华南农业大学学报(社会科学版)
2023年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第22卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

数字经济驱动中国农业现代化的机制与效应

傅华楠,李晓春

(南京大学 经济学院,江苏 南京 210093)

摘 要: 基于中国30个省(区、市)2011—2020年面板数据,在理论分析的基础上分别采用双向固定效应模型、面板门槛模型和空间杜宾模型等实证检验了数字经济对中国农业现代化的影响机制与效应。结果表明:数字经济能够显著驱动中国农业现代化,该结论在多种稳健性检验条件下依然成立;面板门槛效应分析显示,数字经济对农业现代化的驱动效应存在以数字经济发展水平、农村人力资本水平和农村非农就业为门槛变量的递增型非线性特征;空间溢出效应分析表明,数字经济对农业现代化的影响存在显著的空间溢出效应,数字经济有利于形成区域间农业现代化协同推进的发展格局;区域异质性分析发现,数字经济能够驱动东部地区农业现代化的发展,但对中西部地区农业现代化的赋能作用尚不明显;驱动路径分析显示,数字经济对农业三个子体系现代化的驱动效应从大到小依次为产业体系现代化、经营体系现代化、生产体系现代化。

关键词: 农业现代化;数字经济;门槛效应;空间溢出效应;异质性

中图分类号: F303.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2023)03-0018-14

一、引言

近年来,数字经济已经成为新时代我国经济社会发展最具潜能最有活力的板块之一,数字经济与实体经济的不断融合逐渐成为推动高质量发展的强大驱动力。随着数字经济的快速发展以及向经济社会各层面各领域的不断渗透延伸,数字经济及其相关技术也开始广泛融入农业农村经济生活的各个方面。因此,探究数字经济对农业现代化的影响机制与效应,对于新时代挖掘“三农”发展新动能、加快推进农业现代化具有较强的现实意义。

现有文献对中国农业现代化问题的研究主要从以下3个方面展开:一是研究发达国家农业现代化经验及其对中国农业现代化的启示;二是运用熵值法、变异系数法和组合赋权法等方法从不同维度对中国区域农业现代化进行测度和分析;三是研究中国农业现代化的驱动因素与机制。从发达国家农业现代化的经验来看,重视政府作用、建立农业生产合作组织和完善农业保险制度等措施[1]是美国农业现代化的有益经验;日本农业现代化过程中立足小农户生产、推进适度规模经营和推动农村产业融合[2]的做法也为中国农业现代化提供了启示。从中国区域农业现代化特征来看,中国区域间农业现代化发展存在巨大差异[3],但也存在一定的收敛现象和空间集聚特征[4],需要推动农业各子维度的协调发展来缩小区域农业现代化发展差距[5]。从中国农业现代化的驱动因素来看,农村人力资本水平提升[6]、农业生产性服务发展[7]和农村土地产权制度改革[8]等在中国农业现代化进程中发挥重要驱动作用。

随着数字经济向农业农村的不断渗透延伸,数字经济与“三农”问题也受到学术界的关注。既

收稿日期: 2023-02-20 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2023.03.003

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72203087);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(17JJD630002)

作者简介: 傅华楠(1989—),男,江苏连云港人,南京大学经济学院博士研究生,主要研究方向为农业经济与高质量发展。E-mail: dg1802002@smail.nju.edu.cn

有研究主要从数字经济与城乡收入差距、粮食生产体系韧性、农村产业融合、农业高质量发展和乡村振兴等关系中展开。研究表明，数字经济对城乡居民收入差距的影响效应还不确定，存在“U”型影响趋势[9]和倒“U”型影响趋势[10]两种相反的观点；数字经济对农村粮食生产体系韧性提升[11]、农村产业融合发展[12-13]、农业高质量发展[14]和乡村振兴[15]等均具有显著的促进作用。上述文献丰富了数字经济赋能“三农”发展的相关研究，也为后续研究提供了有益启迪。然而，目前仅有梁琳[16]就数字经济对农业现代化的影响机制进行了理论分析，而针对数字经济与农业现代化关系的实证研究尚未出现。

基于上述原因，为了丰富数字经济赋能农业现代化的机制研究，本文通过构建和测算中国省际数字经济指数和农业现代化指数，采用双向固定效应模型、面板门槛效应模型、空间杜宾模型等从多个维度实证检验数字经济驱动农业现代化的机制与效应，以为数字经济驱动农业现代化实践提供理论依据和经验证据。

二、理论机制分析与研究假说

（一）数字经济赋能农业现代化的直接机制

数字经济能够催生新产业新业态新模式[17]，优化农业产业结构，促进农村产业融合，赋能农业产业体系现代化。首先，数字经济向农业农村的渗透延伸，能够催生农业发展新模式、新业态，促进乡村旅游和休闲农业等农业新业态的产生与发展，推动农业多功能性发展。其次，数字技术的广泛应用能够加快信息传递与扩散、缓解市场主体之间的信息不对称[18]，可以通过发挥创新、协调、关联三大效应优化产业结构[19]。最后，数字经济能够促进资源共享和互联互通，促进农业产业链延伸，实现农业多元经济形态的联动发展，推动农村一二三产业融合。

数字经济能够转变农业生产方式、提升农业生产效率，提高农产品质量[16]113，赋能农业生产体系现代化。数字技术与农业生产相结合可以提高农业生产机械化、自动化和智能化水平，促进农业生产方式的现代化。另外，数字智能化设备与技术广泛应用于农业领域有利于实时监测和精准控制农业生产全过程，促进农业生产各环节精细化作业，促进农业生产的节水节能和农药、化肥等石化要素的减量化施用，提高农业生产效率，提升农产品质量。

数字经济能够促进农业供给与需求的有效匹配、丰富农业经营模式、创新合作平台与合作模式、推动农业适度规模经营、提高经营管理水平，赋能农业经营体系现代化。一方面，数字经济能有效缓解融资约束[20]，促进农业投资，解放农业生产力，优化农业土地资源配置，实现农业适度规模经营，产生农业规模经济效应[21]；另一方面，数字经济能够推动知识、信息和观念的产生与传播[22]，促进农业经营主体之间信息共享和资源共享，催生农业生产经营新模式和互助合作新机制，实现传统小农分散经营与现代农业规模化经营有机衔接，提高农业经营管理水平。

基于上述分析，提出数字经济与农业现代化关系的第一个研究假说。

假说 1：数字经济发展对农业现代化具有显著的促进作用，数字经济对农业产业体系现代化、农业生产体系现代化以及农业经营体系现代化也有促进作用。

（二）数字经济赋能农业现代化的非线性效应

数字经济赋能实体经济高质量发展的前提是数字经济与实体经济的深度融合，作为数实融合（即数字经济与实体经济的融合，下同）的供给方，数字经济与实体经济融合程度高低直接取决于数字经济本身发展水平的高低，亦即数字经济满足实体经济数字化转型需求的能力。由于数字经济的“梅特卡夫法则”和“摩尔定律”，数实融合能力和融合程度可能呈现非线性特点，从而使得数字经济对实体经济发展的赋能效应也存在非线性特征。数字经济对农业现代化的全方位赋能效果首先取决于数字经济自身满足农业数字化转型的能力。伴随着数字经济发展水平的不断提升

