

农地流转对农业数字经济发展的影响

谢祎泠¹, 刘志雄^{2*}

(1.湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128; 2.中国政法大学 商学院, 北京 100088)

摘要: 基于2014—2021年全国省级面板数据, 利用熵值法和固定效应模型, 以农业机械化水平为调节变量, 分析农地流转对农业数字经济发展的影响。结果表明: 从整体上看, 中国农业数字经济发展水平呈现良好的增长态势, 但呈现出明显的“东高西低”的分布特征; 农地流转能够显著促进农业数字经济发展, 且存在显著的空间异质性, 具体表现为东部地区农地流转促进了农业数字经济发展, 中西部地区为负且不显著; 农业机械化水平在农地流转对农业数字经济发展的影响中发挥着正向调节效应。

关键词: 农地流转; 规模经营; 农业数字经济; 农业机械化

中图分类号: F323.3

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2024)02-0022-08

Research on the impact of farmland transfer on the development of agricultural digital economy

XIE Yiling¹, LIU Zhixiong^{2*}

(1. Economic College, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China;

2. Business School, China University of Political Science and Law, Beijing 100088, China)

Abstract: Based on the provincial panel data from 2014 to 2021 and by using the entropy method and the fixed effect model, the impact of agricultural land transfer on the development of agricultural digital economy has been analyzed with the level of agricultural mechanization being the moderating variable. The results reveal that the development level of China's agricultural digital economy shows an increasing trend as a whole, but an obvious distribution characteristic of "high in the east and low in the west." Farmland transfer can significantly promote the development of agricultural digital economy. There is significant spatial heterogeneity, which is manifested in the fact that farmland transfer in the eastern region accelerates the development of agricultural digital economy, while that in the central and western regions are negative and unapparent. Meanwhile, the level of agricultural mechanization plays a positive moderating effect on the impact of farmland transfer on the development of agricultural digital economy.

Keywords: farmland transfer; scale operation; agricultural digital economy; agricultural mechanization

一、问题的提出

农业数字经济是建立在数字基础设施之上的农业数字化和数字产业化互动的经济活动^[1]。随着云计算、大数据、互联网、区块链等数字技术在农业领域的广泛应用和推广, 农业数字经济占比逐步提高。2017年至2021年, 我国数字经济的规模从27.2万亿元上涨到45.5万亿元, 农业数字经济的渗透率也

收稿日期: 2024-01-28

基金项目: 国家自然科学基金项目(71973042); 北京市社会科学基金规划项目(23JJB014)

作者简介: 谢祎泠(1999—), 女, 湖南湘潭人, 硕士研究生。*为通信作者。

由6.5%提高至9.7%。数字经济快速发展对创新农业生产经营模式, 促进农业生产方式转变, 深化农业供给侧结构性改革具有重要意义, 有利于实现智能化、信息化和农业现代化的协调发展。当前, 我国正处于由传统农业向现代农业转型升级的过程之中, 以数字化带动产业化、市场化和国际化成为农业农村工作的重点方向。近年来, 国家高度重视农业农村数字基础设施的建设, 先后出台了《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划(2019—2025年)》《“十四五”数字经济发展规划》《数字乡村发展行动计划(2022—2025年)》。2023年中央1号文件明确提出“加快农业农村大数据应用, 推进智慧农业发展”,

2024 年中央 1 号文件再次提出“持续实施数字乡村发展行动,发展智慧农业,缩小城乡‘数字鸿沟’”,促进数字技术与农业农村全面、深度结合。农业农村现代化已成为国家发展的重要议程,数字经济被视为推动这一现代化的引擎。

