

地级市数字经济水平对企业全要素生产率的影响研究

——以A股上市企业为例

陆金凤, 郑建国

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2024年10月17日; 录用日期: 2024年11月4日; 发布日期: 2024年12月18日

摘要

文章以A股上市公司为样本, 综合运用熵权法、LP法、固定效应模型、机制检验模型、工具变量法和双重差分分析模型等, 考察数字经济对上市企业全要素生产率的影响。研究表明, 数字经济的发展能够显著提高上市企业的生产率。并且通过替换运用主成分分析法的地级市数字经济水平和运用OP、OLS得出的企业全要素生产率水平, 研究结果依然成立。同时这种效应在东部城市的企业、国有企业、大型企业中更加明显。数字技术创新和人力资本结构优化是数字经济中提高全要素生产率的重要渠道。大数据试点地区政策可以在提高企业全要素生产率方面发挥政策作用。研究结论为推动数字革命与技术革命深度融合、加快企业数字化转型和产业结构升级提供了重要启示。

关键词

数字经济, 全要素生产率, 数字技术创新, 人力资本

Research on the Influence of Digital Economy Level of Prefecture-Level Cities on Enterprises' Total Factor Productivity

—Taking A-Share Listed Enterprises as an Example

Jinfeng Lu, Jianguo Zheng

Glorious Sun School of Business Management, Donghua University, Shanghai

Received: Oct. 17th, 2024; accepted: Nov. 4th, 2024; published: Dec. 18th, 2024

文章引用: 陆金凤, 郑建国. 地级市数字经济水平对企业全要素生产率的影响研究[J]. 现代管理, 2024, 14(12): 3086-3100. DOI: 10.12677/mm.2024.1412371

Abstract

Taking A-share listed companies as samples, this paper comprehensively applies entropy weight method, LP method, fixed effect model, mechanism test model, instrumental variable method and double difference analysis model to examine the impact of digital economy on total factor productivity of listed companies. The study shows that the development of digital economy can significantly increase the productivity of listed enterprises. And by replacing the digital economy level of prefecture-level cities using principal component analysis and the total factor productivity level of enterprises derived using OP and OLS, the research results still hold. At the same time this effect is more obvious in enterprises, state-owned enterprises and large enterprises in eastern cities. Digital technology innovation and human capital structure optimization are important channels for increasing total factor productivity in the digital economy. The big data pilot region policy can play a policy role in improving the total factor productivity of enterprises. The findings provide important insights for promoting the deep integration of the digital revolution with the technological revolution, accelerating the digital transformation of enterprises and upgrading the industrial structure.

Keywords

Digital Economy, Total Factor Productivity, Digital Technology Innovation, Human Capital

Copyright © 2024 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

随着信息技术的飞速发展和广泛应用,数字经济已成为全球经济发展的新引擎。根据中国信息通信研究院发布的数据,中国数字经济规模达 56.1 万亿元,占 GDP 的 40%以上,显示出数字经济是推动经济高质量发展的重要引擎。党的二十大报告中指出:“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”,全面推进高质量发展有利于推动我国现代化建设。但目前企业发展的问题集中体现在发展质量上,发展质量主要通过企业的生产效率和经济效益体现,而企业全要素生产率是衡量企业生产效率和经济效益的重要指标,它反映了企业在生产过程中,通过技术进步、管理创新、资源配置优化等手段,实现产出增长与投入减少的能力。因而在全球经济竞争日益激烈的背景下,提升企业全要素生产率已成为企业增强核心竞争力和实现可持续发展的关键。

现有文献对于数字技术的应用对企业全要素生产率的作用主要表现为微观企业层面和宏观地区层面两个方面,王右文、董生忠(2021)分析了微观层面表现为创新与效率的提高,宏观层面表现为资源配置的优化[1]。就微观企业方面而言,数字技术的应用会使得企业的生产管理过程更加透明化,促进生产要素的自由流动,提高效率。孙黎、张弛(2023)运用 PSM-DID 分析了数字型跨国并购对企业全要素生产率的影响,研究发现数字型跨国并购显著提升了企业的全要素生产率,主要通过创新的中介机制[2]和省级层面人力资本水平的调节机制实现[3]。刘艳霞(2022)从公司治理层面分析了数字经济对促进高质量发展的作用[4]。周荣华、李斯林等(2023)补充了企业家精神作为数字普惠金融对企业全要素生产率作用的调节机制[5]。就宏观地区层面而言,数字技术的应用既可能通过促进技术创新和产业机构优化提升全要素生产率,缩小区域间全要素生产率差距,也可能因资本投入增加和技术进步的滞后性而降低全要素生产率。

