

<https://doi.org/10.52288/jbi.26636204.2020.04.05>

中國與中東歐農產品貿易發展研究 Agricultural Products Trade Development between China and Central and Eastern Europe

陳夢^{1*} 何嘉旋²
Meng Chen Jia-Ni He

摘要

本文首先分析中國與中東歐國家農產品貿易現狀，得出雙方合作總量較小但增速較快、中國貿易逆差明顯、進出口農產品相對集中的基本結論；隨後採用計量經濟學向量自回歸模型，搜集 1993-2017 共 25 年資料，構建農產品貿易額與地區生產總值、農業就業人員占比、農業增加值、農產品貿易競爭力指數之間的預測模型，預測精度為 3.88%，預計中國與中東歐國家農產品貿易在 2018 年會存在較明顯下滑趨勢，並提出發展綠色冷鏈物流、提高農產品品質、擴大農業合作範圍、建造完備資訊溝通途徑等發展建議。

關鍵字：中東歐、農產品貿易、向量自回歸模型、預測

Abstract

The article first analyzes the status quo of agricultural products trade between China and Central and Eastern European countries with the basic conclusions that total cooperation between the two sides is small but the growth rate is fast, China's trade deficit is obvious, and the import and export agricultural products are relatively concentrated. Subsequently, econometric model VAR is used by collecting data in 1993-2017 for a total of 25 years to construct a forecast model between the trade volume of agricultural products and the regional GDP, the proportion of agricultural employment, the agricultural value added, and the agricultural trade competitiveness index. The model prediction accuracy is 3.88%. It is expected that the agricultural trade between China and Central and Eastern European countries will have a relatively obvious downward trend in 2018. Suggestions of the study are proposed as constructing logistics network, developing green cold chain logistics, improving the quality of agricultural products, expanding the scope of agricultural cooperation, and building complete information communication channels.

Keywords: Central and Eastern Europe, Agricultural Products Trade, VAR, Forecast

¹ 廈門大學嘉庚學院副教授 chenmeng@xujc.com*通訊作者

² 廈門大學嘉庚學院研究助理 602409566@qq.com

³ 基金專案：福建省教育廳中青年教育科研項目(科技類)：“一帶一路”背景下福建農產品跨境供應鏈資訊不對稱問題研究(JAT191090)、複雜系統視角下福建省共用型農產品終端配送模式研究(JT180800)，福建省社會科學規劃項目：21 世紀海上絲綢之路港口綜合物流產業效率的比較研究與監測(FJ2018B025)

1. 引言及文獻綜述

中東歐因其連結歐亞的獨特地理位置以及與歐洲之間的深厚歷史淵源，成為中國“一帶一路”倡議合作的重要組成部分。但中東歐國家數量眾多、發展差異巨大，與中國地理位置、文化習俗等均相距甚遠，較大影響了雙方之間的合作，目前雙方農產品貿易量占比較低。2012 年以來，中國不斷拓寬發展與中東歐各國關係，2015 年成立中國與中東歐國家農業合作促進聯合會，2019 年 4 月發佈的《中國—中東歐國家合作杜布羅夫尼克綱要》中，明確提出加大中國與中東歐農林合作、鼓勵農產品國際物流中心發展，並宣佈 2020 年為“中國—中東歐國家農業多元合作年”。

中國與中東歐發展前景較好（燕春蓉，2019）、互補關係較強，加強與中東歐國家經貿“精準合作”尤為關鍵（劉夏、武靖凱，2018；付明輝、祁春節，2016）。蘇昕與張輝（2019）認為聯盟型合作方式更有利於中國與中東歐農產品貿易發展；張夏恒（2017）、王紀元與肖海峰（2018）通過實證發現，出口結構問題是導致中國與中東歐進一步開展農產品貿易的重要障礙；劉春鵬與肖海峰（2018）運用 CMS 進行建模分析發現，無論是中國還是中東歐農產品出口，對方需求增長都是主要的刺激因素；楊波等（2017）、張夏恒（2017）分別就中國與中東歐水產品、林木產品貿易關係研究；也有部分學者從浙江省等區域角度研究與中東歐雙邊貿易效率問題（姚鳥兒，2018）。目前針對與中東歐的農產品貿易研究總量較少，且主要針對現狀進行分析，而對未來發展前景預測分析卻幾乎空白。基於此，本文在梳理中國與中東歐國家農產品貿易現狀基礎上，運用計量經濟學模型進行建模預測，根據預測結果提出加強與中東歐國家農產品貿易的發展建議。

