

WORLD AGRICULTURE

世界农业

- ★中文社会科学引文索引(CSSCI)扩展版来源期刊
- ★中国知网(CNKI)数据库全文收录
- ★中国人文社会科学期刊AMI综合评价A刊扩展期刊
- ★中国农林核心期刊
- ★国家新闻出版广电总局第一批认定学术期刊

**主管单位** 中华人民共和国农业农村部  
**主办单位** 中国农业出版社有限公司  
**指导单位** 农业农村部国际合作司  
**协办单位** 农业农村部对外经济合作中心  
农业农村部农业贸易促进中心  
(中国国际贸易促进会农业行业分会)  
农业农村部国际交流服务中心  
中华人民共和国常驻联合国粮农机构代表处  
中国人民大学农业与农村发展学院

刊名题字：吴作人  
1979年创刊  
月 刊



世界农业编辑部  
微信公众号

总字第522期  
2022年第10期

# 世界农业 编辑委员会

主 任 马有祥

副 主 任 (按姓氏笔画为序)

广德福 马洪涛 朱信凯 刘天金 杜志雄 何秀荣 张陆彪 顾卫兵 隋鹏飞

委 员 (按姓氏笔画为序)

王林萍 韦正林 仇焕广 孔祥智 叶兴庆 司 伟 吕 杰 朱 晶 朱满德 刘 辉  
刘均勇 李先德 李翠霞 杨敏丽 吴本健 宋洪远 张亚辉 张林秀 张海森 张越杰  
陈昭玖 陈盛伟 苑 鹏 罗小锋 罗必良 金文成 周应恒 赵帮宏 赵敏娟 胡乐鸣  
胡冰川 柯文武 姜长云 袁龙江 聂凤英 栾敬东 高 强 黄庆华 黄季焜 程国强  
蓝红星 樊胜根 潘伟光

主 编 胡乐鸣

副 主 编 张丽四

执行主编 贾 彬

责任编辑 卫晋津 张雪娇 张雯婷

编 辑 吴洪钟 汪子涵 陈 璿 程 燕 林维潘

SHIJIE NONGYE

出 版 单 位 中国农业出版社有限公司

印 刷 单 位 中农印务有限公司

国内总发行 北京市报刊发行局

国外总发行 中国出版对外贸易总公司

(北京 782 信箱)

订 购 处 全国各地邮局

地 址 北京市朝阳区麦子店街 18 号楼

邮 编 100125

出 版 日 期 每月 10 日

电 话 (010)59194435/988/990

投 稿 网 址 <http://sjny.cbpt.cnki.net>

官 方 网 址 <http://www.ccap.com.cn/yd/zdqk>

定 价 18.00 元

广告发布登记:

京朝工商广登字 20190016 号

ISSN 1002 - 4433

CN 11-1097/S

◆凡是同意被我刊发表的文章, 视为作者同意我刊将其文章的复制权、发行权、汇编权以及信息网络传播权转授给第三方。特此声明。

◆本刊所登作品受版权保护, 未经许可, 不得转载、摘编。

基于生存分析法的中国粮食进口稳定性研究 .....	耿献辉 张文文 彭世广 (5)
俄乌冲突对世界粮食安全的影响 .....	钟 钰 陈 希 崔奇峰 (18)
美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场波动的影响 .....	周大朋 穆月英 (28)
日本“风评被害”的概念阐释、认定案例及应对策略 ——对中国应对食品谣言损失的启示 .....	张文胜 柳 雅 吴梦江 等 (39)
印度应对粮食危机的政策演变与启示 .....	李丛希 杨世龙 谭砚文 (46)
杂粮消费行为的健康驱动机制 ——来自荞麦主产8省份的微观调研 .....	黄毅祥 张欣玉 赵敏娟 (57)
农业保险发展与农业绿色全要素生产率：内在机制与实证检验 .....	周法法 郑 义 李军龙 (70)
规模经营的化肥减量机理与实证：一个农地与服务规模经营的比较 .....	赵 宁 张 露 李红莉 (83)
中国农业经济高质量发展水平测度及其空间差异分析 .....	张建伟 曾志庆 李国栋 (98)
数字经济发展与城乡收入差距 ——基于要素流动视角的实证分析 .....	熊子怡 张 科 何宜庆 (111)
其他	
国际粮农动态：常驻联合国粮农机构大使广德福出席乌兹别克斯坦庆祝独立31周年招待会等4则 .....	(124)
2022年9月世界农产品供需形势预测简报 .....	梁 勇 (127)

- Analysis on the Stability of China's Grain Import From the Perspective of Survival Analysis  
..... *GENG Xianhui, ZHANG Wenwen, PENG Shiguang* (17)
- Impact of Russia-Ukraine Conflict on World Food Security  
..... *ZHONG Yu, CHEN Xi, CUI Qifeng* (27)
- The Influence of US Trade Policy Uncertainty on Corn Futures Market Volatility in China and the US  
..... *ZHOU Dapeng, MU Yueying* (38)
- Conceptual Interpretation, Identification Cases and Countermeasures of Japan's "Image Contamination"  
—Enlightenment on China's Response to the Loss of Food Rumors  
..... *ZHANG Wensheng, LIU Ya, WU Mengjiang, et al* (45)
- The Evolution and Enlightenment of India's Policy on Tackling the Food Crisis  
..... *LI Congxi, YANG Shilong, TAN Yanwen* (56)
- Healthy Driving Mechanism of Grain Consumption Behavior  
—A Micro Survey from Buckwheat Top Eight Provinces  
..... *HUANG Yixiang, ZHANG Xinyu, ZHAO Minjuan* (69)
- Agricultural Insurance and Agricultural Green Total Factor Productivity:  
Internal Mechanism and Empirical Test  
..... *ZHOU Fafa, ZHENG Yi, LI Junlong* (82)
- Fertilizer Reduction Mechanism of Scale Operation and Its Empirical Evidence:  
A Comparison between the Scale Operation of Farmland and Service  
..... *ZHAO Ning, ZHANG Lu, LI Hongli* (97)
- The Measurement and Spatial Difference Analysis of the High-quality Development Level of Agricultural  
Economy of China  
..... *ZHANG Jianwei, ZENG Zhiqing, LI Guodong* (110)
- The Development of the Digital Economy and Urban-rural Income Gap  
—An Empirical Analysis Based on the Perspective of Factor Flow  
..... *XIONG Ziyi, ZHANG Ke, HE Yiqing* (123)

# 基于生存分析法的中国粮食进口稳定性研究

◆ 耿献辉<sup>1</sup> 张文文<sup>1</sup> 彭世广<sup>1,2</sup>

(1. 南京农业大学经济管理学院 南京 210095;

2. 云南大学经济学院 昆明 650504)

**摘要:** 本文利用 2002—2019 年中国 HS6 分位粮食进口贸易数据, 采用生存分析法全面分析中国粮食总体及不同类别的进口稳定性, 并进一步通过计量经济模型研究中国粮食进口稳定性的影响因素, 以期为中国稳定粮食进口贸易渠道提供经验参考。研究表明, 样本期内, 中国粮食进口贸易段长度均值为 3.329 年, 中位数为 2 年。在进口第 1 年, 中国粮食进口风险率达 0.516, 但风险率存在明显的负时间依存性。分类别来看, 不同类别粮食进口生存率存在差异。其中, 薯类的进口贸易关系较为不稳定。影响因素方面, 进口持续时间、贸易段序数以及贸易国相对粮食产量、出口目的国数、与中国接壤会显著降低中国粮食进口风险率, 而贸易国人均 GDP 差异则显著增加了中国粮食进口风险率。据此提出稳定粮食进口贸易关系的优化路径和政策选择。

**关键词:** 粮食进口; 生存分析法; 稳定性; 影响因素; 风险率

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.10.001

## 1 引言

粮食问题始终是一个全球性的热点议题, 粮食安全关系到社会的和谐稳定。作为世界上人口最多的国家, 中国一直高度重视粮食安全问题。2003—2021 年, 中国粮食总产量实现“十八连丰”。中国已经能够较为稳定地用世界不到 10% 的耕地, 生产出世界 1/4 的粮食, 养活世界 1/5 的人口<sup>[1]</sup>。但受到农业资源有限、农业生态环境受到污染、农业技术进步速度放缓等因素的制约, 今后中国粮食总产量继续增长的难度大大增加<sup>[2-4]</sup>。此外, 随着中国人口数量的增加、居民饮食结构的升级以及工业与饲料用粮的增长, 今后中国粮食总需求将持续增加<sup>[5]</sup>, 粮食供给与需求总体上将长期处于结构性短缺下的紧平衡状态<sup>[6]</sup>, 这对粮食供应链的稳定性提出了更高的要求。在此形势下, 为统筹用好国际市场、保障国内粮食等重要农产品供给、确保粮食安全, 中央近年来连续发布的一号文件提出了拓展多元化进口渠道、主动扩大国内需求农产品进口等若干建议。随着中国加入世界贸易组织 (WTO), 贸易在调剂国内农产品缺额、保障粮食有效供给、缓解资源压力等方面逐渐发挥着举足轻

收稿日期: 2022-06-30。

基金项目: 国家现代农业产业技术体系建设专项资金资助 (CARS-28), 国家社会科学基金重点项目“协同推进以人为核心的新型城镇化与乡村振兴战略研究” (22AZD045)。

作者简介: 耿献辉 (1978—), 男, 河北保定人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 农产品贸易; 张文文 (1998—), 女, 安徽蒙城人, 硕士研究生, 研究方向: 农产品贸易。

通信作者: 彭世广 (1993—), 男, 湖南湘潭人, 博士, 研究方向: 农产品贸易, E-mail: njpengsg@163.cm。

重的作用<sup>[7]</sup>，中国适度而稳定地从世界市场进口部分粮食将不可避免<sup>[8]</sup>。按照国家统计局对粮食的定义<sup>①</sup>，2002—2019年，中国粮食进口量由0.16亿吨上升至1.11亿吨，年均增长率达14.27%，且连续5年进口量维持在1亿吨左右。2020年，中国粮食进口超1.4亿吨，同比增长28%，其中，大豆进口首次突破1亿吨大关，玉米进口首次超过当年进口配额。粮食贸易已呈现出“常态化”的稳定净进口局面，中国粮食安全对国际贸易途径的倚重程度逐步增大<sup>[9]</sup>。在弥补国内粮食市场供需缺口的同时，逐步增高的对外依存度及进口市场集中度也使得粮食“卡脖子”隐忧存在，一旦世界粮食市场波动导致中国无法通过国际贸易途径进行粮食进口，国内的粮食需求便难以满足，粮食安全则会受到威胁。可以说，粮食安全和粮食贸易互为前提，互相影响<sup>[10]</sup>，中国能否通过稳定的贸易途径在国际粮食市场获得足够的、持续的、优质的供给是粮食进口安全的关键<sup>[11]</sup>。然而，当今世界正经历着百年未有之大变局，在日益严峻复杂的国际形势、肆虐全球的新冠肺炎疫情、不断升级的逆全球化贸易摩擦、俄乌冲突等因素的影响下，国际粮食供给的不稳定性与不确定性大大增加，中国粮食安全，特别是进口依赖型粮食产品的保供稳供压力凸显<sup>[12]</sup>。在这种背景下，必须提升粮食供应链的韧性，确保粮食进口的稳定性。因此，采用生存分析法研究中国粮食进口贸易关系的稳定性及其影响因素，思考如何促进中国粮食进口贸易稳定发展，对于削减进口安全风险、保障中国粮食安全具有重要意义。

## 2 文献综述

在中国粮食进口贸易的相关文献中，许多学者分析了中国粮食进口贸易现状，并讨论了粮食进口存在的问题及可能带来的后果。袁平认为国际粮食市场面临着逐步增加的不稳定性，中国对国际粮食市场这一调剂国内粮食缺额的途径利用程度严重偏低<sup>[13]</sup>。于丽艳等立足供给侧结构性改革的背景，以中国小麦、谷物和大豆进口贸易为例，研究了中国粮食进口贸易现状，认为中国粮食进口存在安全预警机制不够健全、对外进口依存度高、粮食供需失衡等问题<sup>[14]</sup>。孙玉娟和孙浩然<sup>[15]</sup>、王廷勇<sup>[16]</sup>分析发现，中国粮食进口规模不断扩大，进口市场也呈现出高度集中的趋势，并认为粮食产需缺口和较高的生产成本是造成这一贸易现状的原因。此外，一些学者将粮食进口与粮食安全纳入一个分析框架，研究了粮食进口对中国粮食安全的影响方向及影响机制。公茂刚和王学真提出应警惕国际粮价大幅波动对中国粮食安全带来的影响<sup>[17]</sup>。张瑞娟和李国祥认为国际粮价波动上涨、国内外粮食价差不断增大，中国粮食进口面临很大的压力，不断增长的粮食进口对国内农业生产和粮食安全的冲击也愈发明显<sup>[18]</sup>。宋洪远对党的十六大以来中国的粮食安全政策进行了梳理，全面分析了新常态下中国粮食安全面临的新挑战，认为随着国内外粮食市场相互影响程度的加深及全球粮食需求的不断增长，中国稳定国内粮食市场和粮食价格、增加粮食进口的难度均将加大<sup>[19]</sup>。杨晓东研究了世界粮食贸易的发展对中国粮食安全产生的影响，认为世界粮食贸易市场已经成为中国平衡国内粮食总量、保障结构安全的重要途径，但世界粮食价格的波动使国内粮食宏观调控面临更大的难度，对中国粮食安全带来了冲击和影响<sup>[20]</sup>。还有些学者聚焦进口依赖性，考察其对中国粮食稳定进口与安全的影响。刘锴和柴聪利用粮食贸易依赖指数测度评述了中国对粮食进口国的依赖程度，认为中国粮食总需求的14%需要稳定依赖进口，但中国粮食进口来源国的供应安全存在一定的结构性风险<sup>[21]</sup>。符漫漫使用进口依赖模型对大豆的市场依赖系数进行测算，以确定稳定和潜在的粮食进口贸易国，认为大豆存在较高的进口依赖性，中国最安全、稳定的大豆进口贸易伙伴是阿根廷<sup>[22]</sup>。魏艳骄等从市场供需双方相互依赖的视角出发，在测算体系中同时纳入了中国对国际大豆市场的依赖性和世界主要大豆出口国对中国大豆进口市场的依赖性，认为中国大豆进口存在进口依赖风险<sup>[23]</sup>。

生存分析法较早被广泛应用于医学与生物学等领域，用以分析机体在某特征环境下的持续存活情况，以及受到暴力、疾病、环境和其他因素的影响，机体的遗传性状和生态性等发生改变而在某一时间点发生消亡的风险等问题。Besedes和Prusa首次将其引入国际贸易领域，来探讨贸易关系从发生到中断所经历的生存问题，其使用生存分析法对美国1972—2001年进口生存进行了分析，研究发现其贸易段长度非常短，中位数仅为2~4

① 参考国家统计局对粮食的定义，将贸易粮食产品界定为谷物、豆类和薯类。

年时间;贸易段长度存在负时间依存性,贸易关系在建立 1 年后仅有 67% 的生存率,而一旦超过 5 年,贸易关系发生失败的概率便会大大降低<sup>[24]</sup>。此后,越来越多的学者开始用生存分析法对贸易关系的持续时间及影响因素进行研究。Nitsch 利用 1995—2005 年德国 HS8 分位产品层面进口数据,对德国进口贸易生存进行分析,发现德国的进口贸易段长度较短,均值仅为 1~3 年<sup>[25]</sup>。Hess 和 Persson 利用欧盟 15 个国家 1962—2006 年 SITC4 分位产品层面的进口数据,发现欧盟的进口生存状况较差,中位数仅为 1 年,仅有不足 10% 的贸易关系能够维持在 10 年以上<sup>[26]</sup>。Obashi<sup>[27]</sup> 和 Brenton 等<sup>[28]</sup> 也利用生存分析法验证了东亚、发展中国家等地区贸易段长度的短暂。国内对于贸易关系的持续时间及影响因素研究起步相对较晚。邵军首次基于生存分析法,利用 1995—2007 年 HS6 分位产品层面出口贸易数据,创新性分析了贸易关系生存率随时间的变化,认为其表现出迅速降低的态势<sup>[29]</sup>。陈勇兵等使用 2000—2005 年中国海关数据库和工业企业数据库的匹配数据,基于生存分析法估计了中国企业的出口持续时间,发现持续时间中位值和均值均较短,且存在明显的负时间依存性<sup>[30]</sup>。随后,陈勇兵等又利用 CEPII—BACI 数据库 1998—2006 年 HS6 分位进口数据,从产品层面研究中国进口贸易持续时间及决定因素,也得到了相同的结论<sup>[31]</sup>。此外,杜运苏和陈小文<sup>[32]</sup> 对中国农产品、邵桂兰等<sup>[33]</sup> 对中国水产品出口贸易持续时间的分析、刘宏曼和李星辰<sup>[34]</sup> 对中国能源进口贸易段长度的基本特征及影响因素分析均发现,中国进出口贸易生存率存在明显的“门槛效应”。沈立君和侯文涤从产品和企业层面探究了反倾销壁垒对企业出口生存的影响,发现反倾销的不同阶段带来的影响类似,即都会导致中国企业出口持续时间减少<sup>[35]</sup>。彭世广等基于生存分析视角探讨了 2002—2018 年中国生鲜水果总体及不同品类的出口持续时间,研究表明,中国生鲜水果出口持续时间较短,中位数仅为 2 年,在 3 年内消失的贸易段占比高达 60.30%,且出口风险率存在负时间依存性。分品类看,鲜柑橘拥有较为稳定的出口贸易关系,鲜葡萄和鲜草莓的出口贸易关系则相对脆弱<sup>[36]</sup>。

通过对相关文献的梳理可以发现:对于中国粮食进口贸易的研究,国内外学者多侧重于利用直观贸易统计数据讨论粮食进口贸易现状、存在的问题及产生的原因,分析其对中国粮食安全的影响机制,鲜有文献利用相关统计指标来直接反映中国粮食进口稳定性。生存分析法已被国内外学者广泛应用于贸易稳定性的研究中,主要通过贸易段长度、生存期、生存率和风险率等指标来直接反映贸易关系的稳定性,但目前鲜有将其用于粮食贸易稳定性的研究。本文在利用直观贸易统计数据系统分析中国粮食进口贸易特征的基础上,采用生存分析法,定量揭示中国粮食进口渠道的稳定性,对于从贸易端稳定保障国内粮食有效供给具有现实意义。

### 3 中国粮食进口贸易特征

#### 3.1 粮食界定

本文根据国家统计局对粮食的定义,将贸易粮食产品界定为谷物、豆类和薯类,并根据 1992 版本的 HS6 位码对其进行分类,共包括 3 大类、28 种粮食产品。具体分类及对应的 HS6 位码见表 1。

表 1 1992 版本 HS 编码粮食产品界定

所属类别	HS6 位码	描述	所属类别	HS6 位码	描述	
谷物	100110	硬粒小麦	豆类	071310	豌豆	
	100190	其他小麦及混合麦		071320	鹰嘴豆	
	100200	黑麦		071331	绿豆	
	100300	大麦		071332	红小豆	
	100400	燕麦		071333	芸豆	
	100590	非种用玉米		071340	扁豆	
	100510	种用玉米		071350	蚕豆	
	100610	稻谷		120100	大豆	
	100620	糙米		薯类	070110	鲜冷种用马铃薯
	100630	精米			070190	鲜冷非种用马铃薯
	100640	碎米			071010	冷冻马铃薯
	100700	高粱			071420	甘薯
	100810	荞麦			071410	干木薯
	100820	谷子				
	100830	加那利草子				