赵巍(2022)在研究得出数字经济对城市绿色全要素生产率的促进作用的结论后, 分析了城市技术创新的中介作用及门槛机制[6]。李宗显、杨千帆(2021)在城市技术创新的基础上还分析了资源配置效率的中介作用[7]。郭吉涛、梁爽(2021)同时考虑了创新环境的调节作用[8], 资源配置效率的提高离不开环境的支撑作用[9]。

尽管现有文献提供了丰富的见解, 但学术界对数字经济和全要素生产率之间的内在关系仍未达成共识。对于数据水平的测量大多从省级层面分析, 很少聚焦于地级市层面; 对数字经济和全要素生产率之间关系的探索多基于省份和城市, 很少在企业层面探讨; 关于数字经济和全要素生产率之间传导机制的研究大多忽视了符合数字经济特征的数字技术创新即数据资源这一媒介的重要性。

本文从企业层面研究数字经济对全要素生产率的关系, 根据现有数字经济的评价指标体系运用熵权法构建 298 个地级市的数字经济水平, 运用其分析与企业全要素生产率之间的关系; 并从数字技术创新和人力资本水平角度, 详细研究了数字经济创新驱动和人力资本要素驱动企业全要素生产率的内在机制, 且采用的是与数字经济背景更为贴合的数字技术创新对于数字经济和全要素生产率的机制作用; 还利用大数据试点政策构建外生冲击, 从个体层面为数字经济对企业全要素生产率的影响提供借鉴意义。

2. 理论分析与假设提出

2.1. 数字经济对企业全要素生产率的影响

信息不对称理论认为市场经济活动中, 各类人员对有关信息的了解存在显著差异, 这种差异会影响他们的决策和市场的运作。数字技术的有效发展有利于缓解企业的信息不对称问题。现有文献分析数字经济水平对上市企业全要素生产率的直接影响体现在以下几个层面: 第一, 数字经济可以推动企业的数字化转型, 淘汰落后的技术和产品, 降低对传统生产要素的依赖, 根据赵巍(2024)的研究, 数字技术的发展可以推动实现产业链的现代化[10], 进而企业的全要素生产率也会获得提高; 第二, 数据作为一个新的生产要素, 打破了传统生产要素的信息壁垒, 因而也会带动企业的全要素生产率的提高; 第三, 数字经济的发展能够有效降低由于地理位置受限而带来的远距离沟通成本、管理成本、运营成本等, 进而有利于占据市场份额, 中间过程中的生产效率提升, 所以企业的全要素生产率也会有所提升。综上所述, 数字经济的发展会对企业全要素生产率产生积极影响。

综上, 本文提出假设 1:

H1: 数字经济的发展可以有效提高上市企业全要素生产率。

2.2. 数字经济对企业全要素生产率影响的作用机制

内生增长理论认为技术进步是经济增长的决定因素, 同时知识在生产和创新过程中不断积累, 并通过各种渠道产生溢出效应, 从而推动整个经济体系的技术进步和经济增长。这种新经济增长理论解释了创新驱动和要素驱动作为经济增长的两种内生机制: 首先数字技术的广泛应用推动了企业改革创新, 实现数字化转型, 传统的生产方式得到改变, 因而企业全要素生产率获得提升; 其次企业的人员会通过线上培训教育或者网络教育等更为便捷的方式, 提升自己的综合素质, 获得更高水平的人力资本, 进而提高工作效率, 成为企业全要素生产率提升的重要途径。同时根据李诚浩、任保平(2023)分析我国数字经济驱动全要素生产率提升的机制路径[11], 本文从数字技术创新、人力资本水平两条路径分析地级市数字经济水平对上市企业全要素生产率的促进机制。

2.2.1. 数字技术创新的作用机制

技术创新理论认为技术创新不仅是产生新产品、新工艺或新服务的过程, 更是将其引入市场, 实现商业价值的过程。企业利用数字技术可以更好的进行创新, 由于数字经济存在网络经济效应、平台经济

效应等, 企业可以改变原有的创新思路, 带来更有竞争力的技术进步, 因而企业创新会获得有效发展, 从而带动全要素生产率的提高。

数字经济通过不断提升数字技术自主创新能力, 推动经济高质量发展。数字技术创新推动传统产业向数字化、智能化转型, 提高生产自动化水平和产品附加值。数字技术也促进了企业管理模式的创新, 从传统的经验管理向数据驱动的管理转变, 提高整体运营效率和管理水平。根据黄勃、李海彤等(2023)和罗佳、张蛟蛟等(2023)以及 Zhang B, Chen P (2024)的研究[12]-[14], 加大企业数字技术创新会对企业全要素生产率起到促进作用。综上, 本文提出假设 2:

