

营商环境对高技术产业创新效率的影响： 以数字经济发展为中介

傅 柱, 邵蓓蓓, 张陈俊

江苏科技大学经济管理学院, 江苏 镇江

收稿日期: 2025年8月17日; 录用日期: 2025年8月27日; 发布日期: 2025年9月22日

摘 要

为深入探讨营商环境对中国高技术产业创新效率的影响效应, 研究选取2013~2022年各省级行政单位的高技术产业作为研究样本, 使用熵值法测算营商环境指标, 运用Super-SBM模型对产业总体创新效率及其分阶段效率进行测度, 运用Tobit模型实证分析了营商环境与产业总体创新效率及其分阶段创新效率之间的关系。此外, 引入数字经济发展作为中介变量, 采用逐步回归法、Sobel检验法和Bootstrap法, 进一步探讨营商环境与产业总体创新效率及其分阶段效率的传导路径。研究结果表明: 营商环境均显著正向影响高技术产业总体创新效率及其分阶段效率; 东部地区的营商环境均显著正向影响高技术产业总体创新效率及其分阶段创新效率, 中部地区则显著正向影响科技研发阶段的创新效率, 而西部地区对各阶段创新效率均未表现出显著性; 在营商环境影响高技术产业总体创新效率及成果转化效率的过程中, 数字经济发展起到了部分中介的作用, 但对科技研发效率没有中介作用。

关键词

营商环境, 创新效率, 数字经济发展, 中介效应

The Impact of Business Environment on the Innovation Efficiency of High-Tech Industries: The Development of Digital Economy as an Intermediary

Zhu Fu, Beibei Shao, Chenjun Zhang

School of Economics and Management, Jiangsu University of Science and Technology, Zhenjiang Jiangsu

Received: Aug. 17th, 2025; accepted: Aug. 27th, 2025; published: Sep. 22nd, 2025

文章引用: 傅柱, 邵蓓蓓, 张陈俊. 营商环境对高技术产业创新效率的影响: 以数字经济发展为中介[J]. 电子商务评论, 2025, 14(9): 1755-1768. DOI: 10.12677/ecl.2025.1493101

Abstract

In order to further explore the impact of the business environment on the innovation efficiency of China's high-tech industry, this study selects the high-tech industry of each provincial administrative unit from 2013 to 2022 as the research sample, uses the entropy method to measure the business environment index, uses the Super-SBM model to measure the overall innovation efficiency of the industry and its phased efficiency, and uses the Tobit model to empirically analyze the relationship between the business environment and the overall innovation efficiency of the industry and its phased innovation efficiency. In addition, the development of digital economy is introduced as an intermediary variable, and the stepwise regression method, Sobel test method and Bootstrap method are used to further explore the transmission path of business environment and the overall innovation efficiency of the industry and its phased efficiency. The results show that the business environment has a significant positive impact on the overall innovation efficiency and phased efficiency of high-tech industries; the business environment in the eastern region has a significant positive impact on the overall innovation efficiency of the high-tech industry and its phased innovation efficiency. The central region has a significant positive impact on the innovation efficiency of the R & D stage, while the western region has no significant impact on the innovation efficiency of each stage. In the process of business environment affecting the overall innovation efficiency and achievement transformation efficiency of high-tech industry, the development of digital economy plays a part of intermediary role, but has no intermediary role in the efficiency of scientific and technological research and development.

Keywords

Business Environment, Innovation Efficiency, Digital Economy Development, Mediating 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

中国经济正从高速增长阶段向高质量发展阶段转型，构建以创新为驱动力的经济增长模式是达到高质量发展的关键途径[1]。党中央、国务院高度重视优化营商环境，并将其视为激发市场主体活力，提升发展内生动力的核心路径。一个开放、透明、公平且高效的营商环境，能够吸引国内外优质资本和人才汇聚，激发市场活力与创造力，为经济的持续健康发展奠定坚实基础。在全球化深入发展的背景下，优化营商环境已成为各国政府提升国际竞争力、促进经济转型升级的必然选择。高技术产业成为当前社会经济中技术创新活动最为活跃的领域，其特点是研发投入高、附加值高，技术更新快，技术创新成为高技术产业发展的核心动力和不竭源泉[2]。然而，技术创新虽然是高技术产业保持技术领先的关键，但其研发过程需要进行大量且长周期的投入，具有高风险和产出不确定等特征[3]。优质的营商环境能够为创新主体提供政策支持、法制保障和公平的市场环境等支持，从而提高其创新效率。

鉴于上述背景，本文选取 2013~2022 年我国 30 个省级行政单位(不包含西藏，港澳台地区)的高技术产业作为研究对象，通过构建指标体系并计算省级营商环境，探究营商环境如何直接或间接地影响我国高技术产业的创新效率。主要从以下三个方面来体现本文的边际贡献：(1) 已有研究主要关注营商环境对高技术产业创新效率的总体影响，而本文则从创新价值链的视角出发，将创新过程分解为密切相关的技

术研发和成果转化两个阶段,分析营商环境对高技术产业总体创新效率以及分阶段创新效率的影响程度。(2) 本文以数字经济发展为中介变量,探讨营商环境对创新效率的直接与间接效应,从而为提升高技术产业创新效率提供策略参考。(3) 与以往研究多以地区或企业为研究对象不同,本文以高技术产业为研究对象,进一步充实了营商环境研究领域的研究文献。

2. 文献回顾与研究假设

2.1. 文献回顾

高技术产业逐渐成为国民经济发展中的主导力量,属于高风险、高收益的创新型产业[3]。营商环境是衡量一个国家或地区经济软实力和国际竞争力的重要标志,对于激发整个社会的创新能力和发展动力起着至关重要的作用[4]。研究营商环境与高技术产业创新效率之间的关系,有助于分析营商环境在高技术产业创新发展过程中所扮演的角色,进而为提升高技术产业的创新效率提供重要的理论依据与实践指导。

