

WORLD AGRICULTURE

世界农业

- ★ 中国人文社会科学期刊 AMI 综合评价核心期刊
- ★ 中文社会科学引文索引(CSSCI)扩展版来源期刊
- ★ 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
- ★ 中国知网(CNKI)数据库全文收录

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 547 期
2024 年第 11 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 张林秀 张海森 张越杰 陈昭玖
陈盛伟 苑 荣 苑 鹏 罗小锋 罗必良 金 轲 金文成 周应恒 孟令洋 赵帮宏
赵敏娟 胡冰川 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 刘天金

副 主 编 赵立山 张丽四

执行主编 贾 彬

责任编辑 卫晋津 张雪娇 李 辉

编 辑 吴洪钟 汪子涵 陈 璿 程 燕

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 28.00 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。

大变局下中美农产品期货市场间溢出效应研究 ——基于频域和分位数溢出的视角	丁存振 王 赞 (5)
日本农业机械化的金融和财税支持政策及启示	张永凯 邢 谨 (19)
中国与“一带一路”共建国家谷物贸易网络动态演变及影响机制研究	胡青江 邱 旭 (30)
美国预制菜产业相关食品安全标准发展经验及其借鉴	李 哲 宗义湘 (45)
消费者激励政策对低碳产品需求的影响研究 ——以常温牛奶为例	吴伟光 过焯怡 曾起艳 (57)
金融资产对农户网络消费的影响机制与效应研究	詹 晶 江俊霖 王旭英 (69)
新一轮农地确权与欠发达地区农户土地流转意愿：助推器还是抑制剂？ ——基于 3 032 户调查证据的反事实估计	吕 明 彭志远 (82)
中国乡村治理的经验与启示：1978—2023	胡滢月 苏良岳 莫雁羽 (95)
数字金融对农户耕地保护行为的影响 ——以有机肥施用为例	陈 良 张晓慧 (106)
电子商务进农村对农业生态效率的影响研究	吴昕桐 张燕媛 李 靖 (117)
其他	
国际农产品市场价格与贸易形势月报 (第 35 期)	农业农村部农业贸易预警救济专家委员会 (129)
国际粮农动态：2024 年世界粮食日——全球盛大纪念仪式隆重举行，粮安天下，共建更好生活，共创美好未来等 2 则	(133)
2024 年 10 月世界农产品供需形势预测简报	梁 勇 (136)
农业贸易百问：谁在左右美国农业贸易政策？	樊孟琪 柳苏芸 (140)
境外农业园区成为推动中非农业合作的重要载体 ——以境外农业合作示范区为例	张 芸 (142)

Research on the Spillover Effect between China and US Agricultural Futures Markets under the Great Changes
 —Based on the Perspective of Frequency and Quantile Spillover Effect
 *DING Cunzhen, WANG Zan* (5)

Financial and Fiscal Support Policies for Agricultural Mechanization in Japan and Their Implications
 *ZHANG Yongkai, XING Jin* (19)

Research on the Dynamic Evolution and Mechanism of Cereal Trade Network between China and Countries Participating in “the Belt and Road” Initiative
 *HU Qingjiang, QIU Xu* (30)

Development Experience and its Reference of Food Safety Standards Related to the Prepared Food Industry in the U. S.
 *LI Zhe, ZONG Yixiang* (45)

Research on the Impact of Consumer Incentive Policies on Demand for Low-carbon Products
 —Take Ultra-high-temperature Milk as an Example
 *WU Weiguang, GUO Yeyi, ZENG Qiyan* (57)

Research on the Influencing Mechanism and Effect of Farmers’ Financial Assets Diversification on Online Consumption
 *ZHAN Jing, JIANG Junlin, WANG Xuying* (69)

The New Wave of Land Titling Program and Farmers’ Land Transfer Willingness in Underdeveloped Area: Booster or Inhibitor?
 —A Counterfactual Estimation based on Survey Evidence from 3 032 Farmers
 *LV Ming, PENG Zhiyuan* (82)

The Experience and Enlightenment of Rural Governance in China: 1978-2023
 *HU Yingyue, SU Liangyue, MO Yanyu* (95)

The Impact of Digital Finance on Farmers’ Cultivated Land Protection Behavior
 —Taking the Use of Organic Fertilizer as an Example
 *CHEN Liang, ZHANG Xiaohui* (106)

Research on the Impact of E-commerce into Rural Areas on Agro-ecological Efficiency
 *WU Xintong, ZHANG Yanyuan, LI Jing* (117)

大变局下中美农产品期货市场间溢出效应研究

——基于频域和分位数溢出的视角

◆ 丁存振 王 赞

(山东农业大学经济管理学院 泰安 271010)

摘要: 深入探究大变局下中美农产品期货市场间溢出效应, 不仅有助于理解中美农产品期货市场间的关系, 而且对于农产品期货市场的风险监测及防控具有重要的参考价值。本文采用新发展的基于 TVP-VAR 模型的时变频域溢出指数方法和基于 QVAR 模型的分位数溢出指数方法, 多维度分析中美农产品期货市场间溢出效应, 并对其传导机制进行了分析。结果表明: 中美农产品期货市场间存在显著的溢出效应, 平均溢出水平为 21.25%, 主要由短期溢出效应主导, 短期溢出水平是长期溢出水平的 3.4 倍, 且中美农产品期货市场间溢出效应在极端事件冲击下更大, 极端状态下溢出水平是正常状态下溢出水平的 4 倍; 中美农产品期货市场间溢出效应具有非对称性, 美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出水平是中国农产品期货市场对美国农产品期货市场溢出水平的 2 倍; 中国农产品期货受到美国农产品期货的溢出水平平均高于受到国内其他品种期货的溢出水平, 其中, 市场调控较小、对外依赖程度较高的食糖、豆粕、棉花等农产品期货与美国农产品期货市场联动性较强; 在市场基本面机制和市场传染机制共同作用下, 中美农产品期货市场间溢出效应主要受到国际农产品库存、金融危机、中美贸易摩擦、俄乌冲突等因素影响。

关键词: 农产品期货; 溢出效应; 传导机制; 频域

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2024.11.001

1 引言

农产品期货是化解农产品市场风险的重要工具。中国自 20 世纪 90 年代引入农产品期货交易制度以来, 农产品期货合约交易种类、覆盖范围不断扩展, 成交量快速增长。在农业转型升级的背景下, 快速发展的农产品期货市场在完善农产品价格形成机制、提供风险管理工具、服务农业实体经济、提升国际影响力等方面发挥了积极作用^[1]。与此同时, 随着中国农产品期货市场的不断开放, 尤其是在进口农产品比重不断提高的情况下, 国际农产品期货市场对国内农产品市场的影响不断显现^[2], 国内外农产品期货市场间的联动性成为

收稿日期: 2024-03-15。

基金项目: 国家社会科学基金面上项目“重大突发事件冲击下我国粮食全球供应链风险防范研究”(24BGL174), 全国统计科学研究重点项目“国际粮食供应链安全风险测度与防范研究”(2022LZ02), 山东省重点研发计划(软科学)重大项目“山东省粮食产业链供应链韧性和安全水平提升研究”(2023RZA02014)。

作者简介: 丁存振(1988—), 男, 山东聊城人, 博士, 副教授, 研究方向为农产品市场与政策, E-mail: dingcunzhen2010@163.com; 王赞(2000—), 女, 山东德州人, 硕士研究生, 研究方向为粮食安全。

管理者和投资者关注的热点问题。

美国作为世界最早建立期货市场的国家之一，具有完善的期货市场管理制度和期货交易法则，加之美元作为国际大宗商品主要结算、计价货币，使得美国期货市场成为世界上最大的期货市场，美国农产品期货市场也成为国际农产品市场主要的定价中心^[3]。中国农产品期货市场虽然起步相对较晚，但发展迅速，部分农产品期货交易规模已经达到了全球领先地位^[4]，在国际期货市场中的作用和影响日益凸显。与此同时，中国和美国作为世界上最大的两个经济体，又互为重要的农产品贸易伙伴国，中国已成为美国最大的农产品进口国。2021年，中美双边农产品贸易额达到429.8亿美元，其中，中国进口美国农产品贸易额高达328.9亿美元。然而，不同政策和经济环境通过不同的途径会对中美农产品期货市场风险溢出效应产生影响^[5]，现有研究表明，大宗商品金融化对农产品期货收益率具有正向冲击，国际地缘冲突风险在中长期抑制了大宗商品金融化，叠加投资者悲观情绪导致国内农产品期货收益率下降^[6]。因此，在新时期中美贸易关系紧张和全球经济形势不稳定性、不确定性持续增加的背景下，研究中农产品期货市场间溢出效应，不仅有助于明晰世界上最大的发达国家与最大的发展中国家农产品期货市场之间的联系，而且有助于个人和机构投资者在期货市场上进行资产有效配置和风险管理，同时对于国内农产品期货市场风险监测预警及防范外部市场冲击具有参考价值。

关于中美农产品期货市场间溢出效应的相关研究主要有两类。一类是关于中美农产品期货市场间溢出关系的研究。较多学者采用向量自回归模型（VAR）模型、AR-EGARCH模型、DCC-MGARCH模型等方法重点分析了中美棉花、大豆、豆粕、豆油等期货市场间溢出关系，结果发现，不同时期中美农产品期货市场间的关系存在差异^[7]，溢出效应在不同类别农产品间存在差异，且溢出效应的传导表现出明显的非对称性及跨品种溢出关系^[8]。总体而言，中美农产品期货市场间关系密切^[9]，但美国期货市场对国内期货市场的影响力要大于国内期货市场对美国期货市场的影响力^[10]，中国农产品期货缺乏国际定价权，国内定价权仍有待加强^[11]。另一类是关于中美农产品期货市场间溢出效应影响因素的研究。现有文献重点对农产品政策及中美贸易摩擦等对中美农产品期货市场间溢出的影响进行了分析。例如，许祥云等采用AR-GARCH模型分析了国家收储及补贴政策变动对中美棉花和豆类期货市场间关系的影响，发现农产品政策变化对国际市场价格传递效应的影响程度与期货品种特点有密切关系^[2]；柳苏芸等采用DCC-GARCH模型分析了中国大豆期货价格及美国大豆期货价格的相关性，政策因素带来的市场分割导致大连期货市场和美国芝加哥期货交易所（CBOT）的关联度很低^[12]；周大朋和穆月英基于TVP-SV-VAR模型分析出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^[13]；Ji等采用DMCA和MFDMA方法分析了中美贸易摩擦对中美农产品期货市场关系的影响，发现中美贸易摩擦降低了中美两国大豆期货市场的相关性^[14]。

综上所述可以看出，已有文献通过多种方法对国内外农产品期货市场间溢出效应进行了研究，为本文深入分析中美农产品期货市场间溢出效应提供了有益的参考和借鉴。但是，现有研究仍存在以下不足。一是现有研究主要侧重于独立分析单一农产品期货间溢出效应，未能把多个农产品期货放在同一个框架中加以分析，但农产品期货市场不仅在同一农产品期货间存在直接溢出效应，在不同品种农产品期货间同样存在间接溢出效应，将多种农产品期货纳入统一框架分析，可以更加科学全面地分析中美农产品期货市场间的溢出水平、溢出方向与溢出结构。二是现有研究主要侧重于农产品期货市场间溢出效应的测度，针对农产品期货市场间溢出机理的研究较为缺乏，未能破解农产品期货市场间溢出的“黑箱”。针对上述不足，本文运用最新发展的基于时变参数向量自回归（TVP-VAR）模型的时变频域溢出指数方法多维度分析中美农产品期货市场间短期和长期溢出效应，同时采用基于分位数向量自回归（QVAR）模型的溢出指数分析不同状态下中美农产品期货市场间溢出水平及结构变化，并进一步考察中美农产品期货市场间溢出效应的影响因素。

与已有文献相比，本文的创新与贡献在于：一是将多个农产品期货纳入统一分析框架，从不同市场间、产品与市场间、不同产品间等多维度测度中美农产品期货市场间溢出效应，从而更加全面地评估中美农产品期货市场间溢出效应的规模大小；二是首次从频域视角动态分析中美农产品期货市场间短期和长期溢出水平

与溢出结构,并通过分位数溢出指数探究极端情况下中美农产品期货市场间溢出效应,有助于明晰对农产品期货市场间溢出效应形成机理的理解,同时可以更好地分析中美农产品期货市场间短期和长期溢出水平;三是探究中美农产品期货市场间溢出机理,明晰中美农产品期货市场间溢出效应的关键影响因素,研究结论可为中国防范外部期货市场冲击提供参考。

2 理论分析与研究假说

中美农产品期货市场间溢出效应属于跨境溢出,即穿越司法管辖边界的溢出^[15]。农产品期货市场作为一种金融市场,和其他金融市场一样。农产品期货市场间溢出机制可以总结为经济基本面假说(Economic Fundamental Hypothesis)和市场传染假说(Market Contagion Hypothesis)。经济基本面渠道可以简要划分为共同风险敞口机制和资产配置调整机制,共同风险敞口机制指不同市场因暴露在相同宏观经济基本面中而发生的市场联动^[16]。投资者资产配置调整机制主要指在外部冲击下,除期货市场互联互通外,投资者通过其他途径对不同市场资产进行调整而引发的市场间联动^[17]。全球化背景下,随着国际贸易的发展,全球市场上商品流通速度加快,商品套利行为将使得各国之间的贸易品,尤其是大宗农产品价格趋于一致,而农产品期货市场具有价格发现功能。因此,全球经济基本面包括农产品供给和需求面的变动会带来各国商品价格的趋同性,并首先反映在期货市场上,外部表现特征即为市场间溢出效应增强^[2]。

市场传染渠道主要有资金面和预期面,可以划分为资金跨境流动机制和市场情绪传染机制。资金跨境流动机制指资本市场互联互通引发的资金跨境流动,在资金流动过程中市场波动会产生跨境传导^[18]。市场情绪传染机制主要指投资者的非理性反应对市场造成的影响。具体而言,跨境资金的大幅流入或流出容易产生信号效应,引起市场上非理性投资者产生趋同效应、羊群效应等行为特征,加剧市场波动的跨境传导^[19]。随着中国经济发展和改革开放的深入,中美两国经济的资金面联系日益紧密,期货基础制度建设也促使中国期货投资者信息获取能力和市场运行效率提高,期货市场溢出的主要渠道也更为顺畅^[20]。加之期货市场的敏感性和投资者心理因素,某一市场的波动在信息不对称的条件下,更容易产生趋同效应、羊群效应等行为特征,短期内引起其他市场波动,加剧市场间溢出效应。基于此,提出本文假说 H_1 : 中美农产品期货市场间存在显著的溢出效应,且主要由短期溢出效应主导。

基于共同风险敞口机制,在极端突发事件的外部冲击下,国际农产品市场基本面发生变化,使得各个农产品期货市场均暴露于共同风险之下,在投资者资产配置调整机制和投资者情绪机制的作用下,期货市场间溢出效应加剧。且在极端风险情况下,中美粮食期货市场的波动趋势常表现为反向趋势,同时,中美粮食期货市场极端波动之间依然存在显著的非对称、跨品种溢出关系^[8]。除此之外,根据市场传染假说,当一国农产品期货市场受到外部冲击时,由于投资者恐慌性心理预期及羊群效应等非理性行为,投资者会根据一个市场的变化去推测其他市场的变化,信息犹如疾病传染一样在市场间扩散,导致危机时期农产品期货市场国际联动性显著增强,而且极端冲击越强烈,引起的市场联动性越强,市场间溢出效应也会更明显。基于此,提出本文假说 H_2 : 中美农产品期货市场间溢出效应在极端事件冲击下更大。

中美农产品期货市场间通过市场基本面渠道和市场传染渠道而产生溢出效应,但两市场间影响力的差异,导致两市场间的溢出效应存在非对称性。对于大宗商品而言,都存在一个国际市场定价中心,即“中心市场”(Dominant Market),其他市场则为“卫星市场”(Satellite Market),期货市场的国际联动性主要是中心市场向卫星市场通过多种渠道溢出^[21]。其中,农产品期货市场的中心市场主要是在欧美发达国家尤其是美国芝加哥期货交易所(CBOT)和纽约期货交易所(NYBOT)等几大期货交易所,其市场波动会对全球期货市场产生外溢和传递效应^[2]。中国农产品期货是国内上市时间最早的期货种类,在中国期货市场中占有重要地位^[22]。近年来,国内农产品期货市场不断成熟,交易规模不断扩大,但产品标准、交易规则、定价权等仍为欧美市场所掌控,国际市场影响力相对较小。基于此,提出本文假说 H_3 : 中美农产品期货市场间溢

出效应具有非对称性, 美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应更大, 处于主导地位。

就具体产品而言, 由于不同农产品所受政策和外贸依存度不同, 导致农产品期货市场间溢出效应大小也存在一定的差异^[23]。一方面, 中国在不同时期对相关农产品先后实施了不同的农产品支持政策, 农产品支持政策的实施虽没有直接作用于农产品期货市场, 但会影响交易主体的预期, 不仅影响期货市场功能的发挥, 而且也会导致国内期货市场与国际期现货市场脱节^[24]; 另一方面, 农产品贸易规模的大小和对外依存度的高低直接影响期货市场国际联动性的大小, 贸易规模越大、对外依存度越高, 国内期货市场对外部期货市场的敏感性越强, 受到外部期货市场的溢出效应越强^[25]。基于此, 提出本文假说 H_4 : 市场调控小、开放程度高及对外依存度低的农产品受到美国农产品期货市场溢出效应更大。

本文将对上述假说进行实证检验, 并探究其内在的机理。

3 模型构建与数据来源

3.1 模型构建

为充分捕捉中美农产品期货市场间溢出效应, 本文首次从频域视角动态分析中美农产品期货市场间短期和长期溢出水平与溢出结构, 并通过分位数溢出指数探究极端情况下中美农产品期货市场间溢出效应。本文通过 3 个方法探究中美农产品期货市场间复杂的波动传递机制及其时变情况。一是采用基于 TVP-VAR 模型的时变溢出指数方法探究中美农产品期货市场间时域溢出效应; 二是采用基于 TVP-VAR 模型的时变频域溢出指数探究中美农产品期货市场间短期和长期溢出效应; 三是采用基于 QVAR 模型的溢出指数, 考察不同状态下的中美农产品期货市场间溢出效应。

时变溢出指数是将 TVP-VAR 模型与 Diebold 和 Yilmaz^[26] 提出的溢出指数计算方法相结合, 通过该方法可以解决滚动窗口回归带来的样本选择性偏误和无法捕捉结构性突变等问题, 对于分析溢出效应的时变特征具有明显的优越性^[27]。

对于 k 维变量的 TVP-VAR 模型, 由于广义预测误差方差分解 (GFEVD) 是基于 Wold 定理构建, 需要将估计的 TVP-VAR 模型转换为 TVP-VMA 模型:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + u_t = c + \sum_{i=1}^{\infty} A_i u_{t-i} \quad (1)$$

式 (1) 中, y_t 和 y_{t-i} 分别为 t 和 $t-i$ 时期 k 维的农产品期货价格向量, c 、 u_t 和 u_{t-i} 为截距项和误差项, B_i 为 $k \times k$ 维时变的 VAR 系数。 A_i 为 $k \times k$ 维系数矩阵。

计算溢出指数。根据广义预测误差方差分解方法^[26], i 产品期货 y_i 的 H 期预测误差方差中由 j 产品期货 x_j 影响所解释的比例为 $\phi_{ij, t}^H$, 即:

$$\phi_{ij, t}^H = \frac{\sigma_{jj} \sum_{t=0}^{H-1} (e'_i A_t \sum e_j)^2}{\sum_{t=0}^{H-1} (e'_i A_t \sum A'_h e_i)} \quad (2)$$

式 (2) 中, σ_{jj} 和 \sum 分别为预测误差向量 u 的标准差和协方差矩阵; e_i 为第 i 个元素为 1, 其余元素为 0 的列向量。通过广义方差分解得到的方差分解表中每行的元素之和不等于 1, 即 $\sum_{j=1}^N \phi_{ij, t}^H \neq 1$ 。为了更好地

计算溢出指数, 对 $\phi_{ij, t}^H$ 进行归一化处理, 得到 $\tilde{\phi}_{ij, t}^H$, 并构建总溢出指数 C_t^H 来反映市场间总溢出水平, 总溢出指数 (Total spillovers index) 可用下式表示:

$$C_t^H = \frac{\sum_{i, j=1, i \neq j}^N \tilde{\phi}_{ij, t}^H}{\sum_{i, j=1}^N \tilde{\phi}_{ij, t}^H} \times 100 = \frac{\sum_{i, j=1, i \neq j}^N \tilde{\phi}_{ij, t}^H}{N} \times 100 \quad (3)$$

同时, 还可以计算方向性溢出指数 (Directional spillovers index), 测度特定 i 产品期货与其他产品期货之间的波动溢出关系。

$$C_{i \rightarrow j, t}^H = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\psi}_{ji, t}^H}{N} \times 100 \quad (4)$$

$$C_{i \leftarrow j, t}^H = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\psi}_{ij, t}^H}{N} \times 100 \quad (5)$$