H2: 数字经济可以通过促进数字技术创新来提高上市企业全要素生产率。

2.2.2. 人力资本水平的作用机制

数字经济背景下, 新技术的不断涌现和应用要求劳动力具备更高的素质和技能水平。企业为了适应数字经济的发展, 会加大对员工的培训和教育投入, 提升员工的数字化技能和创新能力, 从而推动人力资本水平的提升。随着高技能、高学历、高素质的人才占比逐渐增加, 企业的整体人力资本水平得到显著提升。根据郭伟、郭童等(2023)的研究[15], 人力资本水平会对企业全要素生产率起到促进作用, 人力资本水平的提升能够加速数字经济对企业全要素生产率的提升过程。高素质、高技能的劳动力能够更快地适应新技术和新工艺的应用, 推动生产过程的优化和升级; 同时, 他们还能够积极参与技术创新和研发活动, 推动企业在技术上的突破和领先, 提升企业全要素生产率。综上, 本文提出假设 3:

H3: 数字经济可以通过提升人力资本水平来提高上市企业全要素生产率。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文选取 2012~2022 年 A 股上市公司作为研究样本, 所需数据来自国泰安(CSMAR)数据库、万得(Wind)数据库。地级市数字经济指标体系中互联网发展的指标来自《中国城市统计年鉴》, 数字普惠金融的指标来自北京大学数字金融研究中心。数字技术创新的数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。由于地级市数字经济水平为宏观数据, 所以本文在利用熵权法计算得出各地级市数字经济综合发展指数后, 根据上市企业所处城市以及时间, 将微观企业的上市企业相关变量数据与各地级市数字经济发展综合指数数据进行匹配, 构成本文进行实证研究所需的的面板数据。在整合相关数据后, 为保证数据的准确性, 本文剔除所有样本为 ST、PT 的上市公司和行业属性为金融业的上市公司, 最终得到 20857 个样本观测值。

3.2. 变量选取

3.2.1. 被解释变量

本文研究的被解释变量为上市企业的全要素生产率。借鉴鲁晓东、连玉君(2012)对企业全要素生产率测度的五种方法[16], LP 方法使用企业当期对中间品的投资作为不可观测生产率冲击的代理变量, 构造了一个包含投资和资本存量的多项式, 以获得劳动力投入的无偏、一致估计, 引入生存概率来估计企业的进入和退出, 从而控制了样本选择偏差。因而本文采用由 Levinsohn、Petrin (2003)提出的方法对企业的全要素生产率进行测度, 计算得出的指标为 TFP1, 采用 OP 和 OLS 方法测度的企业全要素生产率 TFP2 和 TFP3 作为稳健性检验。

3.2.2. 解释变量

本文对于地级市数字经济水平的测度采取的是先构建评价指标体系, 然后确定权重, 最后利用各指

标的赋权得到关于地级市数字经济水平的综合水平。本文采取熵权法作为测度地级市数字经济水平的方法, 由于主成分分析法可以提取关键变量, 降低维度, 去除冗余信息, 所以本文将主成分分析法测度的地级市数字经济水平作为稳健性检验。

为了准确反映数字水平的深远影响, 本文借鉴 Bukht R, Heeks R (2017)构建指标体系的方法[17], 将城市层面微观数据与互联网技术扩散、数字金融渗透等维度相结合, 其中互联网发展维度参考黄群慧等(2019)的方法[18], 通过互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况、移动电话普及率作为具体测度指标。而数字普惠金融则采用由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的“中国数字普惠金融指数”。关于构建地级市数字经济水平的评价指标体系如表 1 所示。

Table 1. Evaluation index system of digital economy level of prefecture-level cities
表 1. 地级市数字经济水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标属性
互联网发展维度	互联网普及率	正向
	相关从业人员情况	正向
	相关产出情况	正向
	移动电话普及率	正向
数字普惠金融	中国数字普惠金融指数	正向

3.2.3. 控制变量

选取会对企业全要素生产率有影响的公司特征的相关变量作为控制变量, 包括企业年龄(Age)、企业规模(Size)、总资产净利润率(ROA)、资产负债率(Lev)、独立董事比例(Indep)、营业收入增长率(Growth)、前十大股东持股比例(Top10)、托宾 Q 值(TobinQ)。

3.2.4. 中介变量

借鉴吴育辉、张腾、秦利宾(2022)的做法[19], 对于数字技术创新采用从 CNRDS 数据库中获取的上市企业申请的数字经济专利总数进行衡量, 然后对其进行加一取自然对数, 获得衡量企业数字技术创新的指标 DR。参考郭伟、郭童等(2023)的做法[15], 对于人力资本水平采用本科以上学历占比测算, 获得反映企业人力资本水平的指标 HC。关键变量具体定义如表 2 所示。

