
| None*      | 0.9899 | 193.53 | 47.86 | 0.0000 |
| At most 1* | 0.9772 | 96.95  | 29.80 | 0.0000 |
| At most 2* | 0.5656 | 17.56  | 15.49 | 0.0241 |
| At most 3* | 0.0023 | 0.05   | 3.84  | 0.8272 |

資料來源：本研究分析整理

#### 4.2.3 貿易差額函數模型

貿易差額函數首先以 VAR 模型確定合理滯後階數，檢驗結果如表 6 所示；根據 LR、FPE、AIC、SC、HQ 準則，確定最優滯後階數為 2。Johansen 協整檢驗基於不存在協整關係的假設進行分析，由表 7 具體檢驗結果可得，在置信水準 5% 下，拒絕不超過 1 個協整關係的原假設，說明 LnB、LnCGDP、LnWGDG、LnR、LnTP 之間至少存在 2 個協整關係。

表 6. 貿易差額函數 VAR 滯後階數判斷表

| LAG | LOGL   | LR     | FPE       | AIC     | SC      | HQ      |
|-----|--------|--------|-----------|---------|---------|---------|
| 1   | 242.90 | NA     | 4.21e-15  | -18.95  | -17.71  | -18.64  |
| 2   | 283.54 | 45.95* | 1.42e-15* | -20.31* | -17.84* | -19.69* |

資料來源：本研究分析整理

表 7. 貿易差額函數協整檢驗結果

| 原假設        | 特徵值    | 跡統計值   | 5%臨界值 | P 值    |
|------------|--------|--------|-------|--------|
| None       | 0.9587 | 134.91 | 69.82 | 0.0000 |
| At most 1* | 0.7609 | 61.60  | 45.86 | 0.0012 |
| At most 2* | 0.5007 | 28.49  | 29.80 | 0.0667 |

資料來源：本研究分析整理

綜合進口需求函數模型、出口需求函數模型與貿易差額函數模型的檢驗結果，可以發現三個模型各變數之間均存在長期關係。

#### 4.3 格蘭傑因果檢驗

格蘭傑因果關係檢驗 (Granger Causal Relation Test) 針對不同組的經濟序列 X 和 Y，若 X 有變動而造成 Y 變動，X 變動需先於 Y 變動；亦即假如“X 為造成 Y 變化的因素”，便需要基於兩個條件。首先，X 序列對預測 Y 序列有幫助，亦即對 Y 值預估被它自身滯後期取值可以解釋範圍，隨後引入其滯後值視為獨立變數，需顯著提升 Y 解釋範圍；其次，Y 序列不應對預測 X 序列有說明，由於假設變數 X 對預測 Y 有幫助，Y 對預測 X 也有幫助，此處或有其變數造成 X 序列變動的要素，亦即可以造成 Y 序列波動的要素。

本文已驗證各模型存在長期均衡關係，因此可利用格蘭傑因果關係分別檢驗不同模型內不同變數之間的因果關係，並依據 VAR 模型得出的最優之後階數進行格蘭傑因果關係檢驗。本文重點為分析匯率是否對進、出口和貿易收支產生影響，故對匯率和進、出口以及貿易收支進行格蘭傑因果檢驗，檢驗結果如表 8。

表 8 顯示在 5% 的顯著水準下，匯率是進、出口的 Granger 原因，卻不是貿易收支的 Granger 原因，此為不同滯後期下的貿易條件不同，4 期滯後時間遠超於國際貿易中的資訊偏差和大部分的合作時間，匯率對進口和出口的預測作用體現明顯；而 2 期滯後下，匯率對貿易收支的影響並不確定，可能是傳統經濟學中“本幣升值，惡化貿易收支”，也可能是反 J 曲線理論中的“短時間內改善貿易收支”，因此並不是貿易收支的格蘭傑原因。

