

数字技术创新对区域协调发展的影响研究

——来自城市数字专利的经验证据

王连, 檀晶, 李钰焜

(兰州财经大学 统计与数据科学学院, 甘肃 兰州 730101)

摘要: 数字技术创新既是促进区域协调发展取得新突破的关键力量,也是实现共同富裕、迈向中国式现代化的重要一环。为进一步深化该主题研究,将数字技术创新的区位因素引入新经济地理学的自由资本模型,在理论上阐述了数字技术创新推动区域协调发展的内在机理,并从国际专利分类(IPC)层面识别出2009—2022年全国239个城市53万余件数字技术申请专利,通过构建改进收敛性分析模型对数字技术创新影响区域协调发展的机制路径开展实证检验。研究结果显示,数字技术创新对区域发展指数及其分项指标具有收敛效应,该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。此外,数字技术创新对区域发展指数的赋能效应在中部地区与非中心城市较强,在东部地区、西部地区以及中心城市较弱,在一定程度上缩小了区域发展差距。交互效应检验结果表明,财政科学支持、公共数据共享、制度型开放等政府协同治理手段对数字技术创新的区域收敛效应起正向交互作用。机制效应检验结果表明,数字技术创新可以通过优化资源配置、破除产业同构、促进技术转移等区域协作互动方式来缩小区域差异。研究结论为推进数字技术创新发展、释放其区域收敛效应、建设高质量发展的区域经济布局提供了政策启示。

关键词: 数字技术创新; 区域协调发展; 改进收敛性分析; 政府协同治理; 区域协作互动

中图分类号: F124; F49 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700(2025)04-0049-17

一、问题提出

区域协调发展既是贯彻落实新发展理念的必然要求,也是实现全体人民共同富裕的重要途径。改革开放以来,中国各区域经济结构持续优化,经济总量不断攀升,中国经济实现了快速发展。然而,由于制度政策倾斜、资源禀赋失衡以及地理区位差异的影响,地区间经济社会发展不平衡不协调问题依然是亟待解决的突出难题。党的二十大报告明确指出,要“深入实施区域协调发展战略……构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系”“增强均衡性和可及性,扎实推进共同富裕”。2023年12月,国家发展改革委、国家数据局印发《数字经济促进共同富裕实施方案》,强调要“通过数字化手段促

收稿日期: 2024-11-07; 修回日期: 2025-02-28

基金项目: 国家社会科学基金西部项目“数字经济驱动西部地区高质量发展的机制与路径研究”(22XJY032); 甘肃省基础研究计划-软科学项目“数字经济赋能西部地区协调发展的机制及路径提升研究”(23JRZA420); 兰州财经大学金融统计科研融合团队(XKKYRHTD202304); 兰州财经大学数量经济学科科研融合团队(XKKYRHTD202309)

作者简介: 王连(1977—),女,兰州财经大学统计与数据科学学院教授; 檀晶(2001—),女,兰州财经大学统计与数据科学学院硕士研究生; 李钰焜(1998—),男,兰州财经大学统计与数据科学学院硕士研究生。

进解决发展不平衡不充分问题, 推进全体人民共享数字时代发展红利”“不断缩小区域之间、城乡之间、群体之间、基本公共服务等方面差距”。作为数字经济发展的核心驱动力量, 以人工智能、大数据、物联网为代表的数字技术加速创新, 日益融入经济社会发展的各领域、全过程, 深刻改变了资源要素的空间配置和产业的区域化布局, 对于构建区域分工和市场体系、弥合区域经济发展鸿沟具有深远影响。那么, 数字技术创新如何促进区域协调发展, 其内在机理与作用路径是什么? 在中国经济转型的关键时期, 厘清二者的关系对于推动经济高质量发展和全面建成社会主义现代化强国具有重要的理论意义和现实意义。

新时代下区域协调发展内涵丰富, 既涵盖区域发展整体效能的提升, 又将区域发展差距的缩小作为突破重点^[1]。现有研究遵循新发展理念, 通过构建综合指标体系来间接反映区域协调发展水平^[2-3]。还有学者运用局部协调发展测度模型对新时代区域协调发展目标下的五个子系统以及整体演进水平进行测算, 全面刻画了中国区域协调发展的基本特征^[4]。部分学者基于区域内部发展差距的视角, 以城市夜间灯光栅格的标准差衡量城市内部的协调发展水平^[5], 通过中心城市与外围城市的经济发展差距评价省域层面的经济收敛状况^[6], 采用基尼系数、泰尔指数等相对差异指标测度地区内的城乡收入差距^[7]。此外, 也有学者聚焦于区域之间发展差距的某一维度, 使用各地区的人均地区生产总值(GDP)及其增长率来对区域间的经济关联与经济差距程度进行衡量^[8], 借助动态收敛模型或基尼系数分解对创新效率的地区差距^[9]、新型基础设施的通达程度^[10]、基本公共服务的均等化水平^[11]展开测算。

结合区域协调发展的内涵特征, 可分别从发展与协调两个方面梳理数字技术创新对区域协调发展影响效应的研究。一方面, 数字技术创新作为汇集创新要素最多、应用前景最广的技术创新领域, 可以从根本上提高全要素生产率, 大幅扩大产能规模, 增强区域整体的发展实力。根据熊彼特创新与内生增长理论, 研发创新活动是经济内生增长的驱动因素, 其所发挥的“创造性破坏”效应促进了技术进步, 将生产可能性曲线外推, 进而推动了经济内生增长^[12]。随着数实融合的不断深入, 数字技术创新也有效带动了传统产业转型升级, 催生了大量新兴产业与新型业态, 使不同地区生产部门的效率大幅提升^[13], 有助于经济结构的优化与发展质量的提高。此外, 数字技术创新能够重塑生产要素体系, 为传统生产要素注入创新活力, 不仅充分激发了数据要素在生产过程中指导经济物品生产的驱动作用^[14], 而且提高了物质资本积累效率与新型人力资本积累水平, 生产要素的变革与重组最终会使社会整体的生产效率提升, 推动实现区域高质量发展^[15]。另一方面, 数字技术创新的长尾效应覆盖了传统经济发展模式下受行政壁垒与地理区位限制的欠发达地区, 为落后地区借助后发优势追赶发达地区提供有利契机。在数字经济发展初期, 发达地区凭借丰富的要素资源与完善的配套设施, 使得数字技术创新率先“落地”并快速迭代, 从而扩大了与欠发达地区之间的发展差距^[16]。伴随着数字技术创新的不断进步与深化, 数字技术创新对发达地区经济发展的边际效应逐渐减弱, 而对欠发达地区经济发展的边际效应日益增强, 数字信息技术的开源性特征有利于落后地区以较低的成本获取前沿技术, 并促使其通过学习模仿先进地区的发展经验提升生产效率, 从而实现发达地区的追赶, 缩小地区之间的发展差距^[17]。以数字信息技术为依托的电子商务平台也为经济发展较为缓慢的地区提供了大量灵活的就业人员与多种新型的职业形态, 促使中低技能劳动者不断提升自我以适应新的就业市场需求, 有利于弥合区域间的收入分配差距, 为稳就业保民生开拓更大的发展空间^[18]。与此同时, 数字技术创新的广泛应用也给予脱贫地区一系列的“数字红利”。比如, 数字技术通过对教育、医疗以及社会保障等方面的深度嵌入, 可以使发展缓慢的地区平等享受基于互联网平台所带来的优质教育资源、医疗服务与社会保障^[19], 从而缩小地区之间公共服务体系的差距, 有助于让社会全体成员充分共享数字红利的发展成果。

综上所述, 现有文献从不同角度探析了数字技术创新对区域协调发展的影响, 为区域协调发展领域的研究作出了有益补充, 但仍然存在以下研究缺口。其一, 已有学者使用某一经济指标的绝对或相对差距作为代理变量来衡量区域协调发展的某一维度, 鲜有学者将城市间发展差距的不同维度纳入区域协调发展的测算框架, 并且有关区域协调发展水平综合指标体系的构建大多仅侧重考察发展层面, 对协调层面的测度方法尚有缺漏; 其二, 现有学者大多基于理论层面分析数字技术创新对区域协调发展某一细分

