

数字化转型对贵州省高质量发展的影响机制研究

赵士杰¹, 张人龙^{1,2}, 刘小红^{1,2}

¹贵州大学管理学院, 贵州 贵阳

²贵州大学数字化转型与治理协同创新实验室, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年8月10日; 录用日期: 2025年8月21日; 发布日期: 2025年9月16日

摘要

本文以2013~2023年贵州省九个地级市为研究对象, 运用个体固定效应模型和中介效应分析方法, 系统考察了数字化转型对高质量发展的影响机制。研究发现: (1) 数字化转型显著促进了贵州省高质量发展, 且对智慧城市试点的促进作用更强。(2) 数字化转型通过提升创新能力间接推动高质量发展, 但技术成果转化效率不足制约了创新驱动的充分释放。(3) 数字化转型对高质量发展存在显著的空间溢出效应, 出现资源向数字化水平较高的城市集中的现象。基于此, 就加强数字基础设施的均衡布局、完善创新生态系统建设、实施差异化的区域支持政策等提出政策性建议。

关键词

数字化转型, 高质量发展, 创新驱动, 空间溢出效应

Research on the Impact Mechanism of Digital Transformation on High-Quality Development in Guizhou Province

Shijie Zhao¹, Renlong Zhang^{1,2}, Xiaohong Liu^{1,2}

¹School of Management, Guizhou University, Guiyang Guizhou

²Laboratory of Collaborative Innovation in Digital Transformation and Governance, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Aug. 10th, 2025; accepted: Aug. 21st, 2025; published: Sep. 16th, 2025

Abstract

This paper takes nine prefecture-level cities in Guizhou Province from 2013 to 2023 as the research

文章引用: 赵士杰, 张人龙, 刘小红. 数字化转型对贵州省高质量发展的影响机制研究[J]. 电子商务评论, 2025, 14(9): 1450-1464. DOI: 10.12677/ecl.2025.1493063

subjects, and employs the individual fixed-effects model and mediation effect analysis method to systematically investigate the impact mechanism of digital transformation on high-quality development. The research findings are as follows: (1) Digital transformation significantly promotes high-quality development in Guizhou Province, and its promotional effect is stronger on smart city pilots. (2) Digital transformation indirectly drives high-quality development by enhancing innovation capabilities, but the insufficient efficiency of technology transfer constrains the full release of innovation drive. (3) Digital transformation has a significant spatial spillover effect on high-quality development, resulting in the concentration of resources towards cities with higher digitalization levels. Based on this, policy recommendations are proposed to strengthen the balanced layout of digital infrastructure, improve the construction of the innovation ecosystem, and implement differentiated regional support policies.

Keywords

Digital Transformation, High-Quality Development, Innovation-Driven, Spatial Spillover Effect

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

制造业作为国民经济的支柱产业，其高质量发展对实现经济转型升级具有重要意义。随着数字经济的蓬勃发展，数字化转型已成为提升区域经济高质量发展的重要引擎[1]。贵州省作为国家大数据综合试验区，在数字化转型方面具有独特的政策优势和实践基础，但区域发展不平衡、创新能力不足等问题仍制约着其高质量发展。在此背景下，探究数字化转型对贵州省高质量发展的影响机制，不仅有助于深化对数字化转型经济效应的认识，也为西部地区通过数字技术实现跨越式发展提供了政策参考。

现有关于数字化转型与高质量发展的研究主要分为三类：第一类关注数字化转型对经济高质量发展的直接影响。例如，基于双重差分模型研究发现，数字经济通过优化资源配置显著促进经济高质量发展，但存在区域异质性[2]；政府数字化转型通过优化营商环境推动高质量发展[3]。第二类研究探讨了创新在两者间的中介作用。数字经济通过提升人力资本和绿色技术创新促进高质量发展，进一步验证了数字化转型通过提升城市创新韧性推动高质量发展[4]。第三类文献聚焦数字化转型的空间效应。基于长三角城市数据，证明了数字经济对高质量发展具有显著的空间溢出效应[5]。

然而，现有研究仍存在以下不足：一是多数文献集中于国家或东部发达地区(如长三角、黄河流域)，对西部地区特别是贵州省的针对性研究较少[6]；二是关于数字化转型影响高质量发展的内在机制，尤其是创新韧性的中介作用尚未形成一致结论[7]；三是对区域异质性和空间溢出效应的分析不够深入。与现有文献相比，本文的贡献在于：第一，以贵州省为研究对象，填补了西部地区数字化转型研究的空白；第二，系统分析了创新韧性在数字化转型与高质量发展间的中介机制，并检验了政策环境的调节作用；第三，探讨了数字化转型影响的区域异质性和空间溢出效应，为制定差异化政策提供了依据。

基于此，本文利用 2013~2023 年贵州省九个地级市的面板数据，构建个体固定效应模型，实证检验数字化转型对高质量发展的影响及其作用机制。研究发现，数字化转型显著促进了贵州省高质量发展，且对智慧城市试点的促进作用更强；创新韧性在两者间起部分中介作用，但技术成果转化效率有待提升。研究结论为贵州省通过数字化转型实现高质量发展提供了理论支撑和政策启示。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型对高质量发展的直接驱动效应

