

<https://doi.org/10.52288/jbi.26636204.2021.07.28>

中國貿易條件衝擊對同期私人儲蓄率的影響分析 Analysis of the Impact of China's Terms-of-trade Shock on Contemporary Private Savings Rates

王陸堯^{1*}
Lu-Yao Wang

摘要

貿易條件改善意味出口品價格上升或進口品價格下降，導致貿易盈餘上升或貿易收支逆差下降；在國民收入水平增長的前提下，消費的增加小於收入的增長，因此私人儲蓄將會增加。本文分析 2000~2019 年中國收入貿易條件以及私人儲蓄率的特徵，綜述貿易條件與經常項目的相關文獻並進一步建立經濟模型，通過實證分析探究影響私人儲蓄的因素。研究結果表明中國收入貿易條件每增長 1%，私人儲蓄率增長 0.45%，但此結果在 2008 年全球金融危機後呈現相反影響。本文在此結論的基礎上，提出中國目前進行對外貿易活動時，要注重提高自主創新性並優化貿易結構的政策建議。

關鍵詞：貿易條件、私人儲蓄率、“哈勃格-勞爾森-梅茨勒”理論

Abstract

Improved terms of trade mean higher export prices or lower import prices, which results in higher trade surpluses or lower trade balance deficits. Under the premise of an increase in national income, increases in consumption is less than that in income and the private savings will increase. This paper analyzes China's income terms of trade and private savings rate from 2000 to 2019, summarizes the relevant literature on terms of trade and current account, and further establishes economic models to explore the factors affecting private savings through empirical analysis. The results showed that for every 1 per cent increase in China's income terms of trade, the private savings rates increased by 0.45 per cent, but the effects went opposite after the 2008 global financial crisis. Based on this conclusion, this paper suggests that China should pay more attention to improving independent innovation and optimizing trade structure when it conducts foreign trade activities.

Keywords: Terms of Trade, Private Saving Rates, H-L-M Theory

1. 引言和文獻綜述

在現今全球經濟一體化的背景下，一國的進出口貿易能力對國家的經濟發展至為關鍵。國內外大量的文獻研究貿易條件衝擊對一國宏觀經濟的影響，但其大部分將研究背景定位於發達國家，缺少關於發展中國家的研究；許多發展中國家對外貿易

¹ 廈門大學嘉庚學院國際商務學院國際經濟與貿易專業 2901298584@qq.com*通訊作者

中，對初級商品具有嚴重的依賴性，但大部分進口國家對於初級商品的需求缺乏彈性，所以在遭受貿易條件衝擊時，貿易商品價格的劇烈波動產生經常賬戶與實際收入的波動，從而對國內經濟造成巨大衝擊。在對外的國際貿易中，進出口貿易誠然會帶來可觀的收入，一旦遇到貿易條件衝擊產生商品價格急劇下降，就會加劇一國經常賬戶的壓力；此時貿易市場價格變動的不對稱性，使得這些國家難逃巨大損失。中國作為發展中國家一員，缺少有效的國內信貸體系和完善的資本市場，且在宏觀背景下有較多進入國際金融市場的限制，因而在經濟形勢不利下更容易受到信貸限制；國際貿易市場上商品價格的上漲，會使經濟主體減少比預期更多的儲蓄。

貿易條件與經常項目之間關係一直是國內外學者研究探討的重點，但關於貿易條件如何影響貿易收支的結論各有說法。傳統的“哈勃格-勞爾森-梅茨勒”(Harberger-Laursen-Metzler, 簡稱“H-L-M”)理論的主要觀點是貿易條件的改善，會導致貿易盈餘的上升或貿易收支逆差的下降；而貿易條件的惡化，會導致貿易盈餘的下降或貿易收支逆差的上升。因為在凱恩斯邊際消費傾向小於 1 的假設下，貿易條件的改善意味著出口品的價格上升或進口品價格的下降，會提高國民收入水平，且消費的增加小於收入的增長，因此私人儲蓄會增加，導致貿易盈餘上升或貿易收支逆差下降；相反，如果貿易條件惡化會使得出口品價格下降，進口品價格上升，國民收入水平下降，在邊際消費傾向小於 1 的情況下，消費的增加大於收入的增長，因此私人儲蓄減少，從而導致貿易收支盈餘下降或貿易收支逆差上升。

