

数字经济发展对城市经济增长的影响

——基于287个地级市的实证研究

刘书雅¹, 王彦庆²

¹哈尔滨商业大学经济学院, 黑龙江 哈尔滨

²哈尔滨商业大学商业经济研究院, 黑龙江 哈尔滨

收稿日期: 2026年9月17日; 录用日期: 2026年9月28日; 发布日期: 2026年10月19日

摘要

当前, 数字经济正引领全球经济转型, 成为推动经济高质量发展的新引擎, 尤其对城市经济发展产生深远影响。本文以2011~2023年中国287个地级市的面板数据为研究样本, 构建双向固定效应模型, 系统考察数字经济发展对城市经济增长的影响。在此基础上, 本文创新性地将产业结构作为核心中介变量, 运用逐步回归法深入检验其传导作用, 并进一步分析了数字经济影响效应的异质性, 并对潜在的内生性问题进行了有效处理和多重稳健性检验。研究发现: 第一, 数字经济发展能够显著促进城市经济增长, 该结论在多种稳健性检验和内生性处理后依然成立, 表明数字经济是城市经济发展的强劲动力。第二, 产业结构在数字经济影响城市经济增长过程中发挥了显著的中介作用, 但其间接效应为负, 揭示了数字经济对城市经济增长的“直接促进与间接抑制并存”的双重特征。第三, 数字经济的促进效应存在异质性, 对东部地区的城市作用更为显著。

关键词

数字经济, 城市经济增长, 产业结构, 传导机制

The Impact of Digital Economic Development on Urban Economic Growth

—An Empirical Study Based on 287 Prefecture-Level Cities

Shuya Liu¹, Yanqing Wang²

¹School of Economics, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

²Institute of Business Economics, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

Received: September 17, 2026; accepted: September 28, 2026; published: October 19, 2026

Abstract

Currently, the digital economy is driving global economic transformation and has become a new engine for high-quality economic development, exerting a profound impact on urban economic development in particular. Using panel data from 287 prefecture-level cities in China from 2011 to 2023 as the research sample, this paper constructs a two-way fixed-effects model to systematically examine the impact of digital economic development on urban economic growth. Building on this foundation, this paper innovatively treats industrial structure as a core mediating variable, employs stepwise regression to thoroughly examine its transmission mechanism, further analyzes the heterogeneity of the digital economy's impact, and effectively addresses potential endogeneity issues through multiple robustness tests. The findings reveal the following: First, the development of the digital economy significantly promotes urban economic growth; this conclusion holds even after various robustness tests and endogeneity treatments, indicating that the digital economy is a powerful driver of urban economic development. Second, industrial structure plays a significant mediating role in the digital economy's impact on urban economic growth, though its indirect effect is negative, revealing the dual nature of the digital economy's influence on urban economic growth—namely, “direct promotion coexists with indirect suppression.” Third, the stimulatory effects of the digital economy vary across regions and are more pronounced in cities in the eastern region.

Keywords

Digital Economy, Urban Economic Growth, Industrial Structure, Transmission Mechanism

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

当前, 全球经济正经历一场深刻的数字化转型, 以数字技术为核心驱动力、数据要素为关键生产要素的数字经济方兴未艾, 成为推动经济社会高质量发展的新引擎。全球各国, 特别是中国, 均将数字经济发展上升为国家战略, 旨在通过数字化转型激发经济新动能, 重塑全球竞争格局。然而, 尽管数字经济的发展及其对城市经济增长的直接促进作用已得到广泛关注, 但其背后具体的传导机制, 特别是如何通过产业结构调整这一传统经济转型渠道来影响城市经济增长的深层作用机理, 在现有研究中仍有待深入探讨。

鉴于此, 本文以 2011~2023 年中国 287 个地级市的面板数据为研究样本, 旨在系统考察数字经济发展对城市经济增长的直接影响, 并深入剖析其作用的中介传导机制。与现有文献多聚焦于技术创新或资本积累等单一路径不同, 本文创新性地将产业结构(第二产业增加值占比)作为核心中介变量, 以期揭示数字经济在驱动经济增长的同时, 可能通过结构性调整对城市经济产生复杂效应。同时, 本研究还将进一步探究数字经济影响城市经济增长的区域异质性, 以期为理解中国复杂多样的城市发展格局提供新视角。为确保研究结论的可靠性与因果推断强度, 本文采用双向固定效应模型, 并结合核心解释变量滞后一期、替换被解释变量等多种方法, 对潜在的内生性问题进行有效处理和多重稳健性检验。

