

DOI:10.13718/j.cnki.xdsk.2025.04.015

经济与管理

引用格式:林梨奎.科技金融政策对城市新质生产力影响机制分析——基于“促进科技和金融结合试点”政策的准自然实验[J].西南大学学报(社会科学版),2025(4):185-201.

# 科技金融政策对城市新质生产力影响机制分析

——基于“促进科技和金融结合试点”政策的准自然实验

林梨奎

(广东金融学院 金融与投资学院,广东 广州 510521)

**摘 要:**科技金融政策助力科技创新,为城市新质生产力发展奠定坚实的技术基础。采用中国296个地级及以上城市2000—2022年的面板数据,以“促进科技和金融结合试点”政策为外生事件,构建多期双重差分模型,探究科技金融政策影响城市新质生产力的作用机制。研究结果发现:(1)科技金融政策显著促进城市新质生产力发展。(2)从资源依赖类型分组看,科技金融政策显著促进非资源型城市新质生产力发展,但对资源型城市新质生产力的影响作用不显著。(3)从区域分组看,科技金融政策显著促进东部、中部和东北地区城市新质生产力发展,且影响作用的强弱程度按照“中部→东北→东部地区”顺序逐步减弱,但对西部城市新质生产力的影响作用不显著。(4)从中间传导机制看,科技金融政策促进城市金融发展效率提升,进一步促进城市新质生产力发展,但对城市科技人才集聚水平的影响作用不显著。基于上述研究结果,提出扩大科技和金融结合政策试点范围、充分发挥金融发展效率提升的中间传导作用、加快建立科技人才集聚机制等对策建议。

**关键词:**科技金融政策;城市新质生产力;资源型城市;非资源型城市;金融发展效率;科技人才集聚;多期双重差分法

中图分类号:F832.1;F124.1

文献标识码:A

文章编号:1673-9841(2025)04-0185-17

## 一、引言与文献综述

新质生产力作为先进生产力的具体形式,是习近平总书记对马克思主义生产力理论的创新和发展<sup>[1]</sup>。2024年1月,在二十届中共中央政治局第十一次集体学习会上,习近平总书记对新质生产力作了系统全面的阐释<sup>[2]</sup>。要理解新质生产力,关键还在于“新”和“质”上。所谓的“新”指的是新技术、新经济、新业态所形成的生产力;所谓的“质”则是指生产力因关键核心技术颠覆性突破所形成的新形态、新质态<sup>[3]</sup>。从我国经济运行情况看,全国各地城市新质生产力正在加快

**作者简介:**林梨奎,广东金融学院金融与投资学院,讲师。

**基金项目:**国家社会科学基金重点项目“防范化解经济金融领域风险研究”(22AZD040),项目负责人:项后军;国家自然科学基金面上项目“收入分配调整与中等收入陷阱跨越:基于多重均衡视角的研究”(72063004),项目负责人:张佐敏;广东省哲学社会科学规划项目“老龄化背景下收入分配调整助力我国迈进高收入阶段的机制研究”(GD24CYJ55),项目负责人:林梨奎;广东省教育厅普通高校青年创新人才类项目“后疫情时代‘有所作为’的财政政策选择及影响效应研究”(2021WQNCX044),项目负责人:林梨奎。

培育和形成,研发投入强度不断提升,科技创新成果数量持续上升,以及新产业、新业态、新模式正在不断涌现。这些都与科技创新密切相关。科技创新离不开金融支持,金融是推动科技创新和产业发展的关键力量<sup>[4]</sup>。党的二十届三中全会指出,要构建同科技创新相适应的科技金融体制<sup>[5]</sup>。科技金融政策的实施,为地区金融服务科技创新提供政策指引,其如何影响城市新质生产力发展,是目前加快培育和发展城市新质生产力工作需要回答的重要问题。本文采用 296 个地级及以上城市样本,以“促进科技和金融结合试点”政策(以下简称试点政策)为外生事件,构建多期双重差分模型来研究科技金融政策实施对城市新质生产力的影响机制。