以及数字经济的“梅特卡夫法则”和“摩尔定律”,其对农业各领域的参与度和融合度亦会不断提高,进而对农业各子体系现代化的赋能作用也可能愈加明显。由上分析,提出本文第二个假说:

假说2:数字经济对于农业现代化的驱动效应具有边际效应递增的非线性特征,即数字经济发展水平越高其对农业现代化的赋能作用越明显。

人是推动经济社会发展的唯一能动要素,是统筹各种资源要素的关键因素,人力资本对农业现代化具有显著促进作用[6]93,是农业实现高质量发展的关键,也是数字经济与实体经济深度融合的重要保障。现代科学技术和现代经营管理模式等在农业生产经营过程中作用发挥的好坏取决于从事农业生产的农业劳动者对现代科技工业设备和现代经营管理理念等的接受能力和运用能力,而这种接受能力和运用能力的高低又直接取决于农业劳动者素质和技能亦即人力资本水平的高低。一般来说,受教育程度和人力资本水平较高的地区,农民的文化水平和综合能力也相对较高,对新事物的接受、学习和应用能力也相对更强,从而使数字经济及其技术与农业的融合程度及融合效率也越高,这可能会进一步强化数字经济对农业现代化的驱动效应。由此,提出本文第三个假说:

假说3:数字经济对农业现代化的赋能作用存在人力资本水平门槛效应,即人力资本水平越高则数字经济赋能农业现代化的作用就越明显。

数字经济对农业现代化的赋能不仅表现为对农业生产体系现代化的赋能,也包含对农业经营体系现代化和产业体系现代化的赋能。数字经济既会通过促进农业技术装备智能化、实现农产品供求高效匹配、促进农业生产过程精细化等方式推动农业生产体系的现代化,也会通过促进农业经营主体信息共享和互联互通、拓展农业经济业态、推动农业产业链延伸与融合等方式赋能农业产业体系现代化,还能通过拓展服务平台、创新合作模式等方式推动农业经营体系现代化。因此,数字经济对农业现代化的赋能机制与路径具有全面性和多元性。而数字经济与农业的融合程度与融合效率可能受到农业产业结构和农业经济形态等的影响。就业结构是产业结构和经济形态的直接体现,劳动力是实现数字经济与实体经济融合的重要保障,数字经济与农业各领域的全面融合需要由农业各领域的就业人员来实现,农村就业结构越多元、农业经济业态越丰富,则数字经济对农业各领域的渗透融合可能就越细致深入,数字经济赋能农业现代化的机制和路径可能就越丰富多元,进而对农业各子体系现代化的赋能作用就越充分全面。基于上述原因,提出本文的第四个假说:

假说4:数字经济对农业现代化的赋能作用存在农村就业结构门槛效应,即农村非农就业率越高则数字经济赋能农业现代化的作用就越明显。

(三)数字经济赋能农业现代化的空间溢出效应

数字经济的快速发展以及与实体经济的不断融合打破了区域间经济活动由于空间距离和发展差距等原因造成的隔离,促进了经济要素的跨区域流动和市场主体的跨区域联动,加强了区域间经济活动的关联性。虽然我国区域农业现代化发展存在较大差距,但也存在空间相关性和空间集聚特征[4]82。同时,数字经济发展不断创新经济交流合作的机制模式,强化了区域间农业市场主体之间的信息共享与交流互动,通过要素跨区域流动与重组[15]11等方式促进其他区域农业生产发展方式转变、农业产业结构优化和农业经济管理水平提升,进而间接推动区域间农业现代化发展。此外,数字经济发展本身也并不是独立隔绝的,数字经济本身的扩张与延伸属性也不断推动数字经济的跨区域延伸与互动,因而数字经济发展存在空间相关性,进而使得数字经济对农业现代化的影响也可能存在空间关联性。因此,提出本文的第五个假说:

假说5:数字经济对区域农业现代化的赋能作用具有显著空间溢出效应。

三、研究设计与变量说明

(一)计量模型设定

1. 基准模型

为检验数字经济对农业现代化的直接效应,构建如下基本模型:

$$\text{agrmod}_{it} = \alpha_0 + \alpha \text{dieco}_{it} + \alpha_i X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,agrmod_{it}表示地区 i 在时期 t 的农业现代化发展水平;dieco_{it}表示地区 i 在时期 t 的数字经济发展水平;X_{it}表示可能影响区域农业现代化的其他控制变量;λ_i 和 δ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应;ε_{it}表示随机扰动项。

2. 面板门槛模型

基准回归模型反映的是数字经济对农业现代化的直接影响效应,为了检验数字经济对农业现代化可能存在的非线性驱动作用,并确定非线性关系的阈值,借鉴 Hansen[23] 等研究采用门槛模型进行检验。当单一门槛检验显著时,表明存在至少存在单一门槛,需要进一步进行双重门槛检验或三重门槛检验以确定变量的具体门槛数。根据研究假说,将数字经济(dieco)、农村人力资本水平(human)、农村非农就业率(nofarm)作为门槛变量。单一门槛、双重门槛和三重门槛模型分别如下:

$$\text{agrmod}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Adj}_{it} \leqslant \text{Th}) + \beta_2 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Adj}_{it} > \text{Th}) + \beta_i X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{agrmod}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Adj}_{it} \leqslant \text{Th1}) + \beta_2 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Th1} < \text{Adj}_{it} \leqslant \text{Th2}) + \beta_3 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Adj}_{it} > \text{Th2}) + \beta_i X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{agrmod}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Adj}_{it} \leqslant \text{Th1}) + \beta_2 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Th1} < \text{Adj}_{it} \leqslant \text{Th2}) + \beta_3 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Th2} < \text{Adj}_{it} \leqslant \text{Th3}) + \beta_4 \text{dieco}_{it} \times I(\text{Adj}_{it} > \text{Th3}) + \beta_i X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,$\text{Th}i\,(i = 1,2,3)$表示待估计的门槛值;$I(\cdot)$为指示函数,当括号内条件成立时取值为 1,否则取值为 0。

3. 空间计量模型

为进一步检验数字经济赋能农业现代化发展是否存在空间溢出效应,构建空间计量模型。空间计量模型主要分为 3 种,即空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。3 类空间计量模型的空间传导机制存在着明显差异,SAR 模型假设被解释变量会通过空间关联作用对其他地区产生影响,SEM 模型假定空间溢出效应的传导主要通过误差项来实现,SDM 模型则同时考虑了 SEM 模型和 SAR 模型的传导机制。SAR 模型、SEM 模型和 SDM 模型的具体形式分别如式(5)、式(6)和式(7)所示:

$$\text{agrmod}_{it} = \rho W \text{agrmod}_{it} + \varphi \text{dieco}_{it} + \varphi_i X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{agrmod}_{it} = \varphi \text{dieco}_{it} + \varphi_i X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it},\ \varepsilon_{it} = \delta W \varepsilon_{it} + \omega_{it} \quad (6)$$

$$\text{agrmod}_{it} = \rho W \text{agrmod}_{it} + \varphi \text{dieco}_{it} + \varphi_i X_{it} + \theta \text{Wdieco}_{it} + \sigma_i W X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,ρ、δ、θ、σ_i 表示空间相关系数;W 表示空间权重矩阵。为了更全面剖析数字经济对农业现代化影响的空间溢出效应,本文使用地理距离、经济距离和地理经济距离嵌套 3 种空间权重矩阵。