式中, $C_{i \rightarrow j, t}^H$ 表示 i 产品期货对其他产品期货的波动溢出效应, $C_{i \leftarrow j, t}^H$ 表示其他产品期货对 i 产品期货的波动溢出效应, $C_{i \rightarrow j, t}^H$ 与 $C_{i \leftarrow j, t}^H$ 的差值称为净溢出指数 (Net spillovers index)。

$$C_{i, t}^H = C_{i \rightarrow j, t}^H - C_{i \leftarrow j, t}^H \quad (6)$$

净溢出指数反映了 i 产品期货的净溢出效应, 即 i 产品期货对其他产品期货的溢出效应扣除其接受其他产品期货溢出效应后的效应。

Barunik 和 Krehlik^[28] 在 Diebold 和 Yilmaz^[26] 提出的溢出指数基础上提出了广义方差分解的谱表示方法, 将时域下的溢出分解至不同的频率带, 考察短期和长期的溢出效应。将 QVAR 模型与溢出指数方法相结合, 可以构建基于 QVAR 模型的分位数溢出指数, 考察不同状态下市场间溢出效应^[29]①。

通过上述 3 个方法计算得到的溢出指数, 涵盖了各市场内部溢出和市场外部的溢出。将中美两国多个农产品期货纳入统一分析框架内, 不仅中美两国农产品期货市场间存在溢出关系, 两国农产品期货市场内部各品种期货间同样存在溢出, 如何厘清期货市场内部、外部溢出成为关键。为此, 本文借鉴 Gabauer^[30] 的做法, 把 i 产品期货对其他产品期货的溢出分解成两部分: 一部分是对内部市场其他产品期货的溢出, 另一部分是对外部期货市场所有产品期货的溢出。同样, 其他产品期货对 i 产品期货的溢出也可以分成内部市场中的其他产品期货对 i 产品期货的溢出和外部期货市场所有产品期货对 i 产品期货的溢出, 净溢出指数也可以分成内部市场和外部市场两部分。此外, 一个市场所有产品期货对另一个市场的波动溢出加总后的结果, 可以揭示整体上两个期货市场间的相互溢出情况。

3.2 数据来源

由于不同农产品期货上市时间存在差异, 加之中国部分农产品期货零交易量情形较为普遍, 数据缺失较为严重, 为保证样本具有较高代表性且样本期间足够长, 本文选取粮棉油糖四大类六种大宗农产品期货作为研究对象, 具体包括大豆、玉米、棉花、豆粕、豆油和食糖。其中, 中国大豆、玉米、豆粕和豆油期货市场价格数据来源于大连商品交易所, 棉花和食糖期货市场价格数据来源于郑州商品交易所, 美国大豆、玉米、豆粕和豆油期货市场价格数据来源于 CBOT, 棉花和食糖期货市场价格数据来源于 NYBOT, 样本期为 2006 年 1 月至 2022 年 10 月。在获取基础数据后, 按照双边汇率将所有价格序列换算为人民币计价序列, 然后计算市场价格收益率, 反映期货市场价格波动情况^[27]。

4 实证分析

本文采用 AIC 准则确定 VAR 模型的滞后阶数为 1, 预测期设置上, 本文将 H 设定为 100。随后, 借鉴 Chatziantoniou 等^[31] 和 Ando 等^[29] 研究, 划分了两个频率带, 计算时变频域溢出指数, 考察短期和长期下中美农产品期货市场间溢出效应。其中, 考虑到期货交易时间为周一至周五, 每周交易 5 天, 借鉴 Wang 等^[32] 的研究, 设定 $d = (\pi/5, \pi)$ 为高频率带, 周期长度是 1~5 天, 代表短期; $d = (0, \pi/5)$ 为低频率带, 周期长度是 5 天以上, 代表长期。

① 受篇幅限制, 具体方法在此不再赘述。

4.1 市场间总溢出

从时域总溢出来看,中美农产品期货市场间总溢出的均值为 21.25%,表明农产品期货市场不仅受其自身影响,还受到其他农产品期货市场的影响。从频域总溢出来看,短期溢出和长期溢出存在明显的异质性。短期总溢出均值为 16.43%,占总溢出的比重为 78%,而长期总溢出均值为 4.82%,占总溢出的比重为 22%,短期总溢出水平是长期总溢出水平的 3.4 倍,说明中美农产品期货市场间溢出效应主要由短期溢出主导,即溢出主要发生在短期。这与理论预期一致,不同于农产品现货市场,农产品期货市场的敏感性更强,当某一国家农产品期货市场发生波动,由于恐慌性心理预期及羊群效应等非理性行为,波动信息会迅速传递至其他国家农产品期货市场,短期内引起其他国家农产品期货市场波动。由此,验证了本文假说 H_1 。

图 1 描绘了中美农产品期货市场间总溢出效应的动态变化趋势。从图中可以看出,中美农产品期货市场间总溢出具有明显的时变特征,在短期溢出主导下,时域和短期总溢出演变趋势高度协同,且不同时期波动幅度相对较大,时域总溢出在 9.67%~48.22%波动,短期总溢出在 7.99%~36.06%波动,而长期总溢出波动幅度相对较小,在 1.64%~14.06%波动。由此可以看出,虽然中美农产品期货市场间溢出的均值为 21.25%,但极端情况下溢出效应会快速攀升至高位水平,在短期内对另一农产品期货市场产生较大冲击。从具体走势来看,样本期内,中美农产品期货市场间溢出效应在 2008—2009 年、2010—2011 年、2014 年下半年以及 2020 年以来四个时期出现了较大幅度的攀升。其中,2008—2009 年、2010—2011 年、2020 年以来分别对应于三次“粮食危机”时期,这也是 21 世纪以来全球经历的三次主要“粮食危机”,尤其是 2020 年以来,新冠疫情、俄乌冲突及极端天气等不确定性事件频发,受此叠加共同影响,中美农产品期货市场短期联动性增强。这也反映了,极端外部冲击会使得中美农产品期货市场间溢出大幅上升,且主要体现在短期。由此,验证了本文假说 H_2 。

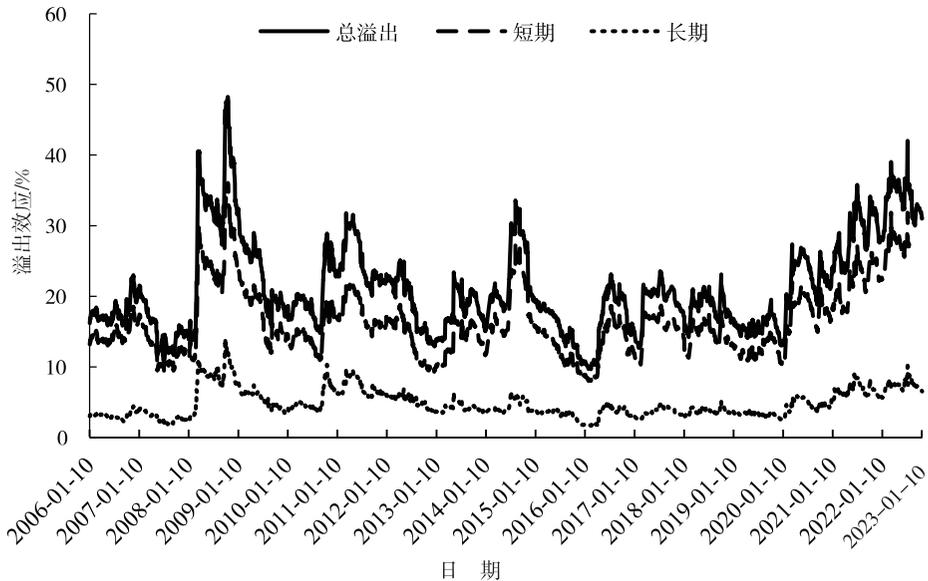


图 1 时域和频域下总溢出的时序特征

为进一步探究不同市场状态下中美农产品期货市场间溢出关系,本文运用基于 QVAR 模型的分位数溢出指数,估计了不同分位数下中美农产品期货市场间总溢出效应(图 2)。从图上可以看出,不同分位数下中美农产品期货市场间溢出水平在 18%~74%变化。这表明,不同市场状态下中美农产品期货市场间溢出水平存在差异较大,极端状态下溢出水平显著高于中间状态,整体呈现 U 形变化趋势。其中,中位数 0.50 下溢出水平为 18.06%,与均值下溢出水平相当,0.01 和 0.99 分位数下溢出水平分别为 73.10%和 73.38%,极端条件下溢出水平是正常状态下溢出水平的 4 倍。该结果表明,中美农产品期货市场间溢出效应随着农产品

期货市场价格波动幅度的增大而增大，无论是期货市场价格大幅上涨，还是大幅下跌均会导致市场间溢出效应显著上升。根据市场传染假说，当一个市场受到外部冲击而出现极端波动时，投资者容易出现恐慌性心理预期，市场情绪会传染至其他市场，引起市场上非理性投资者产生趋同行为，加剧市场波动的跨境传导，而且市场波动越强烈，对市场情绪影响越大，由此引发的市场间溢出效应越强。由此，进一步验证了本文假说 H_2 。

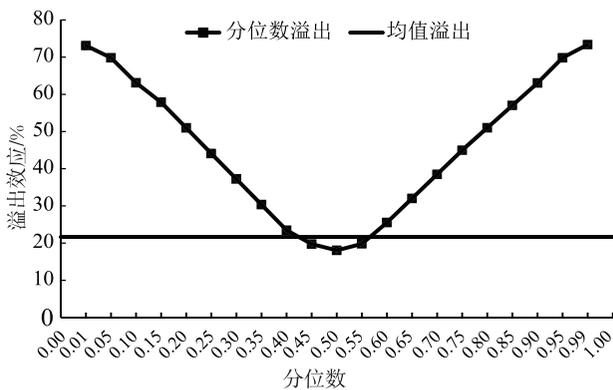


图 2 不同条件分位数下总溢出

4.2 市场与市场间方向性溢出

从两市场间方向性总溢出的比较来看，中国农产品期货市场对美国农产品期货市场总溢出的均值为 7.10%，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场总溢出的均值为 14.15%，溢出水平是中国农产品期货市场对美国农产品期货市场溢出的 2 倍。由此表明，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的影响较大，而中国农产品期货市场对美国农产品期货市场的影响相对较小，这与预期一致。美国是世界最早建立期货市场的国家之一，拥有世界上最大的期货市场，美国 CBOT 是当前世界上交易规模最大、最具代表性的农产品交易所，在国际期货市场上影响力较大，而中国农产品期货市场起步较晚，在国际期货市场上的影响力相对较小，因此表现出溢出效应的非对称性。由此，验证了本文假说 H_3 。

从中美农产品期货市场间方向性总溢出的动态变化趋势来看，两市场间方向性总溢出波动起伏，不同时期存在显著差异（图 3）。其中，中国农产品期货市场对美国农产品期货市场的溢出在 2.58%~16.00% 波动，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出在 4.56%~33.20% 波动。从具体走势来看，中国农产品期货市场对美国农产品期货市场溢出的波动幅度相对较小，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场溢出的波动幅度相对较大，尤其是历次粮食危机期间，溢出水平快速攀升，表明在极端事件冲击下美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应更大，这段时期更应关注。

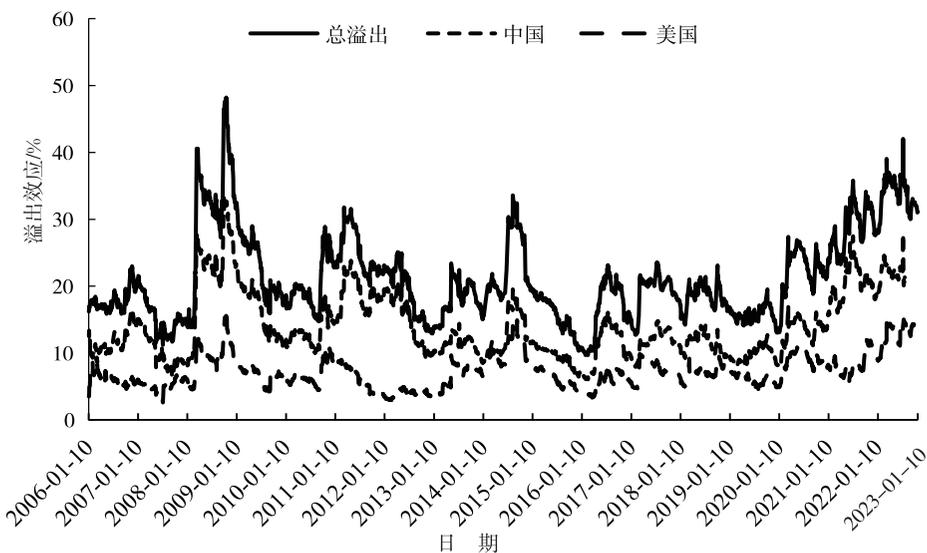


图 3 中美农产品期货市场间溢出的时序特征

4.3 产品与市场间方向性溢出

从溢出效应来看,中国农产品期货市场中各品种期货对美国农产品期货市场溢出效应差异较大,其中,棉花对美国农产品期货市场的溢出效应最大,超过了10%,豆粕、大豆、豆油次之,玉米和食糖对美国农产品期货市场的溢出效应较小,在5%左右;美国农产品期货市场中各品种期货对中国农产品期货市场的溢出效应差异较小,但均超过了10%,其中,大豆对中国农产品期货市场的溢出效应最大,豆油、棉花、豆粕次之,同样,玉米和食糖的溢出效应较小。从溢入效应来看,中国农产品期货市场中棉花和豆粕受到美国农产品期货市场的溢出效应较大,均超过了18.6%,豆油和食糖次之,大豆和玉米的溢入效应相对较小;美国农产品期货市场中棉花的溢入效应较大,超过了10%,豆油和食糖次之,其他三种产品的溢入效应较小。从净溢出效应来看,中国农产品期货市场中各品种期货的溢出效应均小于溢入效应,净溢出效应均为负,表明各品种均受到美国农产品期货市场的净影响,其中,美国农产品期货市场对豆粕的净溢出效应最大,食糖、豆油、棉花次之,对大豆和玉米净溢出效应相对较小;美国农产品期货市场中各品种期货的溢出效应均大于溢入效应,净溢出效应为正,表明各品种对中国农产品期货市场均存在净影响,其中,大豆的净溢出效应最大,超过了10%,豆油和豆粕次之,玉米、棉花和食糖的净溢出效应相对较小。

综上所述可以看出,中国棉花、食糖、豆粕、豆油的市场化程度相对较高,国家对其市场调控力度相对较小,与美国期货市场联动性较强;大豆对外依赖程度虽较高,但国家在不同时期对大豆实施了不同的支持政策,使大豆价格走出相对独立的行情,从而降低美国期货对国内期货的影响力;而玉米对外依赖程度较低,且国家对其调控力度较大,因此与美国期货市场的联动性较低。由此,证明了本文的假说 H_4 。

从中国各类别农产品与美国农产品期货市场间方向性溢出的动态演变趋势来看,第一,各农产品溢出效应和溢入效应在不同时期均存在显著的差异,具有明显的时变性,尤其是在极端突发事件影响下溢出效应和溢入效应大幅攀升,引发两市场异常波动。尤其是溢入效应,各品种溢入效应均值虽均小于20%,但溢入效应波动幅度较大,最大值均超过30%,如大豆溢入效应的最大值高达48.40%,豆粕、棉花、食糖等溢入效应的最大值也均超过40%,反映出极端情况下外部期货市场波动成为影响国内农产品期货市场波动的关键因素,进一步从产品与市场间溢出视角验证了本文假说 H_2 。第二,各产品溢出效应和溢入效应的走势相对一致,溢出水平和溢入水平的相关系数平均为0.63,由此表明,当中国各期货品种受到美国农产品期货市场较高的溢出水平时,同样存在对美国农产品期货市场较高的溢出效应。但从净溢出效应来看,较高的溢出效应和溢入效应同样对应较高的净溢出效应,反映了较高的溢出效应和溢入效应下有着更高的净溢入效应。第三,从各农产品溢出效应和溢入效应走势的比较来看,不同农产品溢出效应和溢入效应走势既存在相似性又存在异质性。相似性体现在,各农产品期货均在2008—2009年、2010—2011年及2020年以来三个时期具有较高的溢出效应和溢入效应,反映了各类农产品期货均会受到农产品市场基本面的共同影响。异质性体现在,不同农产品期货溢出效应和溢入效应走势存在较大差异,反映了各产品期货其自身的特性。例如,对大豆期货而言,多数时期溢出效应和溢入效应较小,但在2014年年中出现短期大幅攀升,主要原因是2014年5月国家决定取消大豆临时收储政策,改为“托底”效应较小的目标价格政策,短时间内影响市场预期,导致大豆期货市场溢出效应和溢入效应上升。对棉花期货而言,2010年下半年溢出效应和溢入效应出现了大幅攀升,主要原因是2010年7—8月巴基斯坦遭遇百年一遇洪灾,棉花减产近30%,以此为导火线,印度突然禁止棉花出口,引发了一场席卷全球的“棉花疯”,如同蝴蝶效应一般,在集合多种因素之后,“棉花疯”越刮越大,棉花价格不断飙涨,不断刷新棉花价格历史纪录,受此共同影响,中美棉花期货市场同向变化,溢出效应增强,但随着中国棉花临时收储政策的出台,两市场间溢出效应在2011年开始下降。

4.4 产品与产品间方向性溢出

表 1 展示了样本期内产品与产品间方向性溢出，表中对角元素为每个产品受其自身影响的大小，如中国大豆期货受其自身前期影响为 78.50%，而非对角元素反映了产品间溢出效应，如表 1 第 4 行第 3 列的 3.55 表示中国大豆期货对中国豆粕期货的溢出效应为 3.55%，其他类似。从对角元素来看，每个变量自身解释了其预测误差方差的最大份额，表明各农产品期货均受其前期自身影响最大。其中，中国各期货品种受其自身影响相对较大，均超过 69%，而美国各期货品种受其自身影响相对较小，反映了中国农产品期货各品种相对独立，受外部其他农产品期货的影响较小，而美国农产品期货各品种与其他农产品期货品种的关联性较强。

从产品间溢出来看，第一，无论是中国农产品期货市场还是美国农产品期货市场，期货市场内部产品间溢出高于外部溢出，中国农产品期货市场内部产品间溢出均值为 2.13%，而对美国各农产品期货的溢出均值为 1.42%，美国农产品期货市场内部产品间溢出均值为 7.65%，而对中国各农产品期货的溢出均值为 2.83%。第二，美国农产品期货市场内部产品间溢出（均值 7.65%）高于中国农产品期货市场内部产品间溢出（均值为 2.13%），表明美国农产品期货市场内部各产品间关联性较强，而中国农产品期货市场内部各产品间关联性相对较弱。第三，美国各农产品期货对中国各农产品期货的溢出（均值为 2.83%）高于中国各农产品期货对美国各农产品期货的溢出（均值为 1.42%），这与前文研究结果一致，反映了美国农产品期货市场较强的影响力，同时，也再次验证了假说 H_3 。第四，中美同一种农产品期货间溢出效应高于不同品种期货间溢出效应，其中，中国同一种农产品对美国的溢出均值为 4.65%，而非同类农产品间溢出均值为 1.90%，美国同一种农产品对中国的溢出均值为 2.11%，而非同类农产品间溢出均值为 1.06%。除此之外，值得注意的是，中国各农产品期货受到美国各农产品期货的溢出高于受到国内其他品种期货的溢出，如中国大豆期货受到国内各品种期货的平均溢出为 2.09%，但受到美国各品种期货的平均溢出为 3.34%，其他品种类似。因此，对中国农产品期货市场而言，不仅要关注国内其他品种期货的影响，更应该关注国际农产品期货的影响。

表 1 产品与产品间方向性溢出

单位: %

品种		中国						美国					
		大豆	豆粕	豆油	玉米	棉花	食糖	大豆	豆粕	豆油	玉米	棉花	食糖
中国	大豆	78.50	4.03	2.91	1.82	1.12	1.26	2.40	1.87	1.66	2.26	1.46	0.72
	豆粕	3.55	69.40	2.47	2.60	1.79	1.57	5.54	4.98	2.70	2.61	1.19	1.60
	豆油	2.68	2.66	76.09	1.65	1.62	1.69	2.93	1.90	5.00	1.20	1.50	1.07
	玉米	1.75	2.84	1.46	79.82	3.22	1.95	1.65	1.71	1.44	1.66	1.08	1.39
	棉花	1.18	1.64	1.61	2.65	71.56	2.74	1.95	1.51	2.83	1.82	8.59	1.91
	食糖	1.27	1.55	1.63	1.87	2.97	75.95	2.24	1.99	2.41	1.47	1.35	5.29
	对中国溢出均值	2.09	2.54	2.02	2.12	2.14	1.85	3.34	2.79	3.21	2.21	3.04	2.40
美国	大豆	1.21	1.83	0.82	0.56	0.82	0.75	37.70	23.51	14.90	12.74	2.96	2.20
	豆粕	1.17	2.12	0.68	0.68	0.67	0.65	28.31	45.75	5.88	10.01	2.23	1.84
	豆油	0.97	1.25	1.81	0.73	1.73	1.12	19.45	6.07	50.67	9.44	3.67	3.10
	玉米	1.39	1.02	0.63	0.94	1.03	0.59	16.87	11.08	9.68	50.90	3.24	2.64
	棉花	1.35	0.80	0.95	0.87	5.52	0.90	5.11	3.20	5.19	4.33	68.79	2.99
	食糖	0.68	1.34	0.95	1.14	1.52	1.42	4.12	2.96	4.77	3.82	3.15	74.13
	对美国溢出均值	1.35	1.67	1.17	0.99	2.26	1.09	14.77	9.36	8.08	8.07	3.05	2.55

