

数字平台赋能新质生产力：测度与量化分析

李 晴, 李立卓, 申 晨*

河北金融学院河北省金融科技应用重点实验室, 河北 保定

收稿日期: 2025年11月11日; 录用日期: 2025年12月5日; 发布日期: 2025年12月12日

摘 要

转变发展方式、推进数实融合创新发展, 关键在于发展新质生产力。数字平台能够重塑生产要素体系, 是赋能新质生产力发展的重要引擎。本文基于2012~2022年中国省级面板数据, 构建了数字平台和新质生产力发展水平的测度模型, 在此基础上量化分析数字平台对新质生产力的促进效应及作用机制。研究表明: 数字平台能够显著促进新质生产力发展。在此基础上, 经过中介效应和调节效应检验, 发现数字平台能够通过提升创新能力促进新质生产力发展; 创新资金集聚水平要素能够强化数字平台对新质生产力的正向影响。

关键词

数字平台, 新质生产力, 量化模型

Digital Platforms Enabling New Quality Productive Forces: Measurement and Quantitative Analysis

Qing Li, Lizhuo Li, Chen Shen*

Hebei Key Laboratory of Financial Technology Application, Hebei Finance University, Baoding Hebei

Received: November 11, 2025; accepted: December 5, 2025; published: December 12, 2025

Abstract

Developing new quality productive forces is key to transforming the growth paradigm and advancing digital-real economy integration. Digital platforms act as a vital engine by reshaping the production factor system. Using provincial panel data from China (2012~2022), this paper builds measurement models for digital platforms and new quality productive forces to quantitatively assess their

*通讯作者。

文章引用: 李晴, 李立卓, 申晨. 数字平台赋能新质生产力: 测度与量化分析[J]. 应用数学进展, 2025, 14(12): 244-256.
DOI: 10.12677/aam.2025.1412504

relationship and transmission mechanisms. Our findings show that digital platforms significantly promote new quality productive forces. Building on this, tests for mediating and moderating effects reveal that digital platforms promote the development of new quality productive forces by enhancing innovation capability. Furthermore, the level of innovation funding agglomeration strengthens the positive impact of digital platforms on new quality productive forces.

Keywords

Digital Platform, New Quality Productive Forces, Quantitative Model

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

新质生产力是创新起主导作用，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力[1]。新质生产力的“新”，主要特征在于科技创新已不仅是一种具体的生产要素，同时也深刻融入生产过程的每一具体环节，成为一种渗透性要素[2]。新质生产力以原发性科技创新为引擎，通过加速人工智能等通用技术跃迁，颠覆原有技术体系及其应用场景、模式，推动数据等新型资源的积累和价值实现[3]；

“质”强调了新质生产力不是简单的劳动要素革新，而是符合新发展理念，具有高质量、多维度系统特质的生产力。新质生产力是“新”与“质”协同驱动的先进生产力形态[4]，在创新生产力发展中起主导性作用，是改变传统经济增长模式，促进经济与社会效能的协同提升的重要引擎。

数字平台通过打造互利共生的平台生态系统，全面整合人力、数据与资本等资源，进而建立起现代化的数字产业集群[5][6]。数字平台在扩大需求、创新发展、促进就业创业、支撑公共服务等方面发挥了重要作用，是经济发展的新动能和新形态，是培育新质生产力的重要支撑。

本研究首先基于 2012~2022 年中国省级面板数据，构建了数字平台和新质生产力发展水平的测度模型。在此基础上，量化分析了创新要素集聚水平变量的调节效应，进一步揭示了数字平台促进新质生产力发展的机制。

2. 分析和假设

2.1. 直接影响

由数字平台衍生出的平台经济本质上是依托，建立双(多)边网络，产生的生产与消费新模式，如共享经济、共享劳务等。这些模式以数字平台作为中介，将供需双方直接连接起来，降低了交易成本、提高了资源利用效率，是一种新型生产组织方式。这种生产组织方式协同化、网络化的发展特性，加速了就业结构演变[7]，优化了生产关系，为灵活就业、兼职、远程办公等新兴就业形态的发展提供了支撑，也进一步促进了新质生产力的发展。

