

## 全球經濟政策不確定性對中國大米進口貿易影響研究 Research on the Impact of Global Economic Policy Uncertainty on China's Rice Import Trade

劉舒霖<sup>1\*</sup>  
Shu-Lin Liu

### 摘要

“民以食為天”，大米作為我國國內居民最重要的糧食之一，近年來，大米進口成為新常態，數量持續攀升。大米進口貿易對保障中國大米儲備以及糧食安全具有重要作用。對此國際波動的大小對我國糧食進口安全造成怎樣的影響成為應該考慮的重要問題。本文通過建立結構向量自回歸模型進行實證研究，採用平穩性檢驗、相關性檢驗、協整檢驗和格蘭傑因果關係檢驗，並通過脈衝響應分析研究變量間的相互作用，分析2003年11月至2021年5月世界經濟不確定性對我國稻米進口貿易的影響，結果顯示：世界經濟不確定性對我國稻米進口貿易的傳導效果明顯，其正面衝擊會導致稻米進口量增加；國外價格對中國大米進口量從正影響轉向負影響，具有J曲線效應；世界經濟的衝擊不僅會影響世界價格，同樣會衝擊國內大米貿易市場。

**關鍵詞：**全球經濟政策不確定性、進口貿易、農產品貿易、糧食安全戰略

### Abstract

“Food is paramount to the people”, and rice is one of the most important foods for domestic residents in China. In recent years, rice imports have become the new normal, and the quantity continues to rise. Rice import trade plays an important role in ensuring China's rice reserves and food security. It is an important issue to consider how the international fluctuation will affect China's grain import security. In this paper, the structural vector autoregressive model is established for empirical research, and correlation test, stationarity test, Granger causality test and cointegration test are adopted, and the interaction between variables is studied by impulse response analysis. This paper analyzes the influence of global economic uncertainty on China's rice import trade from November 2003 to May 2021. The results show that the global economic uncertainty has a significant transmission effect on China's rice import trade, and its positive impact will lead to the increase of rice import. The influence of foreign prices on China's rice imports has changed from positive to negative, with J-curve effect; The impact of the world economy will not only affect the world price, but also the domestic rice trade market.

**Keywords:** Global Economic Policy Uncertainty, Import Trade, Agricultural Trade, Food Security Strategy

<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 2861687498@qq.com\*通訊作者

## 1. 緒論

### 1.1 研究背景和意義

大米是中國人最重要的食物之一，是國民經濟穩定發展的“科技支撐”的戰略物資。在經濟全球化下，大米進口已成為新常態，2011年，中國首次從大米淨出口國變為淨進口國，2017年，大米進口數量和金額更是創下新高。

自20世紀90年代末以來，中國的大米出口一直保持在一個較好的水平。大米進出口貿易呈現出明顯的出口趨勢，但出口量普遍下降。2011年，中國的大米出口量自1996年以來首次低於進口量。出口總量為51.6萬噸。淨進口首次呈現正增長。大米貿易首次不再是淨出口，而是淨進口。2012年，大米出口繼續下降到近16年來的最低水平，只有27.9萬噸。連續第二年，大米淨進口量超過了200萬噸。2013年和2014年，儘管大米出口增加，但進口量仍然很高，淨進口量仍然很高。

從中國進口大米的增加不僅填補了國內供需的“缺口”，而且對中國的農業和大米市場產生了重大影響。王祥等（2013）認為中國的大米貿易受到市場、政治、商業和其他多種因素的影響。特別是特朗普政府上臺後，美國積極推行單邊措施和貿易保護主義，對經濟全球化和國際自由貿易產生了非常不利的影響。與中國的貿易壁壘尤其引人注目。在反全球化和保護主義傾向日益普遍的國際宏觀經濟背景下，國家之間的貿易政策逐漸增加了中國大米貿易市場的不確定性。

在這種情況下，深入研究全球政策不確定性對中國大米貿易的影響，對於科學地配合中國農業生產和大米貿易具有重要的參考意義。

### 1.2 文獻綜述

依據統計數據進行對中國大米進口交易情況和交易數量的預測。谷秀娟等（2014）對世界大米進出口格局和供求現狀作了分析，認為世界大米產量將穩中有升，大米出口供給平穩，進口需求旺盛。楊萬江等（2013）研究了中國和世界大米貿易及發展趨勢，認為中國大米出口量和進口量會進一步增加。

學者們分析對中國糧食安全的影響。中國的糧食安全問題引起了經濟學家們的好奇以及關注，並從不同角度和層次出現了研究成果。

在大米進口方面，徐春春（2021）認為，近期中國大米進口的快速增長是由於國內大米市場的強勁需求、進口大米的價格優勢以及中國大米生產的區域不平衡。馬建薈（2012）等人的研究表明，對關稅稅率配額下進口的大米徵收的關稅非常低，因此無法彌補國內外大米的價格差異。

楊東群等（2008）分析了東盟國家、中國和其他國家的大米情況。論文顯示，國際市場上的大米價格穩步上升，而且增量很大。再加上一些東盟國家為滿足國內糧食需求、穩定國內價格而宣佈限制大米出口，再次促使國際價格上漲，給一些大米進口國的民眾和政府帶來“不便”。