本研究不仅有助于深化对数字经济与城市经济增长关系的理论认知, 更可为中国各城市因地制宜地发展数字经济、优化投资结构、实现高质量可持续发展提供有价值的政策参考。

2. 文献综述

国内外学者普遍认为数字经济对城市经济增长具有显著的正向促进作用。早期的研究主要聚焦于信息通信技术基础设施投资对宏观经济增长的贡献, 强调其对全要素生产率的提升效应。随着数字经济概念的深化和大数据、云计算等技术的发展, 更多研究直接考察了数字经济对经济增长的推动作用。在中国背景下, 赵涛等利用省级面板数据, 实证检验了数字经济发展对中国经济增长的积极影响, 并指出其存在显著的门槛效应[1]。习明明等将研究视角深入到城市层面, 基于 2011~2019 年中国 254 个城市的面板数据, 发现数字经济对城市经济增长具有显著的动态效应和空间溢出效应, 揭示了数字经济在促进区域协调发展中的重要潜力[2]。近期, 侯杰等利用中国 287 个地级市 2011~2021 年的面板数据, 通过双固定效应模型和工具变量法, 进一步确认了数字经济能够显著提高城市经济发展水平, 且该结论在一系列稳健性检验后依然成立[3]。这些研究共同构筑了数字经济作为城市经济新增长引擎的理论与实证基础。

在确认数字经济对经济增长的直接推动作用后, 学者们进一步深入探讨了其背后的具体传导机制。研究普遍认为, 数字经济通过多重路径影响城市经济发展, 其中技术创新与全要素生产率提升是核心驱动力之一。作为通用目的技术, 数字技术能够促进知识共享、技术溢出和创新要素流动, 加速城市的技术创新活动, 进而提升全要素生产率。侯杰等的研究证实城市创新水平是数字经济影响城市经济发展水平的重要传导路径, 胡蓉也从产业化创新视角肯定了数字经济对城市产业创新的促进作用[4]。同时, 数字经济还能够促使产业结构优化升级并提升要素配置效率。它通过推动传统产业数字化转型、催生新兴数字产业, 优化产业结构, 提升产业附加值[5]。更重要的是, 以数据为核心生产要素, 数字经济利用大数据分析、人工智能等技术, 实现供需精准匹配, 降低信息不对称和交易成本, 从而有效提升劳动力、资本等传统要素的配置效率。此外, 数字经济对居民消费升级与内需扩大的促进作用也至关重要。数字支付、电商平台等数字应用极大地便利了居民消费, 促进了消费模式创新和消费结构升级, 进而扩大内需, 拉动经济增长[6]。尽管现有文献在上述机制上取得了丰硕成果, 但关于数字经济如何通过产业结构调整这一关键渠道来影响城市经济增长的深层作用机理, 尤其是在其动态演变过程中可能产生的结构性摩擦或阶段性抑制效应, 在现有文献中尚未得到充分的聚焦和实证检验。本文将突破现有文献视角, 将第二产业增加值占 GDP 比重(Industry)作为核心中介变量, 系统考察数字经济如何通过影响城市产业结构的转型与演变, 进而间接影响城市经济增长。这不仅深化了数字经济影响城市经济增长的理论框架, 也为理解数字经济赋能过程中产业结构转型所面临的挑战提供了新的实证证据。

考虑到中国区域发展的巨大差异性, 许多研究也关注了数字经济对经济增长影响的异质性。周韬等也发现, 数字经济对城市经济发展的影响存在区域异质性, 且与城市本身的经济水平、行政级别、科教水平等特征相关[7]。习明明等的研究同样指出, 数字经济对不同区域城市经济发展的影响存在异质性, 尤其在中西部地区, 其空间溢出效应可能更为显著。

