

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2026.01.004

欢迎按以下格式引用:周慧,刘杨.数字经济缓解城乡要素错配的机制、空间溢出及门槛效应[J].重庆大学学报(社会科学版),

2026(1):95-114. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2026.01.004.



Citation Format:Zhou Hui, Liu Yang. The mechanism, spatial spillover and threshold effect of digital economy to alleviate urban-rural factor mismatch[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2026(1):95-114. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2026.01.004.

# 数字经济缓解城乡要素错配的机制、空间溢出及门槛效应

周慧<sup>1</sup>,刘杨<sup>2</sup>

(1. 安徽财经大学 经济学院,安徽 蚌埠 233030;2. 首都经济贸易大学 国际经济管理学院,北京 100026)

**摘要:**数字经济与经济社会各领域融合的广度与深度不断拓展,要素错配对经济长期健康稳定发展形成较大制约。文章基于2011—2022年全国287个地级市面板数据,对数字经济与城乡要素错配水平进行测算,深入探究数字经济对城乡要素错配的影响,得到如下结论:数字经济改善农业、非农业部门的要素错配且具有显著的空间溢出效应,数字经济改善农业部门对本地区的要素错配,但加剧了周边地区的错配状况,随着数字经济发展,非农业部门缓解了本地及周边区域的要素错配;数字经济通过优化就业结构、外资引导生产要素流向的间接作用改善城乡要素错配,城镇化、政府干预和金融发展水平改善两部门要素错配;数字经济改善城乡要素错配存在区域异质性,农业部门错配改善效果东部最优,东北、西部次之,非农业部门错配改善效果东北最优;数字经济对农业部门错配存在双重门槛,对非农业部门错配存在单一门槛效应,并且存在区域异质性。文章弥补了现有研究集中关注区域间要素配置错位不足的问题,在分析城乡要素优化配置的动因和进入模式的基础上,考察和描述了现阶段存在的城乡要素配置错位的形式,定量识别和检验了城乡要素错配的存在性及其对农业农村发展和农民福利的深层次影响,并分析了其产生的深层制度和体制机制根源,以及数字经济背景下城乡要素错配的改善机制。基于城乡共生发展的框架,从外部要素引入与内部要素激活两个层面,探讨了数字经济缓解城乡要素错配的路径,文章为优化城乡要素配置提供了经验证据。

**关键词:**数字经济;城乡要素错配;就业结构;空间溢出;门槛效应

**中图分类号:**F49;F323;F299.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2026)01-0095-20

**基金项目:**国家社会科学基金项目“县域城镇化与乡村全面振兴协同发展机制及路径研究”(24BJL056);安徽省社会科学规划项目“数字经济对城乡要素配置的作用机制与路径研究”(AHSKY2022D093);安徽省高校杰出青年科研项目(社科)“统筹推进县域城乡融合发展的机制与路径研究”(2023AH020012)

**作者简介:**周慧,安徽财经大学经济学院副教授,硕士研究生导师,Email:zhouhui8283@163.com;刘杨,首都经济贸易大学国际经济管理学院。

## 一、引言与文献综述

党的二十届四中全会提出,坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重,促进城乡融合发展,并就加快完善要素市场化配置体制机制作了战略部署。2025年中央经济工作会议着眼经济社会发展全局,强调要坚持协调发展,促进城乡融合和区域联动。城乡差距是我国转型发展的最大难题,而城乡差距的根源则是要素配置错位与失衡。2020年,党中央、国务院印发《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,对健全要素市场发展作出重要战略部署。要素双向自由互动、平等交换和均衡配置是缩小城乡差距的根本手段<sup>[1-2]</sup>。当前,要素回流成为市场诱导与政府引导共同作用下的理性选择,然而,在资本、人才、技术等要素集聚效应的逻辑下,同时受到传统乡村发展模式惯性和城乡制度安排桎梏,以及回流要素的市场优势在农村内部造成配置偏误风险的共同影响,我国城乡要素配置格局重塑面临较大挑战。农村劳动力转移至城镇非农部门,农业现代化滞后于非农部门,城乡统一、竞争有序的生产要素市场体系不完善,致使劳动力和资本等要素在城乡间难以充分自由流动和平等交换,偏离最优配置状态造成要素错配<sup>[3]</sup>,而经济增长导向下的竞升激励,造成要素错配阻碍城乡经济协调发展,要素错配已成为城乡融合的主要制约和农业农村发展滞后的关键<sup>[4]</sup>。我国传统的城乡劳动力配置聚焦“乡—城”单向流动,造成人力资本流失、农村空心化、生产效率损失、城乡收入差距扩大等发展困境<sup>[5]</sup>。习近平总书记强调,要以数字经济为抓手,实现供需有效对接。数字经济有助于各类要素资源的便捷流动,提高市场信息收集及数据分析能力,加速市场融合,跨越空间限制,延伸产业链条,促进不同层级人力资本的市场配置。张鹏认为数字经济的本质是以资源配置优化为导向的生产组织方式的不断演化过程<sup>[6]</sup>。数字经济以先进信息技术为基础,推动要素整合与信息匹配,从理论上讲,数字经济实现要素优化配置的作用明显的。转型期,中国城乡社会融合发展,需要通过要素配置格局重塑予以矫正。深入分析数字经济背景下城乡要素配置问题,是对加强要素市场化配置体制机制建设作出的重要理论回应,也为落实乡村振兴和城乡融合发展战略,推进数字经济与实体经济融合提供实践支撑。

数字经济相关文献集中于基本概念、水平测算、影响因素等方面,目前较常使用的概念为2016年杭州峰会对数字经济的表述:以使用的数字化知识、信息作为数据要素,以信息网络为载体,提升效率、优化产业的通信技术推动的经济活动。刘军等从互联网、信息化及数字经济发展维度构建指标体系<sup>[7]</sup>;赵涛等基于互联网普及率,相关从业、产出,移动电话普及率及数字金融发展五个指标测度了222个城市的数字综合发展指数<sup>[8]</sup>。目前国家统计局颁布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》将数字经济分为数字产业化和产业数字化。林毅夫认为数字经济以人力资本投入为主,具有研发周期短、技术迭代快等特点<sup>[9]</sup>。Bataev指出数字经济是以数字技术为支撑的生产、交换、消费等经济活动的总称,本质与核心是数字化创新<sup>[10]</sup>。由于内涵界定上的差异,数字经济的测度方法亦不同。柏培文和张云采用互联网、数字交易、信息化发展指标测度数字经济发展水平<sup>[11]</sup>。黄群慧等采用互联网就业与产出、互联网普及率等指标进行测度<sup>[12]</sup>。此外学者们还从数字基础设施、数字产业化、产业数字化等维度来进行衡量。数字经济的影响因素主要包括电子商务产业集聚<sup>[13]</sup>、产业结构的中高端升级<sup>[14]</sup>、人力资本投资<sup>[15]</sup>、区域经济增长<sup>[16]</sup>、区域创新绩效<sup>[17]</sup>等方面。数字经济则通过激发大众创业路径释放经济高质量发展红利,提高能源部门效率,抑制环境污染,降低二氧化硫排放<sup>[18]</sup>。与此同时要警惕数字经济发展过程中设备耗能、信息和通信材料生产产生的污染环境<sup>[19]</sup>。

关于城乡要素错配的研究总体分为三个方面:一是要素错配对经济增长的影响研究。首先,关于要素错配水平的测度方法,聂辉华和贾瑞雪使用了全要素生产率,通过其与要素错配程度变化趋势的比对来透视要素错配与经济增长的关系<sup>[20]</sup>。曹玉书和楼东玮引入错配系数,并对错配条件下

的经济增长进行分解与测算<sup>[21]</sup>。关于城乡要素错配测度,王颂吉和白永秀测度了各省份城乡要素错配系数<sup>[22]</sup>;柏培文和杨志才提出以有效与实际生产率的比值来衡量农业、非农业部门错配<sup>[23]</sup>。二是考察错配与政策、制度等因素相结合。周黎安等研究了重大会议的召开当年及后两年对要素错配的影响<sup>[24]</sup>。宋马林和金培振得出地方保护会限制要素流动,加剧错配程度及周边地区的环境福利损失<sup>[25]</sup>。江艇等立足于城市行政级别新视角解释资源配置效率,并得出行政级别越高的城市,国有企业错配程度高于民营企业<sup>[26]</sup>。三是检验要素错配是否得以改善。如季书涵等测度了资本与劳动力的错配系数,并指出大部分行业资本配置不足、劳动力配置过剩<sup>[27]</sup>。周海波等认为交通基础设施建设有助于改善东、中、西部要素错配<sup>[28]</sup>。

关于数字经济与要素错配的相关文献,周慧等以城乡资源错配为机制变量探究数字经济如何缩小城乡多维差距<sup>[29]</sup>;马文婷等认为数字金融通过改善资源错配降低企业杠杆率<sup>[30]</sup>;要素错配水平测度以资本错配、劳动力错配系数表示,如互联网产业集聚能有效缓解劳动力错配和资本错配,促进二三产业协调集聚,改善本地和周边地区劳动力错配<sup>[31]</sup>;田杰等以全国285个地级市为样本测度资本与劳动力错配指数并得出资源错配具有路径依赖性,数字金融改善我国资本错配和劳动力错配<sup>[32]</sup>。此外,还有文献研究数字经济直接对要素错配的影响,如王宏鸣等测算了省级创新要素错配指数并考察数字化对创新要素错配的影响<sup>[33]</sup>。张永恒和王家庭测度了省级劳动、资本错配指数,研究数字经济发展是否降低要素错配水平,得出数字经济显著改善资本错配的结论<sup>[34]</sup>。