进一步，从产品间净溢出效应可以看出（表 2），美国各农产品期货对中国各农产品期货的净溢出均为正，表明美国各农产品期货对我国各农产品期货均存在净影响。为更加清晰展示产品间净溢出关系，本文基于表 2 产品间有向净溢出关系，通过 Net Draw 绘制中美农产品期货市场净溢出网络图（图 4），图中节点表示期货品种，节点大小表示该节点所代表的期货品种的中心度中心度越大，越处于中心地位，对整体市场影响力越大；边表示期货间溢出效应，边越粗代表溢出效应越大，箭头表示溢出方向。从图 4 可以看出，中美

农产品期货市场间各品种期货交互溢出，形成了多线程、复杂的网络结构，网络中不存在孤立点，每个产品期货均与其他产品期货存在溢出或溢入关系。由此表明，中美农产品期货市场溢出关系复杂且密切，任何农产品期货都不会独立存在，均会受到其他农产品期货的影响。根据复杂网络理论，网络中各节点的个体结构特征存在差异，不同个体在网络中所处的地位和扮演的角色不同^[33]。从中美农产品期货市场净溢出网络中各期货品种的地位和扮演的角色来看，美国各农产品期货中心度高于中国各农产品期货，其中，美国豆类产品期货中心度较高，尤其是美国大豆期货，中心度最高，且对其他农产品期货均存在净溢出，在网络中处于绝对核心地位，是净溢出网络中的溢出源头，在网络中扮演着中心行动者角色。美国豆油和豆粕期货在网络中的中心度也较高，在接受美国大豆期货净溢出的同时，对其他农产品期货存在净溢出，在该网络中起着重要的“桥梁”和“传导”作用，在网络中同样处于中心地位，而对中国各农产品期货而言，主要接受美国各农产品期货的溢出，在网络中处于边缘区，扮演着边缘行动者角色。

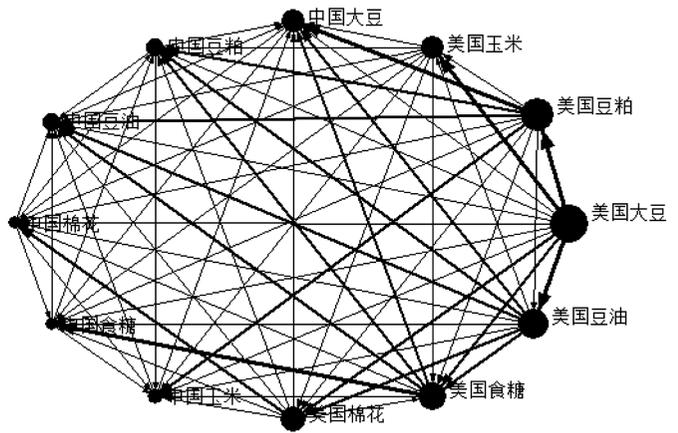


图4 产品与产品间净溢出网络

表2 产品与产品间净溢出

单位：%

品种		中国						美国					
		大豆	豆粕	豆油	玉米	棉花	食糖	大豆	豆粕	豆油	玉米	棉花	食糖
中国	大豆	0.00	0.48	0.23	0.07	-0.06	-0.01	1.19	3.71	2.11	1.09	1.13	1.49
	豆粕	-0.48	0.00	-0.19	-0.24	0.15	0.02	0.70	2.86	1.22	1.03	0.84	1.34
	豆油	-0.23	0.19	0.00	0.19	0.01	0.06	0.69	1.45	3.19	0.71	1.10	1.29
	玉米	-0.07	0.24	-0.19	0.00	0.57	0.08	0.87	1.59	0.57	0.72	0.79	0.88
	棉花	0.06	-0.15	-0.01	-0.57	0.00	-0.23	0.11	0.39	0.55	0.21	3.07	0.45
	食糖	0.01	-0.02	-0.06	-0.08	0.23	0.00	0.04	0.26	0.12	0.25	0.39	3.87
美国	大豆	-1.19	-3.71	-2.11	-1.09	-1.13	-1.49	0.00	-4.80	-4.55	-4.13	-2.15	-1.92
	豆粕	-0.70	-2.86	-1.22	-1.03	-0.84	-1.34	4.80	0.00	-0.19	-1.07	-0.97	-1.12
	豆油	-0.69	-1.45	-3.19	-0.71	-1.10	-1.29	4.55	0.19	0.00	-0.24	-1.52	-1.67
	玉米	-0.87	-1.59	-0.57	-0.72	-0.79	-0.88	4.13	1.07	0.24	0.00	-1.09	-1.18
	棉花	-0.11	-0.39	-0.55	-0.21	-3.07	-0.45	2.15	0.97	1.52	1.09	0.00	-0.16
	食糖	-0.04	-0.26	-0.12	-0.25	-0.39	-3.87	1.92	1.12	1.67	1.18	0.16	0.00

4.5 溢出影响因素分析

为探究中美农产品期货市场间内在的溢出机理，本文进一步采用回归分析方法考察中美农产品期货市场间溢出的关键影响因素。根据前文理论分析及实证结果可以看出，进出口贸易、库存、重大突发事件等会影响中美农产品期货市场间溢出效应。从溢出效应测度结果来看，在中美农产品期货市场间溢出效应中，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应更强，在中美农产品期货市场总溢出效应中占主导地位，也更值得关注。因此，本文重点针对美国农产品期货市场对中国农产品期货市场溢出效应的影响因素进行实证分析，模型设定如下：

$$spillovers_{i,t} = \alpha_{i,t} + \delta_1 inport_t + \delta_2 stock_{i,t} + \delta_3 crisis_{i,t} + \delta_4 friction_{i,t} + \delta_5 covid_{i,t} + \delta_6 conflict_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

式(7)中，被解释变量 $spillovers_{i,t}$ 表示美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出； $inport_t$ 表

示中国农产品进口数量，用于反映贸易渠道在溢出中起到的作用； $stock_{i,t}$ 表示国际农产品库存数量，用于反映国际农产品市场基本面变化的影响； $crisis_{i,t}$ 、 $friction_{i,t}$ 、 $covid_{i,t}$ 和 $conflict_{i,t}$ 分别表示金融危机、中美贸易摩擦、新冠疫情和俄乌冲突等虚拟变量，用于反映极端事件冲击的影响； i 表示品种， t 表示时间。相关数据来源于 UN Comtrade 和美国农业部，由于进口数据和库存数据均为月度数据，本文将溢出效应数据通过算数平均转换为月度数据。表 3 展示了回归估计结果，其中，列 (1) 估计结果为美国农产品期货市场对中国农产品期货总溢出效应影响因素的估计结果，列 (2) 至列 (7) 分别为具体农产品期货溢出效应影响因素的估计结果。

从估计结果可以发现，第一，进口对总溢出效应具有显著的正向影响，表明中国农产品进口数量越大，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应也越高，但分品种来看，进口仅对玉米和食糖的溢出效应具有显著的正向影响。研究不同品种农产品期货市场数据的频率是日度，本文将溢出效应数据通过算数平均转换为日度数据。由此表明，贸易渠道仅对个别农产品的溢出效应发挥作用。这与以往研究结论一致，贸易在国内外农产品期货市场间关联中起到的作用相对有限，即使在非贸易条件下，国内外农产品期货市场间仍存在较强的联动性^[34]。第二，库存变量除在豆粕估计模型中不显著之外（缺少食糖数据），对总体及其他农产品的溢出效应均存在显著的负向影响，表明国际农产品库存数量越高，美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应也越小。这支持了经济基础假说，国际库存数量作为反映国际农产品市场供需基本面的关键指标，当国际农产品库存数量下降时，引起国际农产品市场恐慌，由于恐慌性心理预期及羊群效应等非理性行为，中美农产品期货市场出现同向波动，外部特征上将表现为溢出效应增强。第三，从极端突发事件的影响来看，金融危机对总体和各品种农产品溢出效应均产生了显著的正向影响；俄乌冲突变量除在大豆估计模型中不显著之外，对总体及其他农产品的溢出效应均存在显著的正向影响，由此表明金融危机和俄乌冲突加剧了美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应；中美贸易摩擦变量对总体及各农产品的溢出效应均存在显著的负向影响，表明中美贸易摩擦的出现降低了美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应；而新冠疫情仅对部分农产品期货市场溢出效应具有显著的影响，表明受疫情影响美国农产品期货市场对中国农产品期货市场整体溢出效应不显著。不同极端突发事件影响差异的根本原因在于，各类突发事件对农产品市场供需基本面的影响不同。金融危机和俄乌冲突均对国际农产品市场供给产生重大冲击，且两次事件均引发了全球粮食危机，导致全球农产品市场供需基本面发生变化，受此共同影响，中美农产品期货市场联动性增强、溢出效应上升。而新冠疫情主要影响农产品的流通和贸易，且仅会造成局部性、暂时性供应短缺，农产品供需基本面并未发生显著变化，因此对中美农产品期货市场间整体溢出效应的影响较小。中美贸易摩擦降低了美国农产品期货市场对中国农产品期货市场溢出效应，这与现有研究结论一致^[14]，其主要原因在于，中美贸易摩擦会降低两国之间资金的流动性，影响期货投资者资产配置调整，导致两市场间联动性降低、溢出效应下降。

上述结果表明，中美农产品期货市场间溢出效应主要受到农产品进口、国际农产品库存，以及金融危机、中美贸易摩擦、俄乌冲突等极端突发事件的显著影响。由此也揭示了，农产品供需基本面在中美农产品期货市场间溢出起主导作用，而金融危机、俄乌冲突等极端突发事件通过影响供需基本面，在投资者资产配置调整机制和投资者情绪机制的作用下，加剧了两市场间的溢出效应，这也进一步验证了本文提出的假说。

表 3 溢出效应的影响因素

影响因素	(1) 总体	(2) 大豆	(3) 豆粕	(4) 豆油	(5) 玉米	(6) 棉花	(7) 食糖
进口	0.000 1*** (0.000 0)	0.004 5 (0.003 5)	-0.000 4 (0.003 2)	-0.020 4 (0.046 3)	0.000 2*** (0.000 0)	0.000 2 (0.000 4)	0.000 4* (0.000 2)
库存	-0.004 5** (0.001 9)	-0.0945** (0.047 9)	-0.1323 (0.170 9)	-0.8147*** (0.267 1)	-0.0127** (0.006 4)	-0.1605*** (0.032 1)	-
金融危机	5.796 2*** (0.726 5)	14.391 4*** (2.633 7)	5.080 4** (2.278 2)	1.021 9*** (0.213 3)	11.049 9*** (1.596 9)	6.818 3** (3.146 2)	4.315 8* (2.508 3)

(续)

影响因素	(1) 总体	(2) 大豆	(3) 豆粕	(4) 豆油	(5) 玉米	(6) 棉花	(7) 食糖
中美贸易摩擦	-1.304 8** (0.566 7)	-5.344 7** (2.218 9)	-4.817 5*** (1.693 1)	-0.847 7*** (0.156 8)	-0.989 3*** (0.235 3)	-4.270 0* (2.211 8)	-4.453 0** (1.783 4)
新冠疫情	0.053 3 (0.699 9)	-3.512 7 (2.245 3)	-7.030 0*** (1.846 3)	0.261 4 (0.188 6)	0.596 3 (1.498 5)	20.960 8*** (2.608 5)	-7.144 6*** (2.069 3)
俄乌冲突	2.784 0*** (0.847 0)	0.774 2 (2.877 4)	12.980 0*** (2.559 1)	1.009 3*** (0.241 9)	4.387 5*** (1.892 7)	11.565 9*** (3.248 7)	7.903 2*** (2.633 7)
常数项	6.902 3*** (0.622 4)	5.919 6** (2.478 3)	19.920 3*** (1.568 9)	3.290 9*** (0.343 7)	9.301 0*** (1.011 7)	27.961 2*** (2.962 0)	13.708 2*** (0.850 0)
R ²	0.366 4	0.166 7	0.242 9	0.339 7	0.301 3	0.318 4	0.142 3

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

4.6 稳健性分析

为了考察本文研究结果的稳健性,采用变换模型的方法进行稳健性检验。一方面,本文采用由 Diebold 和 Yilmaz^[26]提出的普通的 DY 溢出指数模型分析时变频域下中美农产品期货市场间溢出效应,得到时变频域下溢出效应结果与上述研究结果基本一致,但本文结果可以更好地捕捉不同时期溢出效应的变化,这也是基于 TVP-VAR 模型构建时变溢出指数的优势;另一方面,本文采用 Barunik 和 Krehlik^[28]提出的 BK 溢出指数模型分析时变频域下中美农产品期货市场间溢出效应,得到时变频域下溢出效应结果与上述研究结果也一致。此外,调整滚动窗口及预测范围的方法进行稳健性检验,本文通过将滚动窗口调整为 150 和 200,预测窗口调整为 5 和 20,得到的结果与上述结果也基本一致,由此表明本文研究结果具有较强的稳健性。

5 结论与启示

本文采用最新发展的时变频域溢出指数模型和分位数溢出指数模型,分析了中美农产品期货市场间溢出效应,并探究其内在的溢出机理。结果表明:①从总溢出效应来看,中美农产品期货市场间存在显著的溢出效应,平均溢出水平为 21.25%,以短期溢出效应为主,短期溢出水平是长期溢出水平的 3.4 倍,且中美农产品期货市场间溢出效应在极端事件冲击下更大,极端状态下溢出水平是正常状态下溢出水平的 4 倍;②从市场与市场间溢出效应来看,中美农产品期货市场间溢出效应具有非对称性,美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出效应较高,美国农产品期货市场对中国农产品期货市场的溢出水平是中国农产品期货市场对美国农产品期货市场溢出水平的 2 倍;③从产品与市场间溢出效应来看,不同农产品与期货市场间溢出效应存在差异,市场调控较小、对外依赖程度较高的食糖、棉花、豆粕等期货品种与美国期货市场联动性较强;④从产品与产品间溢出效应来看,美国农产品期货市场内部产品间溢出效应高于中国农产品期货市场内部溢出效应,中国各农产品期货受到美国各农产品期货的溢出高于受到国内其他品种期货的溢出,其中,美国大豆期货是波动溢出的主要源头;⑤在市场基本面机制和市场传染机制的共同作用下,中美农产品期货市场间溢出效应主要受到国际农产品库存、金融危机、中美贸易摩擦、俄乌冲突等因素的显著影响。

基于上述结论,本文认为随着中国农产品期货市场不断完善以及对外开放程度的提高,中美农产品期货市场之间的溢出效应和风险传染会越来越明显,尤其是在极端突发事件影响下,两国农产品期货市场的联动性会显著上升。中美农产品期货市场间溢出效应在极端事件冲击下更大这一现象不仅对中国农产品期货市场的稳定运行构成挑战,也对期货投资者提出了更高的风险管理要求。为此,一是应该进一步加强农产品期货市场建设,提高农产品期货市场流动性,提升农产品期货国际定价话语权,改变当前被动接受外部期货市场影响的局面,加大对外开放力度,吸引更多国内外投资者参与农产品期货交易,进一步提升中国农产品期货市场的国际影响力;二是期货管理部门在制定市场规则的过程中,要关注市场间的联动性和信息传导特征,

尤其是极端突发事件冲击下市场间联动性, 加强与其他国家和地区的监管合作, 以提高监管效率, 降低系统风险, 共同维护全球农产品期货市场的稳定和健康发展; 三是对农产品期货投资者而言, 在考虑到国内外农产品期货市场间溢出效应的基础上, 应同时关注国内、国外农产品期货市场信息及价格波动, 了解市场动态和趋势, 以更好地把握农产品期货市场走势, 还需要关注国内外宏观经济形势、政策变化以及自然灾害等可能对农产品期货市场产生影响的因素, 以制定更为合理的投资策略和风险管理方案。随着中国农产品期货市场的不断完善和对外开放程度的提高, 中美农产品期货市场之间的溢出效应和风险传染现象将越发明显, 因此, 要从多个方面入手, 加强市场建设、优化监管策略、提高投资者风险管理能力, 以应对可能出现的风险和挑

参考文献

- [1] 郭晨光, 熊学萍. 充分发挥期货市场对农业农村现代化的服务功能 [J]. 农业经济问题, 2021 (3): 75-87.
- [2] 许祥云, 何恋恋, 高灵利. 农产品政策如何影响国际市场对国内期货市场的价格传递效应: 以棉花和豆类产品的收储及补贴政策为例 [J]. 世界经济研究, 2016 (6): 55-68, 135.
- [3] 华仁海, 陈百助. 国内、国际期货市场期货价格之间的关联研究 [J]. 经济学 (季刊), 2004 (2): 727-742.
- [4] 李剑, 吕捷, 李崇光. 农产品期货市场泡沫风险实时预警研究 [J]. 中国农村经济, 2019, 411 (3): 53-64.
- [5] 叶五一, 李艾琳, 焦守坤. 基于动态模型平均的大豆期货市场风险溢出研究 [J]. 中国管理科学, 2023, 31 (12): 1-10.
- [6] 方先明, 高元. 地缘冲突风险、大宗商品金融化与农产品期货价格波动 [J]. 经济问题, 2023 (6): 57-67.
- [7] 朱信凯, 吕捷, 黄娟. 中美豆类国际贸易中的期货与现货市场价格关系分析 [J]. 农业技术经济, 2010 (2): 4-14.
- [8] 秦静, 乔虹. 中美粮食期货市场极端风险的幂律溢出效应研究 [J]. 世界农业, 2022 (9): 53-64.
- [9] HE L Y, CHEN S P. Multifractal detrended cross-correlation analysis of agricultural futures markets [J]. Chaos, Solitons & Fractals, 2011, 44 (6): 355-361.
- [10] 华仁海, 刘庆富. 国内外期货市场之间的波动溢出效应研究 [J]. 世界经济, 2007 (6): 64-74.
- [11] 周应恒, 邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究: 基于 VAR 模型的实证分析 [J]. 农业技术经济, 2007 (1): 55-62.
- [12] 柳苏芸, 韩一军, 包利民. 价格支持政策改革背景下国内外大豆市场动态关联分析: 基于贝叶斯 DCC-GARCH 模型 [J]. 农业技术经济, 2016 (8): 72-84.
- [13] 周大朋, 穆月英. 美国贸易政策不确定性对中美玉米期货市场波动的影响 [J]. 世界农业, 2022 (10): 28-38.
- [14] JI Q, ZHANG X, ZHU Y. Multifractal analysis of the impact of US - China trade friction on US and China soy futures markets [J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2020, 542: 123222.
- [15] 丁存振, 徐宣国. 粮价波动跨国溢出、网络结构及其影响因素研究 [J]. 现代经济探讨, 2022 (9): 72-84.
- [16] BENOIT S, COLLIARD J E, HURLIN C, et al. Where the risks lie: a survey on systemic risk [J]. Review of Finance, 2017, 21 (1): 109-152.
- [17] GOYENKO R Y, UKHOV A D. Stock and bond market liquidity: a long-run empirical analysis [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2009, 44 (1): 189-212.
- [18] 徐晓光, 廖文欣, 郑尊信. 沪港通背景下行业间波动溢出效应及形成机理 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (3): 112-127.
- [19] 杨翰方, 王祎帆, 王有鑫. 中国输入性金融风险: 测算、影响因素与来源 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37 (7): 113-133.
- [20] 张兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究 [J]. 经济研究, 2010, 45 (11): 141-151.
- [21] GARBADE K, SILBER W L. Price movement and price discovery in futures and cash markets [J]. The Review of Economics and Statistics, 1983, 65 (10), 289-297.
- [22] 肖小勇, 李崇光, 黄静. 农产品期货价格波动关联: 基于日频数据和关联测量新框架 [J]. 农业技术经济, 2019 (1): 25-39.
- [23] 郑燕, 丁存振. 国际农产品价格对国内农产品价格动态传递效应研究 [J]. 国际贸易问题, 2019 (8): 47-64.
- [24] 丁存振, 肖海峰. 国内和国际棉花期现货市场溢出效应与动态关联研究: 基于不同政策背景下的比较分析 [J]. 中南大学学报 (社会科学版), 2018, 24 (5): 117-128.
- [25] JIA R L, WANG D H, Tu J Q, et al. Correlation between agricultural markets in dynamic perspective: evidence from China and the US futures markets [J]. Physica A Statistical Mechanics & Its Applications, 2016, 464 (12): 83-92.

- [26] DIEBOLD F X, YILMAZ K. On the network topology of variance decompositions: measuring the connectedness of financial firms [J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 182 (1): 119-134.
- [27] 丁存振, 徐宣国. 基于社会网络视角的我国粮食市场风险空间溢出研究: 基于玉米市场的风险测度与实证分析 [J]. *统计研究*, 2023, 40 (1): 106-120.
- [28] BARUNÍK J, KREHLÍK T. Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2018, 16 (2): 271-296.
- [29] ANDO T, GREENWOOD-NIMMO M, SHIN Y. Quantile connectedness: modelling tail behaviour in the topology of financial networks [J]. *Management Science*, 2022, 68 (4): 2401-2431.
- [30] GABAUER D, GUPTA R. On the transmission mechanism of country-specific and international economic uncertainty spillovers: evidence from a TVP-VAR connectedness decomposition approach [J]. *Economics Letters*, 2018, 171 (10): 63-71.
- [31] CHATZIANTONIOU I, GABAUER D, STENFORS A. Interest rate swaps and the transmission mechanism of monetary policy: a quantile connectedness approach [J]. *Economics Letters*, 2021, 204: 109891.
- [32] WANG Y, ZHANG Z, LI X, et al. Dynamic return connectedness across global commodity futures markets: evidence from time and frequency domains [J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2020, 542: 123464.
- [33] SCOTT J P. *Social network analysis: a handbook* [M]. London: Sage Publication, 2017.
- [34] GHOSH M. Agricultural policy reforms and spatial integration of food grain markets in India [J]. *Journal of Economics and Development*, 2011, 36: 15-37.