Obstfeld (1982) 以及 Svensson & Razin (1983) 認為 H-L-M 理論效應是否能夠實現，取決於貿易條件衝擊的持久性。在他們研究兩種產品（進口產品和出口產品）的跨期均衡經濟模型中，一個持久性的貿易條件惡化衝擊，會使未來所有時期的收入下降，從而導致更低的消費支出和不變的儲蓄，因此對經常賬戶不產生影響；相反，若貿易條件衝擊只是暫時的，消費者將會通過減少儲蓄來平滑消費，使得經常賬戶惡化，這種情況下 H-L-M 效應就會實現。Edwards (1989) 對此提出了質疑，他認為暫時性的貿易條件惡化反而會改善經常賬戶。Edwards 在三種產品（進口產品、出口產品和非貿易品）的經濟模型中，得到貿易條件惡化會產生兩種替代效應，一者是進口產品的相對價格提高，意味著當期消費的機會成本上升，促使消費者推遲當期消費，從而導致儲蓄率的提高以及經常賬戶的改善；二者是消費者對進口產品的需求轉向國內產品，這使得實際匯率上升，進而提高當期消費的機會成本，因此導致經常賬戶的改善。由此可見，在理論研究上由於其嚴重依賴於模型的基本假設，所以貿易條件對貿易收支的影響是不確定的。陸前進與邵飛 (2014) 曾以 VAR 模型為基礎對中國 1995 至 2012 年貿易條件和經常項目進行實證分析，結果顯示 H-L-M 理論在中國是長期存在的；曹俊 (2014) 的研究認為貿易條件與經常賬戶差額之間呈顯著的負相關，即中國 H-L-M 效應是不成立的，貿易條件的惡化並沒有對中國的經常項目產生惡化的影響。

Meade (1988) 認為由於現實中貿易條件的變動對貿易收支的影響存在時滯，故匯率貶值或貿易條件惡化，可能導致貿易收支盈餘在經歷了短暫的下降後再重新上升，即產生了所謂的 *J* 曲線效應。Backus 等 (1994) 基於對 11 個發達國家經驗數據的分析發現，貿易收支與以後及同期的貿易條件負相關，而與以前的貿易條件正相關，這種不對稱跨期相關關係可描繪出一條橫向的 *S* 曲線。王亮和吳濱源 (2014) 的研究結果表明，部分發展中國家也存在 *S* 曲線效應，實證檢驗貿易條件惡化會導致貿易收支盈餘在短暫的下降之後再上升，即發達國家貿易條件與貿易收支之間經驗性的 *S* 曲線假設，在發展中國家也適用；而戴翔 (2011) 對中國貿易收支和貿易條件