梳理相关文献发现,数字经济重塑城乡要素配置格局的机制与路径研究较为不足,具体包括:第一,对城乡要素配置错位的分散性考察和探讨相对充分,但将不同形式的要素配置错位纳入一个统一分析框架的研究尚不足。第二,城乡要素配置研究涉及经济、政治、文化、社会、生态等多个维度,其内在逻辑尚没有形成核心问题指引下的完整分析体系。第三,传统研究关注城市偏向下的区域间要素配置错位,然而伴随乡村全面振兴战略的实施,研究视角应从区域间转向城乡间。基于此,本文尝试从以下方面进行补充和完善:一是城乡要素错配的形式及其识别验证。弥补现有研究集中关注区域间要素配置错位不足的问题,在分析城乡要素优化配置的动因和进入模式的基础上,考察和描述现阶段存在哪些形式的城乡要素配置错位,定量识别和检验城乡要素错配的存在性及其对农业农村发展和农民福利的深层次影响,追寻其产生的深层制度和体制机制根源。二是数字经济背景下城乡要素错配的改善机制。本文在城乡共生发展的框架下,从外部要素引入与内部要素激活两个层面,探讨数字经济缓解城乡要素错配的路径。

## 二、研究假设

### (一)数字经济有助于缓解城乡要素错配

数字经济具有高渗透、可持续性特征,能够改善资本错配,对推动劳动力市场化具有深远影响<sup>[35]</sup>,数字经济推动农业部门生产效率提升,为农村可持续发展注入新的动力。首先,精准农业技术的应用,尤其是大数据、物联网和遥感技术的集成应用,提供了数据驱动的决策支持系统。数字技术的实时监控和智能算法,不仅优化了农作物的管理和耕作,降低资源浪费,还能显著提升作物的产出效率<sup>[36]</sup>。其次,智能化农业设备的广泛应用,如自动驾驶机器人和智能灌溉系统,增强了农业操作的精确性,减少对人力的依赖,同时提高资本的使用效率<sup>[37]</sup>。再次,电子商务平台的兴起使农户直接与消费者建立联系,优化农产品的销售链路。通过订单农业模式,生产市场导向,提高了资源配置的精确性。最后,数字普惠金融为农户提供了更易获取的金融服务,支持其采购先进技术和设备,扩大生产规模,从而改善农业部门资本和劳动力配置<sup>[38]</sup>。

数字经济通过技术推动产业转型、劳动力技能提升、金融科技发展和新业态涌现,显著优化非

农业部门资源配置和要素流动,从而调整城乡经济结构,增强增长动力。首先,通过人工智能、云计算和机器学习等技术的广泛应用,非农业部门实现了向技术密集型的产业结构转型,不仅提升了生产效率和产品质量,降低运营成本,增强全球市场竞争力<sup>[39]</sup>。其次,数字经济引入新就业形式和灵活工作安排,配合在线教育和虚拟培训普及,极大地促进了劳动力技能升级和职业适应性,从而提高劳动市场的动态平衡能力。再次,金融科技的快速发展有助于改善资本流动性和可获得性,特别是为中小企业提供了更广泛的融资渠道,优化了资本配置<sup>[40]</sup>。最后,数字技术的跨界应用有助于形成新的业态,如数字媒体和在线教育等,这些新业态通常具有更高的效率和产出,推动资源向更高产出部门的流动。基于此,本文提出研究假设1。

假设1:数字经济能够直接对农业、非农业部门的要素错配产生影响,且具有空间溢出效应,在改善效果上存在区域异质性特征。

## (二)数字经济缓解城乡要素错配的机制

当前数字经济已成为促进就业的重要手段及劳动力要素市场化、高效率配置的新动能<sup>[41]</sup>。数字经济深化会带来经济社会生产效率的提升,产品成本降低,需求扩大,同时收入效应带来的用工规模也不断壮大,增加劳动需求。数字经济与实体经济的深度融合也势必催生新模式、新业态,创造就业岗位并伴随就业转移<sup>[42]</sup>。外商投资是构建国内国际双循环,实现更高水平对外开放的重要抓手,具有效率寻求、知识寻求等动机<sup>[43]</sup>。数字经济的外部性带来交易、信息成本下降,强化知识与技术集聚,增加创业活动并提高资源配置效率。

数字经济通过优化就业结构和引导外商投资市场有效促进了城乡间的要素合理流动,并显著提高城乡经济的配置效率,从而推动区域经济的均衡发展。首先,平台经济的发展在农村地区催生新的就业机会,如农村居民可通过电子商务平台直接接入更广泛的市场,销售本地农产品和手工艺品。这种模式不仅显著提升了农村地区的就业率和收入水平,同时也促进城乡经济一体化。此外,以数字经济为依托的在线教育、远程培训等项目提高了农村劳动力的技能,使其能够适应更广泛的职业需求,从而改善了劳动力的配置效率<sup>[44]</sup>。同时,外商直接投资在城市引入资本和先进技术,推动其产业技术升级和结构优化。这种外资引导不仅增强了当地产业的国际竞争力,也促使劳动力从低效的传统农业向技术密集的工业和服务业转移,改变了劳动力市场的需求结构,尤其是在对高技能和专业技术人员的需求上。这样的产业和劳动力结构转变有助于平衡城乡之间的经济发展,缓解城市劳动力过剩和农村劳动力短缺的问题,从而实现劳动力和其他经济资源的更合理流动和配置。具体作用路径如图1所示,并提出研究假设2。

假设2:数字经济通过就业创造、效率寻求、网络外部性改善城乡要素错配。

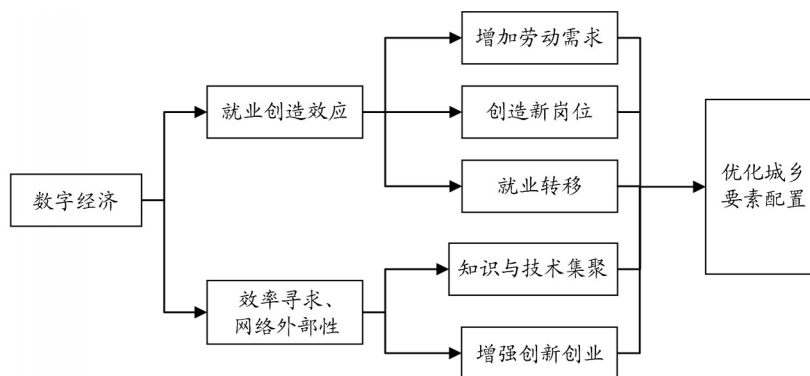


图1 数字经济缓解城乡要素错配机制

### (三)数字经济对城乡要素错配的非线性溢出效应

由于数字经济存在“梅特卡夫法则”和网络效应,即数据具有无限重复、易储存、可反复使用等特征,并随着使用人数的增加带来规模经济。随着数字化程度的加深,一方面,部分学者指出数字经济存在边际效应递增的特性。在数字技术的高渗透性、网络外部性以及数字要素报酬递增特性的影响下,数字经济的边际效应随数字技术进步而提高。另一方面,城乡基础设施和技术水平存在较大差异,数字经济的影响可能会更快体现在城市地区,即农业与非农业部门对数字经济的响应呈现非线性特征,随着数字经济阈值的不同,表现出不同的缓解强度。同时,各地区的产业结构、经济发展水平、基础设施完善度以及政策导向等因素不同,导致相同部门下,不同区域数字经济阈值区间,即这些地区农业或非农业部门对数字经济变化的快速响应也存在差异。网络技术对经济社会产生作用的过程中存在门槛效应,学者对此临界规模开展了研究,如赵涛等发现数字经济的高质量发展溢出效应存在门槛值。韩长根和张力实证研究互联网发展对本地区资源错配的改善,得出互联网影响资本与劳动错配的门限值<sup>[45]</sup>。基于此,本文提出研究假设3。

假设3:数字经济对缓解农业、非农业部门错配效果存在门槛效应。

## 三、模型构建、变量解释及数据来源

### (一)模型构建

为探究数字经济对城乡要素错配的影响,本文参考王宏鸣、张永恒等的研究建立如下模型:

$$\ln \tau_{\lambda 1it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{dig}_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln \tau_{\lambda 2it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{dig}_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $i$ 代表地区, $t$ 代表时间; $\ln \tau_{\lambda 1it}$ 和 $\ln \tau_{\lambda 2it}$ 分别为农村资源错配系数和城市资源错配系数; $\ln \text{dig}_{it}$ 为数字经济; $\ln X_{it}$ 为控制变量; $\mu_i$ 代表个体效应, $\lambda_t$ 代表时间效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

### (二)变量解释

被解释变量:城乡要素错配系数(农村部门AEM,非农业部门SEM)。假设经济结构中只存在农业和非农业两个部门,且只投入资本和劳动力进行生产,两部门生产均符合C-D函数,如式(3)和(4)所示。本文借鉴王颂吉和白永秀的研究,用农业、非农业部门要素错配系数衡量城乡要素错配程度。用 $W_1$ 和 $W_2$ 分别表示农业与非农业部门的工资水平; $R_1$ 与 $R_2$ 分别表示两部门利率水平; $MPL_1$ 与 $MPL_2$ 分别表示两部门边际劳动产出; $MPK_1$ 与 $MPK_2$ 分别表示两部门边际资本产出。

$$\text{农业部门生产函数 } Y_1 = A_1 K_1^{\alpha_1} L_1^{\beta_1} \quad (3)$$

$$\text{非农业部门生产函数 } Y_2 = A_2 K_2^{\alpha_2} L_2^{\beta_2} \quad (4)$$

其中: $A_1$ 和 $A_2$ 分别表示两部门技术水平; $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 分别表示两部门资本产出弹性; $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 分别表示两部门劳动产出弹性。当收益最大化时,要素间的边际收益满足:

$$\frac{W_1}{R_1} = \frac{MP_{L_1}}{MP_{K_1}} = \frac{\beta_1}{\alpha_1} \times Q_1 \quad (5)$$

$$\frac{W_2}{R_2} = \frac{MP_{L_2}}{MP_{K_2}} = \frac{\beta_2}{\alpha_2} \times Q_2 \quad (6)$$