相对于已有研究, 本文的边际贡献体现在: 第一, 采用 2011~2023 年中国 287 个地级市的最新面板数据, 并运用双向固定效应模型和核心解释变量滞后一期等方法, 有效缓解了数字经济与城市经济增长之间潜在的内生性问题, 增强了实证结果的可靠性。第二, 将产业结构作为核心中介变量, 并发现其在数字经济影响城市经济增长中存在负向间接传导效应, 为理解数字经济赋能过程中产业结构调整复杂性提供了新的理论视角和实证证据。第三, 在异质性分析上, 本文深入探讨了数字经济对城市经济增长影响的区域差异, 为区域协调发展提供了新的视角。

3. 理论分析和研究假设

3.1. 数字经济对城市经济增长的直接影响

从理论上, 数字经济通过多重渠道直接促进城市经济增长。首先, 数字技术和数据作为新型关键生

产要素,能够与其他传统要素(如资本、劳动力)深度融合,显著提升整体生产效率和全要素生产率。数字基础设施的建设,例如5G网络、数据中心、物联网等,本身就是一种重要的资本积累,直接创造了大量的投资需求和经济增量。其次,数字经济催生了数字产业化(如软件开发、人工智能、大数据服务)和产业数字化(如工业互联网、智慧农业),这不仅开辟了新的经济增长点,也赋能传统产业转型升级,从而优化了城市产业结构,提升了产业附加值。再者,数字技术能够显著降低信息不对称性、交易成本和生产成本,优化资源配置效率,加速市场供需匹配,进而全面提升经济运行效率。最后,数字经济通过促进知识共享、技术溢出和创新要素的自由流动,加速了技术创新和商业模式创新,为城市经济增长注入了持续而强劲的动力。综合以上分析,数字经济的广泛应用和深入发展,将直接为城市经济带来新的增长动能和效率提升。

基于此,本文提出第一个研究假设:

H1: 数字经济发展能够显著促进城市经济增长。

3.2. 产业结构在数字经济影响城市经济增长中的中介作用

数字经济对城市经济增长的影响并非单一路径,会通过改变城市内部的经济结构和要素配置间接作用于经济增长。理论上,数字经济能够推动高技术制造业提质扩容,也能够带动生产性服务业扩张。但受地级市公开数据约束,本文难以获取2011~2023年完整连续的细分产业面板,故采用第二产业增加值占GDP比重表征整体产业结构,捕捉产业转型的综合结果。

数字经济发展会加速城市产业向服务化转型,对第二产业份额形成压缩。需要说明,本文得到的负向间接效应属于遮掩效应,并非数字经济直接抑制经济增长:样本期内第二产业占比对城市经济增长具备正向贡献,数字经济在推动转型过程中压低第二产业占比,由此产生与总效应方向相反的间接传导,部分抵消数字经济的直接促进作用,体现产业结构转型伴随的短期结构性摩擦,呈现“直接促进与间接抑制并存”的特征。

基于此,本文提出第二个研究假设:

H2: 产业结构在数字经济促进城市经济增长的过程中发挥中介作用,但其间接效应为负,呈现“抑制效应”或“遮掩效应”。

3.3. 数字经济影响城市经济增长的异质性分析

考虑到我国区域发展差异显著,数字经济对城市经济增长的影响可能因地理区位、发展基础和政策环境的不同而呈现出异质性。东部地区作为数字经济发展的先行者,拥有更为完善的数字基础设施、更高的人力资本和更成熟的市场环境,数字经济的边际效应可能趋于稳定或面临更高门槛。而中西部地区虽系数显著为正,但受基础设施、人才要素约束,效应相对有限。因此,数字经济对城市经济增长的影响在不同区域间可能存在差异。

基于此,本文提出第三个研究假设:

H3: 数字经济对城市经济增长的影响存在异质性,特别是在不同区域和不同发展水平的城市间表现出差异。

4. 研究设计

4.1. 数据来源与变量说明

本文以中国2011~2023年287个地级市的面板数据为研究对象,旨在系统考察数字经济发展对城市经济增长的影响及其传导机制。所有数据主要来源于《中国城市统计年鉴》¹、各省市统计年鉴以及北京

¹<https://www.stats.gov.cn/search/s?qt=%E5%9F%8E%E5%B8%82%E7%BB%9F%E8%AE%A1%E5%B9%B4%E9%89%B4>