本文从宏观和微观两个层面对营商环境相关文献进行梳理和分析。宏观层面,营商环境表现出空间溢出效应[5][6],能促进区域创新及流通效率[5][7]、区域经济复杂度[8],并提高城市的创新能力[9]以及城市资源配置效率[10]。微观层面,营商环境能提升企业的创新效率[11]、企业劳动投资效率[12]和投资效率[13]以及企业的产品质量[14]。综上可知,营商环境研究对象多数为范围较大的区域层面或是较小范围的企业层面,对中等范围的产业层面的研究相对较少。因此,本文选择最具科技创新需求的高技术产业作为研究对象,探讨营商环境对高技术产业的影响。

现有高技术产业创新效率研究主要可从方法和因素两方面进行分析。在方法层面,主要采用非参数方法测算创新效率[15],一些学者使用 DEA 及其改进模型进行效率的测算[16],另一些学者则考虑环境因素对效率测度的影响,采用三阶段 DEA 模型[1]。在因素方面,多数研究聚焦于数字金融[3]、互联网发展[16]、数字经济[17]、知识产权保护[18]和政府支持[19]等方面,探讨这些因素如何影响高技术产业的创新效率。然而,高技术产业创新不仅受到前述产业因素的影响,还受到例如市场环境、支持环境、创新环境、自然环境等营商环境因素的影响。目前,仅有少数文献研究了营商环境对高技术产业创新效率的影响,且创新效率测度多数为总体创新。创新价值链理论[20]认为技术创新是一个连续的、多阶段的过程,包括想法的产生、发展和扩散[21]。因此,本文参考已有研究将高技术产业创新划分为技术开发和成果转化两个阶段[21],探讨营商环境如何影响高技术产业的创新效率,并据此提出实际可行的建议,以促进高技术产业在创新方面的效能提升。

2.2. 营商环境与高技术产业创新效率

根据资源依赖理论和熊彼特创新理论,企业与外部环境之间存在着密切的联系,并且企业实施创新需要特定的外部经济环境[22]。营商环境作为高技术产业创新活动的综合环境系统,必然与创新效率存在密不可分的联系[5],主要体现在以下三个方面:一是政府支持方面,优化营商环境包括规范的政府补贴指引[23],以此来激发企业创新活力[24],提高创新活跃度,从而推动企业的高质量发展[25],进而提升高技术产业的创新效率。二是制度性交易成本方面,一个治理规范且运作高效的政务体系能够有效遏制寻租行为,并减少由此产生的制度性交易成本,进而提升创新效率[26]。三是资源配置方面,优化营商环境可以提高资源配置效率[10],使高技术产业更容易获取资金保障[27]和人才支持[28]等创新资源,从而提升创新效率。因此,本文提出假设:

H_{1a} : 营商环境正向影响高技术产业的总体创新效率;

H_{1b} : 营商环境正向影响高技术产业的科技研发效率;
 H_{1c} : 营商环境正向影响高技术产业的成果转化效率。

2.3. 数字经济发展对高技术产业创新效率的中介作用

数字经济是一种经济活动形态，其中数据作为核心生产要素，依托数字网络为主要运行平台，数字创新则是推动其发展的关键动力[29]。数字经济发展需要良好的营商环境作为保障[30]。优化营商环境不仅能直接促进数字经济发展[31]，还通过改善创新和社会服务环境，推动技术进步，这对于数字经济的发展至关重要[32]。营商环境的优化伴随着市场环境和融资服务的完善，为数字经济发展奠定了坚实基础[33]。一方面，数字经济发展需要一个平等开放的市场准入环境，以确保高技术产业能够在公平的竞争中发展；另一方面，数字金融作为数字经济的重要组成部分，能够迅速有效地整合所需资源，获得资金支持，从而增强企业的创新研发能力，提高创新效率[3]。数字经济通过赋能市场需求感知与创新方向定位，双向驱动高技术产业创新效率提升。一方面，数字经济发展利用云计算、大数据、人工智能和区块链等技术，能够更准确地预测市场趋势，提高创新方向的精准性和市场匹配度，从而直接提升科技研发效率[34]；另一方面，通过将生产端与消费端有机衔接，数字经济发展助力企业实时捕捉市场动态，并基于数字技术对需求进行深度分析与模拟推演，从而更高效地指导产品研发与设计，这极大地减少了创新的盲目性，提高了研发成果的市场转化率，最终实现高技术产业成果转化效率的提升[35]。更进一步看，数字经济凭借整合优化资源配置与提升生产效率，不仅推动了产业结构升级[35]，而且加速了国际化发展[36]，使其能够更好地融入全球产业链和价值链，促进了创新效率。因此，本文提出假设：

H_{2a} : 数字经济发展在营商环境影响高技术产业总体创新效率中有中介作用。
 H_{2b} : 数字经济发展在营商环境影响高技术产业科技研发效率中有中介作用。
 H_{2c} : 数字经济发展在营商环境影响高技术产业成果转化效率中有中介作用。
基于上述假设，营商环境影响高技术产业各阶段创新效率路径如图 1 所示。