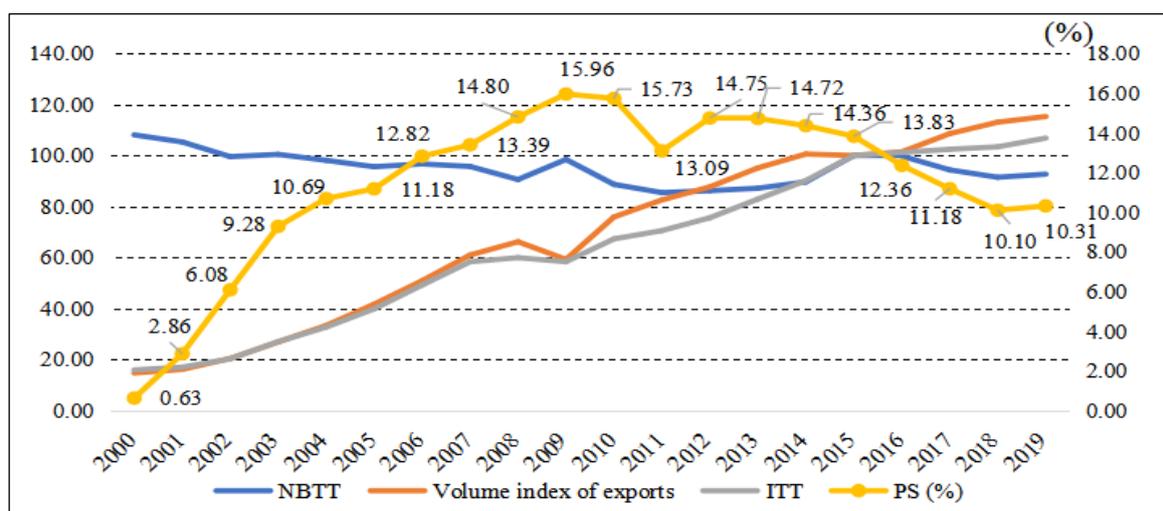
的動態關係進行的研究結果，表明 *S* 曲線假設不適用於中國。

上述研究表明大部分學者將研究重點放在分析探討貿易條件與貿易收支或經常項目之間的關係上，而缺少關於貿易條件衝擊對於個人消費與儲蓄行為之間的影響關係，本文將從此角度入手進行相關研究分析。

2. 中國私人儲蓄率和中國收入貿易條件

本文中，私人儲蓄率(PS)是根據中國國家統計局以及聯合國數據庫的相關的數據收集計算後得到，私人儲蓄率即人均儲蓄率，是人均可支配收入減去人均消費支出，再除以人均可支配收入，這與聯合國國民經濟核算體系的估算方法具有一致性。根據相關數據計算所得到的 2000 年至 2019 年中國的私人儲蓄率見圖 1。

圖 1 顯示中國 2000 年至 2019 年的私人儲蓄率雖整體屬於上升趨勢，但中間仍存在一定幅度的波動，其大致分為四個階段：第一階段是 2000 年至 2009 年的上升階段，中國私人儲蓄率從 2000 年的 0.63% 持續上漲到達 2009 年的 15.96%，此階段增長速度迅猛，且 2008 年的金融危機對中國的私人儲蓄率起到正向影響，2009 年中國私人儲蓄率由前一年的 14.80% 上漲至高點 15.96%；第二階段為 2010 至 2011 年間的一個小幅度下降階段，由 15.73% 下降至 13.09%；第三階段是至 2012 年的小幅度回升階段，從低點 13.09% 回升至 14.75%；最後的第四階段是自 2013 年開始逐年緩緩下降的階段，私人儲蓄率由 2012 年的高點 14.75% 回落至 2019 年的 10.31%。



資料來源：United Nations Conference on Trade and Development; World Bank

圖 1. 中國私人儲蓄率 (2000~2019)

貿易條件 (Terms of Trade) 是進口價格指數與出口價格指數之比，在雙邊貿易中，是用來衡量一個國家在一定時期內其進口盈利能力和貿易利益的指標，對一國的對外貿易來說尤為重要。貿易條件由於貿易的所得角度不同，可以分為多種類別：價格貿易條件 (NBTT)、收入貿易條件 (ITT)、要素貿易條件 (FTT)。本文主要研究的是收入貿易條件 (ITT)，為價格貿易條件 (NBTT) 乘以出口數量指數而得，價格貿易條件和出口數量指數的數據來源於世界銀行網站。

根據圖 1 顯示，收入貿易條件和出口數量指數呈現較為相似的上升變動趨勢，而價格貿易條件大體呈現下降趨勢，與收入貿易條件變化的趨勢有很大區別。價格貿易條件在 2000 年至 2008 年間持續惡化，但是這期間的收入貿易條件卻持續上漲，

其原因是出口數量在此期間也相繼增加，說明收入貿易條件是用來衡量一國出口總能力的指標。圖 1 顯示中國 2000 年至 2019 年的收入貿易條件大致可以分為四個階段：第一階段是 2000 年至 2008 年，此階段價格貿易條件下降，收入貿易條件持續上漲；第二階段是 2008 年至 2009 年，價格貿易條件有所上升，收入貿易條件略微回落，但總體來看仍較為平穩；第三階段 2010 年至 2015 年與第四階段 2016 年至 2019 年收入貿易條件都持續上升，價格貿易條件在 2015 年前小幅度平緩上升，2015 年後逐漸回落。整體來看，2000 年至 2019 年中國的收入貿易條件呈現上升趨勢，說明中國近二十年來的總體出口盈利能力不斷增強。

