

DOI: 10.19361/j.er.2025.01.07

数字乡村建设对县域 经济技术进步偏向的影响研究

孙学涛 孙怡龙 黄 义*

摘要: 技术进步偏向不仅是推动经济结构调整的关键路径,而且还是实现共同富裕的重要途径。本文探究了数字乡村建设与技术进步偏向的关系,并基于中国县域数据进行实证检验。研究发现:县域技术进步偏向呈现出资本偏向型,且资本偏向程度不断加深;数字乡村建设会促进县域技术进步偏向于资本;数字乡村建设在对技术进步偏向产生直接影响的同时还会通过资本深化对技术进步偏向产生间接的正向影响;数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响存在非均衡效应。因此,在数字中国建设背景下,应推进县域农业经济与数字经济协同发展,制定差异化数字政策,增加县域资本要素投入,以实现县域经济高质量发展。

关键词: 数字乡村建设;技术进步偏向;资本深化;非均衡效应

中图分类号: F832

一、引言

技术进步偏向是经济社会转型的关键。技术进步不仅能够促进县域经济高质量发展,而且能够改变经济体内要素的配置结构,进而实现要素配置结构优化和要素效率提升。然而技术进步并非中性,具体表现在技术进步对经济体内不同要素效率的影响存在显著差异。由比较优势理论可知,自然资源禀赋和经济社会发展的差异会引致地区间要素效率的差异,在经济体效率最大化背景下技术进步会提升效率较高要素的生产率。有学者从机器人使用(李小瑛、张宇平,2024)和数字经济发展(陈贵富等,2022)等新技术、新业态角度研究了技术进步偏向的影响因素,发现传统要素在对技术进步偏向产生影响的同时,新技术也会对技术进步偏向产生影响。在数字中国建设背景下,新业态、新技术和新模式的出现不仅从供给侧角度优化了地区要素配置结构,而且还直接促进了经济体的技术进步,但不同业态、技术和模式对技术进步和要素配置结构的影响会存在显著的差异(孙学涛等,2022)。因此,需要

* 孙学涛,山东社会科学院、中国海洋大学经济学院,邮政编码:250002,电子信箱:sunxuetao2013@163.com;孙怡龙(通讯作者),山东社会科学院,邮政编码:250002,电子信箱:huaqiaos@foxmail.com;黄义,农业农村部农村经济研究中心,邮政编码:100810,电子信箱:huangyi@agri.gov.cn。

本文获得国家自然科学基金青年项目“高标准农田建设对农业的多途径影响:时空规律、要素替代与效率提升”(72203212)、泰山学者工程专项经费“农业新质生产力对粮食综合生产能力的影

从新业态、新技术和新模式角度进一步分析技术进步偏向的源泉。

在数字中国建设背景下,数字乡村建设改变了县域技术进步偏向。数字乡村建设为县域技术进步创造了条件,但其影响并非中性。由技术进步偏向理论可知,数字乡村建设对县域经济内不同要素的影响会存在显著差异,进而改变了县域要素的配置结构、相对价格和生产效率,从而影响了县域技术进步偏向(Acemoglu,2007)。从数字乡村建设实际来看,数字乡村建设为县域经济注入了数字要素,降低生产成本,提高劳动、资本和土地等传统要素的效率,改变经济发展模式,激活经济发展新动能。虽然从理论和实现情况来看,数字乡村建设会对县域技术进步偏向产生重要的影响,但较少文献探究二者的关系。基于此,有必要探究数字乡村建设对技术进步偏向产生了怎样的影响及其作用机制是怎样的。这有助于明晰数字乡村建设与技术进步偏向的关系,进而探索推动技术进步和数字中国建设的路径。

二、文献综述

伴随着数字中国的建设,数字乡村建设也不断推进。数字乡村建设为新技术发展提供了新方向,然而在数字乡村建设背景下的新技术、新业态和新模式对要素的影响不仅体现在区域差异上(Jiang et al.,2024),而且体现在个体差异上(林铭亮等,2023)。从理论上讲,数字乡村建设对要素效率影响的差异会体现在经济体的技术进步偏向上,即某一地区数字乡村建设更能提高哪种要素效率,则该地区的技术进步会趋向于偏向该种要素(武小龙,2022)。现有文献从规范研究角度探讨了数字乡村建设的理论逻辑(李丽莉等,2023)、时空演变规律及推进路径(朱红根、陈晖,2023);部分文献还研究了数字乡村建设对新型城市化(段坤君等,2022)、农村居民家庭消费(赵佳佳等,2022)、乡村产业振兴(鲁钊阳等,2024)以及区域协调发展(卢盛峰、洪靖婷,2023)的影响。随着数字经济的发展,部分学者从数字角度研究了技术进步偏向的影响因素,陈贵富等(2022)以技术进步偏向为中介变量讨论了数字经济与劳动力不充分就业的问题;张思思等(2022)以数字要素投入为起点,验证了有偏技术进步及其具体偏向型对节能减排效应的影响,然而鲜有文献直接讨论数字乡村建设对技术进步偏向的影响。

在量化出技术进步偏向后,部分学者探讨了技术进步偏向对要素配置结构(Acemoglu,2007)和县域经济高质量发展(王振华、江金启,2024)的影响;另一部分学者则从不同角度研究了技术进步偏向的源泉,发现数字经济发展(陈贵富等,2022)、要素质量(孙学涛、张丽娟,2024)以及环境政策(刘伟江等,2022)是其主要影响因素。在数字中国建设背景下,数字乡村建设会改变要素配置结构和要素相对效率(尹志超等,2024),随着要素配置结构和效率的相对变化,县域技术进步也会随之发生变化,即数字乡村建设也可能对技术进步偏向产生影响,但其具体影响还有待于进一步研究。

由非均衡发展理论可知,数字乡村建设和技术进步偏向在县域间并非同时均匀扩散,而是从数字乡村建设或技术进步水平较高的县域率先开始,一旦某些县域数字乡村建设不断推进、技术进步偏向明确,则这些县域就会不断累积偏向某种要素的技术进步,进而实现超前发展,并表现出空间集聚性。数字乡村建设和技术进步偏向的这种空间集聚会对相邻县域产生不同的影响(朱红根、陈晖,2023)。有学者研究发现,数字乡村建设对县域内不同要素的影响存在显著的差异,这种差异主要表现为数字乡村建设会对县域要素结构产生影响

