数字产业集聚如何驱动绿色全要素生产率提升*

——基于资源错配视角的实证研究

朱高立[1]，饶芳萍[1]，张　建[2]，李发志[3]

（1. 南京财经大学公共管理学院，南京 210023；2. 中国矿业大学公共管理学院，江苏徐州 221116；
3. 南京邮电大学社会与人口学院，南京 210023）

摘　要：在中国经济“新常态”和“供给侧改革”背景下，数字产业集聚对改善资源错配，进而提升绿色全要素生产率有重要意义。文章基于 2005—2022 年中国 30 个省（区、市）的面板数据，考察了数字产业集聚对绿色全要素生产率的总体作用和异质性影响，并论证了资源错配在其中所发挥的传导作用。研究发现：数字产业集聚能够显著提升绿色全要素生产率，且存在区域和时间异质性，东部地区效果最显著，西部地区最弱，2013—2022 年优于 2005—2012 年。机制分析结果表明，数字产业集聚对绿色全要素生产率的助力通过改善地区资本错配、劳动力错配和土地资源错配得以实现。门槛效应结果显示，只有当劳动力错配、资本错配和土地资源错配维持在一定水平内，数字产业集聚对绿色全要素生产率的促进效果才能显现，反之则会出现阻碍作用。基于研究结果，文章给出了搭建数字产业创新生态系统、推动数字技术教育和培训、制定动态化和差异化的数字产业集聚策略、聚焦于资源的高效配置和利用等建议。

关键词：数字产业集聚；资源错配；绿色全要素生产率

中图分类号：F205；F123　**文献标识码：**A　**文章编号：**1006-2912（2025）05-0063-14

一、引　言

资本深化、人力资本改善和全要素生产率提升是劳动生产率增长的三个主要贡献因素（Baltabaev，2014）[1]。其中，全要素生产率是推动经济增长的核心动力之一（温皓然和林树，2024）[2]。2015 年 3 月，中国政府首次在其工作报告中指出“提高全要素生产率”，这将推动中国

作者简介：朱高立，南京财经大学公共管理学院讲师、硕士生导师，管理学博士，研究方向：资源与环境经济学；饶芳萍（通讯作者），南京财经大学公共管理学院副教授、硕士生导师，研究方向：土地经济与政策；张建，中国矿业大学公共管理学院副教授、硕士生导师，研究方向：土地经济与政策；李发志，南京邮电大学社会与人口学院讲师，管理学博士，研究方向：产业经济。

*　**基金项目：**教育部人文社会科学研究青年基金项目“乡村产业环境规制对耕地利用变化的影响研究”（21YJC630183），项目负责人：朱高立；国家自然科学青年基金项目“农业支持保护补贴对种植大户非粮化的影响机理与政策优化研究”（72304270），项目负责人：张建；国家自然科学基金面上项目“村级自治下农地产权政策落地实施、产权状态与流转供需错配：影响机理及政策优化”（72173061），项目负责人：饶芳萍。

中国知网　https://www.cnki.net

经济由投入型增长转向效率型增长。党的二十大报告中强调，“着力提高全要素生产率”，凸显了其对全面建设社会主义现代化国家的重大价值。需要指出的是，传统的全要素生产率研究存在过分关注经济运行效率，忽略环境因素等问题。改革开放四十多年来，工业化和城市化的快速推进导致环境问题越来越突出，包括空气污染、水污染、土壤污染和资源消耗等。这些环境问题对人类健康和生态系统造成了严重的负面影响（He et al.,2017；梁育填等，2021）[3-4]。经济发展阶段性规律表明，单纯依靠生产要素投入和提高资本劳动比可能会导致经济发展模式陷入低效、高污染的困境（Baloch et al.,2019;Usman et al.,2021）[5-6]。在此情况下，绿色全要素生产率受到越来越多的关注，其不仅考虑了传统的生产投入（如劳动、资本、原材料等）和产出，还考虑了与环境相关的负产出（如废物排放和污染物）和资源消耗。在“双碳”目标和建设人与自然和谐共生的现代化历史任务下，如何通过绿色全要素生产率提升引领社会通向绿色发展之路，值得深入探讨。对此，本文采用2005—2022年中国30个省（区、市）的面板数据，探究数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响效应，并讨论资源错配在其中所发挥的传导机制，旨在为更精准的数字产业与绿色发展政策制定提供理论依据。

二、文献综述

现有的关于绿色全要素生产率（Green Total Factor Productivity，简称GTFP）的研究主要从以下几个方面切入：一是政策驱动与制度环境。大量研究关注政府在推动绿色发展中的作用，探讨了环境保护税（韩菲和闫书淇，2023）[7]、贸易开放（章志华等，2023）[8]、信息披露制度（李少林和杨文彤，2022）[9] 等政策工具对GTFP的影响。二是技术进步与创新。学者普遍认为，技术创新是提高GTFP的重要动力，数字化和智能化技术的应用为绿色生产效率提升提供了新路径（周晓辉等，2021）[10]。三是资源配置和产业结构路径。相关学者研究认为资源配置和产业结构路径是推动GTFP提升的关键因素（徐伟呈，2023）[11]。尽管现有研究取得了诸多成果，但仍存在一些不足。首先，继农业经济和工业经济之后，数字经济被普遍认为是第三类经济范式（钞小静，2022）[12]，现有研究大部分集中在传统产业和政策层面的讨论，缺乏对新兴产业特别是数字经济对绿色全要素生产率的系统性探讨。其次，尽管已有研究探讨了资源错配对GTFP的影响，但在如何通过数字化手段优化资源配置和减少资源错配方面的研究较为薄弱。与以往研究不同，在讨论数字经济与绿色全要素生产率关系过程中，本研究将把研究视角聚焦于数字产业集聚，原因在于数字产业集聚区域通常拥有更密集的资源和信息交流网络，有助于促进技术创新和知识共享，加速技术应用进步，提高绿色生产率和环境绩效，进而在绿色全要素生产率方面可能发挥更积极的作用。在数字产业集聚影响绿色全要素生产率过程中，数字产业集聚通常会引起资源，特别是资本、劳动力和土地资源的重组和再分配，这一过程可能会改善或恶化现有的资源错配状况。引入资源错配对于理解和量化数字产业集聚如何通过影响资源配置来提升或抑制绿色全要素生产率至关重要。这一分析有助于找出优化数字产业集聚策略以改善资源错配的可能路径。