楊萬江（2019）指出，在大米進出口格局發生變化的背景下，中國大米總產量將繼續下降，國內的大米消費量也將繼續上升，大米自給率將逐年下降。今後要努力降低生產成本，保證生產能力，優化大米的生產結構，持續增強稻米的國際競爭力，確保國家糧食安全。

有些學者們分析世界因素對中國糧食進出口方面的影響。周聰（2015）研究結果表明，隨著中國加入世貿組織，中國糧食市場如同水庫開閘般被打開，同時與世界糧食市場的聯繫愈加緊密。為了確保中國的糧食安全，我們必須合理利用國際市場，規範國內市場。中國糧食進口的增加，國內糧食價格上漲；當中國糧食出口增加而國內

糧食價格下降時，這表明中國糧食進出口貿易的調節機制對國內糧食價格的調節作用不大。

王新華(2017)等分析了中國糧食進出口貿易是否具有“大國效應”？從糧食品種來看，玉米和大豆進口具有“大國效應”，而中國大米進口沒有“大國效應”。

苗珊珊和陸遷(2012)採取的數據月份為是2006年2月至2011年3月，大米的國際價格與國內市場價格之間是否具有長期均衡關係是該論文想要論證的觀點。結果表明，他們之間存在長期並且相對穩定的均衡關係。從長期來看，國內大米價格變化主要是因為通貨膨脹的驅動，同時價格傳導也存在延遲以及調節的現象。採用相關研究實證結果顯示，由於外貿渠道和期貨渠道，國內市場價格受到國際環境的影響。

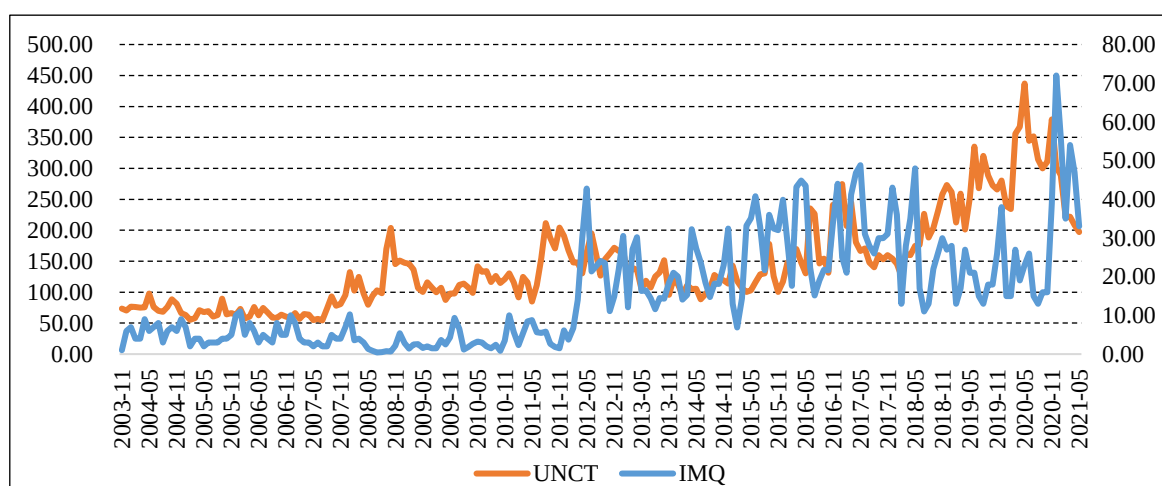
通過文獻回顧發現，在我國大米進口貿易研究中，學者們多從大米價格的角度進行研究或結合具體案例進行分析。目前，我國大米對國外市場的依賴性還是比較高的，需要關注外部環境變化對大米進口的影響。基於此，本文採用結構向量自回歸模型(SVAR)分析全球經濟不確定性對我國大米進口貿易的影響，探討和驗證其對大米進口貿易的直接或間接影響。

### 1.3 研究內容與方法

本文借鑒孫中葉等(2021)，使用SVAR模型，選用全球經濟政策不確定性指數、中國大米進口量(萬噸)、國內大米價格、中國大米進口價格、國際大米價格5個變量構建SVAR模型，以此來考察全球經濟不確定性對中國大米進口貿易的影響。

## 2. 全球經濟政策不確定性對中國大米進口貿易影響理論分析

大米進口貿易受多種因素影響，其中供求是主要因素。此外，大米的進口貿易還受到經濟和人口、其他穀物替代品價格、食品種類需求增加和匯率上升的影響。本文主要考慮全球經濟的不確定性的影響力。樣本期內全球經濟不確定性指數與中國大米進口貿易的關係如圖1所示，二者之間具有較強聯動性，同時存在兩個明顯高峰，雖有時間上的滯後但仍能相呼應。



