

WORLD AGRICULTURE

(Monthly, Started in 1979)

No.12, 2021

Main Contents

- An empirical study of the impact of digital level on agricultural green development
—Based on the panel data 30 provinces of China
..... *FAN Shengyue, LI Yaolong, MA Xiaojie, et al* (4)
- Study on the influence of internet use on farmers' land management scale
..... *LI Siqi, ZHANG Zhen, CHENG Ziyi, et al* (17)
- Social isolation during COVID-19, imbalance between supply and demand, and egg price adjustment
..... *Ma Yiming, Wei Feng* (28)
- Study on the effect of e-commerce participation on farmers' income-increasing
—An empirical analysis based on endogenous switching regression models
..... *YU Hao, Wang Yu, LI Liudi, et al* (40)
- Can agricultural technology training promote the adoption of soil testing and formula fertilization
technology for apple growers?
—From the perspective of different land size
..... *XUE Wen, LI Xingguang, HUO Xuexi* (49)
- Research on the structure, efficiency and influencing factors of agricultural products trade between
China and RCEP member countries
—Based on empirical analysis of sub-products
..... *CHEN Yusheng, WANG Yanmei* (72)
- The impact of logistics performance on the export trade of fresh agricultural products in China
..... *Wan Zhouyan, Xiao Yan* (84)
- Research on consumers' cognition, emotion and willingness to safety certified agricultural products
under information asymmetry
—An empirical study based on 12 cities in East China
..... *WANG Jianhua, Li Jiamin* (94)

Edited by World Agriculture Editorial Office

E-mail: shijienongye2008@126.com

Periodical Publications: No.82-130

Published by China Agricultural Press Co., Ltd.

Address: No.18 Building Maizidian Street,

Chaoyang District, Beijing, China 100125

Editor in Chief: Hu Leming

Vice-Editors in Chief: Zhang Lisi Xu Hui

Executive Chief Editor: Jia Bin

Editors: Wei Jinjin Zhang Xuejiao Zhang Wenting

Tel: 010-59194435/988/990

Fax: 010-65005665

Website: <http://sjny.cbpt.cnki.net>

编辑委员会

(按姓名笔画为序)

丁声俊 才学鹏 万建民
马有祥 马洪涛 王广斌
王 钊 王林萍 孔祥智
邓秀新 左常升 平 璞
叶兴庆 冯东昕 匡远配
朱 明 朱信凯 朱 晶
刘天金 刘汉武 刘国道
刘 艳 严端祥 杜志雄
李树超 李翠霞 杨万江
杨振海 杨敏丽 何秀荣
宋 昱 宋洪远 张广胜
张 弘 张兴旺 张安录
张陆彪 张林秀 张显良
张海森 张越杰 陈邦勋
陈昭玖 陈剑平 陈 萍
陈盛伟 罗必良 周应恒
屈四喜 赵帮宏 赵鸭桥
胡乐鸣 姜长云 贺军伟
聂凤英 聂新鹏 夏敬源
倪洪兴 栾敬东 高 强
郭 沛 唐 忠 黄伟忠
黄延信 崔利锋 隋鹏飞
彭剑良 韩沛新 程国强
程金根 童玉娥 谢建民
蒲春玲 雷刘功 樊胜根
潘文博 潘利兵 霍学喜

目 次

热点聚焦

数字化水平对农业绿色发展影响的实证研究

——基于中国 30 个省份的面板数据

..... 樊胜岳 李耀龙 马晓杰 等 (4)

互联网使用对农户土地经营规模的影响研究

..... 李思琦 张 振 陈子怡 等 (17)

政策研究

社交隔离、供需失衡与鸡蛋价格调整

..... 马一鸣 韦 锋 (28)

农户参与电子商务的增收效应研究

——基于内生转换模型的实证分析

..... 于 浩 王 玉 李柳笛 等 (40)

分析预测

施肥技术培训能否促进测土配方施肥技术采纳

——基于不同土地经营规模视角

..... 薛 文 李星光 霍学喜 (49)

新发展格局下中国农业全球价值链位置测度与提升研究

..... 周南南 于文洁 (58)

环球瞭望

中国与 RCEP 成员国农产品贸易结构、效率及影响因素研究

——基于细分产品的实证分析

..... 陈雨生 王艳梅 (72)

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
 中国人民大学国际学院

物流绩效对中国生鲜农产品出口贸易的影响研究

..... 万周燕 肖 艳 (84)

中国 农业

信息不对称下消费者对安全认证农产品的认知、情感与意愿研究

——基于华东地区 12 市的实证研究

..... 王建华 李佳敏 (94)

外出务工经历对长江流域水稻种植规模的影响

——以贵州、湖北、江苏和浙江 1 113 个农户为例

..... 孙艺夺 胡瑞法 张 超 (107)

国际 粮农 动态

农产品价格指数达到近十年来的最高水平等 2 则 (118)

贸易 监测

2021 年 11 月世界农产品供需形势预测简报 梁 勇 杨海成 (119)

其 他

新冠肺炎疫情冲击下全球农业显韧性

..... 焦 点 邢晓荣 刘 博 (124)

英文 摘要

MAIN ABSTRACTS (127)

主 编 胡乐鸣
副 主 编 张丽四 徐 晖
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

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
出版日期 2021 年 12 月 10 日
地 址 北京市朝阳区麦子店街
 18 号楼
邮 编 100125
电 话 (010)59194435/988/990
传 真 (010)65005665
投稿网址 <http://sjny.cbpt.cnki.net>

广告发布登记：
 京朝工商广登字 20190016 号

ISSN 1002 - 4433
CN 11-1097/S

定 价 18.00 元

凡是同意被我刊发表的文章，视为作者
 同意将其文章的复制权、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**

● 热点聚焦

数字化水平对农业绿色发展影响的实证研究

——基于中国 30 个省份的面板数据

◆ 樊胜岳 李耀龙 马晓杰 刘红

(中央民族大学经济学院 北京 100081)

摘要: 农业绿色发展是中国生态文明建设的重要实践, 数字技术革命为农业绿色转型发展提供了新机遇。本文综合运用熵权 TOPSIS 法、SDM 模型等方法, 分析了 2010—2019 年中国 30 个省份农业绿色发展水平的时空特征以及数字化水平对农业绿色发展的影响。结果表明: 研究期内农业绿色发展水平稳步提升, 呈现明显空间集聚特征, 核心增长动力来自社会经济效益, 但农业生产和农业生态发展水平欠佳。数字化水平与农业绿色发展间呈倒 U 形关系, 提升数字化水平有助于推动农业绿色发展, 但过度的数字化投入并不能持续促进农业绿色发展水平提升。进一步研究发现, 数字化水平对农业绿色发展的影响存在空间溢出效应, 相邻省份数字化对本地区农业绿色发展起到先促进后抑制的作用。基于上述结论, 本文提出重点加强农业生态文明建设, 推动农业绿色转型发展; 加大数字化基础设施投入, 缩小地区间农业绿色发展水平差距; 完善数字化建设规划, 确保资源投入合理的建议。

关键词: 数字化; 农业绿色发展; 空间杜宾模型; 空间溢出效应

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2021.001

1 引言

农业绿色发展是实现农业可持续发展的必由之路, 是破解资源环境约束和满足人民美好生活需要的必然要求^[1]。农业绿色发展的概念可以追溯到绿色经济和生态经济^[2-3], 强调经济、社会、自然的系统性、整体性和协调性^[4], 包括农业生产生态生活过程的全方位绿色化及农业生产系统修复、农业资源保护等内容, 是农业发展方向和目标。改革开放以来, 中国农业发展取得突出成就, 但传统农业的高产出以大量化学品投入、资源掠夺性开发利用为条件, 无法兼顾农业生产、农业生态和社会经济效益, 形成农业发展“不可能三角”。

长期粗放型农业发展方式造成当下面临资源约束趋

收稿日期: 2021-08-03。

基金项目: 国家自然科学基金项目“以公共价值为基础的沙漠化治理政策绩效评价与校验”(41371529), “制度因素对沙漠化影响的定量分析”(41071353), 中央民族大学“铸牢中华民族共同体意识”研究专项“铸牢中华民族共同体意识视角下民族地区数字乡村建设研究”(2021MDZL15), 中央民族大学硕士研究生自主科研项目“‘三区三州’生态服务价值研究与补偿评估”(SZKY2021132), “相对贫困治理视角下民族地区数字乡村建设研究”(SZKY2021113)。

作者简介: 樊胜岳(1962—), 男, 山东郯城人, 博士, 教授, 研究方向: 生态经济、环境资源经济, E-mail: syfanac@163.com; 李耀龙(1994—), 男, 山西吕梁人, 硕士研究生, 研究方向: 生态经济、数字经济, E-mail: liyaolongmuc@163.com; 刘红(1976—), 女, 河北泊头人, 博士, 副教授, 研究方向: 区域经济, E-mail: hongliu2001@muc.edu.cn。

通信作者: 马晓杰(1997—), 女, 山西吕梁人, 硕士研究生, 研究方向: 数字乡村, E-mail: maxiaojie2021@yeah.net。

紧、环境污染严重、生态破坏退化的严峻局面。数字技术的进步为突破当前农业发展瓶颈, 走出一条产出高效、产品安全、资源节约、环境友好的绿色发展道路提供了新思路。数字技术是数字经济发展的核心驱动力, 数字化的知识和信息是关键生产要素, 互联网、物联网、大数据、云计算等数字技术在农业领域的广泛应用, 将数据和信息要素纳入农业系统, 有助于优化要素配置和提升农业的生产效率、生态效率和经济效率, 实现农业系统的高效协调发展。那么, 10 多年来中国农业绿色发展水平及时空特征如何? 地理集聚有何规律? 是否存在空间溢出效应? 数字化水平提升对推进农业绿色发展有怎样的影响? 回答这些问题, 对了解中国农业绿色发展现状, 探求数字化水平对农业绿色发展的影响有一定意义, 从而对进一步提升数字化水平推进农业绿色发展提供参考。

当前学术界对农业绿色发展的探讨多为概念内涵、原则阐述、实现路径等方面的定性研究, 对农业绿色发展相关的评价多集中于农业现代化、可持续发展和农业生态效益方面, 直接对农业绿色发展水平进行评价的研究较少^[5-7]。由于对农业绿色发展的内涵理解不同, 对农业绿色发展评价的指标构建也存在差异。一些学者认为农业绿色发展要突出系统目标, 实现资源节约利用、农业环境友好、生态系统稳定、绿色供给高效, 因此从这四个方面构建评价体系^[1,8]; 一些学者则认为农业绿色发展是在资源环境约束下实现生产效益、生态效益和经济效益最大化, 因此从农业生产、农业生态和经济发展三个层面构建指标体系^[9-10]。熵权 TOPSIS 法、熵值法、层次分析法、主成分定权法是评估农业绿色发展水平的常用研究方法, 数据包络分析法 (DEA)、非期望产出的基于松弛测度的方向距离函数 (SBM-Undesirable) 和非径向、非导向的基于松弛测度的方向性距离函数 (SBM-DDF) 是测度农业绿色全要素生产率的基本模型。已有研究从财政支出、科技投入、劳动力素质和农业结构等角度分析了对农业绿色发展水平的影响, 地理探测器、多元回归模型为上述因素常用分析手段^[11-12], 单驱动因素分析主要为农地规模化经营、环境规制、产业集聚效应^[13-15]。

结合已有研究发现: 第一, 研究范围上, 明确

提出农业绿色发展的文献定性研究较多、定量研究较少, 且研究范围多为省域或城市群。例如, 戴致光研究发现辽宁省 2002—2018 年各市农业绿色发展水平直线上升, 但资源利用和生态优化水平欠佳^[16]; 查建平等利用熵权综合评价法对沿黄九省(区) 2012—2018 年的农业绿色发展指数进行测算, 发现沿黄九省(区) 农业绿色发展水平较低, 且区域间差异较大, 农业污染严重^[17]; 魏琦等从资源节约、环境友好、生态保育和质量高效构建评价体系测算了 2012—2016 年中国农业绿色发展水平指数^[8]。在已有对农业绿色发展水平的研究中, 概念理解、指标选取和评价方法等各有不同, 导致区域间无法直接进行比较分析, 因此本文选取 2010—2019 年 30 个省份面板数据, 从农业生产、农业生态和社会经济三个农业子系统角度出发构建评价指标, 对区域间农业绿色发展水平空间集聚特征进行分析。第二, 研究角度上, 农业绿色发展水平影响因素多集中在经济水平、环境规制、基础设施等方面^[18], 探讨数字化影响农业发展和农村治理的文献多为理论阐述, 缺乏实证分析。孙晓欣和马晓冬发现财政支出、基础设施对农业现代化水平的影响存在区域差异^[19], 郭永杰等也认为农业绿色发展水平的影响因素存在地域差异性^[20], 但以往研究中农业绿色发展影响因素的时空差异却被忽视。

综上所述, 本文以 2010—2019 年中国省级农业绿色发展水平为研究对象, 基于熵权 TOPSIS 综合评价法和空间自相关分析, 研究了中国农业绿色发展水平的时空特征, 并利用空间杜宾模型考察了中国数字化水平对农业绿色发展的影响, 以期在数字农业转型和数字经济的背景下, 为优化数字化水平建设、加快农业绿色转型提供经验支撑。

2 理论假设

2.1 数字化水平测度

数字技术是数字经济的核心驱动力, 数字化发展包括数字产业化和产业数字化^[21], 分别体现为数字技术的发展和数字应用服务的扩散。关于数字化水平测度的方法不一, 主要集中在数字基础、数字经济和数字化应用方面。范合君和吴婷从生产数字化、消费数字化和流通数字化构建区域数字化水平

评价体系^[22]；焦帅涛和孙秋碧从数字化基础、数字化应用、数字化创新、数字化变革四个方面测算数字经济发展指数^[23]；周青等从数字化接入、数字化设备、数字化装备、数字化平台建设选取指标衡量数字化水平^[24]。考虑到数字化主要表现为基础设施

和数字应用，参考韩海彬和张莉^[25]、古川和黄安琪^[26]的研究，将数字化基础设施投入水平和数字化应用水平作为数字化水平测度一级指标，具体衡量指标选取见表 1。

表 1 数字化水平测度指标

变量	构建指标	衡量指标	权重	正逆向
数字化水平	数字化基础设施水平	互联网宽带接入端口 (万个)	0.192 3	+
		局用交换机容量 (万门)	0.210 5	+
		移动电话交换机容量 (万户)	0.128 1	+
		移动电话基站 (万个)	0.183 4	+
		光缆线路长度 (千米)	0.206 2	+
		互联网普及率 (%)	0.019 1	+
		互联网宽带接入通达的行政村比重 (%)	0.060 4	+
	数字化应用水平	移动短信业务量 (亿条)	0.222 0	+
		货物周转量 (万吨)	0.113 4	+
		电子商务销售额 (亿元)	0.078 3	+
		邮政业务总量 (亿元)	0.164 2	+
		电信业务总量 (亿元)	0.232 0	+
		快递业务收入 (万元)	0.190 1	+

注：经济指标统一为 2010 年基期，剔除通货膨胀率。表 2 同。

测度方法上，已有研究多采用熵值法、主成分分析法、层次分析法、熵权 TOPSIS 法、专家打分法^[27-28]，参考季永月等^[29]的研究，本文最终确定使用熵权 TOPSIS 法，这是对传统 TOPSIS 评价法的改进，通过熵权法确定各指标的权重，可以有效消除主观因素的影响，进而通过 TOPSIS 法来确定评价对象水平。具体评价方法如下：

第一，设指标测度值为 x_{ij} ，表示为 i 地区的第 j 个指标的数据。

第二，为了消除不同指标之间量纲的影响，分别对正向指标和逆向指标做极差标准化处理。

$$\text{正向指标: } x'_{ij} = (x_{ij} - x_{\min}) / (x_{\max} - x_{\min}) \quad (1)$$

$$\text{逆向指标: } x'_{ij} = (x_{\max} - x_{ij}) / (x_{\max} - x_{\min}) \quad (2)$$

第三，计算第 j 项指标下第 i 个地区指标值的比重 p_{ij} ：

$$p_{ij} = x'_{ij} / \sum_{i=1}^m x'_{ij} \quad (3)$$

第四，计算第 j 项评价指标的熵值 e_j ：

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln p_{ij} \quad (4)$$

第五，计算第 j 项评价指标的权重 w_j ：

$$w_j = (1 - e_j) / \sum_{j=1}^n (1 - e_j) \quad (5)$$

第六，确定权重规范化矩阵的元素按下式计算：

$$r_{ij} = x'_{ij} \cdot w_j \quad (6)$$

第七，确定正理想解 V_j^+ 和负理想解 V_j^- ：

$$V_j^+ = \max\{r_{1j}, r_{2j}, \dots, r_{nj}\};$$

$$V_j^- = \min\{r_{1j}, r_{2j}, \dots, r_{nj}\} \quad (7)$$

第八，计算各方案与正理想解 V_j^+ 和负理想解 V_j^- 的欧氏距离：

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (V_j^+ - r_{ij})^2},$$

$$S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (V_j^- - r_{ij})^2} \quad (8)$$

第九，计算数字化水平评价指数贴近度 T_i ：

$$T_i = \frac{S_i^+}{S_i^+ + S_i^-} \quad (9)$$

式中, $T_i \in (0, 1)$ 。 T_i 值越接近于 1, 表明数字化水平越优, 反之则越劣。

2.2 农业绿色发展水平测度

学术界对于农业绿色发展的概念界定有多种观点^[10, 30-31], 但本质上都认为是一种以生态环境容量和资源承载力为准, 实现资源节约、环境友好、生态保育、产品安全的农业高质量发展。可以发现, 农业生产系统、农业生态系统和社会经济系统是农业绿色发展的重要组成部分, 三者之间相互贯通, 有助于提升农业综合效益, 最终实现人与自然的和谐统一。基于此, 本文参考魏琦等^[8]、杨骞等^[11]、崔元锋等^[32]、黄少坚和冯世艳^[33]对农业绿色发展水平测度的研究, 从农业生产、农业生态和社会经济三个维度构建农业

绿色发展指标体系, 测度方法为熵权 TOPSIS 法。

农业生产方面主要包括投入与产出, 二者的提升在一定意义上也代表了农业生产的高效率, 这也是衡量农业绿色发展的绝对化指标^[11, 32]。农业生态方面, 环境治理力度的提高与资源利用率提升, 有利于实现农业发展的节约资源与环境友好^[8]。社会经济方面, 农业产值、农民收入以及土地、劳动力等资源的经济效益, 安全、可追溯食品的社会效益, 正是农业绿色发展的直接体现^[33]。农业绿色发展的指标分为正向指标和逆向指标, 表明所选指标与农业绿色发展水平之间的关系, 具体指标选取见表 2。例如, 农业机械总动力越高, 表明农业绿色发展水平越好; 农药使用强度越低, 表明农业绿色发展水平越高。