与本文主题相关的研究主要分为两个方面:一是科技金融政策对经济社会发展的影响作用。科技金融政策实施增强了金融支持科技发展的力度,由此为经济社会发展带来科技创新和技术进步的红利<sup>[6]</sup>,其影响作用是多方面的。如 Meuleman 等分析了科技金融政策与企业债务融资决策的关系<sup>[7]</sup>;Mann 发现科技金融政策实施有利于提升企业创新水平<sup>[8]</sup>;姚战琪等认为科技金融政策显著促进地区国际竞争力的提升<sup>[9]</sup>;朱仁泽等发现科技金融政策有助于推动金融资本更好地服务实体经济发展<sup>[10]</sup>;郭金录等从企业视角出发,发现科技金融水平发展有利于促进企业融资效率提升<sup>[11]</sup>。二是新质生产力的相关研究。现有研究主要尝试回答“什么是新质生产力”以及“新质生产力有什么影响”这两个问题。如洪银兴认为新质生产力是一种新性质、新质态的生产力<sup>[12]</sup>;柳学信等从大国竞争视角探究新质生产力形成的理论逻辑和实现路径<sup>[13]</sup>;沈坤荣等认为新质生产力是高质量发展的动力之源<sup>[14]</sup>。随着研究工作的深入,开始有学者尝试构建指标体系来对新质生产力的发展水平进行量化评价,如王珏等运用熵值法对省级层面的新质生产力进行量化评估<sup>[15]</sup>。随着新质生产力量化评价方法的出现和完善,开始有学者讨论与新质生产力形成与发展相关的各类因素的影响作用,如谢梅讨论了科技创新对新质生产力形成与发展的主导作用<sup>[16]</sup>,张翱等分析了数字经济对新质生产力发展的推动作用<sup>[17]</sup>。

与上述研究相比较,本文的边际贡献主要在于:第一,从科技金融政策的视角探究城市新质生产力的发展路径。以往研究成果已发现科技创新对新质生产力的赋能作用,本文将进一步分析科技金融政策实施对城市新质生产力的影响作用及传导机制。第二,综合考虑市级层面视角以及从“教育—科技—人才”维度构建城市新质生产力的衡量指标。随着对新质生产力的研究逐步深入,已有学者开始尝试对其进行量化评价。已有衡量新质生产力的量化指标主要包括省级层面和企业层面两个维度,以及基于“新型劳动者—新型劳动资料—新型劳动对象”维度来构建指标体系,并且在评价方法的处理上以熵值法为主。本文将收集和整理中国地级及以上城市统计数据,采用主成分法,尝试从“教育—科技—人才”综合维度来构建市级层面新质生产力的量化评价体系。第三,从量化评价与实证检验相结合的视角分析科技金融政策对城市新质生产力发展的影响。何青和廖恒等均从理论分析视角讨论金融发展对加快形成新质生产力的支持作用<sup>[18-19]</sup>,但仍缺乏实证检验支撑。本文将在构建市级层面新质生产力指数的基础上,尝试对科技金融政策影响城市新质生产力的作用机制进行实证分析。

## 二、理论机理及研究假设的提出

### (一)科技金融政策对城市新质生产力的影响效应

习近平总书记在二十届中共中央政治局第十一次集体学习时强调,“要按照发展新质生产力要求,畅通教育、科技、人才的良性循环”<sup>[20]</sup>。如图 1 所示,城市新质生产力发展是一个长期过程,体现为涵盖前端环节、中间环节以及末端表现等环节的发展链条。这一发展链条源于“教育、科技、人才”三要素的良性循环,在发展链条的后端呈现出新的生产力形态,往往以新型劳动者、新型劳动资料、新型劳动对象及其优化组合为主要特征<sup>[21]</sup>。科技金融政策实施,通过资金支持

的方向,引导教育发展、科技创新、人才培养的一体化协同发展,持续增强“教育、科技、人才”三要素的目标一致性和系统集成性<sup>[22]</sup>,掌握新型劳动资料的创新型人才不断涌现,新型劳动者重新配置组合新型劳动对象,新型生产关系加快重塑,逐步形成“教育、科技、人才”良性循环促进城市新质生产力发展的新格局<sup>[23]</sup>。