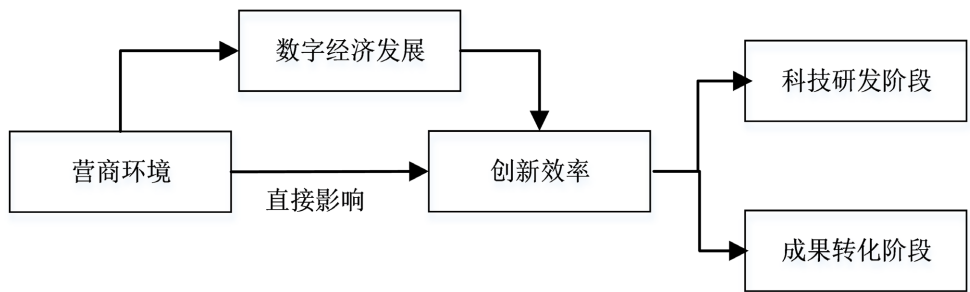


Figure 1. The path of business environment affecting the innovation efficiency of high-tech industry
图 1. 营商环境影响高技术产业创新效率的路径

3. 研究设计

3.1. 指标选取与数据来源

(1) 高技术产业创新效率评价指标：本文将高技术产业的创新活动划分为科技研发和成果转化两个阶段，基于现有以专利为主的指标体系[37]，结合高技术产业自身特点设计创新效率评价指标。第一阶段的投入变量主要包括产业的研发(R&D)人员、经费、机构数以及研发新产品所需的经费，其对应的产出成果为专利申请数和新产品开发的项目数。第二阶段除了延续第一阶段的投入外，额外增加技术改造经费，其对应的产出成果用新产品销售收入表示。具体如表 1 所示。

Table 1. Innovation efficiency evaluation index construction
表 1. 创新效率评价指标构建

阶段	投入变量	产出变量
科技研发	R&D 人员全时当量(人年)、R&D 内部经费支出(万元)、企业办研发机构数(个)、新产品研发经费(万元)	专利申请数(件)、新产品开发项目数(项)
成果转化	专利申请数(件)、新产品开发项目数(项)、技术改造经费支出(万元)	新产品销售收入(万元)

(2) 营商环境评价指标选取：早期营商环境评价研究主要关注营商便利化，忽视了法制保障、经济稳定和公共服务等其他关键因素[38]。营商环境概念提出前，学者们主要使用市场化指数对营商环境进行度量，该指数能够较好地反映中国企业所处的外部环境[39]。营商环境概念提出后，许多学者已经将法制、自然条件和人才等因素纳入到指标体系中，使得营商环境指标体系更加完整全面[40]。为了避免因人为指标赋权而导致的主观偏差，本文借鉴文献[38][40]的指标维度，并结合高技术产业的特点和数据的可获得性，从市场环境、支持环境、政务环境、公共服务环境、创新环境以及自然环境六个方面选取了 18 个指标，构建了营商环境指标体系。为了获得相对客观稳定的结果，本文采用熵值法[16]对营商环境综合指数进行测度。表 2 为中国省级营商环境的指标体系。

Table 2. Construction of China's provincial business environment evaluation indicators
表 2. 中国省级营商环境评价指标构建

一级指标	二级指标	计量单位	属性
市场环境	人均社会消费品零售总额	元/人	正向
	人均 GDP	亿元/万人	正向
	普通高等学校数量	所	正向
支持环境	城镇职工人均工资水平	元	正向
	(专科、本科在校 + 专科、本科毕业)/总人口		正向
	财政科技支出/财政支出		正向
政务环境	贪污贿赂案件数/总人口	件/万人	负向
	公共财政预算支出/地区 GDP	%	正向
公共服务环境	人均道路面积	平方米/人	正向
	人均供水量	立方米/人	正向
	人均天然气供应量	立方米/人	正向
	人均电力消费量	万千瓦小时/人	正向
	每人医院床位数	个	正向
创新环境	规模以上工业企业 R&D 经费支出占 GDP 比重		正向
	人均规模以上工业企业专利拥有数量	件/万人	正向
自然环境	工业固体废物综合利用率	%	正向
	生活垃圾无害化处理率	%	正向
	公园绿地面积/总人口	公顷/万人	正向

(3) 数字经济发展测度：现有数字经济发展测度研究主要依赖于数字经济的发展载体和数字产业化等指标[41]。梳理相关文献发现，数字经济发展的衡量尚缺乏统一标准。本文参考[42]文献从数字基础设施、数字产业发展和数字普惠金融三个维度来评估各省级行政单位的数字经济发展状况。其中，数字基础设施指标包括域名数、IPv4 网址数、互联网接入端口数、移动电话普及率以及单位面积光缆长度[41]。数字产

业发展指标包括信息化企业个数、每百家企业拥有网站数、有电子商务交易活动的企业比重、电子商务销售额以及软件业务收入[43]。数字普惠金融则从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个方面进行衡量[44]。此外，由于数字经济的渗透性和融合性特征，单一的量化指标难以全面展现其发展状况[45]。为此，本文参考已有文献[38]，通过采用主成分分析法对数据进行转化和测度，以便更全面地反映数字经济发展情况。

(4) 数据来源：本文选取 2013~2022 年我国 30 个省级行政单位、自治区和直辖市(不含西藏和港澳台)的高技术产业为研究样本，探讨营商环境、数字经济发展以及高技术产业创新效率三者之间的相互作用路径。数据主要收集于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年报》《各省市历年统计年鉴》、《中国第三产业统计年鉴》、EPS 数据库以及北京大学数字金融研究中心等官方网站。对于缺失值主要采取平均增长率和插值法进行补全，最后使用归一化对数据进行无量纲化处理。

3.2. 变量定义与测度方法

(1) 被解释变量：创新效率(te)。相比于 SFA 模型，DEA 模型不需要预先设定具体的函数形式，从而避免了因生产函数设定错误而导致的结构偏差，因此成为当前研究的主流方法[46]。然而，传统的 DEA 模型在测量无效率程度时，仅考虑假设所有投入(或产出)可以按相同比例减少，从而忽略了变量松弛和径向效应可能导致的测量误差，进而影响了评估的准确性[47]。本文在前期工作中使用 DEA 方法也发现其测量结果存在多个效率值为 1 的决策单元。为提高测量准确性，本文最终采用 Super-SBM 模型[48]来衡量高技术产业各阶段的创新效率。