Research on the Spillover Effect between China and US Agricultural Futures Markets under the Great Changes: Based on the Perspective of Frequency and Quantile Spillover Effect

DING Cunzhen WANG Zan

Abstract: Deeply exploring the spillover effect between China and US agricultural futures markets under the great changes are not only helpful to understand the relationship between China and the United States agricultural futures markets, but also have important implications for the risk monitoring and prevention and control of agricultural futures markets. This paper use time-varying frequency spillover index method based on TVP-VAR model and quantile spillover index method based on QVAR model to analyze the spillover effect between China and US agricultural futures markets in multiple dimensions, and analyze its transmission mechanism. The results show that the spillover effect between the agricultural futures markets of China and the United States is significant, with an average spillover level of 21.25%. Mainly dominated by short-term spillover effects, the level of short-term spillover is 3.4 times that of long-term spillover. And the spillover effect between the agricultural futures markets of China and the United States is greater under extreme event shocks, with the spillover level in extreme states being 4 times higher than that in normal states. The spillover effect between the agricultural futures markets of China and the United States is asymmetric. The spillover level of the US agricultural futures market to the Chinese agricultural futures market is twice that of the Chinese agricultural futures market to the US agricultural futures market. The spillover of Chinese agricultural futures from American agricultural futures is higher than that from other domestic futures. Among them, sugar, soybean meal, cotton and other futures with less market regulation and higher dependence on foreign markets have strong linkage with the American futures market. Under the joint action of market fundamentals mechanism and market contagion mechanism, the spillover effect between China and the United States agricultural futures markets is mainly affected by international agricultural inventory, financial crisis, Sino US trade friction, Russia Ukraine conflict and other factors.

Keywords: Agricultural Futures; Spillover Effect; Transmission Mechanism; Frequency

日本农业机械化的金融和 财税支持政策及启示

◆ 张永凯 邢 谨

(兰州财经大学农林经济管理学院 兰州 730020)

摘要: 农机补贴政策在农业机械化进程中发挥重要促进和导向作用,也为农业生产和粮食安全提供重要保障。本文通过总结和分析日本农业机械化中的金融、财税支持政策及其成效,结果发现:日本在农业机械化过程中所采取的多元化金融工具、构建差异化财政补贴体系、刺激性税收创新计划等做法和经验具有重要推广价值。结合中国机械化政策存在的问题,本文指出未来需要探索多元补贴模式,实施差异化补贴政策,调整农机购补标准,增强补贴范围及力度,设立专项发展基金,拓宽农户的资金来源,完善配套支持措施,提升金融、财政和税收政策衔接度等措施,促进农业农村现代化和农业强国建设。

关键词: 农业机械化; 金融政策; 财政政策; 税收政策

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2024.11.002

1 引言

纵观世界农业强国的成长历史,可以发现机械化在农业现代化过程中发挥着关键作用。其中,金融和财税支持政策能为农业机械化提供包括贷款、融资等资金支持,为农户提供农机购置的财政补贴和税收优惠等,对农业机械化至关重要。新中国成立以来,中国一直高度重视农业机械化发展,并为此制定与实施了一系列相关支持农业机械化发展的政策措施。随着中国工业化进程推进,农业机械生产供给已相当成熟。在工业反哺农业、城市支持农村的政策中,中国开始加大农业机械化推进力度。2004年6月25日,全国人大通过了《中华人民共和国农业机械化促进法》,明确提出“中央财政、省级财政应当分别安排专项资金,对农民和农业生产经营组织购买国家支持推广的先进适用的农业机械给予补贴”。近20年,中国农机购置补贴力度和补贴范围都有巨大提升,国家财政用于购机补贴的资金从7000万元增加到236亿元^[1],补贴机具种类也由2004年的6种,增加到目前的15大类44个小类172个品目。截至2020年底,中央财政累计投入2392亿元,扶持3800多万农民和农业生产经营组织购置各类农机具4800多万台(套),农机购置补贴政策的实施,推动中国农机装备水平和农业机械化水平大幅提升^[2],为增强农业综合生产能力、保障国家粮食安全、增加农民收入提供有力支撑^[3]。然而,随着中国农业生产现代化进程不断推进,农机补贴政策与当前农业生产难以适配的问题越发明显。从农机购置

收稿日期:2024-03-11。

基金项目:甘肃省自然科学基金项目“甘肃省乡村振兴发展水平空间分异及其影响因素研究”(23JRRA1783),兰州财经大学首批学科科研融合团队建设项目“农村与区域发展”(XKKYRHTD202302)。

作者简介:张永凯(1974—),男,甘肃庆阳人,博士,教授,研究方向为乡村振兴与区域发展;邢谨(1991—),女,陕西西安人,硕士研究生,研究方向为农村发展,E-mail:1208903206@qq.com。

补贴政策实施过程来看, 补贴名额不足、补贴力度不够、缺乏售后及培训等问题仍然突出。从农业机械化发展需求看, 单一的农机购置现金补贴难以形成有效支撑。因此, 针对现行农机补贴政策不足, 以其他国家成熟经验为借鉴, 优化和完善中国农机补贴政策有望对农业机械化产生拉动作用。

日本与中国农业发展条件类似, 人多地少, 家庭农业、小规模家庭经营占据主导地位。日本是世界农业强国, 其农业机械化水平高、农业生产过程高效、农机制造业水平领先, 因此日本在农业机械化过程中所实施的相关政策对中国农业机械化的政策制定和优化调整具有借鉴意义。针对日本成功的农业机械化政策, 学者们对此进行了深入研究。杨印生和陈旭从土地改良、扶持性政策和农机经营模式等方面, 回顾和总结了日本农业机械化的进程和经验, 并建议中国完善农机法规体系、农业补贴政策, 采纳灵活的经营模式以推动现代化转变^[4]。陈旭和杨印生总结了日本农业机械化政策推广及社会化服务的经验, 并提出创造良好政策环境、增加财政补贴、建立农机质量安全管理、加强科研和构建社会服务体系等建议^[5]。李祯然等通过对欧盟、日本、印度等国农机补贴政策分析, 指出日本是以购置补贴为主、贷款与税收优惠政策为辅的农业机械化支持政策体系^[1]。薛洲和高强梳理了日本农业机械化支持政策的演变历程, 从政策性金融支持、农机购置补贴、实施农业机械紧急开发事业等方面, 结合日本农业机械化支持政策的具体举措, 提出了针对中国的多元化农业机械化政策体系、调整补贴范围、为农户提供金融支持等政策建议^[6]。

上述研究大多聚焦农业机械化的宏观支持政策, 并分别从农业支持政策、农机补贴、法律法规、社会服务体系、技术引进和农业产业化等多个角度总结了日本农业机械化的经验, 为中国农业机械化发展提供了重要参考。然而, 已有研究成果虽然涉及购置补贴、贷款与税收优惠, 但研究视角较为局限, 未能系统性分析金融、财政和税收等政策之间的有效衔接和相互作用。基于此, 本文通过对日本农业机械化的金融、财政和税收支持政策的系统性研究, 总结和完善其实施办法及成效, 旨在为中国农业农村现代化和农业强国建设提供有益启示和借鉴。

2 日本农业机械化的金融和财税支持政策

日本在推动农业现代化进程中, 实施金融支持、财政补贴和税收激励政策。金融支持包括合作社金融和农业机械租赁, 通过实施金融支持, 不仅可以减轻农户的融资压力, 而且能提升机械化水平。财政补贴政策则为不同种类的农机提供差异化补贴, 增强机械化设备的普及和使用效率。税收激励政策通过减税和折旧优惠, 激励农户和企业投资先进农业设备, 进一步提升生产效率和机械化程度, 该措施在一定程度上推动了日本农业现代化发展(图 1)。

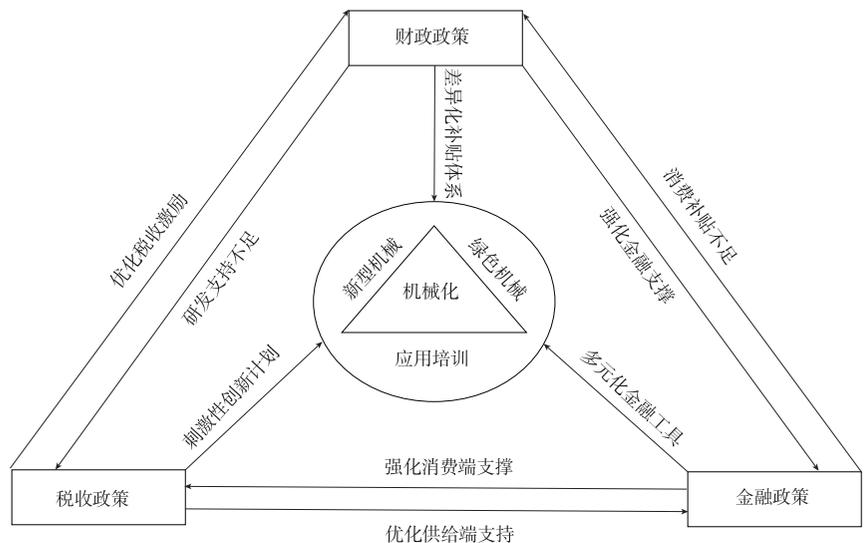


图 1 日本推动农业机械化发展的金融、财税支持政策

2.1 金融支持政策

第二次世界大战之后, 日本经济停滞, 农业也受到较大冲击。为推动农业现代化, 日本于 1953 年颁布《农业机械化促进法》, 对日本农业机械化的发展产生至关重要作用, 该法律规定国家应向农民提供长期低息

贷款和资金，以支持农业机械引进和共同使用，为较早的金融支持政策之一。

随着时代的发展，日本的金融支持政策逐渐融入了合作社金融和农业机械租赁等创新金融工具，为农业企业提供了灵活的融资选择，推动了日本农业机械化和现代化的进程。合作社金融主要依托日本政策金融公库支持的农业专项基金，通过这些基金提供一系列优惠贷款政策（表 1）。超级基金（农业管理基础设施强化基金）提供用于购买农业机械的贷款，个人贷款额度最高可达 1 512 万元，企业法人最高可达 5 040 万元，利率为 0.40%~1.00%，还款期限为 25 年，前 5 年免息。对于贷款金额在 25.2 万元以下的申请者，通过“快速贷款”计划，在无需担保或保证人的情况下，最快可在一周内完成审批。此外，在个人经营改善资金方面，认证农民的贷款额度为 25.2 万元，从事畜牧和园艺的农民可享受最高 4 倍的额度。日本农业协同工会（以下简称农协）的农业现代化基金同样提供贷款，利率为 0.40%~0.85%，还款期限为 15 年，前 5 年免息^[7]。

表 1 个人和法人借款农用机械的利息

	资金类目	贷款接收人	贷款利率	还款期限	贷款额度
日本政策金融公库	农业管理基础设施强化基金（超级基金）	认证农民等	(视贷款期限而定) 0.40%~1.00%， 前 5 年无息	25 年以内 (推迟 10 年或更短时间)	个人 1 512 万元 (3 024 万元用于多部门管理等) 法人 5 040 万元
	发展和加强管理机构基金	主要职业为农民	1.00%	25 年以内 (推迟 3 年以内)	个人 756 万元 法人 2 520 万元
	农业改良基金	个别法律规定的农业改良基金贷款法特别条款的申请人	无利息	12 年以内 (最多可推迟 5 年)	个人 252 万元 法人 756 万元
	农林渔业设施基金（第六次产业化）	第六次工业化和本地生产本地消费综合法业务计划获得批准的农业、林业和渔业协会	1.00%	20 年以内 (推迟 3 年以内)	贷款接受人所欠金额为贷款额的 80%
	农业、林业和渔业设施基金	认证农民等	1.00%	20 年以内 (推迟 3 年以内)	贷款接受人所欠金额为贷款额的 80%
农协等	农业现代化基金	认证农民等	(视贷款期限而定) 0.40%~0.85%	15 年以内 (推迟 7 年以内)	个人 90.7 万元 法人 1 008 万元
		主要职业为农民	1.00%	15 年以内 (推迟 3 年以内)	个人 90.7 万元 法人 1 008 万元

数据来源：日本政策金融公库 JFC 分部。

注：信用额度已按 2023 年平均汇率换算为人民币。

农业机械租赁作为另一种金融工具在日本农业机械化进程中也发挥一定作用。在日本，农用设备通常价格昂贵，购买其可能是一个巨大的负担，因此农户可以从农业协同工会（JA）、农业设备经销商、二手农业设备专卖店以及农业设备租赁商处租用相关设备。通过租赁，农户可以根据需要灵活租用设备，从而降低购买成本。目前，日本租赁市场发达，提供多样的优质产品和灵活的租赁选项，适应各种农作物和农场规模，且机械故障率低，拥有良好的售后服务，能确保农业生产顺利开展。例如，知名企业久保田、洋马虽购机成本高，但可提供较为划算的租赁服务（表 2）。

表 2 日本农用机械租赁价格表

类型	机械品牌	租金
拖拉机	久保田	44 元/天
联合收割机	洋马	121 元/天

(续)

类型	机械品牌	租金
插秧机	久保田	36 元/天
筑埂机	科巴	36 元/天
管理机	伊势	8 元/天
割草机	奥莱克	8 元/天

数据来源：株式会社アグリステージ。

注：租金已按照 2023 年平均汇率换算为人民币。

2.2 财政支持政策

在农业机械化进程中，日本政府财政援助政策起到至关重要作用。20 世纪 60 年代以来，政府实施丰厚财政援助，补贴幅度达 10%~50%，推动了农业机械及相关设备广泛应用，对技术领先和价格昂贵的设备，其补贴力度更大。由此可见日本政府在推动先进技术和高端农业机械方面的积极态度。

通过梳理 2023 年 3 月日本农林水产省主要的财政补贴政策项目（表 3）^[8]，可以看出，补贴率基本为产品售价的 50%。购机补贴类别繁多，涉及的农机类型各不相同，对补贴对象和金额上限的支持也存在差异。对于农业支援型的农用机械，补助率为 50%，补贴上限为 76 万元；而对于储藏、冷冻蔬菜产地建设和用于推进绿色智慧农业的基础设施建设则设置优先名额予以支持，补贴率为融资余额事业费的 50%，补贴上限更是高达 1 亿元。对于计划扩大生产规模的农业生产者，其引进经营高度化所需的农用机械设施时，政府将提高补助上限予以支援。值得一提的是，补贴主要面向涉农企业和农协的共享农机，而非小农户，因此能有效提升机械使用效率。然而，对于发展条件较差、经营规模小、零散的地区等特殊情况下，为培养有意愿的经营体，政府支持其共享机械、设施的使用，补助率为事业费的 50% 以内，农业机械为 33.33%（冲绳县除外），分配金额上限为每个经营体 201.6 万元。

表 3 日本机械设备财政投资补贴表

分类	生产事业模式支援类	农业支援服务事业支援类型	高收益作物转换类	产地合理化类	推动重点政策	推动智慧农业导入型
补贴对象	支援培育实现稳定生产和供应的生产事业模式所需的（农用机械、实用的）扩大规模的农用设施	支持引进培育农业支持服务事业所需的农用机械	农业机械租赁	农业法人和农民团体的集运储藏设备和冷冻蔬菜的加工机械的产地基础设施的支援	在绿色粮食系统战略的基础上，推进智慧农业所需的设施建设	引导智慧农业 GNSS 基站的建设，对农用拖拉机进行调查和调整，实现自动导航系统实施计划的制订支援
资助金额	补助率：定额 1/2 以内 上限额：推进项目 5 252 万元整体规划 1 亿元	补助率：1/2 以内 上限：76 万元	对事业费给予补助率 1/2 的支援和定额补助（上限 25 万元）等	补助率：1/2 以内 上限：1 亿元	补助率：1/2 以内 上限：1 亿元	GNSS 基站建立先进的省力化技术导入、调查与调整、实施计划的制订支援

数据来源：日本农林水产省负责科经营局政策科。

注：补助金额已按照 2023 年平均汇率换算为人民币。

2.3 税收支持政策

在推动农业机械化过程中，日本实施的税收支持政策同样起到重要作用。以日本乡村产业振兴政策中的“山村振兴计划”为例，该计划通过税收优惠激励中小企业在乡村地区投资和发展，为农林水产物品销售等资产提供额外 5 年的折旧优惠，并降低初期所得税负担，从而激发投资的积极性^[9]。

2023 年，日本农林水产省又推出针对农户和中小企业的税收优惠政策（表 4），为购买昂贵农业机械提供额外优惠。具体包括购买超过 8 万元的农机享有 30% 的特别折旧或 7% 的税减免（适用于卡车、测定工具

及软件等)；低于 1.5 万元机械按全额计算折旧，年折旧上限 15 万元。中小企业更新设备也享有税收优惠，包括超过一定金额机械、工具和软件即时折旧或 10% 税减免。对于尖端设备投资，企业可获 3 年内固定资产税减半，且若员工工资增长超 1.5%，还有额外税减。

表 4 日本农户、中小企业在购买农机具的税收减免情况

税制	条件、对象	涉及的金额	税收减免额
中小企业经营强化税制	蓝色申报的中小企业等（农业者包括个人、法人）农协、农事组合法人除外 ①申请认定时，通过制造商等取得工业会等发行的证明书 ②在地方农政局等处获得“经营力提升计划”的认定	8 万元以上的机械装备 1.5 万元以上的器具、工具 3 万元以上的建筑物附属设备 3.5 万元以上的软件	关于法人税、所得税，即时折旧或 10% 的税额减免 以 2025 年 3 月末之前取得的设备为对象
尖端设备等引进计划的固定资产税特例措施	中小企业等 [农民（包括个人、法人）] 农协、农事组合法人除外 ①认定经营革新等支援机关（税理士、工商会等），通过设备导入，劳动生产率每年提高 3% 以上，有获得的可能性，与该设备引进相关的投资计划的投资收益率年平均 5% 以上的可能性的确认，分部得到认定书 ②在市町村获得“尖端设备等引进计划”大的认定后，取得设备	定位于年平均投资收益率 5% 以上的投资计划的以下设备 8 万元以上的机械装备 1.5 万元以上的工具 1.5 万元以上的器具、工具 3 万元以上的建筑物附属设备 能享受固定资产税特例措施的仅限于制定《引进促进基本计划》的市町村 另外，作为对象的设备因市町村而异，详细情况请咨询市町村	固定资产税 3 年内减少 1/2。此外，如果向员工表明总工资将增加 1.5% 以上，企业主可以得到更大的减免。①2024 年 3 月底前取得的设备 → 5 年内，减轻 1/3，②2025 年 3 月底前取得的设备 → 4 年内，减轻 1/3。以 2023 年 4 月至 2025 年 3 月底取得的设备为对象
中小企业投资促进税制	蓝色申报的中小企业等 [农业者（包括个人、法人）] 农协、农事组织也适用	8 万元以上的机械装备 3.5 吨以上的卡车等 6 万元以上的测定工具、检查工具 3.5 万元以上的软件	关于法人税、所得税，30% 的特别折旧或 7% 的税额减免。 以 2025 年 3 月末之前取得的设备为对象

数据来源：日本农林水产省负责科经营局政策科。

注：金额已按照 2023 年平均汇率换算为人民币。

2.4 农业机械化的金融、财税政策支持体系

日本农业机械化的金融、财税支持政策相互衔接、相互补充，共同构建了一个强有力的农业政策支撑体系（图 2），有效促进了农业机械的广泛推行和农业生产技术革新。

第一，这些政策之间的衔接性和互补性显著增强了农户在农业生产中的机械化能力。金融支持措施通过提供低息贷款和金融租赁选项，帮助农户克服购买新农机的初期经济障碍；税收优惠如减税和

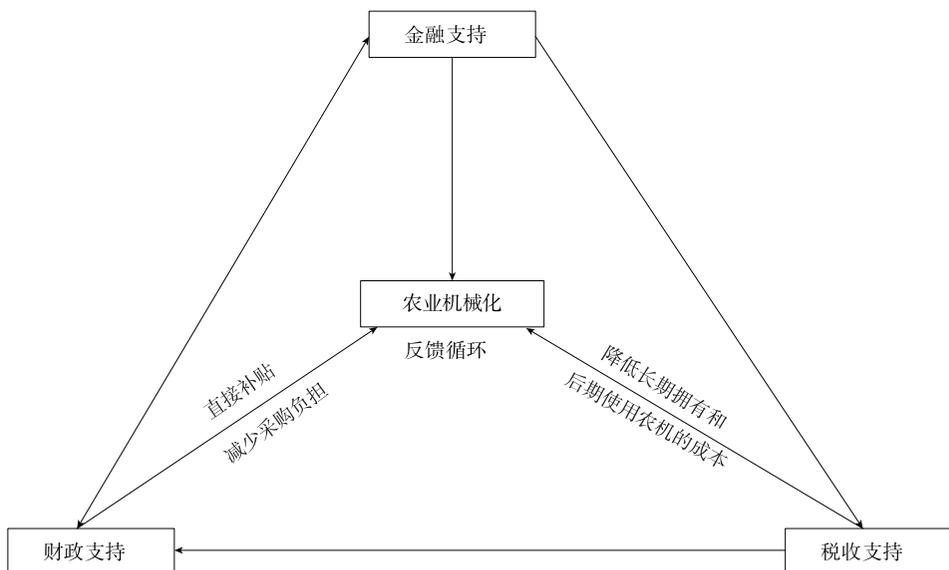


图 2 金融、财税支持政策体系及相互关系

加速折旧等，降低了长期拥有和使用农机的成本；财政补贴直接减轻购机负担，通过提供购机补贴和投资补助，直接减少了农户的经济压力，使他们更容易采纳新技术。凭借金融、财政、税收三方面政策的衔接补充与有力支撑，从初期农业机械设备购置到后期农机使用，农户的生产压力均得到了有效缓解。

