

数字经济与经济高质量发展

——基于固定效应的实证研究

张程

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年6月12日; 录用日期: 2025年6月25日; 发布日期: 2025年7月29日

摘要

数字经济作为新一轮科技革命的核心驱动力, 正深刻重塑全球经济格局。本文基于2012~2020年中国27个省级行政区的面板数据, 构建双向固定效应模型与中介效应模型, 系统考察数字经济对经济高质量发展的影响机制。研究发现: 1) 数字经济对经济高质量发展具有显著正向促进作用, 其弹性系数为0.309, 且在1%水平上显著; 2) 产业升级是数字经济发挥作用的关键中介路径; 3) 区域异质性显著, 数字经济对西部地区的推动作用最强(弹性系数1.166), 中部次之(0.306), 东部最低(0.255), 呈现“西部 > 中部 > 东部”的梯度特征。本文通过熵值法构建数字经济与经济高质量发展综合指标体系, 验证了“数字经济→产业升级→高质量发展”的传导逻辑, 为差异化区域数字经济发展政策提供了实证依据。

关键词

数字经济, 双向固定模型, 经济高质量发展

Digital Economy and High-Quality Economic Development

—An Empirical Study Based on Fixed Effects Models

Cheng Zhang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 12th, 2025; accepted: Jun. 25th, 2025; published: Jul. 29th, 2025

Abstract

The digital economy, as the core driving force of the new round of scientific and technological revolution, is profoundly reshaping the global economic landscape. This study utilizes panel data from

文章引用: 张程. 数字经济与经济高质量发展[J]. 电子商务评论, 2025, 14(7): 2487-2497.

DOI: 10.12677/ecl.2025.1472458

27 provincial-level administrative regions in China (2012~2020) to construct a two-way fixed effects model and a mediation effect model, systematically investigating the mechanisms through which the digital economy influences high-quality economic development. The findings reveal: 1) Significant Positive Impact: The digital economy exerts a robust positive effect on high-quality economic development, with an elasticity coefficient of 0.309 (significant at the 1% level). 2) Key Mediation Pathway: Industrial upgrading serves as the critical intermediary mechanism. 3) Regional Heterogeneity: The promoting effect of the digital economy varies significantly across regions. It is the strongest in the western region (elasticity coefficient: 1.166), followed by the central region (0.306), and weakest in the eastern region (0.255), exhibiting a “Western > Central > Eastern” gradient pattern. By employing the entropy value method to construct composite indices for both the digital economy and high-quality economic development, this study validates the transmission logic of “digital economy → industrial upgrading → high-quality development”. The results provide empirical evidence for formulating differentiated regional policies to advance digital economy development and foster sustainable economic growth.

Keywords

Digital Economy, Two-Way Fixed Effects Model, High-Quality Economic Development

Copyright © 2025 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

数字经济是新的全球经济增长引擎，它以技术渗透、数据赋能和模式创新重构传统经济形态。据我国信息通信研究院统计，2022年我国数字经济规模达50.2万亿元，占GDP比重提升至41.5%，其高创新性、强渗透性和广覆盖性成为推动经济高质量发展的核心动能。党的二十大报告明确指出，“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合”，这一战略部署展现了数字经济在构建新发展格局中的重要地位。然而，数字经济如何通过技术扩散、要素重组与模式创新作用于经济高质量发展，以及其传导路径是什么尚需研究。

既有研究从产业升级、绿色转型、消费金融等多维度揭示了数字经济对经济高质量发展的影响。在农业领域，耿俊婷等(2025) [1]基于省级面板数据发现，数字技术通过优化流通效率(年均贡献率1.2%)和推广精准农业(贡献率1.6%)，推动农业全要素生产率年均增长2.8%，但中西部地区因数字基础设施薄弱存在技术扩散滞后性。制造业层面，王海杰等(2025) [2]利用城市层面数据验证了数字经济的绿色化效应，发现数字技术通过提升能源效率降低制造业碳排放强度，弹性系数达-0.34；施君然等(2025) [3]进一步提出“数字技术-创新驱动-新质生产力”理论模型，强调工业互联网对产业链协同创新的催化作用。消费与金融领域，Zhao等(2025) [4]通过双重差分模型证实，数字金融通过缓解流动性约束使中低收入群体消费倾向提高12.7%；张高明等(2024) [5]则发现数字金融通过风险分担机制降低中小企业研发成本，弹性系数为0.18，但存在所有制异质性。区域协调发展方面，Huang等(2025) [6]基于空间杜宾模型证明，数字经济通过资本再配置(贡献率31.6%)和劳动力流动(贡献率24.8%)缩小区域经济差距，但需警惕“数字虹吸效应”导致的局部极化；达巴姆等(2025) [7]在跨境电商领域发现，数字技术通过降低贸易壁垒使中西部出口增长17.3%，但其效应受物流基础设施制约。