(2) 解释变量：营商环境(env)。从六方面构建指标体系，包括市场环境、支持环境、政务环境、公共服务环境、创新环境和自然环境，采用熵值法测算。

(3) 中介变量：数字经济发展(eco)。从三个维度构建指标体系，即数字基础设施、数字产业发展、数字普惠金融，通过主成分分析法进行量化。

(4) 控制变量：参考以往研究，控制变量包括产业结构(is)、对外开放程度(open)、政府干预程度(gov)、劳动力水平(labor)、技术市场发展水平(market)、交通设施水平(tra)以及外商直接投资(lnfdi)。各变量符号与说明见表 3。

Table 3. Main variables description
表 3. 主要变量说明

	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	总体创新效率	te	利用 Super-SBM 测量
	科技研发效率	te1	
	成果转化效率	te2	
解释变量	营商环境	env	熵值法测量
中介变量	数字经济发展	eco	主成分分析法测量
控制变量	产业结构	is	第三产业增加值/地区生产总值
	对外开放程度	open	各省货物进出口总额/地区生产总值
	政府干预程度	gov	地方政府财政支出/地区生产总值
	劳动力水平	labor	各省就业人员数取对数
	技术市场发展水平	market	技术市场的成交额/地区生产总值
	交通设施水平	tra	公路里程数取对数
	外商直接投资	lnfdi	外商直接投资取对数

3.3. 模型设定

由于创新效率属于截断数据, 普通最小二乘法(OLS)无法适用这种情况, 而 Tobit 回归模型能够有效分析被解释变量在某个阈值下无法观测的情况, 避免信息丢失, 因此本文选择 Tobit 回归模型。

总效应的模型数学表达式, 检验假设 $H_{1a} \sim H_{1c}$ 是否成立:

$$te_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 env_{it} + \alpha_2 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

env_{it} 表示核心解释变量即营商环境; te_{it} 表示被解释变量, 即高技术产业总体创新效率(te), 科技研发效率(te1), 成果转化效率(te2); $control_{it}$ 表示控制变量; 其中下标 i 表示省级行政单位; t 表示年份; α_0 表示常数项; α_1 表示核心解释变量对被解释变量的影响效应; α_2 表示控制变量系数; ε_{it} 为误差项。

为了探究营商环境是否通过促进数字经济发展来对高技术产业创新效率产生影响, 本文借鉴[49]的研究方法设定如下计量方程:

$$eco_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 env_{it} + \gamma_2 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$te_{it} = \theta_0 + \theta_1 env_{it} + \theta_2 eco_{it} + \theta_3 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, eco_{it} 代表中介变量即数字经济发展, 系数 γ_1 为营商环境对中介变量数字经济发展的影响效应; 系数 θ_1 是在控制了中介变量数字经济发展的基础上, 营商环境对高技术产业创新效率的影响效应; 系数 θ_2 是中介变量数字经济发展对高技术产业创新效率的影响效应; $control_{it}$ 为控制变量, 系数 γ_2 和 θ_3 为控制变量系数。系数 γ_0 和 θ_0 为常数项; ε_{it} 为随机误差项。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

表 4 展示了解释变量、被解释变量、中介变量以及控制变量的描述性统计分析。营商环境的标准差为 0.116, 平均值为 0.271, 说明不同省级行政单位的营商环境评分存在较大差异。高技术产业总体创新效率(te)最小值为 0.027, 最大值为 1.631, 表明不同省级行政单位之间的创新效率存在较大差异。科技研发阶段(te1)最小值为 0.156, 最大值为 1.631, 表明不同省级行政单位之间高技术产业的科技研发效率存在较大差异。成果转化阶段(te2)最小值为 0.017, 最大值为 2.058, 同样说明不同省级行政单位之间高技术产业的成果转化效率也存在较大差异。

Table 4. Descriptive statistics

表 4. 描述性统计

变量名	N	mean	sd	min	max
env	300	0.271	0.116	0.105	0.661
te	300	0.353	0.287	0.027	1.631
te1	300	0.570	0.281	0.156	1.631
te2	300	0.304	0.302	0.017	2.058
eco	300	0.081	0.711	-0.766	3.368
is	300	0.498	0.0925	0.342	0.907
open	300	0.259	0.256	0.008	1.257
gov	300	4.483	6.510	0.451	66.60
labor	300	7.592	0.775	5.545	8.864
market	300	0.020	0.0307	0	0.191
tra	300	11.73	0.852	9.440	12.91
lnfdi	300	14.67	1.856	7.636	18.62

4.2. 基准回归分析

采用 Super-SBM 模型测度效率时造成数据左删失,属于取值受限的被解释变量,因此本文使用 Tobit 模型基于极大似然法 MLE 对随机面板(Ran)和混合面板(HH)展开参数估计及检验。由于进行随机面板分析时,回归结果均通过了 LR 检验且 P 值均小于 0.01,因此选择 Tobit 随机面板模型,其结果如表 5 所示。主要解释变量的方差膨胀因子平均值为 5.07,其低于 10 的阈值,因此可以判断不存在严重的多重共线性问题。

Table 5. Benchmark regression results
表 5. 基准回归结果

变量	te		te1		te2	
	Ran		Ran_1		Ran_2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
env	0.789*** (4.06)	1.544*** (5.20)	1.150*** (6.13)	1.321*** (4.44)	0.845*** (3.95)	1.400*** (4.07)
Control	NO	YES	NO	YES	NO	YES
_cons	0.139** (2.17)	0.194 (0.33)	0.259*** (4.48)	-0.794 (-1.44)	0.0744 (1.08)	0.510 (0.75)
N	300	300	300	300	300	300
LR	144.94	121.82	49.40	68.16	107.55	103.78
P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: 1) 括号内数值表示标准误; 2) *表示 $P < 0.1$; **表示 $P < 0.05$; ***表示 $P < 0.01$ 。