基于内生经济增长理论，数字化转型通过重构生产要素配置效率与产业组织模式，为高质量发展注入新动能。一方面，数字技术(如大数据、云计算、人工智能)的渗透显著提升微观企业生产效率。数字技术能够优化生产流程、降低交易成本，并通过数据要素的跨区域流动打破传统产业边界。另一方面，数字化转型在中观层面加速产业协同创新。数字平台通过整合产业链上下游资源，促进信息共享与技术扩散[8]。

假设 H1: 数字化转型显著促进贵州省城市高质量发展。

2.2. 创新驱动的中介机制

数字化转型通过释放“数据红利”激发创新活力，形成高质量发展的重要传导路径。首先，数据要素的开放共享降低了创新门槛。数字基础设施提升，区域专利申请量增加。数字技术赋能研发模式变革。工业互联网平台通过众包设计、虚拟仿真等技术，将企业平均研发周期缩短。文献指出，数字普惠金融覆盖率每提高 1 个标准差，中小企业研发投入强度增加 0.8% [9]。

假设 H2: 数字化转型通过创新驱动效应间接提升高质量发展水平。

2.3. 区域异质性的调节作用

数字化转型对高质量发展的影响受区域资源禀赋与政策环境的双重制约。智慧试点城市凭借先发优势形成“马太效应”：其一，数字基建密度差异显著。贵阳 5G 基站密度远超非试点城市，导致数据要素流通效率存在梯度落差。其二，产业数字化渗透率分化。试点城市规上企业上云率远高于非试点城市，并且大力推动智能制造占比，而非试点城市仍以初级数字化应用为主。政策赋能的非均衡性进一步强化异质性。

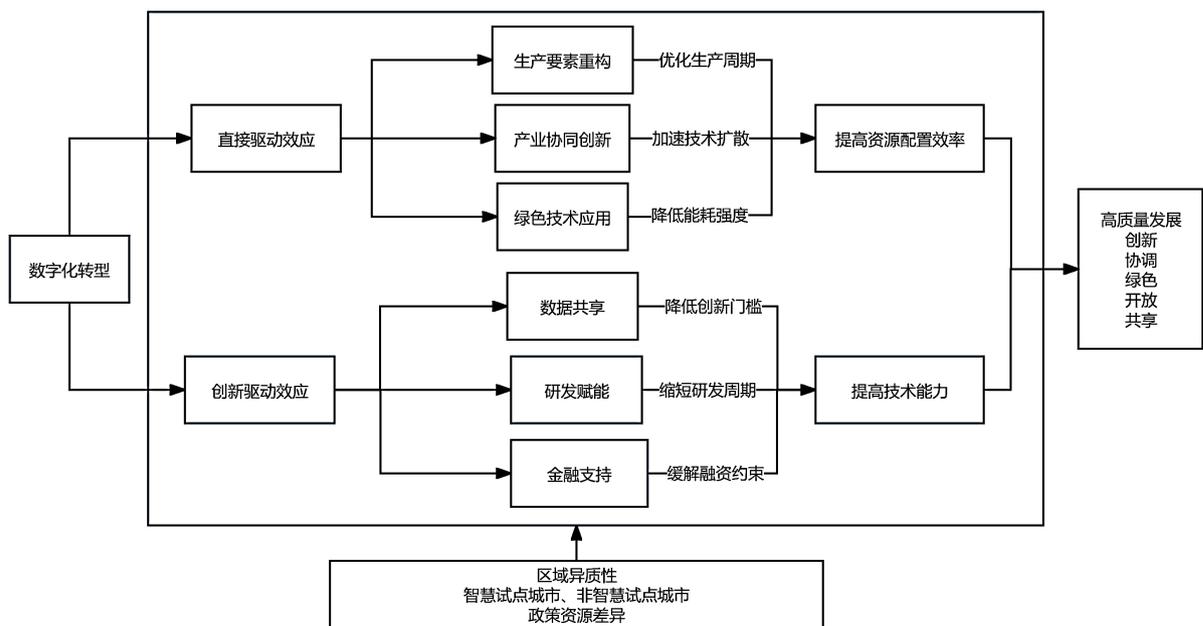


Figure 1. Theoretical analysis framework diagram

图 1. 理论分析框架图

假设 H3: 数字化转型对高质量发展的影响存在区域异质性, 智慧试点城市的促进作用显著强于非试点城市。

基于上述分析, 得到图 1 所示理论分析框架图, 将数字化转型对高质量发展的影响分为直接驱动效应和创新驱动效应, 再分别从三个方面提高对应能力, 具体见图 1。

3. 研究设计

3.1. 模型设计

为深入探究数字化转型对贵州省城市高质量发展的影响, 构建如下个体固定效应面板数据模型:

$$H_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, i 代表贵州省内的不同城市, t 表示年份。被解释变量 H_{it} 为第 i 个城市在第 t 年的高质量发展指数, 该指数全面反映了城市在经济、社会、生态等多方面的综合发展水平。核心解释变量 D_{it} 衡量第 i 个城市在第 t 年的数字化转型程度, 其数值越大, 表明该城市的数字化转型进程越深入。 X_{it} 是一系列控制变量, 涵盖产业结构、政府干预等多个维度, 用于控制其他可能影响高质量发展的因素。 α 为常数项, β 为数字化转型程度对高质量发展指数的影响系数, 是本研究重点关注的参数, 若 β 显著为正, 则表明数字化转型对高质量发展具有促进作用; γ 为控制变量的系数向量。 μ 表示城市个体固定效应, 用于控制不随时间变化但随城市个体而异的特征, 如城市的地理位置、资源禀赋等。 ε 为随机误差项, 服从正态分布, 用于捕捉模型中未考虑到的其他随机因素对高质量发展指数的影响。