Table 2. Key variable definitions
表 2. 关键变量定义

变量属性	变量名称	变量测度
被解释变量	企业全要素生产率(TFP1)	采用 LP 方法计算
	企业全要素生产率(TFP2)	采用 OP 方法计算
	企业全要素生产率(TFP3)	采用 OLS 方法计算
解释变量	地级市数字经济水平(DE)	采用熵权法计算
	地级市数字经济水平(DE2)	采用主成分分析法计算
控制变量	企业年龄(Age)	公司成立年限的自然对数来反映
	企业规模(Size)	总资产的自然对数
	总资产净利润率(ROA)	企业的净利润与总资产的比值

续表

中介变量	资产负债率(Lev)	企业的总负债与总资产的比值
	独立董事比例(Indep)	独立董事人数与总董事人数比值
	营业收入增长率(Growth)	本年营业收入与上一年营业收入的比值
	前十大股东持股比例(Top10)	前十股东持股数量与总股数的比值
	托宾 Q 值(TobinQ)	公司总市值与总负债之和与公司总资产的比值
	数字技术创新(DR)	数字经济专利总数加一取自然对数
	人力资本水平(HC)	本科以上学历

3.3. 描述性统计

表 3 反映了关键变量的描述性统计结果。从地级市数字经济的数据来看，其均值为 0.202，反映出 DE 在样本企业中得到了一定程度的普及和发展。利用 LP、OP、OLS 三种不同方法计算的全要素生产率方差差别都挺大，这为我们研究数字经济水平与全要素生产率之间关系的适用性提供良好的解释。

Table 3. Descriptive statistics for variables
表 3. 变量的描述性统计

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Max
TFP1	20,857	8.445	1.102	4.609	13.106
TFP2	20,857	6.783	0.922	3.612	11.420
TFP3	20,857	10.709	1.303	6.532	15.069
DE	20,857	0.202	0.210	0.002	0.877
DR	20,857	0.922	1.380	0.000	8.447
HC	20,857	0.340	0.219	0.004	1.265
Age	20,857	2.957	0.318	1.609	3.611
Size	20,857	22.369	1.343	19.585	26.430
ROA	20,857	0.037	0.068	-0.375	0.254
Lev	20,857	0.431	0.206	0.035	0.925
Indep	20,857	0.378	0.054	0.286	0.600
Growth	20,857	0.162	0.403	-0.653	3.808
Top10	20,857	0.578	0.153	0.217	0.910
TobinQ	20,857	2.083	1.407	0.802	16.647

3.4. 模型构建

为了检验地级市数字经济水平对企业全要素生产率的实际影响，采用双固定效应模型进行构建。除了时间固定效应，模型还引入了行业固定效应，旨在减少由于不可观测的行业特征对研究结果造成的偏差。因而本文设定如下基准回归模型：

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中 i 和 t 分别表示企业和年份，表示利用 LP 方法计算的上市企业的全要素生产率，表示利用熵权

法计算的地级市数字经济综合发展指数, 表示控制变量的集合, Year 和 Industry 分别表示年份和行业的固定效应, 表示随机误差项。

接着在分析数字技术创新和人力资本水平作为地级市数字经济水平影响企业全要素生产率的作用机制时, 采用逐步分析法构建了如下模型:

$$DR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \alpha_2 DR_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$HC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \alpha_2 HC_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

4. 实证结果与分析

4.1. 基准回归结果分析

表 4 汇报了本文基准回归模型的回归结果, 从表中我们可以看出, 三种情况下地级市数字经济综合发展指数的系数都在 1%的水平显著为正, 且第(3)列系数高于前两列系数, 说明在固定了年份和行业后, 地级市数字经济水平会显著促进企业全要素生产率的提高, 假设 1 得到了验证。

Table 4. Benchmark regression results
表 4. 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	TFP1	TFP1	TFP1
DE	0.125*** (3.44)	0.109*** (4.98)	0.263*** (9.85)
Age		0.059*** (3.96)	0.032** (2.21)
Size		0.567*** (130.66)	0.593*** (144.72)
ROA		2.491*** (32.29)	2.453*** (34.67)
Lev		0.911*** (32.20)	0.923*** (34.14)
Indep		0.162** (1.98)	-0.077 (-1.04)
Growth		0.147*** (12.67)	0.157*** (14.89)
Top10		0.026 (0.85)	0.119*** (4.15)
TobinQ		-0.011*** (-3.05)	-0.014*** (-4.10)