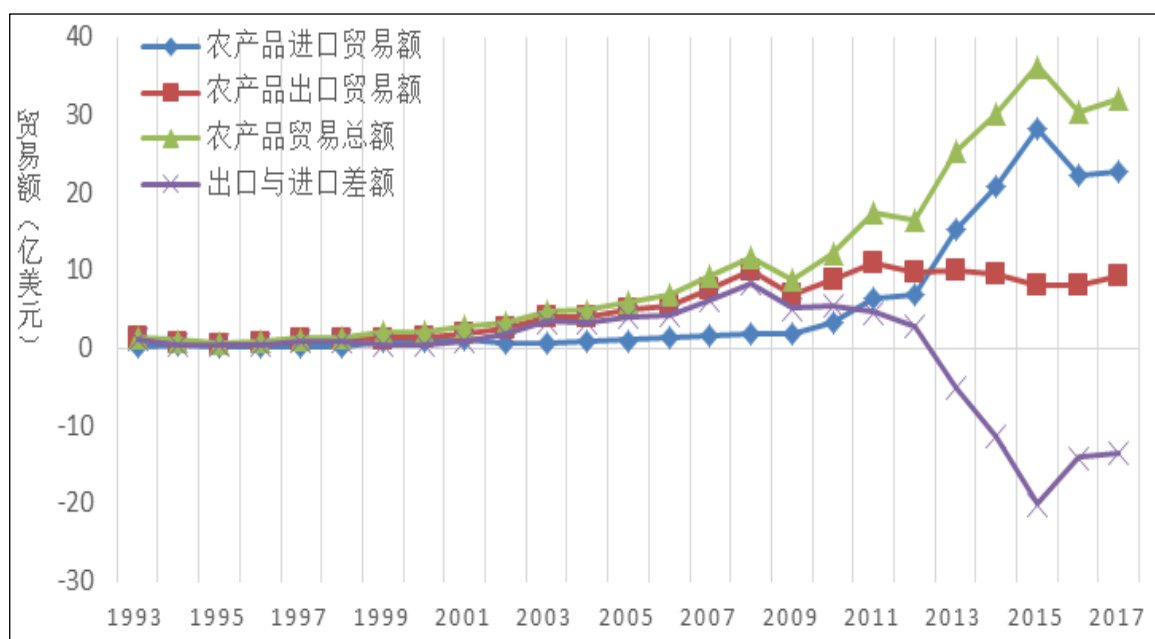
2. 中國與中東歐農產品貿易現狀分析

本文參考“一帶一路”沿線 64 國習慣分法，中東歐地區包括 19 國，分別是波羅的海 4 國（芬蘭、立陶宛、拉脫維亞和愛沙尼亞）、東南歐 8 國（羅馬尼亞、保加利亞、阿爾巴尼亞、斯洛維尼亞、克羅埃西亞、塞爾維亞、波黑、馬其頓和黑山）、中歐 4 國（波蘭、匈牙利、捷克和斯洛伐克）以及原獨聯體 3 國（烏克蘭、白俄羅斯、莫爾達瓦）。2017 年，中國與“一帶一路”沿線 64 國農產品貿易額占比世界總額的 27.19%，其中，東南亞遙遙領先（占比 69%），其次為蒙俄（14.39%），與中東歐 19 國貿易額為 31.96 億美元（占比 4.55%）。本文基於國際貿易標準分類 SITC Rev.3，通過 UN Comtrade 搜集 22 小類農產品貿易相關資料展開分析。

2.1 農產品貿易結構情況

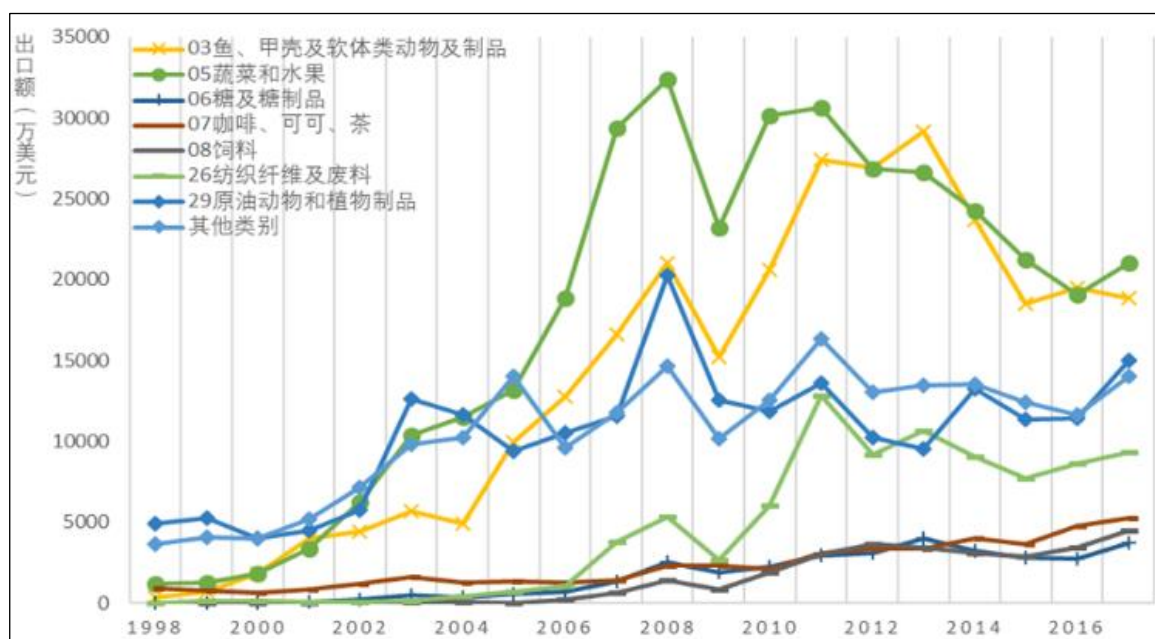
首先，中國貿易逆差明顯。目前中國與中東歐 19 國農產品貿易總額並不高，但呈現逐年上升趨勢（圖 1），其中出口貿易額增幅較小，相對穩定，而進口比例自 2012 年開始大幅增加，出現明顯的貿易逆差現象，主要源於 2012 年正式開始的中國與中東歐“16+1”合作，大大刺激了中國對其農產品進口。

其次，進口結構相對單一。因 1993–1997 數值幾乎不變，故通過分析 1998 年–2017 年二十年資料發現（圖 2），中國主要向中東歐國家進口穀製品（04）（2015 年達峰值）、乳製品（02）、軟木積木（24）三大類產品；其次為肉製品（01）、紙漿及廢紙（25）、天然橡膠（23）及固定油脂類（42），進口結構相對單一；2011 年前與中東歐合作相對較少，隨著“16+1”合作的正式開展，之後一直保持高位增長態勢。