其中, $Q_1$ 和 $Q_2$ 分别表示农业与非农业部门的资本和劳动要素配置状态。用 $W_0/R_0$ 表示基准部门工资利率比, $\theta$ 表示要素错配系数,有:

$$Q_{\alpha} = \frac{K_{\alpha}}{L_{\alpha}} (\alpha = t, i) \quad (7)$$

$$\frac{W_0}{R_0} = \theta \times \frac{W_i}{R_i} \quad (8)$$

要素错配系数 $\theta_t$ 和 $\theta_i$ 的表达式有:

$$\theta_t = \frac{W_0}{R_0} / \frac{W_t}{R_t} = (\frac{\beta_0}{\alpha_0} \times Q_0) / (\frac{\beta_t}{\alpha_t} \times Q_t) \quad (9)$$

$$\theta_i = \frac{W_0}{R_0} / \frac{W_i}{R_i} = (\frac{\beta_0}{\alpha_0} \times Q_0) / (\frac{\beta_i}{\alpha_i} \times Q_i) \quad (10)$$

其中, $Q_0$ 为各市的基准部门,用各市平均水平的工资利率比来表示。当要素错配系数为1时表示城乡的要素合理配置,当系数大于1时表示劳动力配置高于资本配置,当系数小于1时表示劳动力配置低于资本配置。参照曹吉云<sup>[46]</sup>的测度结果设定 $\alpha_0$ 为0.557, $\beta_0$ 为0.443;参照袁志刚和解栋栋的校准系数设定农业部门资本产出弹性 $\alpha_t$ 为0.2,劳动产出弹性 $\beta_t$ 为0.8;非农业部门资本产出弹性 $\alpha_i$ 为0.4,劳动产出弹性 $\beta_i$ 为0.6。本文以第一产业就业人员数和第一产业固定资产投资作为农业部门劳动、资本的投入;以二、三产业就业人员数和二、三产业固定资产投资作为非农业部门劳动、资本的投入。

解释变量:数字经济(Dig)。基于现有研究本文从数字基础、产业数字化、数字产业化和数字金融发展四个维度核算全国287个地级市的数字经济。其中,数字基础选用每百人互联网用户数(户)、每百人移动电话用户数(户)进行衡量;产业数字化选用计算机服务和软件从业人员占从业人员总数比重(%)、人均电信业务总量(元)、人均邮政业务(元)进行表征;数字产业化由于数据可获得性选用规模以上工业企业利润总额(万元)表示;数字普惠金融则根据北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团<sup>[47]</sup>共同编制的中国数字普惠金融指数。经过主成分分析法,确定5个主成分个数,累积覆盖91.33%的信息,标准化后得出数字经济综合得分。

机制变量:第一,参考彭影<sup>[48]</sup>的研究,数字经济带来就业机会的提高,劳动者信息搜寻成本的下降有利于弱化摩擦性、周期性失业对劳动力资源配置的负面影响。本文采用计算机服务和软件从业人员占比来衡量地区就业结构优化程度(Es)。第二,借鉴张永恒和王家庭的研究,由于外商投资市场敏感度较强,引导生产要素流向高效率领域,带来先进管理与技术,提高要素使用效率,因此采用实际使用外资与GDP的比重来衡量外商依存度(Fcd)。

此外,要素错配还受其他因素影响,本文选取以下控制变量:(1)城镇化率(Urb),通过城镇常住人口与常住总人口的比值来衡量。(2)产业结构(Ind),随着产业逐步升级会提高各要素的使用效率,降低错配水平,本文选用第三产业产值与地区生产总值的比值衡量。(3)政府干预(Fis),通过行政手段,政策导向会引导城乡要素合理配置,以政府财政支出占地区生产总值的比重表示。(4)金融发展水平(Fin),金融机构衍生出的金融产品可以解决中小企业融资问题并引导资金流向从而影响要素配置,以金融机构贷款余额占地区生产总值的比重表示。

### (三)数据来源与描述性统计

本文所用数据来源于各省份统计年鉴、《中国城市统计年鉴》、287个地级市历年统计公报,部分缺失数据采用插值法补齐。图2为2011年、2022年农业部门要素错配系数和非农业部门要素错配系数。

由图2可以看出农业部门错配系数大多分布于大于1的区间,表明十年间农村处于劳动力配置高于资本配置;非农业部门错配系数大多在0.5附近波动,表明十多年来城镇地区资本配置高于劳

动力配置。城乡资源均没有达到最优配置状态,城乡间存在资源错配现象。中国东部地区的数字经济发展水平有了显著提升,这一趋势不仅在东部地区得到加强,还逐渐向中西部地区扩散。

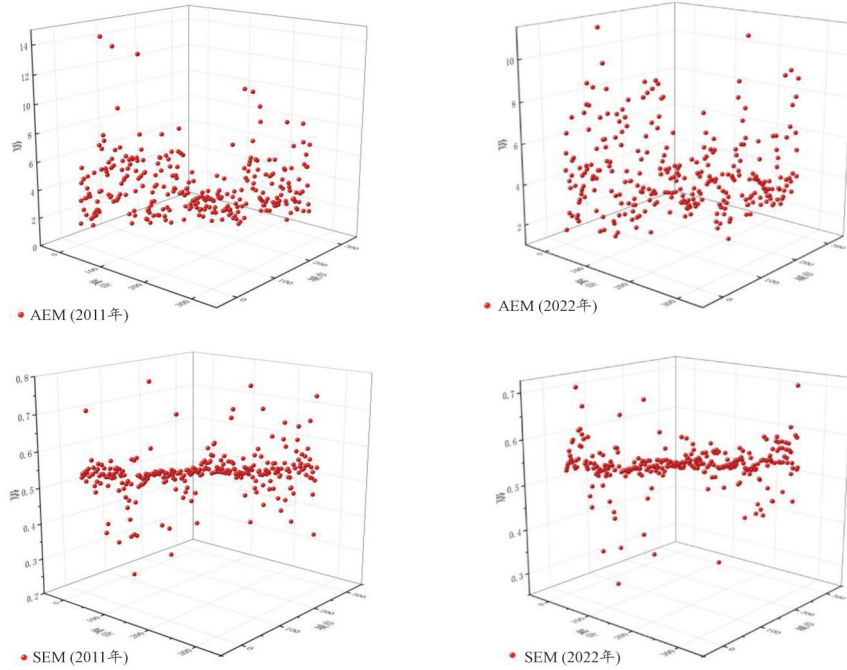


图2 2011与2022年两部门要素错配系数

## 四、实证检验

### (一)空间相关性分析

现有文献多基于邻接矩阵、经济距离矩阵、地理距离矩阵<sup>[49]</sup>等多种空间权重矩阵反映变量间的空间关系。本文基于实际人均GDP构建经济距离空间权重矩阵,基于城市距离构建地理距离空间权重矩阵,其中以2011年为基期对人均GDP进行平减处理后得到实际GDP,以质心经纬度计算城市间距离。

$$\text{经济矩阵: } \mathbf{W}_{ij}^a = 1/(\overline{\text{GDP}}_i - \overline{\text{GDP}}_j) \quad (11)$$

$$\text{距离矩阵: } \mathbf{w}_v = \mathbf{w}_{ij}^b = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & d_{ij} > d \\ 0, & d_{ij} < d \end{cases} \quad (12)$$

$$\text{邻接矩阵: } \mathbf{w}_v = \mathbf{w}_{ij}^c = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad (13)$$

式中,  $\overline{\text{GDP}}_i$ 、 $\overline{\text{GDP}}_j$  分别为城市  $i$ 、 $j$  的实际人均GDP均值,  $d_{ij}$  为城市  $i$ 、 $j$  间的地理距离,  $d$  为距离阈值。

Moran's I 因其全局性和稳健性的特征而较为常用,公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij}} \quad (14)$$

式(14)中 $S^2$ 为样本方差。 $X_i, X_j$ 为不同地区错配系数值。 $\bar{X}$ 表均值, $W_{ij}$ 为经济权重矩阵, $n$ 为城市个数。 $I>0$ 表示空间正相关, $I<0$ 存在空间负相关。基于空间经济矩阵得到的全局莫兰指数值如表1所示。

由表1可知,全国287个样本城市样本期间的农业部门错配系数、非农部门错配系数及数字经济莫兰指数均为正且都在1%水平内显著,可以认为三个变量具有正的空间相关性,呈现空间集聚特征。通过全局莫兰指数发现要素错配系数与数字经济均具有明显的空间集聚特征。为进一步分析其空间特征通过Stata18绘制局部莫兰散点图对局部空间自相关进行研究,以2011年和2022年为例,结果如图3所示。

由图3可知,样本城市农业部门要素错配系数、非农业部门要素错配系数及数字经济的莫兰指数值大都位于一三象限,意味着大部分城市为“低—低”聚集和“高—高”聚集类型,表明存在空间溢出效应,故而采用空间计量回归较为合理。