续表

Constant	8.420*** (795.42)	-4.991*** (-49.18)	-5.633*** (-54.59)
Observations	20,857	20,857	20,857
R-squared	0.001	0.661	0.726
control	not	yes	yes
year	not	not	yes
industry	not	not	yes
Ftest	0.000573	0	0
r2_a	0.000521	0.661	0.725
F	11.87	4526	1412

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.2. 稳健性检验

表 5 反映了通过替换被解释变量的测量方法、核心解释变量滞后一期和替换核心解释变量的测量方法后的基准回归结果。表 5 中第(1)列和第(2)列采用 OP 和 OLS 方法计算的企业全要素生产率进行检验，回归结果显示核心解释变量的系数分别为 0.212 和 0.143，且在 1%的水平上是显著的，这表明替换被解释变量的测量方法，地级市数字经济水平依旧会对企业全要素生产率起到显著的促进作用。考虑到数字经济的发展对于企业全要素生产率的变化可能存在滞后效应，使用地级市数字经济水平 DE 的滞后一期变量 L.DE 作为解释变量。第(3)列汇报了核心解释变量滞后一期的回归结果，滞后一期核心解释变量的数据依旧在 1%的水平上显著为正，相比较基准回归结果系数略微减少，说明数字经济的发展对于企业全要素生产率的作用存在一定的跨期效应，但这种跨期效应依旧是显著的促进作用，因而本文的研究结论是稳健的。除了可以使用熵权法计算综合指数，本文采取用主成分分析法测算出的地级市数字经济水平进行补充分析，第(4)列报告了回归结果，回归结果在 1%的水平下显著为正，说明了本文基准回归结果是稳健的。

Table 5. Robustness check

表 5. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	TFP2	TFP3	TFP1	TFP1
DE	0.212*** (8.16)	0.143*** (5.78)		
L.DE			0.247*** (8.95)	
DE2				0.050*** (10.46)
Age	0.036** (2.51)	0.042*** (3.08)	0.036** (2.14)	0.042** (2.29)

续表

Size	0.416*** (104.20)	0.802*** (212.06)	0.598*** (129.27)	0.596*** (106.99)
ROA	2.021*** (29.34)	2.369*** (36.27)	2.276*** (29.08)	2.420*** (25.39)
Lev	0.760*** (28.88)	0.977*** (39.15)	0.904*** (29.70)	0.886*** (25.08)
Indep	0.001 (0.72)	-0.001 (-1.58)	-0.000 (-0.54)	-0.001 (-1.51)
Growth	0.188*** (18.28)	0.130*** (13.32)	0.175*** (14.06)	0.146*** (11.31)
Top10	0.022 (0.77)	0.141*** (5.34)	0.088*** (2.73)	0.145*** (3.85)
TobinQ	-0.014*** (-4.25)	-0.020*** (-6.47)	-0.010*** (-2.59)	-0.017*** (-3.65)
Constant	-3.385*** (-33.70)	-7.919*** (-83.14)	-5.752*** (-49.25)	-5.675*** (-41.78)
Observations	20,857	20,857	16,897	12,372
R-squared	0.629	0.833	0.725	0.727
year	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Ftest	0	0	0	0
r2_a	0.628	0.833	0.724	0.726
F	904.9	2661	1170	912.8

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.3. 内生性检验

4.3.1. 工具变量法

本文选择了两个工具变量来处理地级市数字经济水平对企业全要素生产率可能存在的内生性问题：首先，将地级市数字经济水平滞后一期的处理作为工具变量，由于模型中可能存在反向因果的关系，而且地级市数字经济水平可能会影响企业在上一期的当期行为。第二，参考王家庭、沈岩(2023)的做法[20]，使用地级市层面固定电话乘以上一年互联网用户数交互数 $iv1$ 作为第二个工具变量，固定电话是早期人们交流的重要途径，因而可以推测，固定电话用户数较多的区域也是数字经济发展较快的区域。

表 6 中第(1)列和第(2)列是第一个工具变量的结果，第(3)列和第(4)列是第二个工具变量的结果。两阶段最小二乘法(2SLS)回归结果显示，两个工具变量都为正且在 1%水平下显著，并且在不可识别检验中，两个工具变量的 Anderson-canon. corr. LM 统计量都在 1%的水平上是显著的，拒绝了工具变量不可识别的假设；在弱工具变量检验中，两个工具变量的 Cragg-Donald-Wald F 统计量大于在 10%的显著性水平下的临界值，因而拒绝了工具变量弱识别的假设，证明本文中地级市数字经济水平对企业全要素生产率有显