資料來源：根據 Economic Policy Uncertainty 網站以及中國經濟網統計資料庫資料整理並繪製得到

注：UNCT為全球經濟政策不確定性指數，IMQ為中國大米進口量。

圖1. 全球經濟政策不確定性指數與中國大米進口量

## 2.1 利益相關主體

對於我國來說，水稻作為國家戰略生產資料之一，對全國經濟快速發展和社會穩定具有重要意義。2011年，我國首次淪為小麥淨進口商。2012年，中國首次躍升為全球最大的稻米進口國。近年來，食品進口商品貿易發展“高歌猛進”，對外依存度持續上升，國際風險驟然聚集，推進新的國家糧食安全意義重大。當全球經濟不確定性水平上升時，各國害怕缺乏及時的信息交流會導致各種貿易進口的短缺，特別是像大米這樣的商品，國家糧食安全的風險會增加，從而增加大米的進口。

對於消費者來說，當經濟不確定性導致中國大米進口貿易發生巨大變化時，會產生一系列連鎖反應。由於大米是我國重要的糧食儲備，近年來進口量不斷增加，進口貿易的變化很容易傳導到國內大米市場，引起大米相關產品的價格變化，產生縱向價格傳導效應，導致消費者行為的變化，進而導致大米需求方的變化，從而影響大米這一重要的進口貿易供給方。

對於生產者來說，當大米及相關產品的價格因不確定事件而上漲時，由於利潤最大化原則，生產商會提高大米的市場價格。特別是，當國內大米價格上漲超過大米進口價格時，大米進口自然會增加，因為國內大米價格太高，生產商會尋求更低的大米價格。

## 2.2 供需關係

在當前國際宏觀經濟形勢下，反全球化觀點和貿易保護主義日益盛行，美國的貿易政策繼續增加中國大米市場面臨的不確定性。如果大米出口國對大米實行貿易保護主義，如配額、加稅和其他懲罰性措施，這可能導致世界市場上大米供應的減少，這顯然會對大米進口國的進口貿易產生直接影響。

# 3. 全球經濟政策不確定性對中國大米進口貿易影響模型構建

## 3.1 自變量和選擇方法

本文將選用全球經濟政策不確定性指數、國際大米價格、中國大米進口量（萬噸）、中國大米進口價格、國內大米價格（千美元）5個變量構建SVAR模型，以此來論證全球經濟不確定性是否對中國大米進口貿易存在影響。

## 3.2 資料來源及處理

依據資料可獲取性以及論文適用性，本文的選定的月度資料區間是 2003 年11月至2021年5月。

中國的大米進口貿易（lnimsoyrice）是以中國的大米進口量為衡量指標，對原始資料進行季節性調整，然後用對數進行建模。資料選取於中國經濟網統計資料庫。

全球經濟不確定性（lngeput）採用基於PPP調整後的全球經濟政策不確定性指數衡量，用X-12方法進行季節性調整後取對數建模。資料選取於 Economic Policy Uncertainty 網站。

國際大米價格（lnipsoyrice）採用穀物價格指數進行衡量，其由國際穀物理事會（IGC）小麥價格指數（這一指數本身由9種不同小麥報價的平均值構成）、IGC玉米價格指數（4種不同玉米報價的平均值）、IGC大麥價格指數（5種不同大麥報價的平均值），1種高粱出口報價和糧農組織稻米價格指數編制得出。糧農組織稻米價格指數由21種稻米出口報價計算得出，分為秈米、香米、粳米和糯米四個稻米品種類別。在每個品種類別中，先計算出有關報價的相對價格的簡單平均值；然後通過用

2014~2016年各自固定貿易比重進行加權的方式，對四個稻米品種的平均相對價格進行合併。穀物價格指數通過把各農產品以其2014~2016進行季節性調整；最後，對其取對數建模。資料選取於FAO官方網站、國泰安資料庫。

中國大米進口價格（lnimpsoyrice）是以中國大米進口量與大米進口價格之比來衡量的。首先，大米的進口價格使用美國的CPI指數進行平減。然後，將美元換算成人民幣（中間數）換算成人民幣/噸，即包含匯率影響因素的大米進口價格；接著用X-12方法進行季節調整，用對數表示最終資料。資料選取於中國經濟網資料庫。

國內大米價格（lndpsoyrice）按現行的印度大米（中）市場價格指數計算。所選資料以2003年5月為基期；用中國CPI指數對中國大米市場的價格指數進行了平減，進行季節性調整。資料選取於中國經濟網統計資料庫。

### 3.3 模型構建與實證分析

#### 3.3.1 變量描述性統計及相關性分析

為了提高結論的準確性，本文利用時間序列資料使用EViews 10.0分析中國大米進口量（IMQ）、全球經濟政策不確定性指數（UNCT）、國內大米價格（DP）、國際大米價格（FP）和中國大米進口價格（IMP）之間的相互關係。首先對其進行了描述性統計（表1）及相關性分析（表2）。

