

# 财政支农力度对数字农业建设的影响

黄梦浩

(重庆师范大学经济与管理学院, 重庆 401331)

**摘要:** 随着农业现代化和数字化技术的不断革新,数字农业建设已成为农业发展的核心议题。基于我国2011—2022年31个(因数据缺失,未包含港、澳、台地区)省级样板数据,采用熵权法测度数字农业建设水平指数,通过实证分析检验财政支农力度对数字农业建设的影响,并进一步探讨了农业技术环境影响数字农业建设的机制,考察了城镇化率在其中的门限效应。研究发现:财政支农力度可以显著促进我国数字农业建设水平,且该结论在多种稳健性检验中依然成立;此外,农业技术环境对我国数字农业的发展起到正向调节作用;拓展性分析显示,财政支农对东部地区的数字农业建设的促进效果尤为显著。门限效应分析揭示了不同城镇化率对数字农业建设的差异性影响。总结了财政支农与数字农业建设之间的互动关系及未来发展趋势,提出加强政策协调、推动科技创新以及促进农业与数字化深度融合的发展建议,旨在为我国农业的可持续发展提供参考与借鉴。

**关键词:** 财政支农; 数字农业建设; 农业现代化; 门限效应

**中图分类号:** F322 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)04-0128-07

农业作为国民经济的基石,自改革开放以来,一直是我国高度重视的发展领域。近年来,我国对农业财政支出的力度不断增加。2022年,全国财政涉农支出达到22 250.21亿元,占总财政支出的9.89%,较2021年的21 535.59亿元增加了约3.31%。尽管财政支农力度随着发展需求的增加逐年递增,但财政支农占总体财政支出的比例依然较小。毋庸置疑,中国作为农业大国,正在向农业强国转型,走中国特色、现代化农业道路已成为历史必然<sup>[1]</sup>。党的二十大报告明确指出,加快建设农业强国,推进农业农村现代化,是全面建成社会主义现代化强国的必然选择。在推动数字农业建设过程中,政府发挥着至关重要的作用。通过财政支农支持农业发展,实现数字农业建设是众多发达农业国家的共同选择。

数字化技术的快速发展正在深刻改变着农业的生产、管理和营销的方式,给传统农业带来了全新的发展机遇和挑战。近年来,我国农业在农产品生产环节上,经营主体仍以家庭承包经营为主,土地流转比例较低,难以实现农业的专业化经营,导致生产成本较高<sup>[2]</sup>。在农产品流通环节上,农产品流通渠道链条缺失、各主体间的信息流通不畅,导致流通效率低下<sup>[3]</sup>。此外,在农

产品销售方面,我国销售渠道相对单一,尤其在2019年新冠肺炎疫情的影响下,农产品滞销问题愈发严重。因此,转变传统营销策略,构建互联网平台线上销售渠道<sup>[4]</sup>,利用数字赋能农业生产、农产品流通及销售,提升我国农业现代化建设水平已势在必行。

基于上述分析,本文采用2011—2022年中国31个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)的数据,探究了我国财政支农力度对我国数字农业建设的影响,本文的边际贡献包括:①采用城镇化水平作为门槛变量,精准匹配了我国数字农业建设的最优城镇化率,为未来战略布局提供了重要参考;②深入探讨了影响财政支农力度的外生因素及其对我国数字农业建设的作用,并提供了财政支农通过加速土地流转显著提高数字农业建设效率的实证证据;将数字农业的微观特征和外部环境纳入实证分析,探讨了财政支农力度对数字农业建设各层面及外部环境的异质性,为政府精准施策提供了有价值的参考依据。