维度的影响效应,鉴于数字技术创新的应用复杂性与测度困难,鲜有文献对数字技术创新赋能区域协调发展的作用机制与实现路径展开实证分析。

与现有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下两个方面。一是在变量测度方面,本文使用 2009—2022 年全国 239 个城市平衡面板数据,基于收敛性分析提出包含各类区域发展水平分项指标的区域协调发展测度框架,并在国际专利分类 (IPC) 层面识别出与数字创新活动技术信息相契合的数字发明专利,更加全面客观地测度中国区域协调发展的整体推进情况与数字技术创新的发展进程。二是研究框架方面,本文完善了数字技术创新影响区域协调发展的分析框架,通过设定包含数字技术创新区位因素的新经济地理学模型,探讨数字技术创新对区域发展差距影响的理论逻辑。同时,运用改进的收敛性分析模型,将数字技术创新及其与区域发展指数滞后项的交互项纳入区域协调发展的测度模型,考察数字技术创新对区域协调发展在协调层面的影响,并在此基础上从政府协同治理与区域协作互动两个方面分析数字技术创新对区域协调发展的驱动机制与作用路径,以期数字经济时代下中国区域高质量协调发展提供有益借鉴。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字技术创新与区域协调发展

马丁和罗格斯 (Martin & Rogers, 1995) 在新经济地理学理论的基础上,通过对核心边缘模型假定的修正,构建了自由资本 (footloose capital, 简称 FC) 模型,考察了资本流动对经济活动空间集聚的影响^[20]。本文基于 FC 模型,将冰山运输成本进行分解并引入数字技术创新的可达性,以刻画数字技术创新对发达地区与欠发达地区之间发展差距的影响。

1. 模型假设

假定一个封闭的经济系统中包含发达地区与欠发达地区两个区域、传统农业与现代工业两个部门,以及劳动力与资本两种要素投入。其中,传统农业部门在瓦尔拉斯一般均衡条件下生产同质化的农产品并且交易成本为 0,现代工业部门遵从迪克希特-斯蒂格里茨 (D-S) 分析框架,以垄断竞争、规模报酬递增与区域间存在冰山成本为特征生产差异化的工业产品。劳动力均匀分布在两个区域并且不能跨区流动,资本可以跨区流动并受资本收益率驱动。每个企业只生产一种产品,整个经济系统产品种类数为 n^w ,发达地区与欠发达地区的产品种类数分别为 n 与 n^* , $s_n = n/n^w > 1/2$ 与 $s_n^* = n^*/n^w$ 分别反映了发达地区与欠发达地区的企业空间分布情况。发达地区与欠发达地区消费支出占总支出的份额分别为 $s_E = E/E^w > 1/2$ 、 $s_E^* = E^*/E^w$,并且现代工业部门生产每种产品需要一单位固定资本和 a_M 单位劳动力。

2. 消费短期均衡

假设消费者效用函数形式为柯布-道格拉斯 (C-D) 函数,并且工业品之间的差别化程度连续:

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu}, C_M = \left[\int_0^{n^w} c(i)^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

其中, C_M 与 C_A 分别表示工业产品消费量与农业产品消费量, $c(i)$ 为第 i 种差异化工业品消费量, μ 为差异化商品消费份额, σ 为产品替代弹性, $0 < \mu < 1 < \sigma$ 。设定消费者的预算约束条件为:

$$Y = E = P_A C_A + \int_0^{n^w} p(i) c(i) di \quad (2)$$

其中, Y 为收入, P_A 为农产品价格且记作 1, $p(i)$ 为第 i 种差异化工业品价格。由于消费者对农产品与工业品的偏好可以分离,本文选择实现工业品消费函数 C_M 所需成本最小的工业品数量 $c(i)$,使工业品支出函数最小化:

$$\min \int_0^{n^w} p(i) c(i) di \quad (3)$$

$$\text{s. t. } C_M = \left[\int_0^n c(i)^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (4)$$

根据差异化工业品消费量 $c(i)$ 、 $c(j)$ 的一阶条件, 可以求得 $c(i) = c(j)[p(j)/p(i)]^\sigma$, 代入式 (4) 并对 i 求积分, 即得到工业品 j 的间接需求函数:

$$c(j) = \frac{p(j)^{-\sigma}}{P_M^{-\sigma}} \left[\int_0^n c(i)^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad P_M = \left[\int_0^n p(i)^{1-\sigma} di \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (5)$$

其中, P_M 为工业品综合价格指数, 则消费者总支出函数为 $Y = P_A C_A + \int_0^n p(i) c(i) di = C_A + P_M C_M$ 。根据总支出约束下总效用最大化的一阶条件, 可以求得 C_M 和 C_A 的间接需求函数:

$$C_M = \mu Y / P_M, \quad C_A = (1 - \mu) Y \quad (6)$$

根据式 (5) 与式 (6) 可得到消费者对第 i 、第 j 种工业品需求与总支出的关系:

$$c(i) = \frac{p(i)^{-\sigma}}{P_M^{1-\sigma}} \mu E, \quad c(j) = \frac{p(j)^{-\sigma}}{P_M^{1-\sigma}} \mu E \quad (7)$$

3. 生产短期均衡

作为世界科技革命和产业变革的先导力量, 数字技术创新使部分不能编码的暗默知识实现了远距离传播, 极大地提高了信息的本真性与真实性, 有效削弱了物理时空对信息共享交流的限制, 在一定程度上降低了企业跨域贸易中的信息搜寻成本。为进一步考察数字技术创新的区域收敛效应, 本文借鉴已有学者的研究思路^[21-22], 将冰山运输成本分解为由运输损耗引起的传统冰山运输成本 $\gamma > 1$ 以及由信息不对称引起的信息冰山运输成本 $\eta > 1$, 得到发达地区企业第 i 种工业品的产量 $x(i)$ 为:

$$x(i) = c(i) + \gamma \eta c(i)^* \quad (8)$$

其中, $c(i)$ 为发达地区消费者对发达地区生产的第 i 种工业品的需求量, $c(i)^*$ 为欠发达地区消费者对发达地区生产的第 i 种工业品的需求量。由于第 i 种产品价格变动对整体价格指数几乎没有影响, 式 (7) 中 $\mu E / P_M^{1-\sigma}$ 可视为常数 k 。同时, 区域之间冰山运输成本的存在使得工业品在其他地区销售的价格和在本地销售的价格之比为 $\gamma \eta$, 则第 i 种工业产品的价格与产量之间的关系为:

$$x(i) = p(i)^{-\sigma} (k + \gamma^{1-\sigma} \eta^{1-\sigma} k^*) \quad (9)$$

假设生产第 i 种产品的厂商利润为 $p(i)x(i) - [\pi + w_L a_M x(i)]$, 其中 π 为资本报酬率, w_L 为劳动报酬率。在式 (9) 的约束下, 建立厂商利润的拉格朗日方程, 可分别求得发达地区生产的第 i 种工业品在发达地区销售时的价格 $p(i)$, 以及发达地区生产的第 i 种工业品在欠发达地区销售时的价格 $p(i)^*$:

$$p(i) = \frac{w_L a_M}{1 - 1/\sigma}, \quad p(i)^* = \frac{\gamma \eta w_L a_M}{1 - 1/\sigma} \quad (10)$$

同理可得, 欠发达地区生产的第 i 种工业品在本地出售的价格为 $w_L a_M / (1 - 1/\sigma)$, 以及欠发达地区生产的第 i 种工业品在发达地区销售时的价格为 $\gamma \eta w_L a_M / (1 - 1/\sigma)$ 。对称性厂商假定要求所有厂商的产出与价格相等, $p(i) = p$ 且 $p(i)^* = p^*$ 。由此便可求得发达地区与欠发达地区的工业品价格指数:

$$P_M^{1-\sigma} = n p^{1-\sigma} + n^* (p^*)^{1-\sigma} = n p^{1-\sigma} + n^* \gamma^{1-\sigma} \eta^{1-\sigma} p^{1-\sigma} = n^w p^{1-\sigma} [s_n + \phi \theta (1 - s_n)] \quad (11)$$

$$(P_M^*)^{1-\sigma} = n^* p^{1-\sigma} + n (p^*)^{1-\sigma} = n^* p^{1-\sigma} + n \gamma^{1-\sigma} \eta^{1-\sigma} p^{1-\sigma} = n^w p^{1-\sigma} [(1 - s_n) + \phi \theta s_n] \quad (12)$$