3. 模型的建立

3.1 研究假設

本文研究貿易條件衝擊對私人儲蓄率的影響，此處以收入貿易條件進行探討。收入貿易條件是出口價格指數比上進口價格指數的商與出口數量指數的乘積，即 $(P_x/P_m) \times Q_x$ ，貿易條件衝擊是指出口數量指數的上升幅度小於淨貿易條件下降的幅度，私人儲蓄率為 $(\text{可支配收入}-\text{消費支出})/\text{可支配收入}$ 。本文根據前文做出假設：私人儲蓄率將因貿易條件的衝擊而受到影響，引起下降。

3.2 數據以及模型說明

本文選取 2000~2019 年度的數據作為研究對象，主要數據來源於中國統計局網站、世界銀行網站和聯合國數據庫，私人儲蓄率和人均實際收入等變量是根據相關數據處理而得，被解釋變量為私人儲蓄率 (PS_t) ，解釋變量為收入貿易條件指數 (ITT_t) ，私人儲蓄率的滯後一期 (PS_{t-1}) ，人均實際收入 $(RPCY_t)$ ，實際人均 GDP 增長率 $(GRPCY_t)$ ，貨幣化率 (M_2/GDP_t) ，通貨膨脹率 (INF_t) ，撫養率 (DEP_t) 。本文通過以上的變量分析收入貿易條件如何影響私人儲蓄率，並利用回歸模型初步得到私人儲蓄率函數：

$$PS_t = \beta_0 + \beta_1 ITT_t + \beta_2 PS_{t-1} + \beta_3 RPCY_t + \beta_4 GRPCY_t + \beta_5 \frac{M_2}{GDP_t} + \beta_6 INF_t + \beta_7 DEP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

3.3 單位根檢驗

為了避免宏觀經濟變量的不平穩而產生偽回歸，本文使用 Eviews11.0 軟件對上述解釋變量和被解釋變量進行 ADF 檢驗 (Augmented Dickey-Fuller)。單位根檢驗結果見表 1，除私人儲蓄率和通貨膨脹率外，其他變量都是不平穩的。

表 1. 本文 7 個變量的單位根檢驗

| 變量 | ADF 統計量 | P 值 |
|---------------------|---------|--------|
| PS | -3.9630 | 0.0076 |
| ITT | -0.7901 | 0.7990 |
| RPCY | 5.2318 | 1.0000 |
| GRPCY | -1.1493 | 0.6733 |
| M ₂ /GDP | -1.2875 | 0.6130 |
| INF | -3.5196 | 0.0197 |
| DEP | -1.3528 | 0.5813 |

資料來源：本文自行整理

3.4 Johansen 協整檢驗

對上述的 7 個變量進行單位根檢驗後，得到 PS、INF 是平穩的，ITT、RPCY、GRPCY、M₂/GDP、DEP 是不平穩的。本文運用 Johansen 最大特徵值檢驗和跡檢驗，將變量分為兩組，並分別檢驗各組之間的變量之間是否存在協整檢驗。第一組包含 PS、ITT、RPCY、GRPCY，協整結果見表 2；第二組包含 PS、M₂/GDP、INF、DEP，協整結果見表 3。綜合考慮表中的 Johansen 最大特徵值檢驗和跡檢驗的結果，可以得到這 7 個變量之間存在 1 個協整關係，從而我們得到該序列存在協整關係。