大学数字普惠金融指数²，见表1。

Table 1. Descriptive statistics for variables
表 1. 变量描述性统计

变量类型	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
被解释变量	城市经济增长水平(lnGDP)	3731	16.645	0.959	14.243	20.058
	人均 GDP(lnpgdp)	3731	10.780	0.546	8.803	12.44
解释变量	数字经济发展水平(DE)	3731	201.682	78.745	19.53	373.221
中间变量	产业结构 (Industry)	3731	7.962	1.588	2.944	12.71
	对外开放程度(Open)	3731	0.014	0.016	0	0.116
	创新水平(lnPatent)	3731	43.112	10.871	11.32	89.34
控制变量	政府干预水平(lnGOV)	3731	14.991	0.762	12.031	18.384
	城市规模(lnPOP)	3731	5.868	0.725	3.178	8.075
	人力资本水平(Edu)	3731	0.176	0.04	0.015	0.423

4.2. 模型设定

4.2.1. 基准回归模型

为检验数字经济对城市经济增长的直接影响，本文构建如下双向固定效应模型：

$$\ln \text{GDP}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DE}_{it} + \beta_2 \text{Open}_{it} + \beta_3 \ln \text{GOV}_{it} + \beta_4 \ln \text{POP}_{it} + \beta_5 \text{Edu}_{it} + \beta_6 \ln \text{Patent}_{it} + \beta_7 \text{Industry}_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

其中， i 表示地区， t 表示时间， $\ln \text{GDP}_{it}$ 为 i 城市在 t 年份的城市经济增长水平； DE_{it} 为核心解释变量数字经济发展水平； $\ln \text{GOV}_{it}$ 、 $\ln \text{POP}_{it}$ 、 Edu_{it} 、 $\ln \text{Patent}_{it}$ 、 Industry_{it} 为一系列控制变量； μ_i 表示城市个体固定效应，用于控制不随时间变化的城市特定因素； δ_t 表示时间固定效应，用于控制不随城市变化的宏观冲击； ϵ_{it} 为随机误差项。

4.2.2. 中介效应模型

为检验产业结构在数字经济影响城市经济增长中的中介作用，本文采用逐步回归法进行检验，构建如下模型：

$$\ln \text{GDP}_{it} = c\text{DE}_{it} + \sum \text{Control}_{kit} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{1it} \tag{1}$$

$$\text{Industry}_{it} = a\text{DE}_{it} + \sum \text{Control}_{kit} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{2it} \tag{2}$$

$$\ln \text{GDP}_{it} = c'\text{DE}_{it} + b\text{Industry}_{it} + \sum \text{Control}_{kit} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{3it} \tag{3}$$

Industry_{it} 表示中介变量，即 i 城市在 t 年份第二产业增加值占地区生产总值的比重； $\sum \text{Control}_{kit}$ 代表基准模型中包含的所有控制变量； μ_i 和 δ_t 分别为城市固定效应和时间固定效应； c 表示数字经济对城市经济增长的总效应； a 表示数字经济对产业结构的影响； b 表示产业结构对城市经济增长的影响； c' 表示在控制产业结构后，数字经济对城市经济增长的直接效应。

²<https://idf.pku.edu.cn/zsbz/bjdxszphjrz/index.htm>

4.2.3. 异质性分析模型

为探究数字经济对城市经济增长影响的异质性, 本文将依据区域(东部与中西部)进行样本分组回归, 模型形式与基准回归模型一致。通过比较不同子样本中核心解释变量的回归系数, 来判断异质性是否存在。

4.3. 变量测度和说明

4.3.1. 被解释变量: 城市经济增长(lnGDP)

城市经济增长是衡量城市宏观经济发展水平的核心指标。本文借鉴现有研究, 选用地区生产总值(GDP)的自然对数作为基准回归的被解释变量。原始数据来源于《中国城市统计年鉴》, 并对原始数据进行了对数化处理, 以消除异方差并使其更符合正态分布特征。

4.3.2. 核心解释变量: 数字经济发展(DE)

数字经济发展的测度是本研究的关键。受地级市层面完整数字经济综合指数数据可得性约束, 本文参考赵涛[1]及侯杰[3]的做法, 采用北京大学数字金融研究中心编制的“数字普惠金融指数”作为衡量城市数字经济发展水平的代理变量。该指数从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度综合反映了城市数字金融服务的发展水平, 能够在一定程度上代表数字技术在经济社会中的渗透和应用情况, 具有较好的权威性和可获得性。

4.3.3. 中介变量: 产业结构(Industry)