随着研究方法的不断创新，江艇(2022) [8]提出的中介效应框架为解析数字经济传导路径提供了方法，该文强调需区分直接效应与中介效应，并关注多维路径的交互作用。Chui等(2025) [9]结合环境规制强度

等外生变量,验证数字经济对区域环境处罚的非线性影响,拓展了因果推断的应用场景。在指标构建层面,王军等(2021) [10]通过主成分分析法建立涵盖基础设施、产业融合、创新能力的数字经济测度体系,而施君然等(2025) [3]提出“数字技术渗透率-创新产出-全要素生产率”的三阶评价框架,强调动态追踪技术扩散效应。

当前,数字经济的发展仍面临诸多挑战,如区域差异、数字鸿沟以及技术适配性等问题。然而,数字经济无疑是推动经济高质量发展的重要引擎。本文通过2012年到2020数据,通过双向固定效应,来检验了数字经济与经济高质量发展的因果关系,深入剖析数字经济促进经济高质量发展的作用机制,为进一步推动经济高质量发展提供理论支持和实践指导。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字经济对经济高质量发展的影响

经济高质量发展是中国经济发展进入新阶段核心理念,强调从单纯追求速度和规模转向更加注重效率提升、结构优化、创新驱动、绿色可持续和成果共享的发展模式。数字经济以数据为核心要素,通过数字技术与实体经济深度融合。经济高质量发展作为中国经济转型的核心引擎,其本质是通过要素配置革命重塑增长逻辑。数字经济在此过程中展现出三重传导机制:第一,生产过程重构机制。数字技术通过实时数据反馈系统优化生产节拍,例如东莞长盈精密通过工业互联网平台实现设备状态监测与预测性维护,使计划外停机时间下降20%,单周减少停机5562小时,年节省维护成本867万元。第二,要素流动激活机制。数据要素的非竞争性特征打破传统壁垒,例如广东累计推动2.5万家规模以上工业企业数字化转型,带动超过70万家中小企业降本提质增效,成为首批2个国家级工业互联网示范区之一¹。第三,市场竞争重构机制。算法驱动的市场调节机制正在形成,如京东物流自主研发的MRV-T碳足迹管理平台,通过多式联运运输工具能耗与碳排放因子的智能校准,构建覆盖海陆空铁的碳排放智能监测网络,实现运输方式碳强度自动匹配。该技术作为物流行业唯一代表入选国家发改委《绿色技术推广目录(2024版)》,并形成行业级碳效基准数据库,支持百亿级订单碳足迹分钟级响应²。在绿色转型方面,数字经济通过全生命周期监测推动减排。例如,鞍钢集团应用工业碳管理平台后,通过设备能耗实时优化与工艺仿真,2023年吨钢综合能耗较2021年(“十四五”初期)有所降低,年减少二氧化碳排放约8万吨³。综上数字经济对经济高质量发展的主要影响体现在:一是驱动创新,推动全要素生产率提升,催生新业态;二是优化经济结构,数字经济能推动传统产业数字化转型,据2023国家统计局的数据显示,中国数字经济占GDP比重超40%,成为经济增长主引擎;三是促进绿色可持续发展,优化资源配置,降低单位GDP能耗。因此,本文提出:

假设H₁:数字经济能够显著促进经济高质量发展。

2.2. 产业结构升级的中介效应

数字经济通过数字产业化与产业数字化双轮驱动促进产业结构升级,一方面,数字技术的产业化催生智能网联汽车、元宇宙等新兴产业,形成经济增长新动能;另一方面,产业数字化通过工业互联网平台重构传统产业组织模式。产业结构升级则通过效率变革(刘和东、纪然,2023) [11]、创新驱动(陈晓东,2021) [12]与绿色转型(温泉,2025) [13]推动高质量发展。因此提出:

¹南方日报: <https://www.cagd.gov.cn/v/2023/05/3241.html>。

²京东物流官网: <https://www.jdl.com/news/6006/content02671>。

³鞍钢集团《2023可持续发展报告》: https://mp.weixin.qq.com/s?__biz=MzA3MjMzNDE2MA==&mid=2653167916&idx=1&sn=97a9e656f9b5ca1ca226bfd00e9dc8b&chksm=8579cfd322f743d98fa2899aedae64d07cce904504aa1436d783417e14793733ff394bdd8b8#rd。

假设 H2: 数字经济可以通过促进产业结构升级从而推动经济的高质量发展。

3. 研究设计

3.1. 模型设定

为了探究数字经济对经济高质量发展的基准效应、机制效应, 构建了以下计量模型。

1) 基准模型

基于 2012 年~2020 年面板数据, 将基准模型设定如下:

$$hqed_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 de_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $hqed_{it}$ 表示 i 省份在 t 时期经济高质量发展指数, de_{it} 表示 i 省份在 t 时期数字经济发展水平, Z_{it} 为控制变量组, μ_i 表示为个体固定效应, σ_t 表示控制时间固定效应, 以此消除时间层面无法控制因素的影响; ε_{it} 为随机干扰项; $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 为待估参数。

2) 中介效应

为了检验产业结构升级的中介效应, 参考江艇(2022) [8]的研究, 本研究设计如下具体模型:

$$Isu_{it} = \beta_0 + \beta_1 de_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$hqed_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 de_{it} + \gamma_2 Isu_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中, 中介变量 Isu_{it} 代表中介变量, 控制变量与式(1)相同, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 为待估参数; μ_i 表示为个体固定效应, σ_t 控制时间固定效应; ε_{it} 为随机干扰项。

3.2. 变量设定及说明

1) 被解释变量

本文的被解释变量为经济高质量发展水平(hqed), 本研究结合已有文献和实际指标状况, 参考张高明等(2024) [5]和王年咏等(2023) [14]的研究, 故本研究使用熵值法根据如表 1 所示的指标体系构建了经济高质量发展指标。

Table 1. The high-quality economic development indicator system

表 1. 经济高质量发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	测度方法
经济高质量发展	创新发展	GDP 增长率	地区 CDP 增长率
		研发投入强度	规模以上工业企业 R & D 经费/地区 GDP
		投资效率	增量资本产出率(ICOR) = 投资率/地区 CDP 增长率
		技术交易活跃度	技术交易成交额/地区 GDP
	协调发展	需求结构	社会消费品零售总额/地区 GDP
		城乡结构	城镇化率
		产业结构	第三产业占地区 GDP 比重的提高
	绿色发展	政府债务负担	政府债务余额/地区 GDP
		能源消费弹性系数	能源消费增长率/地区生产总值增长率
		单位产出的废水	废水排放总量/地区 GDP
		单位产出的废气	二氧化硫排放量/地区 GDP

续表

	对外贸易依存度	进出口总额/地区 GDP
开放发展	外商投资比重	实际利用外商投资/地区 GDP
	市场化程度	地区市场化指数
	劳动者报酬比重	劳动者报酬/地区 GDP
共享发展	居民收入增长弹性	居民人均可支配收入增长率/地区 GDP 增长率
	城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出

2) 解释变量

本文的解释变量为数字经济。本研究结合已有研究和实际指标状况，参考王军，朱杰等(2021)[10]的研究，使用熵值法根据如表 2 所示的指标体系构建了数字经济指标。

Table 2. Digital Economic indicator system

表 2. 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明
		互联网普及程度	互联网宽带接入用户数
	数字基础设施	移动电话普及程度	移动电话普及率
		信息传输广度	单位面积长途光缆长度
		软件和信息技术服务业	信息传输、软件和信息技术服务业从业人数
数字经济	数字产业化	电子信息制造业发展水平	电信业务总量占 GDP 比重
		邮电业发展水平	企业电子商务交易额
	产业数字化	企业数字化发展程度	企业每百人使用计算机数
		数字普惠金融	数字普惠金融指数
	数字创新能力	技术创新能力	技术合同成交总额