## (二)空间模型选择检验

在使用空间经济权重矩阵的前提下,参考陶长琪和杨海文<sup>[50]</sup>空间计量模型的选择,将本文模型选择分为以下几个步骤:首先进行LM检验,除R\_LMLag外均接受原假设使用空间杜宾模型;接着进行豪斯曼检验选择使用固定效应;继而通过联合显著性检验判断时间效应、个体效应,由检验结果可知本文选用双固定模型;随后进行LR检验,检验空间杜宾模型是否会退化为空间滞后或空间自相关,由结果可知SDM通过稳健性检验不会退化;最后进行Wald检验,其与LR检验一样验证能否采用空间杜宾模型。由表2结果可以看出通过检验,最终选择双向固定效应空间杜宾模型进行回归。

## (三)空间杜宾检验

空间权重矩阵种类繁多且各有利弊,为了得到相对准确的结果,选用经济矩阵和反距离矩阵。表3为得到的空间杜宾结果。

根据表3结果,农业部门要素错配方面:数字经济变量系数均显著为负,表明数字经济会改善农业部门的资源错配状况,有利于缩小错配系数。城镇化率、政府干预、金融发展水平的系数均显著为负,说明城镇化的推进、政府的财政支出、农业部门资金可获得性和投资效率的提升,有助于减轻要素错配。数字经济空间交互项系数显著为正,说明本地区数字经济与邻近地区空间溢出效应明

表1 全国287个地级市农业、非农错配和数字经济全局莫兰指数

年份	lnAEM	lnSEM	lnDig
2011	0.168*** (0.000)	0.182*** (0.000)	0.275*** (0.000)
2012	0.135*** (0.000)	0.029* (0.062)	0.217*** (0.000)
2013	0.153*** (0.000)	0.221*** (0.000)	0.222*** (0.000)
2014	0.114*** (0.000)	0.130*** (0.002)	0.234*** (0.000)
2015	0.126*** (0.000)	0.135*** (0.000)	0.258*** (0.000)
2016	0.137*** (0.000)	0.172*** (0.000)	0.250*** (0.000)
2017	0.120*** (0.000)	0.061*** (0.001)	0.199*** (0.000)
2018	0.110*** (0.009)	0.117*** (0.000)	0.187*** (0.000)
2019	0.208*** (0.000)	0.040** (0.019)	0.149*** (0.000)
2020	0.211*** (0.000)	0.041** (0.037)	0.195*** (0.000)
2021	0.216*** (0.000)	0.036** (0.041)	0.146*** (0.000)
2022	0.207*** (0.000)	0.029* (0.089)	0.209*** (0.000)

注:\* $p < 0.1$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\*\*\* $p < 0.01$ (下同)

显且邻近地区对本地的错配没有改善的效果。城镇化空间交互项系数显著为正,说明城镇化加剧了农业部门的资源错配程度,原因在于快速的城镇化进程中出现了人口的城镇化,农村人口快速流动到城市但城市未能有效配置相应的岗位,农村地区多是老人和儿童留守,就业岗位单一且稀缺。产业结构空间交互项系数在不同矩阵情况下显著且符号不同,以接下来的效应分解结果为准。

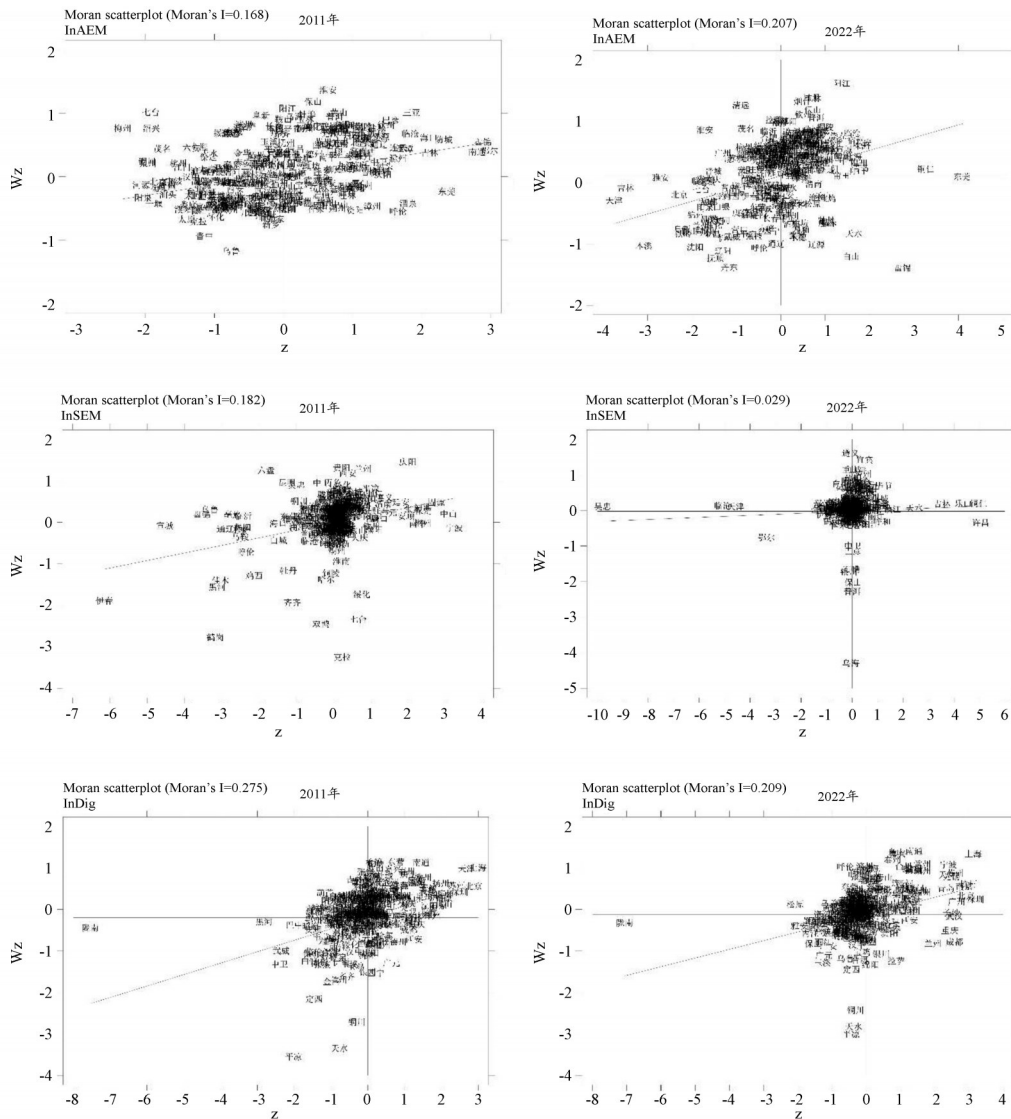


图3 2011与2022年的核心变量局部莫兰散点图(经济权重矩阵)

非农业部门要素错配方面:数字经济变量系数均显著为负,表明数字经济的发展会改善非农业部门的资源错配状况,有利于缩小错配系数。城镇化率、政府干预的系数均显著为负,说明城镇化的推进、政府财政支出增加的导向有利于缓解非农业部门的要素错配情况。反距离矩阵下数字经济空间交互项系数显著为负,说明本地区数字经济与邻近地区存在显著的空间溢出效应且邻近地区对本地的错配状况存在改善的效果。城镇化系数显著为负说明城市化的提高可以通过提高城市的资本配置来改善其要素错配状况。政府干预系数显著为负,说明政府可以通过财政资金引导提高城市的要素合理配置水平。

表2 LM、Hausman、Wald与LR检验

类别	农业部门		非农业部门	
	统计值	P值	统计值	P值
LMLag	387.758***	0.000	72.948***	0.000
R_LMLag	29.810***	0.000	0.545	0.460
LMError	416.910***	0.000	75.332***	0.000
R_LMError	3.214*	0.073	2.929*	0.087
Hausman Test	18.720*	0.066	29.680***	0.002
LR_both_time	50.980***	0.000	27.710**	0.034
LR_both_ind	2 878.830***	0.000	1 337.640***	0.000
LR_spatial_lag	23.490***	0.000	24.340***	0.000
LR_spatial_error	50.360***	0.000	23.780***	0.000
Wald值	10.880*	0.054	11.910*	0.036

表3 两种空间权重矩阵下的回归结果

变量	农业部门		非农业部门	
	经济矩阵	反距离矩阵	经济矩阵	反距离矩阵
Indig	-0.065*** (0.020)	-0.097*** (0.019)	-0.227** (0.111)	-0.254** (0.107)
lnurb	-0.186*** (0.044)	-0.133*** (0.044)	-0.084*** (0.028)	-0.075*** (0.028)
lnind	0.083* (0.046)	0.086* (0.046)	0.029 (0.029)	0.036 (0.030)
lnfiscal	-0.021 (0.020)	-0.012 (0.019)	-0.021* (0.013)	-0.021* (0.013)
lnfin	-0.164*** (0.022)	-0.148*** (0.023)	-0.013 (0.014)	-0.018 (0.015)
W×Indig	0.070** (0.035)	0.715*** (0.168)	-0.285 (0.178)	-1.726** (0.675)
W×lnurb	0.236*** (0.081)	0.149 (0.404)	-0.097* (0.052)	-0.987*** (0.245)
W×lnind	0.027 (0.100)	-0.718 (0.625)	-0.018 (0.065)	0.611 (0.406)
W×lnfiscal	-0.047 (0.041)	-0.171 (0.219)	-0.083*** (0.027)	-0.351** (0.137)
W×lnfin	-0.063 (0.054)	-0.828*** (0.232)	0.031 (0.034)	0.195 (0.147)
sigma <sup>2</sup>	0.249***	0.249***	0.103***	0.103***
N	3 444	3 444	3 444	3 444
R <sup>2</sup>	0.077	0.096	0.068	0.064