表 8. Granger 因果檢驗結果

| 原假設                  | F 統計值    | P 值    | 滯後階數 | 結論    |
|----------------------|----------|--------|------|-------|
| R 不是 IM 的 Granger 原因 | 19.9668  | 0.0005 | 4    | 拒絕原假設 |
| IM 不是 R 的 Granger 原因 | 9.1236   | 0.0581 | 4    | 接受原假設 |
| R 不是 EX 的 Granger 原因 | 12.0815  | 0.0167 | 4    | 拒絕原假設 |
| EX 不是 R 的 Granger 原因 | 109.9701 | 0.0000 | 4    | 拒絕原假設 |
| R 不是 B 的 Granger 原因  | 4.0098   | 0.1347 | 2    | 接受原假設 |
| B 不是 R 的 Granger 原因  | 0.2037   | 0.9031 | 2    | 接受原假設 |

資料來源：本研究分析整理

## 5. 多元回歸模型結果

由上述從檢驗可知，進口需求、出口需求、貿易收支函數模型均存在長期關係，基於線性最小二乘進行多元線性回歸方程如表 9 所示。

表 9. 進口需求、出口需求、貿易收支函數的回歸模型

| 自變數           | 模型                     |                          |                       |                       |                       |
|---------------|------------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | LnIM                   | LnEX                     | LnB(1)                | LnB(2)                | LnB                   |
| C             | -4.5727<br>(-7.5456)** | -37.9350<br>(-30.0910)** | -53.6781<br>(-0.8277) | -58.6855<br>(-0.8627) | 14.0322<br>(2.6904)*  |
| LnCGDP        | 1.0279<br>(27.1266)**  |                          | -0.2696<br>(-0.1375)  | -0.0236<br>(-0.0120)  |                       |
| LnWGDP        |                        | 2.7229<br>(17.0644)**    | 3.4343<br>(0.6150)    | 4.8457<br>(0.8091)    |                       |
| LnB(-1)       |                        |                          |                       |                       | 0.7331<br>(4.0472)**  |
| LnB(-2)       |                        |                          |                       |                       | -0.3739<br>(-2.0161)  |
| Ln(CGDP/WGDP) |                        |                          |                       |                       | 1.3158<br>(2.8809)**  |
| LnR           | -0.2468<br>(-1.2461)   | 0.4869<br>(1.7208)       | 1.8846<br>(0.7633)    |                       | 2.7521<br>(1.6919)    |
| LnR(-1)       |                        |                          |                       | -2.0876<br>(-0.9925)  | -3.7604<br>(-2.3965)* |
| LnTP          | 0.9717<br>(14.7110)**  | 1.0632<br>(10.9377)**    | 0.9385<br>(1.1368)    | -0.2019<br>(-0.2730)  |                       |
| $R^2$         | 0.9975                 | 0.9948                   | 0.7944                | 0.7779                | 0.8853                |
| $\bar{R}^2$   | 0.9972                 | 0.9940                   | 0.7632                | 0.7311                | 0.8516                |
| D-W           | 0.7848                 | 0.5260                   | 0.8499                | 0.9734                | 1.8147                |

注：LnR(-1)指 LnR 的滯後一期；D(LnR)指 LnR 與 LnR(-1)的差

\*表示該變數在 5%水準下顯著；\*\*表示該變數在 1%水準下顯著

表 9 顯示，對於進口需求函數而言，中國的實際收入、人民幣有效匯率、貿易政策的彈性係數的絕對值分別為 1.0279、0.2468、0.9717，說明進口需求受我國實際收入的影響大於貿易政策的影響，再大於我國實際有效匯率的影響；其中實際收入和貿易政策的影響遠大於匯率，說明目前中國的 GDP 水準是影響進口額的主導因素。結合現階段中國人民幣存在的巨大升值壓力，短時間內無法改善國際貿易環境的情況下，穩步發展經濟、擴大內需並加快貿易政策的完善，不失為解決問題的新思路。

對於出口需求函數而言，中國交易夥伴實際收入、人民幣有效匯率、貿易政策的彈性係數的絕對值分別為 2.7229、0.4869、1.0632，表明中國出口需求受交易夥伴影響大於貿易政策影響，再大於實際有效匯率的影響。中國是出口大國，是很多原材料的最大供應商，並且陶瓷、服裝等產品也銷往全世界，但對於持續的人民幣升值壓力以及緊張的貿易環境，建立多邊貿易、促進產品創新，可以在面對外未來的挑戰中未雨綢繆。