表 2. 協整向量個數 r 檢驗結果 (PS、ITT、RPCY、GRPCY)

| 原假設 | 跡統計量 | 5%臨界值 | P 值 | 最大特徵值 統計量 | 5%臨界值 | P 值 |
|-------|---------|---------|--------|--------------|---------|--------|
| r = 0 | 79.8095 | 47.8561 | 0.0000 | 43.7135 | 27.5843 | 0.0002 |
| r ≤ 1 | 36.0959 | 29.7971 | 0.0082 | 18.0385 | 21.1316 | 0.1284 |
| r ≤ 2 | 18.0575 | 15.4947 | 0.0201 | 17.1312 | 14.2646 | 0.0171 |
| r ≤ 3 | 0.9263 | 3.8415 | 0.3358 | 0.9263 | 3.8415 | 0.3358 |

表 3. 協整向量個數 r 檢驗結果 (PS、M₂/GDP、INF、DEP)

| 原假設 | 跡統計量 | 5%臨界值 | P 值 | 最大特徵值 統計量 | 5%臨界值 | P 值 |
|-------|---------|---------|--------|--------------|---------|--------|
| r = 0 | 96.0990 | 47.8561 | 0.0000 | 52.4329 | 27.5843 | 0.0000 |
| r ≤ 1 | 43.6661 | 29.7971 | 0.0007 | 22.9869 | 21.1316 | 0.0271 |
| r ≤ 2 | 20.6792 | 15.4947 | 0.0075 | 16.9828 | 14.2646 | 0.0181 |
| r ≤ 3 | 3.6963 | 3.8415 | 0.0545 | 3.6963 | 3.8415 | 0.0545 |

3.5 格蘭傑因果檢驗

在上文的協整分析中可以得到私人儲蓄率、收入貿易指數、人均實際收入、實際人均 GDP 增長率、貨幣化率、通膨率和撫養率之間存在長期的均衡關係，但這種關係是否可以構成因果關係，還需進一步的驗證。本文運用 Granger 因果檢驗對其間的因果關係進行滯後 1-3 期的進一步檢驗，其結果見表 4。

從表 4 可以看出：在滯後 1-3 期的情況下，GRPCY 和 M₂/GDP 是 PS 的 Granger 原因；在滯後 1 期和滯後 3 期的情況下，ITT 和 RPCY 是 PS 的 Granger 原因；在滯後 2 期，ITT 和 RPCY 不是 PS 的 Granger 原因；在滯後 2-3 期的情況下，INF 是 PS 的 Granger 原因；在滯後 1 期，INF 不是 PS 的 Granger 原因；在滯後 1-3 期的情況下，DEP 不是 PS 的 Granger 原因。這說明實際人均 GDP 增長率和貨幣化率會影響私人儲蓄率，而收入貿易條件指數、人均實際收入和通貨膨脹率對私人儲蓄率的影響不確定。

表 4. Granger 因果檢驗結果

| Null Hypothesis | 滯後期 | F 統計量 | P 值 | 結論 |
|---|-----|---------|--------|-----|
| ITT does not Granger Cause PS | 1 | 8.2237 | 0.0112 | 拒絕 |
| RPCY does not Granger Cause PS | | 7.6454 | 0.0138 | 拒絕 |
| GRPCY does not Granger Cause PS | | 5.8122 | 0.0283 | 拒絕 |
| M ₂ /GDP does not Granger Cause PS | | 12.4674 | 0.0028 | 拒絕 |
| INF does not Granger Cause PS | | 1.5202 | 0.2354 | 不拒絕 |
| DEP does not Granger Cause PS | | 0.1268 | 0.7264 | 不拒絕 |
| ITT does not Granger Cause PS | 2 | 2.8705 | 0.0928 | 不拒絕 |
| RPCY does not Granger Cause PS | | 2.6511 | 0.1082 | 不拒絕 |
| GRPCY does not Granger Cause PS | | 6.9585 | 0.0088 | 拒絕 |
| M ₂ /GDP does not Granger Cause PS | | 6.8065 | 0.0095 | 拒絕 |
| INF does not Granger Cause PS | | 7.9210 | 0.0056 | 拒絕 |
| DEP does not Granger Cause PS | | 0.2863 | 0.7556 | 不拒絕 |
| ITT does not Granger Cause PS | 3 | 4.8603 | 0.0245 | 拒絕 |
| RPCY does not Granger Cause PS | | 12.1660 | 0.0011 | 拒絕 |
| GRPCY does not Granger Cause PS | | 6.0452 | 0.0129 | 拒絕 |
| M ₂ /GDP does not Granger Cause PS | | 19.2039 | 0.0002 | 拒絕 |
| INF does not Granger Cause PS | | 6.9214 | 0.0084 | 拒絕 |
| DEP does not Granger Cause PS | | 3.1445 | 0.0737 | 不拒絕 |