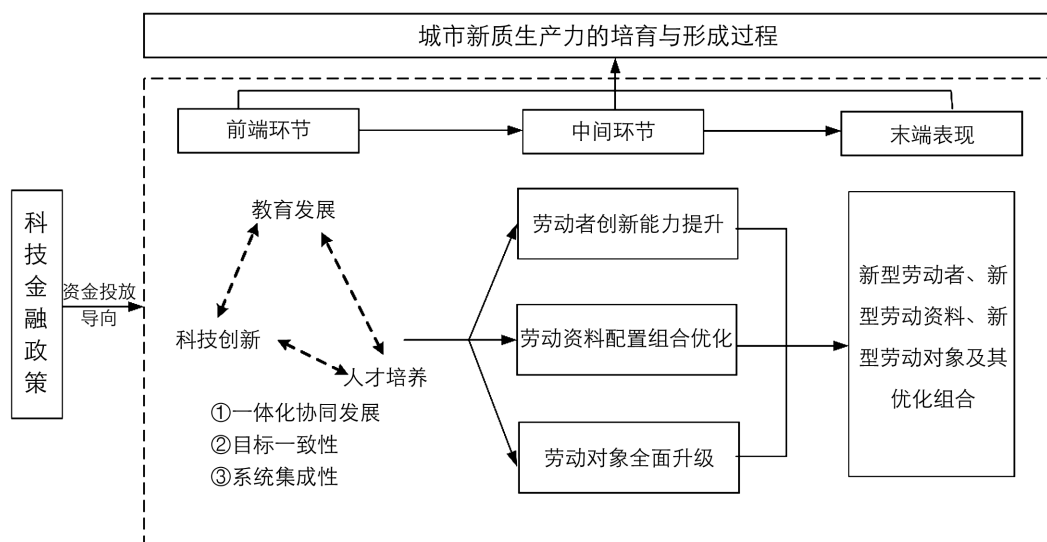


图1 科技金融政策影响城市新质生产力的作用机理

科技金融政策实施畅通“教育、科技、人才”良性循环,促进劳动者创新能力提升。科技金融政策促进了地区金融机构集聚程度提升,为政策有效范围内的科技企业和研发团队提供更为优惠和便利的资金融通服务,满足其开展创新活动所需要的资金需求<sup>[24]</sup>,加速区域内创新要素的流动和集中,促进科技企业和研发团队所需创新要素的配置组合优化提升<sup>[25]</sup>。同时,科技金融政策实施提供更为便利的成果转化服务,为从事研发创新活动的市场主体创造提供更多经济收益保障,激发其创新意愿。

科技金融政策实施畅通“教育、科技、人才”良性循环,优化劳动资料配置组合。新一轮科技革命孕育出来的新型劳动资料是驱动城市新质生产力发展的重要引擎<sup>[26]</sup>。科技金融政策实施,通过吸引大量社会资金进入市场,提高区域内的投资资金供给能力,有效促进各类新型基础设施投资,为更高科技含量的劳动资料提供基础设施支撑<sup>[27]</sup>,加速新技术、新经济和新业态的培育与发展,推动地区经济发展模式的转型升级,增强劳动资料配置组合的合理性与科学性<sup>[28]</sup>。

科技金融政策实施畅通“教育、科技、人才”良性循环,推动劳动对象全面升级。科技金融政策实施将引导各类要素向科技含量更高的市场主体集中,推动作为劳动对象的产业部门向智能化、数字化发展,促使产业链创新链耦合发展<sup>[29]</sup>,实现传统劳动对象的转型升级。同时,科技金融政策将引导金融资源向数实深度融合倾斜,推动数字化再生产<sup>[30]</sup>,提升新型劳动对象的规模和占比,实现劳动对象结构的优化升级。

综上所述,科技金融政策通过对“教育、科技、人才”要素投入的资金导向,促进三者逐步增强目标一致性和系统集成性,重塑新型劳动者、新型劳动资料、新型劳动对象以及改造原有生产关系,从本质上推动城市新质生产力实现能级跃升。因此,本文提出以下研究假设:

H1:科技金融政策实施对城市新质生产力的影响作用显著为正。

## (二)中介传导视角下的机制分析

资本和人才是促进科技进步的两大关键要素。如图2所示,科技金融政策实施,能够通过对金融发展效率和科技人才集聚水平的提升,实现对科技创新的推动作用,进而促进城市新质生产力发展。