## 1 文献综述与研究假设

数字经济作为新时代的新质生产,已成为全球农业发达国家的重要战略部署之一。我国正处于从农业大国向农业强国转型的关键阶段,利用

**收稿日期:** 2024-09-11

**作者简介:** 黄梦浩(1998—),男,河南驻马店人,硕士研究生,研究方向为数字经济。

数字化技术推动农业现代化建设既是时代的紧迫需求,也是建设农业强国的根本保障<sup>[5]</sup>。关于数字化赋能对农业发展的影响,国内外学者已从多个维度展开了深入研究。钟真和刘育权<sup>[6]</sup>发现,农业数字化赋能通过促进农业生产方式的变革和优化农业产出成效,显著提高了农业生产效率;王兴国和曲海燕<sup>[7]</sup>从农业科技创新角度分析了依托大数据、物联网、人工智能等技术,加速农业现代化技术的创新与推广,推动农业产业体系的高质量发展;陈中伟和汤灿<sup>[8]</sup>从绿色可持续发展的角度发现,数字经济与科技赋能可以显著降低农业生产过程中的碳排放,为我国绿色发展提供重要途径。同样,国外学者也有同样的见解,Myshko等<sup>[9]</sup>指出,智能技术的实施不仅提高了农业应对气候变化的能力,并通过环境、经济和社会等多维度促进可持续发展。因此,数字农业已成为推动我国农业高质量发展,实现农业强国建设的重要抓手。

### 1.1 财政支农力度对我国数字农业建设的直接影响

数字农业建设涉及多个维度,不仅需要营造良好的数字农业发展环境、构建完善的数字信息网络,还需培育满足数字农业需求的人才和技术支持,以最终实现数字农业经济效益的提升。这些公共产品性质的社会资源需要庞大的资金投入,私人部门无法有效提供,因而需要政府通过“有形的手”进行干预。政府的干预方式主要包括两种:其一,直接对农业数字建设进行补贴,这种方式见效较快,但由于财政资金限制,现行的发展相对缓慢且不规范<sup>[10]</sup>。其二,政府通过市场机制,加快农业市场体系建设,带动地方优势产业,扩宽财政支农资金来源渠道,从而促进数字农业的发展。毋庸置疑,我国数字农业建设离不开政府的财政支持,同时科学的宏观管理和调控也是其效益最大化的重要保障<sup>[11]</sup>。

鉴于此,提出以下假设。

H1:财政支农力度对我国数字农业建设具有正向促进作用。

### 1.2 农业技术环境调节效应的影响

农业技术环境指的是农业技术研发的投入产出效率及技术市场的标准化、规模化程度,主要包括研发环境和技术流通环境<sup>[12]</sup>。科技创新是农业经济发展的驱动力。建设良好的农业技术研发环境不仅可以提高研发投入的效率,还能降低技术流

通成本,加快高新技术在各地的推广速度<sup>[13]</sup>。与此同时,农业技术环境对财政支农力度的影响也至关重要。数字农业对高新技术的依赖度较高,良好的技术环境可以降低技术流通的成本,使政府财政资金更多地流向数字农业建设,反之,资金则可能被用于填补交易成本的空缺,从而削弱财政支农的效果。

鉴于此,提出以下假设。

H2:农业技术环境有助于进一步强化财政支农力度对数字农业建设的促进作用。

## 2 模型构建、变量说明及数据来源

### 2.1 模型构建

基于以上理论分析,为了检验政府补贴力度对我国粮食韧性的影响,构建以下的基准回归模型:

$$\text{Dig\_A}_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 \text{GS}_{it} + \alpha_3 \text{controls}_{it} + \sum \text{Pro} + \sum \text{year} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中:Dig\_A<sub>it</sub>为省份*i*在*t*年份的数字农业建设水平;GS<sub>it</sub>为省份*i*在*t*年份财政支农力度;controls<sub>it</sub>为一系列的控制变量;Pro为省份固定效应;year为时间固定效应; $\alpha_1$ 为截距项; $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 为相关系数; $\epsilon_{it}$ 为随机干扰项。

此外,为了检验H2,进一步探讨财政支农力度和粮食体系韧性中的调节机制,在式(1)的基础上加入调节变量农业技术环境(Tec),得到式(2)调节效应模型:

$$\text{Dig\_A}_{it} = \eta_1 + \eta_2 \text{GS}_{it} + \text{Tec}_{it} \times \eta_3 \text{GS}_{it} + \eta_4 \text{Tec}_{it} + \eta_5 \text{controls}_{it} + \sum \text{Pro} + \sum \text{year} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $\eta_1$ 为截距项; $\eta_2$ 、 $\eta_3$ 、 $\eta_4$ 、 $\eta_5$ 为相关系数。