資料來源：UN Comtrade

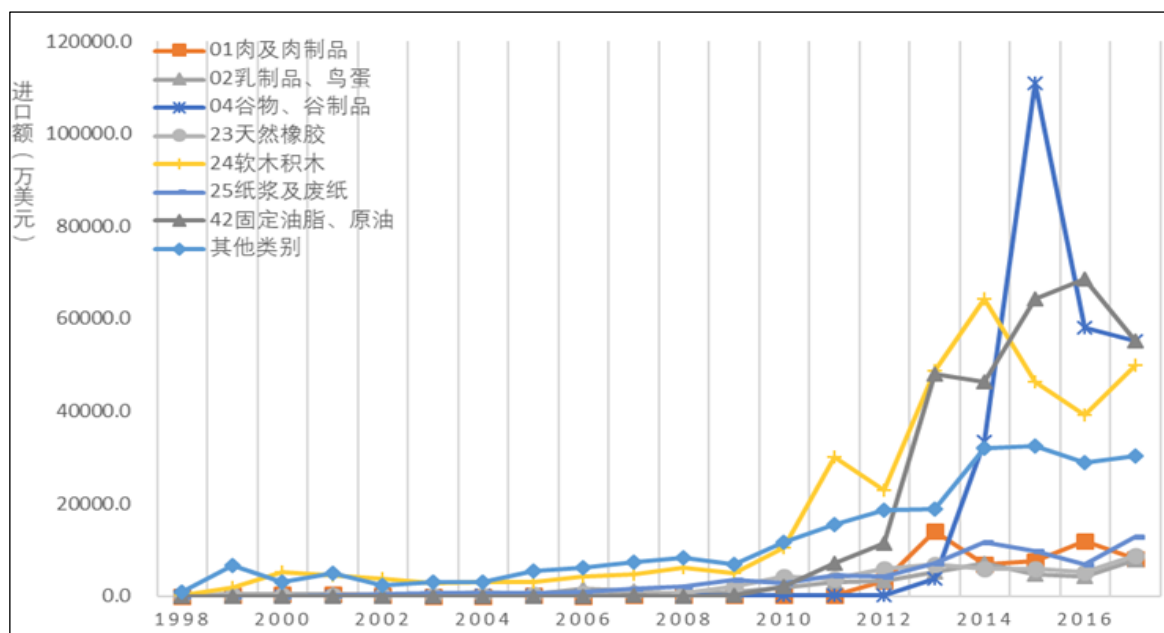
圖 1. 中國與中東歐 19 國農產品進出口貿易走勢圖



資料來源：UN Comtrade

圖 2. 中國對中東歐 19 國農產品進口變化

第三，出口品類多樣。自 2006 年開始，中國出口到中東歐 19 國的農產品明顯增加（圖 3），其中中國農產品貿易相對優勢明顯的蔬菜水果（05）、魚類（03）是出口量最大的兩類，自 2005-2014 年十年均保持高位，2014 年後開始有所下滑，被原油動物和植物製品（29）、紡織纖維及廢料（26）以及咖啡、可可、茶（07）等品類代替。

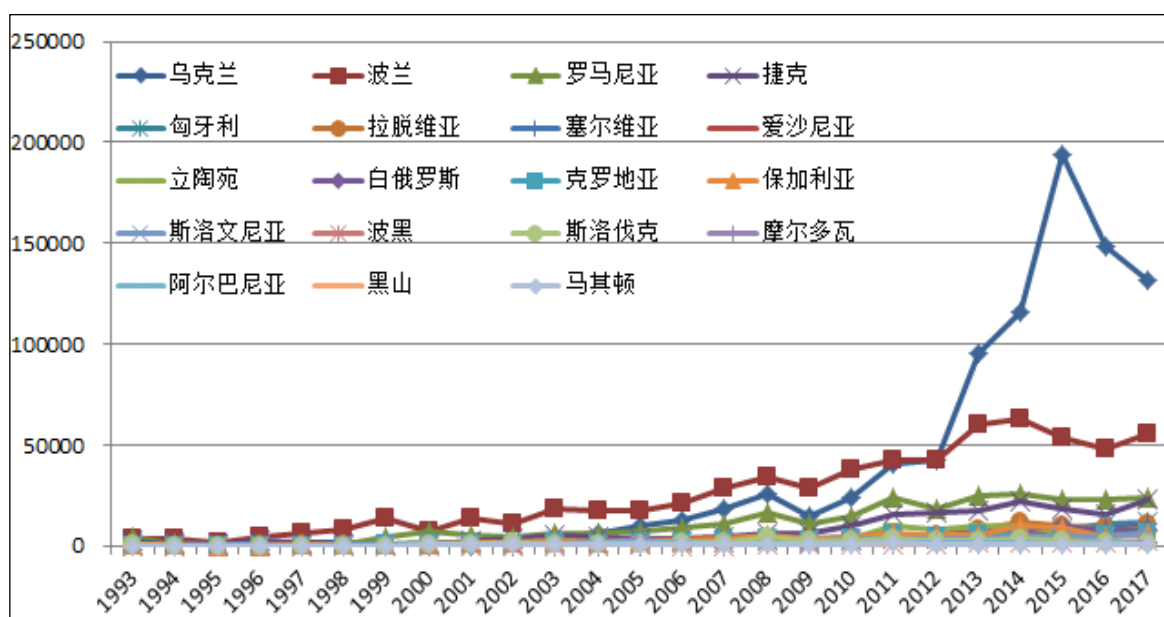


資料來源：UN Comtrade

圖 3. 中國對中東歐 19 國主要農產品出口變化

2.2 國別合作差異巨大

中國與烏克蘭、波蘭兩國開展農產品貿易最多（圖 4）。以 2012 年為拐點，2012 年前波蘭略高於烏克蘭，隨後烏克蘭迅速趕超，2015 年峰值占比超過 19 國的 50% 以上。以 2017 年為例（表 1），中國與烏克蘭和波蘭農產品貿易額比重分別為 41.31%、17.21%，超過其他 17 國總和。總體而言，中國與中東歐國家綜合實力較強（如波蘭、捷克、羅馬尼亞）或人均 GDP 較高（拉脫維亞、立陶宛）的部分國家合作較為緊密，而與原南斯拉夫解體後形成的 6 國及獨聯體 3 國合作較少。



資料來源：UN Comtrade

圖 4. 中國與中東歐 19 國農產品貿易情況圖

表 1. 中東歐 19 國經濟水準及與中國農產品貿易情況表（2017）

排序	GDP (億美元)	國家	人均 GDP (美元)	國家	農產品貿易額 比重
1	5,245.096	斯洛維尼亞	23,597.29	烏克蘭	41.31%
2	2,157.255	捷克	20,368.14	波蘭	17.21%
3	2,118.033	愛沙尼亞	19,704.66	羅馬尼亞	7.50%
4	1,391.350	斯洛伐克	17,604.95	捷克	7.19%
5	1,121.542	立陶宛	16,680.68	匈牙利	3.58%
6	957.690	拉脫維亞	15,594.29	拉脫維亞	3.46%
7	568.315	匈牙利	14,224.85	塞爾維亞	3.27%
8	548.492	波蘭	13,811.66	愛沙尼亞	3.00%
9	544.424	克羅埃西亞	13,294.51	立陶宛	2.67%
10	487.697	羅馬尼亞	10,813.72	白俄羅斯	2.39%
11	471.683	保加利亞	8,031.60	克羅埃西亞	2.06%
12	414.316	黑山	7,669.57	保加利亞	2.02%
13	302.645	塞爾維亞	5,900.04	斯洛維尼亞	1.80%
14	259.211	白俄羅斯	5,726.03	波黑	0.90%
15	181.686	馬其頓	5,442.61	斯洛伐克	0.50%
16	130.394	波黑	5,180.64	莫爾達瓦	0.43%
17	113.378	阿爾巴尼亞	4,537.86	阿爾巴尼亞	0.27%
18	81.285	烏克蘭	2,501.70	黑山	0.26%
19	47.741	莫爾達瓦	2,289.88	馬其頓	0.19%

資料來源：UN Comtrade

農產品貿易增幅方面，總體而言中國與 19 國多數國家增幅較快，其中以拉脫維亞最高，為 495.8%；此外，克羅埃西亞、保加利亞、阿爾巴尼亞、愛沙尼亞及莫爾達瓦幾個國家的增長率都超過 19 國平均增長率（80.14%），2008 年–2017 年 10 年間，總體增幅較大的國家為塞爾維亞、立陶宛、波黑和烏克蘭。