表 1. 關於研究資料的描述性統計

|     | DP       | FP       | IMP       | IMQ     | UNCT     |
|-----|----------|----------|-----------|---------|----------|
| 均數  | 106.8853 | 104.2940 | 5,070.760 | 15.7368 | 145.1543 |
| 中間值 | 102.3600 | 100.9707 | 4,820.130 | 13.0000 | 126.3781 |
| 最大值 | 150.3000 | 173.9638 | 9,216.532 | 72.0000 | 437.0428 |
| 最小值 | 95.6000  | 70.8389  | 2,295.000 | 0.42000 | 54.3929  |
| 標準差 | 10.4070  | 24.5307  | 1,170.838 | 13.8601 | 75.3759  |
| 樣本數 | 211      | 211      | 211       | 211     | 211      |

資料來源：本文自行整理

表 2. 關於研究資料的相關性分析

|                | DP        | FP       | IMP       | IMQ       | UNCT |
|----------------|-----------|----------|-----------|-----------|------|
|                | 1         |          |           |           |      |
| DP             | —         | —        | —         | —         | —    |
|                | —         |          |           |           |      |
| FP             | 0.1482    | 1        |           |           |      |
| (t-Statistics) | (2.1671)  | —        | —         | —         | —    |
| (Probability)  | (0.0314)  | —        |           |           |      |
| IMP            | -0.0223   | 0.4774   | 1         |           |      |
|                | (-0.3230) | (7.8544) | —         | —         | —    |
|                | (0.7470)  | (0.0000) | —         |           |      |
| IMQ            | -0.3519   | 0.0482   | -0.2296   | 1         |      |
|                | (-5.4350) | (0.6975) | (-3.4111) | —         | —    |
|                | (0.0000)  | (0.4863) | (0.0008)  | —         |      |
| UNCT           | -0.2886   | 0.0335   | 0.1653    | 0.4794945 | 1    |
|                | (-4.3569) | (0.4845) | (2.4227)  | (7.8993)  | —    |
|                | (0.0000)  | (0.6286) | (0.0163)  | (0.0000)  | —    |

資料來源：本文自行整理

### 3.3.2 模型構建

本文將利用結構向量自回歸 SVAR 模型研究全球經濟不確定性是否對中國大米進口貿易存在影響。假設有  $k$  個經濟變量，具有  $k$  個變量和滯後  $P$  階的 SVAR( $p$ ) 的表達式如下：

$$C_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \cdots + u_t, t = 1, 2, \dots, T$$

式中， $C_0 = \begin{bmatrix} 1 & -c_{12} & \cdots & -c_{1k} \\ -c_{12} & 1 & \cdots & -c_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -c_{k1} & -c_{k2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$ ， $y_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{kt} \end{pmatrix}$ ， $u_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{3t} \end{pmatrix}$

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} \gamma_{11}^{(i)} & \gamma_{12}^{(i)} & \cdots & \gamma_{1k}^{(i)} \\ \gamma_{21}^{(i)} & \gamma_{22}^{(i)} & \cdots & \gamma_{2k}^{(i)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{k1}^{(i)} & \gamma_{k2}^{(i)} & \cdots & \gamma_{kk}^{(i)} \end{pmatrix}, i = 1, 2, \dots, p$$

其中， $y_t$  是  $k \times 1$  階變量，且各變量是平穩隨機過程； $C_0 \neq I_k$ ，為同期結構矩陣； $\Gamma_i$  為  $k \times k$  階滯後結構係數矩陣； $u_t$  的方差-協方差矩陣為單位矩陣  $I_k$ ，且為白噪音向量。結構干擾可以通過對  $C_0$  施加約束獲得。

### 3.3.3 模型約束

為了得到一個有效的 SVAR 模型，必須應用  $n(n-1)/2$  個約束條件（ $n$  是變量的數量）。在本文中，有五個內生變量，所以需要使用 10 個約束條件。根據格蘭傑因果關係測試的結果和實際經濟情況，構建了一個遞歸的 SVAR 模型，其變量為  $\ln\text{gepu}$ （UNCT）、 $\ln\text{ipsoyrice}$ （FP）、 $\ln\text{impsoyirice}$ （IMP）、 $\ln\text{imsoyirice}$ （IMQ）和  $\ln\text{dpsoyrice}$ （DP）。該模型是按照以下順序構建的。第一，當前國際大米價格、中國大米價格、中國大米進口和國內大米價格不受世界經濟政策不確定性的影響，即  $C12=C13=C14=C15=0$ ；第二，當前中國大米價格、中國大米進口和國內大米價格不受國際大米價格影響，表達為  $C23=C24=C25=0$ ；以及中國大米進口價格不受當前中國大米進口量和國內大米價格影響，表達為  $C34=C35=0$ ；第三，中國大米進口不受當前國內大米價格影響，即  $C45=0$ 。