#### (四)分区域检验

考虑到全国东、中、西、东北地区的发展存在一定的差异,接下来分区域进行空间杜宾检验,以便得出更细致的结论。结果如表4所示。

表4 分区域的空间杜宾检验(经济矩阵)

Panel: A				
项目	东部		中部	
	农业	非农业	农业	非农业
Indig	-0.238*** (0.044)	-0.032** (0.016)	0.244*** (0.045)	-0.176 (0.167)
lnurb	0.130 (0.116)	-0.040 (0.042)	0.182** (0.080)	-0.009 (0.041)
lnind	-0.117 (0.115)	-0.090** (0.042)	0.103 (0.073)	0.080** (0.038)
lnfiscal	-0.043 (0.049)	-0.030* (0.018)	0.047 (0.032)	-0.042** (0.017)
lnfin	-0.044 (0.051)	0.016 (0.019)	-0.301*** (0.039)	-0.043** (0.020)
W×Indig	0.488*** (0.116)	0.069* (0.042)	-0.355** (0.139)	-0.114 (0.422)
W×lnurb	-0.688** (0.348)	-0.172 (0.124)	0.530** (0.261)	0.130 (0.132)
W×lnind	0.184 (0.307)	-0.330*** (0.113)	-0.471** (0.193)	0.293*** (0.090)
W×lnfiscal	-0.431*** (0.147)	-0.173*** (0.052)	0.143 (0.114)	0.022 (0.059)
W×lnfin	0.098 (0.124)	0.141*** (0.046)	-0.255** (0.101)	0.015 (0.051)
sigma <sup>2</sup>	0.244***	0.032***	0.142***	0.037***
N	1 032	1 032	960	960
R <sup>2</sup>	0.172	0.147	0.364	0.119
Panel: B				
项目	西部		东北	
	农业	非农业	农业	非农业
Indig	-0.002 (0.026)	-0.688** (0.287)	-0.068 (0.088)	-1.028*** (0.319)
lnurb	-0.200*** (0.058)	-0.045 (0.063)	-0.146 (0.147)	-0.389*** (0.057)
lnind	0.118* (0.067)	0.119 (0.075)	0.466*** (0.157)	0.129** (0.063)
lnfiscal	-0.023 (0.031)	-0.001 (0.034)	0.026 (0.059)	-0.059*** (0.023)
lnfin	-0.090*** (0.035)	-0.086** (0.039)	-0.321*** (0.069)	-0.048* (0.027)
W×Indig	0.011 (0.041)	-0.353 (0.473)	0.512** (0.211)	2.356*** (0.744)
W×lnurb	0.215** (0.100)	-0.009 (0.111)	0.013 (0.354)	-0.016 (0.138)
W×lnind	-0.042 (0.133)	-0.106 (0.149)	0.475 (0.461)	0.799*** (0.191)
W×lnfiscal	-0.220*** (0.064)	0.025 (0.070)	0.116 (0.099)	-0.229*** (0.043)
W×lnfin	0.033 (0.077)	0.066 (0.085)	-0.383* (0.197)	-0.083 (0.072)
sigma <sup>2</sup>	0.186***	0.235***	0.429***	0.064***
N	1 044	1 044	408	408
R <sup>2</sup>	0.161	0.078	0.138	0.541

根据表4结果,农业部门要素错配方面:(1)数字经济系数在东(显著)、西、东北地区为负,缓解农业部门要素错配的程度从高到低为东部、东北、西部,中部地区显著为正。说明数字经济会缩小东部、东北、西部地区农村部门的资源错配现象,但会扩大中部地区农村部门的资源错配。农业部门错配改善效果东部最优,东北、西部次之的原因可能在于数字经济与基础设施建设水平、人才与技术支持、市场化程度以及自然资源与地理环境等多个方面的差异。东部地区一直有着经济发展水平最高、基础设施完善以及高校、科研机构和企业密集等优势。东北地区作为国家重要的商品粮基地,一直受到政策的重点支持。这些政策在推动农业现代化、提升农业技术水平、优化农业资源配置等方面发挥了积极作用。中部地区在数字经济发展水平上高于西部和东北地区,但其对农业部门要素错配的改善效果不如其他地区,可能有几个潜在原因。一是在人力流动方面,中部地区省份多为中国的重要农业基地和人口输出大省,大量农村年轻劳动力就近向东部城市流动,可能造成本地农业劳动力短缺,而数字技术的引入未能有效解决这种人力资源错配问题。二是在经济结构和产业升级方面,中部地区虽然农业基础坚实,但面临从传统农业向现代农业转型的挑战。在这一转型过程中,可能出现产业结构调整 and 劳动力技能升级不同步的现象,导致即使数字技术得到发展,也难以直接解决结构性错配问题。(2)城镇化系数在东部和中部(显著)地区为正,西部(显著)和东北为负。结果表明城镇化的推进加剧了东、中部农业部门的资源错配程度,却能缓解西部和东北地区的农业部门要素错配情况。可能原因在于劳动力流动和资本投入的影响。城镇化往往伴随着劳动力向城市流动,尤其是年轻和高技能的劳动力。在东部和中部地区,这种流动可能导致农业劳动力短缺,加剧了农业部门的要素错配。相比之下,西部和东北地区可能由于劳动力流出较早或流出速度较慢,农业劳动力短缺问题不如东部和中部地区严重。近年来在快速的城镇化进程中,资本往往向城市和工业部门集中,导致农业部门资本投入不足。在东部和中部地区,这种资本错配可能更为严重,因为这些地区的工业和服务业发展更快,吸引了更多的资本。而在西部和东北地区,由于城镇化相对较慢,资本错配问题不如东部和中部地区突出。(3)产业结构系数在东部和中部(显著)地区为负,西部和东北均显著为正。结果表明产业结构,尤其是第三产业的发展可以改善东、中部农业错配情况,而对西部和东北来说有着反作用。可能原因在于西部和东北地区经济相对滞后,第三产业占比相对较低。这导致农业部门在资源获取和市场开拓方面面临更多的困难和挑战,从而加剧了要素错配现象。此外,西部和东北地区的市场条件相较东部、中部地区稍显不成熟,信息不对称、市场分割等问题较为突出。这导致农业部门在获取市场信息、拓展销售渠道等方面存在困难,难以根据市场需求进行资源配置和生产调整,从而加剧了要素错配现象。(4)金融发展水平系数都为负,除东部地区外均显著。结果表明金融发展水平的提升能够缓解各区域的农村要素错配情况。可能原因在于,金融市场的完善可以加速资本、劳动力和技术等生产要素在城乡之间的流动和配置。农村地区可以通过金融市场吸引更多的外部投资和技术支持,从而改善要素错配情况。此外,政府通常会通过制定相关政策和措施来引导和支持金融发展水平的提升。这些政策可能包括财政补贴、税收优惠、信贷支持等,有助于降低农户和农业企业的融资成本,提高其融资能力。

非农业部门要素错配方面:(1)数字经济系数在东部(显著),中、西部(显著),东北(显著)地区均为负,缓解非农业部门要素错配的程度从高到低依次为东北、西部、中部、东部。东北地区作为老工业基地,在数字经济转型过程中可能面临更大的挑战和机遇。因为各区域之间数字经济发展水平存在差异,东北地区传统产业结构较为单一且面临转型升级的压力,数字经济的引入为其非农业部门带来了新的发展动力。通过数字技术的赋能和融合,东北非农业部门要素错配问题得到了有效缓解,且效果最为显著。不同区域的产业结构特点也会影响数字经济缓解要素错配的效果。东北地区传统重工业占比较大,数字经济的引入有助于推动产业升级和转型,而西部地区则可能通过发展特色农业和旅游业等产业来优化资源配置并缓解要素错配问题。(2)城镇化系数在东、中、西、东北(显

著)地区均为负,缓解非农业部门要素错配的程度东北>西部>其他区域。可能的原因在于,东北地区历史上依赖重工业,随着经济结构调整,许多传统工业衰退,城镇化进程中可能伴随着新的产业发展和现有工业的重组。这种转型为非农业部门(如服务业和高技术产业)提供了成长的土壤,同时也可能更好地吸纳了由于工业调整而释放的劳动力,从而有效缓解了劳动力资源的错配。同时,因为东北地区的特殊经济背景,政府推出多项措施促进城市化和新产业发展,这些措施可能相对西部地区能更有效地促进资源在非农业部门的合理配置。(3)产业结构系数在东部地区显著为负,在中(显著)、西、东北(显著)地区系数为正。结果表明产业结构变动(三产占比)在缓解东部地区非农业部门要素错配状况的同时,可能在一定程度上加剧了中、西、东北地区的非农业部门要素错配。可能的原因在于,东部地区服务业较成熟,效率较高,市场整合较强。中部地区虽然在积极推进第三产业的发展,但与东部地区相比,服务业的覆盖广度和深度还不够。西部地区经济多样性相对不足,过度依赖某些特定行业,如能源和采矿业,可能导致服务业发展受限,阻碍城乡间要素自由流动。东北地区的经济重建和产业升级过程中存在结构调整的痛点,尤其是从依赖重工业向服务导向经济的转变。此外,人口老龄化严重的问题也影响了东北地区劳动力市场的活力,制约了服务业尤其是需要较多年轻劳动力的行业的发展。(4)政府干预系数在东(显著),中(显著),西、东北(显著)地区均为负,缓解非农业部门要素错配的程度东北>中部>其他区域。不同地区的政府干预措施在针对性和精准性上存在差异,有效的政府干预能够减少资源错配,提升资源配置效率。