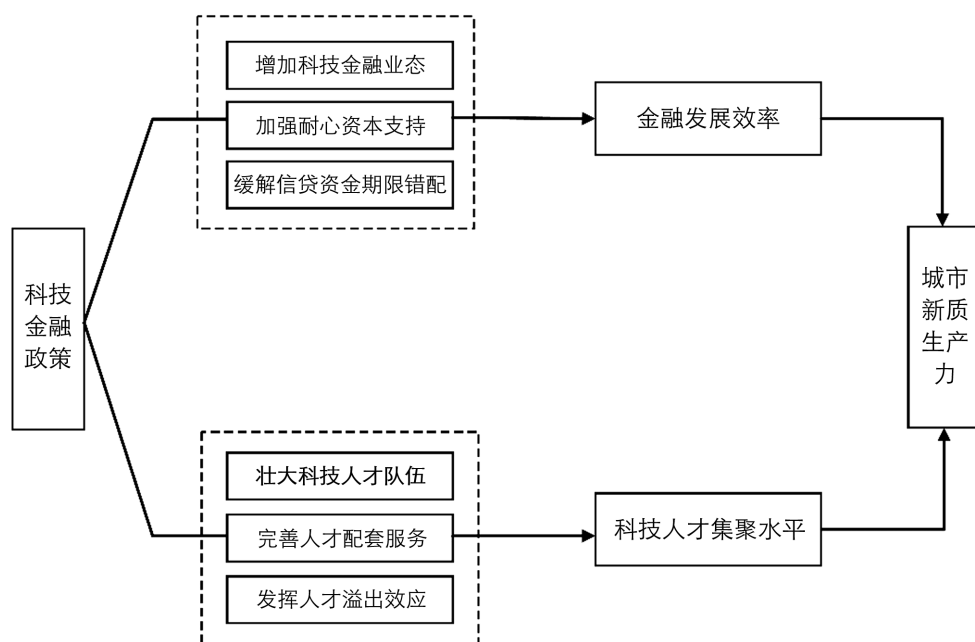


图2 科技金融政策影响城市新质生产力的中间传导机制

科技金融政策实施有利于金融发展效率提升。金融科技政策实施主要通过缓解金融摩擦和促进金融市场融合来实现对金融发展效率的提升<sup>[31]</sup>。科技金融政策实施需要培育一批金融中介服务机构<sup>[32]</sup>。这些金融中介服务机构的发展壮大能够更好地发挥其信息传递的渠道作用,有利于降低资金投放方以及资金需求方的交易成本,缓解因信息不对称导致的金融摩擦问题<sup>[33]</sup>。同时,科技金融政策强调满足科技企业全生命周期资金需求的“一站式”投资服务体系以及长期耐心资本的金融支持,促进货币市场与资本市场的融合,有利于避免因市场分割导致的借贷成本错配问题<sup>[34]</sup>。金融科技政策实施促进了金融发展效率的提升,增强金融服务质量,以更好地为城市新质生产力的形成与发展提供资金支持。

科技金融政策实施有利于科技人才集聚。科技创新活动离不开科技人才<sup>[35]</sup>。科技金融政策实施,支持更多的市场主体来开展科技研发活动,进而增加地区对各类科技人才的需求,以需求促进集聚壮大科技人才队伍<sup>[36]</sup>。同时,科技金融政策实施,通过政府干预、创新驱动等传导机制,为科技人才提供更为优越的政策环境、基础设施和公共服务配套,引导大量科技人才流入并集聚<sup>[37]</sup>。科技人才集聚将有利于发挥人才要素的知识溢出效应,在实现个体人力资本价值的同时推动区域整体创新能力的提升<sup>[38]</sup>,助力城市新质生产力发展。

因此,本文提出以下研究假设:

H2:科技金融政策实施将促进金融发展效率的提升,进而对城市新质生产力发展产生正向的促进作用。

H3:科技金融政策实施将促进科技人才集聚水平的提高,进而对城市新质生产力发展产生正向的促进作用。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

由于“促进科技和金融结合试点”政策是同一个政策内容在不同时点选择不同的城市来逐步推进,此时,相较于经典的双重差分模型,本文采用多期双重差分模型来进行回归,得到的结果将更为有效。因此,本文基于中国296个地级及以上城市2000—2022年的面板数据,采用多期双重