表 2 农业绿色发展指标体系

一级指标	二级指标	衡量指标	权重	正逆向
农业生产 (权重 0.333 3)	生产投入	农业就业人员 (万人)	0.115 5	+
		农村用电量 (亿千瓦时)	0.291 1	+
		农业机械总动力 (万千瓦)	0.174 6	+
		农村第一产业固定资产投资额占第一产业总值比重 (%)	0.089 1	+
	农业产出	耕地面积粮食单位产量 (万吨/万公顷)	0.066 7	+
		总产量 (万吨)	0.140 3	+
农业生态 (权重 0.333 3)	环境治理	人均粮食产量 (千克/人)	0.122 7	+
		自然保护区比例 (%)	0.255 0	+
		森林覆盖率 (%)	0.206 7	+
	资源利用	环保投入力度 (%)	0.180 5	+
		农药使用强度	0.047 5	-
		化肥使用强度	0.067 3	-
		农用塑料薄膜使用率 (%)	0.026 1	-
节水灌溉面积占比 (%)	0.216 8	+		
社会经济 (权重 0.333 3)	经济效益	耕地面积粮食单位产值 (万元/公顷)	0.174 6	+
		农村居民可支配收入 (元)	0.135 3	+
		农业人均 GDP (元)	0.060 5	+
		土地生产率 (万元/公顷)	0.103 3	+
	社会效益	绿色食品获证企业数量	0.194 1	+
		绿色食品获证产品数	0.194 5	+
		全国农产品地理标志	0.137 7	+

2.3 数字化水平对农业绿色发展的影响分析

数字化转型和数字经济为传统农业发展带来新机遇。数字化基础设施服务不断向农村延伸, 数字技术渗透农业生产、农村发展和农民生活, 推动农业产业结构升级, 提升农村公共服务水平和乡村治理水平。

互联网作为兼具资本投入和通用技术渗透的数字化基础设施, 可以有效缩小城乡数字接入鸿沟, 降低农户生产经营决策的信息成本、管理成本, 创新农业生产方式, 有利于提高农业生产效率^[34-35]。数字化基础设施普及为农村带来新思想、新知识、新技术, 促进优

质教育资源通过网络平台向农村流动,对实现农业科学生产、提升农村人力资本、带动农户创业、提高农民生态意识具有积极作用。以互联网、云计算等现代科技为依托的数字化产业发展有利于农户了解市场需求变化,及时调整生产计划、优化产品结构,以缓解农产品滞销、优化农业资源配置,实现多层次供需匹配。已有研究证实,数字化水平与区域创新绩效之间并非线性相关关系,当区域数字化投入饱和后继续投入将会带来资源浪费、运行低效,反而脱离最优创新绩效水平^[24]。由于农业数字化转型后仍不能完全解除传统农业生产要素的约束,这些要素的相对有限属性决定了农业发展水平并不能随数字化水平提升而持续提升。当数字化产业发展程度满足农业发展需要,实现农业生产、农业生态与社会经济子系统协调高效运转时,继续投入发展数字化产业将带来信息冗余,导致产业内竞争内耗、加大数字化服务治理难度、影响农户合理利用数字化资源,反而制约农业绿色发展水平的进一步提升。

知识和信息作为生产要素具有受地理位置限制小、流动性强、易于传播的空间溢出效应。农业绿色发展的影响因素可归为两类,一类是地形条件、气候温度、生态环境等自然条件,另一类是经济水平、技术创新、环境规制等社会经济特征。自然条件方面,地理区位决定的农业生产自然条件的天然空间溢出使得相邻区域农业生产生态环境更可能趋同。社会经济特征方面,一是数字技术的空间溢出效应影响相邻地区数字化水平进而作用于农业绿色发展;二是数字技术在各领域的广泛应用对各类社会经济特征产生影响,各要素交织共同作用于农业绿色发展。因此,农业绿色发展不仅与本地区数字化水平相关,还可能与相邻地区数字化水平存在关联。

通过上述分析,本文提出以下两个研究假设。

H1: 数字化水平与农业绿色发展之间呈倒 U 形关系。

H2: 数字化水平对农业绿色发展的作用存在空间溢出效应。

3 研究方法 with 模型设定

3.1 空间自相关分析

空间自相关分析主要是指地理空间区域上,某

种属性值与其相邻空间区域的同一属性值之间的相关程度,一般利用空间自相关系数来度量。

全局 Moran's I 测度了空间集聚度,计算公式如下:

$$Global\ Moran's\ I = \frac{\left[\frac{n}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \right] \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (10)$$

局部 Moran's I 进一步解释了冷点区和热点区:

$$Local\ Moran's\ I = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})}{\sum_{j=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (11)$$

式(10)和式(11)中, w_{ij} 为空间权重矩阵的元素,本文采用一阶邻近矩阵设置空间权重,逐年计算*i*省的农业绿色发展水平,其中 y_i 代表当年第*i*个省份的农业绿色发展水平; y_j 表示当年除第*i*个省份外其他省份的农业绿色发展水平。

3.2 模型设定

本文通过构建空间模型考察中国数字化水平对农业绿色发展的影响,建立广义嵌套空间模型(GNS)进行分析。

$$GDA_{i,t} = \rho W_n GDA_{i,t} + X_t \beta + W_n X_t \theta + \mu_i + \alpha_t + v_i \quad (12)$$

$$u_i = \lambda W_n \mu_i + \epsilon_i \quad (13)$$

式(12)和式(13)中,下标*i*和*t*分别表示省份和年份; $GDA_{i,t}$ 表示第*t*年*i*省(自治区、直辖市)的农业绿色发展水平, X_t 为核心解释变量及一系列控制变量, μ_i 表示其他未被纳入模型但会对被解释变量造成影响的固定效应, α_t 表示时间效应。 W_n 为邻近空间权重矩阵的元素; ρ 表示农业绿色发展的空间溢出效应,代表邻近地区的农业绿色发展程度对本地区农业绿色发展的影响; θ 代表其他地区的解释变量对本地区绿色发展的影响; μ_i 代表个体异质效应; $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。当 $\lambda=0$ 时,即为空间杜宾模型(SDM);若 $\theta=\lambda=0$,为空间自回归模型(SAR);当 $\rho=\theta=0$,为空间误差模型(SEM);若 $\rho=0$,为广义的空间自回归模型(SAC);当 $\rho=\theta=\lambda=0$,为普通

面板数据模型。

其中，被解释变量：农业绿色发展（GDA）。核心解释变量：数字化水平（digitization）。控制变量：政策支持（gov），采用省份当年科技支出占所在地区的一般公共预算比重；科技水平（tech），采用各省份研究与试验发展（R&D）经费内部支出占财政支出的比重；人力资本（human），使用各省份每十万人中高等学校在校大学生人数代替；区域经济发展水平（lnGDP），反应地区经济发展水平，用该地区的当年国内生产总值取对数来衡量。

变量的描述性统计见表 3。可以发现全国数字化水平均值仅有 0.154，省份间的数字化水平差距较大。主要原因有两点：一是时间上，数字化水平的区域差距呈现不断加大的趋势，存在强者越强的“马太效应”，同时空间上还存在明显的集群效应，大型城市群在数字化发展过程中作用明显，京津冀、长三角、关中平原城市群增速领先^①；二是由于中国城乡之间对数字化基础设施建设、应用程度以及创新能力的差别而造成的信息落差。2018 年 6 月 6 日工业和信息化部^②指出，以推进网络基础设施建设为突破口，加快网络扶贫应用为方向，不断缩小城乡“数字鸿沟”。这在一定程度上为中国数字化发展带来了福利。

表 3 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农业绿色发展	300	0.239	0.059	0.140	0.481
数字化水平	300	0.154	0.140	0.001	1.000
政策支持	300	0.020	0.015	0.004	0.068
科技水平	300	0.016	0.011	0.003	0.063
人力资本	300	0.026	0.008	0.011	0.062
区域经济发展水平	300	9.409	0.833	7.208	10.949

注：农业绿色发展、数字化水平由熵权 TOPSIS 法所得。

3.3 数据来源

本文样本数据由 2010—2019 年中国 30 个省份的面板数据组成（西藏、港澳台等地区部分数据不可获得，因此将其剔除研究范围），主要来源于《中国统计年鉴》（2011—2020 年）、《中国农村统计年鉴》（2011—2020 年）、《中国环境统计年鉴》（2011—2020 年）、《中国科技统计年鉴》（2011—2020 年）、《绿色食品统计年报》（2011—2020 年）以及各省份的统计

年鉴（2011—2020 年）。缺失数据采用均值替换法和回归替换法插补。

4 农业绿色发展水平分析

4.1 农业绿色发展水平时空特征

本文利用熵权 TOPSIS 法测算出 2010—2019 年中国 30 个省份的绿色发展水平指数，绘制了农业绿色发展水平的变化趋势曲线^③（图 1），并通过比较 2010 年、2014 年、2019 年各省份的农业绿色发展水平来分析中国农业绿色发展水平的时空特征。

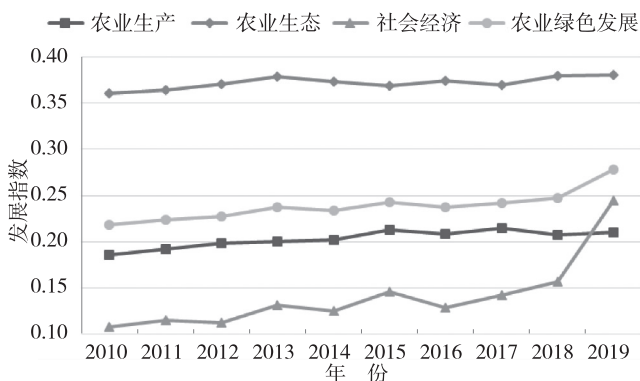


图 1 农业绿色发展水平及三个子系统指数变化

从时间上来看，研究期内农业绿色发展总体水平较低，但随着时间推移稳步上升，各省份农业绿色发展均值由 0.22 上升到 0.28，年均增长率为 2.5%，农业生产、农业生态、社会经济发展指数年均增长率分别为 1.3%、0.5%、8.5%。由图 1 可知，研究期内社会经济发展指数增势明显，除 2012 年、2014 年和 2016 年略有下滑外，其余年份均稳步升高；农业生产发展指数在 2010—2019 年围绕 0.20 起伏波动；农业生态发展指数从 0.36 上升到 0.38，上升趋势微弱。可见，2010—2019 年农业绿色发展水平提升的主要贡献来自社会经济子系统，农业生产和农业生态发展指数较为缓慢。说明研究期内社会经济发展水平增长稳定迅速，但农业生产和农业生态水平增长缓慢。未来应加快生产方式转

① 腾讯研究院. 数字中国指数报告 2019 [EB/OL]. (2019-05-28) [2021-11-05]. <https://www.tisi.org/15098>.

② 工业和信息化部. 关于推进网络扶贫的实施方案 (2018—2020 年) [EB/OL]. (2018-06-06) [2021-11-05]. http://www.cpad.gov.cn/art/2018/6/6/art_46_85023.html.

③ 图中各年的农业绿色发展水平为各省份当年农业绿色发展水平均值。

型, 加大生态文明建设力度, 实现农业生产、农业生态、社会经济各个子系统高效协调运转, 全面推进农业绿色转型发展。

从空间来看, 各省份农业绿色发展水平区域差异较大, 从高到低依次为东部、中部、西部。这主要是由于研究期内农业生产、农业生态发展非常缓慢, 对农业绿色发展水平起决定性作用的是社会经济发展指数, 而较西部地区而言东部和中部经济更为发达, 社会经济效益更为突出显著。此外, 处于相对较高发展水平的地区逐步增多, 其中四川、云南、内蒙古等西部地区和湖北、安徽、江西、湖南等中部地区农业绿色发展水平增长趋势明显, 均由 2010 年相对较低水平发展到 2019 年相对较高水平; 黑龙江、江苏、浙江等一直处于农业绿色发展相对较高水平。同时, 农业绿色发展水平空间集聚特征明显, 同区域内任一地区之间有很大可能处于相似发展水平, 这也说明农业绿色发展受地理区位因素影响较大。

4.2 农业绿色发展水平空间自相关分析

4.2.1 空间自相关检验

农业绿色发展全局空间自相关检验结果见表 4。可以看出, 2012—2019 年农业绿色发展 Moran's I 指数均在 5% 水平下显著为正, 表明中国省域农业绿色发展水平存在一定的空间自相关性。但全局空间自相关只能说明研究区域整体存在空间集聚, 不

能明确反映具体区域和具体集聚特征, 因此需进一步进行局部空间自相关检验。

表 4 2010—2019 年农业绿色发展 Moran's I 指数统计

年份	空间自相关值	期望值	标准差	正态统计量	概率
2010	0.128	-0.034	0.111	1.465	0.143
2011	0.130	-0.034	0.111	1.481	0.139
2012	0.212**	-0.034	0.111	2.227	0.026
2013	0.228**	-0.034	0.110	2.377	0.017
2014	0.281***	-0.034	0.109	2.888	0.004
2015	0.313***	-0.034	0.110	3.146	0.002
2016	0.298***	-0.034	0.110	3.026	0.002
2017	0.223***	-0.034	0.111	2.319	0.020
2018	0.278***	-0.034	0.111	2.806	0.005
2019	0.351***	-0.034	0.110	3.487	0.000

注: Geary 指数同样显著, 此处不做报告。***、**分别表示在 1%、5% 水平下显著。

经过式 (11) 计算出局部 Moran's I 指数, 并以 2019 年为例绘制局部 Moran's I 指数散点图 (图 2)。可以看出, 2019 年中国绝大部分省份的农业绿色发展存在空间集聚特征, 其中, 安徽与浙江等地存在“高一高”集聚, 而北京与天津等地存在“低—低”集聚, 进一步证实了全局 Moran's I 指数所表明的农业绿色发展呈现全局正的空间自相关。

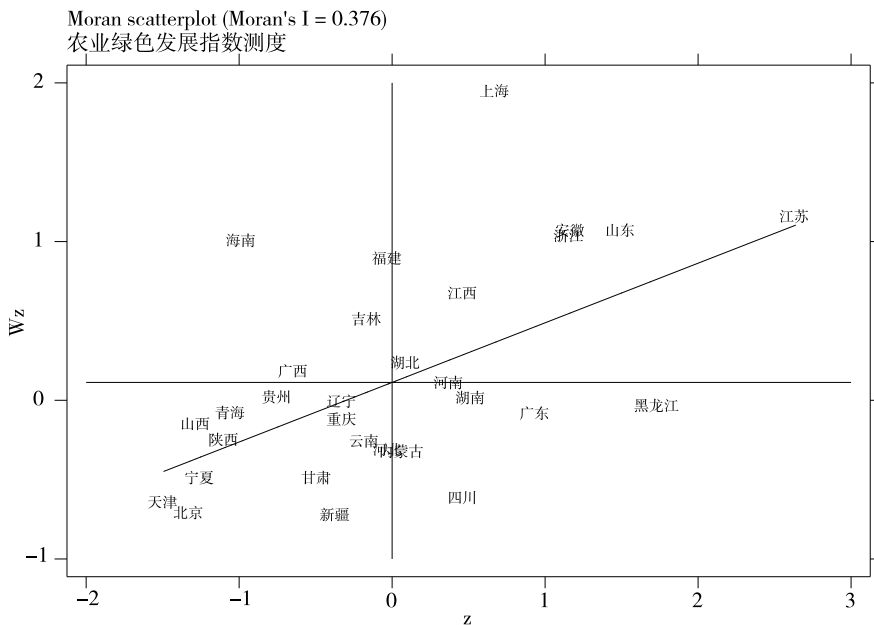


图 2 2019 年农业绿色发展局部 Moran's I 指数散点图

总体来看,通过建立空间计量模型进一步探讨数字化水平对农业绿色发展影响的空间效应是必要的。

4.2.2 空间自相关性再检验

为保证结果的稳健性,本文基于邻近空间权重矩阵进行 LM 检验(表 5),分别对空间滞后和空间误差模型做测试,验证模型是否存在空间效应。结果再次说明农业绿色发展存在空间自相关性,空间计量模型适用于本文的研究内容。

表 5 基于地理邻接权重矩阵的空间自相关性再检验

	样本量	统计量	概率
空间误差			
Moran's I	300	6.158	0.000
LM	300	34.183	0.000
Robust LM	300	14.198	0.000
空间滞后			
LM	300	21.595	0.000
Robust LM	300	1.610	0.205

注:LM 原假设为对于给定阶数,残差不具有序列相关。

5 中国数字化水平对农业绿色发展影响的空间效应分析

5.1 基准回归

为避免数据中含有非平稳性变量可能带来的伪回归问题,本文采用 LLC 检验和 PP 检验方法对农业绿色发展、数字化等指标的平稳性进行检验。为了减轻截面相关对检验的影响,保证检验的可靠性,将面板数据减去各截面单位均值并加入个体固定效应和线性时间趋势项。检验结果显示,各指标变量含时间趋势项的 LLC 检验和 PP 检验统计量均在 1%的水平下通过显著性检验,意味着各指标为平稳性变量,不存在伪回归问题。

回归结果如表 6 所示。模型(1)为农业绿色发展对数字化水平的最小二乘线性(OLS)回归,在此基础上,引入数字化水平的二次项以考察数字化水平对农业绿色发展的非线性影响得到模型(2),由 F 检验拒绝 $\beta_2 = 0$ 的原假设表明,引入数字化水平二次项是合理的。同时, F 检验拒绝 OLS 混合效应,说明模型中存在省份个体异质性。Hausman 检验在 1%显著水平下拒绝随机效应模型。为消除省份个体异质性,本文建立双向固定效应模型(4)。为了对比,表中给出了组内离差估计的固定效应模型(3)。在 5%的显著性水平下,数字化水平一次项及二次项的回归系数均通过检验,表明数字化水平与农业绿色发展之间存在明显的非线性关系。

表 6 基准回归

变量	OLS 模型(1)	OLS 模型(2)	固定效应 模型(3)	双向固定效应 模型(4)
数字化水平	0.156*** (0.036)	0.416*** (0.065)	0.236*** (0.084)	0.148** (0.070)
数字化水平 ²		-0.331*** (0.060)	-0.178** (0.065)	-0.123** (0.056)
政策支持	0.370 (0.292)	0.703*** (0.268)	0.926 (0.593)	1.024* (0.590)
科技水平	-0.820 (0.530)	-1.619*** (0.568)	0.592 (1.559)	-0.068 (1.498)
人力资本	-1.461*** (0.546)	-1.163** (0.574)	1.523 (1.502)	-0.328 (1.897)
区域经济发展水平	0.037*** (0.003)	0.027*** (0.004)	-0.004 (0.025)	-0.002 (0.024)
常数项	-0.087*** (0.029)	-0.018 (0.031)	0.180 (0.221)	0.217 (0.222)
R ²	0.6059	0.6411	0.3852	0.4823

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平显著。表 7 至表 11 同。

面板模型估计结果验证了数字化水平对农业绿色发展的作用机制与效应,但并未考虑到地区之间

的空间相关性。从实际来看,一方面,各省份在促进生产、生态、经济相协调的同时,区域之间的物质交换、经济交流、信息交互等必然使得各省份之间存在一定的空间相互作用;另一方面,基于互联网、大数据、人工智能等新兴技术,数字化发展拥有互联、共享、开放的特征,这必然将产生一定的溢出效应并对省域农业绿色发展造成影响。不考虑各省份之间的空间相关性会导致面板模型估计存在偏误,因此,纳入空间效应进一步分析数字化水平对农业绿色发展的影响机制及效应是必要的。