著推动作用的研究结论是稳健的。

Table 6. Endogeneity test based on instrumental variables approach
表 6. 基于工具变量法的内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	firstDE	second	firstDE	second
VARIABLES	DE	TFP1	DE	TFP1
L.DE	0.8005*** (242.12)			
DE		0.2863*** (8.09)		0.5043*** (8.36)
iv1	-		0.0000*** (72.03)	
Control	yes	yes	yes	yes
year	yes	yes	yes	yes
industry	yes	yes	yes	yes
Constant	0.0610*** (4.38)		0.2341*** (9.61)	
Andersoncanon. corr. LMstatistic	1.3e+04***		4121.781***	
Cragg-Donald Wald Fstatistic	5.9e+04***		5188.075***	
Observations	16,134	16,134	19,900	19,900
R-squared		0.728		0.727

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1，***p < 0.01。

4.3.2. DID 与 PSM-DID

根据谢贤君、郁俊莉(2023)分析大数据政策对企业全要素生产率的积极影响[21]，本文将大数据试点地区政策作为内生性检验之一。大数据试点地区往往具有较高的数字经济发展水平。我们将试点地区纳入的企业作为实验组，其他非试点地区作为对照组，考察数字经济水平的发展对企业全要素生产率的影响。表 7 报告了以大数据试验区为代表的数字经济对上市企业全要素生产率的影响。第(1)列是 DID 模型的检验结果，第(2)列报告了 PSM-DID 的结果，印证了数字经济发展能够提高企业全要素生产率的基本结论。

5. 进一步分析

5.1. 影响机制分析

5.1.1. 数字技术创新的机制检验

数字技术创新的影响机制检验结果如表 8 所示，首先关注第(2)列的结果，第(2)列是以数字技术创新为被解释变量、地级市数字经济水平为解释变量的结果，地级市数字经济综合发展指数的系数为 0.610，在 1%的水平上显著。第(3)列进行下一步检验，将数字技术创新作为解释变量加入原有基础回归方程，结果显示解释变量地级市数字经济水平发展的系数为 0.250 大于 0，但系数值相比原有回归方程的系数有所

Table 7. A test of policy effects based on the big data pilot area policy
表 7. 基于大数据试点地区政策的政策效应检验

VARIABLES	(1)	(2)
	TFP1	TFP1
DID	0.078*** (8.35)	0.063*** (4.30)
Age	0.025* (1.66)	0.074*** (3.10)
Size	0.591*** (146.94)	0.584*** (85.90)
ROA	2.481*** (26.15)	2.504*** (15.21)
Lev	0.926*** (29.63)	0.988*** (20.35)
Indep	-0.001 (-1.02)	-0.002* (-1.91)
Growth	0.159*** (11.98)	0.168*** (7.81)
Top10	0.131*** (4.57)	0.161*** (3.53)
TobinQ	-0.013*** (-3.69)	-0.010* (-1.82)
Observations	20,857	11,453
R-squared	0.725	0.719
year	Yes	Yes
industry	Yes	Yes
Ftest	0	0
r2_a	0.725	0.718
F	4748	1768

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1，***p < 0.01。

下降，但系数依然在 1%的水平上是显著的。另一解释变量数字技术创新的系数为 0.022 在 1%的水平上是显著的，说明存在中介效应，同时本文还采用了 Bootstrap 进行进一步验证，证实了中介效应的存在，因而地级市数字经济水平通过促进企业的数字技术创新推动了企业全要素生产率的提高。

5.1.2. 人力资本水平的机制检验

人力资本水平的影响机制检验结果如表 9 所示，首先关注第(2)列的结果，第(2)列是以人力资本水平作为被解释变量、地级市数字经济水平为解释变量的结果，其中地级市数字经济综合发展指数的系数为 0.073，在 1%的水平上显著。第(3)列进行了下一步检验，将人力资本水平作为解释变量加入原有基础回

Table 8. Examining the mechanism of action of digital technological innovations
表 8. 数字技术创新的作用机制检验

	(1)	(2)	(3)
	TFP1	DR	TFP1
DE	0.260*** (9.792)	0.610*** (10.755)	0.250*** (9.356)
DR			0.022*** (7.021)
Age	0.031** (2.102)	-0.285*** (-9.453)	0.038*** (2.595)
Size	0.598*** (148.630)	0.268*** (25.515)	0.587*** (141.686)
ROA	2.401*** (26.184)	0.964*** (6.929)	2.432*** (25.733)
Lev	0.924*** (29.624)	-0.157*** (-3.051)	0.927*** (29.729)
Indep	-0.089 (-1.211)	0.285* (1.905)	-0.083 (-1.131)
Growth	0.156*** (11.776)	-0.080*** (-4.243)	0.159*** (11.995)
Top10	0.124*** (4.314)	-0.193*** (-3.323)	0.123*** (4.283)
TobinQ		0.042*** (6.204)	-0.015*** (-4.043)
时间效应	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes
N	20,857	20,857	20,857
R2	0.725	0.302	0.726
F	5128.621	117.455	4398.013