本文的主要贡献在于：第一，提出并验证了数字产业集聚通过优化资源配置（特别是劳动力、资本、土地资源的配置）提升绿色全要素生产率（GTFP）的假设，为理解数字化转型背景下的资源配置提供了新视角。第二，揭示了数字产业集聚对GTFP的影响在不同地区和时间段表现出的异质性，该分析有助于理解不同经济和地理背景下的数字产业集聚效应。第三，考察了三种资源错配类型的门槛效应，指出只有在一定条件下数字产业集聚才能有效提升GTFP，这一发现为政策制定提供了更为精细的依据。

三、理论分析与研究假设

（一）数字产业集聚与绿色全要素生产率

传统经济增长方式存在两点弊端：一是生产过程中需要消耗大量的生产要素，生产成本较高；

中国知网 https://www.cnki.net

二是产品质量一般，经济效益较低（Han et al.,2022）[13]。数字产业集聚为优化传统经济增长方式提供了新思路，为提升绿色全要素生产率提供了新路径。数字产业集聚是数字产品制造业与服务业企业及相关机构实现协同化和集聚化发展，并推动产业链上下游跨链合作和网络化协作的过程（辛璐璐，2023）[14]，其可以通过知识溢出、协同效应、竞争优势、基础设施共享等多种正向效应提升绿色全要素生产率。第一，知识溢出效应。根据雅各布斯的外部性理论，知识的外溢更易发生在互补产业之间，新思想更容易在相近但不同产业的交流之间产生。当区域内汇集了大量不同类型的数字产业，一方面，数字产业能够共享基于投入产出关联的市场、基础设施以及劳动力，推动知识和技术在产业间的溢出（乔艺波，2023）[15]；另一方面，距离的缩短使得数字产业间的互动成本降低，有助于实现产业间优势互补，降低生产或交易成本。第二，协同效应。企业间的合作可以共享资源、信息和技术，这种协同作用促进了环保技术和管理实践的发展。例如，集聚区企业共同投资一个高效废物处理系统，或共享一个低碳技术研发平台，这种协同效应有助于提高区域内绿色全要素生产率。第三，竞争优势效应。一般而言，数字产业相关企业在同一区域内集聚必然会导致同类企业间的竞争，集聚区内的竞争促使企业不断寻求创新以维持竞争优势（郑冠群等，2021）[16]。企业间通过模仿和采纳各自的有效实践和绿色技术提高自身的生产效率和环境绩效。这种学习和模仿过程有助于数字产业集聚区内绿色全要素生产率的提升。第四，基础设施共享。数字基础设施是推动我国工业数字化、智能化、绿色化和服务化转型升级的重要支撑（蔺鹏和孟娜娜，2023）[17]。数字产业集聚提供的数据处理能力和能源管理系统可以显著降低企业的运营成本和能耗。基础设施的共享有利于推广绿色技术和提高能源利用效率，对提升集聚区绿色全要素生产率具有积极作用。综上所述，提出假说 1：

H1：数字产业集聚有助于促进绿色全要素生产率的提升。

（二）数字产业集聚、资源错配与绿色全要素生产率

数字产业集聚通过改善劳动力错配、资本错配和土地资源错配，为提升绿色全要素生产率提供了关键动力支持。具体来看，在劳动力方面：首先，数字产业集聚通过信息技术扩散和数据共享促进劳动力市场信息透明化，降低求职与招聘的匹配成本，从而优化劳动力配置效率，减少结构性错配。其次，集聚效应带来的人才聚集和知识溢出效应（赵放等，2024）[18]，加速了技能型劳动力与高生产率企业的匹配，推动企业技术创新与生产流程优化，为绿色生产技术的推广提供了支持。此外，数字产业集聚通过提升区域内的资源整合能力，减少重复建设与资源浪费，间接降低能源消耗和污染排放，进一步提高绿色全要素生产率。最后，数字技术与智能化应用通过强化劳动力与资本的协同作用，提高资源利用效率和劳动生产率，促使产业链各环节实现更高质量的绿色发展。综上，数字产业集聚通过改善劳动力错配，不仅提高了劳动力市场运行效率，还促进了经济发展与生态环境保护的协同统一，从而推动绿色全要素生产率的持续提升。在资本方面：首先，数字产业集聚通过信息技术和金融科技的广泛应用，降低资本配置中的信息不对称，提升资本流动效率，使资金更多地流向绿色高效产业，减少对低效率和高污染企业的资源浪费。其次，集聚效应强化了资本市场的规模经济与网络效应（Huang et al.,2020）[19]，推动绿色金融工具的创新与普及，例如绿色债券和碳交易等，为绿色技术研发和生态环保项目提供更充足的资金支持。再次，数字技术提升资本的精准匹配能力，通过大数据和人工智能优化资本投入方向，增强资本在高效率、低污染领域的生产率，从而实现资源的高效利用。此外，数字产业集聚促进区域间资本资源整合与跨行业协作，通过优化资本在产业链上下游的配置结构，减少重复投资和低效资本使用（Fernandez-Escobedo et al.,2024）[20]。综上，数字产业集聚通过改善资本错配，不仅提升了资本配置效率与经济效益，还推动了绿色技术创新和资源节约型生产方式的广泛应用，从而显著提高绿色全要素生产率。在土地资源方面：首先，数字产业集聚优化了区域土地资源配置效率，通过数字技术和大数据分析提高土地开发利用的科学性，减少低效闲置和重复开发现象，实现土地资源的高效利用。其次，集聚效应带来产业链上下游协同发展（刘维林和颜钶洋，2024）[21]，

中国知网 https://www.cnki.net

推动土地资源向高技术、高效率领域流动，促进土地的用途升级和结构优化，提升土地资源的边际生产率。再次，数字技术的应用加速绿色产业空间布局优化，通过智能化管理和资源整合，推动土地承载能力与生态效益最大化，减少不合理的开发强度和环境负担。综上，数字产业集聚通过改善土地资源错配，不仅提升了土地利用效率，还助力经济高质量发展与生态环境保护协调统一，有效推动绿色全要素生产率的提升。综上所述，提出假设 2：