### 2.2 变量说明

#### 2.2.1 被解释变量:数字农业建设(Dig\_A)

数字农业是以现代化生产要素为新质生产力,赋能农业生产、销售和农产品流通等活动,从而提高农业生产效率的模式。以数字农业内涵为基础,以我国农业发展的现实为落脚点,全面考察了数字农业的发展水平。为确保研究的科学性和数据的全面性,参考刘占伟<sup>[14]</sup>、朱盼盼等<sup>[15]</sup>的做法,采用综合评价指标体系法衡量我国数字农业发展水平,构建指标如表1所示。

#### 2.2.2 核心解释变量:财政支农力度(Gs)

借鉴黄小舟和王红玲<sup>[16]</sup>财政支农金额总量,在此基础上进行取对数处理,作为本文的核心解释变量。

## 2.2.3 控制变量

参考以往的文献,选取了农民可支配收入(Ur)、经济发展水平(P\_gdp)、城镇化率(Ub)、工业化水平(Ile)、人力资本水平(edu)作为模型的控制变量。

## 2.2.4 调节变量:农业技术环境(Tec)

农业技术环境反映了农业技术研发及技术溢出的整体情况,对数字技术的扩散与利用具有深远影响。参考李自强等<sup>[12]</sup>的做法,技术合同成交额与

试验发展 R&D 经费内部支出金额的比例,在一定程度上反映各地农业技术环境优劣的指标。

## 2.3 数据来源

选取 2011—2022 年 31 个省份连续 12 年的数据作为研究样本。变量数据均来源于历年的国家统计局官网、《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及各个省份的统计年鉴。对于数值较大的变量进行取对数处理,以减少数据量纲的干扰,部分变量缺失的数据使用插值法进行估算。

## 2.4 描述性统计

表 2 为研究变量的描述性统计表。其中,2011—2022 年我国的数字农业指标最大值为 0.556,最小值为 0.037,均值 0.155,可以看出我国数字农业在 12 年间有所提高,但总体水平不高。政府补贴力度最大值 13.590,最小值 2.849,均值 5.654,其他变量的标准差绝大多数小于其均值,说明数据稳定性较好。

## 3 实证结果与分析

## 3.1 基本模型结果与分析

表 3 展示了基本模型的回归结果。为确保研究的严谨性,首先进行了豪斯曼(Hausman)检验。检验结果显示,随机效应模型拒绝了原假设,采用双向固定效应模型进行回归分析。在表 3 列(2)中,未加入任何控制变量,仅固定省份和时间效应。结果表明,核心解释变量的估计系数在 5% 的显著性水平上为正,表明财政支农力度对提升我国数字农业建设具有显著作用。在表 3 列(3)中,加入了一系列控制变量后,系数为 0.008,且在 5% 的显著性水平上仍为正,进一步支持了本文的假设。

此外,控制变量的回归结果显示,地区经济发展水平(R\_gdp)和人力资本水平(edu)的影响系数在 1% 的显著性水平上为正。值得注意的是,城镇化率系数(Ub)在 10% 的显著性水平上为负,表明城镇化进程在一定程度上抑制了数字农业的建设。

表 1 数字农业建设指标体系

总指标	维度指标	基础指标	指标属性
数字农业建设	数字农业发展环境	信息传输、软件和信息技术服务业固定资产投资/亿元	+
		交通运输、仓储和邮政业固定资产投资/亿元	+
		农业机械化水平/(kW·人 <sup>-1</sup> )	+
		农村发电量/万 kWh	+
	数字农业信息基础	长途光缆线路长度/km	+
		移动电话交换机容量/万户	+
		移动电话普及率/(部·百人 <sup>-1</sup> )	+
		互联网宽带接入端口/万个	+
		域名数/万个	+
	人才与技术资源	网页数/万个	+
		财政地方教育支出/亿元	+
		高等学校平均在校人数/万人	+
		公有经济企事业单位专业技术人员数年底人数/万人	+
		信息传输、软件和信息技术服务业从业人数/万人	+
		电信业务总量/亿元	+
		软件业务收入/亿元	+
	技术市场成交额/亿元	+	
	数字农业绿色可持续发展	农业用水量/亿 m <sup>3</sup>	-
		造林总面积/hm <sup>2</sup>	+
		农用柴油使用量/万 t	-
		农业碳排放/万 t	-
数字农业经济效益	农林牧渔业总产值/亿元	+	
	电子商务采购额/亿元	+	
	电子商务销售额/亿元	+	