如表 5,加入控制变量后营商环境的影响系数发生明显变化,说明本文选取的控制变量有效。列(2)显示,总体创新效率的估计结果在 1%的水平上显著为正,说明营商环境每提高 1 个百分点,总体创新效率将提高 1.544 个百分点,假设 H_{1a} 成立;列(4)显示,科技研发效率的估计结果在 1%的水平上显著为正,说明营商环境每提高 1 个百分点,科技研发效率将提高 1.321 个百分点,假设 H_{1b} 成立;列(6)显示,成果转化效率的估计结果在 1%的水平上显著为正,说明营商环境每提高 1 个百分点,成果转化效率将提高 1.400 个百分点,假设 H_{1c} 成立。

4.3. 稳健性检验

为增强研究结论的稳健性检验,本文进行了更换测量方式、滞后一期以及增加控制变量三种方式进行回归结果的稳健性检验,结果如表 6 所示。

Table 6. Robustness test
表 6. 稳健性检验

变量	te	te1	te2	te	te1	te2	te	te1	te2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
更换测量方式			滞后一期			增加控制变量			
env	0.207*** (4.31)	0.0986* (1.91)	0.276*** (5.00)	1.397*** (4.54)	1.320*** (4.52)	1.413*** (3.82)	1.990*** (3.47)	1.806*** (3.38)	1.249* (1.84)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续表

hum							-16.42*** (-3.13)	-11.10** (-2.13)	-3.967 (-0.65)
age							1.548 (1.46)	3.097*** (3.02)	-0.433 (-0.34)
expe							-0.0505 (-0.64)	-0.141* (-1.79)	0.0570 (0.61)
_cons	0.288 (0.46)	-0.916 (-1.61)	0.832 (1.17)	0.0510 (0.09)	-1.603*** (-2.95)	0.638 (0.91)	0.196 (0.33)	-0.452 (-0.83)	0.384 (0.56)
LR	134.15	71.27	123.47	99.25	77.17	86.01	116.67	55.74	92.19
P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：1) 括号内数值表示标准误；2) *表示 $P < 0.1$ ；**表示 $P < 0.05$ ；***表示 $P < 0.01$ 。

(1) 更换测量方式：替换营商环境测量方式[11] [16]，再次进行 Tobit 回归，根据列(1)~(3)的结果显示。营商环境显著正向影响高技术产业各阶段的创新效率且影响方向一致，表明本文结论稳定。

(2) 采用营商环境滞后一期作为解释变量：对高技术产业各阶段创新效率进行 Tobit 回归。如列(4)~(6)所示，营商环境对高技术产业创新效率及其子效率都显著且方向相同，结论与上文相同，通过稳定性检验。

(3) 增加控制变量：增加人力资本水平(hum)、人口老龄化(age)以及居民消费(expe)为控制变量。如列(7)~(9)显示，营商环境对高技术产业各阶段的创新效率有显著的正向影响且影响方向相同，通过稳定性检验。

4.4. 异质性分析

为深入理解不同区域的营商环境对创新能力的差异化影响，制定更加精准有效的政策。本文将研究样本分为东部、中部和西部三个区域，进一步探究营商环境对中国各地区产生的具体差异，回归结果如表 7 所示。

Table 7. Heterogeneity analysis

表 7. 异质性分析

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	te	te1	te2	te	te1	te2	te	te1	te2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
env	1.882*** (4.41)	2.032*** (6.08)	1.175** (2.33)	-0.197 (-0.32)	2.896*** (4.71)	0.733 (0.94)	0.691 (0.95)	-0.249 (-0.30)	1.930 (1.64)
control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.966 (-1.15)	-2.253*** (-3.53)	-1.127 (-1.14)	-6.140** (-2.55)	2.480** (2.14)	-4.471 (-1.58)	0.673 (0.77)	0.169 (0.12)	1.986 (1.20)

注：1) 括号内数值表示标准误；2) *表示 $P < 0.1$ ；**表示 $P < 0.05$ ；***表示 $P < 0.01$ 。

如(1)~(3)列，表明营商环境对东部地区高技术产业的总体创新效率及分阶段创新效率均呈显著正向影响。如(4)~(6)列，表明营商环境仅对中部地区的科技研发阶段在 1%水平下呈显著正向影响。如(7)~(9)列，表明营商环境对西部地区各阶段创新效率都不产生显著影响。综上所述，营商环境对高技术产业创新效率的促进作用在东部地区更加明显。其原因可能是，东部地区具有经济、创新资源、市场和人才等

优势。而中部地区营商环境优化对创新效率的差异化影响，可能源于其产业结构和创新链的独特性。该地区多以承接产业转移为主，高技术产业集中于生产制造环节，营商环境改善显著提升了以工艺改进为目的的科技研发效率。但由于缺乏完整的产业链与创新生态，研发成果多流向东部进行集成与转化，导致本地成果转化效率提升有限。最终，研发增益被转化端的“价值泄漏”所抵消，使总体创新效率呈现微弱的负向不显著关系。未来，需加强中部市场等环节的建设，促进成果转化阶段的创新效率，有效补齐中西部短板，促进中西部各阶段创新效率。