新质生产力发展水平评价一般从劳动者、劳动对象和生产资料三重视域下进行综合测度[8]。从以上三重视域出发，可以分析数字平台对新质生产力发展的促进效应。

从劳动者的角度来讲，劳动者素质提高、就业质量改善是衡量新质生产力的重要维度。首先，数字平台作为一种新型生产组织方式，在推动企业跨界融合过程中，涌现了许多新业务模式，如产业联盟、生态圈合作等，这使得企业需要更多战略合作专业人才；同时在数字平台发展过程中，也涌现出很多新

型就业岗位,如网约车司机、外卖骑手、网络主播等,能够吸纳具备特定技能的从业者[7]。其次,数字平台的发展降低了劳动力市场的信息不对称性和搜寻-匹配成本,也降低了劳动力进入和退出劳动力市场的壁垒,因此数字平台发展有助于推动劳动力流动,打破劳动力市场分割[9]。最后,数字平台通过在线培训等方式为劳动力技能提升提供新渠道[10]。相关实证研究也表明,数字平台提升了劳动生产率,对劳动者收入具有显著的增收效应[11],这也印证了数字平台对劳动者素质提高、就业质量改善的促进作用。

从劳动对象的角度来讲,数字平台拓展了劳动对象的范畴,同时进一步释放了劳动对象的价值。首先,数字平台将数据要素等新型要素纳入劳动对象范畴,拓展了劳动对象的边界,推动生产要素从物理实体向数字形态延伸。其次,数字平台通过精准算法,能够深入挖掘数据要素潜在价值,满足决策与服务的个性化定制需求,最终加速新型生产要素价值释放。

从生产资料的角度来讲,数字平台作为重要基础设施,能够通过数字化技术,将生产资料重构为新的形态,并由各方共建、共享,提升了生产资料的利用率和应用效果。此外,随着数字平台的发展,云计算服务商逐步推出了快速搭建平台及应用的新范式,降低了平台应用门槛,提升了平台应用的范围,最终实现以数字平台为主要推动力的生产资料重构向可落地、可复制、可持续方向演进。

基于此,本文提出以下研究假设:

H1: 数字平台能够显著促进新质生产力发展。

2.2. 间接影响

2.2.1. 创新水平的中介效应

新质生产力是创新起主导作用的先进生产力形态,创新水平的提高是培育新质生产力的前提,而数字平台能够从直接和间接维度推动创新能力提升。首先,平台运营方本身即是先进技术的研发者和使用者,也是技术创新的重要推动者。其次,平台通过数智化赋能提升传统产业创新融合水平,进而实现产业高级化和产业链现代化,激发了传统经济的新动能和新优势[12]。再次,数字平台更高效地对接供需双方,实现对生产、分配、交换、消费等社会生产环节及其相互关系的重塑,推动了前沿技术与颠覆性技术向新产业、新业态、新模式的商业转化。最后,数字平台通过共享资源,形成多元化的创新主体和价值共创机制,并富集不同生产视角和专业领域的创新思维、知识和技术,帮助创新者迅速优化和迭代技术产品,从而激发技术创新赋能新质生产力的持续形成[2]。

基于此,本文提出以下研究假设:

H2: 数字平台能够通过提升创新能力促进新质生产力发展。

2.2.2. 创新要素集聚的调节效应

劳动力、资本、数据等生产要素的集聚和精准配置有利于实现资源配置效率最优化和效益最大化,从而最大限度激发市场活力,弥补市场失灵[13],促进新质生产力的发展。数字平台连接生产、流通、消费等环节和用户、金融部门、工业企业等节点,是高素质劳动者、先进技术和更广范围的劳动对象的优化组合,当平台规模达到“网络效应”临界点,即能够引发自我强化式正反馈循环,不断集聚创新资源,实现创新资源的几何级增值。在此基础上,创新要素集聚的数字平台将带来创新扩散和规模化效应[2],资本、劳动力、技术、数据和商业模式等创新要素的外溢降低了中小企业应用和创新的门槛,实现创新的扩散加速器功能。通过创新要素的增值和扩散过程,能够有效推动创新链、产业链和人才链的融合共促,形成更加完善的区域创新体系[14],加速新质生产力形成。