表 2 描述性统计

变量类型	变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	数字农业建设	372	0.155	0.094	0.037	0.556
解释变量	财政支农力度	372	5.654	2.849	0.918	13.590
调节变量	农业技术环境	372	0.794	0.838	0.000	4.716
控制变量	农民可支配收入	372	13 810	6 347	3 909	39 729
	经济发展水平	372	60 086	30 288	16 413	190 313
	城镇化率	372	0.592	0.130	0.228	0.896
	工业化水平	372	0.313	0.091	0.072	0.556
	人力资本水平	372	91.650	58.560	3.237	282.300
	Number of id		31	31	31	31

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	随机效应	固定效应	固定效应
GS	0.011*** (3.72)	0.012** (2.59)	0.008** (2.27)
Ur	0.000 (0.56)		0.000 (0.43)
R_gdp	0.000*** (2.65)		0.000*** (3.17)
edu	0.000*** (2.63)		0.000*** (4.29)
Ub	-0.306*** (-2.77)		-0.538* (-1.76)
Ile	-0.062 (-1.02)		0.072 (0.82)
常数项	0.122** (2.39)	0.059*** (3.46)	0.146 (0.99)
观测值	372	372	372
R <sup>2</sup>	0.841	0.641	0.843
Pro_FE	NO	YES	YES
Year FE	NO	YES	YES
P		0.002	
Hansen		21.345	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为  $t$  值。

可能的原因: 其一, 城镇化可能导致农村劳动力的数量和质量下降, 进而阻碍农业发展<sup>[17]</sup>; 其二, 过快的城镇人口扩张可能占用更多的农业资源, 进一步阻碍数字农业的建设。基于此, 从我国实际现状出发, 采用门槛效应模型对这一现象进行深入探讨。

### 3.2 非线性效应分析

为检验前文中理论分析, 探讨城镇化率对数字农业建设的影响是否具有非线性特征, 本文提出过快的城镇化率可能会抑制我国数字农业建设的速度。门槛效应的回归方程为

$$\text{Dig\_A}_{it} = \alpha_1 + \alpha_5 \text{GS}_{it} (\text{Ub}_{it} \leq y_1) + \alpha_6 \text{GS}_{it} (y_1 < \text{Ub}_{it} \leq y_2) + \alpha_7 \text{GS}_{it} (\text{Ub}_{it} > y_2) + \sum \text{Pro} + \sum \text{year} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:  $\text{Ub}$  为门槛变量;  $y$  为具体门槛值。

首先, 对式(3)采用 Bootstrap 进行检验, 以确定门槛模型的具体形式, 检验结果如表 4 所示。根据表 4 的  $P$  和  $F$ , 单一门槛和双重门槛均通过显著性检验, 三重门槛不显著, 因此对双重门槛进行进一步分析。

确定门槛数值后, 对式(3)的双重门槛模型进行参数估计。表 5 中的回归结果显示, 相较于基准回归结果,  $R^2$  有所提高, 表明门槛效应的估计结果更加可靠。门槛效应分析显示, 当城镇化率低于

表4 门槛效应存在性检验

模型	门槛变量	
	F	P
单一门槛	49.27	0.026**
双重门槛	44.35	0.023**
三重门槛	38.98	0.136

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

表5 门槛效应估计结果

变量	门槛效应 Dig_A
GS_1( $\text{Ub} \leq 0.7011$ )	0.147*** (4.47)
GS_1( $0.7011 < \text{Ub} \leq 0.8757$ )	0.199*** (5.38)
GS_1( $\text{Ub} \geq 0.8757$ )	-0.015 (-1.30)
R <sup>2</sup>	0.849
观测值	372
Control	YES
Prov_FE	YES
Year FE	YES