5.2 空间面板实证结果分析

本文通过构建空间模型得到回归结果(表7)。经过 Hausman 检验 SDM 模型在 5% 显著水平下拒绝随机效应,同时在 5% 水平下拒绝了空间滞后与空间误差的 Wald 检验和 LR 检验,即 SDM 模型不宜退化为 SAR 模型和 SEM 模型,而且 R^2 、 $\log-L$ 、

σ^2 指标也说明模型的拟合效果较好,故将模型设定为 SDM 的形式是合理的。在时间固定、空间固定和双向固定模型的选择中,LR 检验拒绝模型退化为只控制一个方面的模型。因此,本文最终选择双向固定的 SDM 模型。

表 7 中,模型(13)中空间自相关系数(ρ)的估计值为 0.329,且在 1% 的水平下通过显著性检验,说明邻近省份的农业绿色发展水平对该省份的农业绿色发展水平有明显正向的溢出效应。这正是农业发展基于绿色发展理念的结果,在农业生产全过程中实现农产品的粮食安全、质量保证,在自然资源节约全过程中实现优质开发、合理利用,在环境保护全过程中实现环境友好、生态安全,从而使得各省份之间能够互通互惠,共享农业绿色发展果实,最终实现生产、生态和经济三者相协调的可持续发展。从空间自回归系数(θ)来看,数字化水平的一次项显著为正,二次项显著为负。

表 7 中国数字化水平对农业绿色发展的空间计量模型估计结果

变量	SAR 模型			SEM 模型			SDM 模型		
	时间固定 效应 模型 (5)	空间固定 效应 模型 (6)	双向固定 效应 模型 (7)	时间固定 效应 模型 (8)	空间固定 效应 模型 (9)	双向固定 效应 模型 (10)	时间固定 效应 模型 (11)	空间固定 效应 模型 (12)	双向固定 效应 模型 (13)
数字化水平	0.267** (2.53)	0.138** (2.12)	0.120* (1.90)	0.252** (2.13)	0.159* (1.72)	0.097 2 (1.44)	0.226** (2.13)	0.084 3* (1.75)	0.123** (2.06)
数字化水平 ²	-0.202** (-2.26)	-0.115** (-2.20)	-0.104** (-2.09)	-0.198* (-1.85)	-0.136* (-1.82)	-0.088 3 (-1.64)	-0.177** (-1.99)	-0.076 9* (-1.89)	-0.103** (-2.20)
政策支持	0.196 (0.41)	0.748 (1.52)	0.888* (1.74)	-0.050 8 (-0.09)	0.636 (1.22)	0.754 (1.47)	-0.007 45 (-0.02)	0.743 (1.64)	0.914** (2.12)
科技水平	-0.529 (-0.59)	0.146 (0.12)	-0.210 (-0.17)	-0.292 (-0.30)	0.986 (0.69)	0.204 (0.15)	-0.550 (-0.64)	0.138 (0.11)	-0.343 (-0.28)
人力资本	-1.891* (-1.74)	0.145 (0.12)	-0.587 (-0.38)	-1.827* (-1.68)	0.312 (0.21)	-0.731 (-0.42)	-1.662 (-1.55)	-0.999 (-0.61)	-0.806 (-0.49)
区域经济发展水平	0.033*** (5.22)	0.000 (0.02)	-0.001 (-0.08)	0.035*** (4.48)	0.014 (0.61)	0.005 (0.23)	0.033*** (3.99)	0.004 (0.20)	-0.000 (-0.02)
$W \cdot digitization$							0.008 (0.07)	0.094* (1.87)	0.220*** (3.02)
$W \cdot digitization^2$							-0.121* (-1.65)	-0.063* (-1.73)	-0.164*** (-3.24)
ρ 或 λ	0.244*** (3.54)	0.501*** (7.01)	0.372*** (3.40)	0.520*** (6.37)	0.508*** (4.20)	0.355*** (2.95)	0.408*** (5.56)	0.449*** (6.18)	0.329*** (3.04)
R^2	0.279 3	0.414 1	0.374 6	0.211 6	0.371 2	0.305 3	0.286 7	0.429 3	0.403 9
$\log-L$	596.16	795.57	805.13	605.00	786.44	802.58	623.10	799.96	811.64
σ^2	0.001***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

注:本表未报告 SDM 模型中控制变量的空间交互系数。表 9 同。

空间计量模型的回归系数不仅可度量解释变量对被解释变量的影响程度，而且可以通过直接效应、间接效应描述变量之间的复杂相互作用。其中直接效应反映一个地区解释变量对被解释变量的影响，不仅包含对该地区被解释变量的影响，还包含反馈效应，即对其邻近地区的被解释变量的作用，反过来又会影响该地区的被解释变量；间接效应反映了邻近地区解释变量对该地区被解释变量的影响。二者的加总表示为总效应。

从表 8 可知，数字化水平的二次项对农业绿色发展的直接效应、间接效应和总效应均为显著，表明数字化水平对农业绿色发展影响及其空间效应表现出倒 U 形特征。

表 8 各自变量的直接效应、间接效应和总效应

变量	直接效应	间接效应	总效应
数字化水平	0.147** (2.29)	0.366*** (2.73)	0.514*** (2.80)
数字化水平 ²	-0.122** (-2.48)	-0.281*** (-3.14)	-0.403*** (-3.24)
政策支持	1.096** (2.44)	2.208** (1.98)	3.304** (2.33)
科技水平	-0.690 (-0.61)	-4.391* (-1.88)	-5.081* (-1.89)
人力资本	-0.713 (-0.47)	1.677 (0.76)	0.964 (0.46)
区域经济发展水平	-0.004 (-0.21)	-0.065 (-1.27)	-0.0692 (-1.23)

从总效应上看，数字化水平一次项系数为正，二次项系数为负，且均在 1% 水平下显著，这表明数字化水平与农业绿色发展之间存在倒 U 形关系，验证了“假设 1”。从直接效应看，数字化水平二次项系数也在 5% 水平下显著为 -0.122，但其绝对值小于总效应中的二次项系数 (-0.403)，说明某一地区数字化水平的提升对全局农业绿色发展的影响强度要高于对本地区农业绿色发展的影响强度，由此认为存在数字化的正向空间溢出效应。从间接效应看，也证明了这一点，并且这种溢出效应表现也为一种倒 U 形关系，结果证明“假设 2”成立。

总之，数字化水平发展的初期投入有利于农业绿色发展，当投入超出最优数字化水平后，对农业绿色发展存在负效应。原因有四方面：一是

数字技术与农业产业深度融合，将通过提升效率、监测农业数据保障生态环境推动农业生产转型，有助于提升农村居民获取数字信息的机会和提高数字运用能力从而实现经济增收，全面提升农业绿色发展水平。二是数字化赋能农业生态环境治理和社会经济发展。由于生态保护、社会经济建设等方面获取数字信息便利，社会能够充分利用农业产业数字化手段广泛参与生态环境治理和经济建设，从而产生网络效应。三是以数字技术为基础的数字农业产业化在全社会范围内存在数据互通、资源共享等特征，但过度的数字化投入会造成信息冗余、信息筛选成本、网络化治理难度增加等问题，从而带来“信息超载”，最终造成农业信息资源的低效利用甚至浪费。四是在农业生产中，自然资源、劳动力等传统生产要素存在资源有限性。数字农业产业化中除了传统生产要素外，还融入新的数据信息要素，要素配置结构的持续优化有助于农业产业结构的转型，从而实现高效率的农业生产。但是，数据信息作为新的生产要素，相关数字农业产业具有边际成本近乎为零的特征，而传统农业生产要素边际成本递增的约束仍然存在，因此在实现最优要素配置之后，一味地提升数字化水平无法破解传统生产要素对农业生产的桎梏，反之打破了原有的最优要素配置结构，导致农业绿色发展水平不能稳步上升。

5.3 稳健性检验

5.3.1 不同空间权重矩阵的稳健性检验

考虑到中国农业区域广阔且区域差异明显，实现农业绿色发展必须从区域特征出发，充分考虑自然资源禀赋、气候调节、社会经济背景等因素。本文借鉴李婧等^[36]、白俊红等^[37]的研究，将区域经济发展水平纳入空间权重矩阵的构建框架，同时考虑地区间经济和地理上的空间相关性的经济距离权重矩阵，进一步考察模型估计结果的稳健性。基于地区差异的经济距离空间矩阵中，各元素所表示的两个空间单元之间的相互影响强度是相同的，与现实情况不符，实际中经济发展水平高的地区往往对经济发展水平较低的地区产生更大影响。因此，本文构建的经济距离权重矩阵表示，当一个地区的经济发展水平越高，对周边的影响也越大。具体矩阵元素为

$W_2 = W_1 \times \text{diag}(Y_1, Y_2, \dots, Y_i, \dots, Y_{30})$, 其中 Y_i 为第 i 省份 2010—2019 年地区生产总值均值; W_1 为一种常用的空间距离权重矩阵元素: $W_{ij} = \begin{cases} 1/d^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$, d 为两省份省会城市之间的距离。

在采用经济距离权重矩阵元素 W_2 后, SDM 模型拟合效果最优, 此处 SAR 模型和 SEM 模型不做汇报, 回归结果见表 9。由表 10 可知, 直接效应、间接效应和总效应下, 数字化水平及二次项系数的方向和显著性水平与表 8 一致。这也表明, 研究结果是稳健可靠的。

表 9 基于经济距离权重矩阵的回归结果

变量	SDM 模型		
	时间固定模型 (14)	空间固定模型 (15)	双向固定模型 (16)
数字化水平	0.233** (0.093)	0.091 (0.056)	0.135** (0.062)
数字化水平 ²	-0.191*** (0.073)	-0.083* (0.044)	-0.114** (0.049)
政策支持	0.358 (0.662)	0.734 (0.486)	0.958** (0.466)
科技水平	-1.443 (0.909)	-0.504 (1.352)	-0.892 (1.283)
人力资本	-1.363 (0.831)	-0.915 (1.552)	-0.883 (1.520)
区域经济发展水平	0.036*** (0.008)	-0.012 (0.023)	-0.018 (0.024)
$W \cdot \text{digitization}$	0.364** (0.180)	-0.017 (0.068)	0.227** (0.104)
$W \cdot \text{digitization}^2$	-0.513*** (0.157)	0.013 (0.086)	-0.153 (0.108)
ρ	0.300** (0.140)	0.515*** (0.083)	0.392*** (0.123)
R^2	0.272 5	0.432 5	0.404 0
log-L	630.27	802.83	809.97
σ^2	0.000***	0.000***	0.000***

表 10 基于经济距离权重矩阵的直接、间接和总效应

变量	直接效应	间接效应	总效应
数字化水平	0.155** (2.27)	0.470** (2.24)	0.625** (2.38)
数字化水平 ²	-0.130** (-2.41)	-0.337* (-1.72)	-0.467** (-2.02)

注: 括号内为 t 值。表 11 同。

5.3.2 考虑模型内生性的稳健性检验

为了进一步克服模型中可能存在的内生影响, 本文拟采用空间 SAR 模型的 GMM 法对模型进行稳健性检验。在同方差的情况下, SAR 模型的 GMM 与 ML 估计一样渐进有效, 并且 GMM 估计还能针对未知异方差进行稳健性估计, 从而提高参数估计的有效性。Kelejian 和 Prucha^[38] 的研究表明, $W_n(I_n - \delta W_n)^{-1} X_n \beta$ 在理论上是较为理想的工具变量, 但在实践中, δ 的值并不能提前获知, 因此本文借鉴赵放和刘秉镰^[39] 的研究, 选用 $W \cdot X$ 作为空间 GMM 估计的工具变量。本文采用 Hansen J 检验对工具变量的选取进行了验证。从表 11 可知, $W \cdot X$ 作为空间 GMM 估计的工具变量是合适的, 而且与表 7 的结果相比, 空间 GMM 估计结果回归系数的方向和显著性水平均没有发生根本改变。因此, 本文的研究结果依然稳健。

表 11 空间 GMM 估计

变量	基于邻近空间权重矩阵	基于经济距离空间权重矩阵
数字化水平	0.236*** (5.48)	0.231*** (5.40)
数字化水平 ²	-0.171*** (-3.85)	-0.175*** (-3.97)
政策支持	0.453 (1.39)	0.356 (1.12)
科技水平	-0.551 (-0.93)	-0.467 (-0.81)
人力资本	-0.505 (-0.77)	-0.034 (-0.06)
区域经济发展水平	0.027*** (3.77)	0.027*** (4.19)
常数项	-0.028 (-0.44)	-0.042 (-0.72)
$A-R^2$	0.546	0.507
log-L	569.41	557.46
Hansen J 检验	0.210	0.559

6 结论与建议

6.1 研究结论

本文通过从农业生产、农业生态、社会经济三方面构建农业绿色发展评价指标体系, 运用熵权 TOPSIS 法得到 2010—2019 年中国 30 个省份农业绿色发展水平指数, 进一步构建面板固定模型和空

间计量模型, 研究数字化水平对农业绿色发展的影响。得到以下结论: 一是 2010—2019 年中国 30 个省份农业绿色发展水平稳步上升, 呈现出明显的空间集聚特征。其中农业绿色发展水平提升的关键因素是社会经济效益增速较快, 但农业生产和农业生态发展水平欠佳, 增速缓慢。二是数字化水平与农业绿色发展之间存在倒 U 形关系, 即数字化水平存在一个适度规模, 过度投入不利于农业绿色发展的提升。三是数字化水平对农业绿色发展的影响存在空间溢出效应。相邻省份数字化水平的提升对本地区农业绿色发展之间呈倒 U 形关系, 表明数字化对农业绿色发展水平的促进作用在本地区和相邻省份都存在阈值, 突破数字化最优水平后将不利于整体农业绿色发展。

6.2 建议

第一, 继续推进农业绿色转型发展, 重点加强农业生态文明建设。加强科学顶层设计, 制定实现农业绿色发展的路线, 确定农业绿色转型发展的重点领域、重点产业、重点区域, 配以相应的政策支持和技术支持。转变农业发展理念, 建立健全农业生态文明法律法规, 规范农业生产, 建立农业生产生态数据观测平台, 系统量化考核农业生产生态现状并及时改进调整, 推动农业生产生态建设成为农业绿色发展水平提升的核心动能。

第二, 加大数字化基础设施投入, 缩小地区间农业绿色发展水平的差距。继续大力推行“宽带中国”, 实现农村通信网络覆盖升级, 补齐农村和贫困地区的数字设施和服务短板, 保障农村居民获取数字信息的机会平等。区分农村数字基础设施建设重点, 选择“最适合”而不是“最先进”的基础设施建设投入。农村数字化基础设施建设应主要集中于民生资源服务提供, 人工智能、大数据等先进技术应用可交由相关行业协会和企业进行半市场化组织运行, 保证资源利用效率。

第三, 完善数字化建设规划, 确保资源投入合理。把握数字时代农业发展新机遇, 释放共享数字红利, 需要注重防范在不同数字化投入方向上的资源投入不足和过度投入等问题, 确保数字化投入的合理性和有效性。加大数字平台整合优化升级, 破除不同平台信息壁垒, 建立属于多部门共同的数据库, 实现资源最大化利用; 充分利用大数据抓手创

新生产方式, 从资源利用、生态保育、产品质量几个方面提高农业绿色发展水平; 加大治理力度, 将农村居民生产生活服务与数字化充分融合, 在实践中探索改进数字化建设方向。

参考文献

- [1] 孙炜琳, 王瑞波, 姜茜, 等. 农业绿色发展的内涵与评价研究 [J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40 (4): 14-21.
- [2] PEARCE D, MARKANDYAA A, BARBIER E B. Blueprint for a green economy [M]. London: Earthscan Publications Limited, 1989.
- [3] COSTANZA R. What is ecological economics? [J]. Ecological Economics, 1989, 1 (1): 1-7.
- [4] 胡鞍钢, 周绍杰. 绿色发展: 功能界定、机制分析与发展战略 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24 (1): 14-20.
- [5] 龙冬平, 李同昇, 苗园园, 等. 中国农业现代化发展水平空间分异及类型 [J]. 地理学报, 2014, 69 (2): 213-226.
- [6] 赵丹丹, 刘春明, 鲍丙飞, 等. 农业可持续发展能力评价与子系统协调度分析: 以中国粮食主产区为例 [J]. 经济地理, 2018, 38 (4): 157-163.
- [7] 王宝义, 张卫国. 中国农业生态效率测度及时空差异研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26 (6): 11-19.
- [8] 魏琦, 张斌, 金书秦. 中国农业绿色发展指数构建及区域比较研究 [J]. 农业经济问题, 2018, 22 (11): 11-20.
- [9] 尹昌斌, 李福夺, 王术, 等. 中国农业绿色发展的概念、内涵与原则 [J]. 中国农业资源与区划, 2021, 42 (1): 1-6.
- [10] 张建杰, 崔石磊, 马林, 等. 中国农业绿色发展指标体系的构建与例证 [J]. 中国生态农业学报, 2020, 28 (8): 1113-1126.
- [11] 杨骞, 王珏, 李超, 等. 中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36 (10): 21-37.
- [12] 王丽娟, 贾宝红, 信丽媛. 天津市农业绿色发展的驱动因素研究 [J]. 中国农业资源与区划, 2020, 41 (11): 56-63.
- [13] 李文华, 熊兴. 乡村振兴战略背景下农地规模经营与农业绿色发展 [J]. 资源开发与市场, 2018, 34 (11): 1563-1570.
- [14] 张弛, 席运官, 孔源, 等. 生态环境视角下有机农业发展助推环境保护与绿色发展 (1994—2019) [J]. 农业资源与环境学报, 2019, 36 (6): 703-710.
- [15] 薛蕾, 徐承红, 申云. 农业产业集聚与农业绿色发展:

- 耦合度及协同效应 [J]. 统计与决策, 2019, 35 (17): 125-129.
- [16] 戴致光. 辽宁省农业绿色生产水平评价及区域差异 [J/OL]. 中国农业资源与区划, (2021-07-12) [2021-08-01]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/detail.aspx?FileName=ZGNZ2021071200T&DbName=CAPJ2021>.
- [17] 查建平, 周霞, 周玉玺. 沿黄九省(区)农业绿色发展水平综合评价分析 [J/OL]. 中国农业资源与区划, (2021-05-28) [2021-08-01]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/detail.aspx?FileName=ZGNZ202105280N&DbName=CAPJ2021>.
- [18] 张鸿, 杜凯文, 靳兵艳, 等. 数字乡村战略下农村高质量发展影响因素研究 [J]. 统计与决策, 2021, 37 (8): 98-102.
- [19] 孙晓欣, 马晓冬. 江苏省农业现代化发展的格局演化及驱动因素 [J]. 经济地理, 2016, 36 (10): 123-130.
- [20] 郭永杰, 米文宝, 赵莹. 宁夏县域绿色发展水平空间分异及影响因素 [J]. 经济地理, 2015, 35 (3): 45-51+8.
- [21] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展白皮书(2021) [EB/OL]. (2021-04-23) [2021-11-05] http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202104/t20210423_374626.htm.
- [22] 范合君, 吴婷. 数字化能否促进经济增长与高质量发展: 来自中国省级面板数据的经验证据 [J]. 管理学报, 2021, 34 (3): 36-53.
- [23] 焦帅涛, 孙秋碧. 我国数字经济发展测度及其影响因素研究 [J]. 调研世界, 2021 (7): 13-23.
- [24] 周青, 王燕灵, 杨伟. 数字化水平对创新绩效影响的实证研究: 基于浙江省 73 个县(区、市)的面板数据 [J]. 科研管理, 2020, 41 (7): 120-129.
- [25] 韩海彬, 张莉. 农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析 [J]. 中国农村经济, 2015 (8): 11-21.
- [26] 古川, 黄安琪. 数字化背景下农产品批发业经营效率的变化: 基于面板门槛模型的实证检验 [J]. 中国流通经济, 2021, 35 (6): 17-27.
- [27] 慕娟, 马立平. 中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20 (4): 90-98.
- [28] 赵浩楠, 赵映慧, 宁静, 等. 基于 TOPSIS 法的长三角城市群土地利用效益评价 [J]. 水土保持研究, 2021, 28 (5): 355-361.
- [29] 季永月, 张丽君, 秦耀辰, 等. 中国地级及以上城市“四化”水平对绿色发展的空间计量分析 [J]. 经济地理, 2020, 40 (4): 184-194.
- [30] 金书秦, 牛坤玉, 韩冬梅. 农业绿色发展路径及其“十四五”取向 [J]. 改革, 2020 (2): 30-39.
- [31] 赵娴, 刘佳, 吕泓成. 法国家庭农场经营特征、发展经验及启示 [J]. 世界农业, 2017 (11): 209-212.
- [32] 崔元锋, 严立冬, 陆金铸, 等. 我国绿色农业发展水平综合评价体系研究 [J]. 农业经济问题, 2009, 30 (6): 29-33.
- [33] 黄少坚, 冯世艳. 农业绿色发展指标设计及水平测度 [J]. 生态经济, 2021, 37 (5): 125-131.
- [34] 殷浩栋, 霍鹏, 汪三贵. 农业农村数字化转型: 现实表征、影响机理与推进策略 [J]. 改革, 2020 (12): 48-56.
- [35] 刘元胜. 农业数字化转型的效能分析及应对策略 [J]. 经济纵横, 2020 (7): 106-113.
- [36] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析: 基于静态与动态空间面板模型的实证研究 [J]. 管理世界, 2010 (7): 43-55+65.
- [37] 白俊红, 王钺, 蒋伏心, 等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长 [J]. 经济研究, 2017, 52 (7): 109-123.
- [38] KELEJIAN H H, PRUCHA I R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances [J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 1998, 17 (1): 99-121.
- [39] 赵放, 刘秉镰. 行业间生产率联动对中国工业生产率增长的影响: 引入经济距离矩阵的空间 GMM 估计 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29 (3): 34-48.