第二，金融、财政、税收政策之间的联动不仅为农户提供了必要的激励和支持，还降低了向高效农业机械化转型的门槛。税收和金融政策的激励措施鼓励农户进行资本投资，而财政补贴则提供直接的资金支持，共同创造了一个有利于农业机械化的经济环境。

第三，政策间协同作用不仅有助于农业技术推广，还能促进技术创新，这反映了日本在制定农业机械化政策时的综合性和前瞻性，有效推动农业现代化，提升农业竞争力。

3 日本农业机械化支持政策成效

农业机械化的推动给日本农业、农村劳动力结构及农产品国际竞争力带来深刻影响。具体体现在三个方面：第一，提高农业生产效率，为农业生产注入新活力；第二，优化农业劳动力结构，使从业人员参与高附加值、技术密集型农业工作；第三，提升日本农机国际竞争力，通过将具有创新技术的产品成功推向全球市场，日本农业机械行业实现了快速发展，对全球农业机械产业也产生了积极的带动作用。上述成效的取得不仅得益于多项政策的长期积累，也离不开金融和财税政策的有力支持。

3.1 提高农业生产效率

据图 3 显示，2005—2012 年，日本农机工业的产值总体呈上升趋势。产值从 2005 年的 49.06 亿美元增加到 2012 年的 57.66 亿美元，增长了 17.5%。然而，这一增长并非持续稳定。2008 年全球金融危机成为转折点，2005—2007 年，产值出现负增长，但在 2009—2012 年趋于稳定^[4]。2012 年后，日本政府继续通过各种金融和财政政策支持农

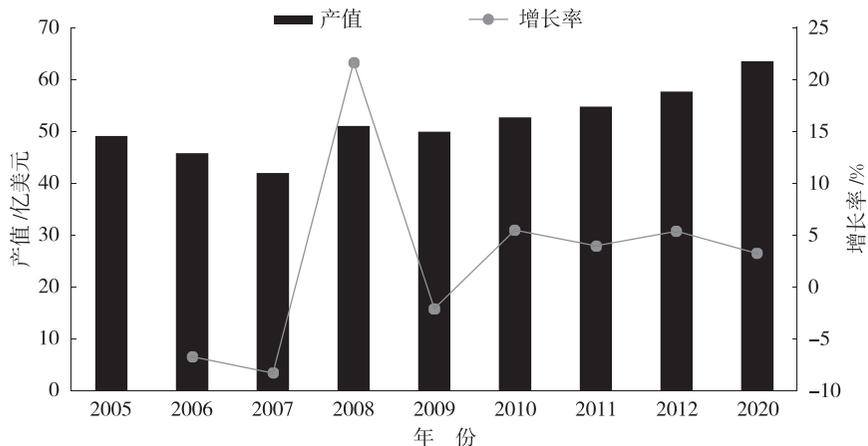


图 3 2005—2020 年日本农机工业产值及其增长率
数据来源：日本经济产业省、总务省和农林水产省的统计数据。

业机械化的发展。根据日本总务省和农林水产省的统计数据，2013—2020 年，随着全球经济逐步复苏，日本农机工业的产值年均增长率约为 3.2%。到 2020 年，该行业的产值约为 63.5 亿美元。此外，日本政府实施了补贴政策 and 低息贷款，降低了农民购置机械的资金门槛，从而扩大了农业机械的使用范围，尤其是在智能农业设备方面的应用。农业发展中的金融和财政政策的实施降低了农民的生产成本，扩大了农机使用范围，提高了农业生产效率，并推动了该行业产值的持续增长。

3.2 优化农业劳动力结构

在日本的金融与财税政策体系中，农机购置补贴政策是推动农业机械化发展的重要因素。该政策通过减轻农户购置农机的资金压力，激发了农户对现代化机械设备的需求，同时也对农机企业的技术进步形成倒逼机制。随着农业机械化的深入发展，拖拉机、联合收割机等先进设备在农业生产中的广泛应用，大幅度减少了对传统劳动力的依赖，推动了日本农村劳动力结构的显著变化，传统的手工劳动逐渐被机械化作业所取代。

如图 4 所示, 2000—2023 年, 日本自雇农业工人的数量从约 400 万人减少至 116.4 万人。这一趋势表明, 随着机械化程度的提升, 大量传统农业劳动力被释放出来, 转而从从事更高附加值的农业活动, 如科研、管理和市场推广等。与此同时, 为适应机械化农业的发展需求, 日本加快了对劳动力的培训, 涵盖机械操作、数据分析等技能, 以提升农村劳动力的适应能力。



图 4 2000—2023 年日本的个体农户数量
数据来源: 日本经济产业省的官方统计数据。

3.3 提升农机国际竞争力

日本农业紧急开发事业作为重要的农业金融支持手段之一^[6], 不仅为农机企业提供技术和资金支持, 并有效解决农机装备短板问题, 而且通过购机补贴和金融支持等措施推动农业机械化水平向高质量发展。虽然没有专门的农业机械应用推广政策, 但日本农业政策中依旧涵盖了对农机推广的支持, 不仅满足不同类型农机及不同产业发展需求, 而且还激励农机企业技术创新。随着农机技术水平和市场适应性提升, 其国际竞争力和国际市场吸引力也得以增强, 进一步稳固了日本在全球农业机械产业中的重要地位。

数据显示, 日本农业机械在总产值中占有重要比例, 有效推动了日本乃至全球农机行业发展。从图 5 看出, 1990—2021 年, 日本农业机械出口持续增长, 增长率高达 293.1%, 至 2021 年出口总额达 16.25 亿美元, 这表明日本农机在国际贸易市场上仍具有强劲竞争力^[4]。

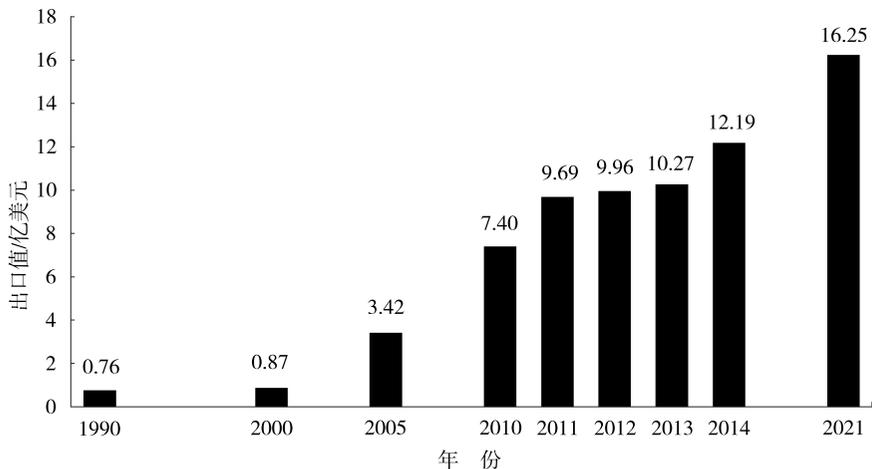


图 5 日本农业机械出口情况
数据来源: 日本农业机械工业会 (日农工统计)。

4 日本农业机械化金融和财税支持政策的基本经验

第二次世界大战以来, 日本实施农业机械化支持政策已有 70 多年。这期间, 日本逐步建立了农业机械化发展的金融、财政和税收配套支持体系, 有效促进了日本农业机械化水平, 为该国农业高质量发展奠定了坚实基础。在支持农业机械化发展的过程中, 日本积累了丰富的经验, 归结起来主要是通过采取多元化金

融工具、构建差异化财政补贴体系、实施刺激性税收激励计划等，为中国完善农业机械化支持政策方面提供重要参考依据。

4.1 创新支持性金融工具，形成多元化金融支撑

在日本农业现代化的金融支持政策中，创新金融工具成为农业机械化的关键推动力，通过使用不同的金融工具，农业企业获得了更灵活的融资途径，推动整个行业现代化。农业机械租赁和合作社金融等工具在其中起到显著作用。农业机械租赁为农业生产者提供获取先进设备的便捷途径，降低初始投资压力，避免高昂购买成本，使得生产者能更灵活地应对市场变化，这不仅减轻农业生产者的财务负担，还有效促进机械化技术广泛应用。合作社金融作为另一种创新的融资模式，通过集体力量降低单个农业企业的财务压力，提高融资效率，促进社区内成员的互助和协作^[10]。由此可见，金融工具的创新为日本农业现代化开辟了广阔发展空间，多元化的金融工具在日本农业机械化成功实践中扮演了关键角色，其灵活性和多样性为农业生产者提供了更多选择，从而鼓励农户更积极地参与农业机械化。

4.2 构建差异化财政补贴，衔接配套性基础设施

在推动农业机械化过程中，日本的财政支持政策发挥重要作用。财政补贴政策包括差异化农机支持体系，为农业机械化奠定坚实基础。一方面，政府在精确界定各类农机的基础上，制定差异化补贴政策，为其提供有针对性的财政支持及补贴方案，确保每类机械都能获得适宜的财政支持，特别是对新型农机，实施更高补贴，从而提高农业机械化水平；另一方面，日本不仅对基本农业机械提供财政补贴，还对相关配套基础设施进行支持，如集运储藏设备、冷冻蔬菜加工机械的产地基础设施、农田整合及机耕道修建等方面的补贴（表3），这些措施显著提升了政策实施的整体效率。总体而言，日本在推动农业机械化过程中，通过差异化的财政补贴政策和全面的配套基础设施支持，不仅提高农业机械整体水平，还提升政策实施效率，为农业机械化发展奠定坚实基础。

4.3 实施刺激性税收激励，推动机械化技术创新

在实施基础性财政补贴和金融补助之后，日本政府通过减税和资金支持等税收减免政策，有效推动了农业现代化和技术创新。税收激励政策主要集中在研发投入的税收优惠和购机税收减免两方面。一方面，政府对研发投入实施税收优惠，降低企业投资门槛，激励农业机械制造企业在智慧农业、集约型农业和绿色化农业等领域增加研发投入，该措施有效降低企业研发成本，推动农业机械技术与创新，并使企业拥有更多可支配资金，进一步促进技术创新，提升整体农业机械水平。此外，税收优惠还刺激农机更新换代，保持市场活力，推动技术快速升级，为农业生产提供有力支持。另一方面，购机税收减免政策降低了农机购置税率，带来了强烈的激励效果，农户在购买农业机械时享受明显的税收减免，促使农民更新和购置先进农业机械，推动传统农业向现代农业转变。从税收政策的具体成效来看，税收激励政策显著提升了新型及绿色农机设备的使用，降低农业机械成本，激发农民投资，提高生产效率。此外，政府通过税收优惠支持农协，确保农户能轻松获得融资、保险和医疗服务。由此可见，税收激励计划在日本农业机械化的成功实施中发挥了关键作用^[11]。

5 讨论与政策启示

在总结日本农业机械化金融和财税支持政策成效及其基本经验的基础上，本文进一步分析中国农业机械化政策面临的挑战与困难，结合日本的成功经验和有益做法，有针对性地提出政策建议。

5.1 中国机械化政策实施中存在的问题

5.1.1 补贴内容及方式单一

当前，中国农业机械化政策执行过程中存在补贴方式单一的问题，主要为现金补贴。虽然这种方法在短期

内能有效减轻农民的经济压力,加快农机的购买和更新,但也带来了一系列负面影响。第一,现金补贴往往流向已有购买力的农户,经济条件较差的农民难以从中获益,导致资源分配不均衡;第二,现金补贴的效果不具有持续性,一旦补贴停止,农民的购机意愿可能迅速减弱,不利于推动农业机械化的长远发展;第三,由于补贴确保了市场基本需求,企业可能过度依赖政策支持来保持销量,而不是通过研发和创新来保持市场竞争力,这在一定程度上抑制了农业机械行业技术进步,不利于农业机械化向更高效、环保和智能化方向发展。

5.1.2 补贴名额与力度有限

中国农业机械化补贴政策虽旨在推动机械化农业的发展,但在实际操作中却存在着多方面的限制和缺陷,不仅体现在补贴方式单一,还体现在补贴政策的名额和力度不足。其一,从补贴名额来看,政府提供的补贴名额有限,无法实现全面覆盖,导致只有部分农户能从中受益。这种局限性不仅造成了补贴资源的不均等分配,也使得许多有需求但未能获得补贴的农户面临较大的经济压力^[12]。或因资金不足而无法投资高效的农业机械,或者不得不承担较高的财务负担来购买和维护农机。其二,从补贴力度来看,现行的补贴政策主要针对大中型机械,在推动大规模种植和高效作业方面虽有其合理性,但由于多数小型农户缺乏足够的经济实力和土地规模,因此即便能够获得一定的政策补贴支持,但普通小规模农户依旧难以负担高成本的大中型机具。

5.1.3 农机贷款存在困难

由于大多数农民缺乏可用于抵押的有价值财产,往往无法满足传统银行贷款的基本条件。第一,农民拥有的资产大多是非流动性的,如土地和农用设备,而这些资产在当前的金融体系中往往难以作为有效的抵押品。第二,中国的信用体系尚未完全覆盖农村地区,许多农民由于缺乏正规的信用记录,难以证明其信用。这种信用信息缺乏不仅增加了银行的风险,也使得农民在农机贷款申请过程中处于不利地位。第三,现行的政策和制度框架也对农民进行农机贷款构成了制约,某些政策虽然支持农业发展,但在实际操作中存在条款复杂、申请程序烦琐等问题,贷款额度限制、贷款用途的严格规定等,更进一步限制了农民根据自身实际需求获得贷款的灵活性。

5.1.4 政策配套衔接欠缺

当前,农机财政补贴政策与其他农业支持政策之间缺乏有效的协调和衔接。这种分散的政策实施方式影响了整体效率,使得财政补贴政策在推动农业机械化方面的作用受到限制。尽管政府补贴降低了农民的初始购买成本,但在后续的使用和维护阶段,“用不起”和“用不好”农机的的问题依旧严峻。可见,农机操作培训、后续维护和财政支持等配套措施不足^[13]。更为关键的是,基础设施的不足也成为制约农业机械化效果的重要因素,机耕道的不完善限制农机的作业效率和运行范围,农机库棚的缺乏影响农机安全存放和维护状态,维修网点不足则增加农机维护的时间成本和经济成本,尤其是在农忙季节可能会严重影响农业作业的进度。这些基础设施欠缺不仅降低农机的使用寿命,也削弱农机带来的潜在经济效益。

5.2 政策启示

5.2.1 探索多元补贴模式,实施差异化补贴政策

针对中国农业机械化政策中单一补贴方式的问题,可以借鉴日本的共享经济模式,并结合多元化补贴方式,设计更有效且适应农业现代化需求的补贴策略。日本的共享经济模式鼓励小农户和农业经营体共享机械和设施,通过成立经营团体集中资源,不仅减轻单个农户的经济负担,还提高了农业机械的利用率和财政补贴的精准性。在中国的具体实践中,第一,应鼓励农民成立农机合作社,共同购置和使用农机,分担成本,提供政策和资金支持,建立农机共享平台,促进资源合理分配和高效利用;第二,针对部分地区农业机械设备质量和技术水平参差不齐的问题,应引导农民选择优质设备,并加强设备标准的制定与执行;第三,针对地区机械化发展失衡问题,结合补贴政策,对西部等机械化水平薄弱地区继续提供农机购置补贴,对农业生产急需的机械、跨区作业和农机合作社等农业经营主体提高补贴标准;第四,为探索多元补贴模式的可行性,可开展农机购置综合补贴试点工作,在条件成熟且有意向的省份,探索创新的补贴资金运用及管理模

式,实行包括租赁补贴、利息补贴、作业补贴、贷款贴息、融资租赁承租补助等多种补贴措施^[14],为农民提供低息贷款或补贴租赁费用,以降低初期投资成本,增强农民购买和使用农机的能力。

5.2.2 调整农机购补标准,拓宽补贴范围提高补贴力度

为解决政府补贴力度大但农机使用率偏低的问题,需要优化补贴标准的灵活性。日本农业机械利用率较低的经验表明,过高的补贴标准可能导致财政负担和资源分配不均衡^[1]。基于日本经验,农机补贴调整过程中应科学测算并分档确定补贴额度,针对性购置先进适用的农业机械、试点项目和农机报废更新;发挥财政资金的杠杆作用,鼓励金融资本支持农业机械化;实施财政补贴时需考虑长期和潜在影响,灵活调整补贴范围和金额,实现农业机械现代化和可持续发展^[15]。中国需根据行业或地区实际情况调整补贴范围与力度。第一,拓宽补贴范围和提高补贴力度对促进农业机械化至关重要。现行政策主要补贴大中型机械,忽略了对小型农机的支持。小型农机具对小规模和丘陵山区农户而言,灵活性强、成本低、操作简便,是提高生产效率的重要工具。因此,政府应将小型农机具纳入补贴范围,增加购置补贴,鼓励农户使用,有效提升中国山地和丘陵地区的农业机械化水平。第二,提高对小规模农户的补贴力度也十分必要。小规模农户经济实力有限,难以负担高成本的大中型机具,即使有补贴也难以完全覆盖费用。因此,应制定针对小规模农户的补贴政策,提高补贴比例和额度,减轻经济压力,确保能有效购置和使用农业机械。第三,提高补贴的精准度,结合地方实际,通过科学研判和实地调研制定更为精准的补贴标准。

5.2.3 设立专项发展基金,拓宽农户的资金来源

中国和日本农业经营主体众多,面对使用新农机和绿色农机时的高资金需求,金融创新工具的运用尤为关键。日本通过政府资助或与金融机构合作,为农户提供大额长期信贷支持,设立专项基金,提供低息或无息贷款,并推迟还款期限;此外,日本还为农民提供便捷的农用机械贷款担保方式。完善的农业机械租赁政策使农户能够便利获取先进设备,避免高昂购买成本,同时提升机械使用效率。这些举措不仅降低农民贷款成本,还使其更容易快捷地获得购买农业机械设备的资金,提高生产能力和竞争力。上述经验表明,通过金融工具的创新和灵活运用,可有效支持农业机械化,促进农业现代化,提高整体农业生产效率和质量。为提高农民贷款便利性并有效解决贷款问题,可推行一系列改革措施,以帮助农民获取更广泛的金融支持,推动农业现代化和农村经济的持续健康发展。具体可从两方面着手:一是调整当前贷款政策,将用于短期农机购置补贴的资金转向支持农户的长期信贷需求,包括改善信贷还款方式,如延长还款期限和允许前期只偿还利息,以缓解还款压力^[16];二是简化贷款程序,放宽贷款条件,增设针对农民的低息贷款产品,降低财务负担,更好地支持农业发展。

5.2.4 完善配套支持措施,提升金融、财政和税收政策衔接度

在推动农业机械化的过程中,金融、财政和税收政策的有效衔接显得尤为关键。借鉴日本经验,通过构建一个互补的政策体系支持农业机械化,为中国提供了重要启示。日本政府不仅通过直接财政补助降低农机的购置和运营成本,还实施税收优惠政策和金融支持措施,如低息贷款和租赁方案,以减轻农民经济负担。对中国而言,提升这些政策的衔接度需加强政策间的协调,建议成立跨部门协调机制,确保金融、财政、税务和农业部门之间的紧密合作。同时,应建立一站式服务平台,向农户提供从购机到维护的一体化服务,涵盖补贴申请、技术咨询和维修服务,以实现政策目标的统一和资源共享。此外,应利用大数据和信息技术监控政策的实施效果,以便及时调整和优化政策,确保措施达到最佳的协同效果。地方政府的积极参与亦不可或缺,可以根据当地实际情况灵活调整政策,使其更符合农民的实际需求。例如,可为特定作物或具有地区特色的机械化需求提供特定支持。同时,应加强对农村基础设施的投资,优先建设和改造机耕道,确保农业机械的顺畅运行。总之,通过从顶层设计到地方实施,显著提升政策适应性和有效性,进一步推动中国农业机械化进程。

参考文献

[1] 李祯然,雷泽,高鸣.优化农机补贴政策的国际经验与启示[J].世界农业,2022(11):5-13.