(王振华、江金启,2024),进而通过要素结构影响技术进步偏向(李磊等,2019)。然而现有文献在分析数字乡村建设或技术进步偏向时,都隐含了“不同县域不同时点的数字乡村建设和技术进步偏向是均质的”前提假设,实际上不同县域存在显著的时空差异。因此,需要从非均衡角度研究数字乡村建设和技术进步偏向之间的关系。

综上,已有文献存在以下三点可拓展之处:第一,现有文献主要从数字经济、数字金融等角度分析了数字乡村建设的经济效应,然而数字乡村建设不仅包含数字经济,而且包含治理数字化和生活数字化等,因此本文尝试从数字乡村建设及其维度分析其经济效应;第二,目前鲜有文献从数字乡村建设角度分析技术进步偏向的影响因素,因此本文主要探究数字乡村建设对技术进步偏向的影响及其作用机制;第三,现有相关研究包含了研究样本的自然环境和社会经济状况是一致的前提假设,然而研究样本之间并非完全相同,基于此,本文尝试在非均衡视角下研究数字乡村建设与县域技术进步偏向的关系。

三、理论分析

(一)数字乡村建设对技术进步偏向的影响

数字乡村建设与传统乡村建设的最大区别在于,数字乡村建设通过为县域乡村建设赋能数字信息技术的方式,使得数字逐渐成为县域经济的关键生产要素(李丽莉等,2023)。从理论上讲,劳动要素与资本要素对数字技术的需求存在较大差异,即数字乡村建设对不同要素效率的影响也不同。因此,数字乡村建设所引致的要素效率变化会对技术进步偏向产生影响(付明辉、祁春节,2016)。数字乡村建设通过提高县域内信息传输效率、降低要素流通时间和成本等方式提升县域资本要素效率;数字乡村建设通过融入劳动生产过程的方式对劳动要素产生了替代效应(Acemoglu,2007)。数字乡村建设一方面使得数字要素逐渐成为县域经济的基础要素,另一方面改善了县域基础设施,提升了劳动要素和资本要素效率。由此可以看出,数字乡村建设对要素效率的影响并非均衡,这种差异最终会体现在数字乡村建设改变了技术进步偏向。然而数字乡村建设还包含基础设施和数字化等维度,基于数字乡村建设对技术进步偏向的影响可知,数字乡村建设各维度也会对技术进步偏向产生影响。综上所述,本文尝试提出第一个假设:

假设1:数字乡村建设及其维度能够直接影响技术进步偏向。

(二)数字乡村建设的非均衡效应

由非均衡理论可知,数字乡村建设对县域经济的影响还会受到自然环境和社会经济发展状况的影响。经济发展水平较高的县域(为了便于分析,后文称之为富裕县域)其基础设施相对完善、资本要素效率较高、劳动要素相对不足(He et al. 2020)。根据要素禀赋理论,与劳动要素相比,数字乡村建设提高富裕县域的资本要素效率将会更有效,即数字乡村建设会促进富裕县域技术进步偏向于资本要素。经济发展水平较低的县域(后文称之为贫困县域)其劳动要素相对丰富、资本要素相对不足、劳动要素效率相对较低。根据比较优势理论可知,与资本要素相比,提高劳动要素的效率更能促进贫困县域经济高质量发展,在此背景下数字乡村建设会推动贫困县域技术进步偏向于劳动。从本质上来讲,数字乡村建设属于资本密集型投入,由于富裕县域的资本要素投入较多,贫困县域的资本要素投入较少,重点在富裕县域内开展数字乡村建设,则其整体效果会更加明显,因此在富裕县域资本密集型产

业(或部门)投入增加的背景下,其技术进步偏向于资本要素将会更有效。基于以上分析,本文提出第二个研究假设:

假设 2:数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响存在显著的非均衡效应,即数字乡村建设会引致富裕县域技术进步偏向于资本,贫困县域技术进步偏向于劳动。

(三)数字乡村建设的中介效应

由于数字乡村建设通过优化要素配置结构的方式影响技术进步偏向,因此数字乡村建设在对技术进步偏向产生直接影响的同时,还会通过影响县域资本深化的方式对技术进步偏向产生中介效应。从理论上讲,数字乡村建设是对县域资本要素投入的另一种形式,随着县域资本要素投入的增加,在其他要素投入不变情况下,资本深化程度会不断提升(孙学涛等,2022)。随着基础设施、经济、治理和生活的数字化转型,县域不仅会直接增加对资本要素的投入,而且会引致相关资本对县域进行投资,从增加资本要素投入角度促进县域资本深化。由比较优势理论可知,随着县域资本深化程度的提高,县域技术进步通过提高资本要素效率更能提升县域经济整体效率,因此县域技术进步会偏向于资本要素。基于此,本部分尝试提出本文的第三个假设:

假设 3:数字乡村建设通过资本深化的方式间接地影响县域技术进步偏向。

四、研究设计

(一)变量选取

1.技术进步偏向测度

技术进步偏向是指技术进步对经济社会内不同要素生产效率的影响差异。根据其定义和前提假设的不同,可将其划分为三种类型,具体如表 1 所示。

表 1 不同类型技术进步偏向的假设与定义

类型	前提假设	资本偏向型	劳动偏向型	中性
希克斯技术进步偏向	资本劳动比不变	资本与劳动边际产出之比上升	资本与劳动边际产出之比下降	资本与劳动边际产出之比不变
哈罗德技术进步偏向	资本产出比不变	资本边际产出上升	资本边际产出下降	资本边际产出不变
索罗技术进步偏向	劳动产出比不变	劳动边际产出下降	劳动边际产出上升	劳动边际产出不变

由表 1 可以看出哈罗德技术进步偏向与索罗技术进步偏向互为镜像。由技术进步偏向定义可知,其测度方法虽有所差异,但原理基本类似,因此本文尝试以哈罗德技术进步偏向为例分析数字乡村建设对技术进步偏向的影响。同时还尝试以希克斯技术进步偏向作为稳健性讨论。根据技术进步偏向假设和定义,其计算公式分别定义为:

$$B_t(Harrod) = \frac{1-\pi}{\pi} \hat{\Gamma}_{LK} \quad (1)$$

$$B_t(Hicks) = \frac{1-\pi}{\pi} (\hat{\Gamma}_{LK} - \hat{\Gamma}_{LL}) \quad (2)$$