差分模型,分析试点政策对城市新质生产力发展的影响机制。回归基准模型设定如式(1)所示:

$$NQPF_{it} = \beta_0 + \beta_1 (Treat_i \times Time_t) + \beta_2 X_{i,t-1} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $NQPF_{it}$ 表示城市*i*在第*t*年的新质生产力水平; $Treat_i$ 表示城市*i*是否属于实验组的虚拟变量,如果该城市在试点名单内,视为属于实验组且取值为1,反之则取值为0; $Time_t$ 表示该城市所在的年份*t*是否处在试点开展的实验期内的虚拟变量,如果在实验期内,取值为1,反之则取值为0; $Treat_i \times Time_t$ 表示城市*i*属于实验组且所在年份*t*处于实验期内的虚拟变量; $X_{i,t-1}$ 表示其他可能会影响到城市新质生产力发展的因素,全部纳为控制变量; $\beta_0$ 为常数项, $\beta_1$ 为试点政策对城市新质生产力影响作用的回归系数, $\beta_2$ 为控制变量对城市新质生产力影响作用的回归系数; $\delta_i$ 为城市固定效应, $\gamma_t$ 为年份固定效应, $\epsilon_{it}$ 为随机误差项。为避免被解释变量与控制变量之间可能存在的互为因果关系导致的内生性问题,本次回归的控制变量均采用滞后一期处理。同时考虑到金融科技政策实施时间、实施内容上的差别,都可能会对不同地区新质生产力产生不同的影响,本文在研究设计上将通过仅保留第一批试点城市样本及其他没有参与试点的城市样本进行重新回归、仅保留地级城市样本进行重新回归、区分资源型与非资源型城市进行重新回归、区分地区分布进行重新回归等方面多次开展稳健性检验以及异质性分析,尝试检验在考虑各种异质性影响下基准回归结果的稳健性和有效性。

为了进一步探究科技金融政策影响城市新质生产力发展的中间传导机制,本文分别选择城市金融发展效率  $FAL$ 、城市科技人才集聚水平  $TCL$  作为中介变量,参考江艇的研究采用两步法来分析上述中介变量的中间传导作用<sup>[39]</sup>。即只考虑核心解释变量对被解释变量、核心解释变量对中介变量的计量关系,不考虑中介变量对被解释变量的计量关系,从而避免区分出在间接效应之外无法解释的直接效应。两步法的第一步如式(1)所示,第二步如式(2)所示。

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (Treat_i \times Time_t) + \alpha_2 X_{i,t-1} + \varphi_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $M_{it}$ 表示本文所采用的中介变量; $\alpha_0$ 为常数项, $\alpha_1$ 为试点政策对中介变量影响作用的回归系数, $\alpha_2$ 为控制变量对中介变量影响作用的回归系数; $\varphi_i$ 为城市固定效应, $\tau_t$ 为年份固定效应, $\epsilon_{it}$ 为随机误差项。

## (二)变量选取及数据处理

### 1. 变量选取

(1)被解释变量。本文采用的被解释变量为运用主成分法计算得到的城市新质生产力发展指数  $NQPF$ 。城市新质生产力发展的关键在于通过畅通教育、科技、人才等“三要素”的良性循环<sup>[40]</sup>,推动促进新型劳动者、新型劳动资料、新型劳动对象及其优化组合的提升。在已有研究成果中,较多文献从“新型劳动者—新型劳动资料—新型劳动对象”视角出发,即新质生产力发展链条的末端表现,来构建新质生产力指数。有别于已有研究成果,本文从新质生产力发展链条的前端环节出发,尝试基于“教育—科技—人才”综合维度,构建指标体系,测算市级层面的新质生产力指数。本文选取各城市在教育、科技、人才等方面的统计指标来尝试对各城市新质生产力发展状况进行量化评估。教育层面的统计指标包括地方一般公共预算支出中教育支出占比  $EDU$ 、全市每万人普通中学在校学生数  $MS$ 、全市每万人普通小学在校学生数  $ES$  等,科技层面的统计指标包括地方一般公共预算支出中科学技术支出占比  $TE$ ,人才层面的统计指标包括全市每万人普通高等学校专任教师  $TC$ 、全市每万人普通高等学校在校学生数  $US$  等。本文对各指标进行 min—max 标准化处理<sup>[41]</sup>。KMO 检验值为 0.584 2, Bartlett 球形检验的  $P$  值小于 10%,说明原