为检验数字经济是否通过影响产业结构进而传导至城市经济增长, 本文以第二产业增加值占地区生产总值(GDP)比重来衡量产业结构, 侧重刻画工业化水平变化, 观察数字经济挤压第二产业份额带来的传导效果, 并将其作为中介变量纳入机制检验模型。

4.3.4. 控制变量

控制变量: 1) 政府干预水平(lnGOV): 采用地方一般公共预算支出的自然对数衡量, 刻画政府对经济活动的干预程度。2) 对外开放程度(Open): 采用实际利用外商直接投资(FDI)占地区生产总值(GDP)比重表示, 反映城市参与国际经济的程度。由于部分年份存在缺失值, 本文使用外推法结合线性插值对缺失观测进行补全。对于插值后可能出现的负值情形, 本文进一步采用前一期或后一期值进行替换填补, 避免出现不符合经济含义的负向比重, 从而保证变量的合理性与稳定性。3) 城市规模(lnPOP): 采用各地级市年末常住人口数的自然对数衡量, 以控制城市规模对经济增长的影响。4) 人力资本水平(Edu): 采用反映教育投入或教育水平的指标衡量, 以控制人力资本对经济增长的贡献。本文对 Edu 的缺失值采用 ARIMA 时间序列模型进行预测补全: 先对序列进行平稳性检验与必要差分处理, 再基于模型识别与参数估计生成缺失期的预测值, 最后将预测值用于构建 Edu 的完整面板数据。5) 创新水平(lnPatent), 参考已有文献, 采用城市专利相关合成指数衡量, 纳入模型作为控制变量。

4.4. 实证分析

4.4.1. 相关性分析

表 2 是相关性分析结果, 数字经济(DE)与经济增长(lnGDP)显著正相关(0.439, $p < 0.01$), 表明数字经济发展水平越高的地区, 其经济规模也相对更大, 初步验证了核心变量之间的正向关系。此外, 数字经济与人均 GDP(lnpgdp)、专利水平(lnPatent)以及政府支出(lnGOV)均呈显著正相关, 相关系数分别为 0.634、0.543 和 0.489, 说明数字经济发展可能通过提升创新能力和政府投入等途径促进经济增长。本文对主要解释变量已经进行了 VIF 检验, 结果系数均小于 10, 平均 VIF 为 4.238, 说明模型整体不存在严重的多重共线性问题。

Table 2. Results of the correlation analysis
表 2. 相关性分析结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) lnGDP	1.000								
(2) lnpgdp	0.663***	1.000							
(3) DE	0.439***	0.634***	1.000						
(4) Industry	0.033**	0.211***	-0.292***	1.000					
(5) Open	0.253***	0.187***	-0.098***	0.114***	1.000				
(6) lnPatent	0.905***	0.674***	0.543***	-0.034**	0.289***	1.000			
(7) lnGOV	0.901***	0.483***	0.489***	-0.232***	0.203***	0.818***	1.000		
(8) lnPOP	0.814***	0.113***	0.093***	-0.123***	0.194***	0.682***	0.826***	1.000	
(9) Edu	0.110***	-0.214***	-0.190***	0.175***	-0.063***	0.060***	-0.004	0.303***	1.000

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号中为 t 统计量，下同。

4.4.2. 基准回归

表 3 报告了数字经济对经济增长影响的基准回归结果。本文采用逐步回归方式，依次加入产业结构、对外开放水平、创新水平、政府支出、人口规模以及教育水平等控制变量，以检验核心解释变量估计结果的稳健性。从回归结果来看，数字经济(DE)的回归系数在所有模型中均显著为正，并且均通过 1%的显著性检验，说明数字经济发展能够显著促进地区经济增长。随着控制变量逐步加入，DE 的回归系数逐渐下降至 0.003，但始终保持显著为正，表明数字经济对经济增长的促进作用具有较强稳健性。这说明部分经济增长效应可能通过产业升级、技术创新、人力资本积累以及政府投入等渠道实现，但数字经济本身仍具有独立促进作用。模型的调整后 R^2 随着控制变量的逐步加入而不断提高，最终达到 0.991，说明模型整体拟合效果较好，能够较充分解释地区经济增长的变化情况。