(1)、(2)式中: K 为资本, L 为劳动, π 为资本占全体要素投入的份额, $1-\pi$ 为劳动占全体要素投入的份额, $\hat{\Gamma}_K$ 、 $\hat{\Gamma}_L$ 分别表示资本、劳动技术进步的增长率。由(1)、(2)式可知,测度技

术进步偏向需要计算 π 、 $\hat{\Gamma}_K$ 和 $\hat{\Gamma}_L$ 。借鉴 León-Ledesma 等(2009)的方法,本文构建的 CES 生产函数为:

$$Y = \left[\pi Y_K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \pi) Y_L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

(3)式中: Y 为经济体的产出, σ 为资本与劳动的替代弹性,资本产出为 $Y_K = A_K K$,劳动产出为 $Y_L = A_L L$,其中 $A_K(A_L)$ 是数字乡村建设对资本(劳动)要素的影响程度。由此(1)式可以整理为:

$$Y = \left[\pi (A_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \pi) (A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4)$$

对(4)式进行标准化处理,同时将 $\pi/(1-\pi)$ 点的产出设定为 Y_0 、劳动和资本的数量分别设定为 L_0 和 K_0 、劳动和资本的价格分别设定为 ω_0 和 γ_0 ,并且 $\pi/(1-\pi) = \gamma_0 K_0 / \omega_0 L_0$, $\Gamma_{0K} = Y_0 / K_0$, $\Gamma_{0L} = Y_0 / L_0$ 。t 期的要素投入与产出关系为:

$$\Gamma_{tK} = \Gamma_{0K} e^{\gamma K_t} = Y_0 / K_0 e^{\gamma K_t} \quad (5)$$

$$\Gamma_{tL} = \Gamma_{0L} e^{\gamma L_t} = Y_0 / L_0 e^{\gamma L_t} \quad (6)$$

在(4)式两侧加入时间变量,同时将 Γ_K 和 Γ_L 代入(4)式,并整理得到:

$$Y_t = Y_0 \left[\pi \left(\frac{e^{\gamma K_t} K_t}{K_0} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \pi) \left(\frac{e^{\gamma L_t} L_t}{L_0} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

对(7)式在 $K_t = 0$ 处进行二阶泰勒展开,并进一步整理,可得:

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{Y_t / Y_0}{L_t / L_0} \right) &= \pi \log \left(\frac{K_t / K_0}{L_t / L_0} \right) + \underbrace{\frac{(\sigma-1)\pi(1-\pi)}{2\sigma}}_a \left[\log \left(\frac{K_t / K_0}{L_t / L_0} \right) \right]^2 + \\ &\quad \underbrace{[\pi\gamma_K + (1-\pi)\gamma_L]}_b t + \underbrace{\frac{(\sigma-1)\pi(1-\pi)}{2\sigma} (\gamma_K - \gamma_L)^2 t^2}_c \end{aligned} \quad (8)$$

(8)式中: γ_t 、 L_t 和 K_t 分别为 t 期的产出、劳动和资本, γ_L 和 γ_K 分别为 Γ_L 和 Γ_K 的增长率。

为计算出(8)式中的 π 、a、b 和 c,本部分尝试基于 2018—2020 年的县域数据进行测算,其中(8)式中的 Y 采用县域地区生产总值表示, K 和 L 分别采用县域资本存量和县域从业人口数量表示,将县域数据代入(8)式可得:

$$\begin{cases} \pi = 0.47563 \\ a = \frac{(\sigma-1)\pi(1-\pi)}{2\sigma} = 0.01814 \\ b = \pi\gamma_K + (1-\pi)\gamma_L = 0.06875 \\ c = \frac{(\sigma-1)\pi(1-\pi)}{2\sigma} (\gamma_K - \gamma_L)^2 = 0.01436 \end{cases} \quad (9)$$

由(9)式整理可得 $\sigma = 0.87301$ 、 $\gamma_K = 0.53530$ 和 $\gamma_L = 0.35443$ ^①,在此基础上分别计算出 $B_t(Hicks) = 0.1994$, $B_t(Harrod) = 0.5902$,由此可知,县域技术进步总体偏向于资本。

①由于后续计算均需要保留到小数点后四位,为便于后续计算,本部分保留到小数点后五位。

为了便于整理,假设县域要素市场出清,即县域要素收入份额等于要素边际产出,则县域要素市场存在如下关系:

$$S_i = \frac{\gamma_i K_i}{\varpi_i L_i} = \frac{MP_{K_i} K_i}{MP_{L_i} L_i} = \frac{\pi}{1-\pi} \left(\frac{\Gamma_{iK} K_i}{\Gamma_{iL} L_i} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \tag{10}$$

(10)式中: S_i 为 K 与 L 的收入份额比,将(10)式进一步整理,可得:

$$\begin{cases} (\Gamma_{iK} K_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = S_i \frac{1-\pi}{\pi} (\Gamma_{iL} L_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \\ (\Gamma_{iL} L_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = \frac{1}{S_i} \frac{\pi}{1-\pi} (\Gamma_{iK} K_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \end{cases} \tag{11}$$

结合(4)、(11)式,可计算出 $\hat{\Gamma}_K$ 和 $\hat{\Gamma}_L$ 分别为:

$$\begin{cases} \hat{\Gamma}_{iK} = \frac{Y_i}{K_i} \pi^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \left(1 + \frac{1}{S_i} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \\ \hat{\Gamma}_{iL} = \frac{Y_i}{L_i} (1 - \pi)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} (1 + S_i)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \end{cases} \tag{12}$$

由(12)式可计算出 $\hat{\Gamma}_K$ 和 $\hat{\Gamma}_L$, 且 $\sigma = 0.87301$, 因此可计算出(1)、(2)式的结果。县域技术进步偏向指数及其区域差异如表 2 所示。