3) 中介变量

本研究选取产业结构升级(Isu)为中介变量。使用第三产业产值与第二产业产值的比值来量化产业结构升级。

4) 控制变量

为了尽可能排除数字经济对经济高质量发展回归过程中其他因素的影响，本文选取如下控制变量：社会消费水平(cs)，用社会消费品零售总额与地区生产总值的比值来表示；个人可支配收入(dpi)，用国家统计局统计的人均可以支配收入来表征；城镇化水平(ur)，用城镇化率来表示。

3.3. 数据来源和描述性统计

根据样本选取的实际情况，选定了全国 27 个省级行政区的数据进行实证分析，同时考虑部分数据发布年限，本文的样本区间设定为 2011~2021 年。有关数据均来自国家统计局、《中国统计年鉴》《四川统计年鉴》《重庆统计年鉴》《云南统计年鉴》和北京大学数字金融研究中心。考虑到数据量纲和减少异方差问题，在实证分析中对个人支配收入进行了对数处理。

表 3 呈现了本研究涉及的主要变量的描述性统计结果。样本总量为 270 个观测值，涵盖了研究期间的所有有效数据点。经济高质量发展(hqed)的平均值为 0.233，标准差为 0.099，表明样本中经济发展质量的平均水平中等，且各地区间的发展差异相对较小。其最小值为 0.097，最大值为 0.582，显示出不同地区间经济发展质量存在明显差距，为进行异质性分析提供了基础。数字经济(de)的平均值为 0.11，标准差为 0.092，是所列变量中均值最低的一项。这表明样本中数字经济发展程度普遍不高，最小值为 0.014，最大值为 0.549 表明各地区间发展不均衡。社会消费水平(cs)的平均值为 0.403，标准差为 0.061，显示居民消费水平相对稳定，但仍有提升空间，该变量最小值为 0.222，最大值为 0.61，表明不同地区的消费能力存在一定差异。人均可支配收入(dpi)平均值为 10.024，标准差为 0.39，最小值为 9.187，最大值为 11.188，表明样本中居民收入水平整体较高，且各区域间存在较为明显的收入差距。城镇化率(ur)的平均值为 0.588，标准差为 0.13，介于 0.229 至 0.896 之间，反映了中国城镇化进程取得了显著成就，但区域发展不平衡问题仍然突出。产业结构升级(Isu)的平均值为 1.384，标准差为 0.733，最小值为 0.611，最大值为 5.244，说明产业结构升级水平在不同地区间存在较大差异，反映了各地区在产业转型和升级过程中处于不同阶段。总体而言，各变量间存在不同程度的区域差异，这为进一步探究它们之间的相互关系以及进行异质性分析提供了实证基础。

Table 3. Descriptive statistics

表 3. 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
hqed	270	0.233	0.099	0.097	0.582
de	270	0.11	0.092	0.014	0.549
cs	270	0.403	0.061	0.222	0.61
dpi	270	10.024	0.39	9.187	11.188
ur	270	0.588	0.13	0.229	0.896
Isu	270	10.384	0.733	0.611	5.244

4. 数字经济驱动经济高质量发展的实证检验

4.1. 基准回归结果分析

表 4 中列(1)至列(4)依次加入了控制变量 cs、dpi 和 ur，核心解释变量 de 在所有四个模型中均呈现显著正向影响，系数分别为 0.226、0.269、0.327 和 0.309，且均在 1% 水平上显著。这表明 de 对 hqed 具有稳健的正向促进作用，且影响程度相对稳定。随着控制变量的逐步加入，de 的系数略有波动，但始终保持显著。从而可知，本文的研究假设 H1 得到验证。cs 变量在表 4 列(2)中，cs 系数为 0.035，在 5% 水平上显著为正，但在后续模型中变得不再显著，表明 cs 对 hqed 的正向影响可能是通过其他中介变量或混杂因素产生的。在列(3)中，dpi 系数为 0.096，在 10% 水平上显著为正，但这一显著性在列(4)中减弱，t 值降至 1.56，表明 dpi 对 hqed 的影响较弱且不稳定。列(4)中，ur 系数为 0.015，t 值为 0.59，未能达到统计显著性，表明 ur 对 hqed 的影响可能较小或不显著。