### 3.2 进口趋势变化

表 2 呈现了 2002—2019 年中国粮食进口贸易情况。从总体规模来看,中国粮食进口贸易总量呈波动上升趋势。2002—2006 年,中国粮食进口增长较为平缓,2008—2015 年中国粮食进口呈现持续性迅猛增长的态势,其中,2014 年,中国粮食进口总量突破 1 亿吨。2015—2016 年,中国粮食进口总量经历了一次剧降,仅一年粮食进口量就减少了 2 675.1 万吨,这可能与 2015 年供给侧结构性改革实施和相关政策调整有关。但这一剧降并未持续很久,粮食进口总量在 2017 年就迅速回升,并在 2017—2019 年持续维持在 1 亿吨以上。

分类别来看,谷物的进口贸易总量呈现出先增长后减少的趋势。2008—2015 年,中国谷物进口总量激增,仅 2015 年进口总量就高达 3 264.01 万吨,相较 2008 年增长了 3 114.91 万吨。与粮食进口总量变化趋势类似,2015 年后谷物进口总量得到了明显的控制,2019 年中国谷物进口总量仅为 1 751.97 万吨,相较 2015 年减少 1 512.04 万吨。在谷物进口中,小麦和玉米进口占比 37.8%。自 2009 年开始,小麦和玉米的进口量均有较大幅度的增加,近几年逐步趋于稳定,进口量大体上保持在 200 万~500 万吨。除去少部分年份有小幅减少外,豆类的进口量一直保持高速增长状态,进口量由 2002 年的 1 143.06 万吨增加至 2019 年的 9 074.58 万吨,增长了 7 931.52 万吨。大豆作为豆类进口的主要品种,占比高达 98.63%,进口趋势变化与豆类基本一致。大量进口玉米和大豆有利于弥补供需缺口,但在高进口依存下,玉米和大豆等饲料用粮受国际市场的影响也更大,尽可能确保进口稳定性至关重要。薯类的进口量波动幅度较大。2002—2015 年,薯类进口量由 2002 年的 176.04 万吨增长至 2015 年的 937.66 万吨。2016—2019 年,薯类进口量呈现出减少态势。干木薯作为薯类进口的最主要品种,占比高达 99.99%,进口变化趋势与薯类基本保持一致。

表 2 2002—2019 中国粮食进口贸易情况

单位:万吨

年份	进口量			
	总体	谷物	豆类	薯类
2002	1 600.86	281.76	1 143.06	176.04
2006	3 705.36	352.51	2 857.76	495.09
2008	4 119.70	149.10	3 772.97	197.63
2009	5 215.73	311.34	4 293.65	610.74
2014	10 032.03	1 945.04	7 221.93	865.07
2015	12 466.64	3 264.01	8 264.97	937.66
2016	9 791.54	2 176.17	7 478.43	136.95
2017	13 043.38	2 543.06	9 687.56	812.77
2019	11 110.35	1 751.97	9 074.58	283.80

数据来源:查询 UN Comtrade 数据库计算所得。受限于篇幅,此处仅列出典型年份,如需要所有年份数据,可向作者索取。表 3、表 4 同。

### 3.3 进口产品结构

表 3 呈现了 2002—2019 年中国粮食进口比例。总体来看,豆类的进口比例一直居高不下,基本都维持在 70% 以上,2008 年豆类的进口比例更是高达 91.58%。谷物的进口比例一度出现小幅增长,在 2015 年谷物进口占中国粮食进口总量的比例达到 26.18%。2016—2019 年,谷物进口比例有所降低,但仍高于薯类进口比例。与豆类和谷物相比,薯类的进口比例始终相对平稳地保持在较低的水平,2015 年以来总体上出现下降的趋势,2019 年薯类进口量仅占中国粮食进口总量的 2.55%。

具体到各类别的主要粮食品种来看,2010 年以来,小麦、玉米和干木薯的进口比例均在 10% 以下,且进口比例在以相对平稳的趋势降低,至 2019 年,小麦、玉米和干木薯的进口比例已不足 5%。而大豆的进口比例一直居高不下,基本都维持在 70% 以上。2008 年,大豆的进口比例高达 90.7%,虽然 2010—2018 年大豆的进口比例有所降低,但直至 2019 年,大豆的进口比例仍保持在 79.73%,远高于小麦、玉米和干木薯的进口比例,



甚至远高于谷物和薯类进口比例的总和。

可以看出,随着中国粮食进口规模的扩大,近年来各主要品种的粮食进口量都呈上升趋势,但从整体来看,中国粮食进口存在较为明显的结构性短缺问题,这是影响中国粮食安全的一大隐患。稳定粮食进口渠道,对今后调剂粮食品种,解决结构性短缺矛盾,保障粮食安全具有重要作用。

表 3 2002—2019 年中国粮食进口比例

单位:%

年份	谷物	豆类	薯类
2002	17.60	71.40	11.00
2007	4.07	83.52	12.40
2008	3.62	91.58	4.80
2009	5.97	82.32	11.71
2010	8.47	82.91	8.62
2011	8.50	83.60	7.90
2014	19.39	71.99	8.62
2015	26.18	66.30	7.52
2016	22.22	76.38	1.40
2017	19.50	74.27	6.23
2019	15.77	81.68	2.55

### 3.4 进口市场结构

粮食进口市场集中度的高低反映了中国粮食进口来源市场的竞争程度和垄断程度。粮食进口市场集中度越高,意味着粮食出口大国对国际粮食市场的垄断越严重,对粮食进口国来说,可能产生的进口风险也就越大。因此,分析中国粮食进口市场集中度,对于减少中国粮食进口风险具有较强的现实意义。表 4 呈现了 2002—2009 年中国粮食进口市场来源。

总体来看,中国粮食进口市场具有较高的集中性,虽然各粮食出口国的市场占有率在波动变化,但中国粮食进口市场仍被少数几个国家占据。2002—2019 年,美国、巴西、阿根廷平均每年垄断了 77.72% 的市场。长期以来,美国占据着中国最大的粮食进口市场,而 2017 年以来中国的粮食进口市场份额开始更多地倾向于巴西,巴西甚至在 2018—2019 年占据了我国一半以上的粮食进口市场份额。进口来源地的高度集中增加了中国粮食进口“受制于人”的风险,一旦与主要粮食贸易伙伴发生经济贸易摩擦,中国粮食进口的稳定性将受到较大影响。

分类别来看,澳大利亚是中国谷物进口最主要的供应来源,其在 2010 年之前多次占据中国 50% 以上的谷物进口市场份额。尽管 2010 年后,美国对中国谷物进口市场的占有率迅速增长,甚至在 2013 年超过澳大利亚。但从全局看,澳大利亚仍旧占据了我国最大的谷物进口市场。豆类的进口来源国主要是美国、巴西和阿根廷,2002—2019 年这三个国家平均每年垄断了 96% 的中国豆类进口市场。近年来,受中美贸易摩擦影响,中国从美国进口的豆类数量有所下降,从巴西进口的豆类数量持续增长,2018 年仅巴西一国就占据了我国豆类进口 73.23% 的市场。薯类进口的来源地主要为泰国和越南,尤其是泰国,长年占据我国最大的薯类进口市场。

具体到特定的粮食品种,美国、加拿大、澳大利亚是中国小麦进口的主要来源国。2002—2003 年,美国和加拿大占据了我国小麦进口的主要市场。2003 年以来,我国小麦进口市场份额开始逐步倾向于澳大利亚,2008 年,澳大利亚对小麦进口市场的占有率高达 98.83%,几乎垄断了小麦进口市场。尽管 2011 年以后,我国小麦进口市场份额又开始倾向于美国和加拿大,澳大利亚的市场份额有所减少,但从全局来看,澳大利亚仍旧占据了我国最大的小麦进口市场。2010 年之前,越南、老挝、缅甸都是我国玉米进口的主要来源国,2010 年以来,美国出口至我国的玉米数量激增,市场份额高达 90% 以上,我国玉米进口市场几乎被美国垄

断。2014 年以来，源自乌克兰的玉米进口量激增，乌克兰超过美国，占据中国最大的玉米进口市场。乌克兰是中国重要的玉米进口贸易伙伴。俄乌冲突导致乌克兰粮食出口和物流相继中断，其引发的蝴蝶效应导致一些国家限制粮食出口以寻求自保，中国粮食进口的主动权和稳定性可能会受此影响。大豆作为豆类的主要进口品种，干木薯作为薯类的主要进口品种，进口市场结构与豆类、薯类趋于一致，不再另外分析。

表 4 2002—2019 年中国粮食进口市场来源

单位：%

年份	总体		谷物		豆类		薯类	
	来源地	市场份额	来源地	市场份额	来源地	市场份额	来源地	市场份额
2002	美国	29.86	美国	5.74	美国	40.41	泰国	80.97
	巴西	24.42	加拿大	21.48	巴西	34.20	越南	12.09
	阿根廷	17.33	澳大利亚	56.31	阿根廷	24.27		
2004	美国	38.88	美国	28.96	美国	50.21	泰国	79.43
	巴西	16.78	加拿大	30.50	巴西	27.65	越南	15.17
	阿根廷	13.15	澳大利亚	31.57	阿根廷	21.67		
2006	美国	27.42	美国	7.01	美国	34.68	泰国	78.05
	巴西	31.36	加拿大	15.64	巴西	40.66	越南	19.01
	阿根廷	16.78	澳大利亚	56.08	阿根廷	21.75		
2008	美国	37.49	美国	0.35	美国	40.92	泰国	63.11
	巴西	28.29	加拿大	14.70	巴西	30.89	越南	30.90
	阿根廷	23.90	澳大利亚	52.97	阿根廷	26.10		
2013	美国	34.05	美国	48.92	美国	34.60	泰国	77.85
	巴西	36.84	加拿大	8.56	巴西	49.37	越南	19.82
	阿根廷	7.24	澳大利亚	22.20	阿根廷	9.50		
2018	美国	17.83	美国	19.25	美国	18.47	泰国	86.62
	巴西	57.35	加拿大	15.19	巴西	73.23	越南	12.24
	阿根廷	1.27	澳大利亚	26.56	阿根廷	1.62		
2019	美国	16.38	美国	6.60	美国	18.78	泰国	85.19
	巴西	51.91	加拿大	17.86	巴西	63.56	越南	10.34
	阿根廷	8.10	澳大利亚	15.76	阿根廷	9.69		

## 4 生存特征分析

### 4.1 样本和数据处理

本文采用 2002—2019 年中国 HS6 分位层面粮食产品年度进口数据进行分析，数据来源于联合国贸易统计数据库 (UN Comtrade)，统一采用 1992 版本 HS 编码。本文从“国家—产品”层面进行研究，定义一种贸易关系 (进口渠道) 为中国向某贸易国进口某特定粮食产品 (HS6 位码层面)；定义一个贸易段为一种贸易关系持续存在的时期，贸易段的持续时间为这一贸易段从起始时间点开始连续不中断至观察时间点所经历的一系列离散时间，单位为年；定义贸易段的存活期为这一贸易段从起始年份至观察到的发生贸易中断 (即在下一年不存在进口) 的年份所经历的持续时间。同时，本文引入贸易段长度的概念进行分析，对于具有右删失问题的贸易段，记录其最终持续时间作为其长度，而对于不具有右删失问题的贸易段，记录其生存期作为其长度，删失数据的详细定义见下文。贸易关系发生贸易中断的事件称之为“失败”。

在数据处理方面，有两点需要说明：①多个贸易段问题。在样本研究期内，一个贸易关系可以拥有不止一个贸易段。如 2002—2019 年，中国向俄罗斯进口“120100”粮食产品的贸易关系分别在 2004 年、2008—2013 年、2016—2019 年，则该贸易关系在 2002—2019 年共具有 3 个贸易段。参考 Besedes 和 Prusa<sup>[37]</sup>、陈勇兵等<sup>[30]</sup>、彭世广等<sup>[36]</sup>的研究，本文将同一贸易关系的多个不同贸易段视作相互独立的贸易段，这不会对

总体贸易关系的存活时间分布造成影响。②数据删失问题。本文利用 2002—2019 年的数据进行中国粮食进口生存分析,无法获知在 2002 年存在的贸易关系开始建立的确切时间,即数据的左删失问题;同样,也无法确定 2019 年仍然存在的贸易关系中断的最终时间,即数据的右删失问题。根据 Hess 和 Persson<sup>[38]</sup>的研究,本文使用的生存分析法可以有效处理右删失问题,避免产生估计偏误;而对于左删失问题,本文并未进行简单的删除处理,而是参考 Peterson 等<sup>[39]</sup>的研究,将贸易段持续时间的数据搜集范围延伸至 1992—2019 年,即若某贸易关系在 1997—2018 年具有不间断的进口贸易行为,那么该贸易段的长度将被记录为 22 年。对于延伸处理后仍存在左删失问题的贸易段,本文也未做删除处理,而是在总体贸易关系生存分析中将删除左删失数据的结果以稳健性检验的形式呈现出来。

## 4.2 贸易段分布特征

就 2002—2019 年中国粮食进口贸易段的分布特征而言,在总样本期间内,共有 503 个贸易关系和 876 个贸易段。其中,有 42.744% 的贸易关系拥有多个贸易段。在 876 个贸易段中,54.566% 的贸易段仅维持了 1 年,86.073% 的贸易段长度不超过 5 年,仅有 7.417% 的贸易段长度超过了 10 年。长度达 28 年(即在 1992—2019 年始终保持进口)的贸易段数量有 12 个,占比 1.370%,涉及谷物和豆类两大粮食类别。总体贸易段长度均值为 3.329 年,中位数为 2 年。这表明,从产品层面来看,中国粮食进口贸易关系较为脆弱,进口稳定性不高,新的进口贸易关系的建立往往伴随着原有进口贸易关系的终止。

分类别来看,2002—2019 年,中国谷物进口共有 278 个贸易关系,有 114 个贸易关系拥有多个贸易段,占比 41.007%,共有 476 个贸易段,其中,55.882% 的贸易段仅持续了 1 年,78.992% 的贸易段长度不超过 3 年,7.771% 的贸易段长度超过了 10 年,有 7 个贸易段长度达到了 28 年,占比 1.471%;豆类进口共有 180 个贸易关系,有 85 个贸易关系具有多个贸易段,占比 47.221%,共有 331 个贸易段,其中,50.775% 的贸易段仅持续了 1 年,79.758% 的贸易段长度不超过 3 年,7.551% 的贸易段长度超过了 10 年,有 5 个贸易段长度达到了 28 年;薯类进口共有 61 个贸易关系,有 25 个贸易关系拥有多个贸易段,占比 40.983%,共有 101 个贸易段,其中,58.416% 的贸易段仅持续了 1 年,84.158% 的贸易段长度不超过 3 年,仅有 5 个贸易段长度超过了 10 年,占比 4.95%,没有贸易段长度达到 28 年。由此可见,在 3 种不同类别的粮食进口中,谷物和豆类进口稳定性较高,薯类的进口贸易关系则较为脆弱。

## 4.3 K-M 估计

### 4.3.1 方法介绍

在生存分析中,常用生存函数(生存率)或风险函数(风险率)来刻画贸易段生存时间的变化趋势。本文通过生存率和风险率两个主要指标,使用 K-M 非参数估计法估计中国粮食进口贸易段的生存特征,测度中国粮食进口稳定性。令  $T_i$  代表某一特定贸易段  $i$  的生存时间,取值为  $l = 1, 2, 3, \dots$ , 单位为年。定义风险率  $h_i(l)$  为贸易段  $i$  生存至第  $l$  年并恰好第  $l$  年发生失败(即在第  $l + 1$  年不存在进口)的概率,即:

$$h_i(l) = P(T_i = l \mid T_i \geq l) \tag{1}$$

定义生存率  $S_i(l)$  为贸易段  $i$  生存时间超过  $l$  的概率,即:

$$S_i(l) = P(T > l) = \prod_{k=1}^l [1 - h(k)] \tag{2}$$

令  $n_k$  表示存活至  $k$  年的贸易段数,  $m_k$  表示恰好第  $k$  年发生失败的贸易段数。则由 K-M 估计法可得到生存函数  $S(l)$  的非参数估计值:

$$\hat{S}(l) = \prod_{k=1}^l \frac{n_k - m_k}{n_k} \tag{3}$$

风险率  $h(l)$  的估计值为:

$$\hat{h}(l) = \frac{m_k}{n_k} \tag{4}$$

### 4.3.2 估计结果

由于在 2019 年存在进口的贸易段,无法确定其是否在 2019 年发生贸易失败结局,本文在 K-M 生存函数估计时删去了 2019 年的样本,即贸易段长度最大值为 27 年,后文计量分析做同样处理。根据 K-M 估计结果,中国粮食进口的生存率随着持续时间的增加而降低,但下降幅度逐渐减小。第 1~4 年,进口生存率从 0.484 下降到了 0.208,降幅为 0.276,第 5~8 年的生存率从 0.186 下降到 0.149,降幅为 0.037,第 9~15 年的进口生存率从 0.141 下降到 0.116,降幅为 0.025,而第 18~25 年进口生存率更是一直保持在 0.101,生存率长达 8 年没有降低,贸易关系较为稳定。从风险率来看,进口第 1 年,贸易关系面临高达 0.516 的风险率,贸易关系持续 10 年后,风险率下降至 0.015,降幅高达 0.501,第 19~25 年进口风险率更是连续 7 年为 0,由此可见,中国粮食进口贸易关系在建立初期面临着较大的失败风险,而随着进口持续时间的增加,面临失败的风险概率逐渐减小,即中国粮食进口贸易的风险率存在明显的负时间依存性,粮食进口贸易关系随着进口持续时间的增加逐渐趋于稳定。删除了左删失数据后 K-M 估计出的生存率、风险率与未删除左删失数据时的生存率、风险率整体特征一致,这也验证了分析结果的稳健性。

分类别来看<sup>①</sup>,不同类别粮食进口生存率、贸易关系的稳定性存在差异。豆类在贸易关系建立初期的生存率相对较高,第 1 年的生存率高达 0.518,但下滑迅速,在第 3 年便下降到 0.235,降幅为 0.283,比同时期的谷物生存率低 0.020,第 4~27 年的谷物进口生存率均高于同时期的豆类和薯类。薯类的进口生存率一直是三者中最低的,第 2 年的薯类进口生存率分别比同时期的谷物、豆类低 0.102、0.122,第 10 年的薯类进口生存率分别比同时期的谷物、豆类低 0.085、0.040,第 27 年的薯类进口生存率下降为 0,贸易关系遭遇失败结局。这可能与不同类别粮食的世界市场贸易量有限,谷物和豆类供应多、需求大且拥有较多的细类替代粮源有一定联系。值得注意的是,虽然相较于豆类和薯类,谷物的进口贸易关系最为稳定,但在贸易关系持续的中后期,谷物的进口风险率波动却较大。贸易关系持续的 14~25 年,谷物的进口风险率经历了两次较大幅度的增长,可见,中国粮食进口稳定性仍然有待提高。

## 5 影响因素分析

### 5.1 模型设定

在了解加入世界贸易组织(WTO)后中国粮食进口的生存特征后,接着分析其影响因素,参考 Hess 和 Persson<sup>[38]</sup>、Besedes 和 Prusa<sup>[40]</sup>的研究,本文采用面板二值选择模型来分析中国粮食进口生存的影响因素,假定风险率的分布函数服从 Logistic 分布、极值分布或者正态分布,分别对应于 Logit 模型、Cloglog 模型和 Probit 模型,构建如下影响因素的计量模型:

$$P(y_{jht} = 1 | X) = \varphi(\beta_0 + \beta_1 DURATIO N_{jht} + \beta_2 NUMBE R_{jht} + \beta_3 AGD P_{jt} + \beta_4 DPGD P_{jt} + \beta_5 APR O_{jht} + \beta_6 \ln DIS T_j + \beta_7 CONTI G_j + \beta_8 RT A_{jt} + \beta_9 S U_{jht} + \beta_{10} ER_{jht}) \quad (5)$$