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为  $t$  值。

0.7011 时, 估计系数为 0.147, 在 1% 的水平上显著为正, 表明在该区间内, 财政支农力度对数字农业建设的影响较为显著; 当城镇化率处于 0.7011~0.8757 时, 估计系数为 0.199, 同样在 1% 的水平上显著为正, 相较于第一门槛, 系数显著增强, 表明财政支农力度对数字农业建设的影响在此区间内进一步加大; 然而, 当城镇化率超过 0.8757 时, 估计系数不再显著。

### 3.3 稳健性检验与内生性检验

#### 3.3.1 去除特殊年份

考虑到重大公共事件(如新冠肺炎疫情)具有不确定性和紧迫性的特征。因此, 在稳健性检验中, 剔除了 2019—2021 年相关数据样本, 重新带入基准回归方程进行检验, 结果如表 6 列(1)所示, 核心解释变量的系数为 0.01, 在 1% 的水平上显著, 且与基准回归结果一致。

#### 3.3.2 缩尾处理

为消除数据中的异常值和非随机性带来的干扰, 借鉴王亚飞等<sup>[18]</sup>的方法, 对核心解释变量进行 5% 的缩尾处理, 回归结果如表 6 列(2)所示, 财政支农力度(GS)系数在 1% 的水平上显著, 支持原假设。

#### 3.3.3 替换被解释变量

运用主成分分析法, 重新对被解释变量数字农业

表 6 稳健性检验与内生性检验

变量	Dgi_A				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gs	0.010*** (3.10)	0.008* (2.00)	0.047*** (4.04)		
常数项	0.170 (1.26)	0.326 (1.37)	-0.008 (-0.01)		
Gs_l1				0.010*** (3.55)	
Reve					0.047*** (4.37)
Kleibergen-Paap rk LM				68.842	29.439
Cragg-Donald Wald F				226.908	24.782
观测值	279	372	372	341	372
R <sup>2</sup>	0.843	0.730	0.888	0.826	0.552
Control	YES	YES	YES	YES	YES
Pro_FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

建设指数进行测算，并带入回归方程进行检验，结果如表 6 列(3)所示，核心变量的系数为 0.047，在 1%的水平上显著，依旧支持原假设。

### 3.3.4 内生性检验

由于农业数字化的提高也可能增加涉农财政的收入与支出，且考虑到政府财政的支出，到其发挥作用具有一定的时滞效应，为了消除这种互为因果关系所带来的内生性问题，采用工具变量法进行检验，选取滞后一期的财政支农力度(GS\_l1)作为工具变量，同时，借鉴李自强等<sup>[12]</sup>的做法，选取一般公共预算收入(Reve)作为工具变量，其原因在于一般公共预算收入与一般公共预算支出高度相关，但与被解释变量无关。使用最小二乘法进行回归，回归结果如表 6 列(4)和列(5)所示，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值分别为 68.842 和 24.439，拒绝了原假设，说明工具变量可以识别，Cragg-Donald Wald F 统计量值为 226.908 和 24.782 在 Stock-Yogo 临界值合理范围内，拒绝了弱工具变量的原假设，财政支农力度系数均在 1%的水平上显著为正，与本文基准回归结果保持一致。

### 3.4 机制检验

我国经济发展水平由于受多种因素的影响，发展不均衡，因此各地区的科技水平也并不趋同。本文探讨农业技术环境(Ate)在政府财政力度(GS)对我国数字农业建设(Dig\_A)中的调节作

用。农业技术环境的调节机制检验结果如表 7 列(1)所示，交互项(GS#Inf)系数 0.004 在 1%显著性水平上显著，说明农业技术环境在财政支农力度对数字农业建设影响中起到正向调节作用。从而验证了 H2。