3.2. 变量测度

1) 因变量: 高质量发展是“十四五”规划的核心目标, 强调经济增长与民生改善、生态保护的协同。熵权法通过客观赋权消除主观偏误, 能有效综合多维度指标的动态变化, 避免单一经济指标的片面性。指标建立方面考虑到高质量发展的五大要求。建立了如表 1 所示指标来测算城市高质量发展程度。

Table 1. High-quality development degree index system

表 1. 高质量发展程度指标体系

一级	二级	代理指标	指标测算	属性
创新	创新投入	科研投入	科研支出/政府财政支出	正向
	创新产出	发明专利	发明专利授权数/专利授权总数	正向
协调	区域协调	人均 gdp	地区人均 gdp	正向
绿色	污染排放	废水排放	工业废水排放量	负向
		废气排放	二氧化硫排放量	负向
	环境建设	城市绿化率	建成区绿化覆盖率	正向
		城市绿地面积	人均公园绿地面积	正向
开放	合作开放	外商投资企业	当年实际外商投资企业个数	正向
共享	基础设施	城市道路	人均道路面积	正向
		公共服务	基础教育	教育支出/政府财政支出
		医疗服务	人均床位数	正向

高质量发展程度水平测度结果: 根据图 2 可知, 贵阳市: 贵阳市的高质量发展程度在所有城市中最

高，并且呈现出稳定的增长趋势，从 2013 年的 0.4 增长到 2023 年的 0.78。这表明贵阳市作为省会城市，在推动高质量发展方面具有显著优势。其他城市：如遵义市、六盘水市等，也显示出增长趋势，但起点较低，增长速度相对较慢。

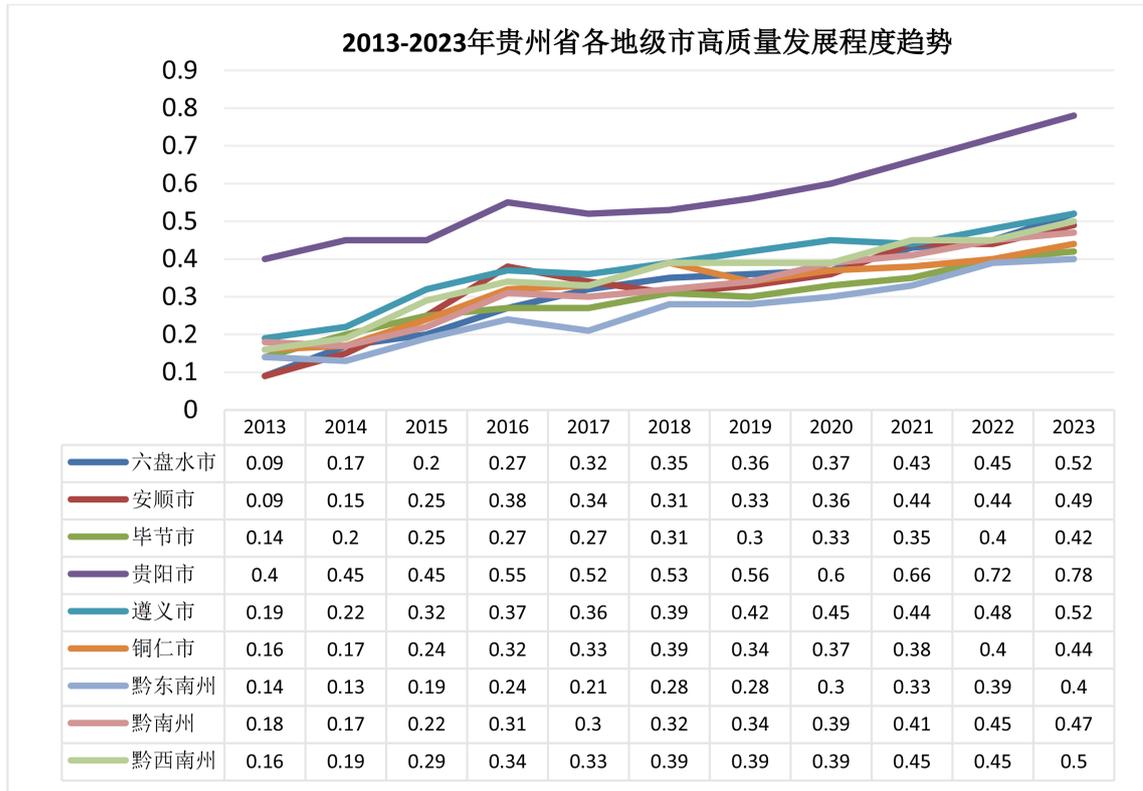


Figure 2. High-quality development degree map of various cities in Guizhou Province
图 2.贵州省各地级市高质量发展程度图

2) 自变量: 数字化转型指数, 本文考虑到城市数字化转型的特点, 构建了数字化转型测度指标体系, 从经济、生活、治理、数字化转型基础四个维度去构建下表 2 八个指标体系来用熵权法进行测量。