其中, $y_{jht}$ 为二值变量形式的被解释变量,代表是否发生贸易中断,若在  $t$  年中国贸易国  $j$  进口  $h$  粮食(在 HS6 位码层面定义)发生贸易中断(即在  $t+1$  年不进口),取值为 1,反之则为 0。

参考 Hess 和 Persson<sup>[26]</sup>、Peterson 等<sup>[39]</sup>、彭世广等<sup>[36]</sup>有关贸易生存的相关研究,在分布函数  $\varphi(\cdot)$  中引入各种可能的影响因素,主要如下:

持续时间(DURATION):为在  $t$  年当前贸易段的持续时间,以满足生存分析中风险率本质上是在给定持续生存至某一时间点状况下的条件死亡密度函数这一基本性质。

贸易段序数(NUMBER):为在  $t$  年当前贸易段是所属贸易关系的第几个贸易段,即贸易段序数。由于贸易关系再建立的“沉没成本”相较之前建立时更低(Peterson 等<sup>[39]</sup>),因此预期随着贸易段序数的增加,粮食进口风险率可能趋向下降。

① 世界银行数据库: <https://data.worldbank.org/>。

相对国内生产总值 (AGDP): 以 2010 年不变价美元计算的贸易国当期国内生产总值 (GDP) 与中国当期 GDP 的比值来表示<sup>①</sup>, 象征着一国相对于中国的经济规模程度。此值越大, 意味着贸易国经济规模越大, 对粮食的自身需求可能越高, 中国从该贸易国进口粮食发生贸易中断的风险可能更高。

人均 GDP 差异 (DPGDP): 以 2010 年不变价美元计算贸易国当期人均 GDP 与中国人均 GDP 差值的绝对值来表示, 可以用来衡量贸易双方人均收入水平的差异<sup>②</sup>。根据林德的“需求相似理论”, 贸易双方的人均收入水平越接近则重叠的需求范围越大, 更容易促进贸易的发生, 因此需求差异过大不利于双边贸易关系的维持, 也就更容易发生贸易中断。

相对粮食产量 (APRO): 以贸易国当期  $h$  粮食生产量 (单位为吨) 与中国当期  $h$  粮食生产量的比值来表示<sup>③</sup>, 象征着一国相对于中国的粮食生产规模。此值越大, 意味着贸易国粮食生产规模越大, 具有更高的粮食出口供给能力, 中国从该贸易国进口粮食发生贸易中断的风险可能更低。

地理距离 (lnDIST): 以中国与贸易国按照经纬度计算的双方主要城市的球面距离 (单位为千米) 的对数值表示<sup>④</sup>, 通常被用来衡量贸易的运输成本。此值越大, 贸易关系发生贸易中断的风险率可能更高。

是否接壤 (CONTIG): 以二值变量形式引入, 若贸易国与中国接壤, 取值为 1, 否则为 0。预期在与中国接壤的贸易国市场上, 发生贸易中断的风险率可能更低。

是否签订区域贸易协定 (RTA): 以二值变量形式引入, 若贸易国与中国在当期签订区域贸易协定, 则在当期和之后年份取值为 1, 否则为 0。一般而言, 在与中国签订区域贸易协定的贸易国市场上, 发生贸易中断的风险率可能更低。

出口目的国数 (SU): 以  $t$  年贸易国  $h$  粮食的出口目的国总数来表示, 可以用来衡量贸易国粮食的出口多样化程度 (Cadot 等<sup>[41]</sup>)。由于更具多样化的出口目的地有助于贸易国在不同环境下应对贸易风险, 因此预期随着贸易国粮食出口目的国数量的增加, 发生贸易中断的风险率逐渐降低。

是否提出出口限制措施 (ER): 以二值变量形式引入, 若贸易国在  $t$  年对  $h$  粮食出口实施相应的出口限制措施, 取值为 1, 否则为 0<sup>⑤</sup>。一般而言, 出口限制措施的实施使得国际粮食资源配置效率降低, 进而影响中国粮食进口的稳定性, 因此预期贸易国出口限制措施的实施, 发生贸易中断的风险率将升高。

以上所有引入变量的具体定义及描述性统计见表 5。

表 5 变量的定义及描述性统计

变量符号	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$y_{jht}$	是否发生贸易中断	2 309	0.296 7	0.456 9	0.000 0	1.000 0
$DURATION_{jht}$	持续时间	2 309	6.531 0	6.909 8	1.000 0	27.000 0
$NUMBER_{jht}$	贸易段序数	2 309	2.275 0	1.427 1	1.000 0	9.000 0
$AGDP_{jt}$	相对国内生产总值	2 164	0.529 5	0.916 5	0.000 1	4.913 9
$DPGDP_{jt}$	人均 GDP 差异	2 117	9.286 5	1.503 1	2.527 5	11.309 7
$APRO_{jht}$	相对粮食产量	2 299	5.408 9	55.704 2	0.000 0	953.000 0
$lnDIST_j$	地理距离	2 206	8.654 5	0.751 0	6.696 5	9.867 7
$CONTIG_j$	是否接壤	2 206	0.223 5	0.416 7	0.000 0	1.000 0
$RTA_{jt}$	是否签订区域贸易协定	2 30 9	0.287 6	0.452 7	0.0000	1.000 0
$SU_{jht}$	出口目的国数	2 309	38.341 3	31.259 2	1.000 0	143.000 0
$ER_{jht}$	是否提出出口限制措施	2 309	0.060 6	0.238 7	0.000 0	1.000 0

① 受限于篇幅, 此处未列出 2002—2018 中国各类别粮食进口生存率 (风险率) 的详细数据, 如有需要, 可向作者索取。

② 联合国粮农组织数据库: <https://www.fao.org/faostat/en/>。

③ CEPII-GeoDist 数据库: <http://www.cepii.fr/>。

④ UNCTAD Trians 数据库: <https://trainsonline.unctad.org/home>。

## 5.2 回归结果

由于回归模型属于多变量面板数据计量模型，首先应对自变量之间是否存在多重共线性进行方差膨胀因子(VIF)检验，检验结果表明，各自变量 VIF 值均不超过 2，可以认为影响因素模型不存在严重的多重共线性。由于解释变量地理距离 ( $\ln DIST$ )、是否接壤 ( $CONTIG$ ) 根据个体特征不随时间变化，因而考虑贸易关系的随机效应来控制贸易关系层面的不可观测异质性<sup>[30,40,42]</sup>，同时引入年份虚拟变量来控制不同年份的影响。进一步地，为了解决可能存在的序列自相关和异方差问题，本文报告了贸易关系层面的聚类稳健标准误。

表 6 报告了中国粮食进口生存影响因素的模型回归结果，(1) 列为 Logit 模型回归结果；(2) 列为 Cloglog 模型回归结果；(3) 列为 Probit 模型回归结果。结果显示，所有模型中， $\rho$  系数值均在 1% 显著性水平上统计显著，意味着采用随机效应估计方法来控制贸易关系层面的不可观测异质性是合理的。在各影响因素变量中，持续时间 ( $DURATION$ ) 对中国粮食进口风险率的影响系数在 1% 水平上显著为负。也就是说，随着贸易关系持续时间的增加，中国粮食进口发生贸易中断的风险概率逐渐降低，说明中国粮食进口应尽可能地考虑延长贸易关系的持续性，保障进口渠道的稳定性。贸易段序数 ( $NUMBER$ ) 对中国粮食进口风险率的影响系数同样显著为负，说明同一贸易关系在发生贸易中断后的再次建立的风险率更低，这是因为，由于以前的资本与经验的积累，贸易关系再次建立后产生的沉没成本更低，也就更难发生贸易中断。因此，在相关粮食进口贸易关系发生中断后，中国不应立即放弃该贸易关系，而是应该考虑在合理的情况下如何再次建立这段贸易关系，因为再次建立更难发生贸易中断。但是，也应注意，频繁的退出与建立同一贸易关系将不可避免地造成资源的浪费<sup>[43]</sup>。与预期一致，人均 GDP 差异 ( $DPGDP$ ) 对进口风险率的影响系数显著为正。也就是说，随着贸易国与中国人均 GDP 差异的扩大，进口风险率逐渐升高。根据林德的“需求相似理论”，即随着贸易国与中国粮食需求差异的扩大，中国对其粮食进口的风险率逐渐升高。这一结果表明，中国粮食的进口应该更多地考虑向具有类似粮食需求的国家。相对粮食产量 ( $APRO$ ) 对进口风险率的影响系数显著为负，说明随着贸易国粮食生产规模的扩大，中国对其粮食进口更难发生贸易中断。这一结果表明，中国粮食进口应该更多地考虑向粮食生产大国，以保障该段贸易关系粮食的持续供应。与预期一致，在与中国接壤的贸易国市场上发生粮食进口贸易关系，更难发生贸易中断，这与更低的贸易成本相关。出口目的国数 ( $SU$ ) 对粮食进口风险率的影响系数显著为负，说明随着贸易国出口多样化程度的增加，中国对其粮食进口的风险率逐渐降低。这一结果表明，中国粮食进口应该考虑具有更高出口多样化程度的贸易国市场，因为这些贸易国的粮食出口具有更高的包容性，容易应对复杂的贸易不确定性，也就更难发生贸易中断。相对国内生产总值 ( $AGDP$ )、地理距离 ( $\ln DIST$ )、是否签订区域贸易协定 ( $RTA$ ) 和是否提出出口限制措施 ( $ER$ ) 对中国粮食进口风险率的影响系数均统计不显著，在此不做详细阐述。

表 6 影响因素模型回归结果

变量	随机效应		
	(1) Logit	(2) Cloglog	(3) Probit
$DURATION_{jht}$	-0.288 6*** (0.030 4)	-0.255 2*** (0.023 6)	-0.139 4*** (0.017 4)
$NUMBER_{jht}$	-0.246 9*** (0.067 1)	-0.171 5*** (0.046 6)	-0.164 5*** (0.043 4)
$AGDP_{jt}$	0.025 9 (0.087 4)	0.013 8 (0.067 2)	0.010 2 (0.057 1)
$DPGDP_{jt}$	0.135 1** (0.060 1)	0.090 7** (0.043 6)	0.089 9** (0.038 3)
$APRO_{jht}$	-0.001 5*** (0.000 6)	-0.001 4*** (0.000 5)	-0.000 7** (0.000 3)

(续)

变量	随机效应		
	(1) Logit	(2) Cloglog	(3) Probit
$lnDIST_j$	-0.114 1 (0.1531)	-0.067 5 (0.107 7)	-0.082 8 (0.096 0)
$CONTIG_j$	-0.894 3*** (0.258 1)	-0.650 2*** (0.191 1)	-0.560 3*** (0.160 3)
$RTA_{jt}$	0.160 1 (0.230 3)	0.136 6 (0.169 1)	0.075 2 (0.142 0)
$SU_{jht}$	-0.010 8*** (0.003 8)	-0.007 5*** (0.002 7)	-0.007 6*** (0.002 4)
$ER_{jht}$	-0.251 0 (0.326 3)	-0.232 4 (0.231 9)	-0.069 6 (0.199 6)
CONSTANT	1.515 6 (1.525 6)	0.728 7 (1.091 2)	0.917 0 (0.955 7)
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
有效样本量	2 104	2 104	2 104
贸易关系数	435	435	435
对数似然函数值	-921.201 7	-915.422 4	-929.291 3
$\rho$ 系数	0.183 1***	0.176 5***	0.258 7***

注：括号内为贸易关系层面的聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上通过检验。

进一步地，对删除左删失数据的样本进行再次回归以检验全样本回归结果的稳健性。结果表明<sup>①</sup>，所有模型的  $\rho$  系数值均显著异于 0，说明控制贸易关系层面的不可观测异质性是有必要的。在删除左删失数据后，持续时间、贸易段序数、相对粮食产量、是否与中国接壤、出口目的国数对中国粮食进口风险率的影响系数仍显著为负；人均 GDP 差异对中国粮食进口风险率的影响系数仍显著为正。总体而言，全样本的回归结果具有稳健性。

## 6 结论与启示

本文基于 2002—2019 年中国 HS6 分位层面粮食进口贸易数据，全面分析了中国粮食总体及不同类别的进口生存，采用二值面板选择模型分析了中国粮食进口生存的影响因素，得出的主要结论如下：进口生存方面，在总样本期间内，有 86.073% 的贸易段长度不超过 5 年，总体贸易段长度均值为 3.329 年，中位数为 2 年。K-M 生存估计分析表明，中国粮食进口的生存率随着持续时间的增加而降低，但下降幅度逐渐减小；在进口第 1 年，中国粮食进口风险率达 0.516，但风险率存在明显的负时间依存性。分类别来看，不同类别粮食进口生存率存在差异，谷物的生存率最高，薯类的生存率最低。影响因素方面，进口持续时间、贸易段序数以及贸易国相对粮食产量、出口目的国数、与中国接壤会显著降低中国粮食进口风险率，而贸易国人均 GDP 差异则显著增加了中国粮食进口风险率，这一结果在删除左删失数据后仍保持着稳健性。

基于以上主要研究结论，结合中国粮食进口贸易发展的实际情况，为稳定粮食进口贸易关系，进一步促进中国粮食贸易的稳健发展，维护中国粮食安全，得出以下政策启示。

第一，稳定和拓展进口来源国，削减粮食进口风险。一是加大对现有贸易关系的巩固深化力度，考虑与粮食生产规模大、出口活跃度高的贸易国建立贸易关系，延长贸易关系的持续性，促进粮食进口贸易关系生存率的提高。二是扩大粮食外部供给的贸易范围，逐步减少对传统粮食贸易大国的进口依赖，加强与“一带

① 受限于篇幅，此处未列出稳健性检验的详细结果，如有需要，可向作者索取。

一路”沿线国家的粮食政策沟通,增加与沿线具有生产潜力的新兴粮食贸易国的贸易与合作,拓展多元化的粮食进口渠道。

第二,促进粮食进口品种多元化,缓解粮食进口压力。一是增加粮食进口品种,优化粮食进口品种结构,推动粮食供给层次升级。二是寻找替代品种,减轻对国际市场的依赖。如适度增加对玉米干酒糟、大麦、高粱等饲料品种的进口,对于规避大豆和玉米需求严重依赖进口十分有效。

第三,建立健全粮食进口贸易预警机制,促进国际粮食合作。一是从粮食生产、流通、贸易、消费及金融多个维度综合考虑,密切关注国际粮食市场的动态演变,与发达国家共享粮食数据信息,加强市场监测预警等国际合作,进一步强化粮食数据信息在贸易中的引导作用。二是进一步完善价格预警机制,定时定量监测、评价国际市场粮食价格波动的传导机制与潜在风险。三是设置基准粮食进口量指标,及时分析中国对国际粮食市场的利用与依赖程度,制定粮食进口应急预案,优化粮食进口安全保障能力。

第四,转变农业生产方式,提高粮食自给能力。虽然贸易已成为调剂国内粮食缺额、保障粮食有效供给、缓解资源压力的重要途径,但长远来看,过于倚重粮食进口不利于中国的粮食安全。因此,应重视对耕地、水等农业生产资源及生态环境的保护,加大农业补贴与科技投入力度,将中小农户生产嵌入区域农业经济体系中,逐步将粮食生产方式从传统的追求产量向着追求高质量、高效率转变,不断提高粮食自给能力,把“饭碗”端在自己手里。

#### 参考文献

- [1] 韩长赋. 全面实施新形势下国家粮食安全战略 [J]. 求是, 2014 (19): 27-30.
- [2] 黄季焜, 杨军, 仇焕广. 新时期国家粮食安全战略和政策的思考 [J]. 农业经济问题, 2012 (3): 4-8.
- [3] 倪洪兴. 中国重要农产品供需与进口战略平衡研究 [J]. 农业经济问题, 2014, 35 (12): 18-24.
- [4] 高洁. 论粮食安全与粮食贸易的关系 [J]. 农业经济, 2014 (6): 114-115.
- [5] 万宝瑞. 当前中国农业发展的趋势与建议 [J]. 农业经济问题, 2014 (4): 4-7.
- [6] 唐华俊. 新形势下中国粮食自给战略 [J]. 农业经济问题, 2014, 35 (2): 4-10.
- [7] 朱晶, 李天祥, 林大燕. 开放进程中的中国农产品贸易: 发展历程、问题挑战与政策选择 [J]. 农业经济问题, 2018 (12): 19-32.
- [8] 程国强. 中国适度而稳定进口粮食不可避免 [J]. 农经, 2013 (2): 10.
- [9] 顾国达, 尹靖华. 国际粮价波动对中国粮食缺口的影响 [J]. 农业技术经济, 2014 (12): 4-14.
- [10] 周利, 阮娴静. 粮食自由贸易、粮食安全和农民收入的三元关系研究 [J]. 商业经济研究, 2021 (10): 145-147.
- [11] 王锐, 卢根平, 陈倬, 等. 经贸环境不确定背景下中国粮食进口风险分析 [J]. 世界农业, 2020 (5): 47-56, 75.
- [12] 陈秧分, 王介勇, 张凤荣, 等. 全球化与粮食安全新格局 [J]. 自然资源学报, 2021, 36 (6): 1362-1380.
- [13] 袁平. 国际粮食市场演变趋势及其对中国粮食进出口政策选择的启示 [J]. 南京农业大学学报 (社会科学版), 2013, 13 (1): 46-55.
- [14] 于丽艳, 潘玥伶, 崔雅丽. 供给侧改革背景下中国粮食进口贸易研究 [J]. 安徽农业科学, 2020, 48 (2): 232-234.
- [15] 孙玉娟, 孙浩然. 粮食安全视阈下中国粮食进口贸易研究 [J]. 价格月刊, 2020 (3): 41-52.
- [16] 王廷勇. 中国粮食进口格局的现状、成因及策略建议 [J]. 对外经贸实务, 2020 (9): 47-50.
- [17] 公茂刚, 王学真. 国际粮价波动规律及对中国粮食安全的影响与对策 [J]. 经济纵横, 2016 (3): 111-118.
- [18] 张瑞娟, 李国祥. 全球化视角下中国粮食贸易格局与国家粮食安全 [J]. 国际贸易, 2016 (12): 10-15.
- [19] 宋洪远. 实现粮食供求平衡保障国家粮食安全 [J]. 南京农业大学学报 (社会科学版), 2016, 16 (4): 1-11.
- [20] 杨晓东. 危机后世界粮食贸易发展及其对中国粮食安全的影响 [J]. 内蒙古社会科学, 2017, 38 (3): 120-124.
- [21] 刘锴, 柴聪. 地缘关系视角下的中国粮食进口贸易安全测度 [J]. 资源开发与市场, 2022, 38 (4): 399-406.
- [22] 符嫚嫚. 粮食进口市场依赖分析和粮食自给率下降的影响研究 [D]. 北京: 中国科学院大学, 2019.
- [23] 魏艳骄, 张慧艳, 朱晶. 新发展格局下中国大豆进口依赖性风险及市场布局优化分析 [J]. 中国农村经济, 2021 (12): 66-86.
- [24] BESEDES T, PRUSA T J. Ins, outs, and the duration of trade [J]. Canadian Journal of Economics, 2006, 39 (1): 266-295.
- [25] NITSCH V. Die another day: duration in German import trade [J]. Review of World Economics, 2009, 133-154.