其中, $0 < \phi = \gamma^{1-\sigma} < 1$ 为传统冰山运输成本决定的贸易自由度, $0 < \theta = \eta^{1-\sigma} < 1$ 为数字信息冰山运输成本决定的贸易自由度, θ 越大表明信息搜寻成本越小, 数字技术创新发展水平越高。在迪克希特-斯蒂格里茨垄断竞争模型中, 均衡时工业企业的超额利润为 0, 由此可得出两个地区的企业利润:

$$\pi = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \left[\frac{s_E}{s_n + \theta \phi (1 - s_n)} + \frac{(1 - s_E) \theta \phi}{\theta \phi s_n + (1 - s_n)} \right], \quad \pi^* = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \left[\frac{1 - s_E}{\theta \phi s_n + (1 - s_n)} + \frac{s_E \theta \phi}{s_n + \theta \phi (1 - s_n)} \right] \quad (13)$$

将两地区企业利润之差对 θ 求导可得:

$$\frac{\partial(\pi - \pi^*)}{\partial \theta} = \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \left\{ \frac{(1 - s_E)\phi}{[\theta \phi s_n + (1 - s_n)]^2} - \frac{s_E \phi}{[s_n + \theta \phi(1 - s_n)]^2} \right\} \quad (14)$$

当 $0 < \theta < [s_n \sqrt{1 - s_E} - (1 - s_n) \sqrt{s_E}] / [s_n \sqrt{s_E} - (1 - s_n) \sqrt{1 - s_E}] \phi$ 时, $\partial(\pi - \pi^*) / \partial \theta > 0$, 说明作为一种尚未发展成熟的新型技术形态, 数字技术创新在初期会不断带动生产要素与创新资源由欠发达地区向发达地区集聚, 从而削弱欠发达地区的经济发展能力, 加剧不同地区之间发展不协调不平衡的问题。当 $[s_n \sqrt{1 - s_E} - (1 - s_n) \sqrt{s_E}] / [s_n \sqrt{s_E} - (1 - s_n) \sqrt{1 - s_E}] \phi < \theta < 1$ 时, $\partial(\pi - \pi^*) / \partial \theta < 0$, 说明发达地区数字技术创新的极化效应达到一定程度之后, 会对欠发达地区产生正向的溢出效应, 促使欠发达地区通过学习效应主动追赶发达地区, 带动落后区域实现跨越式增长, 最终实现区域的协同发展。据此, 本文提出研究假设 1。

H1: 数字技术创新发展到一定程度后能够有效缓解区域发展的相对差距, 推动区域高水平协调发展。

(二) 数字技术创新赋能区域协调发展的机制路径分析

1. 数字技术创新、政府协同治理与区域协调发展

地方政府是推动区域协调发展的关键力量, 其本位主义又是阻碍技术创新进步、制约区域合作深化的主要因素。为缓解研发创新的融资约束、破除数字技术发展的制度性障碍, 需依托顶层设计的干预调节。充分释放数字技术创新的区域收敛效应, 不仅需要把科技创新作为财政支出的重点领域, 而且需要构建与之相配套的政策制度体系, 包括公共数据资源的开放利用以及自由贸易试验区的梯度建设。为此, 本文基于政府协同治理的视角, 从财政科学支持、公共数据共享以及制度型开放三个方面系统性梳理数字技术创新在促进区域协调发展过程中的作用机制, 旨在把握数字经济时代下政府治理、技术创新与区域合作的内在关系。

(1) 财政科学支持

作为一种新型技术体系, 数字技术创新因自身所具有的研发周期长、投资规模大、外部效应强等特点需要大量的资金投入与设备支撑。政府通过加大对各地数字基础设施的投资与数字技术研发的补贴, 不仅减缓了企业创新资源不足与创新成果外部性强的问题, 降低了企业创新不确定性导致的风险^[23], 而且也提高了企业的创新活力与能力, 激励其开展技术创新活动, 推动数字技术创新质量的升级。此外, 政府对于技术研发的支持还可以向资本市场与金融机构释放利好信号, 弱化企业与外部投资者之间的信息不对称问题, 从而帮助企业获取更多的外部资金, 有效降低融资成本^[24], 有利于数字人才、资本等创新资源的大量投入以实现数字关键核心技术突破。因此, 财政科学支持力度越强的地区, 数字技术创新水平也越高, 越有利于强化数字技术创新的区域统筹发展能力。

(2) 公共数据共享

随着新一轮科技革命的深入发展, 数据要素日益成为数字经济发展的关键战略资源。其中, 公共数据是占比最大的数据资源, 既包括政府内部的政务数据, 又涵盖了具有重大公共利益的企业数据, 公共数据的开放为数字技术创新赋能区域协调发展提供了更加公平的市场环境。一方面, 企业家通过分析各种社会信用业务、工商行政处罚等公共信用服务数据, 可以有效降低交易对象的有限理性与机会主义行为, 提高技术创新活动与市场需求的匹配效率, 推动科技成果实现有效转化^[25]; 另一方面, 公共数据共享也打破了地区之间的信息壁垒与“数据孤岛”, 促进了数据要素实现均等化分配, 在降低落后地区市场参与者进行信息搜寻、获取与验证的高昂成本的同时, 也弥合了区域要素资源禀赋差距, 有助于缓解区域资源分配不均对欠发达区域经济发展的制约, 促进不同地区实现协调发展^[5]。

(3) 制度型开放

新制度经济学派认为, 良好的制度环境建设有助于技术创新的发展^[26]。自由贸易试验区作为中国制度型开放的有益实践, 对于地区制度变革与营商环境优化具有关键影响作用, 是形成与数字技术创新发展相适

配的生产关系的重要途径之一。在行政管理方面，自贸区在设立过程中陆续推行的“证照分离”“一业一证”“容缺后补”等一系列商事制度改革，降低了市场经济主体的准入门槛，使原本复杂烦冗的行政审批流程得以简化，大幅提升了政府的治理能力与行政效能，为市场主体开展数字技术创新提供了更加便捷、高效的政务服务环境^[27]。在贸易投资方面，自贸区通过建设国际贸易的“单一窗口”、支持发展离岸贸易、跨境电商等举措，不仅有效降低了制度摩擦造成的效率损失，而且提高了贸易投资的便利化程度，为市场主体进行数字技术创新提供充分的知识储备，从而深化了数字技术创新对区域协调发展的驱动效应^[28]。据此，本文提出研究假设 2。

H2：财政科学支持、公共数据共享、制度型开放等政府协同治理手段在数字技术创新赋能区域协调发展的过程中起正向交互作用。

2. 数字技术创新、区域协作互动与区域协调发展

构建区域间相互促进、优势互补的互动机制，是实施区域协调发展战略的必由之路。以现代信息网络为载体的数字技术疏通了信息流通的脉络，破解了掣肘要素流动与产业转移的关键桎梏，其空间外溢特征也使不同地区之间的经济技术联系得以加强。数字技术创新的广泛应用在缓解资源错配、优化产业空间布局的同时，也有利于开展多种形式的区域技术合作，促使各地区根据其发展优势开展高效有序的互动协作，共同实现区域高质量的协同发展。为此，本文基于区域协作互动的视角，从资源配置、产业同构以及技术转移三个方面分析数字技术创新赋能区域协调发展的作用机制，有利于更加深入地理解数字技术创新在加快区域差距收敛过程中的关键性作用。

(1) 资源配置

改革开放以来，中国商品市场建设已经较为完善，而要素市场则存在诸多制约经济循环的关键堵点。与公共福利相挂钩的户籍管理制度造成了城市内部与外来劳动者之间在就业与收入上的分割，各地政府为促进本地企业发展而对外地企业采取的“金融抑制”手段也限制了资本的区际流动，加剧了要素市场的分割程度，不利于区域协调发展^[29]。数字技术创新则可以有效破除地理障碍和市场分割，加快要素区际流动速度，提高市场配置资源的效率和扩大范围，解决区域发展不平衡问题。例如，大数据、云计算等现代数字技术为人口流动的监测与管理提供了便利，推动了户籍制度信息化与公共就业服务数字化建设，打破了劳动要素流动壁垒，有助于合理配置人力资源。此外，数字技术创新在金融领域的广泛应用孕育了区块链金融、互联网保险等新兴金融形态，金融科技借助数字技术工具对大量数据进行整合处理，拓宽了传统金融机构获取信息的渠道，降低了资金的错配程度，从而推动经济实现均衡发展^[30]。