## 4. 全球經濟政策不確定性對中國大米進口貿易影響實證結果分析

### 4.1 單位根檢驗

本文對各變量及其一階差分進行單位根檢驗，結果見表 3。序列 DP、FP、IMP、IMQ、UNCT 的 ADF 值的絕對值均小於 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，即以上變量均不平穩；但經過一階差分後，表 3 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  |
|---------|------------|----------|---------|---------|---------|--------|-----|
| DP      | (C, 0, 13) | -3.2258  | -3.1402 | -3.4328 | -4.0053 | 0.0824 | 不平穩 |
| FP      | (C, 0, 1)  | -2.1810  | -3.1394 | -3.4315 | -4.0026 | 0.4972 | 不平穩 |
| IMP     | (C, 0, 0)  | -3.7483  | -3.1394 | -3.4314 | -4.0024 | 0.0213 | 平穩  |
| IMQ     | (0, T, 13) | -2.7826  | -3.1402 | -3.4328 | -4.0053 | 0.2055 | 不平穩 |
| UNCT    | (C, T, 0)  | -4.9837  | -3.1394 | -3.4314 | -4.0024 | 0.0003 | 平穩  |
| D(DP)   | (0, 0, 12) | -5.6596  | -3.1402 | -3.4328 | -4.0053 | 0.0000 | 平穩  |
| D(FP)   | (0, 0, 0)  | -8.9661  | -1.6157 | -1.9424 | -2.5761 | 0.0000 | 平穩  |
| D(IMP)  | (0, 0, 0)  | -14.5642 | -3.1394 | -3.4315 | -4.0026 | 0.0000 | 平穩  |
| D(IMQ)  | (0, 0, 12) | -3.9106  | -3.1402 | -3.4328 | -4.0053 | 0.0133 | 平穩  |
| D(UNCT) | (0, 0, 0)  | -18.446  | -3.1394 | -3.4315 | -4.0026 | 0.0000 | 平穩  |

資料來源：本文自行整理

#### 4.2 協整檢驗

傳統上，對時間起始序列的及分析要求所用的時間系列必須是平穩的，即如果不存在隨機或確定的態勢，就是“偽回歸”。但實體經濟的時間序列是不穩定的。它們需要不同方式差分來平滑，但這就失去了分析產生的問題所需的總量的長期信息資料，因此用協整法來解決這個問題。只有當兩個變量遵循相同的時間序列循序漸進，或因變量的時間序列過程不超過自獨立變量的時間序列過程時，才存在協整關係。在這項研究中，使用了 Johansen 的協整驗證，如跡檢驗和最大特徵根的檢驗。

表 4 顯示，如果初始假設為  $2 \leq r \leq 3$ ，在 5% 的顯著性水平下，如果能跟蹤檢驗的統計資料小於臨界值，則初始簡單的例子被接受。如果初始假設是  $r \leq 1$ ，如果後測統計量在 5% 的顯著性水平下仍大於臨界值，則拒絕初始假設；那麼初始假設是  $r=0$ ，假如後測統計量在 5% 的顯著性水平下大於臨界值，則拒絕初始假設。表 5 是對最大特徵根進行檢驗，得出與跡統計量相同的結果。

表 4. Johansen 協整檢驗結果 (DP FP IMP IMQ UNCT )

| 對原假設檢驗結果   | 特徵值    | 跡統計量     | 5%臨界值   | P 值**  |
|------------|--------|----------|---------|--------|
| None*      | 0.2579 | 120.7977 | 69.8189 | 0.0000 |
| At most 1* | 0.1537 | 59.3643  | 47.8561 | 0.0029 |
| At most 2  | 0.0770 | 24.9968  | 29.7971 | 0.1615 |
| At most 3  | 0.0280 | 8.4814   | 15.4947 | 0.4154 |

資料來源：本文自行整理

注：\*表示置信水平為 5% 下拒絕原假設；\*\*為 MacKinnon-Haug-Michelis (1999) P 值

表 5. Johansen 協整檢驗結果 (DP FP IMP IMQ UNCT )

| 對原假設檢驗結果   | 特徵值    | 最大特徵統計量 | 5%臨界值   | P 值**  |
|------------|--------|---------|---------|--------|
| None*      | 0.2579 | 61.4333 | 33.8769 | 0.0000 |
| At most 1* | 0.1537 | 34.3676 | 27.5843 | 0.0058 |
| At most 2  | 0.0770 | 16.5154 | 21.1316 | 0.1962 |
| At most 3  | 0.0127 | 2.6244  | 3.8415  | 0.1052 |

資料來源：本文自行整理

注：\*表示置信水平為 5% 下拒絕原假設。\*\*為 MacKinnon-Haug-Michelis (1999) P 值

### 4.3 格蘭傑因果檢驗

以上協整檢驗的結果說明，變量之間存在長期均衡，但需要進行格蘭傑因果關係檢驗來進一步驗證因果關係。

顯著的格蘭傑因果如下：(1)世界經濟社會發展政策不確定性是我國食品進貨量出現變化的格蘭傑因素；(2)國外稻米產品價格出現變化是我國稻米進口商品產品價格出現變化的格蘭傑因素；(3)國外食品產品價格出現變化是世界經濟運行發展政策不確定性的格蘭傑因素。