(责任编辑 张雯婷 张雪娇)

互联网使用对农户土地经营规模的影响研究

◆ 李思琦¹ 张 振² 陈子怡¹ 韩家彬¹

(1. 辽宁工程技术大学工商管理学院 葫芦岛 125105;

2. 农业农村部种植业管理司 北京 100125)

摘要: 农业生产中互联网的普及和渗透深刻影响着土地经营规模。本文基于 2011—2018 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据, 构建计量模型实证检验互联网使用影响农户土地经营规模的机制。结果表明: ①互联网使用显著推动农户扩大土地经营规模。②互联网使用通过促进农户土地流转、积累社会资本间接推动农户扩大土地经营规模。③互联网对农户土地经营规模的影响具有异质性, 对中年、纯务农型、中部和西部地区农户土地经营规模的促进作用更为显著。因此, 政府应加快农村互联网基础设施建设、构建规范的农村土地流转网络平台、加强农产品网络销售平台建设、增强农民互联网技术培训, 为农户扩大土地经营规模创造条件。

关键词: 互联网使用; 土地流转; 土地经营规模; 农户

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2021.12.002

1 引言

2021 年中央一号文件中指出要“突出抓好家庭农场和农民合作社两类经营主体, 鼓励发展多种形式适度规模经营”。截至 2019 年年底, 全国家庭承包耕地流转总面积 5.55 亿亩^①, 占家庭承包经营面积的 35.9%, 户均经营面积 7.02 亩, 农户经营面积 10 亩以下占 85.2%, 10~50 亩占 13.2%, 而 50 亩以上仅占 1.6%^[1]。同年全国农业生产托管组织超过 44 万个, 土地托管面积超过 15 亿亩次, 服务小农户超 6 000 万户, 占全国农业经营户的 30%^[2]。由此可见, 规模经营虽然有一定发展, 但小农户经营总体状况没有得到根本改变。封闭、分散的小农经营阻碍了农业劳动生产率提高, 使农民务农意愿下降、收入减少^[3], 因此扩大农户土地经营规模, 对

发展多种形式的土地规模经营、促进农业现代化发展和提高农业竞争力具有重要意义。

针对农户土地规模经营问题, 学者们主要从推力和阻力进行了大量研究。农业劳动力数、家庭总

收稿日期: 2021-06-01。

基金项目: 国家社会科学基金项目“不完全契约视角下土地确权影响农户土地规模经营的机制研究”(18BJL032), 2019 年度辽宁省高等学校创新人才项目“辽宁产业经济问题研究”(WR2019016)。

作者简介: 李思琦 (1996—), 女, 辽宁锦州人, 硕士研究生, 研究方向: 产业经济, E-mail: 1304209166@qq.com; 张振 (1983—), 男, 山东枣庄人, 博士, 副研究员, 研究方向: 农业经济, E-mail: zhangzhen777@126.com; 陈子怡 (1997—), 女, 辽宁瓦房店人, 硕士研究生, 研究方向: 土地资源, E-mail: 1577306157@qq.com;

通信作者: 韩家彬 (1978—), 男, 山东泰安人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 产业经济问题, E-mail: hanjiabin310@163.com。

① 1 亩=1/15 公顷。

收入、农业社会化服务和机械化程度等因素推动了农户土地规模经营^[4-5]；而农业劳动力人口老龄化、农业受雇、农民恋土情结和规模经营效益较低等因素阻碍了农户土地规模经营^[6-7]。还鲜有学者从技术进步角度研究互联网使用对农户土地经营规模的影响。

2021年中央一号文件明确提出实施数字乡村建设发展工程，推动农村千兆光网、第五代移动通信(5G)、移动物联网与城市同步规划建设。《中国互联网络发展状况统计报告》显示，截至2020年年底，中国农村网民规模为3.09亿人，占全国网民的31.3%，农村互联网普及率上升至55.9%。互联网使用降低了农业生产中的信息不对称，深刻影响着农户配置劳动力和土地资源决策，进而影响农户土地经营规模选择。因此，本文尝试从技术进步角度研究互联网使用对农户土地经营规模的影响，运用计量模型检验互联网使用通过土地流转、社会资本和农业生产成本影响土地经营规模的机制，探索农户扩大土地经营规模的新路径。本文后续安排如下：第二部分回顾土地规模经营和互联网使用的相关文献，第三部分进行理论分析并提出假说，第四部分介绍数据来源、变量选取并构建实证模型，第五部分进行互联网使用影响农户土地经营规模实证分析，第六部分总结结论并提出相关政策建议。

2 文献综述

2.1 土地规模经营影响因素的相关研究

现有研究从推力和阻力两方面探讨了影响农户土地规模经营的因素。从推力看，土地确权、农村劳动力转移和农业补贴等因素推动了农户土地规模经营。土地确权增强了地权的稳健性和安全性，降低了交易费用和经营风险，增加了农户获得贷款的谈判能力和可能性，促进了土地流转，为土地规模经营创造了条件^[8-9]。农村劳动力转移不仅为流转提供了可能，还促进了留守户农业生产性资本投入，有利于农业生产规模化^[10]。农业补贴使农地财产性功能得到激活，在一定程度上替代了土地养老保障功能，促进了农地转出^[11]，同时削弱了农户经营风险，激励其增加农业生产投资，有助于规模经营的开展^[12]。土地禀赋是影响农户规模经营意愿的基本因素，较好的耕地资源禀赋会加强流转市场发育对

农户土地规模经营的促进作用^[13]。从阻力看，土地质量、土地细碎化和信贷约束等因素阻碍了农户土地规模经营。土地是发展土地规模经营的基本要素，农村土地质量低从根本上制约了土地规模经营^[14]。土地细碎化带来农户生产效率的降低和生产成本的增加，严重阻碍了土地规模经营的有效开展^[15]。信贷约束制约了农户规模扩张决策行为，是农户经营规模扩大的主要限制因素^[16]。农地流转社会服务水平低、社会保障体系不健全以及土地流转制度操作不规范、机制不完善^[17]等不利因素造成农民对土地流转心存顾虑，制约了土地规模经营。虽然孙林和傅康生研究了土地流转信息不畅对土地规模经营的制约^[18]，但还未有学者研究互联网使用、土地流转信息不对称与土地经营规模的关系。

2.2 互联网使用对农业农村发展影响的相关研究

目前研究互联网对农业农村发展影响的文献，主要集中在农民收入、创业、消费和土地流转等方面。互联网使用可以通过提供更多工作机会以及灵活的工作方式带动农民收入提升^[19]，还可以改变农产品销售模式、提高农产品市场价值、增加销量，改善农户福利水平^[20]。互联网使用通过信息渠道效应、社会资本效应与风险偏好效应促进农民创业^[21]。互联网成为优化消费结构的重要动力，拓宽了居民消费渠道，优化了市场环境，显著提升了农村居民的总体消费水平^[22]。互联网在助推脱贫攻坚中发挥着重要作用，降低了家庭落入多维贫困的可能性^[23]。互联网使用可能通过降低信息搜寻匹配成本，提高自身人力资本水平、技能素质和改善雇主对劳动力性别偏好，提高非农就业概率和可能性^[24]。互联网使用显著提高了传统土地流转模式中家庭土地的转出^[25]，同时为土地流转提供了一种新模式，如土地众筹模式，它不仅能扩大农村土地流转范围，还能弥补传统农业发展资金和人才技术短缺等问题^[26]；而且在互联网平台支持下土地流转信息的公开透明程度增加，流转成本变小，流转成功率增加，为有序流转提供了保障^[27]。现有文献表明互联网使用影响农业发展和农户资源配置决策，但还未有学者研究互联网使用对农户土地经营规模的影响。

综上，土地规模经营是在一定数量土地集中的基础上，提高各种投入要素生产效率、降低生产成

本,以提高经济效益的一种较为先进的经营方式。梳理国内外土地规模经营的文献发现相关文献较少,杨子等用“是否转入土地”测量农户土地规模经营^[5],该指标能测量农户土地流转决策但不能全面、客观的测量土地规模经营。土地规模经营代表着农业先进生产方式,土地经营规模确定是实现土地规模经营的前提,而土地经营规模是农户在现有约束条件下实现土地、劳动力资源的最优配置,是农户在土地投资数量上的决策问题。虽然有学者研究了互联网使用对农户劳动力非农就业、农资采购成本和土地流转等的影响,但鲜有学者研究互联网使用影响农户土地经营规模的机制;互联网作为新型信息技术,其与农业融合必将改变农业内部、农业与非农业间的信息不对称,便利农户与农业生产服务组织间的联系,提高农户对劳动力和土地等资源的配置效率,因此从技术进步角度可以揭示互联网使用通过土地流转、社会资本和农业生产成本影响农户扩大土地经营规模的传导路径。

3 互联网使用影响农户土地经营规模的机制分析

技术进步是影响农户土地经营规模的极其重要因素。国外学者较早认识到知识进步在生产中的重要性,艾尔弗雷德·马歇尔认为知识是生产最强大的发动机。约瑟夫·熊彼得把现代增长主要归结为劳动增加和传统资本形式存量增加之外的源泉。西奥多·W.舒尔茨认为技术变化在实质上至少是一种生产要素增加、减少或改变的结果^[28]。从技术状态角度看,技术进步意味着至少有一种生产要素质量得到提高。比如,农户使用互联网,大大提升了农业生产经营决策者这一管理要素质量。农户采用互联网技术,能以相对较小的成本获得较大的收益。

互联网使用丰富了农户农产品市场信息量,可以拓展农产品销路,扩大农产品销售市场,使农户较为准确地预测相关农产品价格走势,降低市场风险。苏岚岚和孔荣发现农户使用互联网采购和销售,其创业绩效分别提升44.15%和14.19%^[29]。农户使用互联网可以扩宽农户购买种子、化肥、农药等生产资料渠道,较为准确地预测农业生产资料价格走势,降低农业生产资料采购成本;互联网技术与农业遥感、无人机喷药等技术的融合可以大幅度提高

田间管理精度和管理效率,降低农业田间管理成本。微信群等互联网交流平台提高了不同地区农户间的信息交流效率,有利于农业新技术扩散,加快农业技术进步速度,不仅能提高农户农业生产效率,还能提高农户抵御农业自然风险和市场风险的能力,有利于具有农业生产比较优势的农户扩大土地经营规模。据此提出假说 H1:互联网使用有助于农户扩大土地经营规模。

互联网使用可以提高农户间耕地资源信息交流效率,降低土地流转交易成本。农户使用互联网一方面打破了农地转入方与转出方间的信息不对称壁垒,降低了双方的信息搜寻和传递成本;另一方面提高了农户间土地流转市场的时空范围,使得农户能在更长时间、更广空间流转土地,深化了土地流转市场交易的深度和广度。因此,互联网使用通过降低土地流转市场交易成本,扩大土地流转规模,为农户扩大土地经营规模创造了基本条件。互联网使用还可以推动具有非农就业比较优势的农户转移就业。农户使用互联网一方面通过社会网络降低劳动力市场信息不对称程度,降低非农就业农户的信息搜寻成本,提高搜寻效率并增加就业机会;另一方面减少劳动力市场不确定性,提升非农就业的稳定性,提高收入水平。因此,农户使用互联网在提高非农就业概率和稳定性的同时,客观上推动了土地长期稳定的转出,为农户扩大土地经营规模创造了客观条件。据此提出假说 H2:互联网使用通过促进土地流转进而推动农户扩大土地经营规模。

互联网消除了社会成员之间沟通的物理界限,拓展了弱关系,同时降低了沟通成本,促进了强关系,维系与发展社会网络以增加社会资本能带来更多社会资源,因此互联网有利于农户社会资本积累。社会资本能为促进共同利益而进行协同合作,降低交易成本,为社会创造正外部性^[30],是农户扩大土地经营规模的必要条件。互联网使用有助于创业家庭维系和巩固社会关系,拓展和丰富社会网络,在信息、情感和合作方面获得创业支持,提高了农村家庭的创业意愿并增加创业收入^[31]。赵羚雅认为互联网扩大了农民社会网络关系,拓宽了农民传递和获取信息的渠道,增强了农民风险偏好,从而促进了农民创业^[21]。因此,社会资本不仅可以为农户农业生产提供融资信息、生产资料信息和销售渠道信

息等，还能为其提供情感和合作等方面的创业支持。据此提出假说 H3：互联网使用通过促进社会资本积累进而推动农户扩大土地经营规模。

互联网冲击了中国传统的信任模式，原有社会结构和熟人关系网络开始重组^[32]。互联网普及率提高可能会提升农村内部的一般性社会信任水平，这将有效降低农户交易和生产等成本。互联网使用扩大了土地流转市场交易的时空限制，提高了土地流转交易成功率，能有效降低土地流转交易成本；提高农户获取生产资料信息便利性及在生产资料采购中的谈判能力，降低农户雇工成本、种子成本、化肥和农药成本以及社会服务购买成本等；互联网使用可以拓宽农户农产品销售信息和渠道，提高农户农产品销售谈判能力，降低农户销售成本；互联网与现代农业技术综合运用，可以提高农户田间管理的精准度，降低农户田间管理成本。据此提出假说 H4：互联网使用通过降低农业生产成本进而推动农户扩大土地经营规模。

4 研究方法 with 数据说明

4.1 模型设定

为检验互联网使用对农户土地经营规模的影响，构建如下模型：

$$Land_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Internet_{ijt} + \sum_{l=2}^n \alpha_l Control_{l_{ijt}} + \mu_i + \delta_t + \tau_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中， i 表示农户， j 表示农户所在村庄， t 表示年份。 $Land_{ijt}$ 表示土地经营规模状况， $Internet_{ijt}$ 表示互联网使用情况， $Control_{l_{ijt}}$ 为各种控制变量， α_0 为常数项， μ_i 为农户个体固定效应， δ_t

为时间固定效应， τ_j 为村庄固定效应， ε_{ijt} 为干扰项。

4.2 数据来源

数据来源于2011—2018年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)，其在全国开展的基线调查涵盖了全国28个省(自治区、直辖市)，150个县级单位和450个社区(村)单位，至2018年全国追访时，其样本覆盖总计1.16万户家庭中的1.98万名受访者。样本覆盖范围广，具有较强的代表性。剔除关键变量数据缺失的样本后，共得到25个省(自治区、直辖市)的16060个样本数据。主要变量的选择及说明如下。

(1) 互联网使用。依据农户是否可以宽带上网近似表征互联网使用，若是取值为1，否则为0。

(2) 土地经营规模。由于土地经营方式不同，学者们对土地经营规模的理解也存在着差异，一种是考虑各种生产要素投入的经济规模变化；另一种在其他要素投入不变的情况下，只考虑农业生产的耕地规模或播种规模的变化^[33]。顾钰民认为规模经营需要的基本条件是土地集中^[34]。综合以上观点，本文以农户年末实际经营土地面积衡量农户土地经营规模。

(3) 控制变量。为了更加准确地验证互联网使用对农户土地经营规模的影响，本文控制了户主个体特征、家庭特征、村庄特征、时间固定效应以及村庄固定效应以排除其他因素可能造成的回归偏差。户主个体特征包括年龄、学历、性别、婚姻状况、健康状况和务农投入时间；家庭特征包括农业经营收入、农业补贴、生产性固定资产投资和家庭医疗支出；村庄特征包括村庄基本路况和村庄交通便利性。具体变量的描述性统计分析见表1。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差
土地经营规模	家庭年末实际经营土地面积(亩)	16 060	16.274	216.722
互联网使用	能宽带上网=1，不能宽带上网=0	16 038	0.176	0.381
年龄	户主年龄(岁)	15 988	58.993	8.915
学历	户主受教育年限：小学以下=0，小学=1，初中及以上=2	15 727	1.770	0.838
性别	户主男性为1	16 057	0.636	0.481
婚姻状况	户主已婚为1	16 060	0.848	0.359
健康状况	户主自评健康状况：不好=1，一般=2，好=3	15 960	1.737	0.743
务农投入时间	户主农业生产投入时间(小时/天)	16 060	6.683	2.804

(续)

变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差
农业经营收入	去年农产品价值 (元)	16 059	22 719. 211	966 000
农业补贴	去年政府农业补助 (元)	16 007	341. 095	874. 650
生产性固定资产投资	主要包括机械、生产用房等 (元)	16 039	1 216. 884	8 400. 200
家庭医疗支出	去年家庭医疗支出 (元)	16 038	2 933. 300	11 643. 589
村庄基本路况	土路=1, 砂石路=2, 水泥路=3	359	1. 593	0. 850
村庄交通便利性	村委会办公室到最近火车站距离 (千米)	299	86. 602	16. 354