基于此,本文提出以下研究假设:

H3: 创新要素集聚水平在数字平台对新质生产力的影响过程中具有调节效应。

3. 研究设计

3.1. 变量选取

3.1.1. 被解释变量

自新质生产力这一概念被提出以来,学术界已就其结构承载、内涵特征与度量方式展开了诸多研究。韩文龙等(2024) [15]指出,在构建新质生产力的测算体系时,应当立足于其基本内涵,即把握新质生产力的主要表现形式是劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升这一核心思想。在此基础上,韩文龙等将新质生产力的指标体系划分为实体性要素和渗透性要素两个维度,并在此基础上构建了中国省域新质生产力的测算体系。本文借鉴韩文龙所构建的指标体系,测算了 2012~2022 年期间内中国各省份的新质生产力水平,如表 1 所示。

Table 1. Measurement indicator system for new quality productive forces

表 1. 新质生产力的测算指标体系

维度	构成要素	分项指标
实体性要素	新劳动者	新劳动者数量 新劳动者结构
	新劳动资料	新生产工具 新基础设施
	新劳动对象	新能源 新材料
	新技术	技术研发 创新产出
渗透性要素	生产组织	智能化 绿色化 融合化
	数据要素	大数据生成 大数据处理 大数据交易

3.1.2. 核心解释变量

本文的解释变量为数字平台发展水平,借鉴既有研究[16],从平台基础设施、平台应用、平台交易三个方面构建数字平台发展水平评价指标体系,具体如表 2 所示。

Table 2. Evaluation indicator system for digital platform development level

表 2. 数字平台发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	使用数据	单位
平台基础设施	互联网使用情况	百人互联网宽带接入用户数	人
	移动电话使用情况	百人中移动电话使用人数	人
平台投入水平	相关财政支出	科技支出	万元
	相关从业人员数量	信息传输和软件业从业人员占比	%
平台产出水平	电信业务量	人均电信业务量	元/人

3.1.3. 机制变量

(1) 中介变量

技术创新(innovation), 参考张辽和姚蕾(2023) [17]的做法, 采用数字经济产业的专利申请数加 1 的对数值衡量技术创新水平, 数量越大说明该地区技术创新水平越高。

(2) 调节变量

创新要素集聚水平, 参考申哲星(2024) [18]的做法, 将创新要素划分为两方面, 分别为创新人才要素(ial)和创新资金要素(iac), 创新人才要素与数字平台的交互项为 pe_ial, 创新资金要素与数字平台的交互项为 pe_iac。

3.1.4. 控制变量

参考已有研究[19]的做法, 本文选取的控制变量包括: 经济发展水平(lnpgdp, 地区人均生产总值的对数值)、政府干预(gov, 地方政府财政支出占地区生产总值的比重)、市场化程度(market, 社会消费品零售总额占地区生产总值的比重)、交通基础设施(road, 地区人均道路面积)、人力资本水平(hc, 地区高等学校学生数占总人口的比重)。

3.2. 模型设定

为考察数字平台发展对新质生产力的直接影响, 本研究采用双向固定效应模型, 将基准模型设定如下:

$$\text{newp}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{pe}_{it} + \alpha_2 \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份, newp_{it} 表示新质生产力水平, Control_{it} 为控制变量, α_0 、 α_1 、 α_2 是回归模型待估系数, 地区固定效应 λ_i 和时间固定效应 η_t , 分别捕捉地区差异性和时间趋势, ε_{it} 为随机扰动项。