(二)变量说明

(1)被解释变量:农业现代化(agrmod)。本文立足全面性、代表性以及数据可得性原则,结合中央政策文件并参考张俊婕[24]的研究,分别从农业产业体系现代化(cytx)、农业生产体系现代化(sctx)和农业经营体系现代化(jytx)3 个维度构建中国农业现代化指标体系(见表 1),采用熵值法对各个子指标进行赋权,测度中国 2011—2020 年省际农业现代化指数。

表1 农业现代化指标体系

二级指标	具体指标	指标解释	单位	指标属性
农业产业体系现代化	农产品产地加工程度	农副食品加工业主营业务收入与农林牧渔业总产值之比	%	正向
	农业多功能性	休闲农业营业收入与农林牧渔业总产值之比	%	正向
	农业种植结构	粮食作物播种面积与农业总播种面积之比	%	负向
	农林牧渔业产业结构	林牧渔业总产值与农林牧渔业总产值之比	%	正向
农业生产体系现代化	农业机械化水平	单位面积农业机械动力	千瓦/公顷	正向
	农业有效灌溉面积占比	农业有效灌溉面积/农作物总播种面积	%	正向
	农业劳动生产率	农林牧渔业总产值/第一产业就业人数	万元/人	正向
	土地生产率	单位面积粮食产量	千克/公顷	正向
	化肥使用强度	化肥施用折纯量/农作物总播种面积	千克/公顷	负向
	农药使用强度	农药使用量/农作物总播种面积	千克/公顷	负向
	万元农业GDP水耗	农业用水量/农林牧渔业总产值	吨/万元	负向
农业经营体系现代化	农业生产合作化程度	农村每万人拥有农民专业合作社数量	个/万人	正向
	农业生产性服务发展水平	农林牧渔服务业总产值与农林牧渔业总产值之比	%	正向
	农业适度规模经营	耕地面积/农业从业人员	公顷/人	正向
	农业保险深度	农业保险保费收入/农业总产值	%	正向

(2)核心解释变量:数字经济(dieco)。参考赵涛等[25]和刘军等[26]的研究并进行拓展,本文从互联网基础、互联网普及、数字产业支撑和数字普惠金融①等4个方面构建数字经济指标体系(见表2),采用主成分分析法对中国省际数字经济发展水平进行测度,并参考韩先锋等[28]和李雪等[29]的做法对数字经济发展指数进行标准化处理。

表2 数字经济指标体系

二级指标	三级指标	单位	指标属性
互联网基础	光缆密度	公里/平方公里	正向
	百人互联网接入端口数	个/百人	正向
	百人移动电话交换机容量	户/百人	正向
互联网普及	百人移动电话用户数	户/百人	正向
	百人互联网宽带接入户数	户/百人	正向
数字产业支撑	人均电信业务量	万元/人	正向
	信息传输、软件和信息服务城镇就业人数占比	%	正向
数字普惠金融	数字普惠金融综合指数		正向

(3)控制变量。为更加全面地分析数字经济对农业现代化的影响效应,参考既有研究选择如下控制变量:产业结构(indust),采用地区第一产业增加值占地区GDP的比重来衡量;财政支农水平(finagr),用地区财政农林水支出与财政一般预算支出比值来反映;经济发展水平(lnpgdp),用人均GDP的对数来表征;对外贸易(trade),用进出口总额与地区GDP之比来反映地区经济发展的外贸依赖度;农村非农就业(nofarm),以农村第二、第三产业就业人数与乡村就业人数之比来表征;土地流转(landcir),以省际土地流转面积与省际耕地面积的比值来反映;农村金融发展(rulfina),用农村涉农贷款总额与农林牧渔业总产值之比衡量;交通基础设施水平(road),用每平方公里公路线路里程数来衡量。

(4)门槛变量:数字经济(dieco);人力资本水平(human),采用农村居民平均受教育年限来衡量②;农村非农就业(nofarm),以农村第二、第三产业就业人数与乡村就业人数之比来表征。

① 数字普惠金融数据采用郭峰等[27]编制的中国省际数字普惠金融指数进行衡量。该指数主要从数字金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度3个方面进行了测度,分省、市、县3个层面的指数数据。

② 农村居民平均受教育年限计算公式为:农村居民平均受教育年限 =(小学教育人数×6+初中教育人数×9+高中教育人数×12+大专及以上教育人数×16)÷6岁以上人口数。

(三)数据来源

本文运用 2011—2020 年中国 30 个省(区、市,不含西藏自治区和港澳台地区)的面板数据展开研究。上述指标中,中国省际数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心,数字经济测度所需其他子指标数据来自中国统计年鉴、各省统计年鉴和国家统计局官网,其中人均电信业务量根据行业 GDP 指数以 2011 年为基期进行换算。关于农业现代化测算的基础数据,农副食品加工业主营业务收入数据主要来自相关年份《中国工业统计年鉴》并以各省统计年鉴数据辅助,休闲农业数据来自《中国农业年鉴》,农民专业合作社数据来自地方统计局和地方发展报告,农业保险数据来自 CNRDS 数据库。农业现代化测算所需其他基础数据主要来自《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》、相关省区市统计年鉴、国家统计局网站和国泰安数据库,其中农业劳动生产率根据第一产业 GDP 指数以 2011 年为基期进行换算;农村涉农贷款数据来自 Wind 数据库;门槛变量和控制变量数据主要来自《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、国家统计局网站和各省统计年鉴。本文各变量的描述性统计情况如表 3 所示。

表 3　变量描述性统计

变量	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
农业现代化	agrmod	300	0.262	0.075	0.136	0.669
数字经济	dieco	300	0.600	0.069	0.487	0.887
产业结构(%)	indust	300	9.868	5.331	0.276	25.838
财政支农水平(%)	finagr	300	11.454	3.284	4.110	20.38
经济发展水平	lnpgdp	300	10.789	0.438	9.675	12.01
贸易开放度	trade	300	0.263	0.269	0.007	1.398
土地流转率	landcir	300	0.236	0.154	0.015	0.940
农村金融发展	rulfina	300	3.069	2.163	0.771	13.41
交通基础设施(公里/平方公里)	road	300	0.972	0.516	0.092	2.223
非农就业率	nofarm	300	0.448	0.200	0.043	0.946
农村人力资本(年)	human	300	7.882	0.655	5.923	10.568

四、数字经济驱动农业现代化的实证检验

(一)基准回归结果

表 4 报告了数字经济对农业现代化影响效应的估计结果。Wald 检验和 Hausman 检验结果表明,固定效应模型优于 OLS 模型和随机效应模型。因此,本文采用递进回归处理方法首先同时控制地区固定效应和年份固定效应进行单变量回归,其次纳入控制变量并分别单独控制地区固定效应和个体固定效应进行检验,最后同时控制地区和年份固定效应并纳入控制变量再次进行回归检验。本文以同时控制地区和年份的双向固定效应模型,即模型(4)的估计结果为基准进行分析,同时为了进行比较,表 4 还给出随机效应模型的估计结果。