已有文献从数字技术的研发与应用^[2]、财政支持^[3]和农民数字素养^[4]等方面研究了农业数字经济发展的影响因素。一些文献探讨了农地经营规模对数字技术和农业数字经济的影响。李本庆、金建东、秦国伟等^[5-7]认为小规模农户难以承担农业数字技术的使用成本,经营规模的扩大才有利于农业数字效能的发挥。姚文^[8]认为生产经营规模较大的农户能够摊薄使用数字技术的成本,加大数字技术在农业生产方面的应用和推广力度,从而促进农业数字经济的发展。全世文^[9]认为当前我国农业转型的方向是实现组织形式由小农经营向适度经营规模转变,在此过程中应当统筹好适度经营规模,把控好节奏,逐步掌握数字技术的应用。夏雯雯、冯晓龙等^[10,11]利用微观调查数据通过 Probit 模型实证研究发现,扩大农地经营规模会影响农户对测土配方施肥技术等数字技术的应用水平。随着农村土地以“三权分置”为重点的体制改革的推进,我国农地流转水平从 2005 年的 4.57% 提高到 2021 年的 35.37%,农地流转规模逐步扩大^[12-15]。农地经营规模的快速发展对农业数字经济的影响得到了广泛的关注,但实证研究依然相对匮乏,且鲜有文献针对农地流转与农业数字经济发展的关系展开研究。基于此,本文拟探讨农地流转对农业数字经济发展的影响机理及农业机械化水平的调节效应,并利用 2014—2021 年全国省级面板数据,采用双向固定效应模型进行实证分析。

二、理论分析与研究假设

(一) 农地流转对农业数字经济发展的影响

我国农村土地细碎化现象严重,传统农户存在着经营规模小、种植结构不合理、经营方式落后等问题,这加大了农业技术投入的相对成本,致使部分农户对技术更新的动力不足。农地流转可以推动农地在农户之间有效整合,提升农地产权的稳定性,让承包到户、分散的农村土地得以集中,农地经营规模不断扩大。由此可以转变我国小农生产的传统模式,加快生产要素的集聚,降低农业生产和经营的成本,重新优化土地、资金、技术及人才等

生产要素配置,提高单位产出水平、农产品质量和总体收益,促进耕地细碎化向农业生产的规模化、标准化和集约化转变^[16-18]。与此同时,在农地产权预期保持稳定的情况下,农业经营主体会更重视农地长期投资收益^[19],增加对农业物联网、大数据分析、农业机器人等农业数字技术的需求,使得数字技术具有更小的边际成本,有利于农业生产过程中精准管理的实现,更利于补偿数字化设备的固定成本。农业经营主体转入农地可以扩大经营规模,通过农业数字技术实现单位产品的平均成本下降,释放出农业数字经济的额外收益——“规模红利”。

农地流转使得大量剩余劳动力从传统农业部门中解放出来,转移到二三产业,优化家庭劳动力配置。农户通过农地流转从土地束缚中解放出来后,可以获得非农工资性收入和土地转让租金,学习新技术有了资金保障,可以更好地提升可持续生计能力,拓展收入来源^[20]。同时,农地转出还催生出一批以农民专业合作社为代表的新型经营主体。作为农业先进技术的示范者与传播者,这些新型农业经营主体对数字化的需求程度相较于普通农户更高。他们往往拥有相对充足的资金、技术、人才以及其他的生产要素^[21],会根据当地的土壤情况、种植方式以及作物种植结构进行选择,利用“农业遥感”“3S 技术”“物联网”等数字技术,建立从分散化向集中化转变的高效科学的农业数字化管理模式,促进农业数字经济发展。

综上,本文提出以下假设 1:

H₁: 农地流转可以促进农业数字经济发展。

(二) 农业机械化水平的调节效应

农业机械化增强了农业综合生产能力,提高了农业劳动生产效率和经济效益,是转变农业发展方式的重要基础,为农业数字经济发展提供了基础保障和强大支撑^[22,23]。农业机械化水平高意味着农地流转集中至规模经营主体和大量使用农业机械装备替代传统人工作业进行农业生产,传统生产模式和经营方式得以改变,提高新品种、病虫害防治技术、耕作技术和其他技术服务等的应用水平,从而有利于农业数字化,促进农业数字经济发展^[24]。农业机械化水平较低意味着缺乏先进的农业机械装备和资金支持,农业生产效率低下,生产成本偏高,并可能产生农业生产对人力资本的路径依赖,不利于推广和采用农业数字技术,难以实现数字化农业生产和管理。基于此,本文提出假设 2:

H₂: 农地流转促进农业数字经济发展的过程中, 农业机械化水平发挥正向调节效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