Table 2. Digital transformation index system
表 2. 数字化转型指数指标体系

一级指标	二级指标	代理指标	指标测算	属性
经济数字化转型	发展服务	电子商务发展水平	电信业务收入	正向
	发展转型	数字普惠金融指数	数字普惠金融指数	正向
生活数字化转型	数字交通	交通服务通行	是否开通交通一卡通(开通赋 1, 未开通赋 0)	正向
	数字医疗	数字医疗服务	医院、卫生院、社区卫生服务中心数量	正向
治理数字化转型	公共服务数字化	信息化建设	智慧城市试点城市(开通赋 1, 未开通赋 0)	正向
数字化转型基础	基础网络	固网网络	互联网宽带接入用户数	正向
		移动网络	移动电话数	正向
	数据资源	数据供应基础	互联网宽带普及率	正向

数字化转型指数测度结果：根据图 3 可知，从 2013 年到 2023 年，贵州省各地级市的数字化转型指数总体上呈现出增长趋势。这表明在过去的十年中，贵州省各地级市在数字化转型方面取得了显著进展。

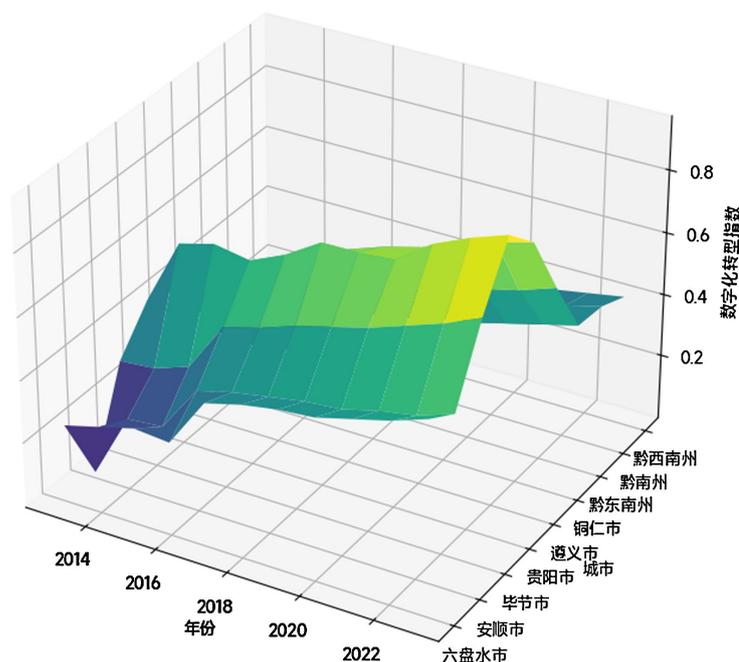


Figure 3. Digital transformation guidance map of various cities in Guizhou Province from 2013 to 2023
图 3. 贵州省各地级市 2013~2023 数字化转型指图

3) 中介变量：创新能力，采用地区的发明专利授权数占总专利授权数的比重来测度，发明专利数量往往能够衡量一个地区的创新能力，并且可以直观的反应能力强弱，可以较为全面的反应地区的创新能力。

Table 3. Variable definition table
表 3. 变量定义表

变量类型	指标名称	测算方法
因变量(H)	城市高质量发展程度	构建指标体系用熵权法得出
自变量(D)	数字化转型指数	构建指标体系用熵权法得出
中介变量(PT)	创新能力	发明专利授权数占总专利授权数的比重
控制变量(X)	产业结构	第三产业占比
	政府干预	财政支出/GDP
	人民消费水平	地区人均 gdp
	人力资本水平	教育投入/财政支出

4) 控制变量：在控制变量的选取中，本选选取了四个控制变量，产业结构(IS)用地区生产总值中第三产业比重。政府干预(GI)地方财政支出占 GDP 比例，用于衡量政府对经济活动的干预程度。人民消费水平(XF)用地区人均 GDP 来表示，人民消费水平作为控制变量，因它与高质量发展核心关联，且和数字化转型个体互动。人力资本水平(RZ)用教育投入/财政支出来表示。

最后，总结出表 3 所示变量定义表，其中标明了变量类型，指标名称以及测算方法。

3.3. 数据来源

1) 本研究的数据收集涵盖多个权威渠道，时间跨度为 2013~2023 年。其中，贵州省各地市的经济、社会、人口等基础数据主要来源于 2013~2023 年的《贵州省统计年鉴》，该年鉴由贵州省统计局编纂，具有权威性和全面性，为研究提供了丰富的基础数据支撑。各地市国民经济和社会发展统计公报也是重要的数据来源之一，这些公报由各地市统计局发布，详细记录了当地每年的经济社会发展情况，能够及时补充年鉴中可能缺失的最新数据。

2) 在数字化转型相关数据方面，数据来源于《贵州省宏观经济数据库》。部分指标数据通过对贵州省各地市政府部门官网、相关企业年报的整理获取，确保数据的准确性与针对性。数据金融普惠指数来自于北京大学发表的数字金融普惠指数，对于部分缺失数据，采用均值插补法、趋势外推法等方法进行填补，以保证数据的完整性与连续性，为后续的实证分析奠定坚实的数据基础。