H2：数字产业集聚通过改善劳动力错配、资本错配和土地资源错配达到优化资源配置的效果，进而提升绿色全要素生产率。

四、模型设定与变量选取

（一）模型设定

为探究数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响，构建如下模型：

$$Tfp_{it} = C + \alpha_1 Inca_{it} + \alpha_2 Contrals_{it} + e_{it} + \varphi_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

式（1）中，i 表示省份，t 表示年度，Tfp_{it} 为因变量，表示省份 i 在第 t 年的绿色全要素生产率；$Inca_{it}$ 为自变量，表示数字产业集聚水平；$Contrals_{it}$ 为系列控制变量；e_{it} 为随机扰动项；ε_i 为地区固定效应；φ_t 为时间固定效应。

为检验数字产业集聚能否通过改善资源错配提升绿色全要素生产率，构建中介效应模型，采取逐步回归的方式进行中介效应检验：

$$Tfp_{it} = C + \alpha_1 Inca_{it} + \alpha_2 Contrals_{it} + e_{it} + \varepsilon_i + \varphi_t \quad (2)$$

$$Rit_{it} = C + \beta_1 Inca_{it} + \gamma\beta_2 Contrals_{it} + e_{it} + \varepsilon_i + \varphi_t \quad (3)$$

$$Tfp_{it} = C + \gamma_1 Inca_{it} + \gamma_2 Rit_{it} + \gamma_3 Contrals_{it} + e_{it} + \varepsilon_i + \varphi_t \quad (4)$$

其中，Rit_{it} 为中介变量，表示所在省份 i 第 t 年的资源错配，包含劳动力错配（Kit）、资本错配（Lit）和土地资源错配（Mit）三类。中介效应检验通常分四步：第一步，检验自变量对因变量的总效应是否显著，若不显著则无需继续；若显著，进入第二步。第二步，分别检验自变量对中介变量，以及中介变量对因变量的路径系数，若均显著，进入第三步；若有一项不显著，进入第四步。第三步，控制中介变量后，检验自变量对因变量的直接效应，若不显著则为完全中介，若显著则为部分中介。第四步，进行 Sobel 检验，若结果显著，则中介效应成立，否则不显著。Sobel 检验依靠 E 值判断是否存在中介效应：

$$E = \frac{a * b}{\sqrt{a^2 * SE_b^{\ 2} + b^2 * SE_a^{\ 2}}} \quad (5)$$

式（5）中，SE_a 和 SE_b 为系数 a 和 b 的标准误，若 E 的绝对值大于 Mac Kinner 给出的 5% 显著性水平对应的临界值 0.97，则具有中介效应，否则没有。

（二）变量说明

解释变量：数字产业集聚（$Inca$）。根据中国信息通信研究院的提法，当前数字经济主要包括四大部分：数字产业化、产业数字化、数字化治理及数据价值化，这四部分形成了当前国内认识数字经济的“四化框架”。其中，数字产业化和产业数字化是两大核心内容（袁华锡和刘耀彬，2019）[22]。本文所研究的数字产业即数字产业化产业，主要涉及信息传输、软件与信息技术服务业以及计算机、通信和其他电子设备制造业两个行业。据此，采用区位熵方法构建数字产业集聚指标测度数字产业集聚度：

$$AGG_{ij} = \frac{MI_{i,j}/MI_i}{MI_j/MI} \quad (6)$$

式（6）中，$MI_{i,j}$ 表示 i 省份 j 产业的主营业务收入；MI_i 表示 i 省份所有产业主营业务收入；MI_j 表示全国 j 产业的主营业务收入；MI 表示全国所有产业的主营业务收入。数字产业主营业务收

中国知网 https://www.cnki.net

入采用信息传输、软件和信息技术服务业就业人数以及计算机、通信和其他电子设备制造业主营业务收入之和表示。

被解释变量：绿色全要素生产率（*Tfp*）。参考杨书等（2022）[23]、汪红驹和丁少斌（2023）[24]的研究，选择 SBM 模型测度绿色全要素生产率。

中介变量：资源错配（*Rit*）。其中，关于资本错配指数和劳动力错配指数的衡量，参考白俊红和刘宇英（2018）[25]、赵志耘等（2006）[26] 的方法。关于土地资源错配指数的衡量，以往研究通常采用协议出让面积与国有建设用地总面积之比表示（李勇刚，2023）[27]。本文认为，相较于面积比例，用价格衡量错配程度更为准确，因此参考韩峰等（2021）[28] 的研究，选用商服用地价格和工业用地价格之比来表示土地资源错配状况。

$$Mit_{it} = \frac{Laprbu_{it} - Laprdu_{it}}{Laprbu_{it}} \tag{7}$$

式（7）中，$Laprbu_{it}$ 表示 i 地区 t 年商服用地均价，$Laprdu_{it}$ 表示 i 地区 t 年工业用地均价，Mit_{it} 指数越大，说明土地资源错配状况越严重。

控制变量。本研究还参考相关研究成果（樊鹏飞等，2016；李虹等，2022）[29-30]，选取了一些影响绿色全要素生产率的因素作为控制变量。其中，绿色创新水平（*Tale*）用绿色专利申请量表示；经济发展水平（*Ecde*）用人均 GDP 取对数表示；市场化水平（*Marle*）用城镇私营个体单位的从业人数与地区所有从业人数之比表示；对外直接投资（*Ofdi*）用对外直接投资存量表示；对外开放程度（*Depe*）用年末外商直接投资额与年末生产总值的比值表示。

（三）数据说明

本文以 2005—2022 年中国 30 个省（区、市）（由于部分数据缺失，本研究样本未含西藏和港澳台）的面板数据为研究样本，数据来源于《中国统计年鉴》、各省（区、市）统计年鉴、国家统计局数据库、国泰安数据库（CSMAR）和中国研究数据服务平台（CNRDS）等权威渠道。为确保数据的准确性与一致性，研究采用多项处理方法：首先，以 2004 年为基准年份，通过 GDP 平减指数对经济变量进行平稳化处理，剔除物价波动影响；针对部分省份的缺失数据，采用线性插值与样条插值相结合的方法补全，并进行多源数据交叉验证；采用四分位距法剔除异常值以减少极端观测的干扰。表 1 为变量的描述性统计结果。