3. 基於 VAR 的農產品貿易需求預測

3.1 指標選取及資料來源

本文以農產品貿易額 T 為核心指標，通過聯合國商品貿易資料庫、世界銀行資料庫和國際貿易中心資料庫等資料庫，搜集 1993–2017 共 25 年各指標原始資料，構建 T 與中東歐 19 國國內生產總值 GDP 、物流績效指數 LPI 、農業就業人員（占總就業人員的比重 P ）、農業用地（占土地面積的比重 TD ）、農業增加值 Z 、農產品貿易競爭力指數 TC 等 6 個指標的向量自回歸 VAR（Vector Autoregression）模型，基於 EViews 展開建模預測。為降低資料單位不同、變化過大等對模型帶來的異方差及自相關影響，分別取對數，即為 $LN\ GDP$ 、 $LN\ LPI$ 、 $LN\ P$ 、 $LN\ Z$ 、 $LN\ TC$ 、 $LN\ T$ 。首先對原始資料進行相關性分析（基於 SPSS20.0，表 2），僅物流績效指數 LPI 則在 0.05 的水準上顯著相關，其他指標均在 0.01 的水準上顯著相關，故選擇地區生產總值 GDP 、農業就業人員占比 P 、農業增加值 Z 、農產品貿易競爭力指數 TC 和農產品貿易額 T 進行建模分析。

表 2. 各指標 SPSS 分析

	T	GDP	LPI	P	TD	Z	TC
Pearson 相關性	1	.791**	.881*	-.878**	-.577**	.721**	.886**
T 顯著性 (雙側)		.000	.048	.000	.003	.000	.000
N	25	25	25	25	25	25	25

資料來源：本研究分析整理

**在 0.01 水準 (雙側) 上顯著相關；*在 0.05 水準 (雙側) 上顯著相關。

3.2 實證分析

3.2.1 ADF 單位根檢驗

檢驗發現，LN T、LN P 與 LN TC 對應的原始時間序列平穩，LN GDP 和 LN Z 為非平穩時間序列，因此對 LN GDP 與 LN Z 進行一階差分轉化為平穩時間序列。

表 3. ADF 單位根檢驗結果

變數序列	各顯著水準下的臨界值檢驗結果			結論
	1%	5%	10%	
LN T	-4.394309	-3.612199	-3.243079	平穩
D(LN GDP)	-2.669359	-1.956406	-1.608495	一階單整
LN P	-2.664853	-1.955681	-1.608793	平穩
D(LN Z)	-2.669359	-1.956406	-1.608495	一階單整
LN TC	-2.664853	-1.955681	-1.608793	平穩

資料來源：本研究分析整理

3.2.2 最優滯後階數確定

測算可知，最優滯後階數為 3，AIS 和 SC 同時達到最小，應建立 VAR (3) 模型。

表 4. 最優滯後階數資料表

Lg	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-21.10849	NA	7.39e-06	2.373499	2.621463	2.431912
1	72.22851	135.7629	1.59e-08	-3.838955	-2.351170	-3.488478
2	113.4002	41.17172*	5.57e-09	-5.309111	-2.581505	-4.666569
3	161.1654	26.05372	3.04e-09*	-7.378672*	-3.411244*	-6.444065*

資料來源：本研究分析整理

3.2.3 建立 VAR 模型和參數估計

根據上一步驟的結論，建立 VAR (3) 模型，並對變數進行參數估計，得出中國與中東歐 19 國農產品貿易額預測公式：

$$\begin{aligned}
LNT = & -0.154735395338 \times LNT(-1) + 0.617753229595 \times LNT(-2) + 0.413855011497 \times LNT(-3) \\
& + 1.71767076317 \times LNGDP(-1) - 2.94481590576 \times LNGDP(-2) + 0.413855011497 \times LNGDP(-3) \\
& - 2.01928608514 \times LNP(-1) + 3.64674705314 \times LNP(-2) + 3.03360253629 \times LNP(-3) \\
& - 0.858040093121 \times LNZ(-1) + 1.55402693053 \times LNZ(-2) - 0.965032606238 \times LNZ(-3) \\
& - 0.0202059788197 \times LNTC(-1) + 0.00938834631335 \times LNTC(-2) \\
& - 0.00980237598024 \times LNTC(-3) - 48.3120827037
\end{aligned}$$

5 個方程的擬合優度係數 (R-squared 和 Adj. R-squared) 均在 0.79 以上 (表 5)，說明 5 個變數間有很強的相關性，該 VAR (3) 模型可以很好地反映農產品貿易額與其相關因素間的互動關係。表 6 顯示決定性殘差協方差、對數似然函數值、AIC 以及 SC 資訊值，根據 AIC 和 SC 資訊準則，兩個數值越小越好。表 6 中 AIC 為-7.378672，SC 為-3.411244，對比其他幾個數值，兩個值都足夠小。

表 5. VAR (3) 模型各方程檢驗結果

	LN T	LN GDP	LN P	LN Z	LN TC
R-squared	0.996136	0.989380	0.992225	0.955117	0.941144
Adj. R-squared	0.986477	0.962830	0.972788	0.842910	0.794003
Sum sq. resids	0.109136	0.062124	0.006069	0.100765	15.91083
S.E. equation	0.134868	0.101755	0.031803	0.129592	1.628436
F-statistic	103.1239	37.26477	51.04838	8.512101	6.396208
Log likelihood	27.15159	33.34962	58.93552	28.02944	-27.65218
Akaike AIC	-1.013781	-1.577238	-3.903229	-1.093586	3.968380
Schwarz SC	-0.220295	-0.783752	-3.109744	-0.300100	4.761865
Mean dependent	20.37044	27.67664	2.872678	24.66520	0.760082
S.D. dependent	1.159750	0.527787	0.192794	0.326968	3.587898

資料來源：本研究分析整理

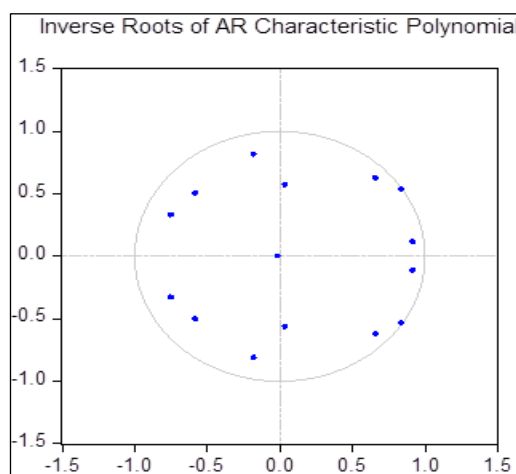
表 6. VAR (3) 模型整體檢驗結果

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.98E-10
Determinant resid covariance	2.98E-13
Log likelihood	161.1654
Akaike information criterion	-7.378672
Schwarz criterion	-3.411244
Number of coefficients	80