- [2] 陈涛, 杨佳怡, 陈池波. 农业机械化促进农民增收的作用机制与路径: 基于农业生产环节的可分性 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2022 (4): 129-140.
- [3] 焦长权, 董磊明. 从“过密化”到“机械化”: 中国农业机械化革命的历程、动力和影响 (1980—2015 年) [J]. 管理世界, 2018, 34 (10): 173-190.
- [4] 杨印生, 陈旭. 日本农业机械化经验分析 [J]. 现代日本经济, 2018, 37 (2): 77-86.
- [5] 陈旭, 杨印生. 日本农业机械化发展对中国的启示 [J]. 中国农机化学报, 2019, 40 (4): 202-209.
- [6] 薛洲, 高强. 日本农业机械化支持政策: 演变历程与经验借鉴 [J]. 世界农业, 2023 (7): 52-63.
- [7] 清水徹朗. 戦後日本の農業思想と農政論 [J]. 農林金融, 2020 (6): 2-18.
- [8] 浦城晋一・石田正昭. 農業構造政策と地方行財政構造政策の現場段階におけるバリエーション増加の機序 [J]. 三重大学農学部, 1983 (12): 31-55.
- [9] 船津準二・白石正彦. 地方分権と農村財政構造の考察 [J]. 東農大農学集報, 2001 (3): 33-40.
- [10] 鲍静海, 杨丽, 李巧莎. 日本农村合作金融支农的经验及启示 [J]. 日本问题研究, 2006 (3) 12-19.
- [11] 崔景华, 肖笑瑶. 日本、韩国助力乡村振兴的税收政策经验与启示 [J]. 税务研究, 2023 (8): 89-94.
- [12] 徐雪高, 吴比, 张振. 中国农机购置补贴政策的发展历程、政策效应与存在问题 [J]. 贵州农业科学, 2017, 45 (1): 158-163.
- [13] 路玉彬, 孔祥智. 农机具购置补贴政策的多维考量和趋势 [J]. 改革, 2018 (2): 75-88.
- [14] 叶万全, 黄远辉. 发达国家和地区农业补贴政策对中国的启示 [J]. 世界农业, 2018 (6): 150-169.
- [15] 金・庚美. 博士論文 (要約)「グローバル化」と農業補助金—日本と韓国における農業補助金体制の変化の比較 [D]. 東京: 東京大学, 2017 (7): 5-25.
- [16] 王丽红, 田志宏. 中国新农村建设中农机装备的发展研究: 日本和韩国农村建设经验与启示 [J]. 农机化研究, 2008 (10): 5-7.

Financial and Fiscal Support Policies for Agricultural Mechanization in Japan and Their Implications

ZHANG Yongkai XING Jin

Abstract: Agricultural machinery subsidy policies play a crucial role in promoting and guiding the process of agricultural mechanization, and they provide significant support for agricultural production and food security. This paper summarizes and analyzes Japan's financial and fiscal support policies in agricultural mechanization and their effectiveness. It finds that Japan's practices and experiences, such as adopting diversified financial instruments, constructing a differentiated fiscal subsidy system, and implementing stimulating tax innovation plans, hold significant value for broader application. In light of the issues with Chinese mechanization policies, this paper suggests that future efforts should explore various subsidy models, implement differentiated subsidy policies, adjust the standards for agricultural machinery purchase subsidies, enhance the scope and intensity of subsidies, establish special development funds, broaden the funding sources for farmers, improve supporting measures, and enhance the cohesion of financial, fiscal, and tax policies to promote the modernization of agriculture and rural areas and the construction of a powerful agricultural country.

Keywords: Agricultural Mechanization; Financial Policy; Fiscal Policy; Tax Policy

(责任编辑 李辉 卫晋津)

中国与“一带一路”共建国家谷物贸易网络动态演变及影响机制研究

◆ 胡青江^{1,2} 邱旭²

[1. 新疆财经大学中国(新疆)与中亚区域经济合作研究中心 乌鲁木齐 830012;
2. 新疆财经大学国际经贸学院 乌鲁木齐 830012]

摘要: 本文基于 2006—2021 年“一带一路”共建国家间的谷物贸易数据构建贸易网络,使用社会网络分析法从整体、社群和个体多层次分析贸易网络的拓扑结构及演变特征,并采用时态指数随机图模型(TERGM)对影响谷物贸易网络形成的内外部机制进行动态分析。研究发现:①从整体性看,贸易网络具有较高的平均聚类系数和较短的平均路径长度,存在区域集聚现象;贸易网络具有脆弱性与不稳定性,易受外界不确定性因素影响。②从社群角度看,贸易网络的社群数量呈现下降趋势,网络整体性得以提升;地理因素是影响贸易社群网络形成的关键成因,各国倾向于与邻国建立贸易链接;各国基于农业资源禀赋差异形成了农业资源较强的东南亚、南亚、东欧等谷物出口主导的社团以及农业资源较弱的中东、北非的谷物进口社团。③从个体角度看,印度、乌克兰、俄罗斯与泰国等国家在贸易网络中具有较强的贸易优势且扮演着贸易核心国的角色;罗马尼亚、保加利亚、土耳其、阿拉伯联合酋长国和巴基斯坦等国家在贸易网络中担任“中间人”角色并对其他国家的贸易关系的选择产生间接影响;中国在贸易网络中是重要的谷物进口大国,具备较强影响力。④谷物贸易网络既受互惠效应、集聚效应、多连通性、联通闭合效应与时间依赖效应等内生机制影响,亦受贸易国的人均 GDP、人均耕地面积、人口规模、地理空间网络和法律渊源网络等外生机制变量的影响。

关键词: “一带一路”倡议; 谷物贸易网络; TERGM; 粮食安全

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2024.11.003

1 引言

“国以民为本,民以食为天,食以谷为先”,粮食事物不仅是民生问题也是关乎国家政治稳定的国之大计。为缓解国内水土资源压力,利用“两个市场”发挥农业比较优势,促进国内粮食的供需平衡,近年来中国的谷物进口规模持续扩大^[1]。2023 年,中国谷物进口量为 5 909.5 万吨,同比增长 11.1%。其中,小麦和

收稿日期: 2024-03-18。

基金项目: 2023 年度新时代党的治疆方略理论与实践研究课题(2023ZJFLY26),新疆维吾尔自治区普通高等学校人文社会科学基地基金项目(XJEDU2022XJ007),新疆维吾尔自治区“天池英才”引进计划资助项目(ZX20230101)。

作者简介: 胡青江(1987—),男,河南项城人,讲师,研究方向为国际贸易, E-mail: 523779194@qq.com; 邱旭(1999—),男,新疆克拉玛依人,硕士研究生,研究方向为国际贸易。

玉米的进口量分别为 1 210 万吨和 2 713 万吨, 谷物进口需求庞大且进口增速逐步提升, 中国依然是全球重要的谷物进口大国。目前, 中国谷物进口来源地相对集中, 巴西和美国是重要的谷物进口来源国。2023 年, 中国从巴西和美国的谷物进口额占中国农产品进口总额的 44.21%, 中国对谷物生产国展现出较强的进口依赖性, 谷物进口渠道的集中化与单一化使得国家粮食安全存在较大隐患^[2]。而在当今极端天气频发、国际局部冲突和粮食保护主义抬头等多重因素共同作用下, 国际粮食产量、价格和政策波动明显, 中国粮食安全面临着更为严峻的挑战。如何拓展中国谷物进口渠道对于维护国家粮食安全具有重要的现实意义。

“一带一路”倡议的实施, 为共建国家构建了一个全方位、多层次的互联互通合作平台。自“一带一路”倡议提出以来, 中国与共建国家间的经贸合作日趋紧密。2023 年, 中国与“一带一路”共建国家的进出口贸易总额达到 19.47 万亿元, 同比增长 2.8%, 占中国外贸总值的 46.6%。随着中国与共建国家间的经贸往来日趋紧密, “一带一路”倡议逐渐成为中国与共建国家间经贸合作的重要平台。同时, 中国积极与“一带一路”共建国家在农业及粮食领域开展经贸合作, 并逐渐成为沿线最大的粮食进口国。伴随“一带一路”倡议的深耕细作以及共建国家间的粮食贸易越发紧密, 各国逐渐形成了彼此交织、相互依存的贸易网络。考虑到近年来地缘局势和经贸网络出现的新情况, 各国在贸易网络中的地位及链接关系已悄然发生改变。因此, 探究新形势下“一带一路”谷物贸易网络的拓扑结构与各国在网络中的角色与影响力的变化, 剖析影响网络关系链接的内外部机制具有重要的现实意义。

国际贸易的本质是网络, 任何两国的贸易关系均受到网络中其他国家的影响。目前, 学者热衷于使用社会网络分析法来研究国际贸易的演变特征和影响贸易关系形成的内外部机制^[3-4]。理论上, 在实证层面大多基于区域贸易视角刻画粮食贸易网络的结构特征和影响因素^[5-7]。但这类研究多是停留在对贸易网络结构特征的简单描述, 并未能有效捕捉到网络链接关系形成的驱动机制。在结构特征方面, 研究表明农产品贸易网络度分布不均匀, 满足幂律分布^[8], 也有学者认为网络度分布遵循“二八法则”, 存在核心边缘结构特征^[9]; 有研究表明地理距离是影响贸易关系选择的重要因素^[10]。在影响因素分析方面, 有学者使用修正引力模型研究得出, 政治距离对贸易网络产生负面效应^[11-12], 也有借助 QAP 模型发现地理距离、共同语言、经济差异对贸易网络产生正向关系^[13-14]。但此类研究往往将影响网络关系的外生机制当成外部控制变量或随机扰动项, 而忽略了网络内生机制对节点选择的影响。如杨文龙等将贸易网络存在的结构自相关引入拓展引力模型但仅作为随机干扰项, 无法剖析内生变量的作用机制^[15]。近年来, 指数随机图模型 (ERGM) 基于静态截面数据分析现有网络关系对网络内生关系出现的影响概率, 其综合考量了网络形成的内部与外部驱动机制, 成为分析网络内各节点间形成关联概率的前沿方法^[16], 也被学者广泛引用于贸易领域的相关研究。和聪贤、唐晓彬和崔茂生、许和连等使用 ERGM 模型验证了“一带一路”复杂贸易网络形成的内外机制^[17-19]。刘林青等构建了“一带一路”高端制造业贸易网络, 研究结果表明自由贸易协定、语言、宗教接壤关系以及制度政策等外生变量对贸易网络关系的形成产生间接影响^[20]。但由于 ERGM 忽略了网络关系的形成具有一定的变异性与滞后性, 未考虑节点关系的链接可能受到网络内部节点关系改变与时间波动等因素的综合影响, 使得模型分析存在一定的偏差。对比之下, 时态指数随机图模型 (TERGM) 克服了 ERGM 模型的局限性, 将时间截面数据作为一个整体变量分析网络相关性的同时, 充分考虑到网络关系内的个体稳定性和时间依赖性, 是一种较为严谨的贸易网络分析方法^[16]。已有学者采用 TERGM 模型对“一带一路”共建国家间的石油^[21]、环境产品^[22]和工业机器人^[23]等贸易网络的内外驱动机制展开研究, 但尚未有学者对谷物产品进行研究。

在以往的研究中, 一个显著的不足是对贸易网络内生性结构依赖特征的忽视。虽然学者们普遍关注节点属性和外部环境对贸易网络的影响, 但却鲜少探讨网络本身的内在结构如何驱动贸易关系的演化。特别是, 结构依赖对粮食贸易网络发展路径的影响被长期忽略, 这一点亟须改变。在计量模型方面, 侧重于讨论外生因素对网络内各节点间形成贸易关联的影响, 而对于网络本身存在的内生性驱动因素没有给予足够重视, 不利于揭示和验证其他贸易伙伴对双边贸易关系产生的间接作用。

综上, 现有文献为本文的研究提供了诸多有益参考, 但在研究方法和内容等方面仍具有一定的拓展空间。鉴于此, 本文基于“一带一路”视角, 探究共建国家间的谷物贸易网络结构特征与影响贸易网络关系形成的内外部驱动机制。本文主要可能的边际贡献在于: ①理论上, 将网络内生结构纳入理论分析框架, 拓展学术界对谷物贸易的理论研究; ②方法上, 考虑到内外因素对网络内各节点关系链接的间接影响, 将新近的时态指数随机图模型 (TERGM) 作为实证分析方法, 揭示“一带一路”谷物贸易网络关系形成的内外部驱动机制, 丰富“一带一路”谷物贸易研究的方法论; ③实践上, 以“一带一路”共建国家为案例区, 剖析国家间的地理邻近、法律渊源、耕地面积、人口规模、经济发展水平等对谷物贸易关系形成的影响因素进行分析, 对未来“一带一路”经贸合作的具体实践提供指导意义。

2 谷物贸易网络拓扑结构演变及特征分析

2.1 网络构建

在贸易网络构建上, 本文将参与共建“一带一路”的 65 个国家作为网络节点, 以国家间的谷物贸易量作为有向边, 借鉴马远和徐俐俐^[24]对加权和无权网络的处理方法分别构建了 2006 年、2008 年、2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年、2021 年的有向加权与无权贸易网络, 无权贸易网络用于描述贸易网络的网络整体特征和贸易国之间是否存在贸易关系, 而加权网络则侧重于刻画贸易国之间的关系强度和个体网络特征^[25]。

综上所述, 本文将谷物贸易网络记作 $G_t = (C, E, A_t, W_t)$ 。其中, $C = \{1, 2, 3, \dots, n\}$ 代表矩阵的节点集, 即选取参与共建“一带一路”的 65 个国家作为贸易网络中的节点; $E = \{1, 2, 3, \dots, n\}$ 代表矩阵边集合中的元素, 即在网络内各国通过谷物贸易合作形成的贸易有向边; 矩阵 A_t 描述 t 年的有向无权谷物贸易网络, 矩阵 W_t 描述第 t 年的有向加权谷物贸易网络, 其中 $t = 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2018, 2020, 2021$ 。本文的研究对象为谷物产品, 是根据联合国粮农组织 (FAO) 生产年鉴中对谷物 (cereals total) 的界定, 选择海关编码为 1001~1008 的商品构成“一带一路”谷物贸易网络的指标数据。

2.2 指标选取

2.2.1 个体网络指标介绍

本文通过点度中心度、中介中心度与接近中心度 3 个指标揭示贸易网络内各节点间的关联与集散程度。其中, 点度中心度数值越大说明该节点在网络内有较多的节点与之形成贸易链接, 是用于衡量节点个体网络特征的重要指标; 中介中心度是指在网络内不相邻的两个节点之间的最短路径途经其他节点的概率, 如果某节点被多个节点链接的关系边穿过, 则表示该节点在网络中扮演着重要角色; 接近中心度用于衡量贸易网络内各节点间的依赖程度, 其数值越大说明该节点在网络中处于中心位置且具备独立完成贸易的能力。

表 1 中心度计算公式

指标	公式	含义
中心度	点入度: $ID_i = \sum_{j=1}^N a_{ji}$ 点出度: $OD_i = \sum_{j=1}^N a_{ij}$	a_{ji} 表示从节点 j 到节点 i 的边数, a_{ij} 表示从节点 i 到节点 j 的边数
点度中心度	加权点入度: $WID_t = \sum_{j=1}^N w_{ji}$ 加权点出度: $WOD_t = \sum_{j=1}^N w_{ij}$	w_{ji} 表示节点 j 指向节点 i 的边权重, w_{ij} 表示节点 i 指向节点 j 的边权重

(续)

指标	公式	含义
接近中心度	$C_V = \frac{ V - 1}{\sum_{i \neq 1} d_{vi}}$	$\sum_{i \neq 1} d_{vi}$ 将节点 i 在网络矩阵中对应的行或列所在的单元格值加总
中介中心度	$C_B(u) = \sum_{s \neq v \neq t \in v} \frac{\sigma_{st}(v)}{\sigma_{st}}$	σ_{st} 表示 $s \rightarrow t$ 的最短路径条数, $\sigma_{st}(v)$ 表示经过节点 v 的 $s \rightarrow t$ 的最短路径条数

2.2.2 整体网络指标介绍

本文通过网络密度、平均聚类系数和平均路径长度分析“一带一路”谷物贸易网络的连通性。其中，网络密度用于测量网络内各节点链接的紧密程度；平均聚类系数用于反映网络内节点的聚集程度；平均路径长度反映网络节点间形成关联的路径长度，数值越小说明节点间关系链接越为紧密，反之说明节点间关系较为松散且需要“代理国”担任关系桥梁（表 2）。

表 2 连通性计算公式

指标	公式	含义
网络密度	$D = \frac{M}{N(N-1)}$	N 代表贸易网络中的节点数量, M 表示贸易网络中形成的实际有向边的数量
平均聚类系数	$C_i = \frac{1}{n_i} \sum_i \frac{2E_i}{k_i(k_i-1)}$	k_i 表示贸易中 k 国的贸易伙伴国数量, E_i 表示 i 国与贸易伙伴国之间边的数量
平均路径长度	$E = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{ij} d_{ij}$	d_{ij} 则表示两个节点 i 与 j 之间的测地距离

2.3 谷物网络演变分析

2.3.1 整体网络演变分析

本文使用 Gephi 软件对 2006—2021 年构建的 9 个有向加权矩阵进行处理，采用图密度、平均聚类系数和平均路径长度等连通性指标对“一带一路”谷物贸易网络的整体特征进行描述性分析。

表 3 的数据表明，2006—2021 年，“一带一路”谷物贸易网络的平均聚类系数为 0.558，平均路径长度为 1.812，显示出该网络具有较高聚类性和较短路径长度，呈现区域集聚现象。贸易网络结构的周期性分析揭示了 3 个主要阶段。第一阶段为 2006—2010 年，其间连通性指标呈正增长，表明共建国家谷物贸易联系紧密，贸易路径较短。第二阶段为 2012—2018 年，受欧债危机和全球粮食危机的综合影响，许多传统依赖欧洲市场的谷物出口国纷纷减少出口量，以确保国内粮食安全。这一变化直接导致 2012 年谷物贸易网络的图密度和平均聚类系数急剧下降，网络平均路径长度增加，贸易网络的联通度受阻。然而，随着全球经济逐渐回暖，特别是在“一带一路”倡议的推动下，国家间的谷物贸易网络开始复苏。网络图密度和平均聚类系数逐年提升，平均路径长度相应缩短，显示出贸易网络的结构正在优化，国家间的贸易联系变得更加紧密。第三阶段为 2020—2021 年，受全球新冠疫情和粮食贸易保护政策的综合影响，谷物贸易网络连通性受阻，节点离散现象显现。综上所述，本文认为“一带一路”谷物贸易网络整体具有强聚集性和短贸易路径，存在区域集聚现象，但同时也显示出脆弱性，易受全球经济波动和突发事件影响，导致“离散—聚集”现象。此外，“一带一路”倡议对提升贸易网络连通性和促进国家间谷物贸易联系具有正面影响。

表 3 谷物贸易网络整体特征分析

指标	2006 年	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年	2021 年
图密度	0.290	0.308	0.322	0.184	0.219	0.224	0.229	0.178	0.198

(续)

指标	2006年	2008年	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2021年
平均路径长度	1.688	1.644	1.648	1.984	1.909	1.853	1.822	2.019	1.765
平均聚类系数	0.656	0.671	0.692	0.515	0.533	0.391	0.540	0.447	0.579

数据来源: UN Comtrade 数据库。表 4 至表 7 同。

2.3.2 个体网络演变分析

为进一步探究网络内的节点变化,本文从点度中心度、中介中心度和接近中心度分别分析个体指标排名前五的节点国家,对“一带一路”谷物贸易主要成员国的特征变化进行描述分析。

从点度中心度来看(表 4),2006—2021 年,“一带一路”共建国家的点度中心度排序呈现稳中有变的特点。具体来看,2006—2010 年,泰国位于网络核心位置,中国、印度和巴基斯坦也具有较强的影响力。这一时期,谷物贸易核心国主要集中在以泰国、中国为主的东南亚、东亚地区以及以印度、巴基斯坦为主的南亚地区。点出度方面,泰国是主要的谷物出口大国,印度、越南、俄罗斯等国点出度排名也相对靠前。点入度方面,泰国、印度、中国、巴基斯坦和乌克兰的点入度排名较高,表现出谷物生产国同时具备较强的进口需求。2012—2018 年,印度超越泰国成为谷物贸易网络核心国,俄罗斯和乌克兰的贸易影响力逐步提升,而中国在贸易网络内的影响力持续减弱。点出度方面,印度因本国农业技术革新和政策支持,成为谷物出口大国,泰国、乌克兰、俄罗斯等国排名相对稳定。点入度方面,各国的排名浮动较强,但泰国、印度、中国等国的点入度仍较高。2020—2021 年,乌克兰取代印度成为贸易网络的核心国,俄罗斯、罗马尼亚、土耳其和中国也具备重要地位,贸易中心由南亚向东欧转移。点出度方面,乌克兰和俄罗斯的谷物贸易出口量大幅增加,成为谷物出口核心国,而印度和泰国的点出度排名逐渐降低。点入度方面,阿富汗、土耳其、阿拉伯联合酋长国、塞尔维亚等国家的排名逐渐提升,成为重要的谷物进口国。值得注意的是,中国在 2020 年的点出度排名第五,创历年新高,说明中国向“一带一路”共建国家出口了较多的谷物商品,同时在点入度方面,中国的粮食进口规模逐渐减少,仅在 2021 年位居第三。这些变化可能是由全球新冠疫情、南亚极端高温天气以及各国粮食出口政策的调整所致。

表 4 点度中心度

排名	2006年	2008年	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2021年
1	泰国	泰国	泰国	印度	印度	印度	印度	乌克兰	乌克兰
2	巴基斯坦	中国	印度	阿富汗	乌克兰	泰国	泰国	俄罗斯	俄罗斯
3	印度	印度	中国	阿尔巴尼亚	俄罗斯	巴基斯坦	乌克兰	罗马尼亚	印度
4	中国	乌克兰	巴基斯坦	孟加拉国	泰国	俄罗斯	巴基斯坦	土耳其	土耳其
5	越南	巴基斯坦	乌克兰	泰国	土耳其	罗马尼亚	土耳其	保加利亚	中国