注：表中的观测数即为该变量的有效样本数。在下方回归分析中，对量值较大的数据如土地经营规模、农业经营收入、农业补贴和生产性固定资产投资等指标进行了取对数的处理。

5 结果与分析

5.1 互联网使用与农户土地经营规模差异分析

图 1 描述了互联网使用与土地经营规模的特征事实。从全样本看，使用互联网农户的平均经营土地面积为 18.455 亩，高于未使用互联网农户的 15.814 亩。从时间趋势看，随着互联网技术在农

业中渗透，户均经营土地面积逐年增加，从 2011 年的 6.869 亩增加到 2018 年的 29.896 亩，年均增长率达 23.38%；而未使用互联网农户的户均经营土地面积基本呈逐年减少趋势。这表明互联网使用是影响农户土地经营规模的重要因素，这与本文预期假说基本一致，但具体影响还需要进一步实证检验。

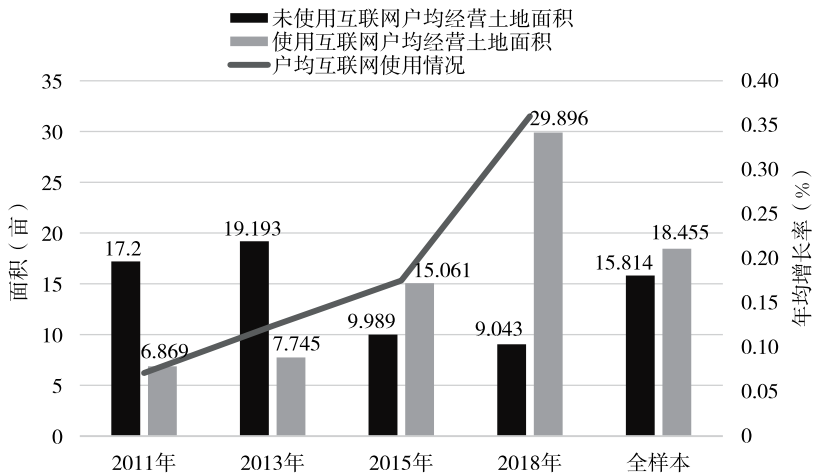


图 1 互联网使用情况与农户土地经营规模的差异描述

5.2 互联网使用对农户土地经营规模影响的基准回归

为了检验互联网使用对农户土地经营规模的直接作用，对式 (1) 进行回归分析。进行 Hausman 检验发现应使用固定效应模型。结果见表 2。其中，模型 1 未添加控制变量，只控制了农户个体固定效应、时间固定效应和村庄固定效应，结果表明互联网使用对农户土地经营规模有显著正向影响。户主、家庭和村庄三个层面的特征变量是影响农户土地经营规模的重要因素，因

此模型 2、模型 3 和模型 4 在模型 1 基础上依次引入了三个层面的控制变量，结果表明互联网使用均对农户土地经营规模有显著的正向影响，说明互联网使用能够显著促进农户土地经营规模的扩大，验证了假说 H1。

控制变量对农户土地规模经营的影响与预期基本一致，其中性别、婚姻状况和务农投入时间等户主层面的特征均显著促进农户土地经营规模的扩大，在农业生产等方面，男性比女性具有优势，有利于农户扩大土地经营规模；已婚农民其家庭劳动力较

多、投资欲望较强,通常会扩大土地经营规模;而务农投入时间是直接影响农业生产的重要因素,时间越长表明农民对其拥有土地的重视程度和依赖程度越高,扩大土地经营规模的意愿越强。农业经营收入、农业补贴和生产性固定资产投资等家庭层面特征对农户土地经营规模有显著的正向影响,这些因素为农民从事土地经营提供了更多的保障和动力,

提高了农民从事土地经营的积极性,增强了农户扩大土地经营规模的意愿。村庄层面的村庄基本路况和交通便利性显著促进了农户扩大土地经营规模,不仅有利于信息的传递,降低购买农资成本,有利于农产品运输与销售,增加农民务农收入,还有利于农民外出务工,释放闲置土地,为扩大土地经营规模创造条件。

表 2 互联网使用对农户土地经营规模影响的估计结果

变量	模型 1 土地经营规模	模型 2 土地经营规模	模型 3 土地经营规模	模型 4 土地经营规模
互联网使用	0.078** (0.033)	0.068** (0.034)	0.067* (0.034)	0.076** (0.034)
年龄		0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.003 (0.005)
学历		0.011 (0.021)	0.006 (0.021)	0.006 (0.021)
性别		0.065** (0.027)	0.057** (0.027)	0.066** (0.027)
婚姻状况		0.247*** (0.062)	0.233*** (0.064)	0.246*** (0.063)
健康状况		0.014 (0.014)	0.014 (0.014)	0.012 (0.014)
务农投入时间		0.012*** (0.004)	0.010** (0.004)	0.011*** (0.004)
农业经营收入			0.015*** (0.003)	0.015*** (0.003)
农业补贴			0.016*** (0.005)	0.015*** (0.005)
生产性固定资产投资			0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)
家庭医疗支出			0.006* (0.004)	0.006 (0.004)
村庄基本路况				1.503*** (0.056)
村庄交通便利性				0.036*** (0.001)
农户个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	14 074	13 504	13 408	13 071

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,括号中为聚类到村庄层面的稳健标准误。表 3 至表 8 同。

5.3 内生性问题处理

模型的内生性问题主要由遗漏变量、互为因果

和模型误设等造成。因此,本文使用工具变量法,通过构建工具变量模型来识别和处理由遗漏变量和

互为因果所引起的内生性问题。根据工具变量相关性和外生性的条件,选择“邮寄通信支出”作为互联网使用的工具变量。在互联网普及之前,居民信息交流消费主要体现在邮寄通信支出;随着互联网普及,在棘轮效应下居民信息交流消费量增加,因此邮寄通信支出与互联网使用满足相关性条件。邮寄通信支出是居民生活消费的一部分,属于消费领域,而扩大经营规模是农户的一种土地生产投资行为,因此邮寄通信支出理论上并不会直接影响农户土地经营规模,满足外生性条件。

表 3 汇报了内生性检验的估计结果,模型 5 中第一阶段邮寄通信支出对互联网使用的影响显著为正,验证了工具变量相关性假定,且一阶段回归 F 值为 50.09,明显大于 10,通过弱工具变量检验。模型 6 是加入工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)回归结果,表明在考虑内生性之后,互联网使用对农户土地经营规模仍存在显著的正向影响。因此,后文的基准回归模型在满足工具变量条件情况下,均使用工具变量模型进行检验。

表 3 互联网使用对农户土地经营规模的内生性检验估计结果

变量	OLS 模型 5 互联网使用	2SLS 模型 6 土地经营规模
邮寄通信支出	0.022*** (0.003)	
互联网使用		0.846** (0.375)
控制变量	已控制	已控制
农户个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制
N	12 428	12 428
一阶段回归 F 值	50.09	
不可识别检验	41.413***	
弱工具变量检验	82.449	
弱工具变量检验临界值(15%)	8.96	

5.4 稳健性检验

为了进一步检验模型设定及估计结果的稳健性,本文进行了以下几种稳健性检验。

(1) 缩尾处理。为了排除样本可能存在的异常

值或极端值对回归结果的干扰,本文在 1% 的水平上对变量进行缩尾处理,结果见模型 7,参数估计和显著性均没有发生明显变化,研究结论仍然成立。

(2) 剔除部分年度研究样本。考虑到 2015 年实施的“宽带中国”政策可能会影响农户互联网使用情况,导致研究存在偏误,故剔除 2015 年样本,再次考察互联网使用对农户土地经营规模的影响,结果见模型 8。在排除 2015 年“宽带中国”政策干扰后,互联网使用仍然显著促进农户土地经营规模的扩大,说明研究结果是稳健的。

(3) 变量替换。选择农户拥有手机的价值和转入土地面积分别替换解释变量和被解释变量来检验互联网使用对农户土地经营规模的影响。移动互联网在农村地区普及,使手机普遍成为农民使用互联网最便捷的工具;转入土地不仅是当前农户扩大自身土地经营规模的最主要方式,也是实现农户大规模经营的最基本条件。因此,上述两个替换变量的选择具有一定合理性。模型 9 和模型 10 结果均显示互联网使用对农户土地经营规模有显著正向影响,进一步表明结果的稳健性,验证了假设 $H1$ 。

表 4 稳健性检验的估计结果

变量	模型 7 缩尾处理 土地经营 规模	模型 8 剔除 2015 年 样本土地 经营规模	模型 9 替换解释 变量土地 经营规模	模型 10 替换被解释 变量转入 土地面积
互联网使用	0.751** (0.354)	0.614* (0.372)		0.056*** (0.021)
农户拥有手机 的价值			0.012** (0.005)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户个体固定 效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	12 428	8 655	13 045	13 098

5.5 异质性分析

互联网作为一种信息技术,农户是否使用互联网受到户主特征、外部环境等因素的综合影响,为了检验回归结果的稳健性,本文按户主年龄、农户类型和地区对样本农户进行分类回归。

根据户主年龄结构将样本分为青年农户（55岁以下）和中年农户（55~64岁）和老年农户（65岁及以上）三组分别进行回归分析。表5结果显示，互联网使用对青年、中年和老年农户的土地经营规模均有正向影响，影响作用效果由强到弱依次是中年农户、老年农户和青年农户，但只对中年农户的影响显著。这可能与农户使用互联网的目的、能力和频率有关。青年农户虽然对互联网这类新事物有较快、较高的接受速度和程度，且利用互联网获取相关信息能力一般较高，但其可能更倾向于娱乐或非农就业，无法更好地将互联网应用在农业生产上。而中年和老年农户相对于青年农户更看重互联网在农业生产中发挥的作用。但老年农户由于对互联网的接触较少，使用互联网在农业生产中进行实际操作的有效接受和辨识信息的能力较弱，限制了互联网更好地发挥作用；反观中年农户，既有一定的互联网使用能力，又重视互联网在农业生产中的实用价值，可以更好地运用其服务于农业生产，有利于具有农业生产比较优势的农户扩大土地经营规模。因此，互联网使用对中年农户的作用比青年和老年农户更大。

表5 不同年龄农户互联网使用对土地经营规模影响的估计结果

变量	模型 11 青年农户 土地经营规模	模型 12 中年农户 土地经营规模	模型 13 老年农户 土地经营规模
互联网使用	0.330 (0.702)	1.741** (0.822)	0.684 (2.020)
控制变量	已控制	已控制	已控制
农户个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
N	3 719	3 535	3 094

根据农户经营类型将农户分为兼业型农户和纯务农型农户。表6结果显示，互联网使用显著推动了纯务农型农户扩大土地经营规模，但对扩大兼业型农户土地经营规模的作用并不明显。因为纯务农型农户具有农业生产比较优势，对其而言农业经营收入是其最主要和重要的收入来源，更渴望通过互联网获取农业生产信息、市场信息和技术信息等，也势必会投入大量精力和资金从事农业生产，因此

其不仅对自身拥有的土地有很强依赖性，还会将互联网技术与农业生产紧密结合，使互联网技术在经营规模扩大中发挥积极促进作用。而兼业型农户相对于纯务农型农户虽然农业生产优势较弱，但获得收入的来源主要为非农收入，因此对互联网与农业融合技术的关注度较低。

表6 不同类型农户互联网使用对土地经营规模影响的估计结果

变量	模型 14 兼业型农户 土地经营规模	模型 15 纯务农型农户 土地经营规模
互联网使用	0.166 (0.146)	0.817* (0.454)
控制变量	已控制	已控制
农户个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制
N	288	11 598

中国东部、中部和西部地区在人均耕地面积、农业劳动生产率和经济发展水平等方面有较大差异，并且地区间的互联网普及程度也存在差异，因此互联网使用对不同地区土地经营规模的影响存在差异。表7结果表明，互联网使用均对三个地区农户土地经营规模存在正向影响，其中西部地区影响作用效果最强，中部地区次之，东部地区最弱，但只有中部地区和西部地区影响显著。原因可能在于西部地区疆域辽阔，绝大部分地区是欠发达地区，但土地资源丰富，人均耕地面积较大，互联网的普及和应用改变了传统的农业经营模式，在提高生产效率、解放劳动力的同时，更为西部地区土地经营规模的扩大提供了条件与途径，因此，互联网的使用对西部地区土地经营规模的影响效果更强。同样土地资源较为丰富和互联网发展情况较好的中部地区，互联网使用解决了信息不对称问题，有助于细碎土地集中，推动农户土地经营规模的扩大。而东部地区耕地资源较为匮乏，劳动力已大量转移至第二、第三产业，农业发展的土地资源和劳动力压力较大，且互联网在农村普及之前东部农村土地流转市场已经较为发达、土地集中程度较高，导致互联网使用对东部地区农户土地经营规模的影响较弱。

表 7 不同地区互联网使用对农户土地经营规模影响的估计结果

变量	模型 16 东部地区 土地经营规模	模型 17 中部地区 土地经营规模	模型 18 西部地区 土地经营规模
互联网使用	0.256 (0.886)	1.144** (0.479)	1.246* (0.719)
控制变量	已控制	已控制	已控制
农户个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
N	4 758	3 659	3 927

5.6 机制检验

为了进一步探究互联网使用对农户土地经营规模的影响机制，从土地流转、社会资本以及农业生产成本三方面进行检验，结果见表 8。模型 19 和模型 20 检验了土地流转在互联网影响农户土地经营规模中发挥的作用，使用农户年末土地流转面积衡量

表 8 机制检验结果

变量	模型 19 土地流转面积	模型 20 土地经营规模	模型 21 社会资本	模型 22 土地经营规模	模型 23 农业生产成本	模型 24 土地经营规模
互联网使用	0.059** (0.023)	0.777** (0.350)	0.300** (0.121)	0.826** (0.377)	-0.066 (0.085)	0.845** (0.345)
土地流转面积		0.319*** (0.024)				
社会资本				0.007* (0.004)		
农业生产成本						-0.057*** (0.009)
控制变量	已控制		已控制		已控制	
农户个体固定效应	已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
村庄固定效应	已控制		已控制		已控制	
N	13 097	12 426	13 099	12 428	10 785	10 307

模型 21 和模型 22 检验了社会资本在互联网使用影响农户土地经营规模中发挥的作用，借鉴杨汝岱等的做法以家庭给予亲戚朋友的人情礼支出来衡量社会资本^[35]。模型 21 表明，互联网使用显著增加了农户社会资本积累。模型 22 中社会资本系数显著为正，进一步表明社会资本可以促进农户扩大土地经营规模，在控制了社会资本之后互联网使用的系数仍然显著为正，表明互联网使用通过增加农户社会资本积累间接推动了农户扩大土地经营规模的

土地流转。中国大部分农村地区土地细碎化现象严重，土地流转能将分散的土地集中起来，是影响农户扩大土地经营规模的重要因素。模型 19 表明，互联网使用能显著促进农户进行土地流转。模型 20 中土地流转系数显著为正，进一步表明土地流转可以促进农户扩大土地经营规模，在控制了土地流转之后互联网使用的系数仍然显著为正，表明互联网使用通过促进土地流转间接推动农户扩大土地经营规模的机制存在，验证了假说 H2。这是因为农户使用互联网提高了获取信息的效率，能降低土地流通过程中的信息成本，避免因信息不对称为流转带来的困境，增加土地流转契约的稳定性和成功率，有助于提高流转土地配置效率；同时农户还能通过使用互联网获得非农就业技能和更多的非农就业机会，提升非农就业的概率和稳定性，减弱农户对土地的依赖性和“恋土情结”，有助于释放更多闲置土地资源，为农户扩大土地经营规模创造条件。

机制存在，验证了假说 H3。这是因为农民使用互联网增加了与他人沟通交流的机会，维持和扩大了个人社会关系网络，拓宽了农民获取土地流转信息渠道，降低了信息搜寻成本，减少了土地流通过程中的不确定性，增加了农户扩大土地经营规模的可能性。同时互联网使用还可以维持人际关系的稳定性，增强信任度，发挥非正式保障功能，给予农户扩大土地经营规模资金方面的支持，一方面能使农户获得更多的收入回报，缓解农户经济负担，另一方面

能拓展农户的非正规借贷渠道, 弥补土地经营规模扩大中的资金短缺问题。

模型 23 和模型 24 检验了农业生产成本在互联网影响农户土地经营规模中发挥的作用, 使用家庭亩均从事农业生产所需的农资、雇工、土地租金和管理等费用总和衡量农业生产成本。农业生产成本是制约农户扩大土地经营规模的重要因素。模型 23 表明, 互联网使用降低了农户农业生产成本, 但影响并不显著, 这种情况与课题组实地调研得到的结果相符, 虽然互联网在农村快速普及, 但是农民在购买农资和农产品销售方面还存在路径依赖, 网上购买与销售并未成为农户首选。但模型 24 中农业生产成本系数显著为负, 表明农业生产成本降低可以显著促进农户扩大土地经营规模。虽然互联网使用通过降低农业生产成本推动农户扩大土地经营规模的机制暂未得到验证, 但在农业现代化发展不断推进、农业经营主体大量涌现和“互联网+农业”不断融合发展的背景下, 互联网与农业的融合在降低农业生产成本中作用将逐渐显现。

6 结论与建议

随着互联网在农业中应用的不断深化, 打破了农业生产领域信息不对称, 降低了农业生产成本, 提升了资源配置效率, 深刻影响着农户土地经营规模。在理论分析基础上, 利用 CHARLS 四期数据首次从农户层面探讨了互联网使用对土地经营规模的影响, 验证了本文提出的假说, 得出了以下结论: 第一, 互联网使用与土地经营规模的特征事实表明, 相对于未使用互联网的农户, 使用互联网的农户的平均土地经营面积随互联网使用情况的变好不断增加。第二, 互联网使用显著影响农户土地经营规模的扩大, 使用工具变量方法解决内生性后, 这一结论仍然成立。第三, 互联网使用影响农户土地经营规模的机制检验结果表明, 互联网使用可以通过促进农户土地流转, 推动土地要素集中; 拓展农户社会关系网络、增加社会资本积累可以间接为具有农业生产比较优势的农户扩大土地经营规模创造条件; 目前互联网使用通过降低农业生产成本间接影响农户土地经营规模的效果并不显著。第四, 异质性分析表明, 互联网使用对农户土地经营规模的影响因户主年龄、农户类型和地区的差异而不同, 其中,

互联网使用对中年农户土地经营规模有显著促进作用, 但对青年和老年农户的促进作用不显著; 对纯务农型农户土地经营规模有显著正向影响; 对东部、中部和西部地区农户土地经营规模均有正向影响, 但只对中部地区和西部地区影响显著。

基于以上研究结论, 本文提出以下几点政策建议: 第一, 加快农村互联网基础设施建设。尤其是对偏远和落后地区, 提高互联网网络覆盖率, 推进宽带提速降费改革, 提升农村互联网服务能力。第二, 构建规范的农村土地流转网络平台。发挥网络在信息传递中的优势, 加强农地交易市场的互联网建设, 为农村土地流转市场建设添加新动力, 降低土地流转交易费用, 为农户扩大土地经营规模创造客观条件。第三, 加强农产品网络销售平台建设。充分发挥互联网在农产品销售和农业信息获取方面的优势, 从而降低农业生产成本, 增加农民扩大土地经营规模的动力和意愿。第四, 制定农业从业人员互联网技术培训补贴政策。针对农业劳动力老龄化问题, 政府应对农业从业人员的互联网技术培训进行补贴, 为扩大土地经营规模、实现土地规模经营提供前沿科学技术的支持和更专业的人才。

参考文献

- [1] 农业农村部政策与改革司. 中国农村政策与改革统计年报 2019 [M]. 北京: 中国农业出版社, 2020.
- [2] 中华人民共和国农业农村部. 对十三届全国人大三次会议第 5424 号建议的答复摘要 [EB/OL]. (2020-09-09) [2021-06-01]. http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/202009/t20200915_6352065.htm.
- [3] 韩朝华. 个体农户和农业规模化经营: 家庭农场理论评述 [J]. 经济研究, 2017, 52 (7): 184-199.
- [4] 张应良, 欧阳鑫. 农户借贷对土地规模经营的影响及其差异: 基于土地转入视角的分析 [J]. 湖南农业大学学报 (社会科学版), 2020, 21 (5): 18-27.
- [5] 杨子, 饶芳萍, 诸培新. 农业社会化服务对土地规模经营的影响: 基于农户土地转入视角的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2019 (3): 82-95.
- [6] 周作昂, 赵绍阳, 何庆红. 劳动力老龄化对农业土地流转和规模经营的影响 [J]. 财经科学, 2020 (2): 120-132.
- [7] YANG Yujing. Optimal mode of agricultural moderate scale management based on measurement of moderate scale of Wugang city in Henan province [J]. Asian Agricultural Research, 2018, 10 (2): 7-10.