表 6. 格蘭傑 (Granger) 檢驗結果

| 原假設                      | 滯後階數 | F 值    | P 值    | 檢驗結果  |
|--------------------------|------|--------|--------|-------|
| FP 不是 DP 的 Granger 原因    | 2    | 1.9836 | 0.1402 | 接受原假設 |
| DP 不是 FP 的 Granger 原因    |      | 0.6114 | 0.5436 | 接受原假設 |
| IMP 不是 DP 的 Granger 原因   |      | 0.3002 | 0.7410 | 接受原假設 |
| DP 不是 IMP 的 Granger 原因   |      | 0.7555 | 0.4711 | 接受原假設 |
| IMQ 不是 DP 的 Granger 原因   |      | 0.5128 | 0.5996 | 接受原假設 |
| DP 不是 IMQ 的 Granger 原因   |      | 1.5816 | 0.2082 | 接受原假設 |
| UNCT 不是 DP 的 Granger 原因  |      | 0.3093 | 0.7343 | 接受原假設 |
| DP 不是 UNCT 的 Granger 原因  |      | 0.2163 | 0.8057 | 接受原假設 |
| IMP 不是 FP 的 Granger 原因   |      | 0.2092 | 0.8114 | 接受原假設 |
| FP 不是 IMP 的 Granger 原因   |      | 3.7884 | 0.0242 | 拒絕原假設 |
| IMQ 不是 FP 的 Granger 原因   |      | 0.0229 | 0.9774 | 接受原假設 |
| FP 不是 IMQ 的 Granger 原因   |      | 0.7062 | 0.4947 | 接受原假設 |
| UNCT 不是 FP 的 Granger 原因  |      | 1.7989 | 0.1681 | 接受原假設 |
| FP 不是 UNCT 的 Granger 原因  |      | 3.2230 | 0.0419 | 拒絕原假設 |
| IMQ 不是 IMP 的 Granger 原因  | 2    | 1.3776 | 0.2545 | 接受原假設 |
| IMP 不是 IMQ 的 Granger 原因  |      | 1.9306 | 0.1477 | 接受原假設 |
| UNCT 不是 IMP 的 Granger 原因 |      | 0.5571 | 0.5738 | 接受原假設 |
| IMP 不是 UNCT 的 Granger 原因 |      | 0.3172 | 0.7285 | 接受原假設 |
| UNCT 不是 IMQ 的 Granger 原因 |      | 4.5252 | 0.0119 | 拒絕原假設 |
| IMQ 不是 UNCT 的 Granger 原因 |      | 0.4536 | 0.6360 | 接受原假設 |

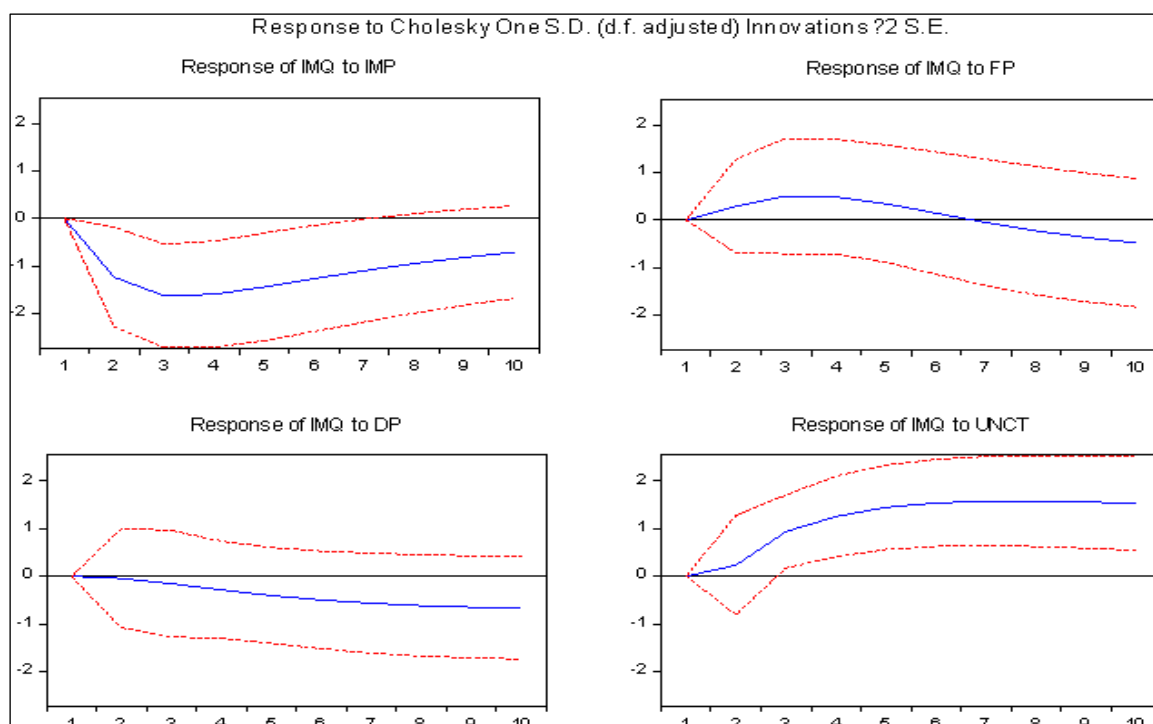
資料來源：本文自行整理

### 4.4 脈衝響應函數分析

脈衝響應函數法是分析當模型受到隨機誤差項的標準差影響時，被解釋變量的動態響應時間和持續時間。

圖 2 顯示，IMP 對於 IMQ 在任一階段均存在負向衝擊，並持續穩定至 10 期以後的長期影響；FP 對於 IMQ 在前 7 期均存在正向衝擊，自第 8 期起其衝擊轉為負向影響，並持續穩定至 10 期以後，存在 J 曲線效應；DP 對於 IMQ 在初始階段就有負向衝擊，並持續穩定至 10 期以後的長期影響；UNCT 對於 IMQ 在初始階段有正向衝擊，並持續穩定至 10 期以後的長期影響。