(2) 产业同构

产业同构是指地区产业结构在变动过程中出现高度相似的倾向，主要表现为低水平重复建设、缺乏有效的地区分工协作。为落实中央产业政策，地方政府在产业选择上可能会背离其比较优势并盲目追求短期效益，由此导致的逆向专业化与产业结构配置失衡会阻碍区域的产业分工与一体化建设，不利于区域协调发展目标的实现^[31]。数字技术创新则能够有效降低行政力量对市场竞争的过度干预，从而化解产能过剩、驱动产业体系重构。一方面，大数据、物联网等数字技术手段强化了产业链上下游的关联，有助于产业链各环节信息、资源和技术的交换；同时，数字技术创新通过对生产、流通、销售层面的解析和重构，也将生产端与消费端更加紧密地联系起来，使得信息交流渠道变得更加通畅，增加了地方政府采取行政垄断的成本，从而降低了产业过度同构化程度^[32]。另一方面，数字技术创新赋予消费者更强的信息搜寻能力与前卫的消费观念，而消费需求的多元化与需求层次的提升也会倒逼产业不断优化产品工艺流程，从而化解产能过剩，提高产业分工协作效率，缩小不同地区之间的发展差距。

(3) 技术转移

新经济地理学理论认为，技术创新成果只有经过扩散与应用才能真正发挥其创新价值。技术要素循环既是推动科技成果转化与经济发展方式转变的重要支撑，也是加强区域技术合作、实现区域协调发展的关键环节。新一代数字技术创新集中应用让更大规模的协作与分布式创新成为可能，通过强化企业之

间的空间关联与信息纽带，使不同企业在网络空间中形成虚拟集聚，降低了创新主体之间的交流沟通成本，推动区际技术转移与扩散，从而帮助发展缓慢的地区以更加高效的协调方式与管理模式实现跨区域协同创新，改善区域创新格局的非均衡状态^[33]。此外，技术的转移通常吸引高水平技能人才与研发人员的流动，而研发人员的跨域流动往往隐含着知识信息的传播与共享，有助于加强区域之间的学习、合作与竞争，从而降低技术创新对地理邻近性的依赖，推动区域间实现深度合作及价值创造，为区域协调发展注入不竭动力^[34]。综合上述分析，本文提出研究假设 3。

H3：数字技术创新可以通过优化资源配置、破除产业同构以及加快技术转移，进而实现区域协调发展。

三、研究设计

（一）变量选取

1. 被解释变量

（1）指标体系

中国式现代化下的区域协调发展是更高水平的区域协调，不仅要注重缩小区域经济发展差距，也要满足人民群众多样化、多层次、多方面的精神文化需求，最终实现发展成果由各区域人民共同享有。本文基于发展的视角，根据《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》的战略要求，从经济发展、人民生活、公共服务、基础设施以及生态环境五个方面构建区域发展指数（RDI）综合评价体系^[5]。同时，为了缓解测量误差带来的估计偏误，本文采用验证性因子分析（CFA）法对区域发展指数的分项指标进行客观赋权，具体指标如表 1 所示。

表 1 区域发展指数评价体系

准则层	指标层	指标名称	单位	属性
经济发展 (Eco)	经济水平	地区生产总值	万元	+
	经济结构	第三产业增加值占地区生产总值的比重	%	+
	经济效益	地方财政一般预算内收入	万元	+
人民生活 (Live)	收入水平	城镇居民人均可支配收入	元/人	+
	消费规模	社会消费品零售总额	万元	+
	金融服务	年末金融机构存款余额	万元	+
公共服务 (Serv)	基础教育	中小学在校学生数量	万人	+
	公共文化	公共图书馆图书总藏量	千册	+
	劳动保障	失业保险参保人员数量	人	+
基础设施 (Infra)	通讯设施	邮政业务总量	万元	+
	交通设施	公共交通工具拥有量	千辆	+
	医疗设施	医院、卫生院床位数量	张	+
生态环境 (Env)	绿化水平	城市公园绿地面积	公顷 ^①	+
	环境治理	生活垃圾无害化处理量	万吨	+
	污水处理	污水处理厂处理规模	万立方米/日	+

（2）测度模型

值得注意的是，区域发展指数评价体系的构建仅从发展层面衡量了区域整体的发展实力，有关协调

① 1 公顷=10 000 平方米。

层面区域发展差距的测度则需要借助条件 β 收敛模型来分析, 由此设定区域协调发展的收敛模型如下:

$$\Delta RDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L.RDI_{it} + Z'_{it}\alpha + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, ΔRDI_{it} 代表 i 城市 t 年区域发展指数的增长率; $L.RDI$ 代表滞后一期的区域发展指数, 可以反映上一期各个地区的发展状况; Z'_{it} 代表控制变量向量, μ_i 代表城市固定效应, v_t 代表年份固定效应, ε_{it} 代表随机扰动项。 α_1 衡量了区域之间的收敛状况, 若 α_1 显著为负, 说明上一期发展较为落后的地区在本期的增长率更高, 从而实现对发展水平较高地区的赶超, 即存在 β 收敛趋势; 同时, α_1 绝对值越大, 收敛的速度也越快。

2. 被解释变量

如何测度城市层面的数字技术创新水平 (*Digital*) 是本文研究的重点。已有研究表明, 专利数据是衡量技术创新活动最常用的直接指标, 其中所包含的 IPC 信息能够在一定程度上有效识别出与数字创新活动技术特征相契合的数字技术专利。为此, 本文将国家知识产权局发布的《关键数字技术专利分类体系 (2023)》^① 中关键数字技术专利的 IPC 号作为匹配依据, 对上市公司专利申请信息中包含相应 IPC 号的数字技术专利加以识别; 由于一项专利可能对应多个 IPC 号, 本文参考德谢兹莱普雷特等 (Dechezleprêtre et al., 2019)^[35] 识别自动化专利的思路, 只要该专利中包含一项与数字技术所相关的技术分类号, 那么就将该专利识别为数字技术专利^②, 共计得到 535 274 条数字技术专利, 最后将企业数据匹配至相应城市, 整理得到各城市不同年度数字技术创新的面板数据, 能够更加精准地识别数字技术创新影响区域协调发展的因果效应。

本文选取发明专利申请数量与实用新型专利申请数量的总和衡量数字技术创新水平, 主要基于如下考虑: 首先, 专利在申请时需要经过严格的实质审查, 在一定程度上限制了企业虚报技术创新指标的可能, 减缓了由于测量误差与数据操纵带来的一部分内生性问题, 能够真实地反映数字技术创新的水平; 其次, 专利授权往往由于较长时间的审批而存在滞后问题, 因此本文选用的数字技术专利申请量会更为接近当年的数字技术创新水平; 最后, 与外观设计专利相比, 发明专利与实用新型专利的技术含量与创新水平更高, 较为准确地衡量了该地区的技术创新成果。

3. 交互变量

(1) 财政科学支持 (*Gov*)

数字技术创新本质上是一种高风险性活动, 科技创新的研发离不开政府的投入与支持, 而地方财政支出中的科学支出则可以较为客观地反映各地政府对科技创新环境与成果的重视程度, 据此, 本文选用地方财政一般支出中的科学支出与地区生产总值的比值来衡量各地区财政科学支持力度, 该值越大, 表明该地政府对技术创新的支持强度越大。

(2) 公共数据共享 (*Share*)

公共数据的开放是体现数据要素共享发展的重要因素, 其为健全数据要素市场规则、提高市场主体竞争能力和创新能力提供了坚实保障。本文根据复旦大学数字与移动治理实验室发布的《2023 中国地方公共数据开放报告 (城市)》, 将上线公共数据开放平台的城市虚拟变量与政策实施的时间虚拟变量的交互项作为公共数据共享的衡量指标。若某城市当年开通公共数据开放平台, 则该城市在该年及以后的年份取值为 1, 否则取值为 0。

(3) 制度型开放 (*Open*)

作为新时代推进中国制度型开放的“试验田”, 中国自由贸易试验区是有效降低制度性交易成本,

① 《关键数字技术专利分类体系 (2023)》重点选取人工智能、高端芯片、量子信息、物联网、区块链、工业互联网与元宇宙 7 个技术类别构建关键数字技术分类体系。

② 例如 {G06F17/60; G06F15/16; G09C1/00} 这项专利包含 3 个子分类号, 其中子分类号 {G06F15/16} 属于数字技术专利的范畴, 那么就将该专利识别为数字技术专利。