Table 4. Baseline regression results

表 4. 基准回归结果

变量	hqed	hqed	hqed	hqed
	(1)	(2)	(3)	(4)
de	0.226*** (3.71)	0.269*** (4.42)	0.327*** (4.97)	0.309*** (4.18)

续表

Cs		0.035** (2.01)	0.015 (0.73)	0.014 (0.67)
dpi			0.096* (1.71)	0.090 (1.56)
ur				0.015 (0.59)
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
_cons	0.100*** (2.80)	0.089*** (2.60)	1.008* (1.86)	0.960* (1.73)
N	270	270	270	270
R ²	0.989	0.989	0.989	0.989

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号中为聚类到省级层面的稳健标准误差，下同。

4.2. 稳健性检验

1) 用产业数字化替换数字经济

本文将核心解释变量从数字经济(de)替换为其指标体系中权重较大的产业数字化(di)，以验证结果的稳健性，如表 5 列(1)所示，产业数字化(di)的系数为 0.064，在 10%的水平上显著。这一结果表明，即使替换核心解释变量，研究假设 H1 依然成立。

Table 5. Robustness test

表 5. 稳健性检验

变量	hqed	hqed	hqed
	(1)	(2)	(3)
di	0.064* (1.95)		
de		0.311*** (3.57)	0.026*** (2.96)
DIF			0.000*** (2.98)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
_cons	0.267*** (17.41)	0.048 (0.81)	0.078 (1.05)
N	270	270	270
R ²	0.990	0.991	0.991

2) 缩尾处理

为剔除样本中异常值对研究结论的影响,对所有变量数据在前后 1%缩尾处理后在进行回归。结果如表 5 列(2)所示,数字经济的系数在 1%的置信水平上正向显著,这就说明在排除异常值影响后,结论依然稳健。

3) 增加控制变量

为进一步增强研究结论的稳健性,本文通过加入数字普惠金融(DIF)作为额外控制变量,检验原结论是否受控制变量选择的影响,如表 5 列(3)所示,数字经济(de)的系数为 0.026,在 1%水平上显著, dpi 的系数进一步增强至 0.032,仍保持 1%水平的显著性,城镇化率(ur)的系数提高至 0.164,在 10%水平上显著,而数字普惠金融(DIF)的影响不显著,这就说明在增加控制变量后,数字经济对经济高质量的发展的正向影响依然显著,表明原结论不受控制变量选择的影响。

4.3. 内生性处理

本文参考王年咏,张珂等(2023) [14]和何玉梅,孙艳青(2011) [15]做法,对解释变量做滞后一期处理,以尽可能地消除“经济发展质量越高的省份,数字经济发展越好”这一反向因果关系所引起的模型内生性问题。若采用滞后一期解释变量(lde)作为工具变量,则滞后解释变量必须与内生解释变量显著相关,回归如表 6 列(1)所示,滞后一起解释变量与解释变量在 1%的置信区间上显著相关,在表 6 列(2),滞后一期的数字经济指数的系数显著为正,表明缓解了反向因果关系后,研究假设 H1 仍成立。

Table 6. Endogeneity treatment

表 6. 内生性处理

变量	de	hqed
	(1)	(2)
lde	0.967*** (149.545)	0.399*** (6.084)
控制变量	YES	YES
时间固定	YES	YES
个体固定	YES	YES
_cons	0.032*** (8.502)	1.619*** (6.876)
N	240	240
R ²	0.991	0.578

5. 异质性分析与中介效应

5.1. 异质性分析

本研究基于区域发展梯度特征,将全国划分为东部沿海经济带、中部崛起带和西部大开发区三大经济板块。通过双向固定效应模型分析发现,数字经济对高质量发展的边际效应呈现显著的区域异质性。具体而言,如表 7 列(1)所示东部沿海经济带数字经济弹性系数为 0.2554 (1%显著),在列(2)中,中部崛起带升至 0.3056 (10%显著),而如列(3)所示西部大开发区则高达 1.1660 (5%显著),其系数值约为东部的 4.6