为验证技术创新水平在数字平台发展对新质生产力的影响中是否存在中介效应, 构建中介效应模型如下:

$$\text{newp}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Med}_{it} + \beta_2 \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Med}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{pe}_{it} + \delta_2 \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Med_{it} 表示中介变量, 式(2)用于验证中介变量对被解释变量的影响, 式(3)用于检验主要解释变量 pe_{it} 对中介变量的影响。当 β_1 和 δ_1 均显著时, 说明技术创新的中介效应存在。

为验证创新要素集聚水平在数字平台影响新质生产力的过程中是否存在调节效应, 构建调节效应模型如下:

$$\text{newp}_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \text{Adj}_{it} \times \delta_1 \text{pe}_{it} + \varphi_2 \delta_1 \text{pe}_{it} + \varphi_3 \text{Adj}_{it} + \varphi_4 \text{Control}_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Adj_{it} 表示调节变量, 分别为创新人才要素(ial)和创新资金要素(iac), 当 φ_1 显著时, 说明调节效应存在。

3.3. 数据来源与描述性统计

为围绕数字平台与新质生产力之间的作用关系展开实证研究, 本文选取了 2012~2022 年期间中国 31 个省市为研究样本, 基于该省级面板数据集展开后续实证分析。本研究所使用数据主要源自国家统计局、《中国统计年鉴》《中国城乡统计年鉴》及各省市相应统计年鉴。此外, 本文参考已有研究的处理方式, 对部分存在缺失值的变量进行了线性插补处理。

表 3 展示了本文主要变量的描述性统计结果。从表 3 来看, 样本省市的新质生产力(newp)的平均值

为 0.129，标准差为 0.139，标准差大于均值，表明各地区新质生产力发展水平存在较大差距。核心解释变量方面，样本省市数字平台(pe)的平均值为 0.225，标准差为 0.122，从这一统计数据可以看出，数字平台在不同省市的普及程度不一，但均值大于标准差，说明样本省市之间新质生产力发展水平的离散程度较小。控制变量的描述性统计结果在此不再赘述。

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

变量名	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
新质生产力水平	newp	341	0.129	0.139	0.000652	0.823
数字平台发展水平	pe	341	0.225	0.122	0.0590	0.682
经济发展水平	lnpgdp	341	10.90	0.445	9.849	12.16
政府干预	gov	341	0.0276	0.0296	0.00876	0.218
市场化程度	market	341	0.394	0.0650	0.183	0.610
交通基础设施	road	341	5.970	2.286	1.144	13.71
人力资本水平	hc	341	0.0209	0.00594	0.00852	0.0436
技术创新水平	innovation	341	7.437	11.85	0.0121	87.22
个体数量		31	31	31	31	31

4. 实证分析

4.1. 基准回归分析

在进行回归分析前，为避免变量间存在严重的共线性问题，本文首先进行了 Pearson 相关系数分析及多重共线性检验(表 4 和表 5)。从相关性分析结果来看，数字平台(pe)与新质生产力(newp)之间的 pearson 相关系数为 0.717 并通过了 1%水平的显著性检验，说明二者之间存在显著的线性正相关关系。此外，自变量之间的相关系数绝对值均小于 0.7，初步说明本文自变量之间不存在共线性问题。

Table 4. Correlation analysis
表 4. 相关性分析

	newp	pe	lnpgdp	gov	market	road	hc
newp	1						
pe	0.717***	1					
lnpgdp	0.531***	0.775***	1				
gov	-0.290***	-0.302***	-0.366***	1			
market	0.102*	0.054	-0.039	-0.025	1		
road	0.228***	0.386***	0.585***	-0.255***	-0.250***	1	
hc	0.042	0.279***	0.511***	-0.450***	-0.017	0.517***	1

*代表的是统计显著性。***代表在 1%水平上显著(即高度显著)，**和*的显著性依次下降。下同。

进一步地，表 5 中多重共线性检验结果显示，本文自变量的平均 VIF 值为 2.080，并且所有自变量的 VIF 值均低于 10，这说明本文自变量选取不存在严重的多重共线性问题，即本文自变量选取合适，能够