畅通和强化技术创新激励机制,推进全面深化改革开放的一项战略举措。因此,本文采用各城市是否开设自由贸易试验区的数据对制度型开放程度进行表征,将开设自由贸易试验区的城市视为实验组,将未开设自由贸易试验区的城市视为对照组,若某一城市在某年设立自由贸易试验区,赋值为 1,否则为 0。

4. 机制变量

(1) 资源配置 (*Allo*)

学术界普遍采用生产函数法计算各城市的资源错配程度,但其中所用到的城市固定资产投资价格指数在 2020 年后不再公布,为此,大多学者采用线性插值的方法计算缺失数据。为更加客观地衡量城市的资源配置状况,本文借鉴江艇等 (2018)^[36] 的研究思路,从企业层面全要素生产率的离散程度测算城市的资源扭曲水平。具体而言,先以 LP 法估算出企业全要素生产率,然后计算城市各行业中企业全要素生产率的 90 分位数与 10 分位数之差,再以该行业销售收入占所在城市总销售收入的比重进行加权平均,最终得到每个城市的资源扭曲程度,该值越大表明该地区资源错配程度越高。

(2) 产业同构 (*ISO*)

产业过度同构化是造成地区重复建设和恶性竞争的重要原因,是区域间产业配置不合理的表现。产业过度同构化加剧了地区发展不平衡不协调的问题。本文根据联合国工业发展组织 (UNIDO) 提出的产业结构差异指数来衡量产业同构程度,计算公式如下:

$$D_{ij} = \frac{1}{2(m-1)} \sum_{j \neq i}^m \sum_{k=1}^n |X_{ik} - X_{jk}| \quad (16)$$

其中, X_{ik} 与 X_{jk} 分别代表城市 i 与城市 j 中第 k 个产业占整个产业的比重, n 表示产业数, m 代表城市个数。该指数越小表示地区产业差异度越小,产业同构化水平越高,因此可取该指数的倒数表征产业同构程度。

(3) 技术转移 (*Tran*)

技术转移是区域协同创新的关键环节,对于弥合区域创新发展差距、实现科研资源整合和创新成果共享具有重要意义。现有学者多从专利转让、专利引用、技术合同成交等方面对技术区际转移水平进行测度,然而,由于专利引用与技术合同成交数据在城市维度有所缺乏,而专利权的法律较为严格。因此本文选择专利权转让数据作为城市技术转移的测度指标,从而更为准确地衡量地区之间技术流动的方向与强度。某城市向其他地区转移的发明专利和实用新型专利数量越多,则该城市的技术扩散能力也就越强。

5. 控制变量

一个好的控制变量应该是“事前变量”,其发生在核心解释变量数字技术创新的前面,既会影响数字技术创新,又会影响区域协调发展;相反,如果该控制变量相对内生并且受到数字技术创新的影响,即该控制变量不仅会影响数字技术创新,也会作为数字技术创新影响区域协调发展的机制变量,那么将此变量纳入模型就会造成不良控制 (bad control) 的问题,加剧了数字技术创新的估计偏误。基于此,本文选取如下较为外生的事前变量作为控制变量:资源禀赋 (*Res*),使用采掘业从业人员数衡量;人口密度 (*Den*),采用单位面积的人口数衡量;企业数量 (*Num*),采用规模以上工业企业数衡量;知识产权保护水平 (*IPP*),用地方知识产权审判结案数衡量。

(二) 模型构建

1. 基准回归模型

大多收敛性的相关研究往往将驱动因素作为解释变量加入条件 β 收敛检验模型,仅能分析该因素对于被解释变量增长率的促进效应,而无法准确检验其对被解释变量是否存在收敛效应。为检验数字技术创新推动区域协调发展的影响效果,本文借鉴龚斌磊等 (2023)^[37] 构建共同富裕驱动模型的研究思路,在式 (15) 的基础上构建改进的收敛性分析模型,将数字技术创新以及其与区域发展指数滞后项

的交互项纳入区域协调发展的条件 β 收敛方程, 更为清晰地展现了数字技术创新对不同地区之间协调发展的驱动效应:

$$\Delta RDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L.RDI_{it} + \alpha_2 Digital_{it} + \alpha_3 L.RDI_{it} \times Digital_{it} + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\alpha} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $Digital_{it}$ 表示 i 城市在 t 年的数字技术创新水平, 对 $L.RDI_{it}$ 求偏导可得式 (18):

$$\partial \Delta RDI_{it} / \partial L.RDI_{it} = \alpha_1 + \alpha_3 Digital_{it} \quad (18)$$

从式 (18) 可以发现, α_3 考察了数字技术创新在协调层面对区域协调发展的影响效应, 若该系数显著为负, 表明随着数字技术创新的发展, 不同地区之间的收敛速度也会加快, 数字技术创新可以有效缩小区域发展差距。

2. 交互效应模型

为进一步检验本文提出的研究假设, 参考已有研究^[38], 通过构造三项交互项来检验数字技术创新和交互变量的协同作用对区域协调发展的影响。具体而言, 本文将交互变量 $Moderator_Var$ 以及交互项 $L.RDI \times Digital \times Moderator_Var$ 引入计量模型, 模型构造如下:

$$\Delta RDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 L.RDI_{it} + \beta_2 Digital_{it} + \beta_3 Moderator_Var_{it} + \beta_4 L.RDI_{it} \times Digital_{it} + \beta_5 L.RDI_{it} \times Digital_{it} \times Moderator_Var_{it} + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\beta} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, $Moderator_Var_{it}$ 为 i 市 t 年的交互变量, 包括财政科学支持、公共数据共享与制度型开放三个维度, 若 β_1 、 β_4 与 β_5 同时显著为负, 说明数字技术创新与交互变量协同加快了地区间的收敛, 财政科学支持、公共数据共享与制度型开放对数字技术创新的区域收敛效应起到了正向交互作用, 区域发展差距进一步缩小。

3. 机制分析模型

传统逐步回归法将机制变量作为控制变量加入回归模型中, 不仅会加大处理变量系数估计的标准误, 降低统计显著性, 而且也会加剧处理变量系数估计的偏误程度。据此, 本文借鉴已有研究^[39], 设定如下模型对数字技术创新影响区域协调发展的作用机制开展检验:

$$Mechanism_Var_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Digital_{it} + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\gamma} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

$$\Delta RDI_{it} = \phi_0 + \phi_1 L.RDI_{it} + \phi_2 Mechanism_Var_{it} + \phi_3 L.RDI_{it} \times Mechanism_Var_{it} + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\phi} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

式 (20) 中, $Mechanism_Var_{it}$ 代表 i 市 t 年的机制变量, 具体包括资源配置、产业同构与技术转移三个变量, γ_1 衡量了数字技术创新对机制变量的影响效应。式 (21) 将机制变量 $Mechanism_Var$ 以及交互项 $L.RDI \times Mechanism_Var$ 纳入区域协调发展的收敛模型, ϕ_3 从协调层面测度了机制变量对区域发展指数的收敛效应。对于资源配置与产业同构而言, 若 γ_1 显著为负, ϕ_3 显著为正, 说明数字技术创新可以通过降低资源错配与产业同构化程度, 实现更高水平的区域协调发展。对于技术转移而言, 若 γ_1 显著为正, ϕ_3 显著为负, 说明数字技术创新能够通过提高技术区际转移强度使不同地区达到趋同发展。

(三) 数据来源

考虑数据可得性和数据缺失问题, 本文选取 2009—2022 年全国 239 个城市平衡面板数据分析数字技术创新促进区域协调发展的影响效应以及机制路径, 企业层面的数据来自中国工业企业数据库, 省份与城市层面的数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》以及各城市统计局公布的统计年鉴数据, 国内专利申请数据以及城市间专利转移数据均来源于中国研究数据服务平台 (CNRS), 美国专利数据来源于 IncoPat 数据库。在识别数字技术专利的过程中, 由于西藏地区与部分西部地区城市的数据缺失严重, 样本选择时予以剔除; 对于个别城市、个别年份存在的数据缺失, 本文通过查找各城市统计公报、线性插值等方法补充完整。表 2 显示了各变量的描述性统计特征。其中, 区域发展指数 ($L.RDI$) 的均值为 0.435 9, 标准差为 0.111 6, 最小值为 0.139 6, 最大值为 0.910 3; 数字技术创新 ($Digital$) 的均值为 159.974 3, 标准差为 702.375 0, 最小值为 0, 最大值为 13 091。这说明中国区