3.6 多元回歸的初步分析

上節已經對數據進行單位根檢驗、協整檢驗以及 Granger 因果檢驗，證明這些非平穩變量之間存在協整關係，這些變量必定會有相應的誤差修正模型表達式。本節首先運用 Eviews 最小二乘法對模型進行估計，即估計本文中的七個變量和私人儲蓄率之間的關係，根據式(1)給出的估計模型如下所示，模型估計結果見表 5。

$$PS_t = -2.349 + 0.0499ITT_t + 0.5084PS_{t-1} - 0.0001RPCY_t + 0.4016GRPCY_t + 8.2706 \frac{M_2}{GDP_t} + 0.1216INF_t - 0.2343DEP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

表 5. 模型估計結果

| 待估係數 | β_0 | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 | β_5 | β_6 | β_7 |
|----------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 係數 | -2.3490 | 0.0499 | 0.5084 | -0.0001 | 0.4016 | 8.2706 | 0.1216 | -0.2343 |
| t-統計量 | -0.1305 | 0.4320 | 1.4909 | -0.7636 | 1.0128 | 1.1988 | 0.3480 | -0.6593 |
| P 值 | 0.8983 | 0.6734 | 0.1618 | 0.4598 | 0.3312 | 0.2538 | 0.7339 | 0.5221 |
| R ² =0.8777 DW=1.4272 | | | | | | | | |

從模型的檢驗結果來看，模型的擬合優度 R² = 0.8777，DW=1.4272，說明選取的變量可以在 87.77% 的程度解釋私人儲蓄率的變動，其餘 12.23% 由未包含進方程的其他因素解釋。

3.7 鄒氏檢驗與虛擬變數設定

最小二乘法對模型進行估計的多元回歸結果並不理想，其 t 統計量均不顯著，結果並不足以解釋收入貿易條件指數等變量與私人儲蓄之間的因果關係。本節將數據以 2008 年為分割點分為兩個部分：2000 年初至 2008 年底和 2009 年初至 2019 年底，先進行鄒氏穩定性檢驗 (Chow test) 以進行進一步的估計，檢驗結果如表 6 所示。由表中數據可得 P 值=0.0447，小於 0.05，說明以 2008 年節點，變量的相關性出現了結構性的變化。本文將 2000 至 2019 年的數據以 2009 年為分割點分為兩部分，加以虛擬變數“DUM”，2000 年初至 2008 年底設定 DUM = 0，2009 年初至 2019 年底設定 DUM = 1，運用最小二乘法中的高斯牛頓法和 Levenberg-Marquardt 迭代對模型進行估計，得到結果模型的擬合優度 $R^2=0.9902$ ， $DW=2.4798$ 。

表 6. 鄒氏穩定性檢驗

| Breakpoint | F-statistic | Prob. F(8,4) | Log likelihood ratio |
|------------|-------------|--------------|----------------------|
| 2009 | 6.4517 | 0.0447 | 52.6426 |

4. 實證結果

我們在 Eviews11.0 上運用逐步回歸 (Stepwise Regression) 對數據進行分析，得到結果如下：

$$\begin{aligned}
 PS_t = & -52.9554 + 32.0806DUM + 0.4503ITT_t - 0.6192DUM \times ITT_t + 1.1016PS_{t-1} \\
 & - 0.00056RPCY_t - 0.7696GRPCY_t - 1.8177DUM \times GRPCY_t - 8.8642 \frac{M_2}{GDP_t} \quad (3) \\
 & - 0.6829INF_t + 1.6959DEP_t + 0.9615DUM \times DEP_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