首先, 为了检验农地流转对农业数字经济发展的影响, 构建如下回归模型:

$$ARDE_{it} = \rho_0 + \rho_1 FD_{it} + \eta X_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 和 t 分别表示第 i 个省份和第 t 年; $ARDE_{it}$ 为农业数字经济指标; FD_{it} 为农地流转水平; X_{it} 是一系列控制变量; μ_i 和 σ_t 分别为控制个体效应和年份效应的省份哑变量和年份哑变量; ε_{it} 是随机误差项。

其次, 为进一步验证农地流转对农业数字经济发展的促进效应中是否存在调节效应, 本文将农地流转与农业机械化水平的交互项引入原模型。具体模型设定形式如下:

$$ARDE_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 FD_{it} + \lambda_2 AML_{it} + \lambda_3 FD_{it} \times AML_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, AML_{it} 表示农业机械化水平, 其余变量内涵与式 (1) 一致。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

农业数字经济发展水平 ($ARDE$)。目前没有能够计量农业数字经济发展水平的直接变量, 学者们多通过构建指标体系来进行评价。本文参考慕娟、

张鸿等^[1,25]的做法, 从农业数字基础设施、农业数字化、农业数字产业化三个维度来测度农业数字经济发展水平。评价指标体系如表 1 所示。其中, 考虑到数据的可得性, 农产品数字化交易水平采用实物商品网上零售额来衡量, 农业信息技术应用水平采用邮政网点平均服务人口来衡量, 农村网络支付数量及规模则采用北京大学数字普惠金融指标数据中不同县域指数均值来衡量。具体步骤如下:

1) 设指标测度值为 x_{jt} , 表示为第 j 个指标第 t 年的数据。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:

$$\text{正向指标: } x'_{jt} = (x_{jt} - x_{\min}) / (x_{\max} - x_{\min}) \quad (3)$$

$$\text{逆向指标: } x'_{jt} = (x_{\max} - x_{jt}) / (x_{\max} - x_{\min}) \quad (4)$$

2) 计算第 j 个指标第 t 年的值所占的比重 p'_{jt} :

$$p'_{jt} = x'_{jt} / \sum_{i=1}^m x'_{jt} \quad (5)$$

其中, m 为样本总数。

3) 计算第 j 项评价指标的熵值 e_j :

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p'_{jt} \ln p'_{jt} \quad (6)$$

4) 计算第 j 项评价指标的权重 w_j :

$$w_j = (1 - e_j) / \sum_{j=1}^n (1 - e_j) \quad (7)$$

5) 通过标准化的指标值 x'_{jt} 与测算的指标权重 w_j 的乘积总和表示综合评价价值:

$$T_i = \sum_{j=1}^n x'_{jt} w_j \quad (8)$$

式中, $T_i \in (0, 1)$ 。 T_i 值越接近 1, 表明农业数字经济发展水平越高, 反之则越低。

表 1 农业数字经济发展评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释
农业数字基础设施	农村互联网普及率	农村互联网宽带接入用户占农村人口百分比 (+)
	农村智能手机普及率	农村居民平均每百户年移动电话拥有量 (+)
	广播电视网络覆盖率	农村有线广播电视实际用户数占家庭总户数比重 (+)
	农业气象观测站数量	农业气象观测站数量 (+)
农业数字化	光缆线路长度	光缆线路长度 (+)
	农业数字化规模	种植业、畜牧业、渔业中数字技术应用规模占比 (+)
	农产品数字化交易水平	农产品网络零售额 (+)
农业数字产业化	农业生产投资	农、林、牧、渔业固定资产投资 (+)
	数字化固定资产投资	科技服务业及信息技术服务业固定资产投资 (+)
	农业信息技术应用水平	邮政网点平均服务人口 (-)
农业数字产业化	农业农村数字基地数量	淘宝村数量 (+)
	数字产品与服务消费水平	农村恩格尔系数 (-)
	农村网络支付数量及规模	农村数字普惠金融指数 (+)

2. 核心解释变量

农地流转水平 (FD)。本文参考匡远配等^[26]的

研究, 使用各年《中国农村经营管理统计年报》中“家庭承包耕地流转总面积/家庭承包经营耕地面

积”的比重来衡量农地流转水平。

3. 调节变量

农业机械化水平 (AML)。农业机械化发展为农业数字经济发展提供了基础条件和有力支撑,可能在农地流转影响农业数字经济发展的过程中发挥重要作用。因此,本文参考徐呈呈等^[27]的研究,选取农业机械总动力/耕地面积的比重来反映农业机械化的发展程度。