資料來源：本研究分析整理

3.2.4 模型穩定性檢驗

根據 AR 根檢驗顯示，模型全部特徵根的倒數都小於 1，所有點都分佈在單位圓內 (圖 5)，表示 VAR (3) 模型是穩定的。



資料來源：本研究分析整理

圖 5. AR 根圖

3.2.5 格蘭傑因果檢驗

本文著重研究其他幾個變數因素對農產品貿易額 LNT 的影響程度，故僅展示有關於農產品貿易額 LNT 格蘭傑因果關係的部分結果（表 7）。4 個指標變數所展示出來的 P 值均大於 0.05，說明它們不是中國與中東歐農產品貿易量 LNT 的格蘭傑原因，但並不表示它們與 LNT 之間沒有相關性。

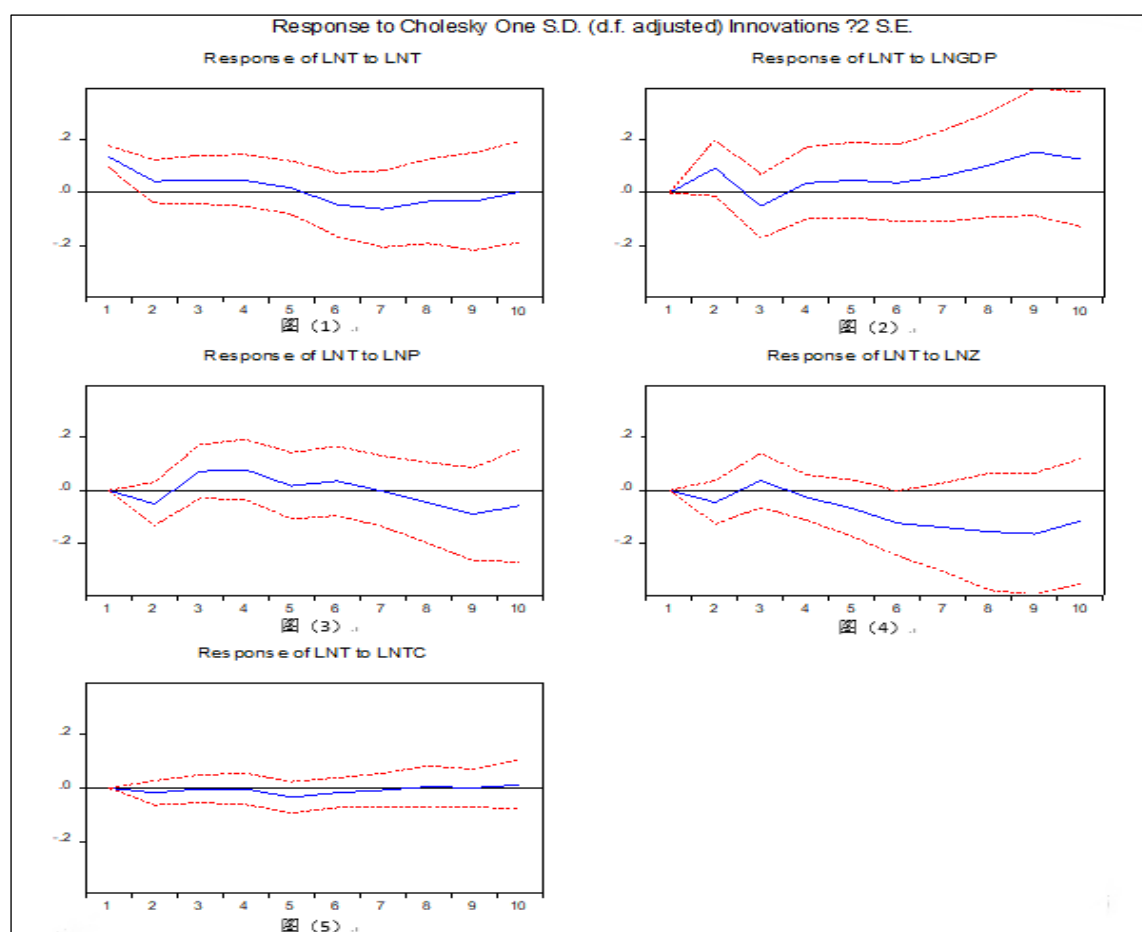
表 7. 格蘭傑因果關係檢驗表

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNGDP does not Granger Cause LNT	22	0.42869	0.7354
LNP does not Granger Cause LNT	22	1.05909	0.3957
LNZ does not Granger Cause LNT	22	0.53544	0.6651
LNTC does not Granger Cause LNT	22	0.34156	0.7956

資料來源：本研究分析整理

3.2.6 脈衝回應函數分析

本文討論 LNT、LN GDP、LN P、LN Z 和 LN TC 分別產生一個標準差大小的衝擊時，對於 LNT 在接下來的 10 個時期的影響（圖 6），中間藍色的實線表示脈衝回應函數的趨勢，紅色虛線表示正負兩倍標準差偏離帶。



