

创新活力、数字基建与地区经济增长的路径

朱华杰

南京师范大学商学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年12月23日; 录用日期: 2026年1月6日; 发布日期: 2026年1月14日

摘要

在数字经济成为全球经济增长核心动力的背景下, 数字基建与创新活力已成为影响地区经济发展的关键要素。本文基于2005~2023年省级面板数据, 构建多元线性回归与面板数据模型, 实证检验三者的关联机制与异质性特征。研究表明, 数字基建通过优化资源配置、赋能产业升级、扩大市场规模直接驱动经济增长, 创新活力则以技术、模式、制度创新为核心赋能经济发展, 且二者存在相互促进的协同效应。异质性分析显示, 低人均GDP地区与西部地区对数字基建的经济响应更显著, 东部地区则呈现数字基建与创新活力双轮驱动格局。在此基础上, 本文从优化区域基建布局、构建差异化创新生态、强化二者协同、完善区域协调政策四个维度, 提出推动三者深度融合的实践路径, 为各地依托数字经济实现高质量发展提供理论参考与实践启示。

关键词

数字经济, 经济增长, 创新活力

The Path of Innovation Vitality, Digital Infrastructure and Regional Economic Growth

Huajie Zhu

Business School of Nanjing Normal University, Nanjing Jiangsu

Received: December 23, 2025; accepted: January 6, 2026; published: January 14, 2026

Abstract

Against the backdrop of the digital economy emerging as the core driving force of global economic growth, digital infrastructure and innovation vitality have become key factors influencing regional economic development. Based on provincial panel data from 2005 to 2023, this paper

文章引用: 朱华杰. 创新活力、数字基建与地区经济增长的路径[J]. 商业全球化, 2026, 14(1): 88-98.

DOI: 10.12677/bglo.2026.141010

constructs multiple linear regression and panel data models to empirically test the correlation mechanism and heterogeneous characteristics among the three. The research shows that digital infrastructure directly drives economic growth by optimizing resource allocation, empowering industrial upgrading, and expanding market scale, while innovation vitality fuels economic development with technological, model, and institutional innovation as the core, and there is a mutually reinforcing synergistic effect between the two. Heterogeneity analysis reveals that regions with low per capita GDP and western regions exhibit a more significant economic response to digital infrastructure, while eastern regions present a two-wheel-driven pattern of digital infrastructure and innovation vitality. On this basis, the paper proposes practical paths to promote the in-depth integration of the three from four dimensions: optimizing the regional layout of digital infrastructure, constructing differentiated innovation ecosystems, strengthening their synergy, and improving regional coordinated development policies, so as to provide theoretical reference and practical enlightenment for various regions to achieve high-quality development relying on the digital economy.

Keywords

Digital Economy, Economic Growth, Innovation Vitality

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在当今全球化进程不断加速的时代，数字经济以其迅猛的发展态势，已然成为推动全球经济增长的关键力量。过去十年间，中国数字经济规模实现了令人瞩目的跨越，从 2014 年的 16.2 万亿元攀升至 2023 年的 53.9 万亿元，足足增长了超 4 倍。数字经济核心是以数据为生产要素，辅以信息技术，通过数字基建与创新活力的协同赋能，推动经济高效增长的新型经济形态。当前，数字经济凭借其高创新性、强渗透性、广覆盖性等特点，在全球范围内快速崛起，既对传统经济发展模式形成了强有力的挑战，也为区域经济转型与升级提供了重大机遇。

创新活力指地区在技术研发、模式革新与制度优化过程中形成的持续创新能力，本文以国内申请人发明专利申请数为核心量化指标。创新活力正逐渐成为推动经济增长的新引擎[1]，这一点在众多地区的发展实践中得到了充分验证。以珠海国家高新技术产业开发区为例，2023 年其核心经济指标呈现稳中有进态势：全区地区生产总值 336.84 亿元，同比增长 2.0%，第二产业(以高新技术制造业为主)增加值 166.77 亿元，同比增长 3.3%，增速显著高于第三产业，凸显产业升级成效。这一增长态势源于其在创新主体培育上的不懈努力：截至 2023 年，珠海高新区“一区多园”高新技术企业达到 1459 家，占全市 55%；国家小巨人企业 43 家，占全市 62%；省级专精特新企业 632 家，占全市 56%；上市企业 33 家，占全市 67%；科技型中小企业 1484 家，占全市 53%；当年发明专利授权数 5640 件，占全市 78%，加速创新成果落地转化。创新活力之所以能够成为经济增长的新引擎，是因为它能够催生新的产业、新的商业模式和新的市场需求。在数字经济时代，创新更是成为企业生存和发展的关键，只有不断创新，企业才能在激烈的市场竞争中立于不败之地。