回归结果显示,模型(1)至模型(5)中核心解释变量数字经济的估计系数均为正且均在 1% 的显著性水平上显著,实证检验结果具有高度稳健性,表明数字经济发展确实能够促进农业现代化发展,从而验证了假说 1 的前半部分判断。另外,相对于未加入控制变量的模型(1)的回归结果,模型(4)在加入控制变量后,数字经济的回归系数为 0.8505,小于 0.99,这表明在不考虑控制变量的情况下,单独考察数字经济对农业现代化的影响会夸大数字经济对农业现代化的驱动效应。

对于控制变量,经济发展水平、农村非农就业、农村土地流转和农村金融发展的估计系数均显著为正,表明对农业现代化均具有显著的促进作用。地区经济发展水平越高则会对农业现代化给予越有力的全方面支持;农村非农就业和土地流转发展能够优化农村劳动力的行业间配置和促进土地资源的整合,推动形成规模经营,促使农业部门增加现代科技要素投入进而推动农业现代化

发展;农村金融发展能够缓解农业融资约束,为农业现代化提供必要的资金支持。另外,交通基础设施的估计系数为正但没有通过显著性检验,这表明交通基础设施发展虽然能便利要素的流动,但其与农业的关联作用还不甚明显。

表4 基准回归:数字经济对农业现代化影响效应估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
dieco	0.9900***(8.6731)	0.3830***(5.3735)	0.6590***(6.5243)	0.8505***(7.5016)	0.3737***(5.4237)
indust		0.0013(0.9623)	0.0018(1.4295)	0.0003(0.2350)	0.0018(1.4938)
fisagr		-0.0013(-1.1651)	-0.0004(-0.3633)	-0.0004(-0.3530)	-0.0016(-1.5857)
lnpgdp		-0.0073(-0.4045)	0.0494**(2.4672)	0.0770***(3.4296)	0.0018(0.1036)
trade		-0.0183(-0.8501)	-0.0374*(-1.9519)	-0.0126(-0.5664)	-0.0152(-0.8654)
nofarm		0.0688**(2.2373)	0.0487*(1.8158)	0.0787***(2.6867)	0.0752***(2.8163)
landcir		0.0555(1.5949)	0.0888***(2.6576)	0.1110***(3.1131)	0.0712**(2.1844)
rulfina		0.0137***(6.4989)	0.0113***(5.5895)	0.0130***(6.1399)	0.0125***(6.4839)
road		0.0358*(1.7873)	0.0144(0.9507)	0.0309(1.5839)	0.0129(0.8618)
_cons	-0.3030***(-5.0606)	-0.0038(-0.0244)	-0.7176***(-3.5872)	-1.1315***(-4.7608)	-0.0780(-0.5293)
观测值	300	300	300	300	300
地区	控制	控制	未控制	控制	未控制
年份	控制	未控制	控制	控制	未控制
R^2	0.7139	0.7527	0.7753	0.7854	0.7510

注:表中括号内为 t 值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。下同。

(二)稳健性检验

(1)替换被解释变量。前文的基准回归中被解释变量农业现代化水平指数由熵值法测算而得,此处分别采用主成分分析法和NBI指数权重设置方法重新测算中国省际农业现代化水平指数,然后再进行回归,结果见表5中的模型(2)和模型(3)。回归结果表明,更换被解释变量测算方法后,数字经济的估计系数依然显著,估计系数符号也没有发生改变,表明基准回归结果稳健可靠。

表5 稳健性检验:更换被解释变量和核心解释变量测度方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
dieco	0.8505***(7.5016)	0.3613***(4.6268)	0.4571***(5.9252)	0.3980***(7.3344)	0.4727***(7.4002)
indust	0.0003(0.2350)	-0.0007(-0.7597)	-0.0005(-0.5187)	0.0009(0.6526)	0.0011(0.8086)
fisagr	-0.0004(-0.3530)	0.0007(0.9958)	0.0013*(1.7526)	-0.0004(-0.3568)	-0.0000(-0.0362)
lnpgdp	0.0770***(3.4296)	0.0322**(2.0840)	0.0194(1.2709)	0.0750***(3.3270)	0.0679***(3.0080)
trade	-0.0126(-0.5664)	-0.0163(-1.0665)	0.0041(0.2696)	-0.0275(-1.2629)	-0.0126(-0.5640)
nofarm	0.0787***(2.6867)	0.0787***(3.9008)	0.1056***(5.2981)	0.0809***(2.7475)	0.0828***(2.8142)
landcir	0.1110***(3.1131)	0.0624***(2.5398)	0.0540***(2.2245)	0.1257***(3.5007)	0.1143***(3.1947)
rulfina	0.0130***(6.1399)	0.0067***(4.5768)	0.0076***(5.2315)	0.0144***(6.8675)	0.0133***(6.2614)
road	0.0309(1.5839)	-0.0121(-0.9012)	0.0039(0.2913)	0.0299(1.5237)	0.0296(1.5134)
_cons	-1.1315***(-4.7608)	0.0036(0.0221)	-0.1851(-1.1443)	-0.7094***(-3.0486)	-0.6437***(-2.7670)
观测值	300	300	300	300	300
地区	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.7854	0.7534	0.8790	0.7837	0.7844

注:表中模型(1)为基准回归结果。

(2)替换核心解释变量。在基准回归中核心解释变量数字经济采用主成分分析方法进行测算得到,此处分别采用熵值法和NBI指数权重设置方法重新测度中国省际数字经济指数,然后再进行回归,结果见表5中的模型(4)和模型(5)。回归结果表明,更换核心解释变量的测算方法没有实质性改变数字经济估计系数的符号和显著性,再次表明基准回归结果是稳健可靠的。

(3)控制固定效应。农业现代化水平高的地区其经济发展水平一般也较高,互联网产业发展

水平和互联网基础与普及度也可能优先发展，故而前文实证结果可能面临内生性问题。因此，设定地区和年份交互项以减缓数字经济发展带来的系统性宏观经济环境变化对回归结果的影响，结果见表 6 的模型（1）和模型（2）。回归结果表明，在缓解宏观因素的系统性变化之后，数字经济驱动农业现代化的结论依然成立。