表 1　变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本数	标准差	均值	最大值	最小值
被解释变量	绿色全要素生产率	*Tfp*	540	0.035	1.243	1.728	0.568
解释变量	数字产业集聚	*Inca*	540	0.062	0.536	0.884	0.254
中介变量	劳动力错配	*Kit*	540	0.032	1.213	1.653	0.913
	资本错配	*Lit*	540	0.054	1.157	1.576	0.782
	土地资源错配	*Mit*	540	0.047	1.352	1.683	0.890
控制变量	绿色创新水平	*Tale*	540	0.075	2.561	3.425	1.725
	经济发展水平	*Ecde*	540	0.126	10.116	11.373	8.533
	市场化水平	*Marle*	540	0.061	0.354	0.627	0.187
	对外直接投资	*Ofdi*	540	0.089	1.213	2.582	0.144
	对外开放程度	*Depe*	540	0.038	0.095	0.566	0.013

五、实证分析与检验

（一）基准回归分析

基准回归结果见表 2。其中，模型（1）呈现的是没有考虑区域和时间固定效应的回归结果，

中国知网 https://www.cnki.net

模型（2）加入了区域固定效应，模型（3）加入了时间固定效应，而模型（4）呈现的是同时考虑了区域和时间固定效应下的回归结果。结果显示，数字产业集聚显著正向影响绿色全要素生产率。具体来看，四种模型中 *Inca* 的估计系数分别为 0.173、0.155、0.142、0.138，均显著相关，具备一定的统计学意义，且四模型的估计系数相对稳定，进一步表明了回归结果的可靠性。这表明数字产业集聚对绿色全要素生产率提升有正向促进效果，假设 1 得以验证。

表 2　基准分析

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）
Inca	0.173***	0.155**	0.142***	0.138*
	（2.855）	（2.509）	（4.226）	（1.674）
Tale	0.181**	0.179	0.099*	0.112**
	（2.085）	（0.226）	（1.702）	（2.520）
Ecde	−0.035**	−0.052**	−0.075*	−0.065*
	（−2.068）	（−2.175）	（−1.720）	（−1.864）
Marle	0.092***	0.047**	0.062**	0.028*
	（3.640）	（2.254）	（2.228）	（1.890）
Ofdi	0.193	0.108	0.073***	0.098
	（0.053）	（1.384）	（5.986）	（1.046）
Depe	0.112***	0.215	0.263**	0.166**
	（3.299）	（1.623）	（2.487）	（2.057）
省份固定	NO	YES	NO	YES
时间固定	NO	NO	YES	YES
N	540	540	540	540
Adj. R^2	0.353	0.429	0.404	0.526

注：＊＊＊、＊＊和＊分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；（）内为 t 值。下同。

（二）内生性检验

上述基准分析可能会忽略模型中潜在的内生性问题，即数字产业集聚不仅可能提升绿色全要素生产率，绿色全要素生产率也可能通过促进资源优化配置反作用于数字产业集聚，两者之间可能存在双向因果关系。为减轻这一双向因果关系导致的内生性偏误，本文采用各省份数字产业政策支持力度指数作为数字产业集聚的工具变量，以进行内生性检验。具体而言，各省（区、市）的数字产业政策支持力度指数能够反映地方政府对数字产业发展的干预程度，这一政策变量影响数字产业集聚的程度较为显著，但并不会直接作用于绿色全要素生产率，符合工具变量的相关性和外生性假设。此外，从经济逻辑上看，政策支持力度是区域数字产业集聚的重要外生推动因素，因而是合适的工具变量。表 3 列（1）展示了工具变量回归的结果，可以看出，数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响显著为正，证明这一结果是稳健的。此外，LM 统计量 P 值为 0.000，工具变量排除了识别不足问题。Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量 10%偏误的临界值，弱工具变量问题不存在。

中国知网　https://www.cnki.net

（三）稳健性检验

表3中列（2）-（5）采用截尾、缩尾、替换变量及更改聚类标准等多种方法进行稳健性检验。首先，为处理观测数据中的极端值对模型的潜在偏误影响，本文分别对样本数据进行了双边截尾1%和双边缩尾1%的处理。结果显示，截尾和缩尾后的回归系数与基准回归结果一致，*Inca* 的显著性和方向均未发生根本性变化，表明基准结果不受极端值影响，模型稳健性较高。其次，为验证回归结果是否依赖于绿色全要素生产率的测算方法，本文采用OP法重新估算绿色全要素生产率并进行回归。替换变量后的结果显示，*Inca* 的回归系数仍显著为正，控制变量的方向与显著性亦保持一致，进一步验证了模型结果的稳健性。最后，本文更改了聚类标准，将误差项的聚类层级从省份调整至全国，以更严格的假设验证模型结果。在全国聚类下，*Inca* 的回归系数仍显著为正，控制变量的显著性和方向变化幅度较小，说明结果不依赖于特定的误差结构假设。

表3　内生性检验和稳健性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	内生处理	截尾	缩尾	替换变量	更改聚类标准
Inca	0.105***	0.088*	0.110***	0.138*	0.157***
	（2.971）	（1.760）	（2.603）	（1.758）	（6.984）
Tale	0.125***	0.107**	0.298**	0.157*	0.139**
	（3.105）	（2.503）	（2.447）	（1.773）	（2.051）
Ecde	-0.142*	-0.134	-0.024	-0.150*	-0.101***
	（-1.956）	（-0.919）	（-1.256）	（-1.852）	（-3.637）
Marle	0.089***	0.055**	0.032	0.098*	0.101**
	（4.721）	（2.377）	（0.974）	（1.769）	（1.994）
Ofdi	0.115***	0.124***	0.265	0.174*	0.105*
	（3.107）	（4.189）	（0.761）	（1.829）	（1.739）
Depe	0.243*	0.271	0.181*	0.209***	0.151*
	（1.893）	（1.024）	（1.713）	（5.046）	（1.739）
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
LM统计量	16.135				
	（0.000）				
Wald F统计量	33.327				
	（15.457）				
N	540	540	540	540	540
Adj. R^2	0.523	0.488	0.519	0.602	0.519