数字基建指以 5G、互联网宽带、数据中心等为核心的数字化基础设施体系，本文采用互联网宽带接入端口数作为代理变量。数字基建作为数字经济发展的支撑性底座，对国家和地区的经济、教育事

业、高技术产业[2]以及社会进步起着至关重要的作用[3][4]。数字基建能够促进数据的快速流通和高效处理，并为企业创新与政府公共服务供给提供强大的技术支持[5]。如在互联网电商领域，像阿里巴巴、京东、拼多多等电商巨头，通过搭建数字化平台，打破了传统商业的时空限制[6]，让消费者能够随时随地选购全球商品，以拼多多为例，其推出的“百亿减免”战略，为无数中小企业提供了市场空间，在国内累计激发就业岗位 5532.1 万个，其中直接就业岗位达 2111.5 万个。更有数据表明，全国网络零售平台店铺数量现已达 2559.7 万家，2024 年全国电子商务交易额达 46.4 万亿元，网上零售额更是高达 15.2 万亿元，其中实物商品网上零售额 12.8 万亿元，占社会消费品零售总额的比重已达 26.5%，直观展现了电商对经济的强劲拉动作用。

因此深入研究数字基建、创新活力与地区经济增长的关联逻辑，对于推动区域经济高质量发展具有重要的现实意义。

2. 核心要素的特征分析

2.1. 数字基建的支撑特征

数字基建作为数字经济发展的核心硬件底座，深度契合数字时代的发展逻辑，其基础性、普惠性与迭代性特征相互交织，共同构筑起经济社会数字化转型的坚实支撑。基础性层面，它贯穿工业生产、政务服务、民生消费等全领域，从智能制造的设备互联到智慧城市的协同管理，从远程医疗的资源共享到数字金融的安全运行，都依赖数字基建提供的底层保障，成为激活各类生产要素的关键纽带。普惠性则打破了地理空间与资源禀赋的限制，通过光纤网络、移动基站的广泛覆盖，让偏远山区、乡村地区得以接入数字生态，共享在线教育、电商直播、远程办公等发展红利，缩小城乡数字鸿沟，推动公共服务向均等化、可及性升级，让数字化发展成果惠及每一个群体。而迭代性源于数字技术的持续革新与市场需求的动态演进，5G 基站向 5.5G、6G 升级，数据中心向绿色化、集约化转型，工业互联网实现跨行业、跨区域融合，新型基建在技术迭代中不断优化性能、拓展应用场景，精准适配数字经济高质量发展的新需求，持续释放乘数效应，为经济社会发展注入持久动能。

2.2. 创新活力的驱动特征

创新活力作为驱动经济社会高质量发展的核心引擎，具有鲜明的突破性、协同性与适配性特征。技术创新与模式创新是突破传统增长路径依赖的核心动力，有助于跳出路径依赖的发展窠臼。从颠覆性技术的突破应用，到新业态、新赛道的加速涌现，再到新消费场景的持续扩容，创新活力有助于形成新的经济增长，推动产业结构优化升级，推动经济发展实现从量变到质变的跨越。

协同性表现为创新活动从来不是单打独斗的孤立行为，而是需要依托人才、政策、市场、资本等多要素的深度联动与高效耦合。人才是创新的核心源泉，政策为创新提供制度保障，市场为创新指明方向，资本为创新注入，各类要素环环相扣、同向发力，才能构建起分工明确、运转顺畅的创新生态系统，让创新潜力得到充分释放。适配性则强调创新活动需因地制宜，与不同地区的发展基础、资源禀赋精准匹配。高发展水平地区产业基础雄厚、科研资源富集，更适合聚焦基础研究与原始创新，抢占全球科技竞争的制高点；而发展水平相对滞后的地区，更适合立足本地产业需求，侧重应用型、适配性创新，通过技术引进、消化吸收再创新，推动传统产业转型升级，实现差异化、特色化发展。