始变量之间存在相关关系,可以进行主成分分析。分析结果显示, $EDU$ 、 $TE$ 、 $MS$  等前 3 个主成分因子累计贡献率达到 82.99%(分别是 40.01%、28.67%、14.31%),并以此计算各主成分因子权重。此时各城市新质生产力指数  $NQPF$  的计算公式如式(3)所示。

$$NQPF = 0.482\ 1 \times EDU + 0.345\ 5 \times TE + 0.172\ 4 \times MS \quad (3)$$

将各主成分因子标准化后的数值带入式(3)计算得到各城市新质生产力指数  $NQPF$ 。

(2)被解释变量的替代变量。为了增加研究结论的说服力,本文参考已有研究结果,尝试基于“新型劳动者—新型劳动资料—新型劳动对象”维度构建指标体系测算得到新的城市新质生产力指数  $NNI$ ,用于稳健性检验。新型劳动者层面的统计指标包括全市每万人普通高等学校专任教师  $TC$ 、全市每万人普通高等学校在校学生数  $US$  等,新型劳动资料层面的统计指标包括电信业务总量占地区生产总值比重  $TP$ 、移动电话年末用户数占户籍人口比重  $PH$ 、国际互联网用户数占户籍人口比重  $COM$  等,新型劳动对象层面的统计指标包括地方一般公共预算支出中科学技术支出占比  $TE$ 、地方一般公共预算支出中教育支出占比  $EDU$  以及信息传输、计算机服务和软件业从业人员数占年末单位从业总人数比重  $ESI$  等。本文参照前述处理方法,对各指标进行 min-max 标准化处理。KMO 检验值为 0.703 1, Bartlett 球形检验的  $P$  值小于 10%,说明原始变量之间存在相关关系,可以进行主成分分析。分析结果显示, $TC$ 、 $US$ 、 $TP$ 、 $PH$  等前 4 个主成分因子累计贡献率达到 80.44%(分别是 41.81%、15.74%、12.76%、10.13%),并以此计算各主成分因子权重。此时,基于“新型劳动者—新型劳动资料—新型劳动对象”维度测算的各城市新质生产力指数的计算公式  $NNI$  如式(4)所示。

$$NNI = 0.519\ 8 \times TC + 0.195\ 7 \times US + 0.158\ 6 \times TP + 0.125\ 9 \times PH \quad (4)$$

将各主成分因子标准化后的数值带入式(4)计算得到各城市新质生产力指数  $NQPF$  的替代变量  $NNI$ 。

(3)核心解释变量。如式(1)所示,采用试点政策变量  $Treat_i \times Time_t$  作为核心解释变量,为了简化表述,本文用  $DID_{it}$  来表示试点政策变量  $Treat_i \times Time_t$ 。根据相关政策文件,我国从 2011 年启动第一批城市试点,具体包括北京、天津、上海、重庆、南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州、镇江、泰州、宿迁、杭州、温州、湖州、合肥、芜湖、蚌埠、西安、渭南、铜川、宝鸡、商洛、庆阳、平凉、陇南、武汉、长沙、广州、深圳、佛山、东莞、成都、绵阳、大连、青岛等 41 个地级及以上城市;并在 2016 年下半年启动第二批城市试点,具体包括郑州、厦门、宁波、济南、南昌、贵阳、银川、包头、沈阳等 9 个地级及以上城市。

(4)中介变量。基于理论分析结论,本文选取城市金融发展效率  $FAL$ 、城市科技人才集聚水平  $TCL$  作为中介变量,探究科技金融政策影响城市新质生产力的中间传导机制。本文采用各城市年末金融机构人民币各项贷款余额与年末金融机构人民币各项存款余额的比值来衡量城市金融发展效率  $FAL$ <sup>[42]</sup>,采用各城市科学研究、技术服务和地质勘查业与信息传输、计算机服务和软件业从业人员占城市总人口比重来衡量城市科技人才集聚水平  $TCL$ <sup>[43]</sup>。