4. 实证结果分析

4.1. 变量描述性统计分析

在 stata 软件中进行变量描述性统计分析，得到结果如下表 4，高质量发展指数(H)的均值为 0.349，标准差为 0.131，表明贵州省各地级市的高质量发展水平存在一定差异。数字化转型指数(D)的均值为 0.446，最小值为 0.01，最大值为 0.95，标准差为 0.215，说明贵州省各城市的数字化转型进程差异较大，贵阳市(最大值)的数字化转型程度显著高于其他城市。控制变量方面，产业结构(IS)的均值为 0.489，表明贵州省第三产业占比接近 50%；政府干预(GI)的均值为 0.299，显示财政支出占 GDP 比重较高；人力资本(RZ)和教育投入占比相对稳定。

Table 4. Descriptive statistical analysis

表 4. 描述性统计分析

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
H	99	0.349	0.131	0.09	0.78
D	99	0.446	0.215	0.01	0.95
IS	99	0.489	0.061	0.36	0.61
GI	99	0.299	0.082	0.14	0.5
RZ	99	0.217	0.023	0.18	0.27
XF	99	3.794	1.522	1.49	8.17
PT	99	0.085	0.055	0.02	0.31

4.2. 多重共线性检验

为检验模型是否存在多重共线性问题，本文采用方差膨胀因子(VIF)对核心变量进行分析。由表 5 可知，各变量的 VIF 值均低于 10，其中人民消费水平(XF)和政府干预(GI)的 VIF 值分别为 6.05 和 5.48，略高于 5，表明可能存在一定程度的共线性，但仍在可接受范围内。其余变量(如数字化转型指数 D、产业结构 IS、人力资本水平 RZ 及创新能力 PT)的 VIF 值均低于 3，说明模型的整体共线性问题不显著。尽管 XF 和 GI 的 VIF 值稍高，但由于核心解释变量(D)的 VIF 较低(3.00)，且基准回归结果稳健，因此多重共线性对本文研究结论的影响有限。

Table 5. Multicollinearity test
表 5. 多重共线性检验

Variable	VIF	1/VIF
XF	6.05	0.1653
GI	5.48	0.182414
D	3	0.332801
IS	1.89	0.528557
RZ	1.3	0.767909
PT	1.3	0.770049
MeanVIF		3.17

4.3. 基准回归结果

Table 6. Regression results
表 6. 回归结果

	(1) H	(2) H
IS	0.252* (1.896)	-0.050 (-0.428)
GI	-0.191 (-1.121)	-0.047 (-0.335)
RZ	1.533*** (5.562)	1.440*** (6.411)
XF	0.073*** (11.808)	0.032*** (3.921)
D		0.412*** (6.697)
_cons	-0.329*** (-2.699)	-0.228** (-2.279)
R ²	0.899	0.934
F	191.750	240.591

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为 p 值。

运用 Stata 软件对构建的个体固定效应面板数据模型进行估计，结果如表 6 所示。核心解释变量数字化转型指数(D)的系数为正，且在 1%的水平上显著($\beta = 0.412$, $p < 0.01$)，这表明数字化转型对贵州省城市高质量发展具有显著的正向促进作用，有力地验证了研究假设 H1。从经济意义上看，数字化转型指数每提升 1 个单位，城市高质量发展指数将平均提升 0.412 个单位，充分凸显了数字化转型在推动贵州省城市高质量发展进程中的关键作用。

在控制变量方面，人力资本(RZ)的系数在 1%的水平上显著为正($\gamma = 1.533$, $p < 0.01$)，说明高人力资

本对城市高质量发展具有很强的积极影响。人民消费水平(XF)与高质量发展指数在 1%的水平上显著正相关($\gamma = 0.073, p < 0.01$), 表明人民消费水平越高, 能够促进城市高质量发展, 通过推动经济增长、促进创新和技术进步、产业结构的优化等让城市快速迈向高质量发展, 城市可以获取更多的资源、技术与市场, 推动产业升级与创新。

4.4. 异质性分析

为深入探究数字化转型对贵州省城市高质量发展影响的区域异质性, 将样本分为是智慧城市试点城市和非智慧城市试点城市两个子样本, 分别进行回归分析, 结果如表 7 所示。在智慧城市试点城市样本中, 数字化转型指数(D)的系数为 0.432, 且在 1%的水平上显著; 而在非省会城市样本中, 数字化转型指数的系数为 0.331, 同样在 1%的水平上显著, 但系数值低于智慧城市试点城市。这表明数字化转型对高质量发展的促进作用在智慧城市试点城市更为显著, 验证了研究假设 H3。

Table 7. Heterogeneity analysis

表 7. 异质性分析

	(1)非智慧试点城市 H	(2)智慧试点城市 H
D	0.331** (2.741)	0.432*** (5.760)
IS	0.407 (1.253)	-0.061 (-0.446)
GI	-0.316 (-1.338)	0.002 (0.009)
RZ	1.143** (2.731)	1.626*** (5.620)
XF	0.071*** (7.014)	0.029*** (2.826)
_cons	-0.231** (-2.048)	-0.022 (-0.108)
R ²	0.933	0.961
F	153.053	121.583