4. 控制变量

根据相关学者的研究^[3,4,28,29],本文选取了一些可能影响农业数字经济发展的变量。1) 农业财政政策支持力度 (Gover), 用政府财政支农支出占第一产业产值的比重来衡量。2) 技术市场化程度 (LnTT), 用技术市场成交额取对数表示。3) 农村经济发展水平 (LnPGDP), 用第一产业增加值取对数来衡量。4) 交通状况 (LnTran), 用公路里程数取对数来反映。5) 人力资本 (Hum), 用各省份就业人员的平均受教育年限来表示。

(三) 数据来源和描述性统计

本文通过《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》以及各省统计年鉴、北京大学数字普惠金融指标数据中县域数字普惠金融指标, 获取了全国除西藏及港澳台以外的 30 个省(区、市)的数据作为研究样本, 样本区间为 2014—2021 年。其中, 对于缺失的部分数据, 用线性插值法进行插补。

四、计量结果与分析

(一) 农业数字经济发展水平测度

本文基于上述评价指标体系使用熵值法测算出 2014—2021 年我国农业数字经济发展水平指数 (表 3), 并根据测算结果绘制出 2014—2021 年全国及东中西部地区^①农业数字经济发展水平变化趋势图 (图 2)。从整体上看, 我国农业数字经济发展水平整体呈现良好的增长态势, 从 2014 年的 0.0885 增长至 2021 年的 0.2262, 年均增长率为 14.35%。东部地区农业数字经济发展水平高于全国平均水平, 中部和西部地区长期低于同期全国平均水平, 但走势基本一致。从 2021 年农业数字经济发展水平排名看, 位于前五位的省份是浙江 (0.6485)、广东 (0.5874)、江苏 (0.4392)、山东 (0.3859) 和福建 (0.3758), 均为东部省份; 排名靠后的五个

省(区)是吉林 (0.1121)、内蒙古 (0.1088)、海南 (0.0852)、宁夏 (0.0770) 和青海 (0.0711), 多为中西部地区。这表明我国农业数字经济发展存在较大的空间差异性, 且呈现出明显的“东高西低”的分布特征。

表 3 农业数字经济发展水平指数

省(区、市)	2014 年	2017 年	2019 年	2021 年
北京	0.1165	0.1475	0.1644	0.2126
天津	0.0463	0.0937	0.1004	0.1329
河北	0.1059	0.1976	0.2649	0.3253
山西	0.0828	0.0963	0.1017	0.1481
内蒙古	0.0888	0.1040	0.0968	0.1088
辽宁	0.1075	0.0975	0.1025	0.1138
吉林	0.0724	0.1026	0.0995	0.1121
黑龙江	0.0817	0.1235	0.1394	0.1607
上海	0.0809	0.1068	0.1233	0.1504
江苏	0.1867	0.2904	0.3767	0.4392
浙江	0.1535	0.3365	0.5136	0.6485
安徽	0.0825	0.1285	0.1517	0.2039
福建	0.1498	0.2408	0.3156	0.3758
江西	0.0734	0.1313	0.1511	0.1886
山东	0.1108	0.2371	0.3018	0.3859
河南	0.0949	0.1773	0.2057	0.2476
湖北	0.0803	0.2279	0.2771	0.3263
湖南	0.0967	0.1640	0.2259	0.2484
广东	0.1680	0.3265	0.4470	0.5874
广西	0.0732	0.1535	0.1890	0.2289
海南	0.0662	0.0633	0.0731	0.0852
重庆	0.0444	0.0851	0.1007	0.1312
四川	0.1320	0.1769	0.2443	0.2909
贵州	0.0308	0.0872	0.1178	0.1600
云南	0.0782	0.1127	0.1498	0.1992
陕西	0.0874	0.1356	0.1924	0.1855
甘肃	0.0455	0.0831	0.0997	0.1125
青海	0.0325	0.0561	0.0675	0.0711
宁夏	0.0314	0.0578	0.0655	0.0770
新疆	0.0550	0.0946	0.1053	0.1289
均值	0.0885	0.1479	0.1855	0.2262