表 7 作用机制检验

变量	调节效应
	(1)
	Dgi_A
农业技术环境	
GS	0.003 (1.08)
Ate	-0.016*** (-3.22)
GS#Ate	0.004*** (4.09)
常数项	0.138 (0.98)
观测值	372
R <sup>2</sup>	0.859
Control	YES
Pro_FE	YES
Year FE	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

## 4 拓展性分析

近年来，我国财政支农力度无论是规模体量还是覆盖范围均有了显著的提升，然而，由于我国地理位置、自然禀赋条件和经济发展水平的差异，财政支农力度对数字农业建设的影响在不同地区可能存在显著异质性。基于此，根据我国地理区域划分标准，将我国划分为东部、中部和西部地区分别进行回归分析。表 8 列(1)~列(3)显示，财政支农对我国东部地区和中部地区数字农业建设回归系数显著为正，西部地区不显著。究其原因，首先，东部地区产业基础稳固，资本和人才资源丰富，基础设施较为完善，因此对新兴生产力的依赖程度较高，能够更好地利用资金推动数字农业建设。其次，东部地区靠近沿海，经济贸易活动频繁，这不仅有助于扩大资金来源和提升人力资本水平，还能促进先进技术的引进<sup>[19]</sup>，相较之下，中部和西部地区由于经济发展水平的限制，尚未达到外贸活动产生溢出效应的临界点<sup>[20]</sup>。特别是在农业领域，作为相对弱势产业，这些地区在吸收和利用外部资金方面仍有待加强，导致数字农业建设进展相对缓慢。

表 8 地区异质性检验

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
GS	0.021** (2.63)	0.005* (2.35)	0.005 (1.31)
常数项	-0.111 (-0.40)	0.187 (1.35)	-0.091 (-0.52)
观测值	132	96	144
R <sup>2</sup>	0.878	0.969	0.847
Control	YES	YES	YES
Prov_FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES
Number of id	11	8	12

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 *t* 值。

## 5 结论与建议

本文利用 2011—2022 年 31 个省份的面板数据, 实证检验了财政支农力度对我国数字农业建设的影响, 并探讨了其调节机制。此外, 从理论分析和实证检验两个层面解释并验证了城镇化率在该研究中的门槛效应。根据实证结果, 得出以下结论: 整体来看, 财政支农对我国数字农业建设具有显著的正向影响。分样本回归结果显示, 财政支农对我国东部和中部地区的影响显著为正, 而对西部地区的影响不显著; 从机制分析结果来看, 农业技术环境可以正向调节财政支农对数字农业建设中的促进作用; 门槛分析结果表明, 当城镇化率处于 0.701 1~0.875 7 时, 对数字农业建设的影响效果最好。

基于此, 本文提出以下建议。

第一, 从财政支农的规模来看, 尽管财政支农的金额逐年增加, 但总体投入力度仍然不足。数字农业建设是一个长期性和多维度的工程, 目前的金融支持尚未完全满足其需求, 导致数字农业建设缺乏持久的动力。建议政府引导更多社会资金流入数字农业建设, 活跃农业资金市场, 为数字农业提供更为充足的资金资源保障。

第二, 地方政府应统筹协调数字农业建设的目标规划, 根据各地区的实际情况和资源禀赋条件, 提高财政支农资金的管理效率, 减少资金的浪费。特别是要重点关注我国欠发达地区的基础设施建设, 为数字农业建设创造良好的技术环境。