- [26] HESS W, PERSSON M. Exploring the duration of EU imports [J]. *Review of World Economics*, 2011, 147 (4): 665-692.
- [27] OBASHI A. Stability of production networks in east Asia: duration and survival of trade [J]. *Japan and the World Economy*, 2010, 22 (1): 21-30.
- [28] BRENTON P, SABOROWSKI C, VON UEXKULL E. What explains the low survival rate of developing country export flows? [J]. *The World Bank Economic Review*, 2010, 24 (3): 474-499.
- [29] 邵军. 中国出口贸易联系持续期及影响因素分析: 出口贸易稳定发展的新视角 [J]. *管理世界*, 2011 (6): 24-33.
- [30] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素 [J]. *经济研究*, 2012 (7): 48-61.
- [31] 陈勇兵, 钱意, 张相文. 中国进口持续时间及其决定因素 [J]. *统计研究*, 2013, 30 (2): 49-57.
- [32] 杜运苏, 陈小文. 中国农产品出口贸易关系的生存分析: 基于 Cox PH 模型 [J]. *农业技术经济*, 2014 (5): 98-105.
- [33] 邵桂兰, 王媛, 李晨. 中国水产品出口贸易持续时间研究: 基于生存分析法 [J]. *中国石油大学学报 (社会科学版)*, 2019, 35 (6): 18-24.
- [34] 刘宏曼, 李星辰. 中国能源进口贸易的持续期: 基于生存分析法 [J]. *资源科学*, 2018, 40 (7): 1438-1449.
- [35] 沈立君, 侯文涛. 反倾销壁垒对企业出口持续时间的影响: 基于中国企业对美国出口数据的分析 [J]. *国际经贸探索*, 2017, 33 (5): 95-112.
- [36] 彭世广, 周应恒, 耿献辉. SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响 [J]. *中国农村经济*, 2020 (12): 103-122.
- [37] BESEDES T, PRUSA T J. The role of extensive and intensive margins and export growth [J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 96 (2): 371-379.
- [38] HESS W, PERSSON M. The duration of trade revisited [J]. *Empirical Economics*, 2012, 43 (3): 1083-1107.
- [39] PETERSON E B, GRANT J H, RUDI-POLLOSHKA J. Survival of the fittest: export duration and failure into United States fresh fruit and vegetable markets [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2018, 100 (1): 23-45.
- [40] BESEDES T, PRUSA T J. The hazardous effects of antidumping [J]. *Economic Inquiry*, 2017, 55 (1): 9-30.
- [41] CADOT O, IACOVONE L, PIEROLA M D, et al. Success and failure of African exporters [J]. *Journal of Development Economics*, 2013 (101): 284-296.
- [42] 李星辰, 刘宏曼. FTA 对农产品出口持续时间的影响: 来自中国的证据 [J]. *华中农业大学学报 (社会科学版)*, 2019 (6): 30-41.
- [43] LUO Y Y Y, BANO S. Modelling New Zealand dairy products: evidence on export survival and duration [J]. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2020, 64 (3): 605-631.

### Analysis on the Stability of China's Grain Import From the Perspective of Survival Analysis

GENG Xianhui ZHANG Wenwen PENG Shiguang

**Abstract:** This paper uses HS6 points of China from 2002 to 2019 in food import trade data, using Chinese food overall survival analysis, comprehensive analysis and the stability of different categories of imports, and further through the econometric model to study the effect of China's grain imports stability factors, so as to provide experience for Chinese food imports stable channel for reference. The study shows that during the sample period, the average length of China's grain import trade segment is 3.329 years, and the median is 2 years. In the first year of import, the risk rate of China's grain import reached 0.516, but there was a significant negative time dependence of the risk rate. Classification, different categories of grain import survival rate differences. Among them, the import trade relationship of potato is not stable. In terms of influencing factors, the duration of import, the order of trade segments, the relative grain output of trading countries, the number of export destinations, and the proximity to China will significantly reduce the risk rate of China's grain import, while the per capita GDP difference of trading countries will significantly increase the risk rate of China's grain import. Accordingly, the optional path and policy choice of stabilizing the grain import trade relationship are put forward.

**Keywords:** Grain Import; Survival Analysis; Stability; Influence Factor; Risk Rate

# 俄乌冲突对世界粮食安全的影响

◆ 钟钰 陈希 崔奇峰

(中国农业科学院农业经济与发展研究所 北京 100081)

**摘要:** 俄罗斯和乌克兰作为粮食生产与出口大国, 两国冲突给世界经济体系带来全方位冲击, 对国际粮食市场局势发展的深度影响不容忽视。一方面, 需着眼当前, 判断俄乌冲突对全球粮食价格、贸易的直接影响; 另一方面, 需放眼长期, 厘清其对世界特别是中国粮食的深层次影响。分析结果认为: 除直接加剧全球粮食供应紧张、刺激粮食价格强势上涨、影响局部贸易活动外, 持续的俄乌冲突还将进一步激化粮食供求矛盾, 推高农业生产成本, 改变全球粮食贸易格局。因此, 为应对震荡的国际粮食市场, 中国需从战略上积极谋划、抓紧布局, 更加有效地统筹利用国内国外两个市场、两种资源。

**关键词:** 俄乌冲突; 粮食安全; 贸易格局

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.10.002

## 1 引言

2020年以来, 新冠肺炎疫情、国际局势动荡和气候变化交织共振给全球粮食供给体系投下了巨大阴影, 尽管近年来全球粮食产出略有增长, 但重度粮食不安全问题一直在加剧。《2022 全球粮食危机报告》显示, 2021年53个国家和地区的1.93亿人经历了危机级别或更严重(IPC 3阶段及以上)的粮食不安全<sup>①</sup>, 与2020年创纪录的人数相比, 又增加了3800万人<sup>[1]</sup>。2016—2021年, 面临危机级别或更严重的粮食不安全人数几乎直线上涨, 除了2018年比2017年减少1100万人, 其他年份都是有增无减, 总体上从1.08亿人增加到1.93亿人, 粮食不安全人口比重从11.3%扩大到21.3%。2022年, 不断升级的俄乌冲突再次给全球粮食安全拉响警报, 不仅给两国粮食生产、出口带来重创, 也引发全球粮食、能源、农资价格飙升, 供应链断裂, 正在加速颠覆现有粮食贸易格局。俄罗斯和乌克兰是全球粮食生产与出口大国, 在全球粮食供给系统和

收稿日期: 2022-07-08。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“耕地-技术-政策融合视角的‘两藏’战略研究”(21ZDA056), 中国农业科学院科技创新工程项目(ASTIP-IAED-2022-01)。

作者简介: 钟钰(1979—), 男, 辽宁凌海市人, 研究员, 博士生导师, 研究方向: 农产品贸易、粮食安全, E-mail: zhongyu@caas.cn; 陈希(1997—), 女, 山东莱州人, 硕士研究生, 研究方向: 粮食安全, E-mail: chenxi\_alice@163.com。

通信作者: 崔奇峰(1980—), 女, 内蒙古太仆寺旗人, 副研究员, 硕士生导师, 研究方向: 粮食安全, E-mail: cuiqifeng@caas.cn。

① 综合粮食安全等级分类警报 Integrated Food Security Phase Classification, 简称IPC。

粮食安全体系中具有举足轻重的地位。全世界 30% 的小麦、20% 的玉米、80% 的葵花籽油来自俄罗斯和乌克兰。自两国发生冲突以来，因备耕与种植受限、出口与贸易受阻、未来产量预期不确定等因素，国际粮食供应链萎缩、粮食价格大幅波动。2022 年 3 月联合国粮农组织（FAO）谷物价格指数平均为 170.1 点，创该指数 1990 年编制以来最高纪录。2022 年 6 月 FAO 食品价格指数为 154.2 点，尽管环比下跌 2.3%，同比依然增长 23.1%。特别是一些中东国家，高度依赖从俄罗斯和乌克兰进口粮食，其自身粮食安全水平十分脆弱。受俄乌冲突影响，埃及、土耳其和伊朗等国正面临粮食短缺威胁或已出现粮食短缺问题。如果冲突持续过长，一些国家和地区的粮食安全问题将更为严重，并可能进一步加剧全球饥饿和营养不良现象。粮食是高能耗产业，农机、灌溉、运输等都依赖能源，化肥又是粮食生产不可或缺的要害。俄罗斯是能源化工生产与出口大国，冲突引发的能源化工危机向农业领域传导，粮食生产与贸易环境更加恶化。围绕俄乌冲突对世界粮食安全的影响，学术界产生了许多值得借鉴的观点。程国强认为，俄乌冲突不断升级，不利于全球粮食供应链多元的平衡格局，大大增加了全球粮食安全的不稳定、不确定性风险<sup>[2]</sup>。芦千文认为，俄乌冲突让中国粮食进口来源掌控和通道安全维护面临更大挑战，加大了中国国内粮食安全保障成本<sup>[3]</sup>。张琳等分析了俄乌冲突对生产资料的影响，指出冲突引发了能源市场波动，进而抬升国内农业生产成本<sup>[4]</sup>。以上研究成果为本文提供了较好的参考，但俄乌冲突是较新的议题，目前仍缺乏对世界粮食市场整体影响及中国应对的系统性探讨。为此，关于俄乌冲突对世界粮食安全的具体影响，本文从以下几个方面进行分析：一是着眼当前，揭示冲突对全球粮食总供给量、价格、贸易量带来怎样的直接影响，以及对当前中国粮食进口可获性的冲击；二是分析对世界和中国粮食的深度影响与趋势，分析俄乌冲突带来的能源价格上涨对粮食供给造成怎样的挤压，对粮食生产成本、全球粮食贸易格局的影响，在此基础上，进一步分析对中国种粮成本及国际粮食进口供应链的影响；三是从战略上，要如何积极谋划、抓紧布局，以应对震荡的国际粮食市场，牢牢掌握粮食进口的主动权，更加有效地统筹利用国内国外两个市场、两种资源。

## 2 俄乌主要粮食、农资产品及能源情况与世界地位

俄罗斯和乌克兰的粮食优势品种主要包括小麦、大麦、玉米等，其产量和出口量在全球粮食生产与贸易中占有重要地位。除了粮食本身，与粮食生产相关的农资产品和能源在世界也占有较大份额，在全球生产和贸易活动中发挥着关键作用。

### 2.1 俄乌主要粮食、农资产品及能源生产情况

俄罗斯和乌克兰在农业、能源战略领域的资源禀赋优势突出，是全球重要的农业、能源类大宗商品供应国。具体来看，粮食领域的小麦、玉米、大麦，能源领域的石油、天然气，以及化工领域的化肥，在全球生产和贸易活动中发挥着关键作用。在粮食生产方面，耕地资源丰富的乌克兰和俄罗斯是传统谷物主产国。其中，俄罗斯是全球第三大小麦生产国和第二大大麦生产国，乌克兰的大麦、玉米产量也分别位居全球第六和第五。美国农业部（USDA）数据显示<sup>[5]</sup>，2021/2022 市场年度乌克兰和俄罗斯的小麦产量分别为 3 300 万吨、7 516 万吨，占全球小麦总产量的比重分别为 4.23% 和 9.64%，合计占比 13.87%；玉米产量分别为 4 213 万吨、1 523 万吨，占全球玉米总产量的比重分别为 3.47% 和 1.25%，合计占比 4.72%；大麦产量分别为 992 万吨、1 751 万吨，占全球大麦总产量的比重分别为 6.84% 和 12.07%，合计占比 18.91%（图 1）。

在能源和农资产品方面，俄罗斯实力与潜力兼具。2020 年俄罗斯天然气、石油产量分别位列全球第二和第三，现已探明的天然气、石油储量也分别位列全球第一和第六。英国 BP（British Petroleum）公司 2021 年世界能源统计报告数据显示<sup>[6]</sup>，2020 年俄罗斯石油日产量为 1 066.7 万桶，占全球石油总产量的 12.1%，仅次于占比 18.6% 的美国和 12.5% 的沙特阿拉伯；2020 年俄罗斯天然气产量为 6 385 亿米<sup>3</sup>（图 2），占全球天然气总产量的 16.6%，仅次于美国的 23.7%。除此之外，得天独厚的天然气等资源为俄罗斯的化肥生产提供了丰富原料，俄罗斯年产化肥数量超过 5 000 万吨，占全球化肥产量的 13%。

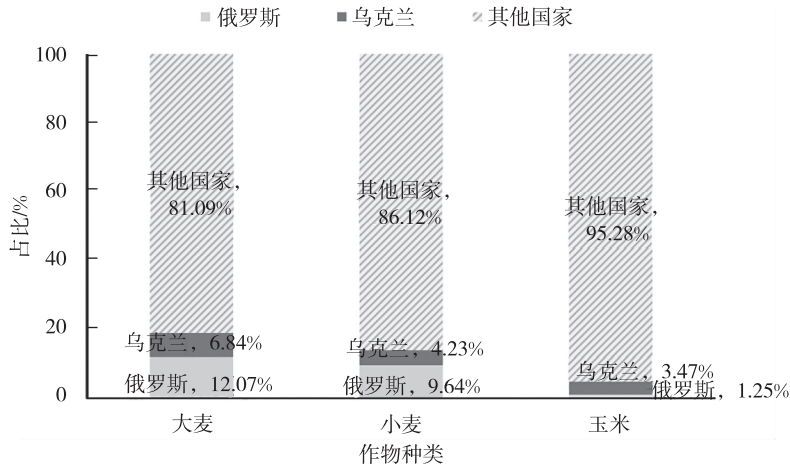


图1 2021/2022 市场年度俄罗斯和乌克兰主要粮食作物产量占比

数据来源: USDA。图3同。

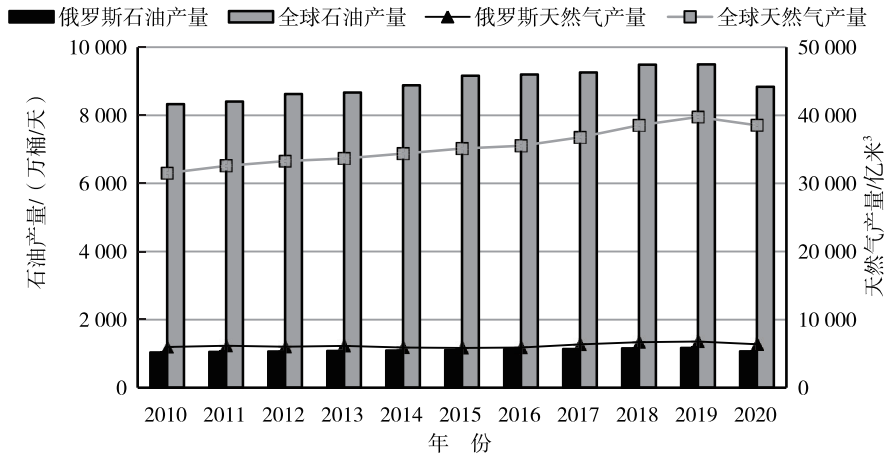


图2 全球和俄罗斯的石油和天然气产量

数据来源: BP 公司 2021 年世界能源统计报告。

## 2.2 俄乌主要粮食、农资产品及能源贸易地位

俄罗斯和乌克兰作为全球粮食、能源化工品生产大国，同时也是全球重要的粮食、能源出口国。在粮食贸易方面，USDA 的数据显示<sup>[5]</sup>，俄罗斯、乌克兰作为全球第二大、第五大小麦出口国，在 2021/2022 市场年度分别出口小麦 3 300 万吨、1 900 万吨，分别占全球小麦贸易比重的 16.51% 和 9.51%，合计占比达 26.02%。其中，俄罗斯和乌克兰的小麦主要销往中东地区的土耳其、埃及以及东南亚的印度尼西亚等国。乌克兰和俄罗斯也是世界大麦主要出口国，出口量分别位列全球第三和第四，2021/2022 市场年度出口大麦数量分别为 580 万吨、450 万吨，占全球大麦出口比重的 16.78% 和 13.02%，合计占比 29.80%，主要出口中国、沙特阿拉伯、利比亚、突尼斯和以色列等国。此外，乌克兰还是全球第四大玉米出口国，2021/2022 市场年度共出口玉米 2 300 万吨，占全球玉米贸易总量的 11.63%；俄罗斯出口玉米 450 万吨，占全球玉米贸易总量的 2.28%（图 3）。

在能源和农资产品贸易方面，俄罗斯作为能源超级大国，在全球能源市场具有举足轻重的影响和地位。根据美国能源信息署（EIA）数据，作为全球最大的天然气出口国，2021 年俄罗斯共出口天然气 2 520 亿米<sup>3</sup>，约 75% 的出口天然气流向经济合作与发展组织（OECD）中的欧洲国家。欧盟是俄罗斯天然气最大的买家，

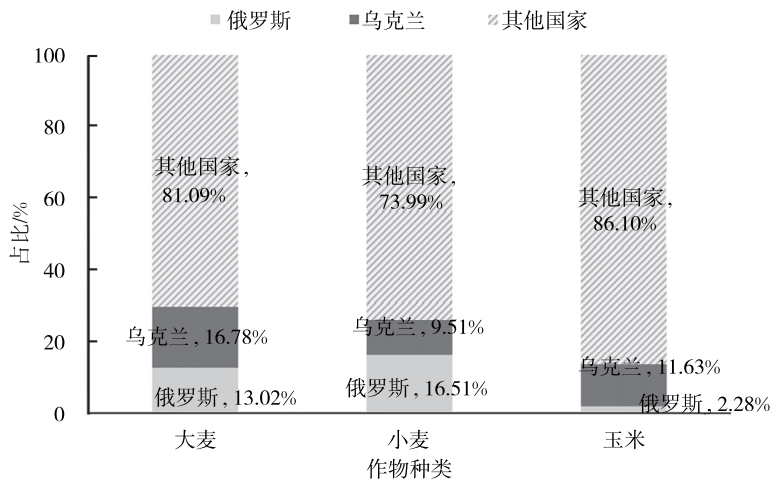


图3 2021/2022 市场年度俄罗斯和乌克兰主要粮食作物出口

2021 年共进口俄罗斯天然气 1 550 亿米<sup>3</sup>，占其天然气进口总量的 45%。同时，俄罗斯的石油出口量位列全球首位，原油出口量也仅次于沙特阿拉伯。根据俄罗斯联邦海关数据，2021 年俄罗斯出口石油总量 2.30 亿吨，其中约 60% 的出口石油流向 OECD 中的欧洲国家。根据 FAO 报告<sup>[7]</sup>，俄罗斯是全球第一大氮肥出口国，同时也是钾肥和磷肥的第二大出口国，其出口量占全球贸易的比重均在 15%~20%，主要销往巴西、中国、美国、印度等国，东欧和中亚的许多国家对俄罗斯化肥的进口依存度超过 50%。

### 2.3 俄乌与中国粮食、农资产品可能源贸易往来情况

俄罗斯和乌克兰均为中国的重要贸易合作伙伴。就粮食贸易来说，玉米、大麦、小麦是中国自乌克兰、俄罗斯进口的主要粮食作物。根据海关总署数据，乌克兰是中国玉米第二大进口来源国。2021 年中国自乌克兰进口玉米 823 万吨，占进口总量的 29%；进口乌克兰大麦 321.2 万吨，占进口总量的 25.7%。中国进口俄罗斯的粮食数量相对较少。2021 年中国自俄罗斯进口大麦、小麦数量分别为 7.46 万吨和 4.77 万吨，分别仅占总进口量的 0.60% 和 0.49%。但 2022 年 2 月，海关总署发布公告，允许俄罗斯全境小麦进口，未来俄罗斯小麦有望扩大对中国出口量。