进行后续回归分析。

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

	VIF	1/VIF
lnpgdp	3.730	0.268
pe	2.710	0.369
road	1.850	0.540
hc	1.780	0.562
gov	1.310	0.761
market	1.110	0.897
Mean VIF	2.080	

表 6 汇报了双向固定效应模型估计下,数字平台对新质生产力发展影响的基准回归结果。可以看出,在逐步向模型中引入控制变量的过程中,核心解释变量数字平台 *pe* 对应的系数始终显著为正,该结果意味着数字平台对新质生产力具有显著的正向影响。最终,当将所有控制变量添加至模型中后,列(6)中核心解释变量 *pe* 对应系数为 0.400 并在 1%水平下显著,说明当其它条件不变时,当数字平台发展水平每增加 1 个单位时,样本省市新质生产力水平平均将提升 0.400 个单位。形成这一结果的可能原因在于,在传统经济模式中,信息不对称和高昂的搜寻成本严重制约了资源的有效配置;而数字平台则依托数字化内核,为市场供需双方构建了高效连接通道,大幅降低了交易成本。借助数字平台,传统模式中不必要的交易成本得以显著缩减,市场主体因此能够释放更多资金投入创新研发活动。同时,数字平台具有强大的技术扩散能力。数字平台不仅是交易中介,更是技术创新的加速器,其内在的开放性和包容性促使各类创新产品更快地进入市场,在充分竞争中不断迭代优化,最终推动新质生产力的发展。

Table 6. Baseline regression results
表 6. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
pe	0.397*** (5.01)	0.396*** (4.98)	0.373*** (4.44)	0.407*** (4.68)	0.406*** (4.55)	0.400*** (4.48)
lnpgdp		0.009 (0.20)	0.028 (0.57)	0.067 (1.20)	0.066 (1.19)	0.073 (1.30)
gov			0.429 (0.86)	0.463 (0.92)	0.463 (0.92)	0.550 (1.08)
market				-0.086 (-1.46)	-0.086 (-1.45)	-0.085 (-1.43)
road					-0.000 (-0.06)	0.001 (0.22)
hc						-1.981 (-1.14)

续表

常数项	0.045*** (3.77)	-0.044 (-0.10)	-0.258 (-0.50)	-0.637 (-1.10)	-0.635 (-1.09)	-0.673 (-1.15)
样本量	341	341	341	341	341	341
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.363	0.363	0.365	0.369	0.369	0.372

注：括号内为 t 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

4.2. 稳健性检验

在前文基准回归的部分，本文已通过双向固定效应模型实证检验了数字平台对地区新质生产力发展的正向影响。在此，为验证这一结论的稳健性，本文继续展开了一系列稳健性检验，相关的结果展示于表 7 中。首先，考虑到数字平台发展对于新质生产力的影响往往并不是瞬时发生的，本文将核心解释变量滞后一期后再度回归。其次，考虑到疫情这一外生事件对全球经济运行的严重冲击，为避免期间样本对结果产生干扰，本文将疫情期间样本剔除后再度回归。再次，考虑到北京、上海、重庆及天津等四大直辖市在我国行政地位的特殊性，为避免这类特殊样本对结果产生干扰，本文将四大直辖市从样本省市中剔除后再度回归。最后，为避免指标体系选取的偶然性，本文参考卢江等(2024) [20]所构建的新质生产力评价体系，重新测度研究期间内样本省市的新质生产力水平后，将其作为核心被解释变量再度回归。

从表 7 的稳健性检验结果可以发现，本文核心解释变量数字平台 pe 对应系数始终在 1%水平下显著为正，表明数字平台对新质生产力发展具有显著正向影响这一结论是稳健的。

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

	(1) 核心解释变量滞后 newp	(2) 排除疫情影响 newp	(3) 剔除四大直辖市 newp	(4) 替换被解释变量度量方法 new_quality_forces
L.pe	0.415*** (4.15)			
pe		0.708*** (6.44)	0.400*** (4.48)	0.535*** (7.55)
lnpgdp	0.117* (1.87)	-0.130* (-1.90)	0.073 (1.30)	0.100** (2.25)
gov	0.465 (0.84)	-0.338 (-0.47)	0.550 (1.08)	-0.001 (-0.00)
market	-0.102 (-1.61)	0.010 (0.16)	-0.085 (-1.43)	0.001 (0.03)
road	0.003 (0.53)	-0.002 (-0.27)	0.001 (0.22)	-0.002 (-0.65)