4.5. 影响路径检验

本文运用逐步回归法进行中介效应分析，旨在探讨数字经济发展在营商环境对高技术产业创新效率影响中的传导路径，结果如表 8 所示。

如列(1)所示，营商环境对数字经济发展在 1%的水平上显著为正且其影响系数为 2.621，表示营商环境能够显著促进数字经济发展的提升。列(3)表明营商环境对总体创新效率在 5%的水平上显著为正且其影响系数为 0.935，数字经济发展对总体创新效率在 5%的水平上显著为正且其影响系数为 0.181，说明数字经济发展在营商环境对总体创新效率的影响中发挥着部分中介作用，数字经济发展的中介效应占比为 30.7%，假设 H_{2a} 成立。列(5)表明，营商环境对科技研发阶段创新效率在 1%的水平上显著为正且其影响系数为 1.235。数字经济发展对科技研发阶段创新效率呈正向影响但不显著，因此，需要运用 Sobel 检验和 Bootstrap 法进一步检验。列(7)表明，营商环境对成果转化阶段创新效率在 10%的水平上显著为正且其影响系数为 0.752，数字经济发展对成果转化阶段效率在 5%的水平上显著为正且其影响系数为 0.191，表明数字经济发展在营商环境对成果转化阶段创新效率影响中发挥着部分中介作用，数字经济发展的中介效应占比为 35.8%，假设 H_{2c} 成立。

Table 8. Intermediary test results
表 8. 中介检验结果

变量	eco	te	te	te1	te1	te2	te2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
env	2.621*** (5.901)	1.544*** (5.205)	0.935** (2.441)	1.321*** (4.442)	1.235*** (3.208)	1.400*** (4.074)	0.752* (1.700)
eco			0.181** (2.458)		0.026 (0.351)		0.191** (2.246)
_cons	-2.787** (-2.266)	0.194 (0.327)	0.448 (0.766)	-0.794 (-1.439)	-0.746 (-1.314)	0.510 (0.749)	0.819 (1.219)
中介效应占比		30.7%		无		35.8%	

注：1) 括号内数值表示标准误；2) *表示 $P < 0.1$ ；**表示 $P < 0.05$ ；***表示 $P < 0.01$ 。

检验中介效应常用的方法有 Sobel 检验和 Bootstrap 检验。在 Sobel 检验结果中，估计系数需要通过 5%的显著性系数水平检验。若通过，则存在中介效应，不通过则不存在中介效应。在 Bootstrap 检验的结果中，若置信区间未涵盖 0 值，则表明系数具有显著性，从而证实了中介效应的存在，相反，如果置信区间包含 0 值，则中介效应不存在。已有研究认为偏差矫正后的置信区间检验性更强[49]，因此本文选取偏差矫正后的置信区间(BC)以及更加精细的偏差矫正后置信区间(BCa)。eco 表示数字经济发展对高技术产业创新总体创新效率的中介效应，eco1 表示对科技研发阶段创新效率的中介效应，eco2 表示对成果转化阶段创新效率的中介效应。结果如表 9 和表 10 所示。

Table 9. Sobel test results
表 9. Sobel 检验结果

中介变量	系数	标准误	Z	P > Z	结论
eco	0.422 027	0.163 830	2.576	0.009 995	H_{2a} 成立
eco1	0.261 366	0.158 063	1.654	0.098 218	H_{2b} 不成立
eco2	0.555 894	0.186 855	2.975	0.002 930	H_{2c} 成立

Table 10. Bootstrap test results
表 10. Bootstrap 检验结果

中介变量	效应类型	系数	标准误	置信区间(BC)	置信区间(BCa)	结果
eco	间接效应	0.422 027	0.222 020	[0.036 086, 0.890 432]	[0.043 400, 0.944 570]	H_{2a} 成立
	直接效应	1.206 852	0.234 826	[0.769 530, 1.664 271]	[0.761 874, 1.659 993]	
eco1	间接效应	0.261 366	0.149 593	[-0.013 673, 0.593 640]	[-0.008 145, 0.599 458]	H_{2b} 不成立
	直接效应	1.116 572	0.239 908	[0.628 248, 1.550 225]	[0.628 248, 1.543 897]	
eco2	间接效应	0.555 894	0.259 387	[0.119 142, 1.152 662]	[0.162 690, 1.239 250]	H_{2c} 成立
	直接效应	0.743 123	0.245 593	[0.274 334, 1.245 937]	[0.250 669, 1.234 632]	

如表 9 和表 10，eco 检验结果的估计系数通过 5%的显著性水平检验且置信区间均不包含 0，表明营商环境对高技术产业总体创新效率的间接效应显著存在，中介效应模型结果稳健，假设 H_{2a} 成立。eco1 检验结果的估计系数未通过 5%显著性水平检验且间接效应置信区间包含 0，由此判断数字经济发展在科技研发阶段不存在中介效应，假设 H_{2b} 不成立。eco1 检验结果的估计系数通过 5%的显著性水平检验且其置信区间均不包含 0，因此营商环境对成果转化阶段创新效率的间接效应显著存在，中介效应模型结果稳健，假设 H_{2c} 成立。综上，科技研发阶段的中介效应不显著，其深层原因可能在于数字经济的功能特质与研发活动的内在要求之间存在结构性错配。数字经济本质上是一种基于历史数据和现有范式进行预测与优化的工具，而科技研发的核心则依赖于非编码知识以及原始创造力，其成效更直接受人才素质、高校与科研机构水平等基础要素的支配。当高技术产业探索全新的技术方向时，往往会缺乏可供分析的历史数据与模式，面临着“数据荒漠”。在此情境下，数字技术的分析预测能力及赋能作用的边际效用递减，导致其在研发阶段的中介传导效应微弱。