資料來源：本研究分析整理

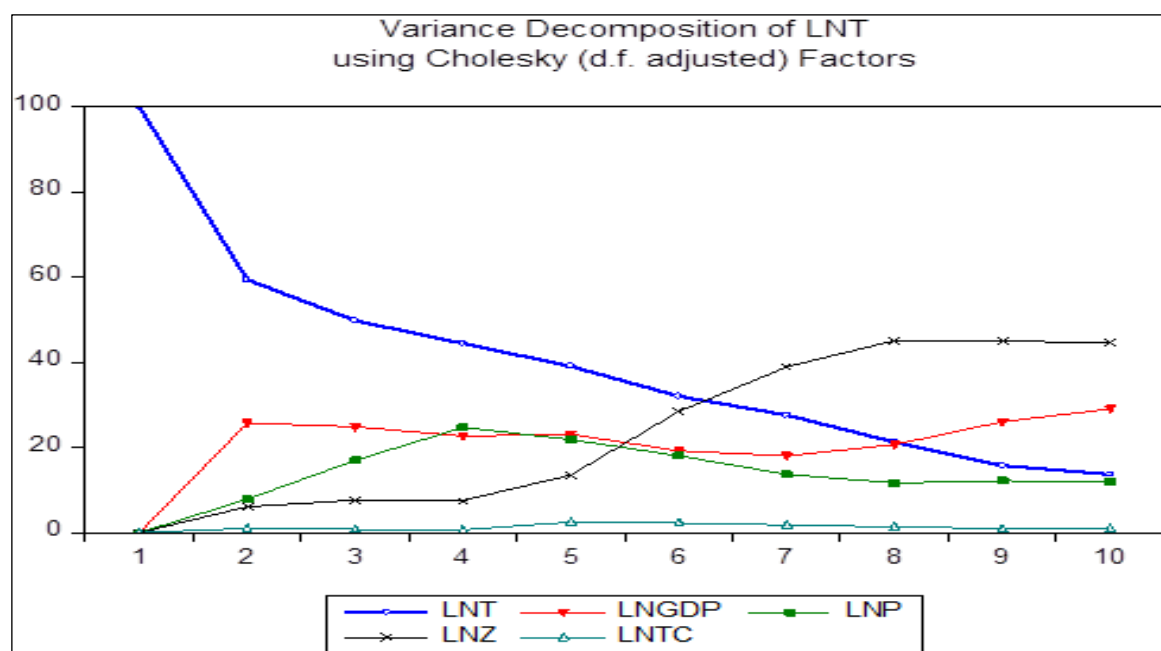
圖 6. 脈衝回應函數分析圖

當 LNT 受到一個標準差大小正衝擊時（圖 6（1）），在剛開始時達到峰值，並在前 2 個時期顯著下降，第 3-4 期間趨於平緩，從第 5 期之後呈現負向趨勢。在圖 6（2）中可看出，農產品貿易額 LNT 對於國內生產總值 LN GDP 正衝擊的反應總體來說是正向的，在第 2 期和第 3 期之間呈現下降趨勢，並且在第 3 期時達到一個負向關聯的最小峰值；之後趨勢回正且有緩慢增長，說明前期 GDP 對農產品貿易額 T 的支持力度有些波動，經過一段時間以後，GDP 能夠穩定且長遠地促進農產品貿易額增長。

在圖 6（3）中，當農業人口比重 LNP 對農產品貿易額 LNT 產生的影響效果波動較大，在第 1-2 期負向影響明顯，隨後上升，在第 4 期時達到峰值，震盪波動，直至第 7 期重新轉為負向趨勢。圖 6（4）與圖 6（2）的函數圖有所對稱，總體而言，農業增長值 LN Z 對農產品貿易額 LNT 造成負向衝擊，雖在第 2-3 階有所反彈，並未改變總體負向趨勢。在圖 6（5）中，農產品貿易競爭力指數 LNTC 對農產品貿易額 LNT 的衝擊性很弱並慢慢收斂，在前 7 期一直是波動的負向關聯，之後轉正趨於平緩且向 0 接近。

3.2.7 方差分解

前期農產品貿易額 LNT 對自身的貢獻最大，後期開始下降，在第 9 期之後穩定在 18% 左右，對農產品貿易額 LNT 方差影響最小是農產品貿易競爭力指數 LNTC，幾乎趨近於 0（圖 7）。地區生產總值 LN GDP 對農產品貿易額 LNT 的影響在第 2 期之後，有所穩定，貢獻率大致在 20% 至 30% 之間。農業人口占比 LNP 貢獻率稍低，在第 4 期時達到峰值後降為 10% 且穩定於 10%。農業增加值 LN Z 從第 4 期開始對農產品貿易額 LNT 的影響緩慢上升，在第 6 期之後成為貢獻度最高的指標，第 8 期時貢獻度增長為 40% 穩定。農產品貿易額 LNT 的預測精度在前 6 期主要取決於其自身內部資訊，其他幾個變數因素對其貢獻較小但在不斷增長；在第 6 期之後，農產品貿易額 LNT 對自身的貢獻下降，各指標貢獻率有所平均。