表 2 县域技术进步偏向及其区域差异

年份	哈罗德技术进步偏向				希克斯技术进步偏向			
	全国县域	东部县域	中部县域	西部县域	全国县域	东部县域	中部县域	西部县域
2018	0.1598	0.5923	0.1521	-0.1371	0.0090	0.2969	0.0339	-0.2174
2019	0.1978	0.6620	0.1588	-0.0917	0.0334	0.3442	0.0297	-0.1817
2020	0.2248	0.6926	0.1714	-0.0532	0.0554	0.3749	0.0404	-0.1550

资料来源:作者根据 2018—2020 年 1869 个县域的技术进步偏向指数测算。

由表 2 县域技术进步偏向的结果可以看出,无论是基于哈罗德技术进步偏向还是基于希克斯技术进步偏向测算的技术进步总体上偏向于资本要素。从总体区域差异来看,东部县域和中部县域技术进步偏向于资本,而西部县域偏向于劳动。从县域技术进步偏向的时间趋势来看,无论是全国县域,还是东中西部县域技术进步偏向指数均不断增加,说明县域技术进步偏向资本的程度不断加深。

2. 数字乡村建设

本文的数字乡村建设是指数字乡村建设指数及其维度。数字乡村建设数据来源于《县域数字乡村指数》。为了多维度研究数字乡村建设对技术进步偏向的影响,本文还从数字乡村建设及其四个维度分析数字乡村建设对技术进步偏向的影响。

3. 中介变量和控制变量

由于技术进步偏向不仅会受到数字乡村建设的影响,而且会受到县域经济其他因素的影响,本文一方面以资本深化(*Capital*)为中介变量分析其作用机制,另一方面在实证研究过程中加入城镇化(*Urbanize*)和财政支出(*Finance*)等 7 个控制变量。

变量统计性描述如表 3 所示。

表 3 变量的统计性描述

变量	含义	平均值	标准误	最小值	最大值
<i>Index</i>	数字乡村建设指数(数字乡村建设指数/100)	0.5292	0.1430	0.0455	0.9467
<i>Index1</i>	数字基础设施指数(数字基础设施指数/100)	0.6334	0.1520	0	0.9941
<i>Index2</i>	经济数字化指数(经济数字化指数/100)	0.4931	0.1583	0.0341	0.9476
<i>Index3</i>	治理数字化指数(治理数字化指数/100)	0.5073	0.2465	0	1.2361
<i>Index4</i>	生活数字化指数(生活数字化指数/100)	0.4734	0.1986	0.0064	1.2485
<i>Capital</i>	县域内固定资产存量与总人口之比(万元/人)取自然对数	4.4922	0.6263	1.5247	7.1460
<i>GNP2017</i>	2017 年县域地区生产总值与总人口之比(万元/人)	4.5156	3.0790	0.5350	46.1891
<i>Phone</i>	电话用户数与总人口之比(户/千人)	0.3854	0.1872	0.0288	10.1649
<i>Finance</i>	财政支出与地区生产总值之比	0.3108	0.1166	0.0248	0.3871
<i>Student</i>	中学在校学生数与总人口之比(人/千人)	0.5003	0.1642	0.0611	1.5179
<i>Urbanize</i>	城镇化率	0.6401	0.1594	0.1732	0.8689
<i>Deposit</i>	年末存款余额与总人口之比(万元/人)	2.7099	0.9770	0.1390	51.6021
<i>Industry</i>	规模以上工业总产值与地区生产总值之比	1.2184	2.5658	0.3356	1.8265
<i>Consume</i>	社会消费品零售总额与总人口之比(万元/人)	1.4320	1.5532	0.0146	40.8732

4.样本说明

本文的县域数据主要来源于《中国县域统计年鉴》中县级行政单元的数据^①,数字乡村建设数据来源于《县域数字乡村指数》。由于《县域数字乡村指数》只公布了 2018—2020 年的相关数据,因此本文的样本时间跨度为 2018—2020 年。对于缺失数据,本文尝试采用相邻县域数字乡村建设指数的均值代替。根据县域名称将县域数据与数字乡村建设数据相匹配,最终得到本文的数据。

(二) 计量模型

在运用空间计量模型进行实证分析之前,本文尝试运用 *Moran's I* 指数分析数字乡村建设与技术进步偏向的空间相关性,*Moran's I* 指数的数学表达式为:

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (M_i - \overline{M}) (M_j - \overline{M})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

(13)

(13)式中: $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (M_i - \overline{M})^2$, $\overline{M} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M_i$, W_{ij} 为县域之间的权重矩阵, M_i 为数字乡村建设(技术进步偏向), n 为样本总量, i 为县域。

为研究数字乡村建设对县域技术进步偏向的空间效应,本文尝试采用一般的空间面板模型(SARAR 模型)讨论二者的关系,其模型设定为:

$$Z = \rho WZ + X\beta + \mu$$

(14)

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon$$

(15)

(14)、(15)式中: ρWZ 为来自空间滞后项的影响, β 为相应的系数, Z 为技术进步偏向, X 为控制变量, $\lambda W\mu$ 为来自相邻误差项的影响, λ 为相应的系数, ε 为具有空间依赖性的扰动项, W 为权重矩阵。

^①由于中国港澳台地区和西藏自治区县域数据不全或没有县域数据,本文样本不包括这些地区数据。

五、实证结果与分析

(一) 空间相关性检验

由于数字乡村建设和技术进步偏向可能会呈现出空间非均质性,在实证分析之前,本部分基于(13)式进行空间相关性检验,结果如表 4 所示。

表 4 空间相关性检验结果

年份	数字乡村建设指数			技术进步偏向指数		
	Moran's I	标准误	Z 值	Moran's I	标准误	Z 值
2018	0.030**	0.012	2.706	0.026***	0.012	2.427
2019	0.031**	0.012	2.781	0.039***	0.012	2.583
2020	0.028*	0.012	2.533	0.034***	0.012	3.025

注:数据由 Stata14.0 计算而得,其中*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著,后文同。

由表 4 可以看出,虽然 2020 年数字乡村建设只在 10%水平上显著,但总体而言 2018—2020 年连续三年的数字乡村建设与技术进步偏向均通过了显著性水平检验,说明数字乡村建设和技术进步偏向并不是均质分布,而是存在着空间集聚(朱红根、陈晖,2023)。同时本文还尝试运用散点图的方式直观地反映数字乡村建设和技术进步偏向的关系,具体如图 1 所示。