5. 结论与政策建议

本文对高技术产业的总体创新效率及其子效率进行测算，构建 Tobit 模型研究营商环境对高技术产业总体创新效率及其子效率的影响。通过采用逐步回归法、Sobel 检验法和 Bootstrap 法，探讨数字经济发展是否在营商环境对高技术产业创新效率的影响过程中起中介作用。研究表明，营商环境促进了高技术产业总体创新效率及其分阶段创新效率的提升。从异质性分析来看，营商环境对高技术产业创新效率的促进效果因地区而存在差异性，处于经济发展水平较高的地区时，对高技术产业创新效率的影响更加明显。此外，不同地区的市场环境、资金投入和政府支持也对创新效率产生不同影响。营商环境可以通过推动数字经济发展来促进高技术产业的总体创新效率和成果转化阶段的创新效率，但不能促进科技研发阶段的效率。

基于上述结论，本文从营商环境和高技术产业两个角度提出了政策建议。

从营商环境的角度来看，(1) 各地区应因地制宜地优化营商环境[38]。东部地区作为我国改革开放的

前沿,具有经济发达和创新资源丰富的优势。因此,东部地区应进一步深化“放管服”改革,提高政府服务效率,加强知识产权保护,吸引更多高端人才和创新资源。同时,还应积极利用新一代信息技术,推动政务服务的数字化转型,为高技术、高附加值企业提供更加便捷、高效的服务。中部地区在优化营商环境时,应注重提升政策环境、市场环境和政务服务等,以促进成果转化效率的提升。政府可以出台一系列鼓励科技创新和成果转化的政策措施,降低企业的创新风险和成本,激发其创新活力。同时加强市场监管,维持公平竞争和规范有序的市场环境,有利于推广新技术和新产品,提高成果转化效率。西部地区应依托自身资源禀赋,发展特色和优势产业,吸引更多投资。同时,加强制度建设和政策创新,提高政府服务效能,优化市场环境,为企业创造更加宽松、便利的发展条件。(2) 加大对高技术产业的数字基础设施的投资和建设力度,包括 5G 网络、数字中心、云计算平台等[17],为科技研发提供高效、稳定、安全的创新环境。此外,鼓励企业利用大数据、人工智能等技术手段,对科技研发过程进行智能化管理和优化,以此提高研发效率和质量。

从高技术产业的角度来看,(1) 为了推动创新链、产业链、资金链与人才链的深度整合与协同发展,必须确立企业在科技创新中的核心地位。优化包括资金、人才、设备等创新资源的配置,加大对科技研发的投入力度,提高资金使用效率。加强人才培养和引进,为科技研发提供高素质的人才队伍。同时,还应鼓励企业加强自主研发和创新能力,推动产学研用深度融合,形成协同创新的良好氛围。(2) 搭建科技成果转化平台[11],整合科研、企业、资本等资源,建立合作网络,促进科研成果的共享和交流。提供科技成果评估、技术咨询、市场推广等一站式服务,优化转化流程,强化知识产权保护,加速科技成果向现实生产力转化,推动产业创新发展。(3) 推进高技术产业数字经济发展,加大对数字经济领域人才的培养力度,搭建数字创新平台[17],持续提升全民数字技能和数字素养,鼓励高技术产业基于云计算、大数据、物联网、人工智能等现代信息技术,构建面向高技术产业的数字化服务平台,实现产业内信息的互联互通、资源的优化配置、业务的协同创新和价值的共创共享。

参考文献

- [1] 李将军,韩圣玥,秦颖. 营商环境对企业技术创新效率影响的实证——以高端装备制造业为例[J]. 统计与决策, 2023, 39(9): 163-168.
- [2] 肖仁桥,钱丽,陈忠卫. 中国高技术产业创新效率及其影响因素研究[J]. 管理科学, 2012, 25(5): 85-98.
- [3] 张成芬,朱晓宇. 数字金融对高技术产业创新效率的影响研究[J]. 管理现代化, 2022, 42(5): 105-112.
- [4] 刘智勇,魏丽丽. 我国营商环境建设研究综述: 发展轨迹、主要成果与未来方向[J]. 当代经济管理, 2020, 42(2): 22-27.
- [5] 王欣亮,王宇欣,刘飞. 营商环境优化与区域创新效率——兼论经济一体化的联合空间效应[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(6): 40-50.
- [6] Zhao, T. and Jiao, F. (2022) Business Environment, Spatial Spillover, and Urban-Rural Income Gap—An Empirical Test Based on Provincial Panel Data in China. *Frontiers in Environmental Science*, **10**, Article 933609. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.933609>
- [7] 陈留强. 营商环境优化对区域流通效率的影响——基于企业家精神视角[J]. 商业经济研究, 2024(15): 181-184.
- [8] 孙哲远,宋晓华,李翔. 营商环境、产业多样化与区域经济复杂度——基于创新效率视角[J]. 软科学, 2022, 36(8): 17-23.
- [9] Guo, C., Liu, C., Xie, Q. and Lin, X. (2022) Regional Entrepreneurship, Business Environment, and High-Quality Economic Development: An Empirical Analysis of Nine Urban Agglomerations in China. *Frontiers in Psychology*, **13**, Article 905590. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.905590>
- [10] 郑国楠,刘诚. 营商环境与资源配置效率[J]. 财经问题研究, 2021(2): 3-12.
- [11] 傅柱,周鸣,张陈俊,等. 营商环境对中小企业创新效率的影响研究[J]. 系统科学与数学, 2024, 44(6): 1550-1569.
- [12] 傅超,刘雨欣,王文姣. 营商环境对企业劳动投资效率的影响研究[J]. 华东经济管理, 2023, 37(9): 106-117.