相较之下，中国与俄罗斯在能源、农资产品领域贸易活动较为频繁。俄罗斯是中国天然气第二大进口来源国，根据海关总署数据，2021 年中国自俄罗斯进口天然气 753.66 万吨，占中国进口天然气总量的 17.74%；2021 年中国自俄罗斯进口原油 7 964.21 万吨，占进口总量的 15.53%。化肥方面，2021 年中国进口含氮、磷、钾元素的化肥 120.55 万吨，其中 25.0% 源自俄罗斯。同时，俄罗斯也是中国钾肥第三大进口来源国，2021 年中国自俄罗斯进口钾肥 5 982 吨，占中国进口总量的 12.19%。

## 3 对当前世界和中国粮食市场的直接影响

当前，俄乌冲突前景不明，甚至需要较长时间才能消除。乌克兰农业生产以及俄乌两大粮仓国家的出口被迫中断，在国际粮食价格、农资价格高位运行的情况下，全球粮食不安全状况加剧。

### 3.1 乌克兰粮食生产遭受重创

2020 年，乌克兰生产了 0.64 亿吨谷物，占全球的 1.75%，其中玉米、小麦产量分别占全球的 2.78% 和 2.13%。2020 年，乌克兰葵花籽产量占全球的 24.92%。由于 2022 年乌克兰春季比较寒冷，最佳播种期推迟至 4—5 月，但目前两国冲突程度和持续时间未知，粮食春耕播种已严重受阻，秋粮将大幅减量。根据乌克兰农业部提供的信息，预计冲突地区的农田破坏率将达到 30%<sup>[5]</sup>。同时综合俄乌冲突带来的肥料、燃料和除虫剂等物资和人力短缺等因素，2022/2023 市场年度乌克兰小麦产量将大幅减少。根据 USDA 的数据<sup>[5]</sup>，2022/2023 市场年度乌克兰小麦产量预计为 2 150 万吨，比 2021/2022 市场年度下降 35%，比近 5 年平均水

平低 23%。为保护本国需求,乌克兰已对小麦、玉米、葵花籽油等实施出口管制,若要出口须取得政府颁发的出口许可证。减产和出口管制都加剧了全球粮食供应短缺程度。与此同时,受严重干旱气候影响,2021/2022 市场年度南美洲粮食减产已成预期,根据 USDA 数据,巴西、阿根廷大豆预计分别减产 10.39%和 9.09%,预计 2021/2022 市场年度全球大豆产量为 34 937 万吨,比 2020/2021 市场年度减少 5.09%。2022 年 3 月 10 日,化肥第一出口大国俄罗斯禁止向“不友好”国家出口化肥,这一措施让全球粮食生产雪上加霜。全球三四成化肥产品来自俄罗斯,如果农资产品供应中断,世界粮食供给形势将更加紧张。

相比乌克兰,由于战争基本没有在俄罗斯本土爆发,各界对俄罗斯粮食产量预计较为乐观。俄罗斯农业咨询公司 SovEcon 预测,2022 年俄罗斯小麦总产量将达 8 740 万吨,创历史新高,同比增长 15%。但乌克兰谷物协会预计,2022 年乌克兰小麦总产量约为 1 800 万吨,比 2021 年减少 1 500 万吨,超过俄罗斯小麦增加的产量,两国小麦总产量仍少于 2021 年。

### 3.2 供应链受阻拖累粮食贸易

地缘政治冲突制约了粮食产量和全球贸易。俄罗斯和乌克兰 5 000 万吨小麦、4 000 万吨玉米、1 000 万吨大麦不能正常出口,导致全球粮食短缺、粮食价格上涨、供应链断裂,形势严峻。当前全球农业供应链条断裂环节集中在化肥、粮食,拥堵环节主要在海运航道。俄乌冲突导致局部地区封锁,加剧了乌克兰港口拥堵,使乌克兰粮食面临物流运输延误甚至中断。根据路透社相关报道,FAO 官员在日内瓦会议上表示,乌克兰国内有近 2 500 万吨粮食可以出口,现因基础设施不足和港口封锁无法出口<sup>[8]</sup>。此外,俄乌冲突推高油价,船用燃料价格和航运费用也因此水涨船高,从而拉升国际粮食运输成本。美国、英国、澳大利亚、日本等国对俄罗斯实施制裁,其多条贸易通道被阻断,粮食供给锐减。

从粮食需求层面看,其他一些国家的粮食保卫战或将使问题更为复杂。为确保优先满足国内需求,近期多国密集发布粮食出口限制新规。根据国际粮食政策研究所(IFPRI)统计,俄乌冲突以来,截至 2022 年 4 月 28 日,全球已有 20 多个国家转向粮食贸易保护主义(表 1),受出口限制影响的农产品出口量约占世界总卡路里交易量的 17%<sup>[9]</sup>。例如,塞尔维亚禁止出口小麦、玉米、面粉和食用油,匈牙利禁止出口所有谷物,摩尔多瓦暂停出口小麦、玉米,阿根廷叫停出口豆粕和豆油(阿根廷每年出口 3 000 万吨豆粕)。保加利亚宣布增加粮食储备,并限制出口,直到完成计划采购。一系列的贸易保护措施不仅会影响全球粮食供应结构,恐慌情绪还会继续推高国际粮食价格,加剧贫困国家粮食短缺的紧张局面。

表 1 俄乌冲突以来各国农产品出口限制政策追踪情况

国家	出口限制产品	出口限制措施	2022 年实施时间
哈萨克斯坦	马铃薯	禁止出口	2 月 22 日—4 月 30 日
	小麦、小麦粉	禁止出口	4 月 19 日—6 月 15 日
布基纳法索	小米粉、玉米粉、高粱粉	禁止出口	2 月 23 日—12 月 31 日
摩尔多瓦	小麦、食糖、玉米	禁止出口	3 月 1 日—4 月 30 日
土耳其	谷物、油菜籽、食用油	禁止出口	3 月 4 日—12 月 31 日
	橄榄油、红扁豆、豆类	禁止出口	1 月 27 日—12 月 31 日
乌克兰	禽肉、鸡蛋、葵花籽油、牛肉、黑麦、玉米	出口许可	3 月 6 日—12 月 31 日
	小麦、燕麦、小米、食糖	禁止出口	3 月 9 日—12 月 31 日
匈牙利	小麦、黑麦、大麦、燕麦、玉米、大豆、葵花籽	禁止出口	3 月 6 日—5 月 15 日
塞尔维亚	小麦、玉米、面粉、食用油	禁止出口	3 月 10 日—12 月 31 日
埃及	植物油、玉米	禁止出口	3 月 12 日—6 月 12 日
	小麦、面粉、油、扁豆、意大利面、豆类	禁止出口	3 月 10 日—6 月 10 日
摩洛哥	马铃薯	出口许可	3 月 12 日—4 月 30 日
阿尔及利亚	意大利面、小麦衍生物、植物油、食糖	禁止出口	3 月 16 日—12 月 31 日

(续)

国家	出口限制产品	出口限制措施	2022 年实施时间
阿根廷	豆粕、豆油	禁止出口	3 月 13 日—3 月 20 日
	豆粕、豆粉	出口税	3 月 19 日—12 月 31 日
俄罗斯	油菜籽	禁止出口	4 月 1 日—8 月 31 日
	食糖	禁止出口	3 月 14 日—8 月 31 日
	葵花籽	禁止出口	4 月 1 日—8 月 31 日
	小麦、黑麦、大麦、玉米、食糖	禁止出口	3 月 14 日—6 月 30 日
	小麦、大麦、玉米	出口税	4 月 13 日—4 月 19 日
	葵花籽油、葵花籽粕	出口税	4 月 15 日—12 月 31 日
印度尼西亚	棕榈油、棕榈仁油	出口税	3 月 18 日—12 月 31 日
	棕榈油、棕榈仁油	禁止出口	4 月 28 日—12 月 31 日
黎巴嫩	水果和蔬菜、谷物粗加工产品、食糖、面包	禁止出口	3 月 18 日—12 月 31 日
阿塞拜疆	面粉加工工业品、淀粉、麦麸、油籽和其他种子	出口许可	3 月 19 日—12 月 31 日
科威特	谷物、植物油	禁止出口	3 月 20 日—12 月 31 日
吉尔吉斯斯坦	牛肉、饲料产品	禁止出口	3 月 25 日—9 月 19 日
	小麦、面粉、燕麦、葵花籽、食糖、大麦	禁止出口	3 月 19 日—9 月 19 日
白俄罗斯	大米、全麦粉、黑麦粉、大麦粉、意大利面	出口许可	3 月 25 日—6 月 15 日
	小麦、黑麦、大麦、燕麦、玉米、荞麦、小米等	出口许可	4 月 13 日—9 月 30 日
巴基斯坦	食糖	禁止出口	4 月 15 日—12 月 31 日
科索沃	小麦、玉米、面粉、植物油、食糖	禁止出口	4 月 15 日—12 月 31 日
加纳	玉米、大米、大豆	禁止出口	4 月 26 日—10 月 30 日
伊朗	马铃薯、茄子、番茄、洋葱	禁止出口	4 月 27 日—12 月 31 日

资料来源：根据 IFPRI 食品出口和肥料限制跟踪器内容整理，<https://public.tableau.com/app/profile/laborde6680/viz/ExportRestrictionsTracker/FoodExportRestrictionsTracker>。

### 3.3 全球粮食价格进一步飙升

2021 年，俄罗斯小麦出口量占全球小麦出口量的 21.9%，乌克兰小麦和玉米出口量分别占全球小麦和玉米出口量的 11.6% 和 16.4%。俄乌冲突降低了全球粮食可贸易量，导致粮食价格飙升。俄乌冲突后，2022 年 2 月 24 日至 2022 年 6 月 1 日，芝加哥期货交易所 (CBOT) 小麦、玉米主力合约价格涨幅分别为 11.41%、5.94%，大豆、豆粕、豆油、稻谷和棕榈油涨幅分别为 2.19%、-11.23%、8.53%、11.15% 和 5.38%<sup>[10]</sup>。当然，不能把粮食价格上涨的原因都归结于俄乌冲突，但俄乌冲突后全球粮食价格上涨的确非常快。

俄乌冲突引发了世界粮食供给不足的恐慌，加上对南美粮食减产的预判，2022 年注定是粮食价格高位运行的一年。FAO《粮食展望》报告指出，2022 年全球粮食进口支出预计比 2021 年增加 510 亿美元，但主要推动因素是价格和运输成本上涨，而不是贸易量增加，这其中 490 亿美元是由于价格上涨所致<sup>[11]</sup>。分属美国和法国的国际四大粮商或将成为最大的受益者，嘉吉 2021 财年净利润达到近 50 亿美元，创下该公司 156 年来最高纪录。面对当前全球不断飙升的粮食价格，不排除会出现国际粮食价格轮番炒作，加剧全球粮食危机。

### 3.4 中国 2022 年自乌克兰进口粮食将大幅下降

乌克兰是中国谷物、油脂和油粕的主要进口来源国。2017—2021 年，中国自乌克兰农产品进口快速增长，进口额从 11.3 亿美元增加至 52.4 亿美元，年均增长率达 46.7%。目前乌克兰是中国第十大农产品进口来源国，中国主要自其进口玉米、大麦和葵花籽油粕。其中，中国自乌克兰谷物进口从 267 万吨增加至 1145 万吨，占谷物进口总量的比重从 10.4% 增长至 17.5%；玉米进口从 182 万吨增加至 823 万吨。中国自乌克兰油料产品进口以葵花籽油和葵花籽粕为主。2017—2021 年，葵花籽油进口从 58 万吨增加至 89 万吨，占葵花籽油进口总量的比重保持在 70% 左右。中国从 2018 年开始自乌克兰进口葵花籽粕，进口量达 38 万吨，2021 年增加至 201 万吨。据海关总署统计，2022 年 1—2 月，中国自乌克兰进口谷物的金额达 8.5 亿美元。2022

年3月9日,乌克兰发布了一项紧急命令,禁止出口谷物和其他产品,包括小麦、燕麦、小米、荞麦、糖、盐和肉类等,直接影响中国从乌克兰进口农产品,预计2022年自乌克兰进口谷物和农产品将大幅下降。为弥补这部分进口损失,中国需要拓展新的进口替代国,这势必会承受更高的贸易成本。

#### 4 对世界和中国粮食深度影响与趋势分析

俄乌冲突将激化粮食供求矛盾,推高农业生产成本,改变全球粮食贸易格局,波及经济增长预期,诱发全球性滞胀。

##### 4.1 传统能源价格上涨挤占全球粮食供给

俄乌冲突导致能源价格上涨,有可能引发以粮食为原料的新一轮生物质燃料价格大涨。俄罗斯是最大的产油国之一,2021年原油日产量达1119万桶,仅次于美国的1158万桶。俄罗斯石油出口量居世界第二位,2020年石油出口额达726亿美元,占全球的11%。同时,俄罗斯是欧洲最大的天然气供应国,销售到欧洲的天然气占欧洲进口的近一半。俄乌冲突后,欧美国家对俄罗斯的制裁不断升级加码,严重冲击了俄罗斯石油、天然气等能源出口贸易交易。俄罗斯天然气工业公司数据显示,2022年第一季度俄罗斯天然气出口量为385亿米<sup>3</sup>,下降了27.1%。俄罗斯能源出口受阻提升了全球能源供应收紧的预期,在国际原油市场上表现抢眼。伦敦布伦特原油期货价格在2022年2月24日盘中突破每桶100美元,这是7年多以来该指标首次破百。能源价格上涨后,国际市场将增加以粮食为原料的生物质燃料需求,大量挤占粮食的食用用途,加剧粮食供求紧张,推动粮食价格进一步上扬。据CBOT数据,2022年2月以来,小麦期货价格一路走高,尤其是2022年2月24日,俄罗斯总统普京决定在顿巴斯地区进行特别军事行动后,小麦期货价格从2022年2月25日的310.8美元/吨上涨到2022年3月8日的481.8美元/吨,涨幅高达55%。

##### 4.2 油价等能源上涨大幅推高粮食生产成本

受俄乌冲突影响,全球天然气、油价等能源价格大幅上涨,推动粮食生产资料和运输成本提高从而增加了粮食生产总成本。俄罗斯是化肥生产国和供应国,其氮肥、磷肥、钾肥出口量均居世界前列。英国著名咨询公司CRU计算的化肥价格指数在2022年3月17日达到377,与俄乌冲突开始的2022年2月24日相比上涨33%,超过了2008年8月创出的最高点。天然气是氮肥、杀菌剂、杀虫剂等化肥农药的主要生产原料,截至2022年5月底,欧洲天然气价格基准荷兰产权转让设施天然气价格指数(TTF)最高涨幅达270%,美国天然气期货价格最高涨幅达192%。天然气价格大幅上涨直接拉高了化肥农药的出厂价格和种粮农户的使用价格,中国国内2022年5月尿素、除草剂、杀菌剂、杀虫剂出厂价格分别同比上涨43.3%、75.7%、11.9%、9.8%。这会直接影响粮食生产的机械成本,因为粮食生产所需的拖拉机、施肥施药、收割等设备一般都需要柴油驱动。而国际油价屡创新高,美国柴油价格一度创下每加仑<sup>①</sup>5.54美元的纪录,较2021年同期上涨约74%。国内,2022年1—5月,成品油出现1次下跌和9次上涨,原油综合变化率达4.64%,6月柴油价格继续保持上涨趋势,5月增长7.2%,同比提高36.3%,预计上涨0.18元/升,油价再次上涨使得粮食生产的用油成本节节高攀。此外,还包括粮食生产过程的运输成本,产销分离使得粮食收获后的运输阶段也受到能源价格波动而上涨。根据《全国农产品成本收益资料汇编》数据,2020年三大粮食作物的化肥农药和机械作业费用分别占生产总成本的16.1%和13.8%,且分别占物质与服务费用的38.4%和33.0%,合计超过粮食生产物质与服务费用的一半,显然能源价格上涨对粮食生产成本的影响巨大且不容忽视。

##### 4.3 俄乌粮食供给受限将改变粮食贸易格局

俄罗斯和乌克兰两个世界粮仓碰撞,不仅造成粮食价格大幅波动,还影响到世界粮食贸易格局变化。俄乌两国粮食主要港口分布在黑海和亚速海,即便俄乌不颁布出口禁令,出口也十分困难。俄罗斯拥有黑海海域绝对控制权,战争制约了乌克兰粮食顺利出海。根据USDA预测,2022/2023市场年度乌克兰小麦出口将

① 1加仑(美制)≈3.785升。



减少 47.37%。但战火不息也让俄罗斯粮食出海受阻,战争爆发后黑海港口物流中断。一方面,俄乌地缘政治局势在很大程度上牵制黑海地区粮食生产和贸易发展,导致市场对北美和南美地区的粮食需求激增。在美欧制裁下,马士基等世界三大航运公司已暂停俄罗斯海运业务。之前一些依赖俄乌两国粮食供给的国家,不得不另寻美国、加拿大、阿根廷、澳大利亚等国粮源,而这将使全球粮食供需贸易格局发生转变。2022 年 4 月,澳大利亚已完成 2022 年 2/3 的粮食出口计划,阿根廷小麦出口配额完成进度已达 95%<sup>[12]</sup>。埃及作为全球最大的小麦进口国之一,俄乌小麦占其小麦进口总量的比例高达 80%。埃及供应部部长称,已就小麦进口事宜与印度、法国、美国、阿根廷等国磋商。除此之外,2022 年 3 月底美国种植意向调查结果显示,2022/2023 市场年度美国小麦种植面积预计增长 1%,USDA 预测巴西小麦种植面积将增长 4%。巴西作为中国主要的粮食进口来源国,其化肥供应高度依赖俄罗斯和白俄罗斯,俄乌冲突无疑会影响其化肥使用,或致粮食减产,进而可能传导至中国市场。

#### 4.4 中国种粮成本提高及国际供应链受阻

由于能源成本上升以及一些关键肥料出口受限,中国粮食生产高度依赖的柴油、化肥等投入品成本快速攀升,远远抵消了粮食价格上涨带来的利润。国内尿素期货价格已从 2022 年 2 月 24 日的 2 376 元/吨上涨至 2022 年 6 月 1 日的 3 161 元/吨,涨幅达 33.04%<sup>[10]</sup>。据调查,由于柴油价格上涨,社会化服务中部分作业环节收费比 2021 年贵了 1 倍。尽管消费者面临价格上涨,但对粮农来说实际价格却在下降。FAO 首席经济学家托雷罗(Maximo Torere)表示,俄乌冲突带来的粮食危机可能会持续到 2023 年。这也意味着未来中国粮食生产成本上涨远大于下降的可能性,若不采取有效措施,农民种粮积极性受挫,这是对中国粮食安全最大的考验。除此之外,中国从俄乌两国进口粮食很大一部分依靠中欧班列运输,目前途经乌克兰的中欧班列全部暂停。欧洲大型货运代理公司德迅国际已不接收从中国发到欧洲的铁路货物。2022 年 3 月以来,欧洲各大货运代理企业暂停了过境俄罗斯的中欧班列业务,中国与欧洲间的货源组织受到冲击,班列开行频次减少,不得不寻找其他线路替代或者强化海运,大量中国发往欧洲的铁路运输货物开始通过绕行俄罗斯、经由哈萨克斯坦的跨里海通道过境。2022 年 3—5 月,西安、苏州、重庆等地先后开行了上述路线的试运行。这将增加贸易成本,并可能恶化全球供应链,加剧中国粮食进口风险。