3. 计量模型与数据选取

为全面分析创新活力、数字基建与地区经济增长的关联性，本文以多元线性回归模型与面板数据模型为核心，构建基准回归框架作为实证基础。模型中，被解释变量为第 i 个省市的生产总值，核心解释变

量包括代表创新活力的国内申请人发明专利申请数与代表数字基建的互联网宽带接入端口数，同时选取居民人均可支配收入、教育经费和普通本科人数作为控制变量，以排除教育投入、人才数量等因素对经济增长的干扰，随机误差项则用于捕捉未纳入模型的其他随机因素。

3.1. 基准回归模型

考虑多元线性回归模型，设定为：

$$GDP_i = \beta_0 + \beta_1 Patent_i + \beta_2 InternetPort_i + \sum_i \beta_i control_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

其中 GDP_i 表示第 i 个地区的生产总值， $Patent$ 是国内申请人发明专利申请数， $InternetPort$ 为互联网宽带接入端口数，控制变量 $control$ 选取为居民人均可支配收入 $income$ ，教育经费 $EduExpense$ 以及普通本科人数 UG ， ε_i 为随机误差项。该模型用于分析各因素对 GDP 的总体影响。

考虑个体固定效应模型：

$$GDP_{it} = \alpha_i + \beta_1 Patent_{it} + \beta_2 InternetPort_{it} + \sum_i \beta_i control_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中 i 表示地区， t 表示年份， α_i 为个体固定效应，反映地区间的异质性， μ_{it} 为随机误差项。此模型能够更好地处理地区个体差异和时间效应。

3.2. 数据来源与描述性统计

本文数据均源自中经网统计数据库，该数据库数据权威性高、覆盖面广，确保了实证数据的可靠性与完整性。通过选取 2005 年至 2023 年的省级面板数据，能充分反映变量长期变化趋势，下面将对核心变量的基本特征进行描述性统计，见表 1。

Table 1. Descriptive statistical analysis of key data
表 1. 主要数据描述性统计分析

变量	样本量	均值	方差	最小值	最大值
gdp	446	23380.99	22497.66	585.15	129513.6
Patent	446	28309.39	43646.77	79	242,551
InternetPort	446	1777.465	1898.013	15.4	9892.21
income	446	21488.36	13524.47	3625	79609.77
EduExpense	446	1.06e+07	8,974,478	373987.9	6.19e+07
Tech	446	4,697,636	9,932,267	394.2	7.95e+07
UG	446	123468.5	74929.94	5802	315,204

从描述性统计分析结果来看，不同地区的生产总值存在较大差异，互联网宽带接入端口数、国内申请人发明专利申请数等指标也呈现出明显的地区不均衡性。各变量均存在不同程度的极值差异，整体显示研究涉及的多种变量在样本单元间具有显著差异。

4. 实证分析

4.1. 基准回归结果

利用 Stata 编程完成基准回归，结果如下表 2。

Table 2. Baseline regression
表 2. 基准回归

变量	(1) OLS		(2) 面板回归	
Patent	0.1974*** (0.0107)	0.1509*** (0.0093)	0.1408*** (0.0097)	0.0909*** (0.0090)
InternetPort	7.5066*** (0.2469)	1.9453*** (0.4035)	6.6276*** (0.1882)	2.3609*** (0.3247)
income		0.0378* (0.0227)		0.1086*** (0.0232)
EduExpense		0.0010*** (0.0001)		0.0011*** (0.0001)
UG		0.0624*** (0.0051)		-0.0176 (0.0123)
常数项	4.5e+03*** (408.7852)	-3.0e+03*** (636.7141)	7.6e+03*** (263.1248)	4.4e+03*** (1.1e+03)
N	446	446	446	446
r ²	0.9226	0.9598	0.9364	0.9607
F	2.6e+03	2.1e+03	3.1e+03	2.0e+03

注：括号内为异方差稳健的标准误，***、**、*分别代表系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。