對於貿易收支函數 (LnB(1)、LnB(2)) 而言，中國實際收入、交易夥伴實際收入、實際有效匯率、實際有效匯率滯後一期、貿易政策的彈性係數皆不顯著；本文將模型修正，納入貿易收支滯後期 (LnB(-1)、LnB(-2)) 以及中國實際收入對交易夥伴實際收入占比 (Ln(CGDP/WGDP)) 可得，當期的匯率變動和貿易收支成正比，即當有效



匯率上升，人民幣升值時，我國貿易收支未立即惡化，而在滯後一階（一年）的實際匯率變動與貿易收支成反比，此時人民幣單位幣值提高對貿易差額產生消極影響，意味著如果人民幣單位幣值提高，本期末馬上惡化貿易差額，反而會加大貿易順差，在一段時間過後才體現出對貿易收支的惡化，由此可說明反 J 曲線效應的存在。

## 6. 人民幣升值的結論與討論

本文實證檢驗結果得出以下結論：

首先，我國的進出口以及貿易收支受多方面調控，現階段儘管處於人民幣升值的壓力，但貿易收支並未呈現下降的趨勢，這顯然得益於我國實際 GDP 的增長和貿易政策的及時調整和改善，而我國也一直致力於國民經濟條件的改善和產業結構的優化。當前我國還無法擺脫人民幣升值的壓力，從影響貿易收支的其他因素入手來解決國際貿易遇到的困境，顯然是目前環境下最為正確的方針。

其次，本文檢驗結果支持我國存在“反 J 曲線”效應。從 1995 年至今，我國歷經多次經濟體制的改革，也面臨過世界級別的經濟危機，因此這些年我國的實際 GDP 增長呈現起伏與不平穩，這為本文的分析造成了難題；但本文檢驗結果支持貿易收支與其影響因素之間存在關係，且除我國實際 GDP 外，各影響因素均在穩定增長，可以預見在以後的經濟發展中，我國的實際 GDP 也會穩步上升。

此外，就匯率對貿易收支的影響而言，“反 J 曲線”理論一般認為在 1.5 年之後才會體現出對貿易收支的惡化作用，本文實證的結果為少於一年。隨著國際貿易交流的加深，未來的時滯效應或許更多的體現是在合同方面，而資訊上的時滯影響會越來越小，因此人民幣升值的滯後時間縮短是合理且可預見的。

### 6.1 人民幣升值的影響

人民幣升值對於中國來說是一把“雙刃劍”，正負面影響都無法避免。人民幣升值的正面影響最先提高購買力，意味著同樣的人民幣可以換取更多的美元，可以花費更少的錢出國旅遊與購買奢侈品等。基於外貿環境的優化，人民幣在國際上的投資水準有所提升，有利於人才出國學習培訓來促進中國的國外投資；但人民幣升值，相對的美元貶值，也就提高了國際物價，人民幣絕對購買力提高，但是相對購買力卻要視商品而定。在“J 曲線”效應下，人民幣升值導致購買力增強，用相同的預算總額可買到更多的貨物或者商品；尤其在依賴進口原材料的企業，人民幣升值可以大幅減少這類企業在進口原材料的花費，減少預算，用更少的資金獲取更多原材料。人民幣升值也可對國內的行業結構優化產生一定的積極影響，使我國勞動密集型產業向資本密集型轉變，更向高科技附加產業努力。

與進口相對，人民幣升值下我國產品相應昂貴，出口自然相應減少；而我國又是世界第一大出口國，出口的產品主要為價格優勢，人民幣升值這些產業造成極為不利的影響。以我國紡織產業舉例，紡織產業出口依存度高達百分之五十，並且附加值低，產品降價空間小，主要以低價為競爭手段，人民幣升值無疑給紡織業帶來巨大的衝擊力；其次，我國國內競爭極為激烈，只要人民幣升值，企業便會不吝成本採取低價策略來擠壓出口企業利潤空間。所以，人民幣升值無益於外貿型公司，那些勞動導向型公司也深受影響。中國的開放程度提升，綜合實力加強，最為明顯的指標就是外匯存量充足，這也是促進中國國內經濟發展，參加對外經濟活動的保證，所以人民幣升值，還會帶來因國記憶體有大量外匯會產生的縮水問題。