表 6　稳健性检验：控制固定效应、删除异常值和删除直辖市样本

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
dieco	0.8462***（7.4385）	0.3997***（7.3707）	0.5834***（5.3325）	0.2518***（5.1311）	0.5223***（4.9000）	0.2615***（5.6054）
indust	0.0003（0.1939）	0.0008（0.5494）	0.0000（0.0034）	0.0004（0.2746）	-0.0031***（-2.9269）	-0.0028***（-2.7396）
fisagr	-0.0003（-0.2386）	-0.0001（-0.1270）	-0.0012（-1.1767）	-0.0012（-1.1812）	-0.0009（-1.1131）	-0.0011（-1.3628）
lnpgdp	0.0835***（3.3345）	0.0887***（3.5406）	0.0803***（3.6626）	0.0748***（3.4007）	0.0450***（2.6391）	0.0404***（2.4084）
trade	-0.0115（-0.5140）	-0.0244（-1.1138）	-0.0019（-0.0833）	-0.0059（-0.2680）	0.0216（1.0825）	0.0265（1.3416）
nofarm	0.0742**（2.4497）	0.0717**（2.3656）	0.0984***（3.3326）	0.0995***（3.3983）	0.0852***（3.7833）	0.0927***（4.1586）
landcir	0.1017***（2.6019）	0.1060***（2.7068）	0.0243（0.7507）	0.0293（0.9017）	0.0521（1.6501）	0.0637**（2.0295）
rulfina	0.0127***（5.8274）	0.0137***（6.3288）	0.0049*（1.8965）	0.0050*（1.9552）	0.0011（0.4580）	0.0011（0.4483）
road	0.0320（1.6310）	0.0322（1.6353）	0.0594***（3.2715）	0.0585***（3.2298）	-0.0327*（-1.6611）	-0.0337*（-1.7408）
_cons	-0.1711（-0.1039）	1.3190（0.8030）	-1.0213***（-4.3394）	-0.6852***（-2.9310）	-0.5027***（-2.7135）	-0.2119（-1.2250）
观测值	300	300	260	262	260	260
地区×年份	控制	控制				
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.7857	0.7850	0.7969	0.7967	0.8110	0.8139

注：模型（1）、（3）、（5）中的数字经济指数采用主成分分析法测算，模型（2）、（4）、（6）中的数字经济指数采用熵值法测算。

（4）删除异常样本。考虑到样本异常值对基准回归结果可能产生的影响，采用剔除样本中小于 1% 分位数和大于 99% 分位数的异常值方法重新进行双向固定效应面板数据回归，以检验基准回归结果的稳健性，回归结果见表 6 的模型（3）和模型（4）。结果表明，数字经济的估计系数符号和显著性均未发生实质性改变，由此证明基准回归结果是稳健的。

（5）删除直辖市样本。由于直辖市在我国经济社会中地位和定位的特殊性，农业经济和农业人口在各直辖市经济和就业中的占比极其微小，而其他经济指标与各省之间存在悬殊差异，其现实经济特征的迥异也可能对基准回归结果产生影响。因此，在原样本中删除北京、天津、上海和重庆 4 个直辖市的样本数据，以剩余 26 个省区样本数据重新进行回归以检验基准回归结果的稳健性，详见表 6 的模型（5）和模型（6）。回归结果显示，在剔除直辖市样本后数字经济估计系数的数值、符号和显著性水平均没有发生明显变化，再次证实了基准回归结论的稳健性。

（三）内生性处理

基准回归结果表明，数字经济对农业现代化具有显著的驱动作用，但这一估计结果可能存在双向因果关系和遗漏变量导致的内生性偏误。因此，借鉴黄群慧等[30]的处理方法，采用 1984 年省级层面每万人电话机数量为代表的邮电历史数据与样本对应上一年度全国互联网用户数的交乘项作为数字经济的工具变量（iv1），运用 2sls 方法进行重新估计，结果见表 7 的模型（1）和模型（2）。弱工具变量检验 F 值远大于经验值 10，可以排除弱工具变量的可能，表明本文工具变量的选择是合理和有效的。鉴于历史变量不随时间变化而无法控制地区固定效应，因此参考叶德珠等[31]做法，同时构建工具变量（iv1）与年份虚拟变量的交乘项（iv2）再次进行两阶段最小二乘分析，结果见表 7 的模型（3）和模型（4）。由表 7 中 4 个模型的估计结果可以发现，数字经济估计系数的符号和显著性与基准回归结果相比依然没有发生实质性改变，这表明在考虑内生性问题的条件下，数字经济驱动农业现代化的结论具有稳健性和可靠性。

表7 内生性处理:工具变量法(2SLS)

变量	(1):iv1	(2):iv1	(3):iv2	(4):iv2
dieco	1.4585***(4.5418)	0.6786***(4.2569)	1.4047***(4.6871)	0.6450***(4.4446)
indust	-0.0009(-0.7638)	-0.0010(-0.7334)	-0.0008(-0.6671)	-0.0008(-0.6181)
fisagr	-0.0061***(-2.6414)	-0.0074***(-2.8905)	-0.0059***(-2.6450)	-0.0072***(-2.9079)
lnpgdp	-0.1549***(-3.1496)	-0.1994***(-3.1563)	-0.1465***(-3.1899)	-0.1859***(-3.2301)
trade	0.0140(0.7131)	0.0423*(1.8160)	0.0132(0.6849)	0.0397*(1.7764)
nofarm	0.1206***(3.9737)	0.1599***(4.3991)	0.1185***(4.0132)	0.1551***(4.5034)
landcir	0.0681(1.1991)	0.1295**(2.5352)	0.0726(1.3255)	0.1326***(2.6905)
rulfina	0.0003(0.1069)	0.0003(0.0968)	0.0006(0.2309)	0.0007(0.2400)
road	-0.0097(-0.7672)	-0.0233*(-1.9312)	-0.0105(-0.8518)	-0.0236**(-2.0235)
_cons	1.0718***(2.9790)	2.2226***(3.4199)	1.0102***(3.0026)	2.0828***(3.5202)
观测值	300	300	300	300
地区	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
F-weak	38.3346	30.1156	41.9074	33.8316

注:模型(1)、(3)中的数字经济指数采用主成分分析法测算,模型(2)、(4)中的数字经济指数采用熵值法测算。

五、进一步分析

(一)非线性效应分析

为了进一步探究数字经济发展对农业现代化影响可能存在的非线性特征,选取数字经济(dieco)、农村人力资本水平(ruledu)和农村非农就业(nofarm)作为门槛变量进行门槛效应检验。使用 Bootstrap 自抽样法,反复抽样 500 次确定门槛重数,门槛值及门槛效应回归结果如表 8 所示。其中模型(1)、(3)、(5)中数字经济指数采用主成分分析法测算,模型(2)、(4)、(6)中数字经济指数采用熵值法测算。