基准回归结果清晰地展现了数字基建、创新活力与地区经济增长之间的显著关联。从 OLS 回归结果来看，在未纳入控制变量的模型中，互联网宽带接入端口数系数在 1%水平上显著为正，表明数字基建对地区经济增长具有显著的正向推动作用。国内申请人发明专利申请数系数也在 1%水平上显著为正，说明创新活力也对经济增长产生积极影响。纳入控制变量后，互联网宽带接入端口数与国内申请人发明专利申请数的系数仍然保持显著为正，进一步验证了数字基建与创新活力对经济增长的正向影响。面板回归结果与 OLS 回归结果基本一致，且更具可靠性。在个体固定效应模型中，互联网宽带接入端口数与国内申请人发明专利申请数均在 1%水平上显著为正，再次证实了数字基建与创新活力对地区经济增长的正向驱动作用。

此外，面板回归模型的 R²值高于 OLS 回归模型，说明面板模型更好地拟合了数据，考虑地区个体差异后，模型的解释力更强。基于上述分析，后续研究将以面板回归结果作为核心分析依据，深入探讨相关经济变量的作用机制。

4.2. 异方差分析

异方差检验是确保回归结果有效性的重要环节。本文采用 Modified Wald 检验与 White 检验两种方法，对模型是否存在异方差进行检验，分析结果见表 3。

Table 3. Heteroscedasticity analysis
表 3. 异方差分析

检验类型	统计量	自由度	统计值	Prob.
Modified Wald 检验	χ^2	28	4850.81	0.0000
White 检验	F	(6, 438)	4.57	0.0002

从检验结果来看，Modified Wald 检验的统计值为 4850.81，Prob.值为 0.0000，表明模型存在显著的异方差现象；White 检验的 F 统计值为 4.57，自由度为(6, 438)，Prob.值为 0.0002，同样小于 0.05，进一步证实了异方差的存在。

异方差的存在违背了经典线性回归的基本假定，这不仅会导致参数估计量丧失最优性(即不再是最小方差无偏估计)，更会使得后续的假设检验失效。这将直接影响我们对数字基建、创新活力与经济增长之间关联的准确评估与判断。因此，异方差问题亟待解决。

4.3. 异方差处理

针对模型存在的异方差问题，本文采用稳健标准误方法进行处理，以修正其对回归结果的影响。异方差会违背经典线性回归误差项方差恒定的假定，导致参数估计有效性下降、统计检验失效，进而影响核心变量关联判断的准确性。稳健标准误无需预设异方差具体形式，可通过调整标准误保障统计推断可靠，为实证结论提供严谨支撑。回归结果见表 4。

从异方差处理前后的对比结果来看，数字基建、创新活力等变量对经济增长的正向影响依然成立。

Table 4. Comparison of heteroscedasticity handling results

表 4. 异方差处理结果对比

变量	(1) 基准面板回归		(2) 稳健标准误处理	
Patent	0.1408*** (0.0097)	0.0909*** (0.0090)	0.1408*** (0.0188)	0.0909*** (0.0240)
InternetPort	6.6276*** (0.1882)	2.3609*** (0.3247)	6.6276*** (0.4429)	2.3609*** (0.7601)
income		0.1086*** (0.0232)		0.1086* (0.0579)
EduExpense		0.0011*** (0.0001)		0.0011*** (0.0002)
UG		-0.0176 (0.0123)		-0.0176 (0.0281)
常数项	7.6e+03*** (263.1248)	4.4e+03*** (1.1e+03)	7.6e+03*** (549.2911)	4.4e+03* (2.4e+03)
N	446	446	446	446
r ²	0.9364	0.9607	0.9364	0.9607
F	3.1e+03	2.0e+03	455.1929	172.3266

注：括号内为异方差稳健的标准误，***、**、*分别代表系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。

5. 模型检验与分析

5.1. 内生性处理

本文以国内申请人发明专利申请数滞后一期为工具变量，用于解决国内申请人发明专利申请数(Patent)可能存在的内生性问题。此外，运用两种估计方法对回归系数予以估计，回归结果见表 5。