## 5 结论及对策建议

综上,俄乌冲突对世界和中国粮食市场的直接影响体现在加剧全球粮食供应紧张、刺激粮食价格强势上涨、影响局部贸易活动,持续的俄乌冲突带来的深度影响则表现为进一步激化粮食供求矛盾,推高农业生产成本,改变全球粮食贸易格局。因此,为应对震荡的国际粮食市场,中国需从战略上积极谋划、抓紧布局。习近平总书记指出,粮食安全是战略问题。在参加 2022 年全国政协农业界、社会保障和社会福利界委员联组会时,习近平总书记再次强调,“粮食安全是‘国之大者’。悠悠万事,吃饭为大。民以食为天。”要按照习近平总书记的要求,立足国内,着眼全球,未雨绸缪,始终绷紧粮食安全这根弦。进入 21 世纪以来,国际地缘政治和社会突发事件不断加剧,粮食虽然不都是直接诱因,但受到的冲击却是首当其冲。这次俄乌冲突,对世界粮食安全影响的深度和广度还未完全显现,从趋势看可能是 21 世纪以来最严重的挑战。要进一步强化和完善国家粮食安全监测预警机制,对各种来自国际国内的突发事件做出科学判断,提出有效对策。要切实按照中央的统一部署安排,全面地应对俄乌冲突对中国粮食安全带来的影响。按照抓好当前、着眼长远的基本思路,提出如下建议。

### 5.1 进一步提高端稳中国饭碗的认识

从生产端来看,中国粮食生产虽已取得巨大成就,但长远来看,保障国家粮食安全的任务依旧艰巨,尤其是资源约束、生态约束等问题亟待解决。中国依靠 9% 的耕地和 6% 的淡水资源,养活世界近 20% 的人口,农业环境污染制约着粮食可持续生产。有效缓解资源环境约束,保障粮食绿色安全与产量协同发展,是当前迫切需要解决的重大问题。从进口端来看,当前全球新冠肺炎疫情继续蔓延,俄乌冲突不断升级,逆全球化

越演越烈，粮食供应链紧缩、世界粮食贸易萎缩不可逆，外部格局发生深刻调整，国际大循环动能明显减弱。一些西方国家善用粮食推行霸权行为，应用起来得心应手，常以粮食禁运、粮食援助手段使他在政治、外交和经济贸易上让步屈服。20世纪50年代，美国为维护国家战略利益，9次对他国发起粮食禁运。历史上几次国际粮食危机警示中国要防范有钱买不到粮食。面对新形势，必须端稳饭碗，粮食生产要始终立足国内，确保任何情况、任何时候都能吃饱饭和粮食自主。对待粮食安全切忌口头上重视、汇报稿中展示、实际行动消逝，特别是沿海地区要扭转“让别人种粮，自己种工厂”的做法，承担起应有的粮食安全责任。

## 5.2 提高落实党政同责的内生动力

各地要从世情国情粮情出发，准确把握“国之大者”“头等大事”的深刻内涵和实践要求，增强政治自觉、思想自觉和行动自觉。国家在考核主产区、平衡区和销区中的产粮大县时，把粮食放在更加重要的地位。在粮食安全党政同责框架下，赋予粮食产业发展更多的考核权重。同时，要严格落实国家下发的《关于调整完善土地出让收入使用范围优先支持乡村振兴的意见》，并将具体要求纳入粮食安全考核，分年度稳步提高土地出让收入用于农业农村的比例，到“十四五”末，土地出让收益用于农业农村的比例要达到50%以上，让土地财政这块大蛋糕真正反哺农村、支持粮食发展。多措并举激发地方政府落实党政同责的内生动力，啃下2022年粮食生产的硬骨头。要进一步加强农情调度，密切监测粮情，强化基层指导，把各种政策措施在农户和田间落得更实、更有力，努力争取粮食稳产增产。要根据2022年气候年景偏差的实际，牢固树立抗灾夺丰收的决心，用好专项补贴等政策工具，确保粮食面积保持稳定，务必落实关键技术措施、抓好防灾减灾，千方百计保障1.3万亿斤<sup>①</sup>以上目标顺利实现。

## 5.3 加强对粮食加工业的精准调控

发展生物质燃料乙醇与保障国家粮食安全冲突不可回避。据专家测算，当石油价格超过每桶80美元时，以粮食作物为基料的乙醇工业生产原材料的需求将迅速膨胀。2008年国际金融危机发生后，世界石油价格一度达到每桶147美元，美国大量利用玉米等粮食生产生物质燃料乙醇，迅速拉高了粮食需求规模，助推粮食价格飙升。与此同时，中国当时也上马了一批粮食生化加工企业，造成了粮食供求关系迅速逆转，随着石油价格下跌，这批以玉米为原料的乙醇加工企业陷入严重的经营困境，靠国家补贴也难以生存。在当前石油等能源价格不断攀升的情况下，要防止出现粮食转化生化能源扩张，严格限制玉米等粮食用于燃料乙醇的新增产能，对此国家有关部门要加强调控和引导。同时，根据技术创新情况，积极利用木材、秸秆等农林资源和工业废物资源、城市垃圾资源发展生物质燃料，摆脱对粮食的高度依赖。

## 5.4 加快建立种粮激励保障机制

2022年，俄乌冲突带来了复杂严峻的国际形势，使粮食生产面临多重挑战，种粮成本上升、效益不高的矛盾将更加突出。国家出台了应对农资上涨的一次性种粮农民补贴政策，应抓紧落实，但也要看到这是短期的、应急性的举措。为有效应对面临的各种挑战，在切实抓好2022年中央一号文件落实的基础上，要加快研究建立让种粮大县财政上不吃亏的保障机制。加大财政转移支付力度，统筹建立粮食专项发展补偿体系，将现在对粮食加工企业的免（减）税优惠额度作为中央对地方税收定量返还的核算依据。进一步加大中央财政对粮食主产县（市）的专项转移支付力度，增强产区财政能力和调配余地。研究建立让种粮农民在经济上不吃亏的保障机制，落实“夯实一个基础，增加两种支持，完善三项补贴”。“一个基础”是加大高标准农田建设力度，提高建设标准，提升防灾抗灾减灾能力，为种粮农户降成本、抗风险。“两种支持”是完善农业技术推广服务体系，为种粮农户提供科技支持；创新农机服务模式，为种粮农户提供装备支持。“三项补贴”是构筑农业补贴、信贷政策、保险政策“三位一体”的联动支持体系，为种粮农户构建收入保障网。

## 5.5 积极拓展多元化农业投资合作

把粮食作为“一带一路”合作的重点内容，开展贸易生产合作，支持企业到“一带一路”区域投资。探

<sup>①</sup> 1斤=0.5千克。

索新的区域贸易方式, 扩大符拉迪沃斯托克港口贸易影响力, 进一步激活东北亚贸易圈活力。在《区域全面经济伙伴关系协定》(RECP) 框架下, 加快推进与东南亚在粮食领域合作, 拓宽水稻、小麦进口渠道。买得到不等于用得到, 目前生产安全与供给安全越来越偏离, 所以生产安全与供应链安全同等重要, 要强化粮食供应链建设, 推进中国与美洲大陆中部地区国家港口、运河建设, 持续增强国际粮食供应链管理能力和进口粮食买得到、运得回。推动与俄罗斯、巴西等农业大国合作。中国并非俄罗斯大麦、小麦原有的出口目标国, 可增加俄罗斯小麦、大麦进口。在 2022 年 5 月《巴西玉米输华植物检疫要求议定书》(修订版) 签署、8 月柬埔寨玉米完成输华所有程序基础上, 尽快实现自两国的玉米进口, 打破玉米严重依赖一国的市场风险, 用好国内国外两个市场、两种资源。

### 参考文献

- [1] Global Network Against Food Crises. The Global Report on Food Crises 2022 [R]. Rome: FAO, 2022.
- [2] 徐向梅. 俄乌冲突对世界经济的影响 [N]. 经济日报, 2022-04-15 (011).
- [3] 芦千文. 俄乌冲突、国际农业合作与中国粮食安全保障: 中国国外农业经济研究会俄乌变局下的全球农业与粮食安全研讨会综述 [J]. 世界农业, 2022 (5): 128-132.
- [4] 张琳, 王国刚, 毛世平. 俄乌冲突对我国农业生产资料的影响 [J]. 中国发展观察, 2022 (4): 18-20, 52.
- [5] Foreign Agricultural Service. World Agricultural Production [R]. Washington: USDA, 2022.
- [6] BP. Statistical Review of World Energy 2021 [R]. London: BP, 2021.
- [7] FAO. The importance of Ukraine and the Russian Federation for global agricultural markets and the risks associated with the current conflict [R]. Rome: FAO, 2022.
- [8] Emma Farge. Nearly 25 mln tonnes of grain stuck in Ukraine: UN food agency [EB/OL]. (2022-05-06) [2022-05-14]. <https://www.reuters.com/article/ukraine-crisis-un-grains-idAFL5N2WY2XG>.
- [9] IFPRI. From bad to worse: how Russia-Ukraine war-related export restrictions exacerbate global food insecurity [EB/OL]. (2022-04-13) [2022-05-14]. <https://www.ifpri.org/blog/bad-worse-how-export-restrictions-exacerbate-global-food-security>.
- [10] 韩冬, 钟钰. 俄乌冲突对全球粮食市场的影响及中国保障粮食安全的政策响应 [J]. 俄罗斯研究, 2022 (3): 55-79.
- [11] 潘寅茹. 全球粮食进口或多花 510 亿美元 490 亿为价格上涨所致 [N]. 第一财经日报, 2022-06-17 (A10).
- [12] 李春顶, 李娟. 乌克兰危机冲击世界经济: 全球粮食安全挑战更加突出 [J]. 世界知识, 2022 (9): 10.

### Impact of Russia-Ukraine Conflict on World Food Security

ZHONG Yu CHEN Xi CUI Qifeng

**Abstract:** As major food producer and exporters, the Russia-Ukraine conflict has brought an all-round impact to the world economic system, and its deep impact on the development of the international food market situation can not be ignored. On the one hand, we need to focus on the current situation and judge the direct impact of the Russia-Ukraine conflict on global food prices and trade. On the other hand, we need to make an in-depth study and judgment to clarify its deeper impact and development trend on the world especially Chinese food. The analysis concludes that: in addition to directly exacerbating global food supply tensions, stimulating strong food price increases and affecting local trade activities, the ongoing Russia-Ukraine conflict will further intensify food supply and demand conflicts, push up agricultural production costs and change the global food trade pattern. Therefore, in order to cope with the shaky international food market, it is necessary to actively plan strategically and make an urgent layout, and make more effective use of both domestic and foreign markets and resources.

**Keywords:** Russia-Ukraine Conflict; Food Security; Trade Patterns

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

# 美国贸易政策不确定性 对中美玉米期货市场 波动的影响

◆ 周大朋 穆月英

(中国农业大学经济管理学院 北京 100083)

**摘要:**近年来美国贸易政策不断调整。美国作为世界主要的玉米出口国,美国贸易政策对中美两国玉米期货市场的影响值得关注。本文基于 TVP-SV-VAR 模型分析美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场的等间隔和特定时点的影响,研究表明:美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场的影响时变特征明显且不具有持续性;两国玉米期货市场对受影响有明显的阶段性和差异性,中美玉米期货市场的脉冲响应分别呈现出负向和正向;在特定时点下,美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场影响正负向交替进行并逐步减弱;美国贸易政策不确定性的波动加大了美国对中国玉米期货市场的影响程度。据此,中国应通过贸易合作,扩大国内玉米产能、寻找玉米进口替代国,完善玉米期货市场等多举措齐头并进,应对美国贸易政策变动带来的影响。

**关键词:**美国贸易政策不确定性;玉米期货;TVP-SV-VAR 模型

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.10.003

## 1 引言

玉米作为中国三大主粮作物之一,在经济社会中发挥着重要的作用。中国玉米产量在所有粮食作物中居首位,与此同时,饲料需求拉动玉米需求量一直维持在较高的水平。在这样的供给与需求背景下,中国玉米进出口贸易格局呈现出新的变化趋势。从玉米进口来源来看,中国玉米进口量在 2010 年之后快速增长,在 2014 年之前主要进口来源地是美国;2016—2019 年受到中美贸易摩擦的影响,中国玉米进口来源地转向乌克兰;2020 年之后贸易格局再次调整,中国从美国的玉米进口量大幅增加。从统计数据来看,2021 年中国玉米进口量为 2 835 万吨,其中来自美国的进口量所占比重为 70.0%。美国是主要农产品的出口贸易大国。2021 年世界玉米出口总量为 1.85 亿吨,主要出口国前四名分别为美国、阿根廷、乌克兰和巴西,占玉米出口总量的比重大

收稿日期:2022-06-30。

基金项目:国家社会科学基金重大项目“我国粮食生产的水资源时空匹配及优化路径研究”(18ZDA074)。

作者简介:周大朋(2000—),男,江苏连云港人,硕士研究生,研究方向:农产品市场研究,E-mail:cauzdp@163.com。

通信作者:穆月英(1963—),女,山西大同人,教授,博士生导师,研究方向:农产品市场与政策研究,E-mail:yueyingmu@cau.edu.cn。

别为 38.2%、22.4%、13.0%、11.5%。因此,美国贸易政策的变动必然会对中国农产品市场产生影响。

美国贸易政策不确定性可以分为美国贸易政策实施的不确定性以及政治、经济等因素可能导致的美国贸易政策的变动。例如,2018年美国针对中国出台的贸易壁垒政策,属于贸易政策实施的不确定性;2016年美国大选、2017年特朗普政府退出《跨太平洋伙伴关系协定》(TPP)等事件,属于政治经济政策等因素引发的贸易政策不确定性。在美国贸易政策不确定性背景下,中美玉米期货市场价格走势受到各界高度关注。本文以玉米期货市场变动为切入点,分析美国贸易政策不确定性背景下的中美玉米期货价格波动时变特征以及作用机制,最后,针对中国实际情况提出相应的对策建议。

## 2 研究回顾与述评

中美农产品贸易一直是各方重点关注的方向,也是关乎中国粮食安全与国计民生的大问题。从中美两国之间玉米贸易的已有研究来看,有学者认为自加入世界贸易组织以来,中国玉米贸易就处于不断变化的过程中,中美之间复杂的经贸关系对中国玉米贸易格局产生较大影响<sup>[1-2]</sup>。也有学者从中美两国之间的贸易摩擦对中国农产品价格的影响进行了研究,指出贸易摩擦对中国粮食价格产生影响,使中国农产品进口依赖度进一步上升导致“贸易困境”<sup>[3-5]</sup>。

已有研究在对政策不确定性进行理论研究的同时,也针对经济政策、贸易政策产生的影响进行了实证研究。在美国贸易政策不确定性对玉米价格影响方面,运用时间序列分析方法进行定量分析发现,美国的贸易保护政策和中美贸易摩擦使中国玉米价格受到剧烈冲击<sup>[6-8]</sup>。此外,美国贸易政策不确定性也会对其他农产品产生影响,中美贸易关系的变动对中国大豆和畜牧产品的价格产生显著的影响,并且呈现出明显的阶段性特征<sup>[9-10]</sup>。从经济政策不确定性对粮食期货价格影响的研究来看,中国粮食期货价格受经济政策不确定性呈现正负向交替进行,在经济震荡时期,负向冲击的效应更加明显<sup>[11]</sup>。从经济政策不确定性对大宗商品现货价格的影响情况来看,已有研究发现经济政策不确定性对玉米等农产品现货价格主要产生负向影响,并且影响持续的时间较短<sup>[12-15]</sup>。已有相关研究中,针对美国贸易政策不确定性对玉米期货价格影响的研究尚属少见。

综上所述,政策不确定性对社会经济、商品价格、两国贸易的影响已经被学者广泛关注和认可,但是在以下两个方面尚待系统研究:从纵向来看,目前文献重点关注政策不确定性对农产品等大宗商品价格的影响,有待针对美国贸易政策不确定性对玉米期货市场的影响进行研究;从横向来看,有待揭示美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场的冲击及美国贸易政策不确定性波动如何影响中国玉米期货市场。基于此,本文的特色体现在两个方面:在研究内容上,厘清美国贸易政策不确定性对中美玉米期货价格的传导路径和作用机理,丰富期货市场价格传导的相关理论;在研究视角上,通过时变参数随机波动向量自回归(TVP-SV-VAR)模型比较美国贸易政策不确定性背景下中美两国玉米期货价格响应情况,深入分析美国贸易政策不确定性对期货市场的时变和冲击效应。本文旨在准确把握美国贸易政策不确定性发生改变时对中美两国玉米期货价格的影响,并针对中国玉米期货市场完善以及贸易政策提出相应的对策建议。

## 3 美国贸易政策不确定性及中美玉米期货关系现状

通常采用美国贸易政策不确定性指数(UTPU)来衡量美国在贸易政策上的不确定性。美国针对某一时期、某一个国家或地区采取的贸易措施会导致贸易政策不确定性的变化,贸易中的关税政策、国际环境、政治经济都会有一定的影响。本文所选择的是 Baker 等根据关键词法所构建的美国贸易政策不确定性指数,即通过“政策”“贸易”等关键词判断贸易政策变动的可能性<sup>[16]</sup>。由于中美两国的经贸关系十分复杂,并且中美贸易摩擦时常叠加发生,用美国贸易政策不确定性可以很好地衡量美国贸易政策变化情况。

UTPU 及中美玉米期货价格的时间序列如图 1 所示。UTPU 的变动在图中大致分为三个阶段:平稳阶段—波动阶段—平稳阶段。在第一阶段(2015年12月之前),这一期间 UTPU 的波动比较平稳,只有在个别时期会出现峰值。在第二阶段(2016年1月—2021年12月),UTPU 变动十分剧烈,不断出现新的峰值。

细分时间节点：2016—2017年，英国公投脱欧、美国贸易保护主义浪潮、美国总统大选以及特朗普政府退出TPP等事件，使得UTPU在两年间达到最高点540.42；2018—2020年，中美贸易摩擦中加征关税等措施、新冠肺炎疫情下国际大宗商品价格暴涨等让UTPU再创新高达到1946.68。第三阶段（2022年1月以后），已经趋于平缓的指数在2022年爆发的俄乌冲突以及美国新的贸易举措影响下，又出现了小幅上升。