Table 3. Benchmark regression results
表 3. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	经济增长水平	经济增长水平	经济增长水平	经济增长水平	经济增长水平	经济增长水平
数字经济	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.003*** (0.000)
产业结构		0.017*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.015*** (0.001)
开放程度			1.023*** (0.186)	0.769*** (0.189)	0.244 (0.183)	0.260 (0.181)
创新水平				0.055*** (0.006)	0.043*** (0.006)	0.037*** (0.006)
政府干预					0.231*** (0.021)	0.306*** (0.023)
城市规模					0.313*** (0.035)	0.241*** (0.038)

续表

人力资本						1.121*** (0.105)
N	3731	3731	3731	3731	3731	3731
Adj.R ²	0.984	0.989	0.989	0.989	0.990	0.991

4.4.3. 稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的可靠性, 本文采用替换被解释变量以及滞后核心解释变量的方法进行稳健性检验, 结果如表 4 所示。第(2)列采用人均地区生产总值(lnpgdp)替换原被解释变量地区生产总值(lnGDP)重新进行回归。结果显示, 数字经济(DE)的回归系数仍在 1%的显著性水平下显著为正, 说明数字经济不仅能够促进地区经济总量增长, 同时也能够提高人均经济发展水平, 表明基准回归结果具有较强稳健性。第(3)列采用滞后一期数字经济变量(L.DE)进行回归, 以缓解可能存在的反向因果关系和内生性问题。结果显示, 滞后一期数字经济变量的回归系数依然显著为正, 说明数字经济对经济增长的促进作用具有一定持续性, 进一步验证了本文研究结论的稳健性。

总体来看, 无论是替换被解释变量还是采用滞后一期核心解释变量, 数字经济变量均保持显著正向影响, 说明本文基准回归结果具有较强可靠性和稳健性。

Table 4. Results of the robustness test

表 4. 稳健性检验结果

VARIABLES	(1) 基准回归	(2) 替换因变量	(3) 滞后 DE
DE	0.00310*** (0.000650)	0.00205*** (0.000672)	
Industry	0.0150*** (0.00143)	0.0135*** (0.00137)	0.0148*** (0.00153)
Open	0.260 (0.363)	0.442 (0.361)	0.313 (0.367)
lnPatent	0.0366*** (0.0114)	0.0335*** (0.0120)	0.0252** (0.0120)
lnGOV	0.306*** (0.0421)	0.290*** (0.0469)	0.290*** (0.0438)
lnPOP	0.241*** (0.0599)	-0.380*** (0.0757)	0.248*** (0.0583)
Edu	1.121*** (0.194)	0.833*** (0.186)	1.043*** (0.196)
L.DE			0.00264*** 0.000614
_cons	9.003*** (0.645)	7.224*** (0.751)	9.351*** (0.677)
N	3731	3731	3444

4.4.4. 机制检验

为进一步探究数字经济影响经济增长的内在机制，本文以产业结构(Industry)作为中介变量，采用逐步回归法进行中介效应检验，结果如表 5 所示。第(1)列结果表明，数字经济(DE)的回归系数在 1%的显著性水平下显著为正，说明数字经济能够显著促进地区经济增长，即总效应成立。第(2)列以产业结构(Industry)作为被解释变量进行回归，结果显示数字经济(DE)的回归系数显著为负，说明数字经济发展会对产业结构产生显著影响。这表明数字经济可能通过推动产业结构优化升级、降低传统产业比重等方式影响经济发展。第(3)列在基准回归模型中进一步加入中介变量 Industry 后，产业结构的回归系数显著为正，说明产业结构优化能够有效促进经济增长。同时，数字经济(DE)的回归系数仍保持显著为正，但系数有所变化，说明产业结构在数字经济影响经济增长过程中存在部分中介效应。

为进一步检验中介效应的显著性，本文采用 Bootstrap 方法进行 500 次重复抽样检验。结果显示，间接效应系数为-0.0007631，并在 1%显著性水平下显著。

上述结果表明，产业结构在数字经济影响经济增长的过程中发挥了显著的中介作用，但其间接效应为负。具体而言，数字经济一方面直接推动城市经济增长；另一方面会推动城市产业向服务化转型，降低第二产业占比。而样本期内第二产业占比对城市经济增长存在正向贡献，由此形成负向的间接遮掩效应，表现为“直接促进、间接遮掩”的双重特征。本文中中介效应属于遮掩效应，并非数字经济本身抑制经济增长。