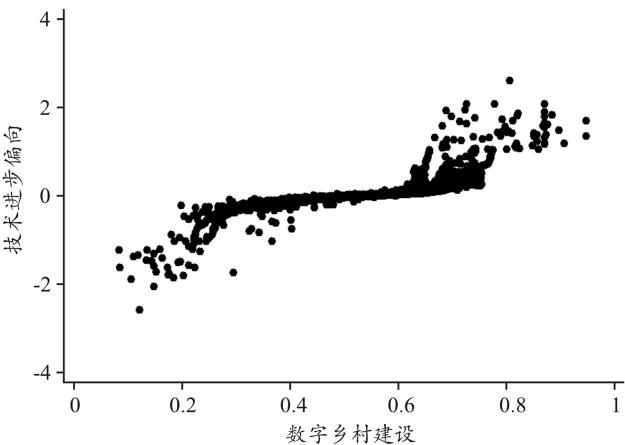


图 1 数字乡村建设与技术进步偏向的关系

由图 1 可以看出,随着数字乡村建设的推进,技术进步会由偏向于劳动要素向偏向于资本要素转变,说明数字乡村建设与技术进步偏向之间存在着相关关系,即整体而言数字乡村建设会促进技术进步偏向于资本要素。可能的解释是数字乡村建设会改变县域经济内要素的相对边际效率,与劳动要素相比,数字乡村建设更容易对资本要素产生影响,即数字乡村建设更容易提升资本要素的边际效率,因此数字乡村建设会促进技术进步偏向于资本要素。

(二) 基准回归分析

本部分尝试运用 BP 检验和 Hausman 检验对模型进行检验,检验结果均拒绝了原假设^①,说明需要考虑个体差异。因此,本部分尝试在考虑个体差异背景下,运用 SARAR 模型,分析数字乡村建设对技术进步偏向的影响,估计结果如表 5 所示。

^①为节省篇幅,回归结果未列示文中,留存备索。

表 5 基准回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Index</i>	0.2137 *** (0.0085)				
<i>Index1</i>		0.2942 *** (0.0301)			
<i>Index2</i>			0.0643 *** (0.0166)		
<i>Index3</i>				0.1637 *** (0.0236)	
<i>Index4</i>					0.3429 *** (0.0381)
<i>Phone</i>	0.0308 (0.0250)	0.0203 (0.0258)	0.0126 (0.0264)	0.0178 (0.0263)	0.0160 (0.0262)
<i>Student</i>	0.0818 (0.1846)	0.1484 (0.1899)	0.1055 (0.1946)	0.0815 (0.1939)	0.0555 (0.1935)
<i>Urbanize</i>	-0.0878 *** (0.0290)	-0.1272 *** (0.0300)	-0.1165 *** (0.0306)	-0.1139 *** (0.0304)	-0.1188 *** (0.0303)
<i>Deposit</i>	0.0081 (0.0098)	0.0516 *** (0.0100)	0.0477 *** (0.0102)	0.0436 *** (0.0102)	0.0378 *** (0.0102)
<i>Finance</i>	1.0225 *** (0.0781)	1.8577 *** (0.0718)	1.8908 *** (0.0739)	1.7966 *** (0.0754)	1.7531 *** (0.0753)
<i>Industry</i>	0.0281 *** (0.0071)	0.0474 *** (0.0073)	0.0507 *** (0.0075)	0.0509 *** (0.0075)	0.0474 *** (0.0074)
<i>Consume</i>	-0.0028 (0.0044)	-0.0012 (0.0045)	-0.0025 (0.0046)	-0.0014 (0.0046)	-0.0022 (0.0046)
ρ	-0.8349 *** (0.0466)	-0.9902 *** (0.0390)	-0.8132 *** (0.0517)	-0.8264 *** (0.0511)	-0.8175 *** (0.0500)
λ	0.8253 *** (0.0235)	1.1251 *** (0.0061)	0.8182 *** (0.0259)	0.8234 *** (0.0252)	0.8230 *** (0.0247)
σ	0.0307 *** (0.0004)	0.0331 *** (0.0004)	0.0342 *** (0.0004)	0.0339 *** (0.0004)	0.0338 *** (0.0004)
伪 R^2	0.7667	0.6941	0.7281	0.7351	0.7415
Log-likelihood	2846.7942	2553.4444	2552.5086	2568.8668	2585.1985
N	5607	5607	5607	5607	5607

表 5 模型 1 的核心解释变量为数字乡村建设指数(*Index*),模型 2—模型 5 的核心解释变量分别为数字基础设施指数(*Index1*)、经济数字化指数(*Index2*)、治理数字化指数(*Index3*)和生活数字化指数(*Index4*)。数字乡村建设对技术进步偏向影响的分析如下:

第一,数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响。由表 5 模型 1 可以看出,数字乡村建设的估计系数显著为正,说明数字乡村建设会促进技术进步偏向水平的提升。可能的解释:一是从供给侧角度来看,数字乡村建设能够为县域经济带来新业态、新思维和新模式,进而为县域经济的技术创新提供新机遇。由于数字乡村建设需要大量资本要素,同时这种资本要素所催生的技术通常会以提高资本要素效率为目的,因此技术进步会偏向于资本要素。二是从需求侧角度来看,数字乡村建设会改变居民日常行为,即居民日常行为会趋向数字化。随着居民日常行为数字化的转型,社会对数字化的需求会增加,由用脚投票理论可知,县域内对数字化产品的供给也会增加。与传统产品不同,产品数字化需要大量的资本要素投入,为提高资本要素效率,县域内技术进步也会趋向于资本要素。

第二,数字基础设施对技术进步偏向的影响。由表 5 模型 2 可以看出,数字基础设施的估计系数显著为正,说明数字基础设施改善有利于提升县域技术进步偏向的水平。可能的解释:一是完善数字基础设施需要大量的资本要素投入,这些资本要素投入会改变县域经济体内部的要素配置结构。在县域资本要素投入增加的背景下引进或研发资本密集型产业的技术,则县域整体效率将会更高,进而引致县域技术进步偏向于资本。二是数字基础设施本身也属于提高资本要素效率的技术进步,县域内这种技术进步还会为县域带来其他以提高资本要素效率为主的技术进步,进而导致县域技术进步偏向于资本要素。