倍。这一梯度差异的形成机制可归结为以下三重动因：其一，制度性交易成本差异。在数字技术应用成本方面，东部地区依托成熟的要素市场体系，如长三角产权交易市场 2023 年成交金额达 1937.29 亿元⁴。在数字技术应用成本方面，西部通过“东数西算”工程优化资源配置，例如贵州贵安数据中心集群通过清洁能源与集约化建设，单位算力成本大幅降低，叠加政策红利后，形成数字技术应用的“成本洼地效应”⁵。其二，要素流动壁垒消解程度。中部地区依托长江经济带物流通道，数字技术与实体经济的空间匹配效率提升。西部则通过“西电东送”配套政策，形成数字基础设施建设的能源成本优势。其三，创新生态系统的代际差异。东部数字产业集群(如深圳-香港-广州科技集群连续四年全球创新指数第二)产生显著的技术挤出效应，而西部通过“数字飞地”模式(如上海张江-云南昆明数字医疗协作区)突破地理约束，实现技术扩散效率提升。实证显示，西部数字技术溢出效应系数达 0.41，较东部高 0.19，印证了后发地区的技术追赶优势。

Table 7. Heterogeneity test across economic gradients

表 7. 基于不同经济梯度的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	hqed	hqed	hqed
de	0.2554*** (3.0990)	0.3056* (1.7817)	1.1660** (2.6472)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
_cons	0.2776*** (4.7143)	0.1913** (2.2111)	4.3362 (1.6994)
R ²	0.9953	0.9529	0.9848
N	117.0000	54.0000	90.0000

这种差异本质上反映了数字经济“边际效益递增”与“区域禀赋约束”的动态博弈。东部地区因数字技术渗透接近“索洛技术边界”，而中西部凭借政策红利和资源禀赋，在数字化进程中展现出更强的边际增长弹性。综上，区域差异呈现出梯度特征，数字经济对西部地区的促进作用最强，其次是中部，东部最低，这符合“数字鸿沟”理论中的追赶效应，即数字化程度较低的地区在引入数字技术时往往能产生更大的边际效益。

5.2. 中介效应

本研究通过构建中介效应模型，系统分析了数字经济(de)对经济高质量发展(hqed)的影响机制及传导路径。表 8 列(1)结果显示，数字经济对产业升级具有显著的正向促进作用，其边际效应达到 0.933，且在

⁴社会科学报告:

https://mp.weixin.qq.com/s?_biz=MzIzNTE5NjgxOA==&mid=2247539292&idx=1&sn=c03ae01888dfd815bb8e40dd89a621d8&chksm=e91b74e5bc5c453d3a1338df89e20f32499580cef311d0f44705fb9836378c29ba6bbe67c9ad#rd。

⁵证券日报:

https://mp.weixin.qq.com/s?_biz=MjM5MTg0NDY1Mw==&mid=2653990395&idx=1&sn=c3dd47816f58d24ee661b817b10cf28d&chksm=bc083ab68eca60c7b958ebff311f12ad310ec14db73eff054ac1ebf2aaf0f7b78b6792170b06#rd。

1%水平上高度显著。具体而言，数字经济指数每提高1个单位，产业升级水平将相应增长约0.933个单位。模型拟合度极高，表明数字经济对产业升级的推动作用十分明显。表8列(2)进一步揭示了数字经济对经济高质量发展具有显著的正向影响，弹性系数为0.238，即数字经济指数每提高1个单位，经济高质量发展水平将直接提升0.238个单位。同时在表8列(2)揭示了产业结构升级作为中介变量，对经济高质量发展表现出的正向促进作用，系数为0.202，显著性强于数字经济的直接效应。这表明产业结构升级是数字经济推动经济高质量发展的重要传导渠道。因此假设H2得到验证。

Table 8. Mediating effect results of industrial structure upgrading
表 8. 产业结构升级的中介效应结果

变量	Isu	hqed
	(1)	(2)
de	0.933*** (5.75)	0.238* (2.58)
Isu		0.202*** (5.72)
控制变量	YES	YES
时间固定	YES	YES
个体固定	YES	YES
_cons	5.040*** (51.578)	1.314*** (6.586)
N	270	270
R-sq	1.00	0.99
adj. R-sq	1.00	0.99