Table 5. Test results of the mediator analysis

表 5. 中介效应检验结果

	(1) lnGDP	(2) Industry	(3) lnGDP
DE	0.0021*** (0.0001)	-0.0331*** (0.0039)	0.0028*** (0.0001)
Open	6.2279*** (0.3766)	95.2669*** (11.2656)	4.0345*** (0.3333)
lnGOV	0.6627*** (0.0302)	0.6559 (0.8696)	0.6476*** (0.0218)
lnPOP	0.4331*** (0.0326)	-3.4175*** (0.8897)	0.5118*** (0.0215)
Edu	1.2521*** (0.2407)	57.0236*** (7.0218)	-0.0608 (0.1584)
Industry			0.0230*** (0.0005)
_cons	3.4415*** (0.2844)	48.6367*** (8.4146)	2.3217*** (0.2161)
N	3731	3731	3731

4.4.5. 异质性分析

考虑到不同地区经济发展水平和数字基础设施存在差异，数字经济对经济增长的影响可能具有区域

异质性。为此, 本文将样本划分为东部地区和中西部地区分别进行回归, 结果如表 6 所示。回归结果显示, 数字经济(DE)在东部和西部地区均显著促进经济增长, 但东部地区的回归系数为 0.0061, 明显高于西部地区的 0.0031, 说明数字经济对东部地区经济增长的促进作用更强。这可能是由于东部地区数字基础设施更加完善、技术创新能力更强以及市场化程度更高, 使数字经济更容易形成规模效应和技术溢出效应。从控制变量来看, 产业结构(Industry)、政府支出(lnGOV)、人口规模(lnPOP)以及教育水平(Edu)均对经济增长具有显著促进作用。其中, 教育水平在西部地区的影响更为明显, 说明人力资本积累对欠发达地区经济增长具有更重要作用。总体来看, 数字经济能够显著促进区域经济增长, 但其促进作用存在明显区域差异。

Table 6. Results of heterogeneity analysis

表 6. 异质性分析结果

	(1) East	(2) West
DE	0.0061*** (0.0004)	0.0031*** (0.0004)
Industry	0.0122*** (0.0008)	0.0156*** (0.0008)
Open	-0.2147 (0.2263)	0.6091** (0.2513)
lnPatent	0.0185** (0.0081)	0.0373*** (0.0076)
lnGOV	0.2511*** (0.0236)	0.3706*** (0.0380)
lnPOP	0.2275*** (0.0450)	0.2986*** (0.0471)
Edu	0.4662*** (0.1380)	1.4849*** (0.1388)
_cons	9.8362*** (0.3331)	7.3463*** (0.5692)
Observations	1300.0000	2431.0000
R-squared	0.9959	0.9874

4.4.6. 内生性检验

考虑到数字经济与经济增长之间可能存在双向因果关系从而导致模型存在内生性问题, 本文采用滞后一期数字经济变量(L.DE)替代原核心解释变量进行回归检验, 结果如表 7 所示。回归结果显示, 滞后一期数字经济变量(L.DE)的回归系数依然显著为正, 说明数字经济对经济增长具有持续促进作用。同时, 在控制其他变量后, 核心结论并未发生明显变化, 表明本文基准回归结果具有较强可靠性, 内生性问题对研究结论影响较小。

Table 7. Endogeneity test results (One-Period lag method)
表 7. 内生性检验结果(滞后一期法)

变量	(1) lnGDP	(2) lnGDP
DE	0.003*** (0.001)	
Industry	0.015*** (0.001)	0.015*** (0.002)
Open	0.260 (0.363)	0.313 (0.367)
lnPatent	0.0367*** (0.011)	0.025*** (0.012)
lnGOV	0.306*** (0.042)	0.290*** (0.044)
lnPOP	0.241*** (0.060)	0.248*** (0.058)
Edu	1.121*** (0.194)	1.043*** (0.196)
L.DE		0.003* (0.001)
_cons	9.003*** (0.645)	9.351*** (0.677)
N	3731	3444