注: 为节省版面只列出部分年份数据。

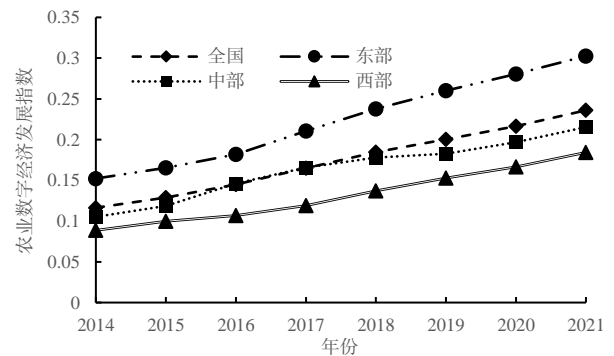


图 1 2014—2021 年全国及东中西部地区农业数字经济发展水平变化趋势图

(二) 基准回归分析

首先对(1)式进行回归分析,检验农地流转对于农业数字经济发展的影响。本文通过Hausman检验来决定选择随机效应模型还是固定效应模型。从Hausman检验结果来看, $P < 0.0001$,拒绝接受随机效应模型的原假设,因此使用固定效应模型实证研究农地流转对于农业数字经济发展的影响。具体结果如表4列(1)所示。同时为了尽量减轻异方差问题所产生的影响,本文所有回归均使用聚类稳健标准误进行分析。

从表4列(1)可知,农地流转对农业数字经济发展的总影响为0.306,且在5%的水平上通过显著性检验,估计结果支持了农地流转有利于推动农业数字经济发展这一观点,论证了研究假设1。此外,从控制变量来看,农业财政政策支持力度的估计值在1%的水平上显著为负,可能是因为农业数字经济的发展需要大量的技术投入和数字化设施建设,而当前的农业财政政策主要偏向于传统农业生产的补贴和支持,很少有针对数字经济发展的专项资金和政策支持,所以无法有效地支持和促进农业数字经济发展。交通状况的估计系数在1%的水平上显著为负,可能的原因是交通便利通常会加快城市化进程,导致农村人口向城市转移,农业劳动力短缺,农业生产规模减小,可能对农业数字经济的发展造成不利影响。

(三) 内生性检验

采用双向固定效应模型可以较为有效地解决遗漏变量而导致的内生性问题,但农地流转与农业数字经济发展之间有可能存在双向因果的关系。通过农地流转,农户可以实现规模化经营,提高农业生产效率和质量,推动农业产业实现数字化升级,而农业数字经济的发展又能够提高信息的对称性,减少参与农地流转的市场搜寻成本与谈判成本,进而推动农地流转。为削弱这种内生性问题,本文借鉴刘慧敏等^[30]的研究方法,选择1983年各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例与各年各省份家庭承包耕地流转比例的乘积作为农地流转的工具变量,进行2SLS回归。

首先,由于模型只有一个工具变量,所以不存在过度识别工具变量的问题。其次,Kleibergen-Paap rk LM统计量的P值为0,拒绝“工具变量不可识别”的原假设;最后,Kleibergen-Paap rk Wald F统

计量为96.487,大于10%水平上的临界值16.38,拒绝“弱工具变量”的原假设。因此,本文使用1983年各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例与各年各省份家庭承包耕地流转比例的乘积作为工具变量是合理的。具体估计结果如表4列(2)、列(3)所示,工具变量对农地流转的影响显著为正,而基于工具变量所得的农地流转拟合值对农业数字经济发展的影响显著为正,达到了1%的显著性水平,且核心解释变量、被解释变量、控制变量的正负号、显著性以及系数估计值均与双向固定效应模型的值较为类似,这进一步表明基准回归的结果是较为可靠的。

表4 农地流转对农业数字经济发展影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	ARDE	FD	ARDE
FD	0.306** (0.146)		0.309*** (0.080)
IV		1.047*** (0.006)	
Gover	-0.053*** (0.013)	0.004*** (0.001)	-0.053*** (0.008)
LnIT	0.027*** (0.009)	-0.000 (0.000)	0.027*** (0.005)
LnPGDP	0.184*** (0.045)	-0.002 (0.001)	0.184*** (0.026)
LnTran	-0.324*** (0.105)	-0.000 (0.003)	-0.324*** (0.055)
Hum	0.030* (0.017)	0.001 (0.001)	0.030** (0.013)
_cons	-1.815*** (0.468)		
地区	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
N	240	240	240
R ²	0.732	0.999	0.732