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

归方程，结果显示解释变量地级市数字经济水平发展的系数为 0.241 大于 0，但系数值相比原有回归方程的系数也有所下降，但系数依然在 1%的水平上是显著的。另一解释变量人力资本水平的系数为 0.303 在 1%的水平上是显著的，说明存在中介效应，同时本文还采用了 Bootstrap 进行进一步验证，也证实了人力资本水平作为中介效应的存在，因而地级市数字经济水平通过提升企业的人力资本水平推动了企业全要素生产率的提高。

5.2. 异质性分析

表 10 反映了将企业划分为国有企业与非国有企业、中小型企业与大型企业以及企业所属地区中西部

Table 9. Examining the mechanism of action of level of human capital
表 9. 人力资本水平的作用机制检验

	(1)	(2)	(3)
	TFP1	HC	TFP1
DE	0.260*** (9.792)	0.073*** (9.206)	0.241*** (9.078)
HC			0.303*** (11.604)
Age	0.031** (2.102)	-0.019*** (-4.398)	0.038*** (2.588)
Size	0.598*** (148.630)	0.025*** (20.251)	0.585*** (144.360)
ROA	2.401*** (26.184)	-0.028 (-1.234)	2.462*** (26.041)
Lev	0.924*** (29.624)	-0.116*** (-13.503)	0.958*** (30.488)
Indep	-0.089 (-1.211)	0.086*** (3.756)	-0.103 (-1.415)
Growth	0.156*** (11.776)	0.011*** (3.284)	0.154*** (11.685)
Top10	0.124*** (4.314)	-0.025*** (-2.988)	0.126*** (4.425)
TobinQ		0.022*** (17.836)	-0.021*** (-5.622)
时间效应	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes
N	20,857	20,857	20,857
R2	0.725	0.374	0.728
F	5128.621	93.213	4289.138

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

地区与东部地区构造成的地级市数字经济发展综合指数对企业全要素生产率影响作用的不同。

第(1)列和第(2)列分别反映了非国有企业和国有企业的回归结果。非国有企业中地级市数字经济水平对企业全要素生产率影响的系数为 0.240 且在 1%的水平上是显著的，国有企业中影响系数为 0.334 也在 1%的水平上是显著的，对比系数说明地级市数字经济水平对企业全要素生产率的影响在国有企业中可能更为明显。可能是因为国有企业通常拥有更大的企业规模和更充足的资金资源，且国有企业更容易获得政府的政策扶持和导向，进而在提升全要素生产率方面表现更为突出。

根据前文中对于企业规模的描述性统计，我们将规模小于等于平均值 22.369 的企业和大于平均值

Table 10. Heterogeneity analysis
表 10. 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(非国有)	(国有)	中小型企业	大型企业	(中西部)	(东部)
VARIABLES	TFP1	TFP1	TFP1	TFP1	TFP1	TFP1
DE	0.240*** (7.13)	0.334*** (7.59)	0.183*** (4.81)	0.712*** (12.73)	-0.400*** (-3.63)	0.139*** (4.51)
Constant	-5.536*** (-39.07)	-5.932*** (-34.48)	7.127*** (74.35)	6.362*** (43.51)	-5.732*** (-29.04)	-5.489*** (-44.68)
Observations	12,682	8175	11,737	9120	5857	15,000
R-squared	0.690	0.737	0.283	0.358	0.720	0.735
control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ftest	0	0	0	0	0	0
r2_a	0.689	0.736	0.280	0.355	0.719	0.734
F	722.1	600.9	121.3	136.9	394.5	1065

注：括号内数值为 t 值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1，***p < 0.01。

22.369 分组为中小型企业 and 大型企业分别进行基准回归分析，第(3)列和第(4)列分别报告了两者的回归结果。中小型企业中地级市数字经济水平对企业全要素生产率影响的系数为 0.183 且在 1%的水平上是显著的，大型企业中影响系数为 0.712 也在 1%的水平上是显著的，对比系数大小我们可以发现，大型企业的影响系数显然高于中小型企业的影响系数，因而地级市数字经济水平对企业全要素生产率的推动作用在大型企业中更为明显。大型企业通常拥有更强的融资能力、技术创新能力以及组织适应性，相比之下，中小型企业由于规模较小、资源有限，在数字化转型过程中可能面临更多的挑战和困难，因此数字经济对其全要素生产率的影响作用相对较弱。