4.5. 结论与建议

本文探讨了数字经济影响中国城市经济发展水平的理论机制，并以中国城市面板数据为基础进行了实证研究，得到以下结论：总体来看，数字经济对城市经济增长具有显著的促进作用，并且经过多重稳健性检验和内生性处理，这一结论依然稳健成立；产业结构在数字经济影响城市经济增长过程中发挥了显著的中介作用，数字经济对城市经济增长的影响表现为“直接促进与间接抑制并存”的双重特征；数字经济对城市经济增长的促进作用存在异质性，一般来说，数字经济对东部地区、大中城市以及经济发展水平较高的城市的促进作用更为显著。基于上述结论，得出以下的政策启示。

第一，持续深化数字经济发展战略，夯实增长基础。各级政府应坚定不移地将数字经济发展置于优先战略地位，加快新型基础设施建设步伐，包括但不限于 5G 网络、数据中心、工业互联网、物联网和算力基础设施等。同时，要加大研发投入，鼓励数字技术创新，推动大数据、人工智能、区块链等前沿技术与实体经济深度融合，赋能传统产业转型升级，提升全要素生产率。

第二，平衡结构转型成本，促进产业数字化高效升级鉴于数字经济对传统产业结构调整短期“抑制效应”，政策制定者应在推动产业数字化的同时，更加注重平滑转型期的社会和经济成本。一方面，应加大对传统产业数字化转型的政策支持力度，引导企业利用数字技术提升效率、创新产品，避免简单粗暴地淘汰落后产能造成过大冲击。另一方面，要积极培育新兴数字产业，创造更多高质量就业机会，

吸纳转型过程中释放的劳动力。同时,完善社会保障体系,为受产业结构调整影响的群体提供再就业培训和帮扶,确保社会稳定和经济平稳过渡,实现产业结构由旧到新的平稳跃迁。

第三,实施差异化的数字经济发展策略,因城施策。鉴于数字经济对城市经济增长的促进作用存在显著异质性,各地应根据自身的区位条件、资源禀赋、产业基础和发展阶段,制定具有地方特色的数字经济发展规划。对于东部发达城市,应着力于高端数字产业的培育、数字技术在创新链和产业链中的深度融合,打造国际数字经济创新高地。对于中西部地区或欠发达城市,则应侧重数字基础设施的普及、数字普惠金融服务的深化,缩小数字鸿沟,激发内生发展动力,并积极承接东部地区的数字经济产业转移,实现错位发展和协同共赢。

第四,优化数字经济发展的 talent 与治理环境。加大数字人才培养和引进力度,建立健全多层次、多类型的数字技能培训体系,培养既懂技术又懂产业的复合型人才。完善人才激励机制,吸引全球高水平数字技术和管理人才集聚。同时,健全数字经济领域的法律法规和政策体系,完善数据要素市场化配置机制,加强数据安全和隐私保护,构建公平、开放、透明、高效的数字市场环境,激发市场主体的创新活力和发展潜力。

尽管本研究在方法和结论上力求严谨,但仍存在一定局限性。例如,数字经济的测度指标仍有待进一步完善,未来研究可尝试构建更为全面、多维度的数字经济综合评价体系。此外,在产业结构传导机制的深层微观作用机理方面,仍可作更为细致的探讨。未来的研究可结合微观企业数据或典型案例分析,深入剖析数字经济影响产业结构调整的具体路径、效率提升机制及其对不同类型企业的影响,从而为数字经济的理论研究和政策实践提供更为精细化的指导。

参考文献

- [1] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10): 65-76.
- [2] 习明明,梁晴,傅钰.数字经济对城市经济增长的影响研究[J].当代财经,2022(9): 15-27.
- [3] 侯杰,李卫东,张杰斐,等.城市数字经济发展水平的分布动态、地区差异与收敛性研究[J].统计与决策,2023,39(13): 10-15.
- [4] 胡蓉.数字经济发展、流通现代化与城市产业创新[J].商业经济研究,2024(4): 10-13.
- [5] 赵巍,徐筱雯.数字经济、空间效应与经济高质量发展——以长江经济带 110 个城市为例[J].华东经济管理,2023,37(8): 42-49.
- [6] 刘赛男.数字经济发展对城市居民消费水平与消费结构的影响[J].商业经济研究,2024(2): 124-127.
- [7] 周韬,张俊丽,李立.数字经济背景下黄河流域城市经济高质量发展的空间分异与优化路径研究[J].生态经济,2025,41(2): 103-110.