注:括号中的数字为标准差,***、**、*分别表示估计系数在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

(四) 稳健性检验

本文采用三种方式进行稳健性检验,以进一步对回归结果的稳健性进行考察。

第一种方式是加入滞后项。考虑到农地流转对农业数字经济发展的影响可能存在短期时滞性,将农地流转变量(FD)替换为其滞后一阶变量(L.FD),再对基准计量模型进行估计,回归结果如表5列(1)所示。结果表明,系数在10%的水平

上显著为正,说明农地流转对农业数字经济发展的影响具有明显的正向驱动效应,证实了研究结论的可靠性。

表 5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	ARDE	ARDE	ARDE
<i>L.FD</i>	0.233* (0.130)		
<i>FD</i>		0.315** (0.145)	0.297** (0.137)
<i>Gover</i>	-0.048*** (0.014)	-0.052*** (0.013)	-0.051*** (0.012)
<i>LnTT</i>	0.027*** (0.008)	0.025** (0.010)	0.027*** (0.008)
<i>LnPGDP</i>	0.143*** (0.045)	0.161*** (0.051)	0.179*** (0.043)
<i>LnTran</i>	-0.286*** (0.103)	-0.367*** (0.110)	-0.315*** (0.090)
<i>Hum</i>	0.041* (0.022)	0.030* (0.017)	0.026* (0.015)
<i>LnCPI</i>		0.128 (0.140)	
<i>_cons</i>	-1.524*** (0.503)	-2.586** (0.982)	-1.742*** (0.450)
地区	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
<i>N</i>	210	240	240
<i>R</i> ²	0.687	0.736	0.758

第二种方法是增加控制变量。数字经济的发展需要良好的消费环境,需要顾客具备数字经济消费的能力,提高农村居民消费水平可以加速农业数字化新技术下新成果的转化,推动农业数字经济发展。因此,以农村居民人均消费支出取对数(*LnCPI*)衡量农村居民消费水平,增加控制变量对模型进行估计,结果如表 5 列(2)所示。农地流转对农业数字经济发展的回归系数在 5%的水平上显著为正,再次检验了研究结论的可靠性。

第三种方式是对变量 1%的双向缩尾处理。为排除极端值对估计结果的影响,对所有连续型变量进行 1%分位上的双向缩尾处理,再重新对基准计量模型进行估计,结果如表 5 列(3)所示。可以看到,农地流转对农业数字经济发展的影响系数仍在 5%的水平上显著为正,可见基准回归结果具有较强稳健性。

(五) 异质性分析

由于不同地区资源禀赋、地理区位与经济发展水平都存在较大的差异,所以本文进一步考察东中西部三个区域农地流转对农业数字经济发展的影响。回归结果如表 6 所示,东部地区农地流转对于农业数字经济发展的影响在 5%的水平上显著为正,中西部地区农地流转对于农业数字经济发展的影响为负且不显著。这表明在东部地区农地流转能够有效促进农业数字经济发展,而中西部的农地流转可能还会抑制农业数字经济发展。这可能是因为相对于东部地区而言,中西部的农业技术水平较低,科研力量和创新能力也较弱,农地流转过程中,可能面临技术传播不畅、技术应用不到位等问题,从而抑制农业数字经济发展。总而言之,我国不同地区的差异弱化了农地流转对农业数字经济发展的影响。

表 6 异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
<i>FD</i>	0.360** (0.160)	-0.118 (0.074)	-0.004 (0.046)
<i>Gover</i>	-0.065*** (0.011)	-0.183** (0.086)	0.002 (0.026)
<i>LnTT</i>	0.083*** (0.018)	0.014** (0.006)	0.012*** (0.003)
<i>LnPGDP</i>	0.265*** (0.040)	0.076** (0.034)	0.124*** (0.021)
<i>LnTran</i>	-0.632*** (0.096)	0.042 (0.082)	0.037 (0.038)
<i>Hum</i>	0.038 (0.025)	0.021 (0.031)	0.013 (0.010)
<i>_cons</i>	-4.352*** (0.519)	-1.133*** (0.381)	-1.669*** (0.275)
地区	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
<i>N</i>	88	64	88
<i>R</i> ²	0.955	0.893	0.957