伴隨著人民幣升值，我國出口企業將遭受嚴重威脅，不少企業隨之倒閉，特別以

浙江為代表沿海企業居多。這些企業中較多是依靠廉價勞動力生存，並無技術以提高產品的附加價值；這些企業也是吸引較多農民工外出打工的源頭，只要這些企業面臨倒閉破產，將出現大批失業人員，給 GDP 增長以及社會穩定帶來災難。

## 6.2 人民幣升值的建議

對於人民幣的升值應該小心謹慎全面的看待。客觀來說，人民幣升值是中國特殊環境與外在因素共同作用的結果，從實質來講，人民幣升值也是中國改革開放取得的成功，也反映出國內的經濟發展水準。改革開放二十年來我國貿易順差不斷擴大，但目前處於“經濟大國”而非“強國”，在面對匯率改革、人民幣升值等狀況還需多加思索，認清“雙刃劍”的現實，正確評估帶來的影響，堅持升級產品結構、擴大內需並且不斷完善管理變動匯率制，避免失誤，將人民幣升值的正面影響發揮到最大，降低衝擊力。本研究提出政策建議如下：

### 6.2.1 改變產品結構

近年我國經濟不斷發展，勞動密集型產業占比不斷下降，電子產品等高新密集型商品出口占比不斷升高，但國內商品擁有智慧財產權的占比少，很多是貼牌製造，並且當前我國在國際市場上占的最大優勢還在於價格，因此唯有獲得產品專利、優化行業結構、提升品質，才可以應對因為升值產生的價格影響。

### 6.2.2 增加對外投資

人民幣單位幣值提高，代表外幣的單位幣值下降，致使國內公司的外透費用減少，因此要加大國際投資，具體做法是把中國不存在價格優勢商品進行外移，轉到周邊有價格優勢的地區製造，如此可以減少貿易摩擦、擴大海外市場、增強國際貿易的穩定型，同時可以加強我國的民族自信心，敞開國門，得到國際認可。

## 參考文獻

1. 彭磊（2009）。人民幣升值對進出口貿易的影響。大眾商務，18，45。
2. 趙冰、鐘霖（2010）。人民幣升值對我國進出口貿易的影響。統計與決策，24，110-111。
3. 繆麗、薑慧芬（2007）。人民幣升值與反  $J$  曲線效應研究。消費導刊，1，46-47。
4. 尚禕禕（2014）。人民幣升值的反  $J$  曲線效應研究—基於 2002—2011 年的實證分析。青海省：青海師範大學民族師範學院學報，25(2)，13-18。
5. 劉燦（2017）。人民幣升值條件下的反  $J$  曲線效應研究。現代經濟資訊，2，112。
6. 宋巍（2020）。人民幣升值“反  $J$  曲線效應”的實證研究。遼寧經濟，1，52-53。
7. 曹志鋒（2011）。人民幣匯率變動對中國貿易收支影響的實證研究（未出版之碩士論文）。廣東省：廣東商學院。
8. 李鵬楠（2018）。人民幣升值對進出口貿易的影響及應對策略研究。新商務週刊，22，133。
9. 馬翔、高奇（2010）。人民幣匯率變動對寧波外向型經濟影響研究。寧波市社會科學界首屆學術年會論文集，89-99。
10. 郭江峰（2006）。人民幣匯率失調及升值對我國外經貿影響研究（未出版之碩士論文）。浙江省：浙江大學。
11. 羅文孜（2011）。匯率變動對國際收支影響及國內實證的文獻綜述。企業導報，11，15。

12. 陳傑(2007)。對外貿易、FDI 與人民幣實際匯率關係研究(未出版之碩士論文)。  
四川省：重慶大學。

收稿日期：2020-12-29  
責任編輯、校對：吳少婷、曾晶瑩