### (五)空间溢出效应分解

为了解数字经济的边际作用,接下来将核心解释变量对农业、非农业部门错配的影响效应分解,具体结果如表5所示。

表5 数字经济的效应分解(经济矩阵)

地区	变量	直接效应		间接效应		总效应	
		农业	非农业	农业	非农业	农业	非农业
全国	lnDig	-0.062*** (0.002)	-0.223** (0.049)	0.075 (0.164)	-0.156 (0.488)	0.013 (0.816)	-0.379* (0.061)
东部	lnDig	-0.232*** (0.00)	-0.032* (0.05)	0.530*** (0.00)	0.066* (0.06)	0.299** (0.02)	0.033 (0.33)
中部	lnDig	0.233*** (0.00)	-0.170 (0.33)	-0.598 (0.19)	-0.071 (0.85)	-0.365 (0.44)	-0.241 (0.49)
西部	lnDig	-0.001 (0.98)	-0.678** (0.02)	0.017 (0.76)	-0.354 (0.45)	0.016 (0.78)	-1.032*** (0.01)
东北	lnDig	-0.076 (0.41)	-1.078*** (0.00)	0.470*** (0.01)	2.212*** (0.00)	0.394** (0.04)	1.134* (0.06)

农业生产资源配置和利用效率取决于劳动力是否合理配置,以及农业内部的经营制度能否正确反映农业生产的特点<sup>[51]</sup>。根据表5结果,数字经济对缓解要素错配具有空间溢出效应,并存在区域异质性。从直接效应看,在全国层面,数字经济的发展有助于优化全国范围内农业、非农业部门的资源配置情况。数字经济可以提升信息获取和传递效率,降低交易成本和市场不确定性,促使城乡内部及跨部门的资源优化配置。分区域看,随着数字经济的发展缓解农业部门要素错配作用力度最大的是东部地区,东北、西部次之。这种区域差异的原因主要是区域间发展基础与优势上存在差异、经济结构调整因地制宜、人力资源的就近流动等,上文也已进行解释。证实假设1成立,即数字经济能够直接对农业、非农业部门的要素错配产生影响且具有空间溢出效应,在改善效果上存在区域异质性特征。

### (六)稳健性检验

为确保回归结果的可靠性,将经济矩阵替换为邻接矩阵进行稳健性检验,具体结果如表6所示。

表6 稳健性检验(邻接矩阵)

Panel: A						
变量	全国		东部		中部	
	农业	非农业	农业	非农业	农业	非农业
Indig	-0.047** (0.019)	-0.125 (0.081)	-0.204*** (0.042)	-0.025* (0.015)	0.242*** (0.067)	-0.233 (0.172)
lnurb	-0.088** (0.043)	-0.119*** (0.026)	0.155 (0.110)	-0.058 (0.039)	-0.011 (0.097)	-0.255* (0.146)
lnind	0.078* (0.047)	0.031 (0.029)	-0.172 (0.114)	-0.069* (0.041)	0.335*** (0.110)	0.013 (0.056)
lnfiscal	0.001 (0.020)	-0.036*** (0.012)	-0.081* (0.048)	-0.051*** (0.017)	-0.103** (0.049)	0.062 (0.050)
lnfin	-0.190*** (0.023)	-0.013 (0.014)	-0.088* (0.048)	0.019 (0.017)	-0.581*** (0.053)	-0.040 (0.128)
W×Indig	0.222*** (0.082)	-0.113 (0.385)	-0.517 (0.411)	0.289** (0.143)	1.392 (4.125)	1.070*** (0.302)
W×lnurb	-0.263 (0.190)	-0.107 (0.120)	-12.170*** (1.369)	-0.265 (0.458)	-23.340*** (5.596)	-1.345 (0.945)
W×lnind	-0.161 (0.337)	-0.135 (0.204)	2.548 (2.177)	-0.269 (0.784)	21.660*** (5.824)	0.780** (0.388)
W×lnfiscal	-0.107 (0.159)	-0.254** (0.098)	-3.827*** (0.859)	-0.897*** (0.297)	-19.060*** (2.922)	-0.110* (0.057)
W×lnfin	-0.332* (0.190)	0.210* (0.111)	-0.124 (0.698)	0.208 (0.255)	-16.800*** (2.753)	0.488 (0.405)
sigma <sup>2</sup>	0.265***	0.103***	0.228***	0.030***	0.145***	0.032***
N	3 444	3 444	1 032	1 032	960	960
R <sup>2</sup>	0.067	0.061	0.211	0.063	0.4349	0.002
Panel: B						
变量	西部		东北			
	农业	非农业	农业	非农业		
Indig	-0.035 (0.025)	-0.893*** (0.237)	-0.271** (0.137)	-0.727 (0.456)		
lnurb	-0.041 (0.061)	-0.084 (0.063)	-0.225 (0.154)	-0.277*** (0.061)		
lnind	0.215*** (0.070)	0.144* (0.074)	-0.184 (0.230)	0.068 (0.091)		
lnfiscal	-0.022 (0.032)	-0.001 (0.033)	0.157** (0.066)	-0.082*** (0.026)		
lnfin	-0.144*** (0.037)	-0.103*** (0.038)	-0.234** (0.109)	0.039 (0.044)		
W×Indig	0.230** (0.102)	1.986** (0.919)	-5.818* (3.125)	-12.980 (10.440)		
W×lnurb	-0.638*** (0.231)	0.148 (0.236)	-0.413 (4.530)	0.509 (1.736)		
W×lnind	0.183 (0.338)	0.175 (0.348)	-12.280** (5.343)	0.341 (2.199)		
W×lnfiscal	-0.423* (0.223)	0.271 (0.221)	2.756* (1.446)	-0.024 (0.590)		
W×lnfin	0.157 (0.276)	-0.210 (0.287)	0.430 (2.873)	0.683 (1.166)		
sigma <sup>2</sup>	0.206***	0.227***	0.346***	0.053***		
N	1 044	1 044	408	408		
R <sup>2</sup>	0.090	0.077	0.181	0.517		

对比表6与表3、表4,邻接矩阵下的结果与经济矩阵下的系数符号基本一致。数字经济对东北地区农业部门的改善效果优于其他区域,对西部地区非农业部门的改善效果优于其他区域。表7的结果与表5对比后,系数符号一致。综合看,经济矩阵下的空间杜宾结果具有可靠性。

表7 数字经济的效应分解(邻接矩阵)

地区	变量	直接效应		间接效应		总效应	
		农业	非农业	农业	非农业	农业	非农业
全国	lnDig	-0.045** (0.020)	-0.122 (0.146)	0.401** (0.014)	-0.023 (0.930)	0.356** (0.028)	-0.145 (0.563)
东部	lnDig	-0.201*** (0.000)	-0.031* (0.060)	-0.077 (0.670)	0.105** (0.010)	-0.279 (0.120)	0.073* (0.060)
中部	lnDig	0.235*** (0.000)	-0.233 (0.187)	0.133 (0.880)	0.730*** (0.000)	0.369 (0.680)	0.497*** (0.000)
西部	lnDig	-0.031 (0.218)	-0.932*** (0.000)	0.333** (0.027)	1.602*** (0.005)	0.302* (0.050)	0.670 (0.205)
东北	lnDig	-0.126 (0.160)	-0.398 (0.193)	-1.247 (0.116)	-2.014 (0.325)	-1.373* (0.097)	-2.411 (0.253)

### (七)机制检验

引入数字经济与就业结构、外资依存度的交互项进行分析,若交互项为负,则说明机制成立,反之则说明不成立。结果如表8所示。农业、非农业部门错配系数表明:(1)在就业结构方面,数字经济与就业结构的交互项系数均显著为负,表明在数字经济提高过程中会通过优化就业结构来缓解城乡要素错配,并且对非农业部门的影响优于农业部门。数字经济的发展解除了远程工作与地理限制,线上会议使人们可以不受地理位置限制地工作,减少城乡间的就业差距,有助于平衡城乡的人力资源分布。数字时代的高速变化,降低了创业门槛,特别是在信息技术和电子商务领域,也为城乡居民提供了创业机会,有助于调整就业结构,增加工作岗位。相较农业部门,非农业部门的就业市场更能适应数字技术带来的变化,因此在劳动力结构优化方面表现更为显著。此外,非农业部门技术吸收能力强,如金融、科技和服务行业往往能更快地吸收和应用新技术,加速非农业部门劳动生产率的提升。(2)在外资依存度方面,数字经济与外资依存度的交互项系数均为负,但农业部门系数不显著。表明数字经济提高过程中可以通过外资引导生产要素的流向以缓解非农业部门要素错配,并且对非农业部门错配的改善优于农业部门。原因可能在于,数字经济的发展吸引了外资流入,这些外资往往带有先进的技术和管理经验,它们在选择投资领域和项目时,会考虑生产要素的配置效率。因此,外资的流入和投向可以引导生产要素(如劳动力、资本、技术等)向更高效、更有竞争力的部门和项目流动。此外,非农业部门相较农业部门通常具有更高的技术水平和市场化程度,更容易吸引和利用外资。外资流入不仅为非农业部门带来了资金,同时带来先进的技术和管理模式,产生知识溢出效应,有助于提升非农业部门的生产效率和竞争力,从而缓解要素错配问题。假设2数字经济通过优化就业结构、外商投资市场引导生产要素流向改善城乡要素错配得以验证。