(六) 调节效应分析

表 7 为农业机械化水平调节效应检验结果。为避免多重共线性带来的结果偏差,在生成交乘项之前先对农地流转和农业机械化水平进行了中心化处理。从表 7 可知,在纳入农地流转与农业机械化水平的交乘项之后,农地流转的主要效应仍在 5%的水平上显著为正,农地流转与农业机械化水平交

乘项系数为 0.188,且在 5%的水平上显著,说明农业机械化水平在农地流转对农业数字经济发展的影响中发挥正向调节作用。因此,假设 2 得到验证。

表 7 调节效应检验结果

	ARDE
FD	0.234** (0.109)
AML	0.042* (0.024)
FD×AML	0.188** (0.090)
Gover	-0.050*** (0.014)
LnTT	0.027*** (0.009)
LnPGDP	0.147*** (0.039)
LnTran	-0.248** (0.096)
Hum	0.034* (0.019)
_cons	-1.643*** (0.461)
地区	控制
时间	控制
N	240
R ²	0.761

五、结论与展望

本文利用 2014—2021 年全国 30 个省(区、市)的面板数据,采用双向固定效用模型实证检验了农地流转对农业数字经济发展的影响及其作用机制,得出以下结论:第一,从整体上看,我国农业数字经济发展水平呈现良好的增长态势,但呈现出明显的“东高西低”的分布特征。第二,农地流转对农业数字经济发展的影响系数显著为正,农地流转有效地促进了农业数字经济的发展。第三,农地流转对农业数字经济发展的影响存在显著空间差异性。对于东部地区而言,农地流转能够显著促进农业数字经济的发展,而中西部地区的农地流转可能还会抑制农业数字经济发展。第四,农业机械化水平在农地流转与农业数字经济发展之间发挥着正向调节效应,使得农地流转的促进作用显著增强。

上述研究结论对于加快农地流转,促进数字经

济发展具有以下启示:一是应优化创新农地流转机制。建立健全农地流转市场机制,搭建农村农地流转平台,拓宽农户获取农地信息渠道,促进农地供求双方的有效对接和交易。二是应坚持因地制宜推动区域协同发展。根据全国各个区域农地流转水平的具体情况,实施适合当地发展的农地流转方式和举措,制定针对性的指导政策并加以落实。在农地流转水平较高的地区,要进一步优化农地流转模式,加强流转合同的监督和执行以及对农地流转平台的监管;而在农地流转水平相对落后的地区,要积极开展农地流转的政策解读和宣传工作,介绍其他地区的成功经验,提高农户对农地流转的认识和理解水平,引导农户积极参与农地流转,促进农地流转市场的发展,为农地流转提供更多的选择空间。三是应加快构建完善的农业数字经济体系。要加大对农村基础设施建设的投入力度,建立农业数字化信息平台,提供农业数据共享和交流平台;要加强对农户的技术培训,提高他们运用智能农机、农业物联网、农业大数据等的的能力。加强农业数字化基础设施建设,加快数字技术的推广应用,不断提升我国农业现代化水平,推动农业数字经济的发展。四是应提高农业机械化水平。政府要加大对农机的补贴力度,鼓励农户购买和使用农业机械设备;要加强农业机械设备的更新与升级,引进先进的农业机械设备,提高农业生产效率;要加强农业机械化生产技术的培训与推广,提高农户对农业机械操作的熟练程度;要促进农机与信息技术的融合,提高农业机械化生产的智能化水平。

注释:

- ① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 吴理财,李佳莹.从“文字下乡”到“数字下乡”的百年乡村建设——基于政府治理的视角[J].中国农村观察,2023(2):2-15.