- [8] 丰雷, 胡依洁, 蒋妍, 等. 中国农村土地转让权改革的深化与突破: 基于 2018 年“千人百村”调查的分析和建议 [J]. 中国农村经济, 2020 (12): 2-21.
- [9] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响: 基于异质性农户模型的微观分析 [J]. 经济研究, 2020, 55 (11): 156-173.
- [10] 章元, 吴伟平, 潘慧. 劳动力转移、信贷约束与规模经营: 粮食主产区与非主产区的比较研究 [J]. 农业技术经济, 2017 (10): 4-13.
- [11] 刘进, 陆钰凤, 许庆. 农业补贴、养老保障与农地转出 [J]. 农业技术经济, 2020 (12): 23-37.
- [12] 周静. 农业支持保护补贴对稻作大户投入行为的激励作用实证分析 [J]. 经济地理, 2020, 40 (7): 150-157.
- [13] 郭阳, 徐志刚. 耕地流转市场发育、资源禀赋与农地规模经营发展 [J]. 中国农村经济, 2021 (6): 60-75.
- [14] 周敏, 匡兵, 黄善林. 农户农地规模经营意愿影响因素实证研究: 基于黑龙江省 401 份农户的调查数据 [J]. 干旱区资源与环境, 2018, 32 (12): 63-68.
- [15] 洪炜杰, 陈江华. 农地细碎化对农地流转的影响 [J]. 中南财经政法大学学报, 2021 (2): 103-110.
- [16] 蔡键, 林晓珊, 米运生. 信贷约束真的会制约农户的经营规模吗: 基于农业特性的分析视角 [J]. 世界农业, 2019 (8): 17-25.
- [17] 刘汉成, 关江华. 适度规模经营背景下农村土地流转研究 [J]. 农业经济问题, 2019 (8): 59-64.
- [18] 孙林, 傅康生. 农村土地适度规模经营的阻碍因素与转型路径 [J]. 中共中央党校学报, 2015, 19 (1): 81-84.
- [19] 刘生龙, 张晓明, 杨竺松. 互联网使用对农村居民收入的影响 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38 (4): 103-119.
- [20] SHIMAMOTO D, YAMADA H, GUMMERT M. Mobile phones and market information: evidence from rural Cambodia [J]. Food Policy, 2015, 57.
- [21] 赵羚雅. 乡村振兴背景下互联网使用对农民创业的影响及机制研究 [J]. 南方经济, 2019 (8): 85-99.
- [22] 贺达, 顾江. 互联网对农村居民消费水平和结构的影响: 基于 CFPS 数据的 PSM 实证研究 [J]. 农村经济, 2018 (10): 51-57.
- [23] 殷俊, 刘一伟. 互联网使用对农户贫困的影响及其机制分析 [J]. 中南财经政法大学学报, 2018 (2): 146-156.
- [24] 张卫东, 卜德琦, 彭旭辉. 互联网技能、信息优势与农民工非农就业 [J]. 财经科学, 2021 (1): 118-132.
- [25] 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究: 来自 CFPS 的微观证据 [J]. 中国农村经济, 2020 (3): 57-77.
- [26] 张雅, 孙晓辉. 农业众筹的起源、特点与未来 [J]. 中国农业大学学报 (社会科学版), 2016, 33 (6): 96-105.
- [27] 刘子涵, 辛贤, 吕之望. 互联网农业信息获取促进了农户土地流转吗 [J]. 农业技术经济, 2021 (2): 100-111.
- [28] 西奥多·W. 舒尔茨. 改造传统农业 [M]. 北京: 商务印书馆, 1987.
- [29] 苏岚岚, 孔荣. 互联网使用促进农户创业增益了吗: 基于内生转换回归模型的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2020 (2): 62-80.
- [30] PUTNAM R D, LEONARDI D R. Making democracy work: civil traditions in modern Italy [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [31] 周洋, 华语音. 互联网与农村家庭创业: 基于 CFPS 数据的实证分析 [J]. 农业技术经济, 2017 (5): 111-119.
- [32] 张加春. 嵌入性信任: 网络社会下的信任关系 [J]. 中州学刊, 2016 (6): 162-167.
- [33] 石晓平, 郎海如. 农地经营规模与农业生产率研究综述 [J]. 南京农业大学学报 (社会科学版), 2013, 13 (2): 76-84.
- [34] 顾钰民. 农业现代化与深化农村土地制度改革 [J]. 经济纵横, 2014 (3): 48-53.
- [35] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究 [J]. 经济研究, 2011, 46 (11): 116-129.

(责任编辑 张雪娇 卫晋津)

● 政策研究

社交隔离、供需失衡与鸡蛋价格调整

◆ 马一鸣 韦 锋

(四川农业大学经济学院 成都 611130)

摘要: 本文使用全国 116 个地级市 2017—2020 年鸡蛋价格日度面板数据,采用广义倍差法实证研究了新冠肺炎疫情及社交隔离措施对鸡蛋价格的短期影响。研究发现:①新冠肺炎疫情对鸡蛋价格有显著的负向作用,疫情后市场鸡蛋价格平均下降了 13% 左右。②疫情对鸡蛋价格的负向影响在地区间存在差异。鸡蛋主销区、疫情重灾区的鸡蛋价格降幅较小,经济条件差、城镇化进程慢、电子商务欠发达地区的鸡蛋价格降幅较大。上述研究间接表明社交隔离既引致需求萎缩,又因地区封锁改变市场供需格局进而影响到农产品价格。本文既有助于理解疫情冲击下农产品价格调整机制,又可为制定相关政策稳定农产品价格提供决策参考。

关键词: 新冠肺炎疫情; 社交隔离; 供需错配; 鸡蛋价格

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2021.12.003

1 引言

“菜篮子”“米袋子”工程关系民生改善与社会稳定,一直受到中央和各级政府的高度重视。保障农产品供给、避免主要农产品价格异常波动,既有助于保持基本物价、保障基本民生,又有助于巩固农业基础地位、增强国家抵御不确定性风险的能力。因此,研究中国农产品价格及其动态调整机制具有重要的现实意义。关于农产品的价格形成,已有研究主要在供需分析框架上讨论农产品价格变动的影响因素。一些学者指出,生产成本是农产品价格形成的基础。其中,石油、劳动力和土地等生产要素的价格,农产品流通中的制度性成本,物流成本和市场管理成本等均会影响到农产品价格^[1-3]。此外,市场整合、市场准入、农产品市场结构等市场要素以及气候条件、公共事件等供给冲击也对农

产品价格产生影响^[4-6]。另一些学者则关注需求端人口增长、经济发展及消费结构变化等因素对农产品价格的影响^[7]。与此同时,还有些学者关注到通货膨胀、人民币汇率、农产品金融化、政府市场调控等政策因素对农产品价格的影响^[8-9]①。不过值得注意的是,上述研究主要运用向量自回归(VAR)和面板向量自回归(PVAR)等时间序列模型进行

收稿日期: 2021-05-08。

作者简介: 马一鸣(1997—),男,四川成都人,硕士,研究方向: 现代农业产业发展, E-mail: megatrongo@163.com。

通信作者: 韦锋(1984—),男,广西河池人,博士,讲师,研究方向: 农产品质量安全、产业组织理论与政策, E-mail: weifeng@sicau.edu.cn。

① 人民银行课题组于 2011 年从供给端和需求端两方面梳理农产品价格变化的影响因素,研究发现需求因素是决定中国农产品价格变化的主要因素,其次是生产成本和货币冲击效应,而国际大宗商品价格、气候变化等因素只在短期有影响。

实证研究。由于在农产品供需分析框架内,价格与销量(产量)均是均衡结果的内生变量,上述时间序列模型估计部分存在着因未能有效处理农产品价格的内生性而导致模型估计结果出现偏误的问题^[10]。

为有效克服市场供需条件与农产品市场价格互为因果导致的变量内生性问题,本文试图运用新冠肺炎疫情这一突发事件对农产品需求端和供给端所形成的外生冲击来识别农产品价格的影响因素,以期有效揭示农产品价格调整这一“黑箱”运作机制。鉴于新冠肺炎疫情及政府为应对疫情所采取的社交隔离措施具有突发性、外生性和传递性,本文的实证识别策略可有效消除农产品价格对市场需求量与供给量的反向影响。

新冠肺炎疫情传播速度快、感染范围广、防控难度大。2020年1月23日凌晨2时,武汉市疫情防控指挥部发布1号通告,23日10时起机场、火车站离汉通道暂时关闭,暂停进入武汉的道路水路客运班线发班。1月23—29日,全国各省份陆续启动重大突发公共卫生事件一级应急响应。面对突发疫情侵袭,中国政府采取了最全面、最严格、最彻底的防控措施,前所未有地实施大规模限制人员集聚、封锁疫区、减少集市活动等社交隔离措施。上述社交隔离措施对农业生产经营和农产品日常消费均产生了显著影响。从农产品供给端来看,作为农产品主要供给地的农村地区,在疫情防控期间,因采取隔离措施,部分物流中断。这一方面导致了农产品生产所需的原材料运不进;另一方面导致了产品售不出,出现“收购商难进村、农产品难出村”的现象,严重影响了农产品市场的供求关系,部分产地出现了农产品滞销^[11-14]。从农产品需求端上,部分地区因疫情防控停工停产。这一方面导致了餐饮业和食品加工业出现“停滞”,另一方面也促使农产品消费从线下消费转为线上居家消费。两种效应叠加导致农产品消费需求受到较大抑制^[15]。与此同时,疫情期间居民普遍面临着收入下降的风险、收入水平不确定性增加,这可能导致农产品需求萎缩^[16-18]。可见,新冠肺炎疫情及社交隔离措施均对农产品需求端和供给端产生了明显的冲击,进而可能对农产品价格产生影响。

本文基于新冠肺炎疫情发生这一公共卫生事件,

以鸡蛋价格为例,采用广义倍差法实证研究了新冠肺炎疫情及为应对疫情所采取的社交隔离措施对农产品价格的短期影响,并探究了疫情背景下农产品价格调整的作用机制。之所以选择鸡蛋作为农产品的代表进行研究,主要有以下三个方面的原因:一是鸡蛋对改善居民饮食具有重要意义,蛋类占中国居民食品消费的2.7%,鸡蛋价格波动切实影响到居民生活成本。二是中国鸡蛋产区与销区泾渭分明,具有鲜明的“北蛋南运”二元格局。新冠肺炎疫情及社交隔离措施严重阻断了鸡蛋产区与销区间的货物运输和产品贸易,导致产区、销区市场供需格局发生剧烈变化,从而有助于识别市场供需条件外生变化对鸡蛋价格调整的影响。三是鸡蛋同质性较高,价格在跨地区间具有可比性,是识别疫情冲击下农产品价格调整较为理想的研究对象。

基于全国116个地级市2017—2020年鸡蛋价格日度面板数据,本文采用广义倍差法的估计结果显示:新冠肺炎疫情及社交隔离措施对鸡蛋价格产生了显著的负向影响,平均来看疫情后鸡蛋价格下降了13%左右。上述结论在调整事件时间窗口、替换参照组、进行平行趋势检验等一系列稳健性检验后依然稳健。此外,新冠肺炎疫情对鸡蛋价格的影响在不同地区间存在差异。其中,鸡蛋主销区、疫情重灾区的鸡蛋价格下降幅度较小,经济条件差、电子商务欠发达地区的鸡蛋价格降幅较大。上述证据间接表明新冠肺炎疫情及社交隔离措施,一方面导致居民收入下降、收入不确定性增加,进而造成消费萎缩和鸡蛋价格下降;另一方面导致鸡蛋产区与销区市场分割,引起市场供需格局变化和鸡蛋价格调整。本文的边际贡献在于:一是借助疫情及应对疫情采用的社交隔离措施对农产品市场形成的外生性需求冲击和供需分离,进一步识别农产品价格调整机制,避免了价格与农产品供需量之间互为因果导致的内生性问题。二是为识别市场分割和农产品价格调整提供了来自中国市场的经验证据。本文有助于理解疫情冲击下农产品价格调整机制,对于后疫情时代为制定相关政策稳定农产品市场价格提供了参考和经验证据。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分梳理了农产品价格波动的影响因素和以新冠肺炎疫情为代表的突发事件对市场供需产生影响的相关文献,

并据此提出了本文的研究假说；第三部分是本文的实证研究设计，包括研究模型、样本、数据、变量说明和描述性统计；第四部分报告了本文的实证结果和机制分析；第五部分报告了本文的研究结论和相关的政策建议。

2 研究假说

新冠肺炎疫情发生及为应对疫情所采取的社交隔离措施外生地改变了市场供需格局，本文主要研究疫情冲击下市场中农产品的价格调整机制。与此相关的文献研究主要集中在农产品价格波动的影响因素和外部冲击对居民收入以及农产品供需的影响，已有学者采用系统 GMM 估计新冠肺炎疫情和相应管制政策对鸡蛋价格的影响^[19]，不过该方法估算出的影响并没有设立参照组进行比较，且无法控制节假日等时间趋势效应的影响。基于此，本文拟采用广义 DID 模型在控制参照组平行时间趋势的条件下研究疫情及其社交隔离措施对鸡蛋价格产生的短期影响。

防疫的关键在于阻断传播，为应对新冠肺炎疫情的发生和扩散，中国政府根据防控要求相继采取了疫情严重地区限制跨区域通行、企业停工停产和居家隔离等一系列社交隔离措施。短期上来看，企业部门的停工停产会直接引致居民的收入水平下降，进而导致居民的需求萎缩，同时疫情的扩散和严格的社交隔离措施也会造成居民面对面完成农产品交易风险上升、购买农产品交易成本增加，这会降低居民线下消费倾向^[20]。中长期来看，疫情冲击增加了家庭对于未来收入的不确定性预期，一方面使其减少消费、增加预防性储蓄，另一方面使其偏向于中低风险资产配置^[21]。已有研究发现，新冠肺炎疫情对国内生产总值、居民收入和消费支出、社会福利、资本净收益率和外贸的负面影响较大^[22]，同时居民收入的下降会导致食品购买力平价的下降。据此，本文提出假说 1：总体上新冠肺炎疫情及为应对疫情所采取的社交隔离措施会引致居民收入水平下降以及收入不确定性增加，进而导致需求萎缩，鸡蛋价格下降。

依据上述分析，如若新冠肺炎疫情及为应对疫情所采取的社交隔离措施主要是通过需求渠道影响鸡蛋价格，那么相较于收入水平低、购买力弱的农

村居民，收入水平高、购买力强的城镇居民对农产品需求价格弹性更为缺乏，相应的在经济发展水平高、城镇化进程快的地区鸡蛋价格调整幅度相对较小。据此，本文提出假说 2：从需求上看，由于经济发达地区、城镇化率高的地区，当地居民购买力更强，鸡蛋价格弹性缺乏，因此相比其他地区，上述地区鸡蛋价格下降幅度较小。

不过，值得注意的是，新冠肺炎疫情及为应对疫情所采取的社交隔离措施也可能通过供给端影响到农产品价格调整。由于中国鸡蛋主产区与主销区“二元格局”鲜明，疫情冲击阻碍了道路物流，导致鸡蛋供应在产区和销区出现供给上的错配，尤其是主产区鸡蛋供应会出现相对过剩。同时，疫情严重的地区，地方政府会采取更加严格的社交隔离管制措施，短期内该城市农产品供给会出现明显的收缩。在保持其他变量不变的情况下，疫情严重地区的鸡蛋价格相对较高。另外，疫情冲击及社交隔离措施可能会在供给端对鸡蛋产区和销区产生异质性影响。具体表现为，疫情期间道路阻断一方面导致产区鸡蛋“运不出”，造成产区鸡蛋积压；另一方面导致销区鸡蛋“运不进”，形成销区鸡蛋供应的相对不足。城市电子商务发展水平作为新型的商品流通方式，其在一定程度上能弱化疫情期间社交隔离措施对农产品供需市场的干扰，从而增加短期内鸡蛋供给替代弹性，缓解鸡蛋产区鸡蛋积压和鸡蛋销区供应相对不足的问题。据此，本文提出假说 3：从供给上看，对鸡蛋主销区、疫情更严重地区和电子商务欠发达的地区来说，由于社交隔离措施引致的供给收缩更为明显，从而导致上述地区鸡蛋价格降幅偏小。

3 模型构建与数据来源

3.1 模型构建

鉴于新冠肺炎疫情发生正值春节假期，为了剔除春节期间节假日效应对鸡蛋价格的影响，本文拟选取不受新冠肺炎疫情影响且鸡蛋价格在此期间具有相似时间变动趋势的样本作为控制组。由于新冠肺炎疫情发生的标志性事件是 2020 年 1 月 23 日武汉宣布封城，当日正值农历腊月二十九（春节前两天），因此本文选择受疫情影响的 2020 年春节样本作为实验组，选取未受疫情影响的 2019 年、2018

年春节样本作为控制组。借鉴相关学者研究经验^[20,23], 本文使用农历历法来选择事件时间窗口, 即以各年农历腊月二十九(春节前两天)作为时间节点将2018年、2019年、2020年春节样本划分为事件发生前后, 并选取前后90天作为时间窗口^①。具体来说, 如图1所示, 本文样本期分三个部分, 实验组样本期从2019年10月25日至2020年4月

22日, 称为2020年春节样本期; 控制组中, 2019年春节样本期从2018年11月5日至2019年5月4日, 2018年春节样本期从2017年11月16日到2018年5月15日。其中, 以各年农历腊月二十九为时间节点, 以此将各年春节样本期划分为事件前与事件后。