### (八)门槛效应检验

前文可知数字经济可以在一定程度上缓解城乡要素错配,那么当数字经济处于何种阶段会对城乡要素产生更重要的影响呢?基于此问题,文章考虑采用门槛模型进行分析,并选取数字经济作为门槛变量。检验结果如表9所示。

由表9结果可知,农业部门要素错配系数存在双门槛效应,所以农业部门对应的门槛值分别为0.069和0.072;非农业部门要素错配系数单一门槛显著,所以非农业部门对应的门槛值为0.060。对两部分分别进行双门槛和单一门槛模型检验。

表8 机制检验结果

变量	就业结构		外资依存度	
	农业部门	非农业部门	农业部门	非农业部门
lnDig	-0.087*** (0.021)	-0.160** (0.080)	-0.076 (0.101)	-0.132*** (0.022)
c.lnDig#c.lnEs	-0.021*** (0.006)	-0.026 (0.034)		
c.lnDig#c.lnFed			-0.012*** (0.002)	-0.037*** (0.012)
lnurb	-0.182*** (0.044)	-0.084*** (0.028)	-0.211*** (0.044)	-0.073*** (0.029)
lnind	0.062 (0.046)	0.030 (0.030)	0.070 (0.045)	0.040 (0.029)
lnfiscal	-0.024 (0.020)	-0.022* (0.013)	-0.025 (0.020)	-0.024* (0.013)
lnfin	-0.168*** (0.022)	-0.013 (0.014)	-0.174*** (0.022)	-0.012 (0.014)
W×lnDig	0.096*** (0.036)	-0.643*** (0.211)	0.171*** (0.044)	-0.268 (0.186)
Dig×WlnEs	0.001 (0.014)	0.251*** (0.071)		
Dig×WlnFed			0.015*** (0.003)	0.0242 (0.021)
sigma <sup>2</sup>	0.248***	0.103***	0.246***	0.103***
N	3444	3444	3444	3444
R <sup>2</sup>	0.078	0.068	0.097	0.077

表9 门槛效应检验

部门	门槛变量	门槛类型	门槛值	P值	BS次数
农业部门	数字经济	单一门槛	0.069	0.000	300
		双重门槛	0.072	0.013	300
		三重门槛	0.127	0.670	300
非农业部门	数字经济	单一门槛	0.060	0.073	300
		双重门槛	0.079	0.173	300
		三重门槛	0.139	0.683	300

表10回归结果表明:对于农业部门,当数字经济小于0.069时,其对缓解农业部门要素错配无显著作用;随着数字经济的发展,当处于0.069与0.072这个阶段时,可以明显缓解农业部门要素错配状况;当数字经济系数高于0.072时,仍会改善错配情况,但改善效果稍有减弱。对于非农业部门而言,数字经济的发展缓解其要素错配情况要早于农业部门。可能的原因在于城市地区基础设施和技术的优势,数字经济的影响可能会更快体现在城市地区,尤其是在提高生产力和优化资源配置方面。随着技术的下沉和政策的推动,农村地区逐渐开始感受到数字经济的积极影响,尤其是在提高农业产出效率和促进地区间经济均衡方面。综上,数字经济对缓解农业、非农业部门错配效果存在门槛效应,假设3得以验证。

接下来进行分区域的门槛模型检验,以便于根据区域间的异质性观测数字经济的影响程度。首先对各区域两部门进行三重门槛效应检验,根据P值找出各区域各部门存在的门槛效应重数,进而分别检验。检验结果如表11所示。

表 10 门槛效应回归结果

	门槛变量	区间	系数	T值	P值
农业部门	数字经济	Dig<0.069	-4.359	-0.590	0.556
		0.069<Dig<0.072	-31.524***	-4.550	0.000
		Dig>0.072	-7.391***	-3.570	0.000
非农业部门	数字经济	Dig<0.060	-1.051**	-2.140	0.033
		Dig>0.060	-0.209*	-1.710	0.089

表 11 分区域门槛效应回归结果

地区	部门	门槛变量	区间	系数	P值
东部	农业部门	数字经济	Dig<0.048	-1.782	0.543
			0.048<Dig<0.05	-8.681**	0.025
			Dig>0.05	-5.495*	0.089
	非农业部门	数字经济	Dig<0.060	-0.673**	0.031
			Dig>0.060	-0.228	0.223
中部	农业部门	数字经济	Dig<0.035	-5.858	0.532
			0.035<Dig<0.083	-30.623***	0.000
			Dig>0.083	-11.719***	0.000
	非农业部门	数字经济	Dig<0.070	-2.604	0.343
			Dig>0.070	-0.859	0.295
西部	农业部门	数字经济	Dig<0.074	-38.511**	0.030
			Dig>0.074	-9.172**	0.020
	非农业部门	数字经济	Dig<0.058	-4.349*	0.073
			Dig>0.058	-0.774*	0.074
东北	农业部门	数字经济	Dig<0.033	-3.371	0.502
			0.033<Dig<0.050	-36.422**	0.028
			Dig>0.050	-9.085	0.119
	非农业部门	数字经济	Dig<0.138	-5.191	0.152
			Dig>0.138	-1.116	0.156

对于农业部门,无论是东部、中部、西部还是东北地区,都至少存在一个数字经济的阈值区间,在该区间内对资源错配的缓解是显著的。即农业部门在各地区对数字经济的响应呈现非线性特征,即不是单一方向上的影响增强或减弱,而是随着数字经济阈值的不同而表现出不同的缓解强度。对于非农业部门,东部和东北地区有着较窄的数字经济阈值区间,反映了这些地区农业部门对数字经济变化的快速响应。中部和西部有着较宽的阈值区间,说明农业部门的响应对于持续的数字经济改进更为敏感或依赖于更高的数字经济水平才能实现显著改善。

对于非农业部门,数字经济可以缓解其资源错配程度。不同地区的数字经济对非农业部门资源错配的影响差异可能与各地区的产业结构、经济发展水平、基础设施完善度以及政策导向等因素密切相关。例如,东部地区基础设施和技术应用较为成熟,小幅度的数字经济提升就能有效缓解资源错配。中部和东北地区需要更显著的数字经济增长才能观察到资源错配的改善,可能源于其非农业部门与数字化转型还未充分融合。西部地区基础设施发展相对落后,但数字经济的轻微提升对非农业部门资源配置的优化有很快的反应效果,表现较高的敏感性和潜在的增长空间。

## 五、结论及建议

当前,数字经济处于我国经济发展中较活跃的领域,并且与经济社会其他领域发生着深刻广泛的融合。文章首先测算了2011—2022年全国287个地级市的数字经济及城乡要素错配系数,再通过空间计量与门槛模型分析数字经济对城乡错配的影响,得到如下结论:(1)数字经济可以改善农业、非农业部门的要素错配情况且具有明显的空间溢出效应。数字经济发展会改善农业部门对本地区要素错配,但加剧了周边地区的错配状况;非农业部门则随着数字经济的深入改善本地及周边区域的错配。(2)对于非农业部门而言,继续深入的城镇化、政府干预、产业结构和金融发展水平可以改善城市的要素错配。(3)数字经济改善城乡要素错配存在区域异质性,农业部门错配改善效果东部最优,东北、西部次之;非农业部门错配改善效果东北最优。其他控制变量对不同地区也有着不同的作用情况。(4)数字经济可以通过优化就业结构、外资引导生产要素流向的间接作用改善要素错配。(5)数字经济对农业部门要素错配存在双重门槛效应,当数字经济处于0.069与0.072这个阶段时,可以明显缓解农业部门要素错配状况;当数字经济系数高于0.072时,仍会改善错配情况,但改善效果稍有减弱。对非农业部门错配存在单一门槛效应,数字经济对缓解非农业部门资源错配均有着显著作用。并且门槛效应在不同地区存在异质性。基于以上结论提出相应政策建议。

第一,要做优做强数字经济。数字经济发展突飞猛进,正成为要素资源重组、经济结构重塑、竞争格局改变的关键力量。政府在加大数字基础设施建设的同时,要注重发展的平衡性,兼顾东、中、西部统筹推进,优化资源配置。各地也要抢占先机,尤其要抓住国家“东数西算”建设机遇,赢得主动;干部要增强发展数字经济本领,全民要提升数字素养和技能。第二,要着力改善产业间要素错配。统筹协调好一二三产业的资本、劳动要素配置,切实改善一产资本和劳动投入不足、二产资本投入过剩而劳动投入不足的配置问题。二产方面重点要放在减少劳动力流动约束,强化跨区流动福利保障。政企合作加快信息基础设施建设,提高农村信息可及性。加快涉农智能产品生产与农业数字化转型,提升农业信息化水平。第三,要厚植乡村“数字土壤”。加快以新型数字科技为基本内容的农村新型基础设施建设,加速构建城乡一体的大数据、互联网体系。结合乡村全面振兴推进农业现代化建设,把物联网工程有效植入农作物生产全过程,拓展网络平台销售渠道,有效增加群众收入。把大数据、快递物流、网约车、家庭医生签约服务、智慧养老等数据资源有效运用于农村常态化疫情防控及社区管理与养老服务等各方面。整合政府投资和社会资本投入农业农村,用于空心村治理和居民集中区建设,改善农村人居环境及基础设施,用数据理念引领现代化种养业发展。制订促进农业农村发展优惠政策,搭建创新创业平台,吸引外出务工人员回乡创业。大力培育新型农民,为乡村全面振兴储备更多能适应数字经济发展的农业实用人才。第四,合理改善城乡数字门槛。城乡之间在信息技术开发与应用、信息基础设施普及、信息获取与处理能力等领域存在差距,对城乡要素配置形成约束,政府要有效发挥数字经济改善城乡资源错配的作用,要全面分析研判,依据各地数字经济发展所处阶段,促进“三农”的数字化转型,进行城乡要素差异化配置。一方面通过建立农村导向的资源配置机制,引导网络、信息、技术和人才等资源向农村地区流动,以信息流带动资金流、技术流、人才流和物资流,大力扩充和激活农村地区的要素资源,激发乡村振兴和经济发展的内生动力,促进要素从城到乡的资源流通。另一方面借助“互联网+”农产品工程,构建畅通的流通渠道和销售网络,将农产品和民族产品推向城镇市场,借助“互联网+”就业服务,为农村居民掌握城镇就业信息、实现向城镇流动提供更多机会和便捷条件,促进要素从乡到城的资源流通。

### 参考文献:

- [1] 蔡昉.“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析[J].中国农村经济,2006(1):11-17.
- [2] 郭树清.促进实现城乡生产要素双向自由流动[N].社会科学报2012-01-19(02).
- [3] 袁志刚,解栋栋.中国劳动力错配对TFP的影响分析[J].经济研究,2011(7):4-17.