域发展整体效能与数字技术创新水平仍有待提高，且在不同城市之间存在较大差异。此外，数字技术创新（*Digital*）与技术转移（*Tran*）是基于专利数据加总所得，知识产权保护（*IPP*）采用北大法宝司法案例库对各市的人民法院审结的知识产权案件数进行衡量。

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
区域发展指数（ <i>L. RDI</i> ）	3 346	0.435 9	0.111 6	0.139 6	0.910 3
数字技术创新（ <i>Digital</i> ）	3 346	159.974 3	702.375 0	0	13 091
资源禀赋（ <i>Res</i> ）	3 346	26 608.256 4	30 673.723 2	2 770	253 900
人口密度（ <i>Den</i> ）	3 346	3 759.400 9	2 569.988 5	293	15 055
企业数量（ <i>Num</i> ）	3 346	1 516.236 6	1 848.274 1	21	17 906
知识产权保护（ <i>IPP</i> ）	3 346	421.809 3	1 876.909 1	0	46 167
资源配置（ <i>Allo</i> ）	3 346	3.227 9	0.706 2	0.000 0	5.644 9
产业同构（ <i>ISO</i> ）	3 346	0.077 0	0.018 7	0.008 2	0.111 4
技术转移（ <i>Tran</i> ）	3 346	2 036.573 8	12 828.270 7	0	208 463
财政科学支持（ <i>Gov</i> ）	3 346	0.018 5	0.017 8	0.000 5	0.206 8
公共数据共享（ <i>Share</i> ）	3 346	0.225 3	0.417 9	0	1
制度型开放（ <i>Open</i> ）	3 346	0.301 9	0.459 1	0	1

四、实证结果与分析

（一）基准回归

在开展实证检验之前，本文对所有变量进行标准化处理以消除量纲差异。表 3 的回归结果表明，区域发展指数滞后一期的回归系数均显著为负，说明不同区间的发展水平存在 β 收敛，地区发展差距进一步缩小。区域发展指数与数字技术创新的交互项回归系数显著为负，说明数字技术创新的广泛应用能够加快不同地区之间的收敛速度，改善区域发展不平稳问题。由此可见，数字技术创新可以帮助较为落后地区实现更快地发展，缩小与较为发达地区之间的差距，从而有效推动区域协调。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>L. RDI</i>	-0.119 3 *** (0.005 6)	-0.451 4 *** (0.036 3)
<i>Digital</i>	0.231 1 *** (0.057 7)	0.622 8 *** (0.067 8)
<i>L. RDI</i> × <i>Digital</i>	-0.251 8 *** (0.071 0)	-0.675 3 *** (0.077 9)
<i>Res</i>	0.002 6 (0.002 4)	-0.003 2 (0.007 0)
<i>Den</i>	0.001 8 (0.001 7)	-0.000 8 (0.003 3)

表3(续)

变量	(1)	(2)
<i>Num</i>	0. 049 5 ^{***} (0. 003 8)	0. 026 8 ^{***} (0. 007 9)
<i>IPP</i>	0. 037 3 [*] (0. 021 0)	0. 027 8 [*] (0. 016 0)
城市固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
<i>R</i> ²	0. 253 0	0. 544 3
观测值	3 107	3 107

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为异方差稳健标准误。后表同。

（二）稳健性检验

为进一步论证数字技术创新对区域协调发展的驱动效应，本文展开了五个方面的稳健性检验^①。其一，借鉴已有学者的设计思路^[40]，使用美国数字技术专利数量构造 Bartik 工具变量进行两阶段最小二乘（2SLS）回归，所构造的工具变量确保数字技术创新对区域协调发展的影响来源于外部力量驱动的技术进步，而非国内特殊的内生因素^②。其二，替换解释变量的测度方法，采用熵权法对区域发展指数进行客观赋权，检验数字技术创新对区域协调发展的影响。其三，更换模型的估计方法，采用极大似然估计（MLE）法对模型重新回归。其四，鉴于直辖市在行政管制、资源调控等方面较其他城市具有显著优势，可能导致估计结果有偏，剔除直辖市样本进行检验。其五，为减缓极端值与异常值的干扰，对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。经过上述稳健性检验之后，区域发展指数滞后项及其与数字技术创新交互项的回归系数均显著为负，表明数字技术创新能够有效缩小不同地区之间的发展差距，验证了基准回归结果的可靠性。

（三）分项指标检验

前文检验论证了数字技术创新对区域协调发展的促进效应，本部分从区域协调发展的经济发展、公共服务、基础设施、人民生活和生态环境五大目标框架入手，探究数字技术创新对区域发展指数各分项指标的收敛效应^③。分项指标回归结果表明，不同地区在经济发展、公共服务、基础设施、人民生活和生态环境方面的差距正在趋同；随着数字技术创新发展程度的提升，各分项指标在不同地区之间的收敛速度加快，数字技术创新在促进区域之间各个方面的均衡发展方面发挥了积极的作用。究其原因，数字技术创新的空间溢出效应与关联效应能够有效缓解地区之间信息不对称问题，降低了落后地区的生产交易成本，有助于其实现技术增量的扩展以及经济增速的提高，缩小区域发展差异。与此同时，新一代数字信息技术的快速发展不仅为弱势劳动力群体提供了多样化的劳动选择与就业机会，也提高了落后地区公共服务与基础设施的供给效率。此外，高度互联的数字信息技术既能够串联绿色产品全生命周期，缓解低梯度城市绿色发展的要素匮乏约束，又能够推动区际环境监管体系的构建，为区域绿色协同治理提供有力政策保障。至此，本文的 H1 得以论证。

（四）异质性检验

本文从地理区位与城市等级两个维度研究数字技术创新对区域发展水平的异质性效应，并使用工具变量法进行分组回归，从而克服反向因果与遗漏变量对不同组别回归所造成的差异性干扰，以期识别出

① 囿于篇幅，稳健性检验结果未展示，留存备案。

② 本文选取各城市基期数字技术申请专利数量占比代表初始份额（*Share*），并以美国数字技术专利数量代表外生性冲击（*Shift*），将二者进行交乘可获得数字技术创新的第一个工具变量；同时，本文采用各城市 1984 年固定电话数占比与美国数字技术专利数的交乘项作为数字技术创新的第二个工具变量，在一定程度上降低了数字技术创新与误差项的相关性。本文的工具变量均通过了稳健性检验。

③ 囿于篇幅，分项指标检验结果未展示，留存备案。

更为纯净的因果效应。首先，将样本划分为东部地区、中部地区和西部地区进行分组检验，结果如表 4 所示。可以看出，数字技术创新对东部地区与中部地区的区域发展指数具有明显的促进效应，而对西部地区的影响效应并不显著，并且中部地区数字技术创新的回归系数较东部地区更大。其原因在于，中部地区具有承东启西的区位优势，数字技术创新能够充分释放中部地区传统生产要素的增值潜力，促使中部地区积极融入新发展格局，缩小其与东部发达地区的经济差距。东部地区数字经济发展水平较高，大量数据信息和核心人才资源长期聚集，市场规模趋于饱和，数字技术创新对东部区域发展指数的驱动效应较低。而西部地区高新技术产业基础较为薄弱，工业化和信息化水平相对滞后，对创新要素的吸引力较小，数字技术创新的积极作用难以充分显现。其次，本文将直辖市、副省级城市以及非副省级省会城市确定为中心城市，将普通地级市确定为非中心城市，结果汇报如表 4 所示。数字技术创新的回归系数在非中心城市更大，而在中心城市并没有显著影响。究其原因，中心城市具有较为完善的数字基础设施，工业智能化、数字化水平遥遥领先，资源分配相对固定，因此数字技术创新对中心城市经济发展水平的促进效应较为有限；而非中心城市经济发展处于追赶阶段，市场发展潜力巨大，数字技术创新能够有效突破时空限制，加快非中心城市产业数字化转型与产业空间布局的优化调整，从而缩小其与中心城市之间的发展差距。