表8 数字经济驱动区域农业现代化的门槛模型回归结果

项目	(1) dieco	(2) dieco	(3) ruledu	(4) ruledu	(5) nofarm	(6) nofarm
Th1	0.7494***[0.0020]	0.6358***[0.0020]	6.3907*[0.0820]	9.3955***[0.0000]	0.8875***[0.0020]	0.6743***[0.0000]
Th2		0.4052*[0.0920]	9.3955*[0.0860]			
dieco×$I(\theta_1)$	0.5541***(4.8393)	0.2210***(3.9711)	0.6963***(6.4604)	0.3177***(6.0595)	0.5652***(5.5548)	0.2331***(4.8880)
dieco×$I(\theta_2)$	0.6379***(5.7978)	0.2614***(4.9077)	0.8095***(7.4164)	0.4199***(8.2553)	0.7273***(7.4124)	0.4603***(10.1181)
dieco×$I(\theta_3)$		0.3475***(6.9171)	0.8720***(8.2129)			
indust	-0.0001(-0.1076)	0.0002(0.1739)	0.0002(0.1204)	0.0004(0.2875)	-0.0010(-0.7989)	-0.0015(-1.2449)
fisagr	-0.0011(-1.0614)	-0.0000(-0.0194)	-0.0013(-1.3113)	-0.0008(-0.7944)	-0.0007(-0.7983)	-0.0017*(-1.8575)
lnpgdp	0.0533**(2.5262)	0.0706***(3.3440)	0.0521**(2.5072)	0.0540***(2.6357)	0.0482**(2.4719)	0.0521***(2.7645)
trade	0.0172(0.8143)	0.0256(1.1902)	0.0021(0.1028)	-0.0083(-0.4210)	0.0078(0.4086)	0.0366*(1.9206)
nofarm	0.0831***(3.0597)	0.0904***(3.3247)	0.0929***(3.4460)	0.0805***(3.0326)	0.0670***(2.6638)	0.1168***(4.7279)
landcir	0.0508(1.4804)	0.0963***(2.8181)	0.0818**(2.4467)	0.0700**(2.0897)	0.0293(0.9237)	0.1121***(3.7516)
rulfina	0.0097***(4.7696)	0.0094***(4.2923)	0.0113***(5.6482)	0.0109***(5.3663)	0.0031(1.4972)	0.0085***(4.6404)
road	0.0459**(2.5176)	0.0476***(2.6212)	0.0505***(2.7938)	0.0510***(2.8548)	0.0462***(2.7489)	-0.0485***(-2.7141)
_cons	-0.7265***(-3.1745)	-0.6652***(-3.0336)	-0.8572***(-3.8751)	-0.4834**(-2.2825)	-0.6494***(-3.0921)	-0.3730*(-1.9029)
观测值	300	300	300	300	300	300
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F值	48.22	49.97	50.43	47.09	59.93	63.01
R^2	0.8164	0.8206	0.8223	0.8116	0.8427	0.8511

注:①表中 Th1 与 Th2 分别表示相关门槛变量的门槛值;②θ_1、θ_2 和 θ_3 为门槛变量的条件不等式,对于单重门槛而言,θ_1 和 θ_2 的具体形式分别表示为 Adj≤Th1 和 Adj>Th1;对于双重门槛而言,θ_1、θ_2 和 θ_3 的具体形式依次表示为 Adj≤Th1,Th1<Adj≤Th2 和 Adj>Th2;③圆括号内为 t 值,方括号内为门槛检验 P 值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

由表 8 中模型(1)和模型(2)的估计结果可知,在两种方法测算的核心解释变量情形下,随着数字经济的不断发展,数字经济对区域农业现代化的驱动效应呈现显著的非线性特征。当数字经济发展水平高于门槛值时,其对农业现代化的赋能效应大于数字经济发展水平低于门槛值时的赋能效应,即呈现边际递增的非线性效应,从而验证假说 2。模型(3)和模型(4)结果显示,在数字经济指数不同测算方法下,当农村人力资本水平跨过门槛值时,数字经济对区域农业现代化的驱动效应呈现显著增强的趋势,表明人力资本水平的提升确实会强化数字经济对农业现代化的赋能效应,从而验证假说 3。模型(5)和模型(6)的估计结果表明,在数字经济的两种测算方法下,随着农村非农就业占比的上升,数字经济对农业现代化的驱动效应也出现显著增强的特征,由此验证了假说 4。

(二)空间溢出效应分析

采用空间计量模型之前,首先需要对省际数字经济指数和农业现代化指数进行空间自相关检验,以检验研究对象是否存在空间相关性。采用全局 Moran's I 指数检验发现,2011—2020 年 30 个省(区、市)农业现代化指数的 Moran's I 值在地理距离、经济距离和经济地理嵌套距离 3 种空间权重矩阵下均为正且通过了 1% 水平的显著性检验,而 30 个省(区、市)数字经济指数的 Moran's I 值在 3 种空间权重矩阵下均为正且通过了至少 5% 水平的显著性检验,从而表明我国各省的数字经济和农业现代化发展呈现正向空间集聚特征,具有显著的空间自相关性。

其次,参考 Anselin 等[32]和 Elhorst[33]的检验思路,依次进行 LM 检验、LR 检验、Hausman 检验、联合显著性检验等检验,结果表明 SDM 模型不会退化为 SEM 模型和 SAR 模型,固定效应优于随机效应,且双向固定效应又分别优于个体固定效应和时间固定效应,因此,本文采用双向固定效应空间杜宾模型(SDM)进行分析。表 9 报告了基于 3 种空间权重矩阵下的 SDM 模型回归结果,其中模型(1)、模型(3)和模型(5)未考虑控制变量的空间溢出效应,模型(2)、模型(4)和模型(6)则同时纳入了控制变量的空间溢出效应。表 9 的回归结果显示,在 3 种空间权重矩阵下,数字经济对农业现代化的驱动作用的空间效应估计系数为正且通过了显著性检验,表明数字经济对农业现代化的驱动作用存在明显的空间溢出效应,数字经济发展能够打破区域间因地理距离和经济发展差距等造成的隔离与扭曲,促进区域间各种要素资源的流动、整合与共享,加强区域间农业发展和农业现代化进程的联动性。

表 9　数字经济对农业现代化影响效应的空间计量(SDM)回归结果

项目	地理距离		经济距离		经济地理嵌套	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dieco	0.8975***(8.6777)	0.9037***(9.6726)	0.8273***(7.6625)	0.8495***(8.4224)	0.8779***(8.6651)	0.8891***(9.6029)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
rho	-0.3380***(-3.8359)	-0.2511***(-2.7571)	-0.1486***(-2.5807)	-0.0958(-1.5947)	-0.2472***(-2.9913)	-0.1752*(-1.9457)
W×dieco	0.7332***(2.8163)	1.0416***(3.7734)	0.4786***(3.1920)	0.6039***(3.9994)	0.4942**(2.0789)	0.8817***(3.3582)
W×控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
直接效应	0.8769***(7.8962)	0.8738***(8.9365)	0.8126***(7.1428)	0.8362***(8.0106)	0.8698***(8.1830)	0.8721***(9.1023)
间接效应	0.3496*(1.7695)	0.6961***(2.8865)	0.3328**(2.3663)	0.5022***(3.2467)	0.2393(1.3645)	0.6509***(2.8859)
总效应	1.2265***(6.8389)	1.5699***(6.6439)	1.1454***(8.6543)	1.3384***(8.7103)	1.1091***(6.3842)	1.5230***(6.5807)
观测值	300	300	300	300	300	300
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.7175	0.7347	0.7205	0.7374	0.7203	0.7407

进一步分解数字经济驱动农业现代化的影响效应可以发现,在3种空间权重矩阵下,数字经济赋能农业现代化的直接效应、间接效应和总效应绝大多数都通过了显著性检验,间接效应在总效应中的占比介于28.50%至44.34%之间,这表明数字经济驱动农业现代化以直接效应为主,但间接效应也发挥相当重要的作用。上述结果表明,本地区数字经济发展不仅能够赋能本地区农业现代化,对其他地区农业现代化发展也具有较强的驱动作用。因此在全国统一大市场的背景和格局下,推动数字经济与农业深度融合有利于形成各地区农业现代化协调推进的均衡发展格局,由此验证了假说5。