(5)控制变量。新质生产力是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的先进生产力<sup>[44]</sup>。因此,根据已有研究成果,本文选取可能会对科技创新、生产要素配置以及产业升级等方面产生影响的其他因素来作为控制变量。具体包括城市经济总量  $GDP$ 、人均经济总量  $PGDP$ 、人口密度  $PD$ 、全要素生产率  $TFP$ 、产业结构服务化水平  $IND$ 、固定资产投资额  $FI$ 、外商直接投资额  $FDI$ 、社会消费品零售总额  $RC$ 、每百人公共图书馆藏书量  $BK$  等。

## 2. 数据来源及处理

本文主要采用 2000—2022 年中国地级及以上城市的统计数据,数据主要来源于国家统计局公布的中国城市统计年鉴,通过数据处理最终保留 296 个城市样本。其中,以 2000 年为基期,采用消费价格指数对地区经济总量  $GDP$ 、人均地区经济总量  $PGDP$ 、全社会固定资产投资额  $FI$ 、社会消费品零售总额  $RC$  等变量进行平减处理。为处理可能存在的异方差问题,对地区经济总量  $GDP$ 、人均地区经济总量  $PGDP$ 、人口密度  $PD$ 、全社会固定资产投资额  $FI$ 、外商直接投资金额  $FDI$ 、社会消费品零售总额  $RC$ 、每百人公共图书馆藏书量  $BK$  等变量取对数形式。为避免可能存在的互为因果关系导致的内生性问题,所有的控制变量都采取滞后一期处理。

### (三)描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计分析结果。如表 1 所示,被解释变量  $NQPF$  的均值为 0.211 0,最小值为 0.022 0,最大值为 0.507 8,标准差为 0.051 9,说明不同城市之间的新质生产力发展水平不均衡,有必要进一步研究城市新质生产力的影响因素。核心解释变量  $DID$  的均值为 0.078 4,说明全样本中约有 7.84% 的城市为政策试点城市。控制变量  $\ln GDP$ 、 $\ln FI$ 、 $\ln FDI$ 、 $\ln RC$  标准差相对较高,其他控制变量及中介变量离散程度较低。

表 1 主要变量的描述性统计分析

| 变量名        | 变量说明              | 样本量   | 均值       | 标准差     | 最小值      | 最大值      |
|------------|-------------------|-------|----------|---------|----------|----------|
| $NQPF$     | 城市新质生产力指数         | 5 464 | 0.211 0  | 0.051 9 | 0.022 0  | 0.507 8  |
| $NNI$      | 城市新质生产力指数(替代变量)   | 4 359 | 0.097 0  | 0.110 0 | 0.004 2  | 0.723 3  |
| $DID$      | 试点政策变量            | 6 808 | 0.078 4  | 0.268 9 | 0.000 0  | 1.000 0  |
| $FAL$      | 城市金融发展效率          | 5 768 | 1.596 2  | 0.554 8 | 0.141 3  | 16.732 7 |
| $TCL$      | 城市科技人才集聚水平        | 4 846 | 0.027 5  | 0.017 1 | 0.001 9  | 0.195 7  |
| $\ln GDP$  | 城市经济总量对数形式        | 6 520 | 15.743 6 | 1.091 0 | 12.096 9 | 19.438 7 |
| $\ln PGDP$ | 城市人均经济总量对数形式      | 6 220 | 9.874 2  | 0.889 9 | 7.390 8  | 12.831 8 |
| $\ln PD$   | 城市人口密度对数形式        | 4 507 | 5.712 6  | 0.892 2 | 1.609 4  | 7.903 6  |
| $TFP$      | GMM 法估算的全要素生产率    | 5 421 | 9.853 0  | 0.485 7 | 8.220 2  | 11.856 7 |
| $IND$      | 城市产业结构服务化水平       | 6 266 | 0.394 3  | 0.098 1 | 0.085 0  | 0.838 7  |
| $\ln FI$   | 城市固定资产投资额对数形式     | 4 796 | 5.629 4  | 1.297 2 | 1.606 1  | 9.403 0  |
| $\ln FDI$  | 城市外商直接投资额对数形式     | 5 366 | -0.009 9 | 1.993 1 | -8.579 8 | 5.380 8  |
| $\ln RC$   | 城市社会消费品零售总额对数形式   | 6 583 | 5.452 9  | 1.213 1 | -4.145 5 | 9.257 9  |
| $\ln BK$   | 城市每百人公共图书馆藏书量对数形式 | 4 501 | 3.341 5  | 0.851 0 | 0.000 0  | 8.372 2  |