第三, 加强农业人才和技术资源的培养与积累, 提高农业人力资本的存量水平, 加快农业技术进步, 为数字农业建设提供动力保障。

## 参考文献

- [1] 黄祖辉, 傅琳琳. 建设农业强国: 内涵、关键与路径[J]. 求索, 2023(1): 132-141.
- [2] 程令国, 张晔, 刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗? [J]. 管理世界, 2016, 32(1): 88-98.
- [3] 郑淋议, 陈紫薇. 耕地细碎化对农户耕地撂荒的影响及其治理优化[J]. 地理研究, 2024, 43(1): 200-213.
- [4] ZHANG Y. Research on China's agricultural product sales transformation: online marketing mix strategy and performance on post pandemic area[J]. Frontiers in Sustainable Food Systems, 2024, 7: 1297732.
- [5] 吕小刚. 数字农业推动农业高质量发展的思路和对策[J]. 农业经济, 2020(9): 15-16.
- [6] 钟真, 刘育权. 数据生产要素何以赋能农业现代化[J]. 教学与研究, 2021(12): 53-67.
- [7] 王兴国, 曲海燕. 科技创新推动农业高质量发展的思路与建议[J]. 学习与探索, 2020(11): 120-127.
- [8] 陈中伟, 汤灿. 数字经济发展对农业碳排放的影响及其时空效应[J]. 科技管理研究, 2023, 43(12): 137-146.
- [9] MYSHKO A, CHECCHINATO F, COLAPINTO C, et al. Towards the twin transition in the agri-food sector? Framing the current debate on sustainability and digitalisation[J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 452: 142063.
- [10] 肖育才, 姜晓萍. 财政支农支出对城乡收入差距影响的实证研究[J]. 经济问题探索, 2017(11): 35-45.
- [11] 银西阳, 贾小娟, 李冬梅. 农业产业集聚对农业绿色全要素生产率的影响——基于空间溢出效应视角[J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43(10): 110-119.
- [12] 李自强, 李晓云, 孙倩, 等. 财政支农补贴能有效提升粮食全要素生产率吗? ——兼顾农业技术环境的调节作用探讨[J]. 中国农业大学学报, 2021, 26(8): 236-252.
- [13] 毕娟. 交易费用视角下的技术市场效率研究: 北京案例[J]. 经济体制改革, 2014(1): 148-151.
- [14] 刘战伟. 数字农业发展水平、区域差异及时空演变特征研究[J]. 统计与决策, 2023, 39(20): 94-99.
- [15] 朱盼盼, 高甜村, 张颖, 等. 数字农业建设对农业碳排放的影响[J]. 河南农业大学学报, 2024, 58(4): 708-716.
- [16] 黄小舟, 王红玲. 从农民增收的角度看我国财政支农资金绩效[J]. 中央财经大学学报, 2005(1): 10-13.
- [17] 李士梅, 尹希文. 中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析[J]. 农业技术经济, 2017(9): 4-13.
- [18] 王亚飞, 黄欢欢, 石铭, 等. 新型基础设施建设对共同富裕的影响机理及实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(9): 192-203.
- [19] 周霞, 李怡欣. 双向 FDI 技术溢出对区域创新的影响研究[J]. 科学与科学技术管理, 2024, 45(6): 127-142.
- [20] 洗国明, 严兵. FDI 对中国创新能力的溢出效应[J]. 世界经济, 2005(10): 18-25.

## Influence of Financial Support to Agriculture on the Construction of Digital Agriculture

HUANG Menghao

(School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

**Abstract:** With the continuous innovation of agricultural modernization and digitalization technologies, the construction of digital agriculture has become a core topic for agricultural development. Based on the sample data of 31 provincial models (due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) from 2011 to 2022 in China, the entropy weight method was used to measure the index of China's digital agriculture construction level and an empirical analysis was conducted to verify the impact of fiscal support for agriculture on digital agriculture construction. Furthermore, the mechanism of how the agricultural technological environment affected digital agriculture construction was explored and the threshold effect of urbanization rate was examined. The study finds that fiscal support for agriculture can significantly promote the level of China's digital agriculture construction, and this conclusion holds in various robustness tests. Moreover, the agricultural technological environment positively moderates the development of digital agriculture in China. The exploratory analysis shows that fiscal support for agriculture has a particularly significant promotion effect on the digital agriculture construction of the eastern region. The threshold effect analysis reveals the differential impact of urbanization rate on digital agriculture construction. The interactive relationship and future trend between fiscal support for agriculture and digital agriculture construction are summarized, and development suggestions of strengthening policy coordination, promoting technological innovation, and promoting deep integration of agriculture and digitalization are put forward, aiming to provide reference and guidance for the sustainable development of China's agriculture.

**Keywords:** financial support for agriculture; digital agriculture construction; agricultural modernization; threshold effect