- [13] 刘娟, 唐加福. 营商环境、投资承载力与企业投资效率——基于我国上市公司的实证研究[J]. 管理科学学报, 2022, 25(4): 88-106.
- [14] 程虹, 张力伟. 营商环境对企业产品质量影响的实证[J]. 统计与决策, 2021, 37(5): 165-169.
- [15] Cherchye, L. and Abeeel, P.V. (2005) On Research Efficiency: A Micro-Analysis of Dutch University Research in Economics and Business Management. *Research Policy*, **34**, 495-516. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2005.03.005>
- [16] 赵巧芝, 刘倬璇, 崔和瑞. 互联网发展、技术市场与高技术产业技术创新效率——基于 SBM-熵权-Tobit 模型的实证检验[J]. 技术经济, 2022, 41(6): 1-10.
- [17] 刘和东, 张珺. 数字经济促进高技术产业绿色创新的黑箱解构——基于有为政府与有效市场的门槛效应分析[J]. 南京工业大学学报(社会科学版), 2024, 23(1): 96-112.
- [18] 王桂梅, 赵喜仓, 程开明. 知识产权保护对高技术产业创新效率的影响效应——基于空间计量模型的实证分析[J]. 科技管理研究, 2021, 41(7): 124-131.
- [19] 陈子韬, 孟凡蓉, 王焕. 政府支持对高技术产业创新效率影响研究[J]. 科学学研究, 2020, 38(10): 1782-1790.
- [20] Hansem, M.T. and Julian, B. (2007) The Innovation Value Chain. *Harvard Business Review*, **85**, 121-130.
- [21] 朱慧明, 张中青扬, 吴昊, 等. 创新价值链视角下制造业技术创新效率测度及影响因素研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2021, 35(6): 37-45.
- [22] Deligianni, I., Voudouris, I., Spanos, Y. and Lioukas, S. (2019) Non-Linear Effects of Technological Competence on Product Innovation in New Technology-Based Firms: Resource Orchestration and the Role of the Entrepreneur's Political Competence and Prior Start-Up Experience. *Technovation*, **88**, Article ID: 102076. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2019.05.002>
- [23] Suzuki, K. (2019) Competition, Patent Protection, and Innovation with Heterogeneous Firms in an Endogenous Market Structure. *Journal of Public Economic Theory*, **22**, 729-750. <https://doi.org/10.1111/jpet.12415>
- [24] 熊凯军. 营商环境、政府支持与企业创新产出效率——基于技术比较优势的视角[J]. 首都经济贸易大学学报, 2020, 22(6): 83-93.
- [25] 张兆国, 徐雅琴, 成娟. 营商环境、创新活跃度与企业高质量发展[J]. 中国软科学, 2024(1): 130-138.
- [26] 王磊, 景诗龙, 邓芳芳. 营商环境优化对企业创新效率的影响研究[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42(6): 1601-1615.
- [27] Han, Y., Pan, C. and Jin, F. (2023) Does the Improvement of the Business Environment Improve the Innovation Efficiency of Enterprises? Evidence from the Listed Companies in China. *Sustainability*, **15**, Article 11424. <https://doi.org/10.3390/su151411424>
- [28] 雷挺, 栗继祖. 营商环境优化如何激发企业的创新活力——内在机制及创新边际[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(12): 30-39.
- [29] Zhang, W., Liu, X., Wang, D. and Zhou, J. (2022) Digital Economy and Carbon Emission Performance: Evidence at China's City Level. *Energy Policy*, **165**, Article ID: 112927. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.112927>
- [30] 马晓瑞, 畅红琴. 营商环境与数字经济发展的定性比较分析[J]. 管理现代化, 2021, 41(4): 51-54.
- [31] Olha, Z. (2024) A Study on the Business Environment, FDI Quality, and Economic Growth in Eastern Europe. *Open Journal of Business and Management*, **12**, 1158-1189. <https://doi.org/10.4236/ojbm.2024.122061>
- [32] 刘新智, 黎佩雨, 周韩梅. 营商环境优化、数字经济发展与经济发展质量提升——基于 281 个城市的实证研究[J]. 宏观质量研究, 2024, 12(3): 32-46.
- [33] 马忠新. 营商制度环境与民营经济发展——基于营商文化“基因”的历史考察与实证[J]. 南方经济, 2021(2): 106-122.
- [34] 杨弼君. 数字经济、知识产权保护与高技术产业创新效率[J]. 技术经济与管理研究, 2023(7): 6-11.
- [35] 袁徽文, 高波. 数字经济发展与高技术产业创新效率提升——基于中国省级面板数据的实证检验[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(10): 61-71.
- [36] 宋晓明, 田泽, 丁晨辉, 等. 数字经济驱动中国高技术产业高质量发展——机制与路径研究[J]. 技术经济与管理研究, 2022(6): 3-7.
- [37] 徐皓, 赵磊, 朱亮亮. 基于创新价值链视角的我国高技术产业创新效率外溢效应研究[J]. 上海大学学报(社会科学版), 2019, 36(5): 67-77.
- [38] 涂正革, 程焱, 张沐. 中国营商环境地区差异及时空演变特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(7): 3-25.
- [39] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化进程报告[J]. 中国市场, 2001(6): 58-61.

-
- [40] 张三保, 康璧成, 张志学. 中国省份营商环境评价: 指标体系与量化分析[J]. 经济管理, 2020, 42(4): 5-19.
- [41] 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.
- [42] 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.
- [43] 沈洋, 周鹏飞. 中国数字经济发展水平测度及时空格局分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(3): 5-9.
- [44] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [45] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.
- [46] 黄庆华, 时培豪, 胡江峰. 产业集聚与经济高质量发展: 长江经济带 107 个地级市例证[J]. 改革, 2020(1): 87-99.
- [47] 潘丹, 应瑞瑶. 中国农业生态效率评价方法与实证——基于非期望产出的 SBM 模型分析[J]. 生态学报, 2013, 33(12): 3837-3845.
- [48] Tone, K. (2001) A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, **130**, 498-509. [https://doi.org/10.1016/s0377-2217\(99\)00407-5](https://doi.org/10.1016/s0377-2217(99)00407-5)
- [49] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.