表 7. 逐步回歸模型估計結果

| 變量 | 待估係數 | P 值 |
|---|----------|--------|
| C | -52.9554 | 0.0296 |
| DUM | 32.0806 | 0.2509 |
| ITT | 0.4503 | 0.0041 |
| DUM×ITT | -0.6192 | 0.0020 |
| PS _{t-1} | 1.1016 | 0.0059 |
| RPCY | -0.00056 | 0.0212 |
| GRPCY | -0.7696 | 0.0185 |
| DUM×GRPCY | -1.8177 | 0.0120 |
| M ₂ /GDP | -8.8642 | 0.2106 |
| INF | -0.6829 | 0.0200 |
| DEP | 1.6959 | 0.0106 |
| DUM×DEP | 0.9615 | 0.3190 |
| $R^2=0.9880$ $\bar{R}^2=0.9690$ $DW=2.2747$ | | |

從模型的檢測結果來看，模型的擬合優度 $R^2=0.9880$ ，調整後的擬合優度 $\bar{R}^2=0.9690$ ，說明模型中所選取的變量可以在大約 97% 的程度上解釋與私人儲蓄率的變動，其他 3% 由未在模型中出現的變量所解釋。回歸結果顯示常數 (C)、收入貿易

條件指數 (ITT)、人均實際收入 (RPCY)、實際人均 GDP 增長率 (GRPCY)、通貨膨脹率 (INF) 和撫養率 (DEP) 均通過顯著性為 5% 的水平檢驗，則據 2000 年至 2019 年的數據，于本文所述模型出現的變量中，真正影響私人儲蓄率的因素有收入貿易條件指數、人均實際收入、實際人均 GDP 增長率、通貨膨脹率以及撫養率。

上述回歸模型的結果表明，本文中主要的研究對象收入貿易條件 (ITT) 的係數在 2009 年之前為正，在 2009 年之後為負。在 2009 年之前，當收入貿易條件改善 1%，私人儲蓄率將提高 0.45%，說明收入貿易條件改善後，出口相較於進口的利潤率增加，這使得國民收入有所提升，並且在缺乏有效的國內信貸和完善的資本市場的情況下，消費增長將少於收入，從而導致私人儲蓄率上升；相反，若收入貿易條件惡化，國民收入將減少，且減少幅度超過消費，從而導致私人儲蓄率減少。而在 2009 年之後，由於 2008 年的全球金融危機，收入貿易條件改善 1%，私人儲蓄率將降低 0.169%，收入貿易條件對私人儲蓄率產生負面影響；這表明若收入貿易條件惡化，將刺激私人儲蓄意願，從而導致中國私人儲蓄率的明顯提高。

滯後一期的私人儲蓄率係數為正，說明中國過去的儲蓄量對目前的儲蓄率的預期是一個重要的估計變量，因為這能很好的表現出中國居民的儲蓄習慣。人均實際收入的係數為負，這與預期不符，因為根據生命週期理論，人均收入越高相應的儲蓄率也將同步提升，但隨著時代的發展，中國的經濟水平不斷發展上升，各式各樣的理財投資產品層出不窮，人們更多的選擇將收入的一部分用於投資理財，來賺取額外的收入，而代替從前將錢存入銀行的傳統儲蓄行為。

貨幣化率 (M_2/GDP) 在本文研究結果中的係數為負，這表明當 M_2 增長占 GDP 的 1% 時，私人儲蓄率將下降 8.86%。貨幣化率代表著金融發展和改革，此結果證實了金融的改革發展會刺激消費而減少儲蓄；但在這裡此變量的統計意義不大，因為在中國目前傳統的 M_2 在很大的程度上已經被支付寶和微信中的電子貨幣替代，人們在日常活動中使用電子支付的頻率已經大大超過了使用紙質貨幣，這將降低交易性貨幣需求的水平，增加了預測貨幣需求總量的難度。通貨膨脹率的係數為負數，表示當通貨膨脹率增加 1% 時，私人儲蓄率降低 0.68%。根據宏觀經濟的不確定性，通貨膨脹率的增加會導致市場物品價格上升，從而使花費更多的錢在消費上，進而減少儲蓄。撫養率在本研究中是呈現正面影響，2009 年之前撫養率每增加 1%，私人儲蓄率就增加 1.70%，2009 年之後係數仍為正，但是並不顯著。撫養率越高，用來撫養老人和孩子所需要的花費就越高，所以人們偏向於減少無謂消費，而更多進行儲蓄行為來應對未來不定危機。本文 2009 年後撫養率係數不顯著，一定程度上可能是受到了 2008 年全球金融危機的影響，但具體原因還有待進一步探究，這裡不做贅述。