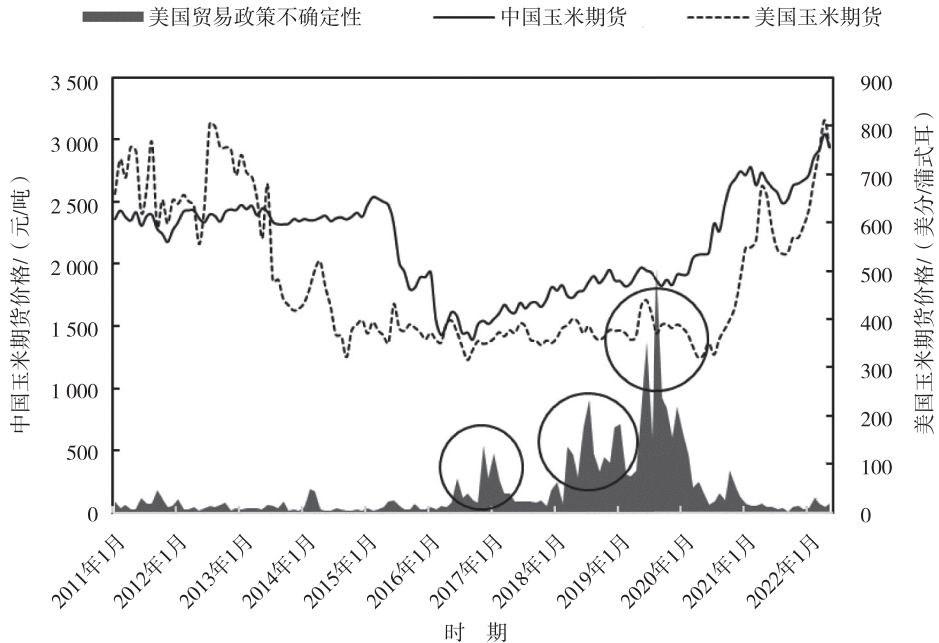


图1 美国贸易政策不确定性指数及中美玉米期货价格走势

数据来源：经济政策不确定性数据库、大连商品交易所、芝加哥商品交易所。

注：1蒲式耳 $\approx$ 35.24升。

在美国贸易政策不确定性背景下，中美玉米期货价格也因此受到巨大的影响。2015—2017年，中美玉米期货价格分别由2536元/吨和431美分/蒲式耳下跌到1394元/吨和315美分/蒲式耳，下跌幅度分别超过40%和20%；2018—2020年，中美玉米期货价格由1788元/吨和350美分/蒲式耳上涨到2742元/吨和547美分/蒲式耳，两者上涨幅度均超过50%；在2022年美国宣布对中国加征关税以及俄乌冲突升级的背景下，中美玉米期货价格创历史新高，中美玉米期货价格分别突破3000元/吨和800美分/蒲式耳。由此可以看出，在美国贸易政策不确定性的背景下，中美玉米期货价格都会受到一定程度的上涨或是下降影响，两者之间的影响程度有待进一步的实证分析。

## 4 理论分析与模型构建

### 4.1 美国贸易政策不确定性对中美玉米期货价格作用机制

中美玉米期货价格变动主要是由市场因素变动引起的，其中可以细分为实体市场和虚拟市场（图2）。实体市场主要是通过贸易渠道反映的，中美两国的贸易摩擦、关税限制等都会引起价格变动；虚拟市场主要是通过金融渠道体现的，国际大宗商品价格变动、国内的政策环境会影响投资者的情绪，对玉米期货市场价格进而产生影响。以下分别从两个渠道的具体影响路径进行美国贸易政策不确定性对中美玉米期货价格作用机制的理论分析。

第一，贸易路径。美国贸易政策不确定性的改变，会对中美两国的玉米进出口贸易产生影响。如果美国通过贸易政策调整玉米的出口价格，那么中国玉米的进口价格也随之发生变化，这种玉米价格变动往往直接波及中国的玉米现货市场。与此同时，如果美国通过贸易政策限制本国的玉米出口，会导致中国玉米进口来源受到影响，玉米生产者和玉米加工企业对于玉米供求关系的预期会推动玉米现货价格上涨。已有相关研究也

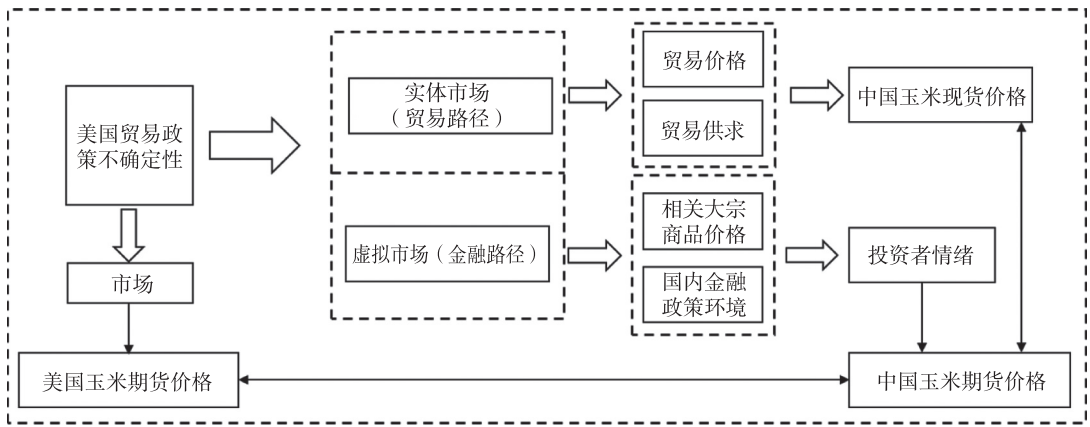


图 2 美国贸易政策不确定性对中美玉米期货价格作用机制

显示，中国的玉米现货价格和期货价格之间存在价格发现和价格引导<sup>[17]</sup>，玉米现货价格发生变动势必会对玉米期货价格产生影响。

第二，金融路径。玉米期货作为金融衍生品，金融市场环境改变势必影响玉米期货市场。美国贸易政策不确定性的改变对金融市场的影响主要表现在两个方面。一方面，与玉米相关的大宗商品主要是能源大宗商品以及相关的替代品。美国贸易政策不确定性的改变会影响原油等能源类的大宗商品价格以及其他农产品价格；另一方面，面对美国贸易政策不确定性的改变，中国也会做出相应的政策调整，如通过调整汇率、外汇储备等方式，这样中国玉米期货价格的金融政策环境也会发生一定的改变。金融市场的价格、政策、环境的变动会直接影响投资者的投资情绪和行为，进而对中国玉米期货价格产生影响。

美国贸易政策不确定性同样会通过市场因素对美国玉米期货价格产生影响，而由于中国与国际市场关系密切，玉米期货市场的关联性高度相关。中美两国玉米期货市场之间存在价格溢出效应<sup>[18]</sup>，两国玉米期货价格相互作用，相互影响。

#### 4.2 TVP-SV-VAR 模型设定

由于美国贸易政策不确定性指数表现为某些时点不确定性指数的明显的波动，贸易政策不确定性对相应时点下的贸易和经济等产生一定的影响和冲击，因此美国贸易政策不确定性指数与中美玉米期货市场之间的关系具有明显的时变特征。本文选择 TVP-SV-VAR 模型，能够通过参数的时变性不断调整对时间序列每个时间点的分析，从而动态地描绘出变量之间的时变关系。TVP-SV-VAR 模型由 Primiceri 在分析美国货币政策传导机制的动态变化一文中首次使用<sup>[19]</sup>，并由 Nakajima 对该模型完成构建和系统的解释<sup>[20]</sup>，TVP-SV-VAR 模型的表达式为：

$$Y_t = X'_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \epsilon_t \quad t = s + 1, \dots, n \quad (1)$$

式 (1) 中， $\beta_t$ 、 $A_t$ 、 $\sum \epsilon_t$  皆为时变参数且服从： $\beta_t = \beta_{t-1} + \mu_{\beta_t}$ ， $a_t = a_{t-1} + \mu_{a_t}$ ， $h_t = \log \sigma_{t-1} + \mu_{h_t}$ ，并假设  $[\epsilon_t, \mu_{\beta_t}, \mu_{a_t}, \mu_{h_t}] \sim [0, (I_3, \sum_{\beta}, \sum_a, \sum_h)]$ 。此外用马尔科夫链蒙特卡洛 (MCMC) 方法完成参数后验数值的估计以解决模型偏误。

#### 4.3 数据来源及处理

美国贸易政策不确定性指数数据来源于经济政策不确定性数据库 (www.policyuncertainty.com)。中国和美国玉米期货价格分别选取的是大连商品交易所的黄玉米期货以及芝加哥商品交易所 (CBOT) 玉米期货主力合约收盘价。为了保证数据的完整性和可靠性，选取的是 2011 年 1 月至 2022 年 5 月的月度数据。由于中美玉米期货价格以及贸易政策不确定性等数据之间的量纲不一致，对数据取对数后进行差分并

扩大 100 倍。同时为了便于后续的描述和分析,分别将贸易政策不确定性指数、中国玉米期货价格、美国玉米期货价格记为 UTPU、CF、UF。计算公式如式(5)所示:

$$R_t = [\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})] \times 100 \quad (2)$$

对变量的对数收益率序列的描述统计如表 1 所示,从极值、标准差来看,美国玉米期货比中国玉米期货对数收益率序列波动程度要大;从偏度和峰度可以看出,所有变量的对数收益率序列呈现出“尖峰厚尾”的特征;从 JB 统计量可以看出,在 1% 显著性水平下,所有序列具有非正态分布的特征。

表 1 变量描述性统计

变量	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
UTPU	1.722 2	82.205 7	-45.098 7	19.256 7	0.704 9	4.653 1	26.750 3***
CF	0.021 6	1.382 5	-2.909 7	0.521 1	-1.487 6	10.304 4	352.509 9***
UF	0.023 3	3.686 8	-5.356 3	1.314 4	-0.292 6	5.052 8	25.821 7***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

#### 4.4 时间序列的平稳性检验及变量滞后阶数确定

要建立 TVP-SV-VAR 等时间序列模型,需要保证所分析的序列是平稳的。本文通过 ADF 单位根检验来分析时间序列数据的平稳性,测算结果如表 2 所示。3 个时间序列在 1% 显著性水平下都是平稳的,因此可以进行后续的建模和分析。

表 2 平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	临界值 (1%)	P 值	结论
UTPU	-16.659 8	-2.582 2	0.000 0	平稳
CF	-10.295 2	-2.582 2	0.000 0	平稳
UF	-12.887 9	-2.582 2	0.000 0	平稳

利用传统的 VAR 模型帮助确定滞后阶数,结果如表 3 所示。根据信息准则和简洁性原则,当滞后阶数为 1 的时候星号最多。因此确定最优滞后阶数为 1。

表 3 模型滞后阶数确定

滞后阶数	LR 值	FPE 值	AIC 值	SC 值	HQ 值
0	—	7.97e-05	-0.923 992	-0.858 148*	-0.897 237*
1	18.355 46*	7.91e-05*	-0.931 119*	-0.667 742	-0.824 097
2	8.342 921	8.49e-05	-0.860 996	-0.400 086	-0.673 708
3	7.431 638	9.16e-05	-0.785 010	-0.126 567	-0.517 455
4	9.282 636	9.73e-05	-0.726 271	0.129 703	-0.378 451
5	9.831 827	0.000 103	-0.674 361	0.379 146	-0.246 274
6	5.587 730	0.000 112	-0.586 847	0.664 193	-0.078 493

注:似然比统计量(LR)、最终预测误差(FPE)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨信息准则(SC)、汉南-奎因准则(HQ)。

## 5 模型估计结果与分析

### 5.1 模型的估计结果

首先利用马尔科夫链蒙特卡洛(MCMC)模拟算法进行抽样来保证获取到足够多的有效样本。根据 Nakajima 在 2011 年的模型初始参数设定,本文进行如下的参数假定: $\mu_{\beta_0} = \mu_{\alpha_0} = \mu_{h_0} = 0$ ,  $\varphi_{\beta_0} = \varphi_{\alpha_0} = 10\mathbf{I}$ ,  $\varphi_{h_0} = 100\mathbf{I}$ ,  $(\varphi_{\beta})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02)$ ,  $(\varphi_{\alpha})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02)$ ,  $(\varphi_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02)$ , 滞后期为 1 期。MCMC 抽样方法设定 11 000 次的模拟抽样,其中前 1 000 次作为预烧值(Burn in)并舍弃。抽



样的估计结果如表 4 所示。

表 4 MCMC 模拟估计及诊断结果

参数	均值	标准差	95%上界	95%下界	收敛诊断值	无效因子
$(\sum_{\beta})_1$	0.021 6	0.002 3	0.017 7	0.026 6	0.833	5.29
$(\sum_{\beta})_2$	0.022 5	0.002 6	0.018 2	0.028 2	0.937	7.07
$(\sum_{\alpha})_1$	0.033 9	0.005 4	0.025 3	0.046 4	0.002	27.98
$(\sum_{\alpha})_2$	0.039 1	0.017 5	0.037 7	0.106 1	0.469	44.67
$(\sum_h)_1$	0.100 4	0.059 8	0.302 0	0.533 1	0.147	24.43
$(\sum_h)_2$	0.220 4	0.085 4	0.456 4	0.783 8	0.015	49.38

从表 4 的收敛性来看，Geweke 收敛诊断值全部小于 1.96，在 5% 的显著性水平下后验参数是收敛的。无效因子最大值为 49.38，表明 10 000 次抽样可以得到 202 个 (10 000/49.38) 有效样本。进一步，为了判断 MCMC 抽样所建立的 TVP-VAR 模型是否有效，将相应的测算结果汇总于图 3。图中第一行表示的是样本自相关性，可以看出随着样本数量增加，自相关性迅速下降到 0；第二行表示的是样本取值路径，波动区间分布均匀且没有聚集的情况出现；第三行表示的是后验密度，可以看出形状比较符合正态分布。综合来看，MCMC 抽样有效，因此后续建立的 TVP-VAR 模型是可靠的。

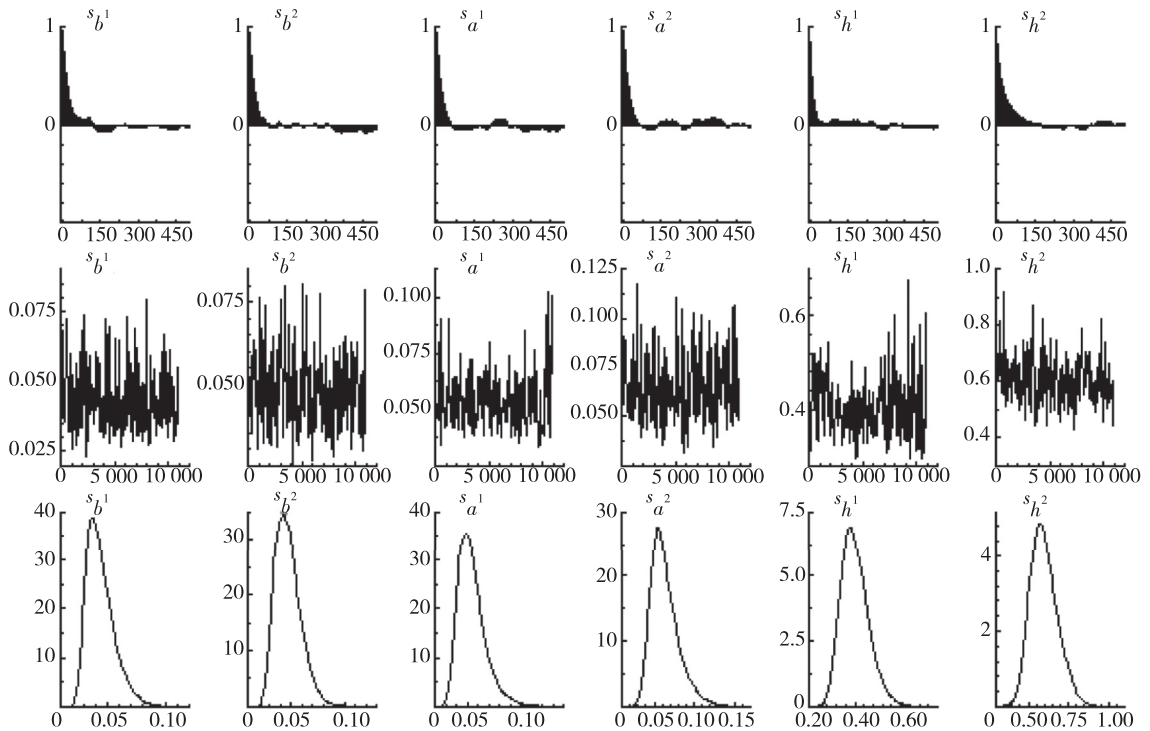


图 3 TVP-SV-VAR 模型估计结果

### 5.2 基于等间隔的美国贸易政策不确定性对期货价格的冲击分析

TVP-SV-VAR 模型的等间隔脉冲响应可以用来分析中美玉米期货价格对美国贸易政策不确定性在不同滞后期的响应以及中美玉米期货价格之间的影响关系。同时等间隔脉冲响应的横轴是整个时间跨度，可以直观地看出在 2011—2022 年各个时期美国贸易政策不确定性对中美玉米期货价格的影响以及中美玉米期货价格之间相互作用情况。本文的等间隔滞后期选取的是 3、6、9、12 期，以 3 个月为一个滞后期并等间隔递增来分析变量之间的影响关系是否具有长期持续性，具体的脉冲响应结果如图 4 所示。滞后期为 3 期时，期货价格的响应明显；

随着滞后期的扩大,冲击减弱;当滞后期为 12 期时,冲击强度趋近于 0。因此可以认为随着滞后期的增加,UTPU 对中美玉米期货市场的冲击以及中美玉米期货价格之间的影响逐渐减弱,即 UTPU 与中美玉米期货价格及中美玉米期货价格之间不具有长期持续性的影响。接下来的分析围绕滞后 3 期展开。

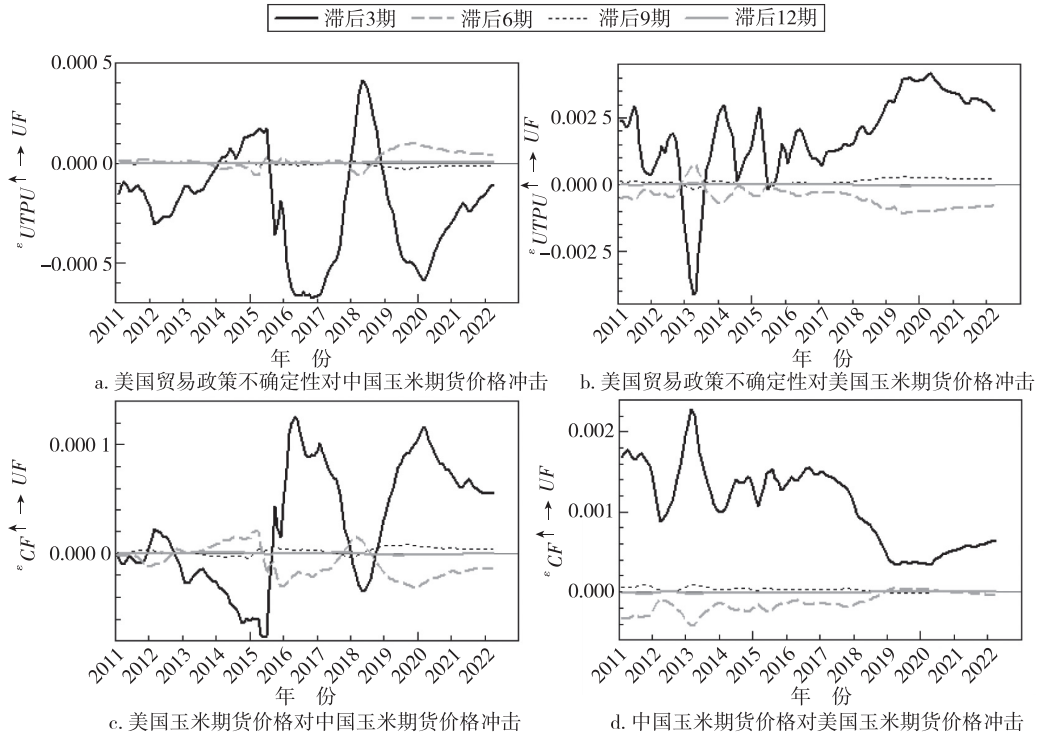


图 4 中美玉米期货价格等间隔脉冲响应

从 UTPU 对中美玉米期货价格的等间隔脉冲响应来看。首先分析对中国玉米期货价格的影响,UTPU 对中国期货价格呈现的是负向冲击,即 UTPU 升高,中国玉米期货价格会降低,不同时期的冲击程度有一定差异,在 2016—2020 年冲击最大。从 UTPU 对美国玉米期货价格的冲击测算结果看,在 2011—2013 年是正向的冲击,即 UTPU 升高,美国玉米期货价格也会升高。随后短暂的一年,即 2014 年是负向的冲击,但 2015—2022 年呈现的均是正向的冲击,并且在 2018 年之后冲击强度在增加。