資料來源：本文自行整理

圖 2. 中國大米進口量受四要素衝擊的脈衝響應函數圖

#### 4.5 鄒氏斷點檢驗

通過利用最小二乘法對資料進行多元回歸分析，發現各變量的t統計量均不顯著，且Durbin-Watson值為0.699185，顯示各變量間存在較強的自我相關性，說明資料可能存在結構性的變化；且國內價格始終對進口量呈負影響，因此本文針對國內價格選取不同斷裂節點，引入鄒檢驗（Chow Test）對資料進行檢測。鄒氏斷點檢驗結果顯示國內價格在以2009年6月為節點的P值 $<0.05$ ，說明國內價格存在時間斷裂節點，導致國內價格對進口量存在負影響；若考慮時間斷點問題，則國內價格是對進口量有著正影響。同時也表示國內價格受2008年金融海嘯衝擊的影響，由於糧食貿易存在滯後性，因此斷點出現在2009年。

表7. 考慮斷點後的回歸模型結果

| 變量     | 係數      | 標準誤差   | t-statistic | Prob.  |
|--------|---------|--------|-------------|--------|
| DP     | -0.0846 | 0.0556 | -1.5233     |        |
| DUM*DP | 0.0388  | 0.0145 | 2.6718      | 0.0082 |

資料來源：本文自行整理

注：DUM 為斷點，DUM\*DP 為加入斷點以後的國內大米價格資料

#### 4.6 向量自回歸模型檢驗

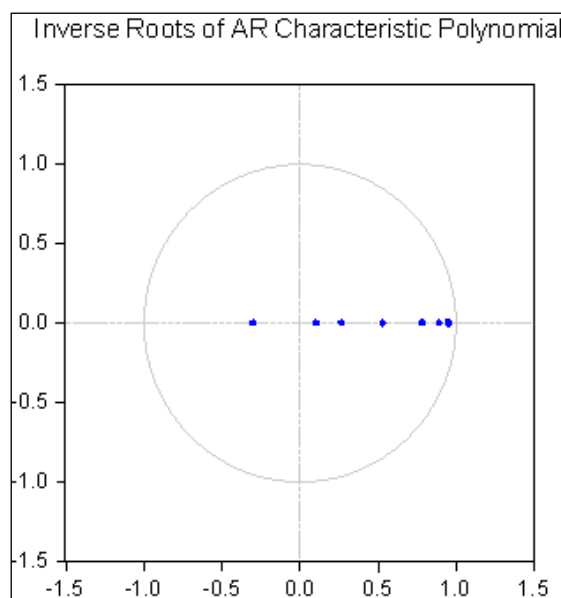
向量自回歸（VAR）模型是基於資料統計的模型，其中系統中的每個內生變量都表示為系統中所有內生變量滯後值的函數。它是單變量自回歸模型的延伸，是由多變量時間序列變量組成的“向量自回歸”模型。對於時間序列模型來說，如果模型沒有被準確地構建和識別，它就無法準確地代表經濟系統的動態特徵，也無法用於動態建模和政策分析。

本文將影響大米進口量的諸多變數建立向量自回歸模型如下：

$$IMQ=C+IMP+DP+FP+UNCT$$

VAR模型本質上是一個n階差分方程。差分方程的解是序列，當序列收斂時，時間序列是平穩的，模型是穩定的。通過了解差分方程的解結構，可以看出，當且僅當特徵方程的根位於單位圓內時，差分方程才有收斂的解。

本文所建立的向量自回歸模型的所有根的逆值都小於1，即它們都在單位圓內（如圖3所示），表明該模型的穩定性。



資料來源：本文自行整理

圖3. 大米進口量的向量自回歸模型根圖

## 5. 結論以及政策建議

### 5.1 結論

本文對中國 2003 年 11 月至 2021 年 7 月的大米進口價格 (IMP)、大米國內價格 (DP)、大米世界價格 (FP)、全國經濟不確定性指數 (UNCT) 這個變量指標對於大米進口量 (IMQ) 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，得出以下結論。

第一，當前全球經濟不確定性指數是中國大米進口變化的單向格蘭傑原因，表明全球經濟不確定性對中國大米進口的傳導有重要影響，全球經濟不確定性的影響增加了大米進口的需求。這表明，全球經濟不確定發展的影響將進一步增加中國對外國大米進口的依賴，並增加中國大米貿易的不確定性。