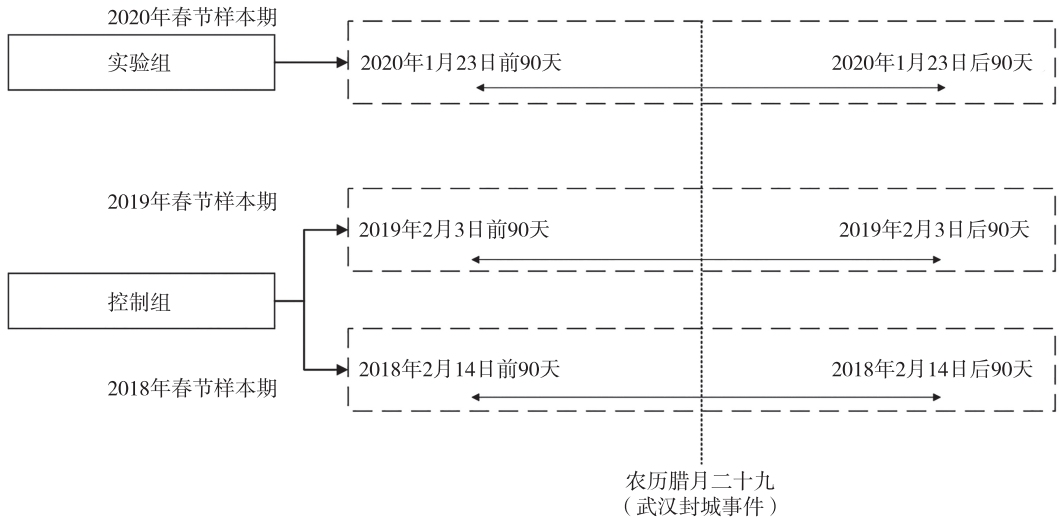


图1 实验组与控制组划分

注: 笔者自行绘制。

为检验上述研究假设, 本文构建的广义倍差法模型具体如下:

$$\ln price_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_j + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_j \times post_t + \gamma Z_{jt} + \alpha_i + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, 下标 i 、 j 、 t 分别代表 i 城市第 j 年春节样本期和距离样本期农历腊月二十九的天数 t , $t \in [-90, +90]$; 下标 jt 组合共同决定鸡蛋市场交易的日期。模型中, 被解释变量 $\ln price_{ijt}$ 为城市 i 距 j 年农历腊月二十九 t 天的鸡蛋价格对数。核心解释变量中, $treat_j$ 是区分实验组和控制组的虚拟变量, $treat_j = 1$ 代表2020年春节样本期, $treat_j = 0$ 代表2019年、2018年春节样本期; $post_t$ 是各年春节样本期内事件发生前后的虚拟变量, 对于每年春节样本期, 农历腊月二十九前, $post_t$ 取值为0, 之后 $post_t$ 赋值为1; $treat_j \times post_t$ 是实验组虚拟变量与事件发生前后虚拟变量的交叉项, 其估计系数刻画了新冠

肺炎疫情对鸡蛋价格的影响效应。为了控制宏观经济景气程度、农产品运输成本和农业投入品等因素对鸡蛋价格的影响, 参照已有文献^[1,24], 本文选取了上证综合指数、布伦特原油价格、玉米期货连续合约每日收盘价(玉米期货价格)、豆粕期货连续合约每日收盘价(豆粕期货价格)四个全国层面的日度数据(Z_{jt})。其中, 上证综合指数反映宏观经济景气和市场信心指数, 以控制不同时期宏观经济形势对鸡蛋价格的影响; 布伦特原油价格波动会传导到各类农产品投入品和产出品运输成本进而影响到鸡蛋价格, 因此需要控制国际原油价格波动对鸡蛋价格的溢出效应。考虑到饲料成本是鸡蛋生产的主要成本, 占总成本的60%~70%, 而蛋鸡饲料的配方中玉米占60%~65%, 豆粕占20%~25%^[25], 因此加入蛋鸡饲料的主要原料——玉米和豆粕的期货价格对鸡蛋生产成本进行控制。

① 为了全景刻画新冠肺炎疫情对鸡蛋价格的影响, 区别于已有文献, 文本基准模型选取事件前90天、事件后90天为时间窗口, 并使用事件前后45天的时间窗口做稳健性检验。

此外,考虑到城乡居民对农产品购买能力在地区间存在差异,在控制变量中加入随年份变化的城市层面人均 GDP ($Control_{ij}$)。 α_i 为城市哑变量,控制了不随时间变化的城市固定效应, θ_j 为年份哑变量,以控制不随城市变化的年份固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。由于随机扰动项中包含的诸如地方政府政策支持力度、自然灾害影响和农产品检验检疫强度等因素均具有地域性,尤其在同一省内上述干扰因素相关性更为明显。因此,为消除随机扰动项在同一省内各地级市间存在关联性而导致异方差问题,本文在所有实证结果中均汇报聚类到省级层面的稳健标准误。

式(1)中,对于受到疫情影响的年份($treat=1$),在受到疫情影响前后鸡蛋价格分别为 $\beta_0 + \beta_1$ 和 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$, $\Delta \ln y_1 = \beta_2 + \beta_3$,包含了疫情影响和节假日等因素的共同作用;对于未受到疫情影响的年份($treat=0$),在受到疫情影响前后鸡蛋价格分别为 β_0 和 $\beta_0 + \beta_2$, $\Delta \ln y_0 = \beta_2$,包含了节假日等影响因素的作用;用 $\Delta \ln y_1 - \Delta \ln y_0$ 可得疫情对鸡蛋价格的净影响,因此主要关注差分项的系数 β_3 的符号和显著性。使用 DID 模型的前提是实验组与

控制组满足共同时间趋势假设,本文在文末对该假设进行验证。

3.2 数据来源与描述性统计

本文使用全国 116 个地级市^① 2017—2020 年鸡蛋价格日度面板数据,样本地区包括上海、云南、北京、吉林、天津、安徽、山东、山西、广东、江苏、河北、河南、湖北、甘肃、福建、辽宁、陕西、黑龙江等省(自治区、直辖市),共计 40 436 个样本点。采用广义倍差法实证研究新冠肺炎疫情及为应对疫情所采取的社交隔离措施对农产品价格的短期影响。

本文的各城市鸡蛋日度价格、国际油价、上证综合指数、豆粕期货价格、玉米期货价格与各市的新冠肺炎疫情累计感染人数均来源于 Wind 数据库。城市年末常住人口、城市 GDP 与各市城镇化率来自 EPS 数据库,数据缺失部分经查阅各地级市的《经济和社会发展统计公报》补齐,其中未统计年末常住人口的用该市的户籍人口替代。各省电子商务发展水平与鸡蛋产量数据来自 2019 年《国家统计年鉴》。变量的含义与计算方法如表 1 所示。

表 1 变量含义与计算

变量名称	变量含义	计算方法
$\ln price$	各市的日均鸡蛋价格	对各市鸡蛋价格取对数
$treat$	控制组与实验组划分虚拟变量	$Treat=1$ (实验组) $Treat=0$ (控制组)
$post$	事件前后划分虚拟变量	$Post=1$ (事件后) $Post=0$ (事件前)
oil_price	布伦特国际原油日度现货价格	
SH_Stock_Index	上证综合指数日度点数	
$Corn_future_price$	玉米期货指数连续合约价格每日收盘价	玉米期货各月合约相应价格按照持仓量的加权平均价格(单位:百元/吨)
$Beanmeal_future_price$	豆粕期货指数连续合约价格每日收盘价	豆粕期货各月合约相应价格按照持仓量的加权平均价格(单位:百元/吨)
$market_share$	各省的鸡蛋产量比重	各省产量/总产量(单位:%)
$urban_rate$	各市的城镇化进程指标	各市的城镇化率(单位:%)
$Covid_rate$	新冠肺炎疫情的严重程度	各市末期累计感染人数/各市常住人口数
$average_gdp$	各市人均 GDP	各市 GDP/人口数
$\ln e\text{-sell}$	各省的电商销售额对数值	对各省的电商销售额取对数值
$\ln e\text{-buy}$	各省的电商采购额对数值	对各省的电商采购额取对数值

资料来源:笔者整理。表 2 同。

① 116 个地级市鸡蛋价格日度数据全部来自 Wind 数据库,并且所在省份产蛋量占全国总产量 80% 以上,同时分布省份 7 个在南方区域,11 个在北方区域,契合中国“北蛋南运”的格局。

主要变量的描述性统计结果见表 2。同时，为了刻画样本期内鸡蛋价格的时间变化趋势，绘制了图 2。从图 2 可以看出：①各年样本期春节后鸡蛋价

格均有显著的下降趋势。②受新冠肺炎疫情影响 2020 年春节样本期的鸡蛋价格在春节后下降幅度更大。

表 2 变量描述性统计

变量类别	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	单位
被解释变量	<i>lnprice</i>	40 436	1.28	0.185	0.693	1.792	元
核心解释变量	<i>treat</i>	40 832	0.34	0.473	0	1	—
	<i>post</i>	40 832	0.48	0.500	0	1	—
	<i>treat_post</i>	40 832	0.17	0.374	0	1	—
	控制变量	<i>oil_price</i>	37 816	60.78	13.731	13.28	80.3
	<i>SH_Stock_Index</i>	39 904	3 004.26	268.423	2 464.363	3 559.465	点
	<i>average_gdp</i>	38 720	5.86	3.128	1.672	18.004	万元
	<i>Corn_future_price</i>	35 264	18.57	1.320	17.095	20.353	百元/吨
	<i>Beanmeal_future_price</i>	36 076	27.45	4.493	25.052	33.267	百元/吨
调节变量	<i>market_share</i>	38 720	0.08	0.050	0.005	0.153	%
	<i>urban_rate</i>	34 848	59.48	13.195	21.74	92.1	%
	<i>Covid_rate</i>	38 333	0.02	0.256	0	4.489	人数/千人
	<i>lne-sell</i>	36 608	8.39	0.847	6.386	9.813	亿元
	<i>lne-buy</i>	38 016	7.71	0.951	5.739	9.271	亿元

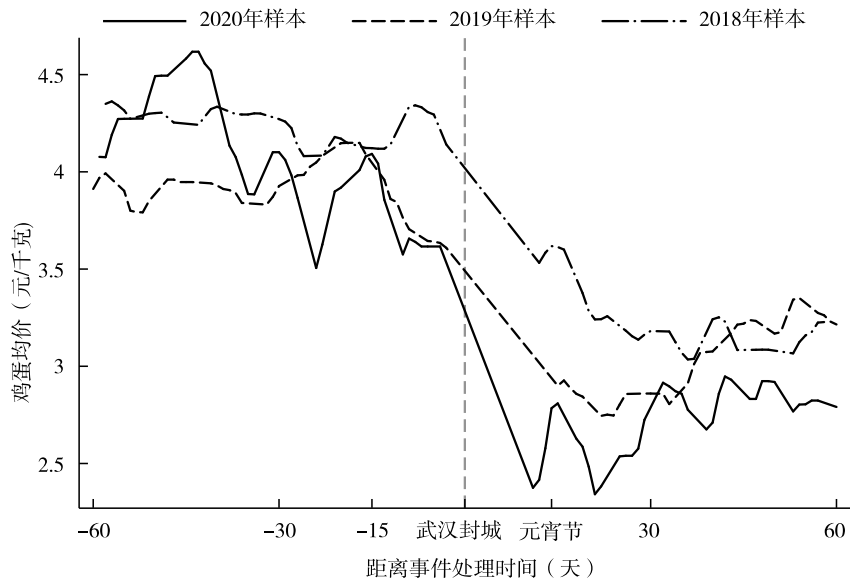


图 2 不同年份鸡蛋价格变化趋势

数据来源：Wind 数据库。图 3 同。

4 实证结果与解释

4.1 基准回归结果与稳健性检验

利用广义双重差分法，实证检验新冠肺炎疫情

及社交隔离措施对鸡蛋价格的短期影响，实证结果如表 3 所示。表 3 中，第 (1) 列汇报了对年份、月份和城市的固定效应进行控制后的结果，结果显示 *treat* 系数在 1% 的显著性水平下为正，这意味着相

比 2019 年、2018 年样本期，2020 年春节样本期的鸡蛋价格平均高出 4.83%；*post* 系数在 1% 的显著性水平下显著为负，这表示与图 2 刻画的鸡蛋价格时间变化趋势一样，春节后的鸡蛋价格平均比春节前显著下降 33.51%。值得注意的是，*treat* × *post* 的系数显著为负，这表明疫情及社交隔离措施对鸡蛋的价格为显著的负向影响。平均来看，受疫情影响 2020 年春节后鸡蛋价格显著下降了 13.08%，验证了假说 1。在第 (2) 列中，考虑到不同城市的鸡蛋价格在一年中各个月份具有的差异化时间变化趋势，尤其是对于鸡蛋的产区和销区来说鸡蛋价格可能具有不同的月份时间趋势，本文对不同城市不同月的固定效应进行控制。实证结果表明上述实证发现依然稳健。

控制变量方面，反映宏观经济景气程度的 *SH_Stock_Index* 与鸡蛋价格呈显著的正向关系，上证综合指数每上升 100 点鸡蛋价格就上涨 1%，股票上涨带来的收入效应可能会激励居民消费导致的鸡蛋价格上涨。反映鸡蛋生产成本的豆粕期货价格每上涨 100 元/吨，鸡蛋价格平均上涨 0.54%。

在全样本回归中，将 2018 年、2019 年春节样本期设定为控制组。为了检验控制组选择的合理性，本文进行了如下稳健性检验：第一步选择 2020 年和 2019 年样本期作为子样本进行回归；第二步选择 2020 年和 2018 年样本期作为子样本进行估计；第三步选择 2019 年和 2018 年样本期作为子样本，并人为将未受新冠肺炎疫情及社交隔离措施影响的 2019 年样本期设定为实验组进行 DID 模型估计。如果鸡蛋价格下降是由新冠肺炎疫情及社交隔离措施导致的，那么可以推断上述子样本回归中 *treat* × *post* 的估计系数在第一步和第二步的子样本回归中将显著为负，而在第三步的反事实检验中不再显著。

表 3 第 (3) (4) (5) 列分别汇报了上述子样本回归的实证结果。其中，第 (3) (4) 列中 *treat* × *post* 估计系数均在 1% 的显著为负，这意味着不管是相对于 2019 年还是 2018 年，受新冠肺炎疫情影响 2020 年春节后鸡蛋价格出现显著的下降，下降幅在 10%~16%。第 (5) 列中 *treat* × *post* 估计系数不显著，其经济学含义是：若人为地将未受疫情及社交隔离措施影响的 2019 年样本期设为实验组，那么相比于 2018 年和 2019 年春节前后的鸡蛋价格调整幅度并没有显著变化。上述实证结果表明稳健性检验通过，这为新冠肺炎疫情发生导致鸡蛋价格下降提供了间接证据。

为了避免同期其他事件和政策对实证估计结果的干扰，本文将事件的时间窗口缩短为春节前后的 45 天，其缩短时间窗口子样本的实证结果见表 3 的第 (6) 列。第 (6) 列的实证结果显示，交互项 *treat* × *post* 的系数为 -0.133 1，且在 1% 的显著性水平上通过显著性检验，这意味着相比于 2018 年、2019 年，受新冠肺炎疫情的冲击，平均上看 2020 年春节样本期新冠肺炎疫情事件发生后鸡蛋价格显著下降 13.31%。可见，缩短时间窗口疫情对鸡蛋价格的负向效应仍是稳健的。

早在 2019 年 12 月 31 日凌晨，武汉市卫生健康委员会在官方网站发布《关于当前我市肺炎疫情的情况通报》，提示公众尽量避免到封闭、空气不流通的公众场合和人多集中的地方。因此在武汉宣布“封城”前期，市场可能就已得知消息并提前做出反应，由此本文另外一个稳健性检验是将 *post* 定义的时间从 2020 年 1 月 23 日提前至 2019 年 12 月 31 日。实证结果见表 3 第 (7) 列，*treat* × *post* 的系数为 -0.079 0，且在 1% 的显著性水平上通过显著性检验，与基准回归一致，结论稳健。

表 3 疫情对鸡蛋价格的实证分析：DID 模型——基准回归与稳健性检验

变量	(1) 总体	(2) 总体	(3) 2018 年 & 2020 年	(4) 2019 年 & 2020 年	(5) 2018 年 & 2019 年	(6) 前后 45 天	(7) 时间提前
<i>treat</i>	0.048 3*** (0.005)	0.046 2*** (0.005)	0.104 5*** (0.006)	0.114 4*** (0.006)	-0.111 9*** (0.013)	-0.148 5*** (0.010)	0.232 4*** (0.010)
<i>post</i>	-0.335 1*** (0.010)	-0.335 1*** (0.010)	-0.327 1*** (0.014)	0.000 0 (0.000)	-0.320 1*** (0.012)	-0.285 1*** (0.011)	-0.201 4*** (0.008)

(续)

变量	(1) 总体	(2) 总体	(3) 2018年 & 2020年	(4) 2019年 & 2020年	(5) 2018年 & 2019年	(6) 前后45天	(7) 时间提前
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.130 8*** (0.012)	-0.129 9*** (0.011)	-0.107 0*** (0.014)	-0.167 5*** (0.013)	0.014 4 (0.012)	-0.133 1*** (0.010)	-0.079 0*** (0.010)
<i>oil_price</i>	-0.000 2 (0.000)	-0.000 2 (0.000)	-0.003 4*** (0.000)	0.002 5*** (0.000)	0.006 3*** (0.001)	-0.000 2 (0.000)	-0.001 3*** (0.000)
<i>SH_Stock_Index</i>	0.000 1*** (0.000)	0.000 1*** (0.000)	0.000 1*** (0.000)	-0.000 1*** (0.000)	-0.000 1*** (0.000)	-0.000 1*** (0.000)	0.000 3*** (0.000)
<i>average_gdp</i>	0.000 0 (0.000)	0.000 0 (0.000)	0.000 0 (0.000)	0.000 0** (0.000)	-0.000 0 (0.000)	0.000 0 (0.000)	0.000 0 (0.000)
<i>Corn_future_price</i>	-0.001 4 (0.001)	-0.001 6 (0.001)	-0.050 9*** (0.002)	-0.023 1*** (0.002)	0.029 0*** (0.003)	-0.023 3*** (0.002)	-0.051 4*** (0.002)
<i>Beanmeal_future_price</i>	0.005 4*** (0.001)	0.005 6*** (0.001)	0.041 3*** (0.001)	0.018 2*** (0.002)	-0.013 8*** (0.002)	0.036 9*** (0.003)	0.034 8*** (0.001)
常数项	0.981 1*** (0.049)	0.962 0*** (0.053)	0.999 9*** (0.039)	1.375 5*** (0.050)	1.129 0*** (0.076)	1.679 1*** (0.031)	0.405 9*** (0.052)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
月份固定效应	已控制						
城市固定效应	已控制						
城市_月固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	32 022	32 022	20 967	22 391	20 686	14 412	31 368
R ²	0.87	0.87	0.90	0.88	0.87	0.89	0.85

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的显著性水平下显著；圆括号内为估计系数聚类到省级层面的稳健标准误。表4、表5同。列(5)中实验组认为设定成2019年春节样本期。

4.2 异质性分析与机制检验

为进一步验证本文的假说2与假说3，本文运用三重差分模型(DDD)，在式(1)基础上加入反映农产品市场供需条件变化的调节变量及其与*treat* × *post*的三重交互项，以期识别新冠肺炎疫情影响鸡蛋价格调整的作用路径。