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著, 括号内为 p 值。

造成这一差异的原因可能是多方面的。智慧试点城市其数字化转型的政策强度、资源投入和技术成熟度显著高于非试点城市; 试点城市的数字化转型可能通过技术-制度协同(如数据共享平台与治理规则匹配)和规模效应(如数字产业集群)驱动高质量发展。而非试点城市可能更多依赖技术扩散(如模仿试点城市技术方案)或市场自发创新, 但易受资源约束和制度摩擦限制; 并且试点城市的选择通常基于前期禀赋(如经济基础、数字基建), 可避免内生性干扰。进一步分析可知, 试点城市通过更加便利的网上平台可以加快政府办事效率, 并且企业集聚效应较非试点城市更强, 以贵阳高新区为例, 其通过建设“中国数谷”吸引华为、腾讯等龙头企业设立区域总部, 带动本地配套企业数字化转型, 形成“头部企业 + 孵化平台 + 产业基金”的生态体系。

5. 影响机制检验

5.1. 创新中介效应

为了验证创新能力在数字化转型与高质量发展之间的中介作用，采 Baron 和 Kenny 提出的经典三步回归法构建中介效应模型。

Table 8. Regression of mediating effects

表 8. 中介效应回归

	模型(2) PT	模型(3) H
D	0.318*** (3.509)	0.274*** (5.379)
IS	-0.462*** (-2.673)	0.150 (1.583)
GI	0.297 (1.436)	-0.175 (-1.595)
RZ	0.573* (1.729)	1.193*** (6.734)
XF	-0.027** (-2.290)	0.043*** (6.740)
PT		0.432*** (7.590)
_cons	0.058 (0.395)	-0.254*** (-3.264)
R2	0.183	0.961
F	3.798	343.604

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为 p 值。

第一步，检验数字化转型指数对高质量发展指数的影响，即上述主模型：

$$H_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

若 α 显著，则进行下一步。

第二步，检验数字化转型对发明专利占比的影响，构建如下回归模型：

$$Patent_{it} = \alpha_1 + \beta_1 D_{it} + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $Patent_{it}$ 表示第 i 个省份在第 t 年的发明专利占比； α_1 为常数项， β_1 为数字化转型程度对高质量发展指数的影响系数； ε_{it} 为随机误差项。若 β_1 显著，则进行第三步。

第三步，将数据要素和资源配置效率同时纳入回归模型，检验资源配置效率的中介作用，构建如下回归模型：

$$H_{it} = \alpha_2 + \beta_2 D_{it} + \theta_1 Patent_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， α_2 为常数项， $\beta_2, \theta_1, \gamma_2$ 为各变量的回归系数； ε_{it} 为随机误差项。若 θ_1 显著，且 γ_1 的系数相比第一

步主模型中的 α 有所下降, 则表明创新能力在数字化转型与高质量发展之间起部分中介作用; 若 β_2 不显著, θ_1 仅显著, 则表明创新能力在数字化转型与高质量发展之间起完全中介作用, 从而验证假设 H2。

由表 8 可得出, 在模型二中数字换转型指数(D)对发明专利占比(PT)的系数为正且在 1%的水平上显著($\beta_1 = 0.318, p < 0.01$), 说明数字化转型能够显著增加发明专利占比比率; 在模型三中发明专利占比(Patent)对高质量发展指数(H)的系数为正且在 1%的水平上显著, 同时, 数字化转型指数(D)的系数仍然显著为正($\beta_2 = 0.274, p < 0.01$)。并且主模型中 $\beta = 0.412 > \beta_2 = 0.274$, 所以表明创新能力在数字化转型与高质量发展之间起部分中介作用, 验证了假设 H2。

5.2. 空间溢出效应

为探究数字化转型对高质量发展的空间溢出效应, 本研究引入空间计量经济学模型。考虑到地理邻近性对技术扩散和经济互动的影 响, 构建空间杜宾模型(SDM)如下:

$$H_{it} = \rho W_{it} + \beta D_{it} + \theta WD_{it} + \gamma X_{it} + \delta WX_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中 W 为空间权重矩阵, 采用经济距离矩阵(城市间距离倒数标准化); ρ 为空间自回归系数, 衡量邻近城市高质量发展的相互影响; θ 表示数字化转型的空间溢出效应; δ 为控制变量的空间滞后效应。其余变量定义与主模型一致。本研究选择经济距离矩阵主要基于两点考量: (1) 贵州省多山地地形导致地理邻接未必反映实际经济联系, 地形制约: 贵州 88.6%面积为山地丘陵(2023 年贵州自然资源公报), 直线距离 100 km 内的城市实际交通时间可能相差 3~5 倍, 这就可能导致结果误差; (2) 数字要素流动更依赖经济联系而非单纯地理邻近, 数字基础设施共享(如云平台)、产业链协同(如大数据产业集群)等主要依赖经济互补性而非地理邻近性。

在进行空间分析效应之前先对两个关键变量进行空间自相关的分析, 因此本文借助莫兰指数来对高质量发展指数以及数字化转型指数进行空间相关性分析, 全局莫兰指数结果如表 9 所示。

Table 9. Global Moran index table
表 9. 全局莫兰指数表

年份	高质量发展指数 经济距离矩阵	数字化转型指数 经济距离矩阵
2013	0.211**	0.176*
2014	0.218***	0.183**
2015	0.225***	0.191***
2016	0.230***	0.198***
2017	0.235***	0.205***
2018	0.239***	0.212***
2019	0.242***	0.218***
2020	0.244***	0.223***
2021	0.246***	0.227***
2022	0.247***	0.230***
2023	0.248***	0.232***

根据表 9 的结果可知, 2013~2023 年的样本数据均显著, 2015~2023 年莫兰指数在 1%的显著水平为正, 这一结果表示高质量发展和数字化转型之间存在显著的正向空间关联性, 并且两者的莫兰指数还存