第二，國外價格對中國大米進口量從正影響轉向負影響，具有 J 曲線效應。這說明我國貨幣升值對大米進口同時也存在影響，國家政治以及經濟上的增長與穩定有利於幫助我國大米進口貿易的穩定性與安全性。

第三，在鄒氏斷點檢驗下，國內價格會受到 2008 年金融海嘯的影響，由於農作物產出的滯後性影響出現於 2009 年。這說明世界經濟的衝擊不僅會影響世界價格，同樣會衝擊國內大米貿易市場，進而影響中國大米進口量。

## 5.2 政策建議

### 5.2.1 鞏固國家供應基礎，確保大米基本自給自足

習書記曾指出，“這碗飯一定在他手裡”。《國家農業現代化計劃》（2016~2020年）還強調，有必要將大米的100%自給率作為一項具有約束力的指標。因此，首先要確保國內大米自給自足，確保民生和國家糧食安全，穩定和提高大米的整體生產能力，這是確保大米價格穩定的基礎。因此，必須堅持農業在國民經濟中的基礎地位，堅持支持農業發展的政策，提高農民種植小麥的積極性；通過技術創新和組織創新，推進農業供給改革，提高水稻生產效率，提高水稻生產能力；同時，針對大米走私問題，有關部門應加強監視，加大打擊力度，有效遏制走私問題。

### 5.2.2 拓展國際市場，打造多元化模式

中國的大米進口長期集中在東南亞的越南和泰國，導致外部風險集中，不利於中國糧食安全戰略的可持續性。在新時期，要擴大與“一帶一路”國家的大米合作，特別是要促進與大米主要生產國和出口國的政策銜接、產業和聯繫信息交流，建立多元化的進口供應結構。在一些發展中國家，可以利用中國的比較優勢，促進大米產業的深度融合，加強海關、檢驗檢疫等方面的合作，建立穩定的貿易關係，例如與柬埔寨、老撾和緬甸。增加從南亞國家的大米進口是可行的，也是有希望的。

### 5.2.3 完善國內外大米市場風險監控機制

促進大連貿易期貨的國際化，避免信息不對稱導致利益相關者的次優選擇。積極與大米貿易夥伴建立可靠的信息來源和溝通機制，準確掌握國際大米市場的供需、庫存和價格信息，準確預測和提前評估國際大米價格波動的風險，從而有效地預測全球經濟不確定性對中國大米進口貿易的影響。加強國內大米市場監管和預警系統，避免因全球經濟不確定因素造成的不合理的價格上漲，這也影響到大米進口貿易。

### 5.2.4 推進國際產業合作，構建風險防範機制

我國農業以及水稻領域在國際上是存在很大的優勢的，要鼓勵國內盈利的農牧企業“走出去”，積極發揮自身優勢，全力與國外資源和市場優勢相結合，建立國際大米合作的國外基地，打造大米全產業鏈，提高質量，打造品牌，擴大價值鏈，增加全球經濟效益。同時，擴大大米產業的海外合作，保證重點小麥種植區的穩定供應，建立風險防範機制，簽訂區域大米庫存合作協議，降低國際風險，實現中國糧食安全戰略的持續健康發展。

## 參考文獻

1. 王祥、強文麗、牛叔文、劉愛民、成升魁、李真全（2018）。全球農產品貿易網絡及其演化分析。自然資源學報，33(6)，940-953。
2. 谷秀娟、王彥行（2015）。中國小麥產業國際競爭力分析。產業與科技論壇，14(23)，11-12。
3. 楊萬江、秦文珊（2013）。美國穀物生產成本收益長期變化考察。世界農業，11，105-110。
4. 徐春春、紀龍、陳中督、方福平（2021）。中國水稻生產、市場與進出口貿易的回顧與展望。中國稻米，27(4)，17-21。
5. 馬建蕾、秦富、劉岩（2012）。中國與拉丁美洲國家農產品貿易前景與挑戰—從中國角度對問題與機遇的分析。世界農業，1，68-74。

6. 楊東群、韋正林、李先德（2012）。東盟和中日韓區域大米形勢與政策思考。世界農業，7，28-32。
7. 楊萬江、劉琦（2019）。“糧安天下”，中國大米供求變化預測。農業現代化研究，40(1)，44-53。
8. 周聰（2015）。我國糧食進出口貿易與國內外糧食價格關係的實證研究（未出版之碩士論文）。湖北省：武漢輕工大學。
9. 王新華、周聰、王銳（2017）。我國糧食進出口貿易是否具有“大國效應”-基於糧食整體和分品種的實證分析。農林經濟管理學報，16(1)，8-19。
10. 苗珊珊、陸遷（2012）。國際大米市場價格波動對國內市場的傳遞效應-基於誤差修正模型的估計。財貿研究，23(1)，27-34+89。
11. 孫中葉、李玉瑩、李治（2021）。全球經濟不確定性對中國大豆進口貿易影響研究-基於保障中國大豆供給安全視角的分析。價格理論與實踐，7，106-109+165。

收稿日期：2022-03-07