第三,经济数字化对技术进步偏向的影响。由表 5 模型 3 可以看出,经济数字化的估计系数显著为正,说明经济数字化有利于促进技术进步偏向于资本。可能的解释:一是经济数字化包含了数字化生产和数字化供应,数字化生产和供应也需要大量资本要素投入,在县域内资本要素不足的背景下(孙学涛等,2022),与提高劳动要素效率相比,技术进步提高资本要素效率更能够推动生产和供应的数字化。二是经济数字化还包含了金融数字化,在理性人假设条件下,金融数字化提供者更偏向于为资本效率较高的技术进步进行投资,从而促进这类技术进步,最终引致县域经济整体的技术进步偏向于资本。

第四,治理数字化对技术进步偏向的影响。由表 5 模型 4 的估计结果可知,治理数字化的估计系数显著为正,说明治理数字化有利于促进技术进步偏向于资本。可能的解释:一是治理数字化水平提升为县域内经济主体推动数字化转型提供了契机,随着县域治理数字化和经营主体数字化的转型,县域内需要大量的数字化技术,在其他要素投入不变的情况下,县域内数字化技术投入的增加,会引致县域技术进步偏向于资本要素。二是治理数字化水平的提升也助推了县域数字化技术的发展,县域数字化技术的发展在增加了资本要素投入的同时会减少劳动要素的投入。在县域内要素投入结构变化背景下,县域技术进步提高资本要素效率更能提高县域经济的整体效率,进而引致县域技术进步偏向于资本。

第五,生活数字化对技术进步偏向的影响。由表 5 模型 5 可以看出,生活数字化的估计系数显著为正,说明生活数字化有利于促进技术进步偏向于资本。可能的解释是生活数字化提升伴随着数字技术与居民生活融合程度的提升,这种融合程度的提升会增加县域居民对数字技术的需求。由凯恩斯定律可知,需求在创造供给的同时也会促进县域技术进步,需求所创造的数字化技术会减少劳动要素需求、增加资本要素需求,在资本要素投入增加的背景下,县域技术进步也会偏向于资本要素。

综上所述,经济数字化和治理数字化从供给侧角度推进了技术进步偏向于资本,而生活数字化则会从需求侧角度推进了技术进步偏向于资本。

(三) 非均衡效应分析

受制于县域资源禀赋和发展水平的差异,数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响也会存在差异。基于此,本文尝试将研究假设进一步放宽至非均衡视角,研究数字乡村建设与技术进步偏向的关系。本部分借鉴 He 等(2020)的研究方法,尝试将数字乡村建设指数与 2017 年县域人均 GNP 的乘积引入空间计量模型,分析数字乡村建设的非均衡效应,结果如表 6 所示。

表 6 数字乡村建设的非均衡效应回归结果

变量	不同初始经济发展水平					贫富差异		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	贫困县域	中等县域	富裕县域
<i>Index</i>	0.6453 *** (0.0320)					-0.1253 *** (0.0101)	0.0583 (0.1937)	0.3009 *** (0.0210)
<i>Index</i> 1		0.2622 *** (0.0053)						
<i>Index</i> 2			0.7104 *** (0.0169)					
<i>Index</i> 3				0.7061 *** (0.0511)				
<i>Index</i> 4					0.1307 *** (0.0025)			
<i>Index</i> × <i>GNP</i> 2017	-0.2071 *** (0.0118)					0.1870 *** (0.0099)	-0.0227 (0.1813)	-0.1101 *** (0.0091)
<i>Index</i> 1× <i>GNP</i> 2017		-0.1817 *** (0.0210)						
<i>Index</i> 2× <i>GNP</i> 2017			-0.2901 *** (0.0312)					
<i>Index</i> 3× <i>GNP</i> 2017				-0.0391 *** (0.0124)				
<i>Index</i> 4× <i>GNP</i> 2017					-0.0428 *** (0.0109)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
伪 <i>R</i> ²	0.7031	0.8107	0.7517	0.6782	0.6802	0.6518	0.7420	0.7267
Log-likelihood	3004.8012	2987.7403	2890.1756	2734.2771	2820.8506	142.3216	1325.1165	1062.4254
N	5607	5607	5607	5607	5607	1869	1869	1869

表 6 模型 1—模型 5 的核心解释变量分别为数字乡村建设指数(*Index*)、数字基础设施(*Index*1)、经济数字化(*Index*2)、治理数字化(*Index*3)和生活数字化(*Index*4),非均衡效应具体分析如下所示:

第一,数字乡村建设对不同初始经济发展水平县域技术进步偏向的影响存在差异。由表 6 可知,数字乡村建设及其维度对技术进步偏向的影响均显著为正,验证了数字乡村建设对技术进步偏向影响的稳健性。同时数字乡村建设及其维度与县域初始经济发展水平交互项(下文简称交互项)的估计系数显著为负,说明数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响还会受到县域经济发展水平的制约,且这种制约存在显著差异。

第二,数字乡村建设对不同富裕程度县域技术进步偏向的影响存在差异。为了进一步探究数字乡村建设对技术进步偏向影响的异质性,本文尝试将县域划分为贫困县域、中等县域和富裕县域^①进一步讨论其非均衡效应,估计结果具体如表 6 贫富差异部分所示。由表 6 贫富差异部分可知,数字乡村建设对贫困(富裕)县域技术进步偏向的影响显著为负(正),对中等县域的影响不显著,说明数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响存在显著异质性,数字乡村建设会推动贫困(富裕)县域的技术进步偏向于劳动(资本)。

①本部分尝试将中国 1869 个县域按照 2017 年的县域人均生产总值进行排序,县域人均生产总值在前 623 位(含)的县域认定为富裕县域,后 623 位(含)的县域认定为贫困县域,其余县域认定为中等县域。

六、进一步讨论

(一) 内生性讨论

前文实证分析过程中发现数字乡村建设与技术进步偏向之间可能存在着内生性。本部分尝试以“2017 年的互联网普及率与 1984 年每百万人邮局数的交乘项”和“县域内村委会数量与县域面积之比”分别作为数字乡村建设的工具变量,采用 CMP 模型解决数字乡村建设与县域技术进步偏向之间的内生性。内生性讨论发现:在纠正了可能存在的内生性后,数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响稳健^①。