续表

hc	-0.919 (-0.48)	-3.466 (-1.35)	-1.981 (-1.14)	-1.515 (-1.10)
常数项	-1.170* (-1.77)	1.446** (2.04)	-0.673 (-1.15)	-0.907* (-1.96)
样本量	310	248	341	341
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R-squared	0.348	0.488	0.372	0.327

注：括号内为 t 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

4.3. 内生性处理

在前面的部分，本文已通过基准回归和稳健性检验证实了数字平台对新质生产力发展具有显著的正向影响。新质生产力的核心在于创新驱动，尤其是技术创新。技术创新不仅能够提升生产效率，还能够催生新的商业模式和市场需求。作为一种依赖于数字技术和创新应用的经济模式，数字平台显然也会极大地受益于新质生产力带来的技术进步。因此，数字平台与新质生产力发展之间存在一定程度的双向因果关系。

为此，本文参考已有研究的做法，以地区数字平台发展水平的一阶滞后项为工具变量，通过两阶段最小二乘法对模型中可能存在的双向因果等内生性问题进行处理，对应结果展示于表 8 中。首先，在通过两阶段最小二乘法处理内生性问题时，应判断工具变量是否有效。表 8 中不可识别检验结果及弱工具变量检验结果均显示本文工具变量通过相关检验。同时，从表 8 可以看出，一阶段回归中，各省市数字平台发展水平一阶滞后项的回归系数显著为正，说明本文所选取的工具变量满足相关性条件，因此本文工具变量选取是有效的。在此基础上，二阶段回归中，数字平台发展水平 pe 对新质生产力的系数仍显著为正。这一结果说明在考虑内生性问题后，数字平台对新质生产力发展的正向影响仍显著成立。

Table 8. Addressing endogeneity

表 8. 内生性处理

	(1) 第一阶段 pe	(2) 第二阶段 newp
L.pe	0.816*** (22.50)	
pe		0.508*** (4.17)
lnpgdp	0.004 (0.18)	0.115* (1.85)
gov	0.241 (1.20)	0.343 (0.61)
market	0.037 (1.61)	-0.121* (-1.88)

续表

road	0.000 (0.25)	0.002 (0.49)
hc	0.923 (1.32)	-1.388 (-0.73)
观测量	310	310
R ²		0.318
不可识别检验		183.362***
弱工具变量检验		506.150
地区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

4.4. 机制分析

4.4.1. 创新水平的中介效应

在充分讨论数字平台对新质生产力发展的正向影响之后，本文从技术创新路径进行展开，实证检验了数字平台对新质生产力发展的影响机制，对应结果展示于表 9 中。从表 9 中能够看出，当被解释变量为技术创新水平时，列(2)中核心解释变量 *pe* 对应系数显著为正，这一结果说明数字平台对技术创新具有显著正向影响。在此基础之上，当向基准回归模型中添加技术创新为自变量时，表 9 列(3)中技术创新 *innovation* 对应系数显著为正，说明技术创新对新质生产力具有显著的正向影响。同时，与基准回归结果相比，列(3)中数字平台 *pe* 对应回归系数绝对值及显著性均有所下降。基于以上结果可以判断，数字平台能够通过推动地区技术创新水平提升，进而促进当地新质生产力发展。

与传统经济模式相比，数字平台经济具有相对优越的资源集聚能力，能够更为高效地将资本、技术、人才等创新资源进行整合，从而提高创新效率，缩短创新周期，促使创新投入更为快速地转化为生产力。同时，数字平台具备网络效应和规模效应，能够极大促进知识扩散，使得技术创新成果能够更为迅速地传播，并被广泛应用于生产活动当中。