本文接下来对内生变量 Patent 的工具变量有效性及内生性进行检验：

Table 5. Endogeneity treatment
表 5. 内生性处理

变量	(1) 两阶段最小二乘法		(2) 广义矩估计法	
Patent	0.1961*** (0.0344)	0.1588*** (0.0395)	0.1961*** (0.0344)	0.1588*** (0.0395)
InternetPort	7.5031*** (0.7258)	1.9936* (1.1110)	7.5031*** (0.7258)	1.9936* (1.1110)
income		0.0386 (0.0853)		0.0386 (0.0853)
EduExpense		0.0009*** (0.0002)		0.0009*** (0.0002)
UG		0.0633*** (0.0127)		0.0633*** (0.0127)
常数项	4.3e+03*** (966.1917)	-3.1e+03** (1.5e+03)	4.3e+03*** (966.1917)	-3.1e+03** (1.5e+03)
N	396	396	396	396
r ²	0.9234	0.9589	0.9234	0.9589

注：括号内为异方差稳健的标准误，***、**、*分别代表系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。

1) 弱工具变量检验：第一阶段回归结果显示，内生变量 Patent 对应地调整后 F 统计量为 3798.21 (远大于 10 的经验阈值)，且部分决定系数达 0.8979，表明工具变量与 Patent 存在强相关性，不存在弱工具变量问题，工具变量满足相关性假设。

2) 内生性检验：稳健 F 检验结果显示，统计量为 4.535，对应的 P 值为 0.0425，拒绝 Patent 为外生变量的原假设，说明 Patent 存在显著内生性，采用两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果更可靠。

5.2. 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性与稳定性，本文将从替换解释变量、缩短样本区间两个角度进行稳健性检验，回归结果见表 6。

Table 6. Robustness test
表 6. 稳健性检验

变量	(1) 剔除极端值 2SLS	(2) 剔除极端值 GMM	(3) 缩短样本区间 2SLS	(4) 缩短样本区间 GMM
Patent	0.1494*** (0.0386)	0.1494*** (0.0386)	0.1359*** (0.0417)	0.1359*** (0.0417)
InternetPort	2.5373** (1.0955)	2.5373** (1.0955)	4.2102*** (1.6054)	4.2102*** (1.6054)
income	0.0639 (0.0844)	0.0639 (0.0844)	0.1491* (0.0879)	0.1491* (0.0879)

续表

Eduexpense	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0002)	0.0008*** (0.0003)	0.0008*** (0.0003)
UG	0.0711*** (0.0143)	0.0711*** (0.0143)	0.0391** (0.0195)	0.0391** (0.0195)
常数项	-3.3e+03** (1.5e+03)	-3.3e+03** (1.5e+03)	-6.9e+03*** (2.3e+03)	-6.9e+03*** (2.3e+03)
N	396	396	223	223
r ²	0.9575	0.9575	0.9619	0.9619

注：括号内为异方差稳健的标准误，***、**、*分别代表系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。

① 剔除极端值检验中，用 winsor2 命令剔除数据中极端数据。回归结果表明替换被解释变量后，创新活力对经济增长的正向影响依然成立，研究结论具有稳健性；② 缩短样本区间检验(选取 2016~2023 年数据)中，尽管部分变量的系数与显著性略有变化，表明在不同的时间区间内，数字基建对经济增长的正向影响始终存在，研究结论具有较强的稳健性。

5.3. 异质性分析

对基准模型进行异质性分析，结果如表 7 所示。

Table 7. Heterogeneity analysis

表 7. 异质性分析

变量	(1) 高人均 GDP	(2) 低人均 GDP	(3) 东部地区	(4) 中部地区	(5) 西部地区
Patent	0.0622 (0.0495)	0.1462*** (0.0411)	0.1351** (0.0580)	0.0976** (0.0421)	-0.0028 (0.0569)
InternetPort	0.1828 (0.9544)	2.5835* (1.3264)	2.5935* (1.4829)	0.2368 (1.0396)	3.1858*** (0.8192)
income	0.0574 (0.0922)	0.0745 (0.1035)	0.0101 (0.1073)	0.3216* (0.1688)	0.1437* (0.0799)
EduExpense	0.0009*** (0.0003)	0.0009*** (0.0002)	0.0008*** (0.0003)	0.0009*** (0.0003)	0.0005** (0.0002)
UG	0.0813*** (0.0147)	0.0629*** (0.0190)	0.0848*** (0.0233)	0.0981*** (0.0137)	0.0614*** (0.0147)
常数项	-2.9e+03*** (1.1e+03)	-4.6e+03* (2.7e+03)	-2.7e+03 (2.7e+03)	-9.6e+03*** (2.6e+03)	-2.5e+03*** (960.8029)
N	184	212	143	89	164
r ²	0.9122	0.9566	0.9631	0.9652	0.9617