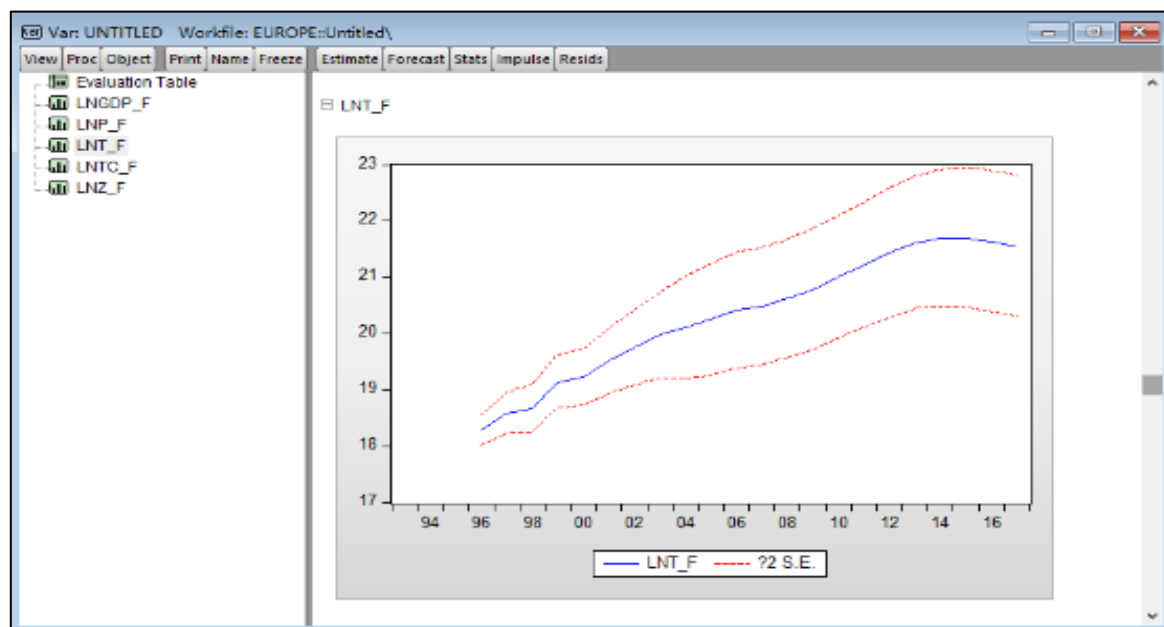
資料來源：本研究分析整理

圖 7. 方差分解

3.3 模型預測及精度分析

3.3.1 預測結果展示

利用 Eviews 對模型進行預測（圖 8），中間藍色實線為農產品貿易額 LNT 的預測曲線，上下的紅色虛線是正負一個標準誤差之間的距離。

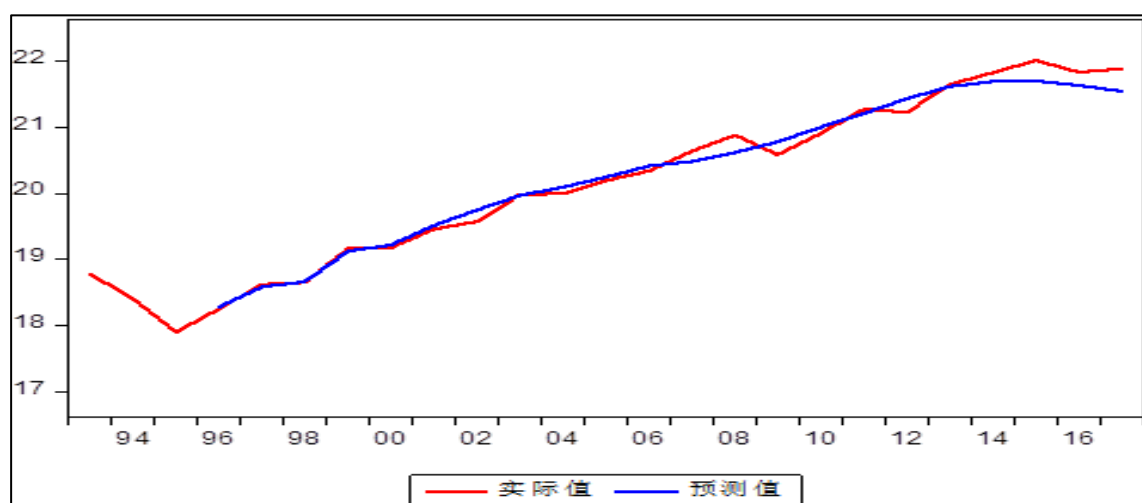


資料來源：本研究分析整理

圖 8. 預測結果

3.3.2 預測精度分析

紅色粗實線（較長）為農產品貿易額實際值曲線，藍色細虛線（較短）為農產品貿易額預測值曲線（圖 9），兩條曲線的變化趨勢大致相同，貼合度很高。再截取近 10 年數值進行比較（表 8），模型預測結果與實際值平均誤差為 3.889%，表明 VAR（3）模型具有較高的擬合度。根據模型公式求得 2018 年中國與中東歐 19 國農產品貿易額為 2,309,110,931 美元（比降 27.5%），負向壓力明顯。



資料來源：本研究分析整理

圖 9. 預測值與實際值對比圖

表 8. 中國與中東歐農產品貿易預測誤差分析表

時間	2008	2009	2010	2011
貿易額預測值	1,088,124,577	954,176,092	1,185,373,729	1,754,798,574
貿易額實際值	1,172,842,343	870,969,807	1,204,040,647	1,738,233,311
誤差	7.223%	9.553%	1.550%	0.953%
時間	2012	2013	2014	2015
貿易額預測值	1,699,668,584	2,556,817,018	2,693,644,322	3,794,661,962
貿易額實際值	1,656,081,724	2,527,176,894	3,012,762,534	3,623,568,108
誤差	2.632%	1.173%	10.592%	4.722%
時間	2016	2017	2018	平均誤差
貿易額預測值	3,042,374,529	3,185,700,062	2,309,110,931	
貿易額實際值	3,037,399,907	3,196,046,933		
誤差	0.164%	0.324%		3.889%

資料來源：本研究分析整理

3.4 實證小結

中東歐 19 國 GDP 對中國與其農產品貿易額有著正向促進作用，但其他幾個指標的貢獻度也在慢慢加大，特別是農業增長值指標。未來中東歐地區的 GDP 和農業增長值仍然呈現上漲態勢，但農業就業人員占比大幅度下降，將導致雙方農產品貿易額在 2018 年出現明顯下降趨勢，中國應積極做好對策避免此種情況的發生。無論是脈衝回應函數分析或是方差分解圖，均可看出中東歐農產品貿易競爭力指數對農產品貿易額的衝擊影響及貢獻度不大，雙方未來合作前景較大。

4. 結論及建議

首先，地緣政治敏感，左右逢源——中東歐地區曾受前蘇聯控制，東歐劇變以後，各國紛紛開始經濟轉型，多數國家爭取加入歐盟積極，“回歸歐洲”。近年來中東歐各國政府變動比較頻繁，政黨格局還未定型；但由於其亞歐兩大洲交界地帶的獨特地理位置，使得地緣政治地位重要且敏感。美國和歐盟紛紛向其投出了橄欖枝，在這種形式下，中國更應加強與中東歐 19 國貿易合作。

其次，文化包容度強，對華關係友好——中東歐各國在歷史演進、自然稟賦、思想文化及社會形態方面有很多共性，也都各具特色；西方國家的文化更多是開放的，對外接納、包容性強。中國對於東歐劇變一直持包容和理解的態度，雙方關係一直友好，激發更大的發展潛力。

第三，自身優勢漸顯，經濟發展加快——中東歐地區的經濟體量小、起步晚，被歐洲視為經濟社會發展的“第二梯隊”；但其憑藉相對廉價的勞動力和寬鬆的生產環境，成為西歐製造業轉型升級的主要承接國，對雙方開展農產品貿易往來提供有力支持條件。

第四，獨特氣候條件，產業結構互補——中國主要向中東歐 19 國出口蔬菜水果、漁業產品等特色優勢產品，並進口當地優勢畜產品。這主要由於中國以溫帶季風性氣候為主，降水和氣溫變化明顯，適合種植業發展；而中東歐地區為溫帶大陸性氣候，乾燥少雨，草原面積大，適合發展畜牧業，兩者之間農產品互補性較高。

第五，交通網絡完善，支援農貿力度較小——中東歐擁有著連接整個歐洲的完善的

交通網絡，各個國家內鐵路、公路完備，國際機場規模不斷擴大，服務體系逐漸優化，高品質的交通網絡連接俄羅斯、獨聯體各個國家、土耳其、中東國家和西歐經濟體。中國截止到 2018 年 2 月，共有 14 條中歐班列線路投入運行，其中 8 條線路經過白俄羅斯，8 條線路經過波蘭，1 條線路經過捷克，對中東歐地區的運輸相對集中，但多為電子產品和機械裝備，涉及農產品較少。