4.2.1 需求因素驱动价格调整机制识别

依据需求端消费者需求价格弹性的差异，本文从需求端来识别新冠肺炎疫情对鸡蛋价格影响的异质性。基本思路是，如果经济发展水平高，城市居民购买力强，那么他们的农产品需求价格弹性便相对缺乏，相应地，疫情期间农产品价格调整的幅度越小。为此本文引入反映城乡居民购买能力的代理变量——城市人均GDP与*treat* × *post*的三重交叉

项(*treat* × *post* × *average_gdp*)、反映城市化进程的代理变量——城镇化率水平与*treat* × *post*的三重交叉项(*treat* × *post* × *urban_rate*)。实证检验的推断是，如果一个城市城镇化进程越快、城乡居民购买力越强，那么居民部门的鸡蛋价格弹性会相对缺乏，在受到同样程度的新冠肺炎疫情冲击时，上述城市的鸡蛋价格调整幅度相对较小，即推断*treat* × *post* × *average_gdp*、*treat* × *post* × *urban_rate*的估计系数均显著为正。三重差分模型的实证结果见表4。表4第(2)(4)列中，三重差分项*treat* × *post* × *average_gdp*和*treat* × *post* × *urban_rate*系数分别为0.002 6和0.000 5，且在10%和5%的显著性水平下显著。这表明若某一城市人均GDP每提高1万元，则鸡蛋价格会显

著的少下降 0.26%；若某一城市的城镇化率每增长 1%，鸡蛋平均价格会少下降 0.05%。即居民购买力强、城镇化进程快的城市鸡蛋价格受疫情影响

的下降幅度相对较小。此结果间接表明新冠肺炎疫情会通过需求端影响到鸡蛋价格，验证了假说 2。

表 4 疫情对鸡蛋价格的实证分析——需求因素驱动价格调整机制识别

变量	(1) 人均 GDP	(2) 人均 GDP	(3) 城镇化率	(4) 城镇化率
<i>treat</i>	0.061 6*** (0.006)	0.062 9*** (0.006)	0.067 4*** (0.008)	0.072 1*** (0.009)
<i>post</i>	-0.320 8*** (0.011)	-0.332 0*** (0.013)	-0.321 1*** (0.015)	-0.340 3*** (0.017)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.146 3*** (0.015)	-0.145 9*** (0.015)	-0.155 0*** (0.022)	-0.155 6*** (0.019)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>average_gdp</i>	0.002 5 (0.002)	0.002 6* (0.001)		
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>urban_rate</i>			0.000 4* (0.000)	0.000 5** (0.000)
常数项	0.965 8*** (0.048)	0.942 8*** (0.052)	0.954 7*** (0.047)	0.929 0*** (0.050)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
月份固定效应	已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制	
城市_月固定效应		已控制		已控制
N	31 548	31 548	28 184	28 184
R ²	0.87	0.87	0.87	0.87

注：汇报结果均控制了国际石油价格、上证综合指数、豆粕期货价格、玉米期货价格和人均 GDP；引入三重差分项时，同时控制了调节变量分别与 *treat* 和 *post* 的交互项。表 5 同。

4.2.2 供给因素驱动价格调整机制识别

从供给端出发，由于中国鸡蛋主产区与主销区“二元格局”突出，疫情冲击阻碍了道路运输与物流配送，从而引发鸡蛋供应在产区和销区出现供需错配，据此可以推断产区鸡蛋供应会出现相对过剩。为此，本文引入各城市鸡蛋产量的市场份额以刻画城市鸡蛋供给能力，并在此基础加入市场份额与 *treat* × *post* 的三重交叉项 (*treat* × *post* × *market_share*)。实证结果如表 5 列 (1) 所示，该三重交叉项系数在 5% 的显著性水平下为负，说明疫情防控对市场份额较大的产区鸡蛋价格负向影响更为明显。另外，疫情越严重的地区，地方政府会采取更严格的社交隔离管制措施，相应地，短期内该城市农产品供给会出现明显的收缩。为此，本文首先引入疫情严重程度的代理变量（每千人感染比率）与 *treat* × *post* 的三重

交互项 (*treat* × *post* × *covid*)。对于三重交互项的估计系数的推断是，若城市疫情越严重，其会采取更严厉的管制措施，相应地，短期内该城市的鸡蛋供应相对不足，导致鸡蛋价格下降的幅度相对较小。即 *treat* × *post* × *covid* 估计系数应该显著为正。实证结果如表 5 第 (2) 列三重交互项系数在 1% 的显著性水平下显著为正，支持了这一推论。

由于城市电子商务化发展水平在一定程度上能弱化疫情期间社交隔离措施对农产品供需市场的干扰。具体体现为，城市电子商务发展水平一方面在短期内能增加鸡蛋产区输出能力，减少鸡蛋在产区的积压；另一方面能增强鸡蛋销区的运进能力，增加鸡蛋销区的供应。因此，可以推断，相比于电子商务化水平较低的城市，疫情期间电子商务水平发达的产区城市鸡蛋价格降幅小，即城市电子商务化水平与 *treat* × *post*

的三重交互项 ($treat \times post \times lndssell$ 、 $treat \times post \times lndsbuy$) 估计系数显著为正, 同时鸡蛋销区城市鸡蛋价格降幅更大, ($treat \times post \times lndssell$ 、 $treat \times post \times lndsbuy$) 估计系数显著为负。表 5 第 (3) - (4) 和 (5) - (6) 列分别汇报了鸡蛋主销区和鸡蛋主产区分样本进行回归的实证结果。第(5) - (6) 列实证结果显示, 主产区样本中 $treat \times post \times lndssell$ 和 $treat \times post \times lndsbuy$ 的估计系数显著为正, 这表明, 得益于城市电子商务水平发展, 主产区的鸡蛋产品得以顺畅运输至主销区, 从而导致本地鸡蛋积压不明

显, 进而鸡蛋价格下降幅度相对较低。不过值得注意的是, 第 (3) - (4) 列利用主销区样本进行的实证回归结果显示, $treat \times post \times lndssell$ 和 $treat \times post \times lndsbuy$ 的估计系数没有通过显著性检验, 这意味着对于主销区城市电子商务发展水平对新冠肺炎疫情影响鸡蛋价格的调节作用不明显。一个可能的解释是, 在主销区地方政府为保障民生在疫情期间实施了一系列农产品稳价保供的干预措施, 这导致疫情对鸡蛋价格的影响在不同电子商务发展水平的城市间没有存在显著的差异。

表 5 疫情对鸡蛋价格的实证分析——供给因素驱动价格调整机制识别

变量	(1) 市场份额	(2) 感染比率	(3) 鸡蛋销区电子 商务水平	(4) 鸡蛋销区电子 商务水平	(5) 鸡蛋产区电子 商务水平	(6) 鸡蛋产区电子 商务水平
<i>treat</i>	0.033 4*** (0.004)	0.043 0*** (0.006)	0.041 1 (0.089)	0.027 6 (0.033)	0.088 9** (0.025)	0.090 2** (0.026)
<i>post</i>	-0.305 3*** (0.006)	-0.336 1*** (0.010)	0.082 0 (0.096)	-0.020 6 (0.047)	-0.291 2*** (0.067)	-0.254 2*** (0.052)
<i>treat × post</i>	-0.118 2*** (0.004)	-0.131 9*** (0.012)	-0.128 0 (0.157)	-0.058 8 (0.075)	-0.220 5*** (0.029)	-0.185 6*** (0.024)
<i>treat × post × market_share</i>	-0.088 4** (0.037)					
<i>treat × post × covid</i>		0.006 1*** (0.002)				
<i>treat × post × lndssell</i>			-0.002 4 (0.021)		0.011 7** (0.004)	
<i>treat × post × lndsbuy</i>				-0.011 2 (0.008)		0.008 2** (0.003)
常数项	0.965 8*** (0.017)	0.989 2*** (0.049)	1.035 1*** (0.106)	1.065 8*** (0.092)	0.942 3*** (0.070)	0.939 6*** (0.070)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市_月固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	29 421	30 358	6 150	7 306	22 541	22 541
R ²	0.87	0.86	0.87	0.88	0.87	0.87

4.3 共同趋势检验

本文选取 2018 年、2019 年春节样本期作为控制组来剔除春节期间节假日效应对鸡蛋价格的干扰作用, 一个暗含的假设是控制组和实验组在农历腊月二十九前均受到春节期间节假日效应的影响, 具有共同的时间趋势。为此, 本文选取事件前四个交易日和事件后五个交易日作为时间窗口, 引入事件前第 i 个交易日哑变量 (pre_i) 与实验组哑变量

($treat$) 的交互项进行共同事件趋势检验。同时, 为了检验新冠肺炎疫情对鸡蛋价格产生影响的动态效应, 本文还引用事件后第 i 个交易日哑变量 ($post_i$) 与实验组哑变量 ($treat$) 的交互项。图 3 给出了交互项估计系数及其 95% 的置信区间。实证结果表明, 在农历腊月二十九前一周的四个交易日, 所有交叉项估计系数的 95% 置信区间均包含 0, 而在此之后的五个交易日, 所有交叉项估计系数的 95% 置

信区间均显著小于 0。这表明在农历腊月二十九前实验组与控制组的鸡蛋价格变化均不存在显著差别,即实验组与控制组在事件前有共同的时间趋势,而此后的五个交易日 2020 年春节样本期的鸡蛋价格相比控

制组样本期均出现显著的下降,只是下降幅度随着时间的推移减少,但依然显著为负。可见,上述共同时间趋势的检验结果进一步支撑了本文选取 2019 年、2018 年春节样本期作为控制组的合理性。

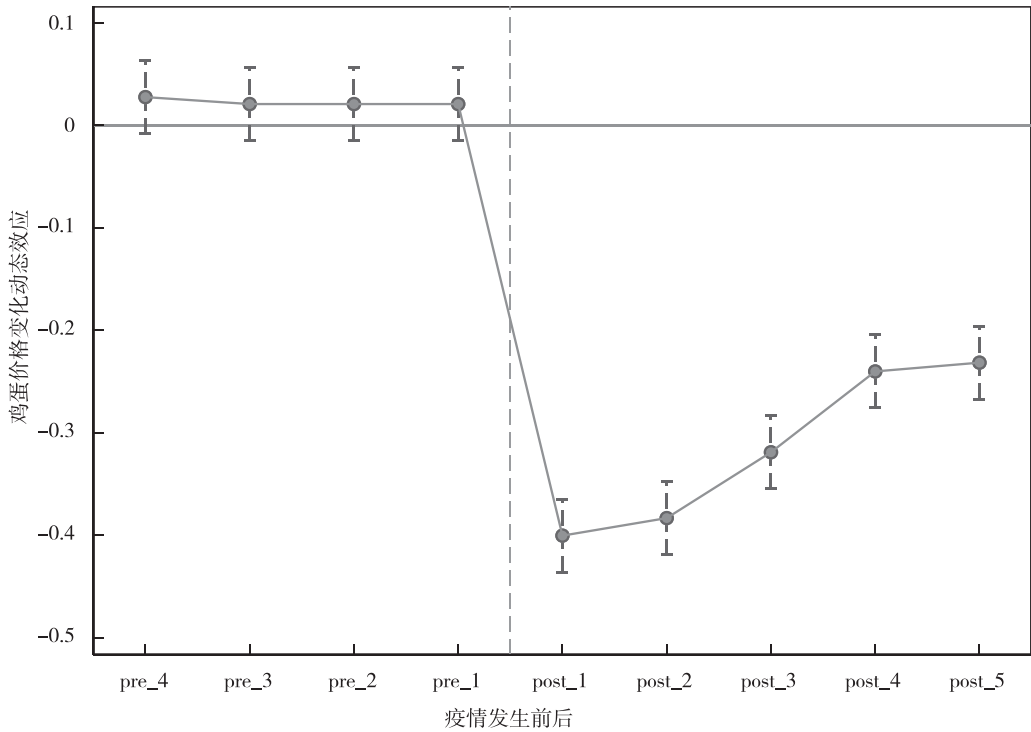


图 3 共同时间趋势检验

5 结论与政策建议

本文在梳理了农产品价格形成机制和公共卫生事件影响农产品市场供求相关文献的基础上,利用新冠肺炎疫情发生这一重大突发公共卫生事件,采用广义双重差分法探究新冠肺炎疫情及社交隔离措施对鸡蛋价格的影响作用机制。本文发现:①在控制了宏观经济景气程度、农产品运输成本和农业投入品等影响因素之后, $treat \times post$ 的系数均在 1% 的显著性水平为负。这说明新冠肺炎疫情及社交隔离措施导致人们收入水平下降和收入不确定性增加,进而造成消费的萎缩,鸡蛋价格下降。这一负向效应在替换参照组、提前处理事件时点和缩短样本时间窗口等一系列稳健性检验后依然成立。②进一步的异质性和机制研究表明,在引入反映需求端的城镇化率和人均收入城市经济水平指标时,三重差分系数均显著为正,表明越发达的地区,鸡蛋消费额占收入比重越小且消费的预算约束越弱,鸡蛋的

需求越趋近于“刚需”,鸡蛋价格受到的负面影响越小;针对供给端的讨论,划分产区、销区时,面临疫情伴随的管制措施阻碍而发生的滞销,鸡蛋市场生产份额越大的地区,供需错配越严重,鸡蛋供给过剩,价格下降更多。在此基础上引入电子商务化发展水平时发现,电子商务化水平显著正向影响了产区鸡蛋的价格,电子商务化水平越高的地区拥有更强的物流运输能力,卖出鸡蛋到销区的能力越强,遭受的负面影响越小。供给端的感染比率与 $treat \times post$ 的系数显著为正,表明疫情严重的地区,市场供给越少,抬升了鸡蛋价格。上述实证研究间接表明,鸡蛋价格调整一方面受到需求端居民收入和收入不确定性的显著影响,另一方面鸡蛋产区销区分离的二元格局会因为疫情因素伴随的管制措施而产生供需错配。

根据以上研究结论,本文的研究可以得出以下政策建议:①鸡蛋是一种具有代表性的生鲜农产品,其具有生鲜农产品不易存储和产业链短的特征。在

疫情等外生冲击发生时,抗风险能力较弱,特别是对复工复产、限运禁运措施等为代表的防疫政策实施时,叠加上其产销地分离的状态,更加重了鸡蛋的市场分割,导致产区鸡蛋价格大幅下降。因此,在疫情等外生冲击发生时,要保障农产品物流系统的畅通有序运行,避免防疫政策的“一刀切”。这一方面能有效保障居民对必要生活物资的需求,另一方面能避免养殖户的收成受到极大损害,有助于维护农产品供应的稳定性。②禽蛋产品的生产具有“时滞性”,有较长的生产环节。与此同时,中国的鸡蛋养殖户以中小规模为主,其抵御风险的能力较差,往往采取“追涨杀跌”的补栏和减栏行为而导致鸡蛋价格的大幅波动。因此,政府应采取政策扶持、专业化合作社建设,引导鸡蛋养殖产业集群化、规模化生产,降低养殖户在生产中的非理性行为和强化产品运输与配送能力。③推进鸡蛋深加工产业发展,延长产业链,在提升鸡蛋的附加值和储藏能力的同时,满足市场的多元化需求,提升养殖业抵御外在风险的能力,保障养殖户的利益,从而维持鸡蛋市场供应的稳定。

参考文献

- [1] 王火根,丁文峰.国际原油价格对国内农产品价格传导机制研究[J].农林经济管理学报,2013,12(1):71-76.
- [2] 王静.收入不确定性对农村居民消费需求影响的实证检验[J].统计与决策,2020,36(6):123-126.
- [3] 郭世娟,曹喆,牛芎洁,等.北京地区鸡蛋价格波动特征及影响因素分析[J].经济师,2016(9):215-217.
- [4] 王孝松,谢申祥.国际农产品价格如何影响了中国农产品价格?[J].经济研究,2012,47(3):141-153.
- [5] 王波.农业经济合作组织、农产品价格与市场结构[J].贵州社会科学,2016(7):145-154.
- [6] CEBALLOS F, HERNANDEZ M A, MINOT N, et al. Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries [J]. World Development, 2017, 94: 305-320.
- [7] 中国人民银行课题组.中国农产品价格上涨机制研究[J].经济学动态,2011(3):4-11.
- [8] 农业部农村经济研究中心分析小组,张照新,翟雪玲,等.通货膨胀、农产品价格上涨与市场调控[J].农业技术经济,2011(3):4-12.
- [9] 翟雪玲,徐雪高,谭智心,等.农产品金融化概念、形成机理及对农产品价格的影响[J].中国农村经济,2013(2):83-95.
- [10] HOVHANNISYAN V, BOZIC M. Price endogeneity and food demand in urban China [J]. Journal of Agricultural Economics, 2017, 68 (2): 386-406.
- [11] 蒋培.新冠肺炎疫情对农村地区的影响及其应对[J].世界农业,2020(9):110-119.
- [12] 叶兴庆,程郁,周群力,等.新冠肺炎疫情对2020年农业农村发展的影响评估与应对建议[J].农业经济问题,2020(3):4-10.
- [13] 蒋和平,杨东群,郭超然.新冠肺炎疫情对中国农业发展的影响与应对举措[J].改革,2020(3):5-13.
- [14] 程国强,朱满德.2020年农民增收:新冠肺炎疫情的影响与应对建议[J].农业经济问题,2020(4):4-12.
- [15] 李先德,孙致陆,贾伟,等.新冠肺炎疫情对全球农产品市场与贸易的影响及对策建议[J].农业经济问题,2020(8):4-11.
- [16] 郭涛,刘瑞.疫情冲击对国民经济运行的影响:机制、证据与策略[J].上海经济研究,2020(9):67-77.
- [17] 石凯.新冠肺炎疫情的经济影响、应对策略与疫情后的新变化[J].东北师大学报(哲学社会科学版),2020(4):35-44.
- [18] 朱武祥,张平,李鹏飞,等.疫情冲击下中小微企业困境与政策效率提升:基于两次全国问卷调查的分析[J].管理世界,2020,36(4):13-26.
- [19] 胡友,陈昕,祁春节.新冠肺炎疫情对农产品价格波动的影响及政策效应研究[J].农林经济管理学报,2021,20(1):59-69.
- [20] CHEN H, QIAN W, WEN Q. The impact of the COVID-19 pandemic on consumption: learning from high-frequency transaction data [J]. AEA Papers and Proceedings, 2021, 111: 307-311.
- [21] 甘犁,路晓蒙,王香,等.新冠疫情冲击下中国家庭财富变动趋势[J].金融论坛,2020,25(10):3-8+34.
- [22] 朱启荣,孙明松,杨伟东.新冠肺炎疫情对中国经济影响的评估:基于GTAP模型的实证[J].统计与决策,2020,36(21):91-96.
- [23] FANG H, WANG L, YANG Y. Human mobility restrictions and the spread of the novel coronavirus (2019-ncov) in China [J]. Journal of Public Economics, 2020, 191: 104272.
- [24] 曹光乔,潘丹.中国蛋鸡养殖成本收益及其影响因素分析[J].中国家禽,2011,33(17):26-28.
- [25] 余万林,高佳彤.鸡蛋期货与豆粕期货价格关联性研究:基于产业链视角的分析[J].价格理论与实践,2018(12):127-130.