在逐年上升的趋势吧，表示两者的空间相关性是有逐步增加的趋势的，不处于完全随机的状态，所以可以建立空间模型进行分析。

在 stata 软件中进行时间固定效应后的空间回归后得到结果，由表 10 可以看出，其中直接效应(Main)：数字化转型(D)的系数为 0.1225 ($p < 0.01$)，表明本地数字化转型显著促进本地高质量发展，与基准回归结果一致。其他显著变量如人力资本(RZ，系数 1.0803， $p < 0.01$)和消费水平(XF，系数 0.6418， $p < 0.01$)的直接影响也与前文吻合。

Table 10. Spatial model regression results

表 10. 空间模型回归结果

VARIABLES	Main	Wx	Spatial	Variance
lnD	0.123*** -3.99	0.152** -2.37		
lnPT	0.149*** -5.03	0.05 -0.74		
lnIS	0.730*** -5.08	0.476 -0.87		
lnGI	0.128 -0.87	0.304 -0.85		
lnRz	1.080*** -4.83	0.989** -2.06		
lnxf	0.642*** -3.23	1.164*** -3.41		
rho			-0.541*** (-3.88)	
sigma2_e				0.009*** -6.68
Observations	99	99	99	99
R-squared	0.922	0.922	0.922	0.922
Numberofid	9	9	9	9

空间溢出效应(Wx)：数字化转型的空间滞后项($W \times D$)系数为 0.1524 ($p < 0.05$)，说明邻近城市的数字化转型每提升 1 单位，本地高质量发展指数平均提升 0.1524 单位，验证了数字化转型的正向空间溢出效应。其他显著的空间溢出变量包括：人力资本($W \times RZ$ ，系数 0.9891， $p < 0.05$)：邻近地区高人力资本通过知识扩散促进本地发展。

空间自相关(ρ)：空间自回归系数 ρ 为 -0.5412 ($p < 0.01$)，显著为负，表明贵州省城市间高质量发展存在竞争性或替代性关系。可能原因包括：资源竞争：数字经济发展初期，要素(如人才、资金)向高数字化城市(如贵阳)集聚，导致周边地区短期发展受限，政策虹吸效应：试点城市的政策优势吸引周边资源，形成“中心 - 外围”分化。如 2013~2023 年，贵阳从其他城市净迁入数字企业 437 家(占全省迁移总量的 68%)，其中来自遵义、安顺等邻近城市的占比达 53%

数字化转型的正向溢出与高质量发展的负向空间自相关看似矛盾，实则反映了贵州省数字经济发展的阶段性特征：一方面，数字技术本身具有扩散性，领先城市的技术外溢(如贵阳大数据产业向安顺、黔南等地的产业链延伸)带来正向效应；另一方面，高端要素向核心城市集聚导致区域发展差距扩大。这种“技术扩散 - 要素集聚”的二元性在转型初期较为常见，印证了新经济地理学关于“集聚阴影”的理论预期。

5.3. 稳健性检验

为了验证结论的可靠程度，本文采取了两种方式对数字化转型对贵州高质量发展的促进作用进行稳健性检验：① 进行安慰剂检验，在个体固定效应模型里，自变量(比如数字化转型指数)和因变量(比如高质量发展指数)之间的关系可能会受到遗漏变量、样本选择偏差等因素的干扰。安慰剂检验通过随机打乱自变量的顺序，重新进行回归分析。② 对样本区间进行缩短在进行回归分析，选取 2017~2023 年数据重新进行检验。

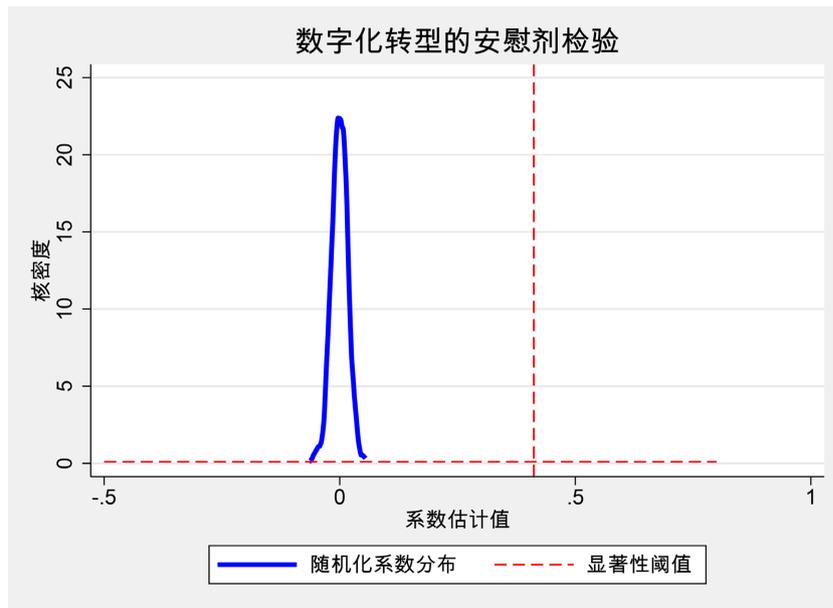


Figure 4. Placebo test plot
图 4. 安慰剂检验图

稳健性结果如表 11 所见，可以得到在缩短样本区间后，结果依然显著，表明本文的研究结果是稳健的。安慰剂检验图如图 4 所示，随机化处理后的系数分布集中在零附近(均值趋势接近 0)，而原始系数($\beta = 0.412$)位于分布右侧极端位置。仅仅 2.4%的模拟结果在 10%水平上显著，表明基准回归结果非随机导致，具有强稳健性。