第六，國別差異巨大，貿易量不穩定——中國與中東歐地區進行農業貿易較為分散，與各國發展情況參差不齊，貿易成本過高。中國與馬其頓、黑山、阿爾巴尼亞等國進行的農產品貿易總和不足整個中東歐地區貿易額的 1%，與烏克蘭的農貿總額占到近二分之一。雖然近幾年中國與中東歐地區農產品貿易額有所上升，但根據 VAR 模型預測顯示，2018 年貿易額將大幅下降，中國與捷克及波蘭兩國的農產品貿易額都有所上升，因此馬其頓、黑山等國將可能成為產生下降趨勢的國家。

根據預測結果及農產品貿易往來現狀分析，我們應當做足措施應對貿易額下降的問題，提高農業貿易的競爭力，進而發展兩國合作情況。

4.1 完善物流網路建設

中國與中東歐的第一個農產品物流中心於 2017 年 11 月 24 日在保加利亞建成並投入使用，短時間內取得了令人矚目的成績。波蘭在中東歐各國中國土面積比重較大，經濟發展水準中等偏好，在亞歐大陸扮演著“中心地”的作用；且中歐班列已經通及波蘭與捷克，正在釋放著更大的貿易通道潛能。若在波蘭增設一個農產品物流中心，配套完善的物流網路，輻射歐亞，可有效提高跨境農產品貿易的流通效率、節省流通成本；同時，積極發展共用物流，可以有效提高中歐班列等物流設施設備使用效率，降低物流成本。

4.2 發展綠色冷鏈物流，提高農產品品質

農產品在流通過程中容易腐爛變質，建議在現有中歐班列的基礎上設立專線或專門車廂，對農貿產品進行運輸，對蔬、果、肉類初級農產品和水產品實行冷鏈運輸，能夠做到服務特殊化，在中國與中東歐農產品貿易物流過程中體現服務增值，也能更好提供高品質產品，降低中東歐對我國綠色貿易壁壘情況（Tosun, 2016），從而提高我國的農業收入。

4.3 擴大農業合作範圍，19 國互利共贏

在“一帶一路”政策的推動下，中國早在 2012 年就與中東歐 16 國開展“16+1”，並於 2019 年 4 月正式吸納希臘參加，成為“17+1”合作，但不包括烏克蘭、白俄羅斯、莫爾達瓦三個國家。中國與中東歐近 5 年來的主要農產品貿易產生在中國與烏克蘭之間，應加大與烏克蘭等國建立友好交流，促進農貿發展。

4.4 結合優勢互補，差別化進出口產品

中國與中東歐 19 國農產品互補性較強，中國的果蔬種類繁多，漁業資源豐富，魚類動物及製品的優勢也非常突出，可向中東歐地區出口果蔬、魚類等特色優勢產品。在繼續保持與目前貿易緊密國家波蘭、捷克等國合作外，更應重視發展與白俄羅斯、馬其頓、阿爾巴尼亞和波黑等經濟發展水準相對靠後的中東歐國家合作；部分國家畜牧業發展水準相對較低，烏克蘭北部西部以及白俄羅斯大量存在荒地情況，致使當地種植面積亦難以滿足國內人口需求（Alcantara et al., 2013），中國可以與其進行更頻繁的農業貿易聯繫。

4.5 完善資訊溝通途徑，改善資訊不對稱問題

跨境農產品供應經常面臨嚴重的資訊不對稱問題，極易造成農產品貿易往來上的道德風險和逆向選擇問題。建立一個健全的溝通管道，有利於中國與中東歐各國溝通交流，可更為精準的瞭解及預測雙方農產品市場需求及政策發展情況；通過公共資訊平臺的建設，為雙方提供即時資訊，方便農業企業根據市場需求，制定出調整農產品貿易結構的計畫。

參考文獻

1. 燕春蓉 (2019)。“一帶一路”倡議下中國與中東歐的貿易發展研究—基於產品的貿易競爭性與互補性視角。技術經濟與管理研究，272(3)，113-118。
2. 劉夏、武靖凱 (2018)。“一帶一路”框架下中國與中東歐國家實現經貿“精準合作”探討。對外經貿實務，356(9)，85-88。
3. 付明輝、祁春節 (2016)。中國與“一帶一路”國家和地區農產品貿易現狀與比較優勢分析。世界農業，8，180-185。
4. 蘇昕、張輝 (2019)。中國與“一帶一路”沿線國家農產品貿易網路結構與合作態勢。改革，7，96-110。
5. 張夏恒 (2017)。中國與中東歐16國農產品貿易—基於2006~2015年面板資料。歐亞經濟，3，89-103+128。
6. 王紀元、肖海峰 (2018)。“一帶一路”背景下中國與中東歐農產品貿易特徵研究。大連理工大學學報（社會科學版），39(4)，35-43。
7. 劉春鵬、肖海峰 (2018)。中國與中東歐16國農產品貿易增長成因研究—基於CMS模型的實證分析。農業技術經濟，9，135-144。
8. 楊波、孫琛、閔國慶 (2017)。中國出口中東歐國家水產品特徵及影響因素分析。中國漁業經濟，35(6)，55-63。
9. 姚鳥兒 (2018)。浙江與中東歐雙邊貿易效率及潛力研究—基於隨機前沿引力模型估計。華東經濟管理，32(10)，14-21。
10. 游俊雄、陳夢、楊珊妮 (2017)。“一帶一路”戰略下中國與沿線國家國際貨物流通發展研究。商業經濟研究，6，153-155。
11. 孫會敏、張越傑 (2016)。中國農產品進出口與農業結構優化的關係研究—基於VAR模型和協整檢驗的實證分析。農業技術經濟，12，4-12。
12. 楊逢璿、丁建江 (2016)。借“一帶一路”之力擴大對俄羅斯農產品出口—基於二元邊際和VAR模型的實證研究。國際商務研究，37(3)，37-46。
13. 丁存振、肖海峰 (2013)。中國與“一帶一路”沿線地區農產品產業內貿易分析。當代經濟管理，40(11)，46-52。
14. Alcantara, C., Kuemmerle, T., Baumann, M., Bargina, E. V., Griffiths, P., Hostert, P., Knorn, J., Muller, D., Prishchepov, A. V., Schierhorn, F., Sieber, A., & Radeloff, V. C. (2013). Mapping the extent of abandoned farmland in Central and Eastern Europe using MODIS time series satellite data. Environmental Research Letters, 8(3), 1-9.
15. Tosun, J. (2016). Agricultural biotechnology in Central and Eastern Europe: Determinants of cultivation bans. Sociologia Ruralis, 54(3), 362-381.

收稿時間：2020-02-10

責任編輯、校對：劉舒霖、曾晶瑩