从中介中心度来看(表 5),2006—2021 年,印度、乌克兰、俄罗斯和泰国等谷物生产国的中介中心度排名靠前,说明这些具备贸易优势的谷物生产国在网络内扮演着较为重要的枢纽作用,贸易网络内出现聚集效应。值得注意的是,罗马尼亚、塞尔维亚、保加利亚、阿拉伯联合酋长国与土耳其等国家的中介中心度排名较高,说明这些国家在贸易网络中扮演着“中间人”角色,对于网络内部国家间的谷物贸易起着桥梁作用,对各国的谷物贸易关系的链接产生间接影响。

表 5 中介中心度

排名	2006年	2008年	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2021年
1	印度	泰国	泰国	保加利亚	土耳其	泰国	泰国	俄罗斯	土耳其
2	泰国	印度	印度	孟加拉国	俄罗斯	罗马尼亚	罗马尼亚	乌克兰	俄罗斯

(续)

排名	2006年	2008年	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2021年
3	巴基斯坦	乌克兰	中国	巴林	印度	塞尔维亚	塞尔维亚	阿拉伯联合酋长国	印度
4	中国	巴基斯坦	巴基斯坦	柬埔寨	阿拉伯联合酋长国	阿拉伯联合酋长国	阿拉伯联合酋长国	土耳其	阿拉伯联合酋长国
5	越南	中国	越南	缅甸	乌克兰	俄罗斯	俄罗斯	中国	保加利亚

从接近中心度来看(表6),2006—2021年,印度、乌克兰、俄罗斯和泰国等谷物生产国的排名靠前,说明这些谷物生产国凭借自身积累的贸易优势,在与他国进行谷物贸易合作中具有更强的独立性;中国的谷物贸易独立性较低,需要凭借较多合作伙伴完成贸易;土耳其和罗马尼亚在贸易网络中也具备较高的独立性,说明其凭借“中间人”的角色,在贸易中能够掌握更多的贸易优势,从而增强本国的贸易独立性。

表6 接近中心度

排名	2006年	2008年	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2021年
1	泰国	泰国	泰国	印度	印度	印度	印度	乌克兰	印度
2	巴基斯坦	中国	印度	阿富汗	乌克兰	泰国	泰国	俄罗斯	土耳其
3	印度	印度	中国	阿尔巴尼亚	俄罗斯	巴基斯坦	巴基斯坦	罗马尼亚	俄罗斯
4	中国	乌克兰	巴基斯坦	孟加拉国	泰国	俄罗斯	俄罗斯	土耳其	乌克兰
5	越南	巴基斯坦	乌克兰	巴林	土耳其	罗马尼亚	罗马尼亚	中国	巴基斯坦

综上所述,从点度中心度、中介中心度与接近中心度分析结果可知,在“一带一路”谷物贸易网络内印度、乌克兰、俄罗斯和泰国等谷物生产国在贸易网络内具备明显的贸易优势,展现出较强的出口和进口影响力,具备独立完成贸易的优势,且对网络内其他国家的贸易合作产生重要影响;阿富汗、阿拉伯联合酋长国等国家受地区农业资源限制,需向他国进口谷物商品满足国内粮食需求,是网络内重要的谷物进口国;中国在贸易网络中的点入度排名靠前,远高于点出度排名,是重要的进口大国,需要向他国进口较大规模的谷物商品用于协调国内粮食供需的平衡;土耳其、巴基斯坦、罗马尼亚、阿拉伯联合酋长国等国在贸易网络内扮演着“中间人”角色,对网络内其他国家的谷物贸易合作产生间接影响。

2.3.3 贸易社群演变分析

前文对“一带一路”谷物贸易网络的连通性与个体特征进行了梳理,接下来将从网络演化的社群视角分析其网络结构特征。本文以2006年为起点、以2021年为终点,每隔4年选取一个时间节点进行网络变化趋势观察,使用Gephi和Scimago Graphica软件绘制了2010年、2014年、2018年和2021年4个“一带一路”共建国家谷物贸易网络图进行可视化分析(受篇幅限制此图不做具体展示)。

由测度结果可知,“一带一路”谷物贸易网络的社团演化存在以下结构特征。从网络社群数量来看,2010—2021年,网络社群数量逐渐减少,网络社群数由5个减少至4个,说明以往较小规模的贸易社群逐渐融入较大规模的贸易社会之中,贸易网络的集中化程度得以提升。在社群分布方面,形成了印度社群、中国-泰国社群、乌克兰-俄罗斯社群,以及一些由地理临界国家组成的小型社群。这表明各国倾向于与邻近国家进行谷物贸易,构建区域性贸易网络。值得关注的是,中国在社群网络中的进口规模明显,进一步验证了中国谷物进口大国的地位。中国的谷物进口合作伙伴相对集中,主要为越南、泰国、印度、乌克兰和俄罗斯等核心国,这些国家目前正受地区局势动荡影响,中国的谷物贸易存在较大风险隐患。

2.4 谷物品类的贸易网络分析

为进一步探究玉米、稻谷等具体谷物品类的网络结构特征,本文采用点度中心度指标,对玉米、稻谷在

2006年、2010年、2014年、2018年、2021年点出度和点入度排名前十的情况进行探讨。

2.4.1 玉米贸易网络演变

玉米被广泛用于食品加工、生物饲料、工业制品和生物质能源等多个领域,其种植难度小、产量高,已逐渐成为重要的谷物作物之一。“一带一路”共建国家在玉米贸易网络的点出度和点入度排名浮动较大。总体而言,乌克兰、俄罗斯、塞尔维亚和斯洛伐克等中高纬度国家与印度、泰国、越南、缅甸等中低纬度国家的玉米出口影响力较大,贸易网络的点出度排名较靠前。同时,印度、泰国、乌克兰、俄罗斯等玉米出口大国也拥有较高的点入度,具备庞大的进口需求。阿拉伯联合酋长国、叙利亚、以色列、土耳其、伊朗等农业资源相对匮乏的国家的点入度排名靠前,是玉米进口的主力军。

中国在玉米贸易网络中拥有较高的点出度和点入度排名,且点入度的排名高于点出度排名。这说明中国需向“一带一路”共建国家进口一定规模的玉米用以满足国内需求。中国在玉米贸易网络的点出度、点入度排名的动态分布整体展现出较大的波动性。2006年,中国的点出度、点入度排名分别为第二、第三。2010年,中国从“一带一路”共建国家进出口玉米的规模急剧减少。2014—2018年,中国的点入度排名远高于点出度排名,稳居第一位。这是由于随着中国经济的快速发展和人民生活水平的提高,居民饮食结构不断调整,对肉蛋奶等动物性食品的需求迅速上升,对于作为饲料生产的玉米商品的需求也持续扩大,形成较大的国内产需缺口。同时,自“一带一路”倡议提出,中国与共建国家在农业合作领域签署贸易协议,简化了玉米贸易流程、打破了贸易壁垒、降低了贸易成本,促进中国从“一带一路”共建国家进口大量玉米。随着中国玉米制种技术与种植水平的提升,中国逐渐成为重要的玉米主产国。2021年,中国向“一带一路”共建国家出口了大量玉米,点出度排名位居第一。

2.4.2 稻谷贸易网络演变

稻谷作为重要的口粮作物,被广泛用于食品加工、饲料和工业产品等领域。受饮食习惯影响,亚洲是籼稻、粳稻、糯稻等稻谷作物种植最集中的地区。“一带一路”共建国家的稻谷贸易网络点出度与点入度排名较高的国家具有较高的地理集中度,主要集中在中国、泰国、缅甸、马来西亚、印度、巴基斯坦等国家,沙特阿拉伯、伊朗、阿拉伯联合酋长国、土耳其等国家的稻谷进出口需求也相对较高。泰国、越南、印度、中国、巴基斯坦等稻谷主产国的点入度和点出度排名均处于较高水平,说明这些国家在稻谷贸易中较为活跃。

中国在稻谷贸易网络中的点入度和点出度排名靠前,且点出度高于点入度。中国的稻谷点出度、点入度排名波动性较大。从点入度的时序波动来看,2006年、2014年、2021年中国分别排名第七、第一和第七,仅在2010年和2018年的点入度排名靠后;从点出度来看,中国在2006年、2018年和2018年的点出度排名分别为第六、第六和第一,点出度排名呈现波动上升趋势。总体而言,中国在稻谷贸易网络中具备较强的进出口影响力,且是重要的稻谷进口大国。

3 中国谷物贸易网络分析

中国在“一带一路”谷物贸易中发挥着重要作用。截至2021年,中国与“一带一路”共建国家进行的谷物贸易往来达到1 919.2万吨,相较于2006年的308.5万吨增长522.06%,年均增长32.63%。从谷物进出口的情况来看,2021年中国进口谷物1 778.4万吨,相较于2006年的80.4万吨增加超20倍,年均增长132.07%,中国逐渐成为“一带一路”谷物贸易网络中的进口大国;而中国谷物出口贸易量相对较少,2021年仅出口139.3万吨。这进一步验证了中国在谷物贸易网络中的进口大国身份。具体到小麦、玉米、稻谷的进出口情况,2021年,中国稻谷进出口贸易量为631.1万吨,相较于2006年的301.4万吨增长109.55%,年均增长35.95%。其中,2021年稻谷进口456.8万吨,出口64.9万吨,稻谷进口量远大于出口量。2021年,玉米进出口贸易量为1 430.1万吨,相较于2006年的273.2万吨增长423.71%,年均增速为26.48%。其中,2021年玉米进口量为851.47万吨,远大于出口量。中国小麦进出口规模迅速增长,从2006年的

70.36 万吨增加至 2021 年的 1 780.19 万吨，年均增速高达 151.89%。其中，以小麦进口为主。中国与“一带一路”共建国家的谷物贸易呈现增速快、规模大、以进口为主的贸易特征，小麦、玉米和稻谷的进口需求均大幅提升。

从 2006 年、2010 年、2014 年、2018 年和 2021 年 5 个年份中国谷物（包括小麦、玉米和稻谷）的点出度与点入度排名情况进行分析（表 7），中国的谷物及其类目商品小麦、玉米和稻谷的中心度排名波动性较大，且不同品类商品在贸易网络中的影响程度存在差异性。2006 年，中国的谷物及其类目商品小麦、玉米和稻谷的点出度和点入度排名均比较靠前。2010 年，小麦和玉米的点入度和点出度下降幅度较大。这可能是由于俄罗斯、乌克兰等玉米、小麦主产国当年受极端天气影响造成玉米和小麦产量锐减和美国生物质燃料政策的双重影响，全球小麦和玉米价格出现明显上升。玉米和小麦生产国随即出台相应粮食政策用于维护本国粮食供需平衡，中国当年与“一带一路”共建国家间的玉米和小麦贸易规模也出现萎缩。2014—2018 年，中国谷物贸易的点出度和点入度出现较大波动。其中，小麦的点入度和点出度排名较为靠后，玉米的点入度排名明显高于点出度，点入度排名位居第一。这可能是受当时国内市场供需调节的玉米收储制度改革和国内饲料行业蓬勃发展的多重影响。一方面，国内玉米需求突增，国内玉米供需之间存在较大错配；另一方面，随着国际玉米主产国的产量增加，国内玉米价格与国际玉米价格的竞争优势逐步丧失，使得国内进口大量低价玉米商品，调节国内供需平衡。2021 年，中国谷物点入度和点出度排名分别为第三和第十四，排名较为靠前。小麦的点入度和点出度排名相较 2006 年降幅较大；受国内玉米和稻谷制种产业发展、种植结构调整和农业种植水平提升的影响，国内玉米和稻谷产量增加，中国在 2021 年成为“一带一路”玉米和稻谷贸易网络中的核心出口国，具备较强的出口影响力。

表 7 中国主要年份谷物、小麦、玉米、稻谷点出度及点入度排名

年份	谷物		小麦		玉米		稻谷	
	点入度	点出度	点入度	点出度	点入度	点出度	点入度	点出度
2006	4	6	13	9	2	3	7	6
2010	3	8	46	40	15	25	14	12
2014	29	29	30	13	1	28	1	11
2018	22	9	26	27	1	31	17	6
2021	3	14	38	22	30	1	7	1

4 谷物贸易网络演化的影响机制

上述分析内容已从整体、社群及个体等视角描述了“一带一路”谷物贸易网络拓扑结构特征及演变趋势，并对中国在贸易网络内扮演的角色和贸易影响力的波动做出说明。接下来采用 TERGM 模型，进一步探究“一带一路”谷物贸易网络形成及演变的内外部机理。

4.1 理论机制与模型假设

通常来说，网络中内生机制和外生机制的交互关系会影响特定网络的形成^[26]。内生机制是指贸易网络内通过自我组织形成的局部贸易合作，进而对贸易网络关系链接的影响过程。根据复杂贸易网络理论和动态 TERGM 模型，本文讨论的内生机制包括互惠效应、聚集效应、多连通效应、联通闭合效应以及时间依赖效应。外生机制是指影响贸易网络形成的外生变量。已有学者使用引力模型和 QAP 等传统回归模型方法，验证了在贸易网络中各国倾向于与地理距离、语言文化、贸易协定相近的国家建立贸易联系，自然资源禀赋、经济发展水平较高的国家在贸易中也会受到他国青睐^[27-28]。当前，学者们聚焦研究外生机制对贸易网络关系形成和演变的影响，而对网络内生机制的研究成果相对较少，因此本文着重分析内生机制对“一带一路”谷

物贸易网络关系形成与演化的作用。

4.1.1 互惠效应

互惠效应是网络节点间产生双向链接关系的紧密程度，观测在贸易网络中形成贸易关系的发出国与接收国之间存在互惠互利的贸易关联。考察互惠效应有助于解释网络拓扑结构的形成机制和形成贸易联系的组织原则。Garlaschelli 和 Loffredo 指出，就“一带一路”谷物贸易网络而言，互惠效应是指贸易双方通过交换具有比较优势的资源和要素从而实现互利共赢的合作模式，形成相互依附的贸易关系，进而增强贸易网络的稳定性^[29]。因此，提出假说 H_1 ：“一带一路”谷物贸易网络存在互惠效应，互惠效应有利于增强“一带一路”谷物贸易网络的稳定性。

4.1.2 聚集效应

聚集效应是指在网络中部分拥有较多链接关系的节点，相较于其他链接关系较少的节点更容易获得新节点的青睐，进而演化为网络中的枢纽节点，即验证了社会学中的“马太效应”。Barabasi 指出，就“一带一路”谷物贸易网络而言，这些贸易核心国由于自身长期积累而形成贸易优势，使得新加入网络的国家更倾向于与核心国建立贸易联系，进而在网络内形成较为稳定的贸易依附关系^[30]。基于此，提出假说 H_2 ：“一带一路”谷物贸易网络具有聚集效应，少数国家成为比较活跃的谷物出口国。

4.1.3 多连通效应

多连通效应是指在网络中两个节点可能通过其他节点进行信息传递，表现为某些中间节点既传递信息也接收信息，形成了节点间多重路径传递在一起的趋势。Lusher 等指出，在“一带一路”谷物贸易网络中，多连通效应是指部分国家在谷物贸易过程中既扮演着谷物进口角色，又与其他国家构建出口贸易联系，进而在国家间形成多重连接的贸易关系^[26]。因此，提出假说 H_3 ：“一带一路”谷物贸易网络存在多连通效应，国家间的多重连通路径影响谷物贸易网络结构。

4.1.4 联通闭合效应

联通闭合效应是指在网络内一个节点更容易与之相近的两个节点建立联系，形成新的子群，从而影响网络内部其他节点的关系选择。Cranmer 等指出，在“一带一路”谷物贸易网络中，联通闭合效应是指拥有资源优势的第三方国家会对其他国家在进行谷物贸易的决策时产生影响^[31]。贸易国为了降低谷物贸易中信息不对称或政策变动带来的风险，会优先选择与其盟友之间建立谷物贸易合作关系，以降低外部干扰因素对谷物贸易的冲击。基于此，提出假说 H_4 ：“一带一路”谷物贸易网络具有联通闭合效应，在贸易网络中具有优势的国家会影响其他国家的决策。

4.1.5 时间依赖效应

时间依赖效应是指网络内部关系的形成与演化存在着稳定发展趋势，各节点倾向于维持长期以来形成的贸易依赖关系，构成一定程度的路径依赖，形成较为稳定的网络结构^[28]。从资源禀赋的比较优势来看，各国的资源禀赋差异决定了具备资源优势的国家在谷物贸易中掌握着其出口的数量及价值制定，而资源禀赋较差的国家不得不向优势国家进口谷物以满足其国内粮食需求，即受国家间资源禀赋差异形成的贸易依赖关系短期内不易改变。从贸易成本来看，贸易双方建立信任合作是基于对以往产品的质量和合作方式的认可，随着国家间的谷物贸易合作逐渐深入，更换贸易合作伙伴的贸易成本也随之增加。因此，国家间倾向于深化双向的谷物贸易市场，加深双边谷物贸易依赖关系。基于此，提出假说 H_5 ：“一带一路”谷物贸易网络具有时间依赖效应，贸易双方倾向于维持现有的贸易依赖关系，形成稳定的贸易路径依赖关系。

4.2 模型构建与实证分析

4.2.1 变量测量

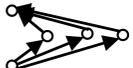
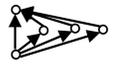
因变量。因变量是指本文构建的“一带一路”谷物贸易网络二值矩阵，若两国存在谷物贸易关系即为 1，

否则为 0。为保障测度结果的全面性，对贸易量不设定阈值，在贸易网络中各国产生谷物贸易往来则在贸易网络中形成网络节点^[14]。

内生机制变量。网络形成的内生机制对网络内各节点的关系选择产生影响。本文的内生机制变量为互惠效应 (*mutual*)、聚集效应 (*istar*)、多连通效应 (*gwesp*)、联通闭合效应 (*gwdsp*) 和时间依赖效应 (*stability*)^[16,32]，具体说明见表 8。由于本文的内生机制变量是测度网络内部的微观结构，传统测量方法难以实现网络内生结构的衡量，故借助随机指数图术语 (*ergm-terms*) 对网络内生机制进行测度^[33-34]。其中，互惠效应 (*mutual*) 衡量贸易双方通过交换具有比较优势的资源 and 要素实现互利互赢，形成稳定贸易依赖关系的可能性，对应假说 H_1 。聚集效应 (*istar*) 是衡量在贸易网络中是否存在贸易核心国吸引其他节点国家与之产生贸易联系的情况，对应假说 H_2 。多连通效应 (*gwesp*) 是衡量贸易双方通过第三方构建贸易合作的倾向，对应假说 H_3 。联通闭合效应 (*gwdsp*) 是衡量具有优势的第三方国家对其他国家在进行谷物贸易决策时的影响程度，对应假说 H_4 。时间依赖效应 (*stability*) 是考察在贸易网络内现已存在的贸易依赖关系在加入个体和时间因素后，是否倾向于维持现有贸易链接的概率，对应假说 H_5 。

外生机制变量。网络中节点的属性对形成网络关系产生重要影响。借鉴相关研究对影响网络节点关系选择的外生因素^[25,35-36]，选取人均 GDP (*PerGDP*) 衡量国家经济发展水平，人均耕地面积 (*PerGDMJ*) 衡量国家谷物供给水平，人口规模 (*POP*) 衡量国内谷物需求水平并其作为控制变量加入模型。同时，引入地理空间网络 (*border*) 和法律渊源网络 (*law*) 考察地理和法律对区域谷物贸易社群网络关系形成的影响。两国存在地理接壤关系则为 1，不存在为 0；同理两国具有相同的法律渊源则为 1，否则为 0。各国人均 GDP、人均耕地面积、人口规模、边界及法律渊源数据来源于 CEPII 数据库，人均耕地面积数据来源于世界银行。

表 8 时间随机指数图模型主要变量介绍

作用类型	变量	构局	说明	假说
内生机制	互惠效应 (<i>mutual</i>)		衡量网络内节点间形成互惠互利相互依赖关系的倾向	假说 H_1
	聚集效应 (<i>istar</i>)		衡量网络内节点的收敛性，考察贸易国在接受其他国际贸易关联的数量	假说 H_2
	多连通效应 (<i>gwesp</i>)		衡量贸易双方通过中间方建立贸易关系的倾向，进而形成多重连通路径的贸易关系	假说 H_3
	联通闭合效应 (<i>gwdsp</i>)		衡量贸易网络中经济体的三元闭合关系，即贸易双方通过共同合作伙伴建立贸易关系的倾向	假说 H_4
	时间依赖效应 (<i>stability</i>)		随着时间的变化，原有贸易格局维持不变对谷物贸易网络演化的影响。其正效应反映贸易网络中存在稳定的贸易链接时，能够促进其他国家谷物贸易关系形成假说	假说 H_5
	变异性 (<i>variable</i>)		随着时间的变化，原有贸易格局发生改变对谷物贸易网络形成的影响。其正效应反映在贸易网络中各国的贸易关系发生改变时，能够促进其他国家的贸易关系的形成	
外生机制	人均 GDP (<i>PerGDP</i>)		使用人均 GDP 代表国家经济发展水平用于衡量形成谷物贸易网络关系的影响。反映经济发展水平对各国产生谷物贸易链接的概率	
	人均耕地面积 (<i>PerGDMJ</i>)		使用人均耕地面积代表国家的谷物种植规模与产量。其正效应反映当某国谷物种植面积和产量较高时，能够促进该国发出更多贸易链接	

(续)

作用类型	变量	构局	说明	假说
外生机制	人口规模 (<i>POP</i>)		使用人口规模代表国家的谷物消费规模。其正效应反映当某国谷物消费规模较高时，能够促进该国接受更多贸易链接	
	地理空间网络 (<i>border</i>)		地理空间网络对谷物贸易网络演变的影响。其正效应反映当贸易国家存在地理临近关系时，能够促进彼此的贸易关系的形成	
	法律渊源网络 (<i>law</i>)		法律渊源贸易网络对谷物贸易网络演变的影响。其正效应反映当贸易国家存在法律渊源相近时，能够促进彼此的贸易关系的形成	
	边界 (<i>edges</i>)		贸易网络中的边的数量，类似于传统回归模型中的截距项，在此视作常数项，一般不作解释	