Table 11. Robustness results test
表 11. 稳健性结果检验

	(1) H	(2) H
IS	0.143 (0.814)	-0.065 (-0.429)

续表

GI	-0.139 (-0.550)	0.071 (0.334)
RZ	1.201** (2.468)	1.113*** (2.758)
XF	0.072*** (6.922)	0.008 (0.502)
D		0.765*** (4.875)
_cons	-0.206 (-0.971)	-0.268 (-1.519)
N	63	63
R ²	0.818	0.877
F	56.175	70.159

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为 p 值。

6. 结论与政策建议

本研究基于贵州省 2013~2023 年九个地级市的面板数据，采用个体固定效应模型和中介效应分析方法，深入探讨了数字化转型对高质量发展的影响机制及其作用路径。实证研究发现，数字化转型显著促进高质量发展，值得注意的是，研究揭示了明显的区域异质性特征，智慧城市试点地区(如贵阳、遵义等)由于享有政策倾斜和资源集聚优势，其数字化转型的边际效应明显高于非试点城市。在机制分析方面，研究发现区域创新能力在数字化转型与高质量发展之间发挥着关键的中介作用，但同时也发现贵州省在技术成果转化方面存在明显短板，产学研协同机制有待完善，这在一定程度上制约了创新驱动效应的充分发挥。

基于研究发现，本文提出了一系列具有针对性的政策建议：(1) 在基础设施方面，应着力加强数字基础设施的均衡布局，重点提升非试点城市的新型基础设施建设水平，通过专项投资和政策扶持缩小数字鸿沟；(2) 在创新体系方面，需要完善创新生态系统建设，健全科技成果转化服务体系，通过设立专项转化基金、优化知识产权保护制度等措施提升技术成果的市场化应用效率；(3) 在区域政策方面，建议实施差异化的支持政策，对非试点城市给予税收减免、融资支持等政策倾斜，同时推行“数字人才下乡”等工程以促进人才流动；在市场机制方面，应推动多要素市场的协同发展，加强劳动力、资本、数据等要素市场的配套改革，构建一体化要素市场体系。(4) 针对“虹吸效应”，从差异化定位(核心城市创新策源/外围城市特色应用)、利益共享(税收返还/飞地经济)和要素补偿(人才双聘/数据计价)三方面提出可量化的区域协同政策，将资源集聚的负面效应转化为梯度发展的协同动力。

本研究为西部地区通过数字化转型实现高质量发展提供了有效参考。在实践层面，研究结论为贵州省制定数字化发展战略提供了科学依据。当然，本研究也存在一些局限：研究范围局限于贵州省，未来可拓展至西部其他省份进行对比分析；这些都将成为后续研究的重要方向，为深入理解数字化转型与高质量发展的关系提供更全面的理论支撑和实践指导。

基金项目

国家自然科学基金项目(72261005)；贵州省省级科技计划项目(黔科合基础-ZK[2022]一般 080)；贵州

省哲学社会科学规划课题项目：(21GZYB09,21GZYB10)；贵州省高校哲学社会科学实验室试点建设资助项目(GDJD202407)。

参考文献

- [1] 李柏洲, 张美丽. 数字化转型对区域经济高质量发展的作用机理——区域创新能力的调节作用[J]. 系统工程, 2022, 40(1): 57-68.
- [2] Zhang, Z. (2024) High Quality Development of Urban Economy Driven by Digital Economy: Application and Empirical Research of Double Difference Analysis Model. *Financial Engineering and Risk Management*, 7, 123-129.
- [3] 郭成玉, 滕玉成, 臧文杰. 政府数字化转型对经济高质量发展的影响——基于中国城市的实证检验[J]. 经济问题探索, 2024(4): 71-86.
- [4] Guo, B., Wang, Y., Zhang, H., Liang, C., Feng, Y. and Hu, F. (2023) Impact of the Digital Economy on High-Quality Urban Economic Development: Evidence from Chinese Cities. *Economic Modelling*, 120, Article 106194. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106194>
- [5] 聂永有, 姚清宇, 刘一凡. 数字经济与长三角地区高质量发展——时空效应与机制检验[J]. 软科学, 2024, 38(2): 65-73.
- [6] 马莉. 数字经济对黄河流域高质量发展的影响机制研究[D]: [硕士学位论文]. 兰州: 兰州大学, 2022.
- [7] Yu, R., Chen, Y., Jin, Y. and Zhang, S. (2024) Evaluating the Impact of Digital Transformation on Urban Innovation Resilience. *Systems*, 13, Article 8. <https://doi.org/10.3390/systems13010008>
- [8] 刘明洋, 万勇, 唐晓超, 等. “一带一路”背景下数字化转型对制造业高质量发展影响研究——基于产业结构升级与数字贸易的视角[J]. 新疆社会科学, 2024(1): 71-84+164-165.
- [9] 任燕燕, 王文悦, 王娜. 数字经济对经济高质量发展的影响[J]. 当代财经, 2024(12): 16-27.