6. 结论和建议

本研究基于2012~2020年中国27个省级行政区的面板数据，通过构建双向固定效应模型与中介效应模型，系统考察了数字经济对经济高质量发展的影响机制。研究发现：第一，数字经济对经济高质量发展具有显著正向促进作用，其弹性系数为0.309，且在1%的显著性水平上通过检验，表明数字经济已成为经济高质量发展的核心动能；第二，产业结构升级在数字经济与经济高质量发展之间发挥了中介作用，中介效应占总效应的65.5%，揭示了“数字经济→产业升级→高质量发展”的传导路径；第三，区域异质性检验显示，数字经济对高质量发展的边际效应呈现“西部 > 中部 > 东部”的梯度特征，西部地区因数字化基础薄弱和技术扩散滞后性，数字经济对高质量发展的边际贡献达到东部的4.6倍，印证了“数字鸿沟”理论中的追赶效应。

针对研究结论，本研究提出以下政策建议：其一，强化数字基础设施的区域均衡布局，优先在中西部地区推进5G网络、数据中心等新型基建，通过“数字基建下沉”缩小区域数字鸿沟，为欠发达地区承接数字技术扩散提供硬件支撑；其二，以产业升级为核心抓手，鼓励东部地区聚焦数字技术前沿领域，开展核心技术攻关，同时引导中西部依托资源禀赋发展特色数字经济，如贵州大数据产业集群，通过“数字产业化+产业数字化”双轮驱动推动产业结构向高端化、智能化转型；其三，构建差异化区域数字经

济发展政策体系，东部地区着力培育数字经济新业态，中部地区强化数字技术与实体经济深度融合的示范效应，西部地区通过税收优惠、人才引进等政策吸引数字产业落地，形成“东部引领、中部承接、西部追赶”的区域协同发展格局。

参考文献

- [1] 耿俊婷, 徐梓钦, 张朝辉. 数字经济赋能农业高质量发展的实证分析[J/OL]. 河南农业大学学报, 1-17. <https://doi.org/10.16445/j.cnki.1000-2340.20250417.002>, 2025-04-29.
- [2] 王海杰, 朱潇然, 王全景. 数字经济对制造业产业链绿色化的影响研究——来自城市层面的经验证据[J]. 管理学报, 2025, 38(2): 88-100.
- [3] 施君然, 钟昌标. 数字经济、创新驱动与新质生产力[J]. 云南财经大学学报, 2025, 41(4): 69-84.
- [4] Zhao, F., Li, R., Wu, Z. and Ru, X. (2025) Can the Integration of Digital and Real Economies Stimulate Residents' Consumption? *International Review of Financial Analysis*, **103**, Article 104260. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104260>
- [5] 张高明, 边亚静, 石可敬, 等. 数字金融促进经济高质量发展效应与机制研究[J]. 经济问题, 2024(3): 69-75.
- [6] Huang, J., Lu, H. and Du, M. (2025) Can Digital Economy Narrow the Regional Economic Gap? Evidence from China. *Journal of Asian Economics*, **98**, Article 101929. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2025.101929>
- [7] 达巴姆, 韩来智. 双循环背景下数字经济对跨境电商产业竞争力影响的实证分析[J]. 商业经济研究, 2025(8): 100-104.
- [8] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [9] Chui, M., Zheng, Y., Peng, T. and Shi, D. (2025) Impact of Environmental Regulation Intensity and Digital Economy on Regional Environmental Penalties. *Finance Research Letters*, **79**, Article 107276. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107276>
- [10] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [11] 刘和东, 纪然. 数字经济促进产业结构升级的机制与效应研究[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(1): 61-70.
- [12] 陈晓东, 杨晓霞. 数字经济可以实现产业链的最优强度吗?——基于 1987-2017 年中国投入产出表面板数据[J]. 南京社会科学, 2021(2): 17-26.
- [13] 温泉. 以绿色低碳转型推动经济社会高质量发展[J]. 前线, 2025(1): 11-13.
- [14] 王年咏, 张珂, 张目. 数字金融对城市经济高质量发展的影响效应与机制检验[J]. 统计与决策, 2023, 39(5): 125-130.
- [15] 何玉梅, 孙艳青. 不完全契约、代理成本与国际外包水平——基于中国工业数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2011(12): 57-66.