(二) 作用机制分析

由前文分析可知,数字乡村建设不仅会对技术进步偏向产生直接影响,而且可能产生间接促进作用。借鉴唐建军等(2022)的方法,本部分从资本深化角度探究其作用机制,估计结果如表 7 所示。

表 7 机制检验结果

变量	县域资本深化	技术进步偏向	
	模型 1	模型 2	模型 3
<i>Index</i>	0.1303 *** (0.0146)		0.2075 *** (0.0085)
<i>Capital</i>		0.0055 *** (0.0007)	0.0034 *** (0.0006)
控制变量	控制	控制	控制
伪 R^2	0.0008	0.6225	0.6676
Log-likelihood	-14099.9900	2579.7919	2861.6883
N	5607	5607	5607

由表 7 可知,数字乡村建设(*Index*)对县域资本深化的影响显著为正,数字乡村建设和资本深化对技术进步偏向的影响均显著为正,说明数字乡村建设还会通过县域资本深化对技术进步偏向产生影响。因此,在分析数字乡村建设对技术进步偏向的影响时,还要考虑县域资本深化的间接效用。

(三) 稳健性检验

为了验证结论的稳健性,本部分尝试采用改变技术进步偏向的测算方式、变更空间计量模型权重矩阵、更换空间计量模型和对县域样本重新分类等方法讨论数字乡村建设对技术进步偏向影响的稳健性。结果发现:数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响稳健^②。

(四) 拓展研究

考虑到数字乡村建设属于数字经济的一部分,本部分尝试从数字经济角度研究县域技术进步偏向的影响因素。借鉴韩晶和姜如玥(2024)等学者衡量数字经济的方法,并考虑县域数据可得性,本部分尝试运用地级市的数字经济(*Digital*)作为代理指标,研究数字经济对县域技术进步偏向的影响,估计结果如表 8 所示。由表 8 可以看出,数字经济对县域技术进步偏向的影响显著为正,说明数字经济发展也会推动县域技术进步偏向于资本。可能的解

①为节省篇幅,内生性回归结果未列示文中,留存备索。

②为节省篇幅,稳健性回归结果未列示文中,留存备索。

释:一是数字经济发展会为县域经济带来新模式、新产业和新业态,与传统产业相比,这些经济新模式对资本要素的需求量较大,即数字经济新模式会增加县域资本要素投入量(郑浩天、靳卫东,2024),在其他要素投入不变情况下,技术进步提高资本要素效率将会更有效;二是从数字经济发展本质来看,数字经济本身属于资本投入密集型产业,为发展数字经济,县域会重点发展资本偏向型技术,在其他要素投入不变的情况下,会引致县域技术进步偏向于资本要素。

(五) 地域异质性分析

县域经济在一定程度上还会受自然环境的影响,因此本部分借鉴 Sun 等(2023)的研究方法,基于秦岭-淮河一线南北自然环境差异的事实,将县域样本划分为南方地区和北方地区,以探究数字乡村建设对不同地区县域技术进步偏向的影响差异,估计结果见表 8 地域异质性分析部分。由表 8 可以看出,数字乡村建设对南方地区和北方地区县域技术进步偏向的影响均显著为正。通过对比数字乡村建设对南方地区和北方地区技术进步偏向的影响差异可以看出,数字乡村建设对南方地区县域技术进步偏向的影响较小,对北方地区的影响较大。可能的解释是南方地区县域数字经济发展程度相对完善且县域经济发展水平相对较高,这就导致数字乡村建设在南方地区的边际效应会相对较低,进而对南方地区技术进步偏向的影响相对较小;而北方地区县域数字经济发展水平相对较低,数字乡村建设相对滞后,进而北方地区数字乡村建设的边际效应相对明显,从而对北方地区技术进步偏向的影响也相对较大。

表 8 进一步分析回归结果

变量	县域技术进步偏向	地域异质性	
		南方地区	北方地区
Digital	0.0591 *** (0.0032)		
Index		0.2034 *** (0.0071)	0.2208 *** (0.0089)
控制变量	控制	控制	控制
伪 R ²	0.9125	0.7002	0.8154
N	5607	2955	2652

七、结论

在不可逆数字化发展过程中,适应并引领数字化转型是县域经济高质量发展的必经之路,数字乡村建设对县域要素产生了非对称的影响,这种影响需要从理论和实证角度进一步探讨。在数字中国建设背景下,本文分析了数字乡村建设对技术进步偏向的影响。研究发现:数字乡村建设对技术进步偏向的影响一方面取决于要素效率,另一方面取决于数字乡村建设水平;县域技术进步呈现出资本偏向型,且资本偏向程度不断加深;数字乡村建设会促进县域技术进步偏向资本;数字乡村建设对技术进步偏向的影响表现为非均衡效应,即数字乡村建设会推动贫困(富裕)县域技术进步偏向于劳动(资本);数字乡村建设还会通过促进县域资本深化的方式间接促进技术进步偏向于资本。根据研究结论,本文提出以下三点政策建议。

第一,推进数字乡村建设,促进县域经济高质量发展。在数字中国建设背景下,县域应

该充分利用数字化转型契机,通过数字技术的赋能促进县域技术进步。县域经济与城市经济最大的区别在于县域是以农业经济为主的载体,为了避免与城市经济竞争,县域经济应该充分利用数字乡村建设契机,加快推动农业数字化建设、促进农业全过程数字化应用(林铭亮等,2023),实现县域农业经济与数字经济协同发展。在数字乡村建设背景下,县域还应该将数字化转型与实体经济发展相融合,进而更好地为实体经济服务,以避免数字化转型对实体经济产生不利影响。

第二,制定差异化数字政策,因地制宜推进数字乡村建设。数字乡村建设对县域技术进步偏向的影响存在显著的地域差异。因此在数字中国建设背景下,县域政府应根据经济发展状况制定符合实际的数字化政策(李丽莉等,2023)。由于数字乡村建设对贫困县域和富裕县域的影响存在显著的差异。富裕县域应制定数字化的先行先试政策,进而为中等县域和贫困县域数字化政策和技术进步政策的制定提供试点经验;贫困县域应立足自身发展实际,根据县域要素配置结构和技术进步特征,制定与富裕县域差异化的数字政策,以避免贫困县域与富裕县域的无序竞争。