（四）异质性分析

1. 区域异质性。考虑到不同区域在经济发展水平、产业结构、创新能力和环境政策等方面的差异显著，这些差异化特征可能导致数字产业集聚对绿色全要素生产率影响机制和程度的不同。

中国知网 https://www.cnki.net

为此，将30个省（区、市）划分为东部、中部、西部和东北部四大经济区域[①]，据此探讨不同区域数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响。表4中列（1）-（4）展示了由基准模型捕捉的不同区域的异质性。可以发现，数字产业集聚对四大经济区域的绿色全要素生产率均存在促进作用，但影响程度存在区域间差异，即东部地区最高，中部地区和东北部地区次之，西部地区最低，原因在于东部地区在资源、人才、网络、基础设施等方面具有优势，借助于这些优势的共同作用，东部地区绿色全要素生产率的提升速度最快。

2. 时间异质性。当前我国的数字经济正在从追求速度的扩张模式转向注重质量和效益的内涵式增长。在此背景下，数字产业化对绿色全要素生产率的影响是否存在时间异质性？据此，将样本划分为2005—2012和2013—2022两个阶段，探讨了不同时间段下数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响，见表4列（5）-（6）。研究结果显示，数字产业集聚对不同时间段绿色全要素生产率均存在促进作用，原因在于数字产业集聚可以通过知识溢出、协同效应、竞争优势、基础设施共享等多种正向效应提升绿色全要素生产率。进一步分析还可以发现，数字产业集聚对不同时间段绿色全要素生产率的影响存在差异化特征。具体来看，2005—2012年间，数字产业集聚的系数估计值为0.074，2013—2022年间，数字产业集聚的系数估计值为0.137，结果发现，数字产业集聚对绿色全要素生产率的促进效果第一阶段小于第二阶段，这种差异主要源于数字产业发展的阶段性特征和政策支持力度的不同。在2005—2012年间，数字产业处于初步发展阶段，技术创新能力较弱，数字化与产业的融合深度有限，对绿色生产效率的提升作用较小。而2013—2022年，数字产业加速集聚，数字技术在资源优化配置和绿色生产中的应用更加广泛，同时政策层面加大了对绿色发展的支持，推动了数字产业对绿色全要素生产率的显著提升。

表4　基于区域和时间的异质性分析

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	2005—2012年	2013—2022年
Inca	0.176***	0.095*	0.030	0.089	0.074***	0.137*
	（2.859）	（1.764）	（0.984）	（0.057）	（3.440）	（1.933）
Tale	0.478	0.732***	0.544**	0.798**	0.986	0.240*
	（0.956）	（4.276）	（2.128）	（2.304）	（1.320）	（1.739）
Ecde	-0.076***	-0.159	-0.107	-0.090**	-0.343	-0.026
	（-5.103）	（-0.797）	（-1.510）	（-2.134）	（-0.700）	（-0.766）
Marle	0.067*	0.066**	0.053***	0.053	0.066	0.065
	（1.855）	（2.502）	（3.265）	（0.051）	（1.603）	（1.358）
Ofdi	0.115	0.242	0.035**	0.061*	0.068**	0.194
	（0.228）	（0.705）	（2.290）	（1.928）	（2.190）	（0.283）
Depe	0.145	0.082***	0.135	0.072**	0.019	0.156**
	（1.318）	（7.876）	（0.792）	（2.348）	（1.236）	（2.171）

① 依据国家统计局统计分类标准，我国的经济区域划分为东部、中部、西部和东北地区，具体划分为：东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南10省（市）；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆12省（区、市）；东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。

中国知网 https://www.cnki.net

续表 4

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	2005—2012 年	2013—2022 年
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	180	108	198	54	240	300
Adj. R^2	0. 471	0. 572	0. 493	0. 394	0. 574	0. 475

六、作用机制分析

本文实证检验了数字产业集聚促进绿色全要素生产率的三个传导机制。其中，表 5 中模型（1）和模型（2）为以劳动力错配作为机制变量的回归结果。模型（1）中，*Inca* 的系数显著为负，模型（2）中，*Kit* 的系数为负但不显著，需要进行 Sobel 检验，结果表明 Z 值统计量为 1. 27，绝对值大于 Mac Kinner 给出的 5%显著性水平对应的临界值 0. 97，这意味着劳动力错配在数字产业集聚和绿色全要素生产率的关系中发挥着中介效应，即在其他条件不变的情况下，数字产业集聚水平的提升有助于改善劳动力错配，进而促进绿色全要素生产率的提升。表 5 中模型（3）和模型（4）为以资本错配作为机制变量的回归结果。模型（3）中，*Inca* 的系数显著为负，模型（4）中，*Lit* 的系数显著为负，意味着数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响至少有部分是通过中介变量实现的。之后，查验模型（4）中 *Inca* 的系数，显著为正，表明资本错配在其中发挥部分中介效应。表 5 中模型（5）和模型（6）为以土地资源错配作为机制变量的回归结果。模型（5）中，*Inca* 的系数为负且显著，模型（6）中，*Mit* 的系数为负但不显著，需要进行 Sobel 检验，结果表明 Z 值统计量为 2. 51，大于临界值 0. 97，这意味着在其他条件不变的情况下，数字产业集聚水平的提升有助于改善土地资源错配，进而促进绿色全要素生产率提升。

表 5　机制检验

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）	模型（5）	模型（6）
	Kit	*Tfp*	*Lit*	*Tfp*	*Mit*	*Tfp*
Inca	−0. 963* （−1. 752）	0. 131** （2. 565）	−0. 221** （−2. 328）	0. 648* （1. 765）	−0. 957** （−2. 463）	0. 188*** （5. 326）
Kit		−0. 100 （−0. 129）				
Lit				−0. 078** （−2. 391）		
Mit						−0. 333 （−1. 123）
控制	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel Z	1. 27				2. 51	
N	540	540	540	540	540	540
Adj. R^2	0. 695	0. 542	0. 395	0. 585	0. 584	0. 367