表 4 异质性分析回归结果

变量	地区			城市	
	东部	中部	西部	中心城市	非中心城市
<i>L. RDI</i>	-0.304 8 *** (0.055 5)	-0.467 5 *** (0.054 7)	-0.250 3 (0.351 9)	-0.234 0 *** (0.058 8)	-0.458 2 *** (0.039 1)
<i>Digital</i>	0.043 4 * (0.024 5)	0.213 7 *** (0.080 1)	-2.669 6 (2.414 3)	0.006 7 (0.017 4)	0.201 4 *** (0.073 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.485 8	0.554 3		0.483 4	0.543 3
观测值	1 066	1 001	572	455	2 184
组间系数差异检验	0.170 3 *	-2.883 3 **	-2.713 1 ***	0.194 7 **	

注：西部地区中的 R² 为负，根据 Stata 的官方解释，工具变量估计其实是一种结构模型，应关注内生变量的实际值的残差，而不是其预测值的残差，模型的 R² 为负不具备统计学意义，所以在此不汇报模型的 R²。组间差异检验分别检验了东部与中部、中部与西部、西部与中部、中心城市与非中心城市。

（五）交互效应检验

本部分基于式（19）进一步考察财政科学支持、公共数据共享与制度型开放三个方面在数字技术创新与区域协调发展之间的交互效应^①。可以发现，区域发展指数滞后项与数字技术创新的交互项回归系数显著为负，且区域发展指数滞后项、数字技术创新与交互变量这三者的交互项回归系数均显著为负，说明财政科学支持、公共数据共享与制度型开放均可以放大数字技术创新的区域收敛效应。由此，本文的 H2 得到验证。究其原因，市场主体进行技术创新的重要激励源于资本逐利，适当的政府干预调控可以减缓市场自发交互机制在有限理性与信息不完全条件下所造成的市场失灵，从而有助于技术创新活动的开展。地方政府对数字技术创新的财政支持缓解了企业的融资压力，降低了企业在技术研发过程中面临的风险。公共数据的开放有助于公众监督政府决策的全过程，地方政府管理运行的透明度提高，将激发市场主体开展技术创新。自由贸易试验区的建设通过对接高标准国际经贸规则，降低了市场准入的非关税

① 囿于篇幅，交互效应检验结果未展示，留存备索。

壁垒，在简化行政审批流程、优化营商环境的同时，有助于健全国内知识产权保护机制，极大地完善了技术创新激励机制。

(六) 机制效应检验

为检验数字技术创新赋能区域协调发展的作用机制，本文分别考察数字技术创新对机制变量的影响以及机制变量对区域协调发展的影响，回归结果汇报如表 5 所示。可以发现，数字技术创新能够降低资源错配程度与产业同构程度，并能够提高技术转移效率。资源错配与产业同构程度的下降有助于合理配置要素、促进高效梯度产业分工体系形成，从而推动区域一体化发展。同时，技术转移水平的上升也加快了不同地区间的收敛速度。由此，本文的 H3 得到验证。原因在于，数字网络技术通过对传统生产要素的优化和重组，打破了传统生产要素与创新资源的空间结构与流动方式，促使优质资源在空间上迅速扩散，有利于实现要素边际产出的空间均衡，增强区域发展的协同性。同时，数字技术创新提高了知识信息的空间流动效率，海量信息数据衍生出的集成信息资产能以较低成本进行传播，加强了产业链前向关联和后向关联程度，有利于产业的跨区域融合，推动区域协调发展的实现。此外，数字技术创新以高渗透性与多元融合的特征大幅降低了跨区域科技资源流动的成本，有助于不同地区之间开展高效的技术交流与合作，促使地区间发展差距不断缩小。

表 5 作用机制检验结果

变量	资源错配		产业同构		技术转移	
	<i>Allo</i>	ΔRDI	<i>ISO</i>	ΔRDI	<i>Tran</i>	ΔRDI
<i>Digital</i>	-0.223 3 *** (0.041 2)		-0.238 4 *** (0.050 4)		0.507 0 *** (0.093 9)	
<i>L. RDI</i>		-0.475 4 *** (0.046 6)		-0.472 7 *** (0.041 6)		-0.417 3 *** (0.035 8)
<i>Allo</i>		-0.036 3 ** (0.014 5)				
<i>ISO</i>				-0.023 7 ** (0.010 6)		
<i>Tran</i>						0.321 1 *** (0.123 7)
<i>L. RDI</i> × <i>Allo</i>		0.102 2 *** (0.039 2)				
<i>L. RDI</i> × <i>ISO</i>				0.082 7 *** (0.025 2)		
<i>L. RDI</i> × <i>Tran</i>						-0.363 3 ** (0.142 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.542 6	0.535 8	0.773 8	0.539 0	0.829 0	0.537 4
观测值	3 346	3 107	3 346	3 107	3 346	3 107

五、结论与建议

(一) 研究结论

本文使用 2009—2022 年 239 个城市平衡面板数据，运用数字技术专利申请数量衡量城市数字技术创新水

平,并对数字技术创新赋能区域协调发展的动力机制与作用路径展开实证分析。研究结果显示,(1)数字技术创新可以加快不同地区之间的收敛速度,推动了区域一体化发展进程,这一结果在经过多次稳健性检验后依然成立。(2)数字技术创新对区域发展指数的促进效应在中部地区较强,东部地区次之,西部地区最弱,这在一定程度上缩小了区域之间的发展差距;数字技术创新也为非中心城市追赶中心城市的发展提供了可能。(3)财政科学支持、公共数据共享、制度型开放等政府协同治理手段在数字技术创新促进区域协调发展的过程中具有增强作用。(4)数字技术创新可以通过改善资源错配、化解产业同构以及加快技术转移,推动区域实现协作互动,进而促进区域协调发展。

(二) 政策建议

第一,充分发挥数字技术创新普惠发展效应,改善区域发展格局非均衡状态。数字技术创新的发展不仅能极大地缩小“数字鸿沟”,缩小地区之间的发展差距,而且能大幅提升社会全要素生产率,促使区域整体利益得以增长。为此,首先,要制定符合地区经济发展特征与客观规律的数字技术发展政策,通过挖掘各地区的发展优势,明确分工,推动欠发达地区与发达地区开展跨区域合作,形成各城市经济主体之间高效互动、协同发展的区域经济格局。其次,要进一步完善经济落后地区数字基础设施建设,加大对欠发达地区数据资源、软件应用、底层技术等数字公共服务的投资与供给,加快推进“东数西算”工程,促进东西部地区算力高效互补和协同联动。最后,要促进高等教育的公平与普及,出台面向社会需求的数字人才专项补贴政策,加强欠发达地区数字人才的福利保障力度,提升当地居民的数字素养与技能,从而提高数字技术的转化和吸收能力,扎实推动区域均衡发展。

第二,健全统筹发展的政策体系,为数字技术创新赋能区域协调发展提供条件支撑。进入新时代,党中央高度重视发展数字经济,在数字技术创新领域取得诸多突破性进展。然而,中国在数字技术原始创新与基础领域的研究有所不足,仍然面临一些“卡脖子”的难题。为此,构建高水平的数字技术创新体系、实现创新成果转化应用,势必健全完善与数字化发展相适应的政府职责体系。一方面,要加强对数字关键技术的研发投入力度,支持布局与数字技术相关的国家重大项目,并通过综合运用税收优惠、财政金融、政府采购等政策工具,引导金融资源与社会资本投向数字技术领域的研发创新,充分释放数字技术创新的区域收敛效应。另一方面,建立数字技术运行机制和创新发展的制度保障,在完善公共数据开放共享机制、加快培育全国一体化数据市场的同时,也要深入实施自贸试验区提升战略,不断增强制度型开放的系统性、整体性和协同性,为推动数字技术创新应用、实现区域高质量协同发展提供充足的动力支撑。

第三,以数字技术创新强化区域协作互动机制,推动区域更高水平的协调发展。市场全面发育不足、市场总体发展程度不深是掣肘市场配置资源、拉大区域发展差距的重要原因之一。因此,首先,要充分发挥数字技术创新在消除区域制度差异、打破要素自由流动壁垒的关键性作用,同时要建设全国统一大市场规则体系,打通制约经济循环的关键梗阻,形成高效规范、公平竞争、充分开放的市场体系。其次,运用数字技术手段改造经济欠发达地区的传统产业,实现产业链上下游智能化升级,带动落后地区经济增速提质,同时应有序推进产业梯度转移,实现差异布局与错位发展,打破产业同构格局引致的产能过剩,推动区域一体化建设。最后,要加快各地区的数字网络平台投资与建设,通过构建数字智慧城市群网络,加快各类创新要素的跨域流动,降低区域间数据计算服务成本,推动区域实现更广范围、更深层次的协同合作,为推进全体人民共享数字时代发展红利、实现高水平的区域协调发展提供有力保障。

参考文献:

- [1] 邱超奕,韩鑫,李心萍.区域协调发展整体效能稳步提升[N].人民日报,2023-12-26(6).
- [2] 覃成林,崔聪慧.粤港澳大湾区协调发展水平评估及其提升策略[J].改革,2019(2):56-63.
- [3] 孙久文,张皓.新发展格局下中国区域差距演变与协调发展研究[J].经济学家,2021(7):63-72.