- [3] 张太宇, 王燕红. 数字农业高质量发展的财政支持机制[J]. 江苏农业科学, 2021, 49(22): 1-11.
- [4] 苏岚岚, 张航宇, 彭艳玲. 农民数字素养驱动数字乡村发展的机理研究[J]. 电子政务, 2021(10): 42-56.
- [5] 李本庆, 周清香, 岳宏志. 数字乡村建设对产业兴旺影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2022, 38(17): 5-10.
- [6] 金建东, 徐旭初. 数字农业的实践逻辑、现实挑战与推进策略[J]. 农业现代化研究, 2022, 43(1): 1-10.
- [7] 秦国伟, 李瑶, 任克强. 数字乡村建设的现实矛盾与优化路径——基于多重政策关系视角[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2023, 40(1): 104-113.
- [8] 姚文. 数字农业促进农业强国建设的作用机制与推进路径——基于农业强省建设视角的实证检验[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2023(6): 31-55, 205-206.
- [9] 全世文. 论农业政策的演进逻辑——兼论中国农业转型的关键问题与潜在风险[J]. 中国农村经济, 2022(2): 15-35.
- [10] 夏雯雯, 杜志雄, 郜亮亮. 土地经营规模对测土配方施肥技术应用的影响研究——基于家庭农场监测数据的观察[J]. 中国土地科学, 2019, 33(11): 70-78.
- [11] 冯晓龙, 仇焕广, 刘明月. 不同规模视角下产出风险对农户技术采用的影响——以苹果种植户测土配方施肥技术为例[J]. 农业技术经济, 2018(11): 120-131.
- [12] 吴超, 李强, 王会, 等. 农地流转对农村内部收入不平等的影响[J]. 农业现代化研究, 2022, 43(2): 261-272.
- [13] 李尚蒲, 张路瑶. 转出抑或撂荒: 外包服务对小农户的挤出效应——来自河南省麦农的证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 136-149.
- [14] 王森, 陈宇斌. 数字普惠金融如何推动农业高质量发展? ——兼论中介与门槛作用机制[J]. 管理学报, 2022, 35(3): 72-87.
- [15] 陈振, 郭杰, 欧名豪. 农户农地转出意愿与转出行为的差异分析[J]. 资源科学, 2018, 40(10): 2039-2047.
- [16] 匡远配, 陆钰凤. 农地流转的农业集约化效应研究[J]. 农村经济, 2017(6): 39-44.
- [17] 钱忠好, 冀县卿. 中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析[J]. 管理世界, 2016(2): 71-81.
- [18] 万举. 农地流转成本、交易体系及其权利完善[J]. 改革, 2009(2): 94-100.
- [19] 吉雪强, 刘慧敏, 张跃松. 中国农地流转对农业碳排放强度的影响及作用机制研究[J]. 中国土地科学, 2023, 37(2): 51-61.
- [20] 冀县卿, 钱忠好. 如何有针对性地促进农地经营权流转?——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)99村、896户农户调查数据的实证分析[J]. 管理世界, 2018, 34(3): 87-97+183-184.
- [21] 彭文龙, 吕晓, 牛善栋. 论耕地利用可持续集约化与农户生计转型[J]. 农业工程学报, 2022, 38(4): 270-277.
- [22] 胡祎, 张正河. 农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?[J]. 中国农村经济, 2018(5): 68-83.
- [23] 张瑜, 史世军, 李振. 数字乡村“分层培优”发展模式和推进策略[J]. 宏观经济管理, 2023(7): 62-68.
- [24] 刘同山, 吴刚. 农业机械化与经营权流转提升了农地退出意愿吗?[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2021, 38(1): 123-133.
- [25] 张鸿, 王浩然, 李哲. 乡村振兴背景下中国数字农业高质量发展水平测度——基于 2015—2019 年全国 31 个省市数据的分析[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2021, 50(3): 141-154.
- [26] 匡远配, 彭云. 农地流转对农业机械化水平的影响研究——基于动态面板模型的实证检验[J]. 科学决策, 2023(9): 124-137.
- [27] 徐呈呈, 胡蔚, 张晓妮. 西安市都市农业高质量发展评价及对策研究[J]. 中国农业资源与区划, 2023, 44(7): 248-258.
- [28] 李桥兴, 杜可. 国家级大数据综合试验区设立对区域数字经济发展影响效应评估[J]. 科技管理研究, 2021, 41(16): 81-89.
- [29] 丁建军, 万航. 中国数字乡村发展的空间特征及其农户增收效应——基于县域数字乡村指数与 CHFS 的实证分析[J]. 自然资源学报, 2023, 38(8): 2041-2058.
- [30] 刘慧敏, 尚杰. 农地流转对农业绿色全要素生产率的影响研究: 兼论门槛效应与空间效应[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2023, 31(9): 1482-1495.

责任编辑: 李东辉