第三,完善数字乡村建设,促进县域资本深化。数字乡村建设不仅会对技术进步偏向产生正向影响,而且会对县域资本深化产生促进作用。因此,县域政府应充分利用数字中国建设契机,从供给侧角度增加县域资本要素投入,弥补县域资本要素不足,从而促进县域经济高质量发展。由于县域经济内农业部门占比相对较大,县域政府还应通过数字化转型对传统农业进行改造,实现农业生产、销售、品牌和产业链的数字化升级,从而促进农业企业及农户同步增产、增收,最终扎实推动共同富裕。

参考文献:

- 1.陈贵富、韩静、韩恺明,2022:《城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业》,《中国工业经济》第 8 期。
- 2.段坤君、李燕凌、张斌、熊春林,2022:《数字乡村建设与新型城市化道路》,《公共管理学报》第 4 期。
- 3.付明辉、祁春节,2016:《要素禀赋、技术进步偏向与农业全要素生产率增长——基于 28 个国家的比较分析》,《中国农村经济》第 12 期。
- 4.韩晶、姜如玥,2024:《数字经济赋能低碳发展:理论逻辑与实践路径》,《统计研究》第 4 期。
- 5.李磊、徐长生、刘常青,2019:《要素结构与技术进步方向——来自中国城市“撤县设区”的证据》,《经济理论与经济管理》第 4 期。
- 6.李丽莉、曾亿武、郭红东,2023:《数字乡村建设:底层逻辑、实践误区与优化路径》,《中国农村经济》第 1 期。
- 7.李小瑛、张宇平,2024:《机器人如何塑造企业技能结构?——兼析机器人技术进步的偏向》,《经济评论》第 4 期。
- 8.林铭亮、王敏、刘飞、陈怡思、郭大豪,2023:《数字乡村建设下农旅资源整合及其空间效应——以广州市从化区为例》,《自然资源学报》第 2 期。
- 9.刘伟江、杜明泽、白玥,2022:《环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于技术进步偏向视角的研究》,《中国人口·资源与环境》第 3 期。
- 10.卢盛峰、洪靖婷,2023:《乡村电子商务建设与区域协调发展——来自中国电子商务进农村试点的证据》,《经济评论》第 5 期。
- 11.鲁钊阳、杜雨潼、邓琳钰,2024:《数字经济促进乡村产业振兴的影响机理及实证研究》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
- 12.孙学涛、于婷、于法稳,2022:《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国 1869 个县域的证据》,《中国农村经济》第 2 期。
- 13.孙学涛、张丽娟,2024:《高标准农田建设对农业技术进步偏向的影响》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 14.唐建军、龚教伟、宋清华,2022:《数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视

角》,《中国农村经济》第7期。

15.王振华、江金启,2024:《数字乡村建设赋能县域经济高质量发展研究——基于技术进步偏向视角》,《经济经纬》第4期。

16.武小龙,2022:《乡村建设的政策嵌入、空间重构与技术赋能》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第1期。

17.尹志超、吴子硕、王瑞、郭军,2024:《数字乡村建设促进非农就业了吗——基于全国农村固定观察点追踪数据的实证分析》,《经济学家》第6期。

18.张思思、崔琪、马晓钰,2022:《数字要素赋能下有偏技术进步的节能减排效应》,《中国人口·资源与环境》第7期。

19.赵佳佳、孙晓琳、苏岚岚,2022:《数字乡村发展对农村居民家庭消费的影响——基于县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查的匹配数据》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期。

20.郑浩天、靳卫东,2024:《数字经济发展与劳动收入份额变动——兼论数字技术进步的“生产率悖论”》,《经济评论》第1期。

21.朱红根、陈晖,2023:《中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径》,《农业经济问题》第2期。

22.Acemoglu, D. 2007. “Equilibrium Bias of Technology.” *Econometrica* 75(5):1371-1409.

23.He, G. J., Y. Xie, and B.Zhang. 2020. “Expressways, GDP, and the Environment: The Case of China.” *Journal of Development Economics* 145, 102485.

24.Jiang, Y., G. Han, and D. Yu. 2024. “Digital Finance and Agricultural Green Total Factor Productivity: The Mediating Role of Digital Village Development.” *Finance Research Letters* 67,105948.

25.León-Ledesma, M. A., P. Mcadam, and A. Willman. 2009. “Identifying the Elasticity of Substitution with Biased Technical Change.” *American Economic Review* 100(4):1330-1357.

26.Sun, X., Y. Zhao, and Z. Wang. 2023. “Promotion Path of Agricultural Eco-Efficiency under the Background of Low Carbon Pilot Policy.” *Polish Journal of Environmental Studies* 32(1):755-771.

Impact of Digital Rural Construction on Technological
Progress Bias of County Economy

Sun Xuetao^{1,2}, Sun Yilong¹ and Huang Yi³

(1: Shandong Academy of Social Sciences; 2: School of Economics, Ocean University of China; 3: Rural Economic Research Center, Ministry of Agriculture and Rural Affairs)

Abstract: Technological progress bias is not only a key path to promote economic structural adjustment but also an important way to promote common prosperity. In the context of digital China construction, there is little literature to analyze the relationship between digital rural construction and technological progress bias. This paper analyzes the influence of digital rural construction on the bias of technological progress by using a mathematical model and analyzes the influence of digital rural construction on the bias of technological progress by using the county data of China. The findings are as follows: Technological progress at the county level is capital-biased, and the degree of capital bias is deepening; Improvement of digital rural construction will promote the technological progress of county-biased capital; Digital rural construction has a direct effect on the technological progress bias, but also has an indirect effect on the technological progress bias through county capital deepening. Finally, under the background of digital China construction, three policy suggestions are put forward from the perspective of optimizing digital rural construction and promoting county technological progress.

Keywords: Digital Rural Construction, Technological Progress Bias, Capital Deepening, Disequilibrium Effect

JEL Classification: Q18, Q55, C68

(责任编辑:陈永清)