[4]张超,钟昌标,蒋天颖,等.我国区域协调发展时空分异及其影响因素[J].经济地理,2020,40(9):15-26.

[5]方锦程,刘颖,高昊宇,等.公共数据开放能否促进区域协调发展?——来自政府数据平台上线的准自然实验[J].管理世界,2023,39(9):124-142.

[6]黄林秀,郝坚.数字经济、创新差距和中心-外围城市经济差距——基于新经济地理的视角[J].改革,2024(3):113-126.

[7]关会娟,李昕,谭莹.教育投入、交易成本与区域收入差距[J].财经研究,2019,45(7):97-111.

[8]罗富政,罗能生.地方政府行为与区域经济协调发展——非正式制度歧视的新视角[J].经济学动态,2016(2):41-49.

[9]韩先锋,李勃昕,董明放.“互联网+”有助于加速区域创新效率收敛吗?[J].科研管理,2021,42(12):167-174.

[10]张自然,马原,杨玉玲.新质生产力背景下中国新型基础设施的测度与分析[J].经济与管理研究,2024,45(8):17-39.

[11]辛冲冲,陈志勇.中国基本公共服务供给水平分布动态、地区差异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2019,36(8):52-71.

[12]AGHION P, HOWITT P. A model of growth through creative destruction[J]. Econometrica, 1992, 60(2): 323-351.

[13]黄先海,高亚兴.数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J].中国工业经济,2023(11):118-136.

[14]JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the economics of data[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2819-2858.

[15]陈雨露.数字经济与实体经济融合发展的理论探索[J].经济研究,2023,58(9):22-30.

[16]谢康,廖雪华,肖静华.效率与公平不完全相悖:信息化与工业化融合视角[J].经济研究,2021,56(2):190-205.

[17]常向东,尹迎港.网络基础设施建设促进了区域经济的协调发展吗?[J].首都经济贸易大学学报,2022,24(6):45-58.

[18]马林燕,潘子纯,郝旭然,等.数字技能缓解了农户收入不平等吗?——基于黄河流域2893户农户微观调查数据[J].经济与管理研究,2024,45(5):60-77.

[19]张宇,陈志广,宋佳莹.数字经济对基本公共服务均等化的影响及其作用机制研究[J].经济问题探索,2024(6):136-152.

[20]MARTIN P, ROGERS C A. Industrial location and public infrastructure[J]. Journal of International Economics, 1995, 39(3/4): 335-351.

[21]GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.

[22]程钦良,宋彦玲,张勋.数字基础设施建设、时空成本与制造业空间布局[J].经济学动态,2024(6):64-80.

[23]KANG K N, PARK H. Influence of government R&D support and inter-firm collaborations on innovation in Korean biotechnology SMEs[J]. Technovation, 2012, 32(1): 68-78.

[24]杨思莹.政府推动关键核心技术创新:理论基础与实践方案[J].经济学家,2020(9):85-94.

[25]陈艳利,蒋琪.数据生产要素视角下开放公共数据与企业创新——基于建立公共数据开放平台的准自然实验[J].经济管理,2024,46(1):25-46.

[26]ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. Institutions as the fundamental cause of long-run growth[J]. Handbook of Economics Growth, 2005, 1: 385-472.

[27]张柳钦,李建生,孙伟增.制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(10):93-114.

[28]王明益,陈林,张中意,等.自由贸易试验区的协同创新网络效应:空间断点与地理识别[J].世界经济,2023,46(3):94-124.

[29]刘志彪,孔令池.从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济,2021(8):20-36.

[30]李彦龙,沈艳.数字普惠金融与区域经济不平衡[J].经济学(季刊),2022,22(5):1805-1828.

[31]丁宏.产业同构对区域经济增长的空间溢出效应——以京津冀地区为例[J].首都经济贸易大学学报,2021,23(5):44-54.

[32]于良春,宫园园.数字经济、地区性行政垄断与产业过度同构化[J].当代财经,2023(10):109-120.

[33]刘富华,宋然.数字技术对区域经济差距的影响——基于空间溢出的检验[J].华东经济管理,2023,37(9):1-10.

[34]楚尔鸣,曹策.人才流动缩小了区域经济差距吗——来自技术转移的经验证据[J].财经科学,2019(9):99-112.

[35]DECHEZLEPRÊTRE A, HÉMOUS D, OLSEN M, et al. Automating labor: evidence from firm-level patent data[Z]. SSRN No. 3508783, 2019.

[36]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,2018,34(3):38-50.

[37]龚斌磊,钱泽森,李实.共同富裕的测度与驱动机制研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(12):5-26.

[38]杨震宁,侯一凡,李德辉,等.中国企业“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察[J].管理世界,2021,37(11):184-205.

[39]刘行,李小荣.金字塔结构、税收负担与企业价值:基于地方国有企业的证据[J].管理世界,2012(8):91-105.

[40]ACEMOGLU D, RESTREPO P. Robots and jobs: evidence from US labor markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.

The Impact of Digital Technology Innovation on Coordinated Regional Development —Empirical Evidence from Urban Digital Patents

WANG Lian, TAN Jing, LI Yukun

(Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730101)

Abstract: With the continuous advancement of a new round of technological revolution and industrial transformation, digital technology innovation has become an important driver for the transformation of regional economic growth, playing a key role in promoting breakthroughs in coordinated regional development. This paper first introduces the location factors of digital technology innovation into the free capital model of new economic geography, and deduces the potential impact of digital technology innovation on coordinated regional development. This paper finds that digital technology innovation can narrow the regional development gap after reaching a certain level of development. Then, based on the IPC number, more than 530,000 digital technology patent applications are identified in 239 cities in China from 2009 to 2022. A comprehensive evaluation system for the regional development index is constructed from five aspects: economic development, people's livelihood, public services, infrastructure, and ecological environment. An improved convergence analysis model is built to empirically test the mechanism of digital technology innovation affecting coordinated regional development. This paper finds that digital technology innovation has a convergence effect on the regional development index, and this conclusion still holds after endogeneity treatment and robustness tests. The sub-indicator test results show that digital technology innovation can significantly accelerate the convergence speed of the abovementioned five indicators. The heterogeneity analysis indicates that the empowering effect of digital technology innovation on the regional development index is stronger in the central region and non-central cities, while weaker in the eastern region, western region, and central cities. This has to some extent narrowed the overall regional development gap of the economy and provided the possibility for non-central cities to catch up with central cities. The results of the interaction effect test indicate that the government's collaborative governance measures such as fiscal science support, public data sharing, and institutional openness have a positive moderating effect on the regional convergence effect of digital technology innovation. The mechanism analysis indicates that digital technology innovation can narrow regional differences by optimizing resource allocation, breaking industrial homogeneity, and promoting technology transfer.

Based on the above conclusions, this paper proposes the following targeted countermeasures and suggestions. Firstly, we should fully leverage the inclusive development effect of digital technology innovation and improve the unbalanced regional development pattern. Secondly, we should focus on improving the government's overall development and policy system, providing conditions for unleashing the regional convergence effect of digital technology innovation. Finally, it is necessary to strengthen regional cooperation and interaction mechanisms through digital technology innovation, providing strong guarantees for high-level coordinated regional development.

Keywords: digital technology innovation; coordinated regional development; improved convergence analysis; government collaborative governance; regional collaboration and interaction

(责任编辑: 宛恬伊)