中国知网　https://www.cnki.net

七、进一步分析

数字产业集聚影响绿色全要素生产率的过程中，资源错配在其中发挥着重要的传导作用，但是否存在门槛效应，尚有待检验。为此，选择以资源错配为门槛变量，构建如下门槛面板模型：

$$Tfp_{it} = C + \delta_1 Inca_{it} \times I\cdot(R_{it} \leqslant \theta_1) + \delta_2 Inca_{it} \times I\cdot(\theta_1 < R_{it} \leqslant \theta_2) + \cdots + \delta n Inca_{it} \times I\cdot(\theta_{n-1} < R_{it} \leqslant \theta_n) + \delta_{n+1} Inca_{it} \times I\cdot(\theta_n > R_{it}) + \delta_c Contrals_{it} + e_{it} + \varepsilon_i + \varphi_t \quad (8)$$

式（8）中，$I(\cdot)$为指示性函数，Tfp_{it} 表示 i 省份 t 时期的绿色全要素生产率；R_{it} 为门槛变量，包含劳动力错配（*Kit*）、资本错配（*Lit*）和土地资源错配（*Mit*）三个内容。θ_1、θ_2、…、θ_n 表示 n 个门限值；$Inca_{it}$ 表示数字产业集聚水平；δ_1、δ_2、…、δ_n 为不同门限区间的回归系数；$Contrals_{it}$ 为控制变量。

表 6 展示了采用劳动力错配、资本错配和土地资源错配作为门槛变量的数字产业集聚对绿色全要素生产率影响的门槛效应检验结果。结果揭示了数字产业集聚在不同资源错配背景下对绿色全要素生产率的影响呈现出显著的层次性。对于劳动力错配，其单一门槛与双重门槛效应均在 5% 的显著性水平下显著，而未观察到三重门槛效应的显著性，即劳动力错配在数字产业集聚影响绿色全要素生产率过程中呈现双重门槛现象，具体门槛值为 13.310 和 13.573。对资本错配而言，单一和双重门槛效应同样在 1%的显著性水平下显著，三重门槛效应则不显著，揭示了在数字产业集聚影响绿色全要素生产率的过程中，资本错配存在明显的双重门槛效应，相应门槛值定在 13.051 和 13.437。同理，土地资源错配在数字产业集聚影响绿色全要素生产率的背景下，单一门槛和双重门槛测试至少在 5%显著性水平下显著，未发现三重门槛的显著性，表明劳动力错配在此过程中也表现出双重门槛效应，门槛值分别为 13.324 和 14.021。

表 6　门槛模型检验结果

模型	门槛变量	门槛数	门槛值	F 值	P 值	1%	5%	10%
Inca-Tfp	*Kit*	单一	13.310	71.543	0.040	47.978	29.157	19.437
		双重	13.573	92.748	0.029	33.255	18.392	15.567
		三重	13.337	80.674	0.719	60.866	37.896	30.101
	Lit	单一	13.051	61.690	0.007	42.967	48.074	33.327
		双重	13.437	82.589	0.000	34.536	24.357	17.488
		三重	13.172	90.456	0.625	33.192	42.437	24.327
	Mit	单一	13.324	63.803	0.009	44.439	49.674	34.364
		双重	14.021	85.462	0.044	35.718	25.328	18.088
		三重	13.534	93.387	0.647	34.328	43.973	25.160

表 7 揭示了数字产业集聚与绿色全要素生产率之间的关系会随着门槛变量的变化而表现出不同的影响强度。在劳动力错配（*Kit*）作为门槛变量的情形下，检验结果显示，随着劳动力错配程度的变化，数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响经历了不同阶段的变化，这表明劳动力资源的优化配置是激活数字产业集聚潜力的关键。具体而言，当错配程度处于中低门槛值（≤13.573）时，数字产业集聚通过促进劳动力技能匹配、提升劳动生产效率及推动区域技术扩散等方式，对绿色生产率产生正面效应。而在高门槛值（>13.573）下，这种正面效应可能因为错配程度过高而受到抑制。错配程度过高可能导致人才流动受阻或技能浪费，进而削弱产业集聚效应。对于资本错配（*Lit*）而言，门槛检验揭示了资本资源配置的有效性在数字产业集聚中扮演的关键角色。资本错配的门槛效应表明，在不同程度的资本配置不均匀性下，数字产业集聚对绿色全要素生产

中国知网　https://www.cnki.net

率的促进作用呈现出明显的分层性。具体而言，在资本错配较低（≤13.437）的条件下，数字产业集聚能够通过优化资本配置、支持数字化基础设施建设和推动高效企业技术创新，从而促进绿色全要素生产率的提升。然而，当资本错配程度超过较高门槛值（>13.437）时，资源配置效率降低，资本利用集中在低效领域，导致数字产业集聚的激励作用被削弱甚至反转。此外，资本错配还可能对企业间的资本竞争产生负面影响，尤其是在融资成本上升或流动性限制的情形下。土地资源错配（*Mit*）的分析进一步强调了土地利用效率对于实现绿色增长的重要性。土地资源的错配不仅影响了数字产业集聚的空间布局，也对其环境效益产生了直接影响。门槛效应的结果显示，当土地资源错配达到一定程度时，数字产业集聚能否有效促进绿色全要素生产率的提升，高度依赖于土地资源管理和配置的优化。在错配程度较低（≤14.021）时，数字产业集聚能够通过提升土地利用效率、促进产业合理布局和减少土地闲置浪费，来提高绿色全要素生产率。然而，在土地错配超过门槛值后（>14.021），土地资源利用效率降低，可能导致空间集聚效应被抑制，同时增加环境成本和区域发展不平衡的风险。上述门槛效应的存在反映出不同资源配置对数字产业集聚效应的调节作用，其中劳动力、资本和土地的错配程度在一定程度上决定了数字产业集聚能否有效推动绿色增长。