注：括号内为异方差稳健的标准误，***、**、*分别代表系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(1) 按人均 GDP 分组：将样本按人均 GDP 中位数分为高人均 GDP 组与低人均 GDP 组，异质性分

析结果显示,两组地区数字基建、创新活力对经济增长的影响存在明显差异。在高人均 GDP 组内,从回归系数体现地区经济增长更多依赖教育、收入与高素质人才,创新活力的边际效应相对较弱,本文认为是因为这些地区创新活力亟待增强,而数字基建已日趋完善;在低人均 GDP 组内,地区经济增长对数字基建与创新活力系数显著为正,完善二者能够有效拉动经济增长。

(2) 按地理位置分组:按东部、中部、西部三大区域划分样本后,异质性特征更为明显。东部地区数字基建与创新活力共同驱动经济增长,这与东部地区数字经济发达、创新资源集中的发展现状相符;中部地区经济增长的驱动因素相对单一,数字基建与创新活力的作用尚未充分发挥,可能是由于中部地区在承接产业转移、优化产业结构过程中,尚未形成完善的数字经济生态与创新体系;西部地区经济增长主要依靠数字基建与教育投入,数字基建的拉动作用尤为突出,而创新活力与居民收入对经济增长的影响较小,体现了西部地区数字基建相对滞后,通过完善数字基建弥补发展短板、推动经济增长的现实需求。

6. 数字基建与创新活力对地区经济增长的作用机制探讨

6.1. 数字基建的直接驱动作用

其一,数字基建可以优化资源配置效率。其原因在于数字基建打破地理限制,使资本、技术、人才等生产要素跨区域自由流动,向高效率部门集聚,降低交易成本。其二,数字基建可以赋能产业转型升级。传统产业通过数字化改造提升生产精度与效率,新兴产业依托数字基建快速成长,拓展经济增长边界。其三,数字基建有利于扩大市场规模。电商平台、在线服务等依托数字基建,让企业触达更广泛的消费者与合作伙伴,形成全域化市场,带动生产与消费扩张。

6.2. 创新活力的核心赋能作用

一是技术创新构筑产业升级核心引擎。新技术从研发到应用,通过渗透、改造、替代效应重塑产业发展模式:制造业中工业机器人、数字孪生等技术推动生产线智能化转型,提升生产效率与产品附加值,助力传统产业跳出无效竞争陷阱;人工智能、生物医药等领域的突破性技术催生战略性新兴产业,形成全新经济增长点,推动产业结构向高端化升级。

二是模式创新拓展经济发展多元空间。平台经济、共享经济、直播电商等新模式以数字化为核心重构价值链:平台经济打破供需信息壁垒,降低中小企业准入门槛;共享经济盘活闲置资源,提升资源利用效率;直播电商等催生定制化生产等新形态,创造海量消费需求与灵活就业机会,拓展经济增长的广度与深度。

三是制度创新夯实创新发展制度根基。完善的制度设计是创新活力的保障:健全的知识产权保护制度维护创新成果排他性,让创新者享受经济回报,激发研发积极性;市场化改革打破行业壁垒,促进资本、人才等要素自由流动、高效聚合;差异化扶持政策、容错纠错机制等,既为原始创新提供保障,也为应用型创新搭建桥梁,降低试错成本,形成鼓励创新、宽容失败的良好环境,让创新活力持续迸发。

6.3. 二者的协同机制

数字基建与创新活力存在相互促进、协同赋能的关系[7]。一方面,数字基建为创新提供技术支撑与要素保障,大数据、云计算提供算力与数据资源,降低创新成本,数字平台促进产学研协同,加速成果转化;另一方面,创新活力为数字基建升级提供需求牵引,创新产生的更高算力、更广覆盖等需求,推动数字基建技术升级与网络拓展。二者协同赋能全要素生产率上升,进而影响全社会的经济发展。

7. 促进区域经济高质量发展的融合路径

7.1. 优化数字基建区域布局

实施差异化投资政策，对西部与低人均 GDP 地区，加大 5G 基站、互联网宽带等基建投入，扩大覆盖、提升质量，破解数字鸿沟；对东部与高人均 GDP 地区，聚焦工业互联网、人工智能等新型基建，支撑高端创新与产业升级。建立跨区域协同共建机制，推动东部技术与资源向中西部辐射，促进区域协调。