(三)区域异质性分析

将我国30个省(区、市)按照东部地区和中西部地区划分进行异质性回归分析,结果见表10。回归结果显示,在两种测算方法下东部地区数字经济发展能够显著驱动农业现代化发展,但对于中西部地区而言数字经济对农业现代化的驱动作用尚不明显。可能的原因是中西部地区与东部地区相比在数字经济和农业等多方面的发展有较大差距,使得数字经济与农业的融合度较低,数字经济对农业现代化的驱动作用还未显现。

表10 区域异质性估计结果

变量	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 东部	(4) 中西部
dieco	0.7142***(4.6475)	0.1042(0.6143)	0.3299***(4.2936)	0.1133(1.5029)
indust	0.0226***(3.3962)	-0.0019(-1.6409)	0.0252***(3.7705)	-0.0019*(-1.6634)
finagr	0.0019(0.6441)	0.0007(0.6454)	0.0034(1.1421)	0.0006(0.5138)
lnpgdp	0.2760***(5.4863)	-0.0270(-1.1107)	0.2695***(5.2528)	-0.0238(-0.9912)
trade	0.0978**(2.5169)	-0.0274(-0.5027)	0.0841**(2.1377)	-0.0214(-0.3942)
nofarm	0.1981*(1.7348)	0.0261(0.9889)	0.1795(1.5497)	0.0311(1.1735)
landcir	0.2495***(3.5622)	0.0761*(1.8513)	0.2439***(3.4216)	0.0828**(2.0152)
rulfina	0.0218***(9.1885)	-0.0104***(-2.8950)	0.0232***(9.9917)	-0.0100***(-2.8055)
road	0.0863(1.1622)	0.0904***(4.7530)	0.1071(1.3686)	0.0848***(4.4555)
_cons	-3.7011***(-6.2167)	0.3712(1.3447)	-3.3236***(-5.5446)	0.3864(1.5895)
观测值	100	200	100	200
地区	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
R^2	0.9096	0.8135	0.9064	0.8157

注:模型(1)、(3)中的数字经济指数采用主成分分析法测算,模型(2)、(4)中的数字经济指数采用熵值法测算。

(三)数字经济赋能农业子体系现代化分析

为进一步考察和厘清数字经济赋能农业现代化发展的具体路径,本文就数字经济对农业产业体系(cytx)、生产体系(sctx)和经营体系(jytx)3个子体系现代化的影响效应进行回归分析,具体结果见表11。其中,模型(1)、模型(2)和模型(3)中的数字经济指数采用主成分分析方法计算得出,模型(4)、模型(5)和模型(6)中的数字经济指数基于熵值法计算而来;模型(1)、模型(4)中的被解释变量为农业产业体系现代化指数,模型(2)和模型(5)中的被解释变量为农业生产体系现代化指数,模型(3)和模型(6)中的被解释变量为农业经营体系现代化指数。表11的回归结果显示,数字经济发展对农业产业体系、农业生产体系和农业经营体系3个方面的现代化发展均具有显著的正向驱动作用,表明数字经济对农业现代化的驱动作用具有全面性和稳定性,从而验证了假设1后半部分的观点。另外,比较模型(1)、模型(2)、模型(3)或比较模型(4)、模型(5)、模型(6)中数字经济的估计系数可以发现,数字经济对农业各子体系现代化的赋能效应存在较大差异,具体表现为数字经济对农业产业体系现代化驱动效应最大,对农业生产体系现代化的赋能效应最小,对农业经营体系现代化的影响效应介于二者之间。这说明我国数字经济对区域农业现代化的驱动效

应更多地表现为对产业结构优化升级和经营模式创新完善方面，对农业生产技术改进作用的发挥程度尚显不足。随着经济社会发展和人民生活水平的提高，消费者对农产品的需求已经由保数量转向保品质和多样性上来，数字经济发展有效提升了农业供给端与需求端的匹配效率，促进农业生产的多功能拓展和农产品供给的多样化发展；以互联网、大数据和人工智能等技术为代表的数字经济一方面强化了市场主体之间的交流互动，另一方面涌现了各式各样的经营管理平台、组织和模式，丰富了农业经营管理模式，提高了农业经营管理水平。此外，农业生产体系的现代化发展程度直接决定了我国粮食及其他农产品的供给保障能力，也决定了把饭碗掌握在自己手里的牢固程度，因此必须格外重视数字经济发展及数字技术应用对农业生产技术改进和农业生产方式转变的驱动作用，进而需要进一步提升数字经济和数字技术对农业生产环节的融合程度与融合效率。

表 11　数字经济对农业现代化子体系影响效应估计

变量	(1) cytx	(2) sctx	(3) jytx	(4) cytx	(5) sctx	(6) jytx
dieco	1.4753***(6.8029)	0.3802***(2.6396)	0.5177***(3.7975)	0.7639***(7.5140)	0.1588**(2.3047)	0.1785***(2.7093)
indust	0.0025(0.9290)	0.0004(0.2419)	-0.0020(-1.1770)	0.0033(1.2602)	0.0007(0.4193)	-0.0014(-0.8571)
finagr	-0.0029(-1.4310)	-0.0017(-1.2793)	0.0032**(2.4961)	-0.0030(-1.4871)	-0.0017(-1.2665)	0.0033**(2.4964)
lnpgdp	0.1835***(4.2764)	0.0933***(3.2715)	-0.0456*(-1.6916)	0.1790***(4.2391)	0.0927***(3.2394)	-0.0459*(-1.6760)
trade	0.0042(0.0981)	-0.0278(-0.9820)	-0.0196(-0.7323)	-0.0141(-0.3465)	-0.0364(-1.3162)	-0.0352(-1.3320)
nofarm	-0.0824(-1.4705)	0.1587***(4.2647)	0.1925***(5.4680)	-0.0745(-1.3515)	0.1586***(4.2444)	0.1904***(5.3281)
landcir	0.1091(1.5993)	0.0041(0.0901)	0.1860***(4.3375)	0.1382**(2.0548)	0.0097(0.2123)	0.1918***(4.3997)
rulfina	0.0218***(5.3739)	0.0005(0.1829)	0.0124***(4.8625)	0.0237***(6.0273)	0.0012(0.4617)	0.0137***(5.3811)
road	0.1422***(3.8081)	0.0193(0.7784)	-0.0774***(-3.2995)	0.1396***(3.8009)	0.0190(0.7652)	-0.0774***(-3.2528)
_cons	-2.6457***(-5.8200)	-0.8531***(-2.8251)	0.2622(0.9174)	-1.9087***(-4.3785)	-0.6657**(-2.2534)	0.5148**(1.8226)
观测值	300	300	300	300	300	300
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.5489	0.6807	0.7795	0.5638	0.6787	0.7735

六、研究结论与政策建议

本文以数字经济赋能中国农业现代化为切入点，从理论和实证两个方面对数字经济赋能农业现代化的机制与效应进行了分析研究。主要结论如下：(1)数字经济能够显著驱动中国农业现代化发展，数字经济对农业现代化的赋能存在显著的空间溢出效应；(2)数字经济对农业现代化的驱动效应存在非线性特征，当数字经济发展水平、农村人力资本水平和农村非农就业率超过门槛值时，数字经济对农业现代化的驱动效应会进一步加强；(3)数字经济能够显著驱动东部地区农业现代化的发展，对中西部地区农业现代化的赋能作用尚未充分显现；(4)从数字经济对农业 3 个子体系现代化的驱动效应来看，数字经济对生产体系现代化的驱动效应明显小于产业体系现代化和经营体系现代化。