Table 9. A test of the technological innovation impact mechanism
表 9. 技术创新影响机制检验

	(1) newp	(2) innovation	(3) newp
pe	0.400*** (4.48)	103.758*** (10.42)	0.138 (1.38)
innovation			0.003*** (5.02)
lnpgdp	0.073 (1.30)	-10.921* (-1.75)	0.100* (1.85)
gov	0.550 (1.08)	103.980* (1.84)	0.287 (0.58)

续表

market	-0.085 (-1.43)	-1.198 (-0.18)	-0.082 (-1.43)
road	0.001 (0.22)	-0.264 (-0.50)	0.002 (0.38)
hc	-1.981 (-1.14)	-843.540*** (-4.34)	0.152 (0.09)
Constant	-0.673 (-1.15)	119.069* (1.83)	-0.974* (-1.73)
观测量	341	341	341
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R ²	0.372	0.603	0.422

注：括号内为 t 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

4.4.2. 调节效应分析

在理论分析部分，本文认为创新要素集聚水平在数字平台对新质生产力的影响过程中具有调节效应。为验证这一假设是否成立，本文参考已有研究的做法，将创新要素划分为创新人才要素及创新资金要素两方面，通过交互项模型展开了调节效应检验，对应的结果展示于表 10 中。

Table 10. Results of the moderating effect test

表 10. 调节效应检验结果

	(1) newp	(2) newp	(3) newp
pe	0.400*** (4.48)	0.311*** (3.18)	0.406*** (4.51)
pe_iac		0.104** (2.05)	
ia_c		0.007 (0.71)	
pe_ial			-0.050 (-1.13)
ia_l			-0.003 (-0.31)
lnpgdp	0.073 (1.30)	0.066 (1.18)	0.072 (1.28)
gov	0.550 (1.08)	0.555 (1.09)	0.579 (1.12)

续表

market	-0.085 (-1.43)	-0.075 (-1.23)	-0.089 (-1.50)
road	0.001 (0.22)	0.002 (0.40)	-0.001 (-0.11)
hc	-1.981 (-1.14)	-0.715 (-0.39)	-2.769 (-1.51)
常数项	-0.673 (-1.15)	-0.630 (-1.08)	-0.643 (-1.10)
观测量	341	341	341
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R ²	0.372	0.383	0.377

注：括号内为 t 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 10 中，列(1)对应前文的基准回归结果，列(2)和列(3)分别对应创新人才要素以及创新资金要素作为调节变量的相应结果。从表 10 对应结果可以看出，当以创新资金要素作为调节变量时，列(2)中创新资金要素与数字平台的交互项 pe_iac 对应系数为 0.104 并在 5% 水平下显著，即交互效应与主效应方向相同且显著成立，这一结果说明创新资金要素在数字平台对新质生产力的作用过程中具有显著的正向调节效应，即创新资金要素能够强化数字平台对新质生产力的正向影响。当列(3)中以创新人才要素作为调节变量时，创新人才要素与数字平台的交互项 pe_ial 系数为负且并不显著，这一结果说明创新人才要素在数字平台正向影响新质生产力的过程中并不具有显著作用。

这一“钱”比“人”更关键的现象，其根源在于数字平台驱动的创新活动具有显著的“资本深化”特征。数字平台经济固有的“赢者通吃”特性，使得市场领导地位往往依赖于快速、大规模的资源投入，以抢占用户、构建生态、形成壁垒。创新资金的集聚能够为平台企业提供这种“加速器”和“护城河”功能，其规模效应和杠杆作用在平台竞争中尤为突出。相对而言，创新人才要素的调节作用不显著。这可能源于核心技术创新高度依赖顶尖人才团队，其规模效应有限；同时，平台生态的开放性和模块化，也可能使得部分创新活动可以通过“众包”、“开源”等形式整合外部智力资源，降低了本地人才集聚的必要性。