注：○代表贸易网络内的国家节点，→代表谷物贸易流向，.....→代表其他贸易网络关系。

4.2.2 模型构建

TERGM 模型是基于仿极大似然法对参数进行估计，通过仿真、拟合等步骤对模型进行参数估计和修正直至收敛，进而得到更为科学的参数估计的研究方法。该方法可以有效解释在动态条件下，网络内生机制与外生机制对网络节点间形成链接关系的概率，近年来常被用于贸易网络关系的研究。对于网络外生机制的研究，与以往学者使用引力模型或 QAP 等分析方法将影响各国形成贸易关系的因素当作随机扰动项进行分析的做法不同，TERGM 模型将影响网络形成的外部因素归纳为外生机制，与内生机制对网络关系形成的概率进行整体性分析。基于 TERGM 模型的基本原理，本文着重分析互惠效应、聚集效应、多连通效应、联通闭合效应和时间依赖效应等内生机制^[16,32]与人均 GDP、人均耕地面积、人口规模、地理空间网络和法律渊源网络等外生机制^[21,37]对“一带一路”谷物贸易网络形成和演化的影响机理，模型构建如下：

$$P(N^t / \alpha^t, N^{t-1}) = \frac{1}{m} \exp(\alpha_0 \text{edges} + \alpha_1 \text{mutual} + \alpha_2 \text{istar} + \alpha_4 \text{gwes} + \alpha_5 \text{gwds} + \alpha_6 \text{stability} + \alpha_7 \text{variable} + \alpha_8 \text{PerGDP} + \alpha_9 \text{POP} + \alpha_{10} \text{PerGDMJ} + \alpha_{11} \text{border} + \alpha_{12} \text{law}) \quad (1)$$

式 (1) 中， N^t 、 N^{t-1} 分别表示 t 和 $t-1$ 时期的“一带一路”谷物贸易网络， $1/m$ 表示归一化常数， α 表示未知参数，下角标为影响网络关系形成的网络属性^[18]，分别代表内生机制变量与外生机制变量。内生机制变量包括 *mutual*、*istar*、*gwes*、*gwds*、*stability*、*variable*；*edges* 为网络中的边向量，相当于传统回归模型中的截距项；外生机制变量包括 *PerGDP*、*PerGDMJ*、*POP*、*border*、*law*。

4.2.3 实证分析

本文通过模型对 2006—2021 年“一带一路”谷物贸易网络进行估计和拟合，实证结果如表 9 所示。模型 1 和模型 2 分别引入了互惠效应、聚集效应、多连通效应和联通闭合效应的内生机制进行检验。模型 3 将外生机制变量和协变量的外生机制加入模型进行再检验。模型 4 则加入了时间依赖效应观测模型动态变化，最终形成了所有外生机制与内生机制共同作用下的综合模型。

在内生机制方面，模型 1 至模型 4 中，*mutual* 均显著为正，表明在“一带一路”谷物贸易网络中，贸易双方在进行谷物贸易过程中，能够实现互利共赢的贸易依赖关系，进而增进“一带一路”谷物贸易网络结构的稳定性，假说 H_1 得到验证。值得注意的是，模型 4 中的 *mutual* 系数降至 1.409 0，说明在考虑时间依赖效应后抵消了互惠效应对谷物贸易网络依赖关系形成的作用。在模型 4 中，*istar* 的系数为 0.072 0，显著为正，表明在“一带一路”谷物贸易网络中，存在节点度高的国家能够接收到其他国家的贸易依赖关系并成为谷物贸易网络中的核心国的现象，致使“一带一路”谷物贸易网络形成较强的聚集特征，假说 H_2 得到验证。

证。 $gwesp$ 在模型 2 中呈现显著正相关，表明在“一带一路”谷物贸易网络存在多连通效应，即贸易双方存在通过第三方国家建立贸易联系的倾向，这种倾向有助于解释谷物贸易社群网络的动态演化，假说 H_3 得到验证。在模型 3 和模型 4 中， $gwdsp$ 系数分别为 0.622 3 和 0.500 8，结果显著为正，表明在谷物贸易网络中存在核心国通过影响其他国家的贸易抉择，促进国家间的贸易合作路径倾向于闭合，进而形成三元闭合的现象。在模型 2 中， $gwdsp$ 的系数为 -0.222 7，显著负相关，说明在仅考虑内生机制对网络特征影响的情况下，网络中的节点存在负相关，假说 H_4 得到验证。在模型 4 中， $stability$ 和 $variable$ 的系数分别为 0.894 4 和 0.076 0，结果均显著为正，表明“一带一路”谷物贸易网络的依赖关系形成和演化呈现稳定发展的态势，网络结构存在路径依赖特征，既贸易国之间倾向于与已存在的贸易国进行贸易联系，假说 H_5 得到验证。

外生机制方面，在模型 3 和模型 4 中， $PerGDP$ 、 POP 、 $PerGDMJ$ 的系数均显著为正，这说明在“一带一路”谷物贸易网络内，人均 GDP、人口规模和人均耕地面积对网络节点链接产生影响，与谷物贸易网络形成正向相关性。在协变量方面，模型 4 中的 $border$ 和 law 的系数也都显著为正，说明地理相邻和法律渊源相似的国家更容易建立贸易依赖关系。从模型 1 至模型 4 中可以看出，加入时间依赖效应之后，外生机制变量的系数均出现了不等程度的下降，这说明在考虑时间依赖效应影响之后，节点属性等外生变量“一带一路”谷物贸易网络形成和演化的影响被逐渐抵消。

4.2.4 拟合优度检验

在检验网络拟合效果时，本文利用模型的参数生产大量仿真网络图，然后将网络图中特征指标的值与实际观察到的指标值进行对比，差异越小说明模型拟合效果越好。基于模型 4 的估计参数结果，选择了测地线距离 (Geodesic distances)、二元共享伙伴数 (Dyad-wise shared partners)、共享边伙伴数 (Edge-wise shared partners)、点入度 (Indegree) 三元组普查 (Triad census) 等指标，对参数分布频率进行 500 次 TERGM 仿真模拟。拟合结果显示，子图中箱线图的位置接近实际观测值的置信区间范围内，说明所构建的仿真模拟结果，能够有效地反映“一带一路”谷物贸易网络特征。

4.2.5 稳健性检验

本文通过调整时间间隔，由 2 年调整为 3 年重新得到 6 个贸易观测网络，TERGM 模型的回归结果如表 9 模型 5 所示。调整估计方法，由伪极大似然估计法 (MPLE) 调整为马尔可夫链蒙特卡罗极大似然估计法 (MCMC)，重新对模型进行估计，结果如表 9 模型 6 所示。在修改估计方法和时间间隔后对 TERGM 模型的估计结果进行检验，均呈现显著相关，与模型 4 中的结果基本一致。这说明 TERGM 模型中的互惠效应、聚集效应、多连通效应、联通闭合效应和时间依赖效应等内生性机制与人均 GDP、人均耕地面积、人口规模、地理空间网络和法律渊源网络等外生机制的结果均显著，TERGM 的估计结果较稳健。

表 9 TERGM 模型实证结果及稳健性检验

机制	变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
外生机制	<i>edges</i>	-1.761 9*** (0.091 1)	-2.900 8*** (0.450 5)	-8.493 5*** (0.542 7)	-6.967 0*** (0.449 3)	-6.967 0*** (0.921 5)	-6.967 0*** (0.727 1)
内生机制	<i>mutual</i>	1.938 9*** (0.312 7)	1.988 3*** (0.351 2)	1.791 3*** (0.325 3)	1.409 0*** (0.231 9)	1.409 0*** (0.263 7)	1.409 0*** (0.300 7)
	<i>istar</i>		0.060 2*** (0.007 0)	0.063 1*** (0.006 2)	0.072 0*** (0.012 8)	0.072 0*** (0.009 1)	0.072 0*** (0.008 6)
	<i>gwesp</i>		0.642 1* (0.024 1)	-0.238 1*** (0.020 3)	-0.220 5*** (0.017 6)	-0.220 5*** (0.027 8)	-0.220 5*** (0.029 0)
	<i>gwdsp</i>		-0.222 7*** (0.021 4)	0.622 3*** (0.167 2)	0.500 8*** (0.231 9)	0.500 8*** (0.127 5)	0.500 8*** (0.097 0)

(续)

机制	变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
内生机制	<i>stability</i>				0.894 4*** (0.091 8)	0.894 4*** (0.159 3)	0.894 4*** (0.113 6)
	<i>variable</i>				0.076 0** (0.024 3)	0.075 9* (0.045 7)	0.075 9* (0.039 2)
外生机制	<i>PerGDP</i>			0.162 5*** (0.029 5)	0.121 2*** (0.016 7)	0.121 2*** (0.031 9)	0.121 2*** (0.025 6)
	<i>POP</i>			0.088 0*** (0.020 5)	0.057 0*** (0.006 8)	0.057 0*** (0.009 7)	0.057 0*** (0.009 4)
	<i>PerGDMJ</i>			0.047 8** (0.195 6)	0.039 0*** (0.008 4)	0.038 8* (0.018 2)	0.038 8** (0.012 7)
	<i>border</i>			1.494 4*** (0.160 3)	1.071 6*** (0.266 9)	1.071 6*** (0.227 4)	1.071 6* (0.487 0)
	<i>law</i>			0.198 3*** (0.041 0)	0.156 9** (0.049 6)	0.156 9* (0.059 3)	0.156 9* (0.078 0)

注：***、**和* 分别表示在 0.1%、1%和 5%水平上显著，括号内为标准误。

5 结论与政策启示

5.1 结论

本文基于 2006—2021 年参与“一带一路”共建的 65 个国家谷物贸易数据，测量谷物贸易依赖指数并构建“一带一路”谷物贸易网络，从整体、社群和个体层面系统地分析了谷物贸易网络演变的拓扑结构，并采用 TERGM 模型分析谷物贸易网络演化的内外部驱动机制。结果表明：①从整体上看，“一带一路”谷物贸易网络具有较高的凝聚性和较短的贸易路径长度，呈现区域集聚现象；“一带一路”倡议有利于共建国家形成谷物贸易网络的依赖关系。②从社群上看，“一带一路”谷物贸易网络内社群数量逐渐减少，整体网络密度逐渐提升，说明共建国家间的谷物贸易合作范围更加广泛；地理位置会影响社群网络结构特征；形成了农业资源较强的东南亚、南亚、东欧等谷物出口主导的社团以及农业资源较弱的中东、北非的谷物进口社团。③从个体角度看，“一带一路”谷物贸易网络中印度、泰国、乌克兰、俄罗斯等国是主要的谷物出口国，具有较强影响力；中国是重要的稻谷、玉米等谷物商品的进口大国；罗马尼亚、塞尔维亚、土耳其、阿拉伯联合酋长国等国在贸易网络中扮演“中间人”角色，对其他国家的贸易关系产生间接影响。④从影响机制看，“一带一路”谷物贸易网络的形成和演变受到互惠效应、聚集效应、多连通效应、联通闭合效应和时间依赖效应的内生机制影响，同时也受到各国经济发展水平、人均耕地面积、人口规模、地理空间网络及法律渊源网络等外生机制变量的共同影响。

5.2 政策启示

第一，网络中的核心节点存在聚集效应，对网络结构形成具有较大的影响力。中国在谋求谷物贸易进口渠道稳定时应当加强对印度、俄罗斯、乌克兰、泰国等核心国家的谷物贸易政策变动的关注，及时调整贸易政策或丰富进口渠道，稳定谷物贸易基本盘。同时，巴基斯坦作为中国的邻国在贸易网络中也扮演着“中间人”的角色，加强与巴基斯坦的谷物贸易合作可以丰富进口渠道，保障谷物进口安全。

第二，贸易社群关系形成受到地理因素影响，加强与周边国家的谷物贸易合作对于缓解进口渠道单一的压力、稳定国内谷物价格具有重要意义。其中，越南、老挝、缅甸及中亚五国与中国地理位置相邻，自然资源丰富，具有较大的粮食生产力。因此，应积极深化与接壤国家开展谷物贸易合作，通过互惠互利贸易形成稳定的贸易社群关系，减缓谷物进口压力和区域贸易网络不平衡。

第三,三元闭合性的贸易结构在贸易网络中具有相对稳定性。深化中国与“一带一路”共建国家农业及谷物贸易合作,协同其他贸易伙伴秉承互惠共赢的贸易理念,深化“一带一路”农业及粮食贸易多方位合作形成稳定的贸易关系,协调中国及共建国家的口粮安全。

第四,中国是“一带一路”倡议的提出者、牵头人,同时也是“一带一路”谷物贸易网络中最大的进口国,理应发挥自身作用,与共建国家共同促进谷物贸易规则制度趋于公平化,与共建国家商讨共建多边贸易治理体系改革,缓和谷物贸易摩擦争端,提升“一带一路”谷物贸易网络的紧密程度。

参考文献

- [1] 程国强. 我国农产品进口增长成因与影响 [N]. 中国经济时报, 2013-09-09 (005).
- [2] 姜长云. 改革开放以来我国历次粮食供求失衡的回顾与启示 [J]. 中国农村观察, 2006 (2): 8-15.
- [3] 陈银飞. 2000—2009 年世界贸易格局的社会网络分析 [J]. 国际贸易问题, 2011 (11): 31-42.
- [4] 马述忠, 任婉婉, 吴国杰. 一国农产品贸易网络特征及其对全球价值链分工的影响: 基于社会网络分析视角 [J]. 管理世界, 2016 (3): 60-72.
- [5] 郝晓晴, 安海忠, 陈玉蓉, 等. 基于复杂网络的国际铁矿石贸易演变规律研究 [J]. 经济地理, 2013, 33 (1): 92-97.
- [6] 刘建. 基于社会网络的国际原油贸易格局演化研究 [J]. 国际贸易问题, 2013 (12): 48-57.
- [7] 刘劲松. 基于社会网络分析的世界天然气贸易格局演化 [J]. 经济地理, 2016, 36 (12): 89-95.
- [8] 王祥, 强文丽, 牛叔文, 等. 全球农产品贸易网络及其演化分析 [J]. 自然资源学报, 2018, 33 (6): 940-953.
- [9] 周墨竹, 王介勇. 基于复杂网络的全球稻米贸易格局演化及其启示 [J]. 自然资源学报, 2020, 35 (5): 1055-1067.
- [10] 詹森华. “一带一路”沿线国家农产品贸易的竞争性与互补性: 基于社会网络分析方法 [J]. 农业经济问题, 2018 (2): 103-114.
- [11] 吴群锋, 杨汝岱. 网络与贸易: 一个扩展引力模型研究框架 [J]. 经济研究, 2019, 54 (2): 84-101.
- [12] 马菁, 曾刚, 孙康. 全球数字贸易网络结构演化及影响因素分析 [J]. 地理科学, 2024, 44 (3): 439-450.
- [13] 种照辉, 覃成林. “一带一路”贸易网络结构及其影响因素: 基于网络分析方法的研究 [J]. 国际经贸探索, 2017, 33 (5): 16-28.
- [14] 李翠霞, 苏甜甜, 许佳彬. 世界乳制品贸易网络特征演变及影响因素 [J]. 世界农业, 2023 (2): 24-37.
- [15] 杨文龙, 杜德斌, 马亚华, 等. “一带一路”沿线国家贸易网络空间结构与邻近性 [J]. 地理研究, 2018, 37 (11): 2218-2235.
- [16] 黄孝岩, 李国祥. RCEP 国家农产品贸易网络格局演变及其影响机制研究: 基于复杂网络视角 [J]. 国际经贸探索, 2023, 39 (10): 22-41.
- [17] 和聪贤. 世界大豆贸易网络格局演变及影响机制研究 [J]. 世界农业, 2022 (8): 27-40.
- [18] 唐晓彬, 崔茂生. “一带一路”货物贸易网络结构动态变化及其影响机制 [J]. 财经研究, 2020, 46 (7): 138-153.
- [19] 许和连, 孙天阳, 成丽红. “一带一路”高端制造业贸易格局及影响因素研究: 基于复杂网络的指数随机图分析 [J]. 世界经济, 2015 (12): 74-88.
- [20] 刘林青, 陈紫若, 田毕飞. 结构依赖如何影响贸易网络形成及演化: 以“一带一路”为例 [J]. 世界经济研究, 2020 (6): 106-120, 137.
- [21] 高思齐, 赵媛, 郝丽莎, 等. 基于 TERGM 的“一带一路”国家石油资源流动演化机理研究 [J]. 地理研究, 2024, 43 (5): 1051-1072.
- [22] 贺胜兵, 姜思琦, 周华蓉. 环境产品贸易网络的结构特征及演进机制: 基于共建“一带一路”国家的实证 [J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34 (2): 81-93.
- [23] 贺胜兵, 许宸昊, 周华蓉. “一带一路”工业机器人贸易网络特征及演化机制 [J]. 中国软科学, 2023 (6): 43-55.
- [24] 马远, 徐俐俐. “一带一路”沿线国家天然气贸易网络结构及影响因素 [J]. 世界经济研究, 2017 (3): 109-122, 136.
- [25] 和聪贤, 李秀香. 世界粮食贸易网络结构特征与中国地位变迁研究 [J]. 世界农业, 2021 (5): 64-78.
- [26] LUSHER D, KOSKINEN J, ROBBINS G. Exponential random graph models for social network: theory, methods, and applications [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2012.
- [27] 王介勇, 戴纯, 周墨竹, 等. 全球粮食贸易网络格局及其影响因素 [J]. 自然资源学报, 2021, 36 (6): 1545-1556.
- [28] 袁红林, 辛娜. 中国高端制造业的全球贸易网络格局及其影响因素分析 [J]. 经济地理, 2019, 39 (6): 108-117.

- [29] GARLASCHELLI D, LOFFREDO M I. Patterns of link reciprocity in directed networks [J]. *Physical Review Letters*, 2004 (26): 1-4.
- [30] BARABASI A L. Scale-free networks: a decade and beyond. [J]. *Science*, 2009, 325 (5939): 412-413.
- [31] CRANMER S J, DESMARAIS B A, MENNINGA E J. Complex dependencies in the alliance network [J]. *Conflict Management and Peace Science*, 2012, 29 (3): 279.
- [32] 刘林青, 闫小斐, 杨理斯, 等. 国际贸易网络的演化及内生机制研究 [J]. *中国工业经济*, 2021 (2): 98-116.
- [33] KRIVITSKY P N, HANDCOCK M S. A separable model for dynamic networks [J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 2014, 76 (1): 29-46.
- [34] 陈钰芬, 王科平, 喻成. 中国省际技术转移: 空间关联与内生演化机制 [J]. *科学学研究*, 2023, 41 (1): 38-50.
- [35] 韩冬, 李光泗, 钟钰. “一带一路”沿线国家粮食贸易网络核心结构演变及中国的粮食政策响应 [J]. *农村经济*, 2021 (5): 11-21.
- [36] 李敬, 陈旒, 万广华, 等. “一带一路”沿线国家货物贸易的竞争互补关系及动态变化: 基于网络分析方法 [J]. *管理世界*, 2017 (4): 10-19.
- [37] 陈紫若, 王郑鑫, 谭畅, 等. 中国农产品贸易网络的“双循环”透视: 内生机制与相对重要性 [J]. *世界经济研究*, 2024 (4): 116-133, 136.

Research on the Dynamic Evolution and Mechanism of Cereal Trade Network between China and Countries Participating in “the Belt and Road” Initiative

HU Qingjiang QIU Xu

Abstract: Based on the cereal trade data between countries participating in “the Belt and Road” from 2006 to 2021, a trade network is constructed. Using social network analysis, the topological structure and evolution characteristics of the trade network are analyzed from multiple levels of the whole, community, and individual. The Temporal Exponential Random Graph Model (TERGM) is adopted to dynamically analyze the internal and external mechanisms that influence the formation of the cereal trade network. The study found that: ①From an overall perspective, the trade network has a high average clustering coefficient and a short average path length, indicating the phenomenon of a “small world”. The trade network is fragile and unstable, easily influenced by external uncertainties. ②From a community perspective, the number of communities in the trade network is declining, and the overall integrity of the network is improving. Geographical factors are the key drivers for the formation of trade community networks, and countries tend to establish trade links with neighboring countries. Based on differences in agricultural resource endowments, countries have formed cereal export-oriented communities in Southeast Asia, South Asia, and Eastern Europe, as well as cereal import communities in the Middle East and North Africa with weaker agricultural resources. ③From an individual perspective, countries such as India, Ukraine, Russia, and Thailand have strong trade advantages in the trade network and play the role of trade core countries. Countries like Romania, Bulgaria, Turkey, the United Arab Emirates, and Pakistan play the role of “brokers” in the trade network and have an indirect impact on the choice of trade relations of other countries. China is an important cereal importer in the trade network and has strong influence. ④The cereal trade network is influenced by endogenous mechanisms such as reciprocity, clustering, multi-connectivity, closure, and time-dependence, as well as exogenous mechanisms variables such as per capita GDP, per capita arable land area, population, territorial contiguity network, and legal network of trading countries.

Keywords: “The Belt and Road” Initiative; Cereal Trade Network; TERGM; Food Security

(责任编辑 卫晋津 张雪娇)