具体来看,美国贸易政策对中美玉米期货价格的影响呈现出以下几个特点:①美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场的影响有明显的时变特征且影响不具有持续性。在所选取的 2011—2022 年的时间跨度中,中美玉米期货价格的兼具正负向脉冲响应,说明美国贸易政策不确定性在不同时期对玉米期货价格的影响程度和方向各不相同。②美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场的影响差异性明显,中国玉米期货价格以负向的响应为主、美国玉米期货价格则正向响应更多。中美玉米期货受到不同的冲击方向体现出美国贸易政策不确定性对中国玉米期货是负向的推动作用,对美国玉米期货更多的是积极的影响。③美国贸易政策不确定性对中美玉米期货价格的影响阶段性明显,某一时期内的响应结果集中体现了这一阶段美国贸易政策不确定性的影响情况。根据脉冲响应结果可将时间跨度分为 3 个阶段:第一阶段(2011—2015 年)、第二阶段(2016—2021 年)、第三阶段(2022 年之后)。

对 3 个阶段美国贸易政策不确定性情况的具体分析:第一阶段(2011—2015 年),美国贸易政策不确定性对中国玉米期货价格的影响程度较小,且比较平稳;对美国玉米期货价格的影响在 2013 年有较强的负向冲击。先后出现的欧洲债务危机、美国总统大选、TPP 谈判、贸易保护主义抬头等让美国贸易环境和对外贸易态度发生改变,美国贸易政策不确定性出现间隔性的波动,对中美玉米期货市场的影响程度相对较弱。第二阶段(2016—2021 年),英国公投脱欧、特朗普当选、美国退出 TPP、中美贸易摩擦等事件频发,叠加全球贸易疲软和美国贸易逆差趋势加大,美国贸易保护不断扩张。这一时期,美国贸易政策不确定性屡次创下

历史新高，而在中美贸易摩擦期间——美国频繁加征关税并不断扩大对中国商品制裁范围，美国贸易政策不确定性震荡与极端值频现对中国玉米期货市场的冲击变得更加复杂。但是美国玉米期货市场受到的影响却比较平稳。第三阶段（2022 年之后），虽然受新冠肺炎疫情影响国际贸易受阻，俄乌冲突不断升级、美国对中国加征关税等事件仍然对美国贸易政策产生一定的影响，但是相对于前一阶段美国贸易政策不确定性已经相对稳定，这一阶段对中美玉米期货的冲击程度在逐渐下降。

从中美玉米期货价格之间的脉冲响应情况来看。在 2016 年之前，中国对美国玉米期货市场始终是正向的影响，而美国对中国玉米期货市场是负向的推动作用，冲击强度虽然有所变化，但是总体比较平稳。这一时期，美国贸易政策不确定性走势相对平稳，主要影响来源于中美玉米进出口贸易，两国玉米进出口贸易虽然有所摩擦，但是没有极端对立的情况出现。2016—2021 年，中国玉米期货价格对美国玉米期货价格的冲击仍是正向影响但强度迅速下降，反观美国玉米期货价格对中国玉米期货价格的冲击变化剧烈且正负向交替作用。主要原因在于，这一阶段美国贸易政策不确定性频繁波动，中美玉米进出口贸易摩擦以及中国处于进口国的弱势地位让中国对美国玉米期货市场的影响存在明显的局限性，但是美国因其玉米期货市场在国际中具有较强的话语权会直接或间接对中国期货市场产生影响。在 2022 年之后，中美玉米期货价格彼此之间的正向推动效果一致，这一阶段中美玉米进出口贸易恢复活力，美国贸易政策不确定性相对平缓，两国玉米期货市场关联性显著增强。总体来看，美国对中国玉米期货市场的价格影响更加明显，在美国贸易政策不确定性波动频繁的时候影响程度会加大。

### 5.3 基于特定时点的美国贸易政策不确定性对期货价格的冲击分析

TVP-SV-VAR 模型的特定时间脉冲响应可以用来分析中美玉米期货价格对美国贸易政策不确定性以及中美玉米期货价格之间在指定时间节点下的响应情况。根据前文对美国贸易政策不确定性指数走势的分析发现，该指数在 2016 年 11 月、2018 年 7 月、2019 年 8 月以及 2022 年 2 月等时间节点出现较大的波动并出现极值。上述 4 个时间节点可以分别对应 2016 年贸易保护主义浪潮、2018 年中美贸易摩擦开始、2019 中美贸易摩擦白热化时期、2022 年俄乌冲突。本文对中美玉米期货市场特定时点脉冲响应选取上述 4 个时期，结果如图 5 所示。

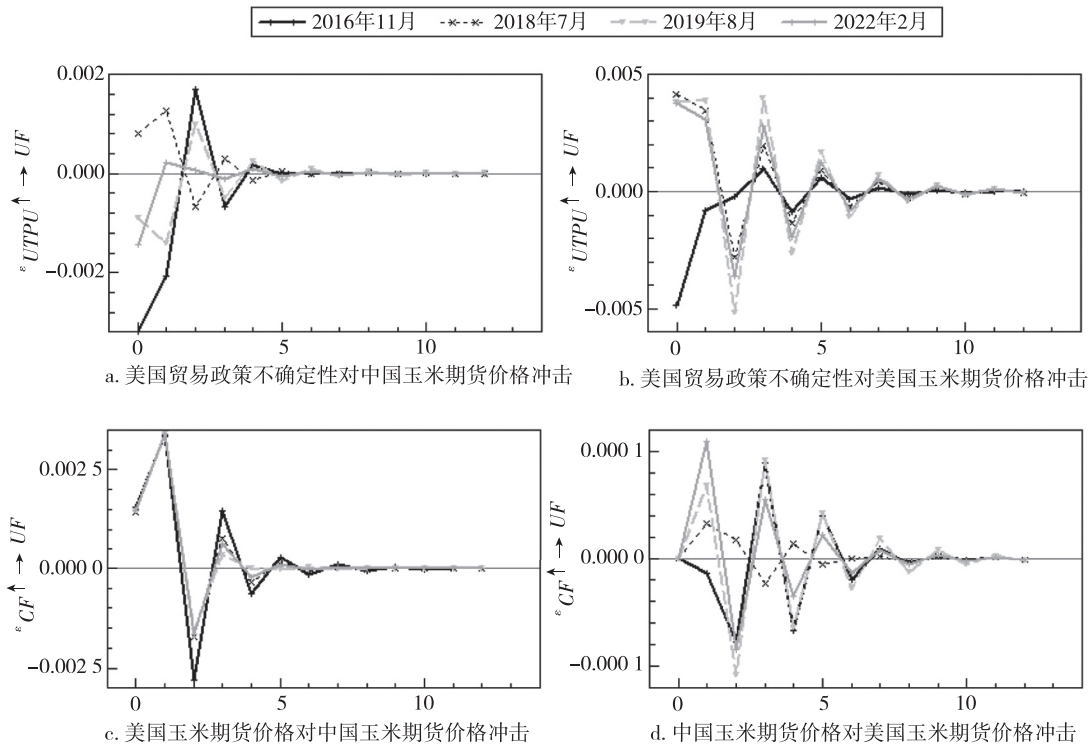


图 5 中美玉米期货价格特定时点脉冲响应

从中美玉米期货价格对 UTPU 在 4 个特定时点的脉冲响应结果来看,中国玉米期货价格在 2016 年 11 月、2019 年 8 月、2022 年 2 月处对 UTPU 的响应由负向开始,之后转向正负向响应交替进行,最后趋于平缓,但在 2018 年 7 月处开始则是正向起始。美国玉米期货价格在 2018 年 7 月、2019 年 8 月、2022 年 2 月由正向响应开始转向负向响应,随后呈现出正负向交替进行,在 2016 年 11 月处由负向响应开始后逐渐减弱趋于平缓。从冲击的程度来看,美国玉米期货场所受到的最大冲击要大于中国玉米期货市场。

具体来看,在上述 4 个美国贸易政策不确定性极值处的时间节点下,UTPU 对中美玉米期货价格影响背后的因果关系:①在贸易保护主义浪潮及特朗普政府上台时期,其贸易政策理念中的“美国优先”极大地推动了美国贸易保护各项措施的实施。这一时期,美国贸易政策不确定性指数大幅上升,达到新的高点。同年美国玉米大丰收,美国对外贸易中玉米价格不断下跌,助推国际市场玉米价格下跌。反映在美国玉米期货市场中便是美国玉米期货受到负向的推动作用,在中国玉米期货市场中受到玉米现货价格的影响以及贸易保护影响国内投资者情绪双重作用,中国玉米期货价格负向响应明显。②中美贸易摩擦期间,美国通过大量的企业制裁、加征关税等措施加大对中国贸易的限制,也在贸易摩擦初期和贸易摩擦升级的两个时点,美国贸易政策不确定性再次达到历史新高。中国玉米期货价格在贸易摩擦升级处呈现出负向的响应,而在贸易摩擦初期呈现的却是正向的响应,原因在于中国的玉米收储政策改革在 2018 年出清了超过 1 亿吨的库存,使得玉米价格开始由市场定价。其影响效果远大于中美贸易摩擦对中国玉米期货价格的影响,使玉米期货的正向响应抵消了贸易摩擦带来的负向推动的影响。反观美国玉米期货价格在贸易摩擦两个时间点的脉冲响应曲线都保持高度的一致,从正向响应开始转向正负交替,这表明美国贸易政策不确定性给美国玉米期货市场带来一定程度的利好消息。③在俄乌冲突的时间节点处,由于战争引起的全球贸易环境的改变,比如中国玉米进口开始大量转向北美以及美国一系列的贸易措施都让美国贸易政策不确定性产生一定的波动。从中美玉米期货价格的反映来看,和贸易摩擦的情况较为类似,对中国的玉米期货价格仍是负向的冲击,对美国的玉米期货价格是正向的推动作用,只是冲击程度略有下降。④美国贸易政策不确定性的极值处准确地反映了美国对外贸易的态度和方式,其最大的特点在于可以通过市场机制的传导,改变国内外投资者对市场前景的预期,影响市场的情绪和投资者的行为,从而对期货市场产生影响。

从中美玉米期货价格之间的特定时点脉冲响应情况来看。在 4 个特定的时点中,美国对中国玉米期货市场的冲击曲线保持高度的一致,皆是在第一期达到最大的正向冲击,随后在第二期转向最大的负向冲击,之后正负向冲击交替进行且强度逐渐减弱。而中国对美国玉米期货市场的冲击强度从 2016—2022 年的 4 个时间点逐年递增,并且也呈现出明显的正负向交替变动。从结果可以看出,在美国贸易政策不确定性的 4 次最高点处,美国对中国玉米期货价格的影响程度要大于中国对美国玉米期货市场的影响,说明美国玉米期货价格对中国玉米期货价格溢出效应更强,美国玉米期货市场在定价权上给中国玉米期货价格带来的压力更明显。而中国对美国玉米期货市场的影响程度在 4 次特定时点处逐渐加大,说明中国玉米期货市场整体实力增强,在美国贸易政策不确定性背景下,中国玉米期货市场也会对国际市场产生明显的影响。

## 6 结论与建议

### 6.1 主要结论

本文运用 TVP-SV-VAR 模型探究美国贸易政策不确定性对中美两国玉米期货市场的影响情况,通过对 2011—2022 年月度数据建立的模型进行等间隔和特定时点的脉冲响应分析,主要结论如下。

第一,美国贸易政策不确定性与中美玉米期货市场价格走势密切相关,并且通过实体和虚拟两个市场的传导路径影响价格。当美国贸易政策不确定性达到高位时,中美两国玉米期货价格皆出现不同程度的涨落。此外,美国贸易政策不确定性可以通过贸易渠道及金融渠道影响玉米现货价格和投资者情绪,进而作用于玉米期货市场。

第二,美国贸易政策不确定性对中美两国玉米期货价格影响的时变效应明显,且对美国玉米期货市场的影响程度要大于中国,但并不具备长期持续性影响的基础。两国期货市场之间存在明显的差异性。美国玉米期货受到正向冲击居多,表明美国贸易政策不确定性的变动对美国玉米期货市场更加利好。而中国玉米期货受到的负向冲击更多,说明美国贸易政策不确定性给中国玉米期货市场的稳定带来了压力。

第三,美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场影响阶段性明显且时点效应显著。在依据美国贸易政策不确定性指数波动特征划分的3个阶段中;在指数相对平稳的阶段,中美玉米期货市场所受的冲击相对较弱;在波动剧烈的阶段,受到的冲击则较强。在选取的贸易保护主义浪潮、中美贸易摩擦以及俄乌冲突等时点后,中美玉米期货价格受到冲击呈现正负向交替进行,并且随着美国贸易政策不确定性平缓,对中美玉米期货价格的影响开始减弱。

第四,美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场之间的关系具有明显的影响。中美玉米期货市场彼此之间的价格作用关系明显,且美国玉米期货市场对中国玉米期货市场的影响程度更大,美国贸易政策不确定性的频繁波动会加深该影响,美国玉米期货市场在定价权占据主动地位。而在4次美国贸易政策不确定性最高点处,中国对美国玉米期货市场的影响逐渐加大,这说明中国玉米期货市场的实力有所提升。

## 6.2 对策建议

第一,当前国际环境面临着诸多不确定性,而包括美国贸易政策不确定性等因素对中国玉米期货市场的冲击明显,并且这种冲击呈现多路径、多方向。因此,要从贸易政策和多边关系构建中,构建良好的贸易环境。在面对贸易摩擦时,应制定合理的贸易政策进行应对,减少因贸易争端给国内玉米产业关联者带来利益损失。

第二,从国际市场看,玉米进口会受到美国贸易政策不确定性等因素的冲击,中国要继续重视玉米实现基本自给的粮食安全战略,同时拓展玉米进口来源国,规避玉米进口不确定性以及风险。在国内生产方面,通过扩大玉米产能,保障国内玉米需求,守好粮食安全的红线。在国际贸易方面,扩大玉米进口渠道的多元化,如从巴西、缅甸等国家进口玉米,解决饲料、工业等方面玉米需求缺口,减少因对美国和阿根廷玉米的依赖程度过高带来的风险。

第三,通过高效透明的期货信息共享平台,及时把握国内外诸多因素,稳步发展中国玉米期货市场。中国玉米期货市场建设与美国等发达国家之间仍然存在较大的差距,因此须通过借鉴发达期货市场的成功经验,不断提高中国玉米期货市场综合实力,同时增加中国玉米期货市场的独立性从而减少所受外部冲击的影响。通过建设高效的信息共享平台,增强期现货市场之间的联系,引导市场中投资者理性开展投资。

## 参考文献

- [1] 焦玉平,崔守军,焦长权.加入WTO二十年:玉米进出口贸易格局变迁及对国家粮食安全的影响[J].学术论坛,2021,44(6):24-35.
- [2] 刘璐,蒋怡萱,张帮正.中国与“一带一路”国家农产品价格关联性研究:兼论中美贸易摩擦的影响[J].农业经济问题,2021(3):126-144.
- [3] 罗浩轩,郑晔.中美贸易摩擦下我国农业产业安全深层次困境及破解思路[J].西部论坛,2019,29(1):11-20.
- [4] 周曙东,郑建,卢祥.中美贸易争端对中国主要农业产业部门的影响[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(1):130-141,167-168.
- [5] 龚波.中美贸易摩擦对中国粮食安全的影响[J].求索,2019(4):107-112.
- [6] 李俊茹,石自忠,胡向东.美国贸易政策不确定性对中国农产品贸易的影响[J].世界农业,2020(10):36-46,90.
- [7] 邓俊峰,郑钊,石建,等.美国贸易政策不确定性对粮食价格的时变冲击效应与政策启示[J].农业经济与管理,2022(1):79-92.
- [8] 周勇,谭恒鑫,张腾元,等.贸易政策不确定性对中国企业农产品进口影响研究[J].宏观经济研究,2021(8):59-70,98.
- [9] 花俊国,冯满敬,孙文珊.美国贸易政策不确定性对中国畜产品价格时变冲击效应研究[J].世界农业,2022(3):

7-17.

- [10] 黄先明, 王奇, 肖挺. 疫情冲击下的粮食贸易政策不确定性与全球治理 [J]. 国际贸易, 2021 (6): 47-55.
- [11] 田清淞, 肖小勇, 李崇光. 经济政策不确定性对我国粮食期货价格波动的影响研究 [J]. 中国农业大学学报, 2018, 23 (2): 204-212.
- [12] 刘玲, 陈乐一, 李玉双. 全球经济政策不确定性与中国粮食价格: 基于非对称性视角的分析 [J]. 农业技术经济, 2020 (5): 17-31.
- [13] 苏芳, 刘钰, 黄德林, 等. 经济政策不确定性对中国粮食安全的影响 [J]. 中国农业大学学报, 2021, 26 (7): 245-258.
- [14] 张俊华, 花俊国, 唐华仓, 等. 经济政策不确定性与农产品价格波动 [J]. 农业技术经济, 2019 (5): 110-122.
- [15] 谭莹, 胡洪涛, 李大胜. 经济政策不确定性对农产品产业链的价格冲击研究: 基于供需双方“议价能力”视角 [J]. 农业技术经济, 2018 (7): 80-92.
- [16] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring economic policy uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [17] 刘婷, 王凌. 价格支持政策如何影响国内粮食市场期现价格关系: 基于玉米和大豆市场的检验 [J]. 农业经济问题, 2020 (12): 133-144.
- [18] 郑金英, 翁欣. 中美粮食期货的价格关联及波动溢出效应: 基于多元 T 分布下 VAR-BEKK-MGARCH 模型的实证分析 [J]. 价格理论与实践, 2017 (3): 128-131.
- [19] PRIMICERI G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy [J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72 (3): 821-852.
- [20] NAKAJIMA J, KASUYA M, WATANABE T. Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy [J]. Journal of Japanese and International Economies, 2011, 25 (3): 225-245.

## The Influence of US Trade Policy Uncertainty on Corn Futures Market Volatility in China and the US

ZHOU Dapeng MU Yueying

**Abstract:** In recent years, the US trade policy has been adjusted constantly. As the world's main corn exporter, the US trade policy has a significant impact on the corn futures market of China and the US. Based on TVP-SV-VAR model, this paper analyzes the influence of US trade policy uncertainty on the corn futures market of China and the US at equal intervals and specific time points. The research shows that: the influence of US trade policy uncertainty on the corn futures market of China and the US has obvious time-varying characteristics and is not sustainable; there are obvious stages and differences in the impact of corn futures markets in the two countries; the impulse responses of corn futures markets in China and America are negative and positive, respectively; at a specific time point, the impact of the US trade policy uncertainty on the Sino-US corn futures market was alternately positive and negative and gradually weakened; the volatility of US trade policy uncertainty has increased the extent of US influence on China's corn futures market. Accordingly, China should expand domestic corn production capacity, seek for corn import surrogate country and improve corn futures market through trade cooperation to deal with the impact of the US trade policy change.

**Keywords:** US Trade Policy Uncertainty; Corn Futures; TVP-SV-VAR Model

(责任编辑 卫晋津 张雪娇)