5. 结论

本文选取 2012~2022 年期间中国 31 个省市的面板数据作为研究样本，实证检验数字平台对新质生产力发展的影响，得到的研究结论如下：(1) 数字平台对新质生产力具有显著的正向影响，该结论在经过稳健性检验和考虑内生性问题后仍显著成立；(2) 数字平台能够通过推动地区技术创新水平提升，进而促进新质生产力发展；(3) 创新资金要素能够强化数字平台对新质生产力的正向影响。

结合上述研究结论，提出如下建议：

第一，明确数字平台的新质生产力核心引擎定位。建议在国家和区域发展战略中明确数字平台的核心引擎地位，通过制定数字平台发展专项规划，完善与技术创新、产业升级目标相协同的制度框架，建立跨部门协调机制，破除制约数字平台赋能新质生产力发展的体制性障碍。

第二, 构建技术创新转化加速机制。完善“基础研究-应用创新-产业转化”全链条支持体系, 推动数字平台企业建设开放型创新基础设施, 建立知识产权快速确权与跨境流转制度, 加速技术创新成果向新质生产力的转化。

第三, 优化创新资本供给结构。构建财政金融协同机制, 设立新质生产力发展引导基金, 创新金融工具, 畅通风险资本与创新项目对接通道, 着力改善创新要素的跨周期配置效率。

基金项目

2025 年度河北省金融科技应用重点实验室课题: 融合时序特征与监管规则量化的证券市场异常交易监测研究(课题编号: 2025010)。

参考文献

- [1] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J]. 求知, 2024(6): 4-6.
- [2] 李勇坚. 数字平台生态系统赋能新质生产力形成: 价值逻辑、作用路径与政策进路[J]. 学术论坛, 2025, 48(1): 13-24.
- [3] 魏崇辉. 新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J]. 理论与改革, 2023(6): 25-38.
- [4] 蒋永穆, 乔张媛. 新质生产力: 逻辑、内涵及路径[J]. 社会科学研究, 2024(1): 10-18, 211.
- [5] 沈琦, 盛方清, 沈秀梅. 平台经济驱动我国数字产业国际竞争力提升路径[J]. 技术经济与管理研究, 2024(10): 40-45.
- [6] 李允尧, 刘海运, 黄少坚. 平台经济理论研究动态[J]. 经济学动态, 2013(7): 123-129.
- [7] 李振新, 刘肖楠, 许晨曦. 平台经济与新就业形态: 发展现状、影响机理与保障措施[J]. 经济学家, 2024(9): 23-31.
- [8] 王珏, 王荣基. 新质生产力: 指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 31-47.
- [9] 孙永强, 石尉艺, 刘雅欣. 平台经济能否打破劳动力市场分割? [J]. 上海经济研究, 2023(10): 51-62.
- [10] 车放. 平台经济、就业质量与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(18): 34-39.
- [11] 张锐敏, 沈坤荣. 平台经济发展对行业工资差距的影响[J]. 华东经济管理, 2024, 38(9): 85-95.
- [12] 钱贵明, 阳镇, 陈劲. 数字平台视角下新质生产力的形成机制与推进策略[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2024, 44(5): 15-26.
- [13] 李震, 王声啸. 健全促进实体经济和数字经济深度融合制度的路径思考[J]. 中国外汇, 2024(17): 6-8.
- [14] 冯明. 创新要素集聚、城市创新能力与经济高质量发展[J]. 技术经济与管理研究, 2023(2): 43-49.
- [15] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.
- [16] 沈坤荣, 张锐敏. 平台经济对行业就业结构的影响研究[J]. 现代经济探讨, 2023(12): 18-29.
- [17] 张辽, 姚蕾. 数字技术创新对城市经济韧性的影响研究——来自中国 278 个地级及以上城市的经验证据[J]. 管理学报, 2023, 36(5): 38-59.
- [18] 申哲星. 创新要素集聚对创新效率的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 呼和浩特: 内蒙古财经大学, 2024.
- [19] 史永乐. 平台经济发展对现代产业体系构建影响研究——基于中介效应和门槛效应的检验[J]. 商业经济研究, 2024(20): 164-167.
- [20] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.