7.2. 构建差异化创新生态

东部地区重点支持原始创新与高端技术创新，加大研发投入，培育创新型企业与产业集群，完善知识产权保护与成果转化机制；中西部与低人均 GDP 地区聚焦应用型、适配型创新，围绕特色产业开展研发，加强与东部创新合作，引入先进技术与理念，培育本土创新主体。同时加大教育与人才投入，完善人才引进激励机制，提供人力资本支撑。

7.3. 强化二者协同发展

建立数字基建与创新需求的对接机制，推动基建建设与区域创新需求精准匹配，提供定制化支撑。鼓励企业、高校、科研机构参与基建建设与创新合作，形成基建共建、创新共享模式。完善政策支持体系，通过财政补贴、税收优惠等，激励市场主体加大基建投入与创新研发，激发协同活力。

7.4. 完善区域协调发展政策

建立跨区域利益共享机制，鼓励东部向中西部转移技术、产业与创新资源，推动数字经济红利跨区域流动。加大对中西部政策倾斜，在财政转移支付、项目布局、人才培养等方面给予支持，提升其承接产业转移与创新辐射的能力。引导各地区立足资源禀赋，发展特色数字产业与创新业态，形成优势互补、协同发展的格局。

8. 结语

新时期环境下，数字经济的迅猛发展不仅重塑了全球经济竞争格局，更为地区经济增长注入了前所未有的强劲动能，但其引发的区域发展不平衡、数字鸿沟等现实挑战也日益凸显，成为制约经济高质量发展的关键瓶颈。各地区若想在数字浪潮中实现可持续、高质量发展，必须深刻把握数字基建的基础性、普惠性、迭代性特征与创新活力的突破性、协同性、适配性本质，精准认知不同区域在资源配置、产业基础上的异质性差异，采用因地制宜的制度与措施。通过数字科学优化基建布局，推动算力网络、工业互联网等新型基建向偏远地区延伸覆盖，筑牢数字化转型的硬件底座；同时以人才引育为核心、政策支持为保障、市场需求为导向，构建开放包容、富有活力的创新生态，激活原始创新与应用型创新的双重潜力；也应强化区域间协同联动，促进数字技术、创新成果跨区域流动共享，打破创新壁垒与资源割裂；不断完善差异化协调政策，为不同发展水平地区提供精准支持。为充分释放数字基建与创新活力的协同效应提供强力支撑，让各地区在激烈的区域竞争中牢牢掌握主动权，持续拓展发展新空间、培育增长新动能，最终推动区域经济实现质的有效提升和量的合理增长，助力全国经济高质量发展大局行稳致远。

基金项目

本文受国家自然科学基金面上项目资助。批准号：72373073，数字经济与实体经济融合驱动中国城市体系演化的理论机制和经济福利效应研究。

参考文献

- [1] 李言. 组态视角下人才创新活力的驱动路径研究[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2025, 33(5): 39-56.
- [2] 汪泽宇. 数字基建何以调节高等教育对高技术产业的影响——基于有中介的调节效应模型[J]. 产业创新研究, 2025(18): 62-67.
- [3] 赖晓冰, 李王新, 岳书敬, 等. 数字新基建的技术创新效应——基于数字技术创新视角[J]. 金融经济研究, 2025, 40(4): 93-107.
- [4] 李珊, 张彦军, 杨婷茹. 数字新基建提升区域经济韧性的理论机制与实证检验[J]. 统计与决策, 2025, 41(14): 111-116.
- [5] 陈升, 代季鹭, 王梦迪. 数字新基建如何影响政府公共服务供给效率? [J/OL]. 华东经济管理, 1-15. <https://link.cnki.net/urlid/34.1014.F.20250904.0853.002>, 2025-12-13.
- [6] 马建峰, 贺娅桐, 陈炳昊. 数字基础设施建设、高质量充分就业与收入差距——基于农村劳动力市场的新证据[J]. 调研世界, 2025(10): 35-47.
- [7] 田野. 新基建时代提升大城市群数字文化产业的创新活力[J]. 同济大学学报(社会科学版), 2021, 32(3): 73-81.