表 7　门槛模型估计结果

变量	*Tfp*		*Tfp*		*Tfp*
Inca （Kit_L≤13.310）	0.243*** （5.453）	*Inca* （Lit_L≤13.051）	0.327* （1.743）	*Inca* （Mit_L≤13.324）	0.125*** （4.634）
Inca （13.310<Kit_M≤13.573）	0.035** （2.030）	*Inca* （13.051<Lit_M ≤13.437）	0.007** （2.434）	*Inca* （13.324<Mit_M ≤14.021）	0.054* （1.747）
Inca （Kit_H>13.573）	−0.137** （−2.251）	*Inca* （Lit_H>13.437）	−0.289 （−1.534）	*Inca* （Mit_H>14.021）	−0.053** （−2.532）
省份固定	YES		YES		YES
时间固定	YES		YES		YES
N	540		540		540
Adj. R^2	0.653		0.573		0.584

八、研究结论与政策建议

（一）研究结论

文章基于 2005—2022 年中国 30 个省（区、市）的面板数据，实证检验了数字产业集聚对绿色全要素生产率的影响及资本错配、劳动力错配和土地资源错配等三类资源错配类型在其中所发挥的传导效应。研究结果表明：第一，数字产业集聚能够显著促进绿色全要素生产率提升；第二，异质性分析结果表明，数字产业集聚对不同区域、不同阶段下的绿色全要素生产率均有促进作用，但促进效果存在差异；第三，机制分析结果表明，数字产业集聚对绿色全要素生产率的助力部分通过改善地区资本错配、劳动力错配和土地资源错配得以实现；第四，门槛效应结果表明，只有当劳动力错配、资本错配和土地资源错配维持在一定水平内，数字产业集聚对绿色全要素生产率才会发挥促进效果。以上研究结果对政府制定数字产业发展方案，促进绿色全要素生产率提升具有重要意义。

中国知网　https://www.cnki.net

（二）政策建议

第一，搭建数字产业创新生态系统。为构建高效的数字产业创新生态系统，应以创建数字产业创新中心为核心，结合多层次支持机制吸引初创企业、大型企业、高校和研究机构入驻。创新中心应不仅提供物理空间，还应打造高效的协作机制，促进企业与科研院所间的深度互动和知识共享。具体措施包括设立专门的政策框架，如鼓励跨行业合作的税收激励、专项研发资助和协作创新奖励机制，以激发参与方的合作动力。同时，应设立专项资金，重点支持新技术研发、数字化解决方案开发及数字化技能培训，并制定明确的资助范围和申报标准，提高政策的可操作性。为保障创新生态系统的长效运行，还需完善法律法规，例如简化知识产权申请流程、加强知识产权保护及执法力度，制定明确的数据隐私和安全保护条例。此外，可通过建立创新联盟，推动数字产业企业、高校、研究机构与政府间的定期对话与合作，提升数字产业转型升级的效率。

第二，推动数字技术教育和培训。为培养高素质数字产业人才，需建立覆盖不同人群需求的数字技术教育和培训体系。首先，政府应与高等教育机构及职业培训机构合作，共同开发多层次数字技术课程和培训项目，覆盖基础知识、应用技能及高级领域研究，并在课程设计中纳入企业真实案例与需求。为提高学习参与度，应设立奖学金和助学金计划，尤其针对低收入学生和重点领域人才培养提供专项资助，同时减免部分职业培训费用。此外，应积极推动终身学习，通过为成年人提供继续教育津贴及职业转换资金补贴，鼓励成年人掌握数字化技能。高校和培训机构需与企业协同开发实践导向型课程，例如通过联合设计企业实习、项目训练等方式，确保培训内容贴合数字产业需求。政府还可建立数字技术培训标准认证体系，推动培训项目的规范化管理，从而提升教育和培训的质量及实用性。

第三，制定动态化、差异化的数字产业集聚策略。数字产业集聚策略应充分考虑地区资源禀赋和经济发展差异，制定具有针对性的实施方案。具体而言，政府需根据地区特点制定发展重点，例如在科技资源集中的地区推动人工智能、高端制造等数字产业集聚，而在农业资源丰富地区发展数字农业和农村电商。为支撑产业集聚，应加大数字化基础设施建设力度，包括部署高速宽带网络、数据中心和云计算平台，政府可通过提供资金支持或制定公共基础设施开发计划，确保地区间基础设施均衡发展。同时，需设立创新与研发合作平台，如建设区域性技术孵化器或研发中心，以推动企业、高校和研究机构协作创新。此外，政府应动态评估不同区域数字产业的集聚效果，通过数据监测调整政策方向，例如通过引入第三方评估机构，定期评估各地区数字产业发展成效，以实现政策调整的科学化和精确化。

第四，聚焦于资源的高效配置和利用。为缓解资源错配对数字产业发展的约束，需从劳动力、资本和土地三方面推进资源的高效配置。在劳动力资源方面，建议设立区域职业教育与培训中心，提供数字技能提升课程，并联合企业开展定向培训，确保人才与产业需求匹配。同时，通过校企合作建立产业实习和联合培养机制，将数字技能认证纳入国家职业资格体系，以减少劳动力错配问题。在资本配置方面，应设立绿色金融专项基金，提供对数字产业和绿色技术的贷款支持，并通过财政补贴和税收减免降低企业研发成本。对于土地资源的优化，应推动智慧城市和数字乡村建设，利用数字技术提升土地资源管理的精准化，明确区域土地规划用途并加强监管。同时，可制定绿色建筑激励政策，鼓励土地的节约集约利用，以保障生态环境的可持续性和土地资源的有效配置。

参考文献：

[1]BALTABAEV B. Foreign direct investment and total factor productivity growth: New macro-evidence[J]. The World Economy, 2014, 37(2): 311-334.

[2]温皓然，林树. 全要素生产率研究的知识结构和动态演化图谱分析[J]. 科学决策，2024(10): 181-200.

中国知网 https://www.cnki.net

[3]HE J,WANG S,LIU Y,et al. Examining the relationship between urbanization and the eco-environment using a coupling analysis:Case study of Shanghai,China[J]. Ecological Indicators,2017(77):185-193.