- [4] 张凤兵,乔翠霞. 基于要素配置的城乡利益格局“断裂”与“重构”:文献梳理与展望[J]. 农业经济问题,2019(6): 85-93.
- [5] 盖庆恩,朱喜,史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响[J]. 经济学(季刊),2014(3):1147-1170.
- [6] 张鹏. 数字经济的本质及其发展逻辑[J]. 经济学家,2019(2):25-33.
- [7] 刘军,杨渊蓁,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.
- [8] 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证据[J]. 管理世界,2020(10): 65-76.
- [9] 林毅夫. 比较经济系统的现状与未来:新结构经济学的视角[J]. 江南大学学报(人文社会科学版),2022(4):5-10.
- [10] Bataev A V. Analysis and development the digital economy in the world [J]. Innovation Management and Education Excellence through Vision, 2020,12:61-71.
- [11] 柏培文,张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究,2021(5):91-108.
- [12] 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.
- [13] 王嘉丽,宋林,张夏恒. 数字经济、产业集聚与区域电子商务创新效率[J]. 经济问题探索,2021(9):156-165.
- [14] 张于喆. 数字经济驱动产业结构向中高端迈进的发展思路与主要任务[J]. 经济纵横,2018(9):85-91.
- [15] 杨慧梅,江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究,2021(4):3-15.
- [16] 姚志毅,张扬. 数字经济与区域经济联动性的动态分析[J]. 经济经纬,2021(1):27-36.
- [17] 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.
- [18] 李广昊,周小亮. 推动数字经济发展能否改善中国的环境污染:基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 宏观经济研究,2021(7):146-160.
- [19] Chen X H, Gong X M, Li D Y, et al. Can information and communication technology reduce CO<sub>2</sub> emission? A quantile regression analysis[J]. Environmental Science and Pollution Research,2019,26(32):32977-32992.
- [20] 聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济,2011(7):27-42.
- [21] 曹玉书,楼东玮. 资源错配、结构变迁与中国经济转型[J]. 中国工业经济,2012(10):5-18.
- [22] 王颂吉,白永秀. 城乡要素错配与中国二元经济结构转化滞后:理论与实证研究[J]. 中国工业经济,2013(7): 31-43.
- [23] 柏培文,杨志才. 中国二元经济的要素错配与收入分配格局[J]. 经济学(季刊),2019(2):639-660.
- [24] 周黎安,赵鹰妍,李力雄. 资源错配与政治周期[J]. 金融研究,2013(3):15-29.
- [25] 宋马林,金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究,2016(12):47-61.
- [26] 江艇,孙鲲鹏,聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界,2018(3):38-50,77.
- [27] 季书涵,朱英明,张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. 中国工业经济,2016(6):73-90.
- [28] 周海波,胡汉辉,谢呈阳,等. 地区资源错配与交通基础设施:来自中国的经验证据[J]. 产业经济研究,2017(1): 100-113.
- [29] 周慧,孙革,周加来. 数字经济能够缩小城乡多维差距吗:资源错配视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022 (1):50-65.
- [30] 马文婷,蒋先玲,俞毛毛. 数字金融发展能够降低企业杠杆率吗?[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2021 (11):101-110.
- [31] 张治栋,赵必武. 互联网产业集聚能否缓解地区资源错配:基于长三角41个城市的经验分析[J]. 科技进步与对策, 2021(13):46-54.
- [32] 田杰,谭秋云,靳景玉. 数字金融能否改善资源错配?[J]. 财经论丛,2021(4):49-60.
- [33] 王宏鸣,陈永昌,杨晨. 数字化能否改善创新要素错配:基于创新要素区际流动视角[J]. 证券市场导报,2022(1): 42-51.
- [34] 张永恒,王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平?[J]. 统计与信息论坛,2020(9):62-71.
- [35] 周祎庆,杨丹,王琳. 数字经济对我国劳动力资源配置的影响:基于机理与实证分析[J]. 经济问题探索,2022(4): 154-163.
- [36] 苏岚岚,彭艳玲,周红利. 共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制[J]. 中国农村经济,2024(8): 145-165.
- [37] 肖龙,马超峰. 乡村数智化治理的新质生产力逻辑、机制及进路[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版),2024(4): 97-105.
- [38] 孙学涛,于婷,于法稳. 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[J]. 中国农村经济,2022 (2):76-93.
- [39] 潘嗣同,樊教伟,高叙文,等. 电商进村政策实施的就业效应与机制分析[J]. 中国农村经济,2024(4):141-162.
- [40] 秦文晋,刘鑫鹏. 网络基础设施建设对数字经济发展的影响研究:基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 经济问题探索,2022(3):15-30.
- [41] 胡放之. 数字经济、新就业形态与劳动力市场变革[J]. 学习与实践,2021(10):71-77.
- [42] 胡拥军,关乐宁. 数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究[J]. 改革,2022(4):42-54.

- [43] 曹书维,徐英东,田广辉.数字经济对中国FDI流入动机的影响研究:基于272个城市面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2022(5):17-31.
- [44] 王海霞,黄潇,张帅.数字经济推动城乡融合发展的路径选择[J].中国行政管理,2023(7):155-158.
- [45] 韩长根,张力.互联网是否改善了中国的资源错配:基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J].经济问题探索,2019(12):43-55.
- [46] 曹吉云.我国总量生产函数与技术进步贡献率[J].数量经济技术经济研究,2007(11):37-46.
- [47] 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.
- [48] 彭影.数字经济下创新要素综合配置与产业结构调整[J].当代经济管理,2022(3):48-58.
- [49] 刘芳.高速铁路、知识溢出与城市创新发展:来自278个城市的证据[J].财贸研究,2019(4):14-29.
- [50] 陶长琪,杨海文.空间计量模型选择及其模拟分析[J].统计研究,2014(8):88-96.
- [51] 钟甫宁.从要素配置角度看中国农业经营制度的历史变迁[J].中国农村经济,2021(6):2-14.

## The mechanism, spatial spillover and threshold effect of digital economy to alleviate urban-rural factor mismatch

Zhou Hui<sup>1</sup>, Liu Yang<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu233030, P. R. China;

2. School of International Economics and Management, Capital University of Economics and Business, Beijing100026, P. R. China)

**Abstract:** The integration of the digital economy with various sectors of the economy and society is expanding in breadth and depth. Factor mismatch restricts the long-term and stable development of the economy. Based on the panel data of 287 prefecture-level cities in China from 2011 to 2022, this paper calculates the digital economy and urban-rural factor mismatch level, and explores the impact of digital economy on urban-rural factor mismatch. The following conclusions are drawn: 1) The digital economy mitigates factor mismatches in the agricultural and non-agricultural sectors and has significant spatial spillover effects; the digital economy mitigates the factor mismatches in the agricultural sector for the region but exacerbates the mismatches in neighboring regions. With the development of the digital economy, the non-agricultural sector mitigates the factor mismatch in the local and neighboring regions. 2) The digital economy ameliorates factor mismatch in urban and rural areas through the indirect effects of optimizing the employment structure and guiding the flow of production factors via foreign investment, and urbanization, government intervention, and the level of financial development mitigate factor mismatch in both sectors. 3) There is regional heterogeneity in the improvement of urban-rural factor mismatch by the digital economy, and the improvement effect of mismatch in the agricultural sector is the best in the east, followed by the northeast and the west; the improvement effect of mismatch in the non-agricultural sector is the best in the northeast. 4) The digital economy has a double threshold effect for mismatch in the agricultural sector and a single threshold effect for mismatch in the non-agricultural sector, and there is regional heterogeneity. This article makes up for the insufficiency of existing research that focuses mainly on the misallocation of factors among regions. Based on the analysis of the driving forces and entry patterns of the optimal allocation of urban and rural factors, it examines and describes the forms of misallocation of urban and rural factors that exist at the present stage, quantitatively identifies and tests the existence of the misallocation of urban and rural factors and its profound impact on the development of agriculture and rural areas and the welfare of farmers. It also analyzes the deep-seated institutional and mechanism roots, as well as the improvement mechanism for the mismatch of urban and rural factors under the background of the digital economy. Based on the framework of symbiotic development between urban and rural areas, this paper explores the paths for the digital economy to alleviate the mismatch of urban and rural factors from two aspects: the introduction of external factors and the activation of internal factors. The article provides empirical evidence for optimizing the allocation of urban and rural factors.

**Key words:** digital economy; urban-rural factor mismatch; employment structure; spatial spillover; threshold effect

(责任编辑 傅旭东)