5. 總結

本文運用多元回歸的方法，對收入貿易條件對中國私人儲蓄率的影響進行了實證分析，結論如下：第一，中國作為一個發展中國家，缺乏有效的國內信貸體系和完善的金融市場，再加上進入國際金融市場諸多限制的宏觀背景，中國的經濟主體在經濟形勢不好的情況下，更容易受到信貸限制，國際市場產品價格的上漲會使他們的儲蓄遭到衝擊；相反，在經濟形勢較好的情況下，經濟主體要考慮到商品價格上漲的風險而增加儲蓄。第二，本文在綜述 H-L-M 理論，即貿易條件與經常賬戶之間的關係的文獻的基礎上，進一步探究收入貿易條件波動對私人儲蓄率的影響。第三，收入貿易條件在雙邊貿易中，是用來衡量一個國家在一定時期內其進口盈利能和貿易利益的指標，相較於反應進出口價格變動的價格貿易條件來說，衡量利益方面要更全

面。實證結果表明，在 2009 年之前，私人儲蓄率的變化方向與收入貿易條件變化方向相同。

本文從宏觀經濟學和國際經濟學的角度進行分析，探究貿易條件衝擊是否與私人儲蓄率的變化有長期穩定的影響關係。實證結果表明，在 2009 年之前收入貿易條件指數與私人儲蓄率呈現正相關，由於 2008 年全球金融危機的影響，2009 年後收入貿易條件對私人儲蓄率呈負面影響。相關部門在制定政策應對儲蓄率變動時，應考慮貿易條件的衝擊，提高人們的收入，改善人們的消費路徑，從而增加儲蓄來應對未來價格的上漲，進而增強中國抗擊未來不定外來風險的能力；或者改善中國對外貿易的自主創新模式，實現貿易產業結構的升級，通過提高貿易條件來抵禦儲蓄率的變動。

參考文獻

1. 陸前進、邵飛 (2014)。貿易條件和經常項目變動跨時均衡分析—“哈伯格—勞爾森—梅茨勒效應”在中國的實證檢驗。南大商學評論，11(4)，1-27。
2. 曹俊 (2014)。價格貿易條件變動的經常項目效應—基於中國的實證研究 (未出版之碩士論文)。福建省：廈門大學。
3. 王亮、吳浜源 (2014)。發展中國家的貿易條件與貿易收支—基於 S 曲線假說與動態面板模型的檢驗。世界經濟研究，11，42-48+88。
4. 戴翔 (2011)。中國貿易收支和貿易條件的動態關係—對 S 曲線的適用性檢驗。當代經濟科學，33(2)，106-111+128。
5. Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Kydland, F. E. (1994). Dynamics of the trade balance and the terms of trade: The J-curve? *American Economic Review*, 84(1), 84-103.
6. Edwards, S. (1989). Temporary terms of trade disturbances, the real exchange rate and the current account. *Economica*, 56, 343-357.
7. Lopes, A. F., & Sequeira, T. N. (2010). The dynamics of the trade balance and the terms of trade in Central and Eastern European countries. *Acta Oeconomica*, 64(1), 51-71.
8. Maurice, O. (1982). Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler effect? *Quarterly Journal of Economics*, 97(2), 251-270.
9. Meade, E. E. (1988). Exchange rates, adjustment, and the J-curve. *Federal Reserve Bulletin*, 74(10), 633-644.
10. Svensson, L. E. O., & Razin, A. (1983). The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen-Metzler effect. *Journal of Political Economy*, 91(1), 97-125.

收稿日期：2021-02-12

責任編輯、校對：莊斯淇、曾晶瑩