[4]梁育填,张家熙,周侃,等. 主体功能区视角下的环境污染时空格局及驱动因素——基于广东省121个县域的实证分析[J]. 环境科学学报,2021,41(10):3916-3926.

[5]BALOCH M A,ZHANG J,IQBAL K,et al. The effect of financial development on ecological footprint in BRI countries:evidence from panel data estimation[J]. Environmental science and pollution research,2019(26):6199-6208.

[6]USMAN A,OZTURK I,ULLAH S,et al. Does ICT have symmetric or asymmetric effects on CO_2 emissions? Evidence from selected Asian economies[J]. Technology in Society,2021(67):101692.

[7]韩菲,闫书淇. 环境保护税能否促进区域绿色全要素生产率增长? ——基于贝叶斯时空统计的实证研究[J]. 经济问题,2023(07):103-112.

[8]章志华,唐礼智,孙林. 双向FDI协调发展、市场分割与绿色全要素生产率[J]. 商业研究,2023(05):81-89.

[9]李少林,杨文彤. 环境信息披露制度改革对绿色全要素生产率的影响测度研究[J]. 环境科学研究,2022,35(10):2413-2424.

[10]周晓辉,刘莹莹,彭留英. 数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J]. 上海经济研究,2021(12):51-63.

[11]徐伟呈. 数字金融、异质型环境规制与绿色全要素生产率[J]. 财经科学,2023(11):1-16.

[12]钞小静. 以数字经济与实体经济深度融合赋能新形势下经济高质量发展[J]. 财贸研究,2022,33(12):1-8.

[13]HAN D,DING Y,SHI Z,et al. The impact of digital economy on total factor carbon productivity:The threshold effect of technology accumulation[J]. Environmental Science and Pollution Research,2022,29(37):55691-55706.

[14]辛璐璐. 数字产业集聚、颠覆式技术创新与城市绿色经济效率[J]. 学习与实践,2023(10):71-80.

[15]乔艺波. 产业溢出抑或空间溢出? 中国城市制造业产业比较优势的演化分析[J]. 地理研究,2023,42(07):1761-1774.

[16]郑冠群,徐妍,安磊. 制造业产业集聚与企业创新——基于市场份额视角的Porter外部性检验[J]. 南开经济研究,2021(03):239-256.

[17]蔺鹏,孟娜娜. 新型数字基础设施建设对中国工业绿色发展效率增长的影响研究[J]. 科研管理,2023,44(12):50-60.

[18]赵放,蒋国梁,徐熠. 城市集聚的科技创新效应评估——基于人口与经济双重视角的分析与检验[J]. 学习与探索,2024(11):135-145,182.

[19]HUANG Y,HONG T,MA T. Urban network externalities,agglomeration economies and urban economic growth[J]. Cities,2020(107):102882.

[20]FERNANDEZ-ESCOBEDO R,EGUÍA-PEÑA B,ALDAZ-ODRIOZOLA L. Economic agglomeration in the age of Industry 4.0:Developing a Digital Industrial Cluster as a new policy tool for the digital world[J]. Competitiveness Review:An International Business Journal,2024,34(3):538-558.

[21]刘维林,颜钶洋. 中国制造产业链集聚的生产率效应[J]. 经济问题探索,2024(04):103-123.

[22]袁华锡,刘耀彬. 金融集聚与绿色发展——基于水平与效率的双维视角[J]. 科研管理,2019,40(12):126-143.

中国知网 https://www.cnki.net

[23]杨书,范博凯,顾芸.投资型环境规制对绿色全要素生产率的非线性影响[J].中国人口·资源与环境,2022,32(05):120-131.

[24]汪红驹,丁少斌.金融结构优化与绿色全要素生产率增长——基于高技术产业发展的门槛效应分析[J].改革,2023(09):67-84.

[25]白俊红,刘宇英.对外直接投资能否改善中国的资源错配[J].中国工业经济,2018(01):60-78.

[26]赵志耘,刘晓路,吕冰洋.中国要素产出弹性估计[J].经济理论与经济管理,2006(06):5-11.

[27]李勇刚.土地资源错配、空间溢出效应与绿色技术创新[J].现代经济探讨,2023(07):84-101.

[28]韩峰,严伟涛,王业强.生产性服务业集聚与城市环境质量升级——基于土地市场调节效应的研究[J].统计研究,2021,38(05):42-54.

[29]樊鹏飞,梁流涛,李炎埔,等.基于系统耦合视角的京津冀城镇化协调发展评价[J].资源科学,2016,38(12):2361-2374.

[30]李虹,李晨光,王帅,等.电价水平与中国省际绿色全要素生产率关系实证研究[J].经济问题探索,2022(03):68-86.

(编辑校对:陈晓云)

How Digital Industry Clustering Drives the Improvement of Green Total Factor Productivity: An Empirical Study from the Perspective of Resource Misallocation

ZHU Gaoli, RAO Fangping, ZHANG Jian, LI Fazhi

Abstract: In the context of China's "new normal" economy and "supply-side reform," the agglomeration of digital industries plays a crucial role in improving resource misallocation, thereby enhancing green total factor productivity (GTFP). This paper, based on panel data from 30 provinces in China between 2005 and 2022, examines the overall effect and heterogeneous impact of digital industry agglomeration on GTFP and demonstrates the mediating role of resource misallocation in this relationship. The study finds that digital industry agglomeration can significantly improve GTFP, with regional and temporal heterogeneity. The effect is most pronounced in the eastern regions, weakest in the western regions, and more significant in the period from 2013 to 2022 compared to 2005 to 2012. Mechanism analysis shows that the positive impact of digital industry agglomeration on GTFP is realized through the improvement of capital misallocation, labor misallocation, and land resource misallocation. Threshold effect results indicate that digital industry agglomeration can only enhance GTFP when labor misallocation, capital misallocation, and land resource misallocation remain within certain levels; otherwise, it may have a hindering effect. Based on the findings, the paper offers recommendations such as building a digital industry innovation ecosystem, promoting digital technology education and training, formulating dynamic and differentiated digital industry agglomeration strategies, and focusing on efficient resource allocation and utilization.

Keywords: Digital industry agglomeration; Resource misallocation; Green total factor productivity

中国知网 https://www.cnki.net