本文的研究结论具有以下政策启示：第一，基于数字经济能够全方位多路径驱动中国区域农业现代化发展的基本事实，应该加大数字基础设施投资建设力度，大力发展数字产业提高数字经济赋能农业现代化的产业支撑，积极推进互联网等数字技术的普及应用，进一步促进数字经济对农业农村各方面、各领域的渗透与融合。第二，实施差异化的数字经济发展战略，努力缩小区域“数字鸿沟”，提升数字经济与农业发展的融合程度与融合效率，特别是提升中西部地区数字经济与农业各领域的融合程度和融合效率。第三，在推进农业现代化过程中努力借助数字经济媒介不断强化区域间交流、互动与合作，推动形成区域间共建共享和协同推进的农业现代化发展格局。第四，农业生产体系的现代化程度直接决定了我国粮食及其他农产品的供给保障能力，也决定了

把饭碗掌握在自己手里的牢固程度，这是关系国计民生和国家战略安全的关键问题，而当前数字经济对农业生产体系现代化赋能作用的发挥还不充分，必须格外重视数字经济发展及数字技术应用对农业生产体系的融合与赋能，着力提升数字经济对农业生产体系的融合程度与融合效率，以加快推进农业生产体系现代化发展。

参考文献：

[1]叶前林，何伦志. 美国推进农业现代化发展的做法及启示[J]. 经济纵横，2014(4)：105－108.

[2]廖媛红，宋默西. 小农户生产与农业现代化发展：日本现代农业政策的演变与启示[J]. 经济社会体制比较，2020(1)：84－92.

[3]安晓宁，辛岭. 中国农业现代化发展的时空特征与区域非均衡性[J]. 资源科学，2020(9)：1801－1815.

[4]常艳花，张红利，师博，等. 中国农业现代化发展水平的动态演进及趋势预测[J]. 经济问题，2022(5)：82－89.

[5]田野，叶依婷，黄进，等. 数字经济驱动乡村产业振兴的内在机理及实证检验——基于城乡融合发展的中介效应[J]. 农业经济问题，2022(10)：84－96.

[6]黄庆华，姜松，曹峥林. 人力资本对农业现代化的影响及动态转换实证[J]. 中国人口·资源与环境，2016(2)：93－101.

[7]冀名峰. 农业生产性服务业：我国农业现代化历史上的第三次动能[J]. 农业经济问题，2018(3)：9－15.

[8]曹子坚，虎琳，董鹏飞. 农地产权制度改革能否促进农业现代化发展效率？——基于农地“三权分置”改革的实证检验[J]. 经济与管理，2022(6)：34－42.

[9]樊轶侠，徐昊，马丽君. 数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制[J]. 中国软科学，2022(6)：181－192.

[10]李晓钟，李俊雨. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 农业技术经济，2022(2)：77－93.

[11]郝爱民，谭家银. 数字乡村建设对我国粮食体系韧性的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2022(3)：10－24.

[12]姜长云. 发展数字经济引领带动农业转型和农村产业融合[J]. 经济纵横，2022(8)：41－49.

[13]陈一明. 数字经济与乡村产业融合发展的机制创新[J]. 农业经济问题，2021(12)：81－91.

[14]鲁钊阳，杜雨潼. 数字经济赋能农业高质量发展的实证研究[J]. 中国流通经济，2022(11)：3－14.

[15]何雷华，王凤，王长明. 数字经济如何驱动中国乡村振兴？[J]. 经济问题探索，2022(4)：1－18.

[16]梁琳. 数字经济促进农业现代化发展路径研究[J]. 经济纵横，2022(9)：113－120.

[17] 郭朝先，苗雨菲. 数字经济促进乡村产业振兴的机理与路径[J]. 北京工业大学学报(社会科学版)，2023(1)：98－108.

[18]荆文君，孙宝文. 数字经济促进经济高质量发展：一个理论分析框架[J]. 经济学家，2019(2)：66－73.

[19]丁志帆. 数字经济驱动经济高质量发展的机制研究：一个理论分析框架[J]. 现代经济探讨，2020(1)：85－92.

[20]李宗显，杨千帆. 数字经济如何影响中国经济高质量发展？[J]. 现代经济探讨，2021(7)：10－19.

[21]温涛，陈一明. 数字经济与农业农村经济融合发展：实践模式、现实障碍与突破路径[J]. 农业经济问题，2020(7)：118－129.

[22]田鸽，张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界，2022 (5)：72－84.

[23]HANSEN B E. Threshold effect in Non-Dynamic Panels：estimation，testing，and inference[J]. Journal of Econometrics，1999(2)：345－368.

[24]张俊婕. 中国农业农村现代化发展水平的时空特征及障碍因子分析[J]. 经济体制改革，2022(2)：87－94.

[25]赵涛，张智，梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验[J]. 管理世界，2020(10)：65－76.

[26]刘军，杨渊鋆，张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究，2020(6)：81－96.

[27]郭峰，王靖一，王芳，等. 测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊)，2020(4)：1401－1418.

[28]韩先锋，惠宁，宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗？[J]. 中国工业经济，2014(12)：70－82.

[29]李雪，吴福象，竺李乐. 数字经济与区域创新绩效[J]. 山西财经大学学报，2021(5)：17－30.

[30]黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8):5 - 23.

[31]叶德珠, 潘爽, 武文杰, 等. 距离、可达性与创新——高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究[J]. 财贸经济, 2020(2):146 - 161.

[32]ANSELIN L, FLORAX R, REY S J. Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications[M]. Berlin: Springer Verlag, 2004.

[33]PAUL J ELHORST. Matlab software for Spatial Panels[J]. International Regional Science Review, 2014(3):389 - 405.

Digital Economy Drives Agricultural Modernization in China: Mechanism and Effects

FU Hua-nan, LI Xiao-chun

(*School of Economics*, *Nanjing University*, *Nanjing* 210093, *China*)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces (or autonomous regions and cities) in China mainland from 2011 to 2020, this paper empirically studies the impact mechanism and effect of digital economy on regional agricultural modernization from multiple dimensions using two-way fixed effect model, panel threshold model and spatial Durbin model on the basis of theoretical analysis. The results show that the digital economy can significantly drive the modernization of regional agriculture in China, and this conclusion is still valid under various robustness test conditions. The panel threshold effect analysis shows that the driving effect has an increasing non-linear characteristic with its own development level, rural human capital level, and the proportion of rural non-agricultural employment as threshold variables. Analysis shows that there is a significant spatial spillover effect, and the digital economy is conducive to the formation of a coordinated development pattern of agricultural modernization among regions. Regional heterogeneity analysis shows that digital economy can drive the development of agricultural modernization in the eastern regions, but its enabling effect in the central and western regions is not obvious. Driving path analysis shows that the driving effect on the three subsystems of agriculture is in a descending order, ranking as follows: the modernization of the agricultural industrial system, the modernization of the agricultural management system, and the modernization of the agricultural production system.

Key Words: agricultural modernization; digital economy; threshold effect; spatial spillover effect; heterogeneity analysis