第(5)列和第(6)列报告了中西部企业和东部企业的回归结果，回归结果显示，地级市数字经济水平对于企业全要素生产率的影响作用存在明显的地区异质性。对于中西部地区而言，地级市数字经济水平对于企业全要素生产率的影响系数为-0.400 且在 1%的水平下显著，而对于东部地区而言影响系数为 0.139 也在 1%的水平下显著，这说明在东部地区地级市数字经济水平对于企业全要素生产率的影响是显著的推动作用。中西部地区的企业相比东部地区，在数字技术的接受和应用方面存在滞后，在数字经济的资源分配上也可能不如东部地区均衡，限制了数字经济在提升企业全要素生产率方面的潜力。

6. 结论

本文利用 2012~2022 年中国沪深 A 股上市的经验证据，研究了地级市层面数字经济水平和企业全要素生产率之间错综复杂的关系。同时分析了数字经济创新驱动和要素驱动全要素生产率的两种方式。主要研究结论如下：

1) 本文的基准回归结果证明了数字经济的发展有力的促进了企业全要素生产率的提升，并且这种促进作用在通过更换被解释变量、解释变量和解释变量滞后一期处理后，结论依然成立；

2) 内生性检验通过构造两个工具变量、分析大数据试点地区政策的作用, 验证数字经济的发展提高了企业的全要素生产率;

3) 通过数字技术创新和人力资本水平的机制检验表明, 数字经济通过增强数字技术创新和提升人力资本水平促进企业全要素生产率的提高。异质性分析也显现出相比非国有企业、中小型企业、中西部地区的企业, 数字经济对于全要素生产率的提升在国有企业、大型企业、东部企业中会更加明显。

参考文献

- [1] 王右文, 董生忠. 以数字技术应用促进我国经济高质量发展研究[J]. 学习与探索, 2021(11): 128-134.
- [2] Wu, Y., Shi, F. and Wang, Y. (2023) Driving Impact of Digital Transformation on Total Factor Productivity of Corporations: The Mediating Effect of Green Technology Innovation. *Emerging Markets Finance and Trade*, **60**, 950-966. <https://doi.org/10.1080/1540496x.2023.2200882>
- [3] 孙黎, 张弛. 数字型跨国并购对中国企业全要素生产率的影响[J]. 经济管理, 2023, 45(7): 22-37.
- [4] 刘艳霞. 数字经济赋能企业高质量发展——基于企业全要素生产率的经验证据[J]. 改革, 2022(9): 35-53.
- [5] 周荣华, 李斯林, 余红心. 数字普惠金融对企业全要素生产率的影响研究——基于企业家精神的视角[J]. 新金融, 2023(3): 43-49.
- [6] 赵巍. 数字经济与城市绿色全要素生产率: 作用机制与门槛效应[J]. 中国流通经济, 2022, 36(11): 15-26.
- [7] 李宗显, 杨千帆. 数字经济如何影响中国经济高质量发展? [J]. 现代经济探讨, 2021(7): 10-19.
- [8] 郭吉涛, 梁爽. 数字经济对中国全要素生产率的影响机理: 提升效应还是抑制效果? [J]. 南方经济, 2021(10): 9-27.
- [9] 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.
- [10] 赵巍. 数字技术驱动制造业产业链现代化的效应与机制[J]. 中国流通经济, 2024, 38(4): 3-12.
- [11] 李诚浩, 任保平. 数字经济驱动我国全要素生产率提高的机理与路径[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2023, 53(4): 159-167.
- [12] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [13] 罗佳, 张蛟蛟, 李科. 数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率?——来自上市公司专利数据的证据[J]. 财经研究, 2023, 49(2): 95-109+124.
- [14] Zhang, B. and Chen, P. (2024) Digital Technology Innovation as a Catalyst for Real Economy Enhancement: A Chinese Perspective. *Journal of the Knowledge Economy*. <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02093-7>
- [15] 郭伟, 郭童, 耿晔强. 数字经济、人力资本结构高级化与企业全要素生产率[J]. 经济问题, 2023(11): 73-79+129.
- [16] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007 [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [17] Bukht, R. and Heeks, R. (2017) Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy. Development Informatics Working Paper, No. 68.
- [18] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [19] 吴育辉, 张腾, 秦利宾, 等. 高管信息技术背景与企业数字化转型[J]. 经济管理, 2022, 44(12): 138-157.
- [20] 王家庭, 沈岩. 数字经济缓解区域塌陷的影响效应及作用机制研究——基于“本地效应”与“空间效应”的分析[J]. 城市问题, 2023(12): 78-89.
- [21] 谢贤君, 郁俊莉. 大数据如何影响企业全要素生产率——来自《促进大数据发展行动纲要》实施的准自然试验[J]. 当代经济管理, 2023, 45(8): 22-32.