## 四、实证结果分析

### (一)基准回归结果

回归结果如表 2 所示。其中模型(1)至模型(6)的被解释变量均为城市新质生产力指数  $NQPF$ 。根据回归结果可以发现,试点政策变量的估计系数显著性水平均小于 1%且系数为正。这意味着,试点政策的实施,显著提升城市新质生产力发展水平。而且逐步加入控制变量之后,回归结果依然稳健。研究假设 H1 成立。

表 2 基准回归结果

|            | (1)<br>$NQPF$           | (2)<br>$NQPF$            | (3)<br>$NQPF$            | (4)<br>$NQPF$            | (5)<br>$NQPF$            | (6)<br>$NQPF$            |
|------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $DID$      | 0.039 6***<br>(0.007 8) | 0.030 0***<br>(0.006 4)  | 0.026 5***<br>(0.005 9)  | 0.021 1***<br>(0.005 5)  | 0.021 6***<br>(0.005 7)  | 0.020 9***<br>(0.005 7)  |
| $\ln GDP$  |                         | 0.165 2***<br>(0.017 1)  | 0.161 4***<br>(0.018 0)  | 0.169 5***<br>(0.017 8)  | 0.163 9***<br>(0.018 5)  | 0.163 4***<br>(0.018 7)  |
| $\ln PGDP$ |                         | -0.155 9***<br>(0.017 4) | -0.144 0***<br>(0.019 4) | -0.135 9***<br>(0.019 1) | -0.128 3***<br>(0.019 8) | -0.128 9***<br>(0.019 9) |
| $\ln PD$   |                         |                          | -0.004 0<br>(0.005 3)    | -0.009 6<br>(0.005 9)    | -0.011 6*<br>(0.006 6)   | -0.011 6*<br>(0.006 7)   |

|                | (1)<br>NQPF             | (2)<br>NQPF              | (3)<br>NQPF              | (4)<br>NQPF              | (5)<br>NQPF              | (6)<br>NQPF              |
|----------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| TFP            |                         |                          | -0.016 9<br>(0.012 9)    | -0.007 7<br>(0.011 4)    | -0.011 2<br>(0.012 7)    | -0.009 9<br>(0.012 6)    |
| IND            |                         |                          |                          | 0.085 8***<br>(0.026 1)  | 0.080 1***<br>(0.027 1)  | 0.080 3***<br>(0.027 2)  |
| lnFI           |                         |                          |                          | -0.022 7***<br>(0.004 2) | -0.020 6***<br>(0.004 6) | -0.020 4***<br>(0.004 6) |
| lnFDI          |                         |                          |                          |                          | -0.000 9<br>(0.001 1)    | -0.000 9<br>(0.001 1)    |
| lnRC           |                         |                          |                          |                          | 0.005 9<br>(0.003 8)     | 0.005 8<br>(0.003 7)     |
| lnBK           |                         |                          |                          |                          |                          | 0.003 5*<br>(0.002 1)    |
| 常数项            | 0.204 1***<br>(0.002 2) | -0.865 8***<br>(0.131 3) | -0.734 8***<br>(0.155 4) | -0.889 2***<br>(0.162 0) | -0.885 9***<br>(0.178 6) | -0.897 8***<br>(0.178 7) |
| 城市固定效应         | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 年份固定效应         | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 样本量            | 5 464                   | 5 100                    | 3 701                    | 3 693                    | 3 514                    | 3 510                    |
| R <sup>2</sup> | 0.149 8                 | 0.245 0                  | 0.222 9                  | 0.259 8                  | 0.260 6                  | 0.261 3                  |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示P值小于10%、小于5%和小于1%；括号内的值为稳健性标准误。下同。

**(二)稳健性检验**

1. 平行趋势检验

平行趋势检验结果如图 3 所示。可以发现,在试点政策实施之前,实验组和对照组城市新质生产力水平的变化趋势并没有显著差异,此时存在平行趋势;在政策实施之后,实验组和对照组城市新质生产力水平的变化趋势之间的差异越来越明显,试点政策对城市新质生产力的促进作用不断增强,实验组和对照组之间的差距逐步扩大。这一结果说明双重差分模型要求的平行趋势假设成立。

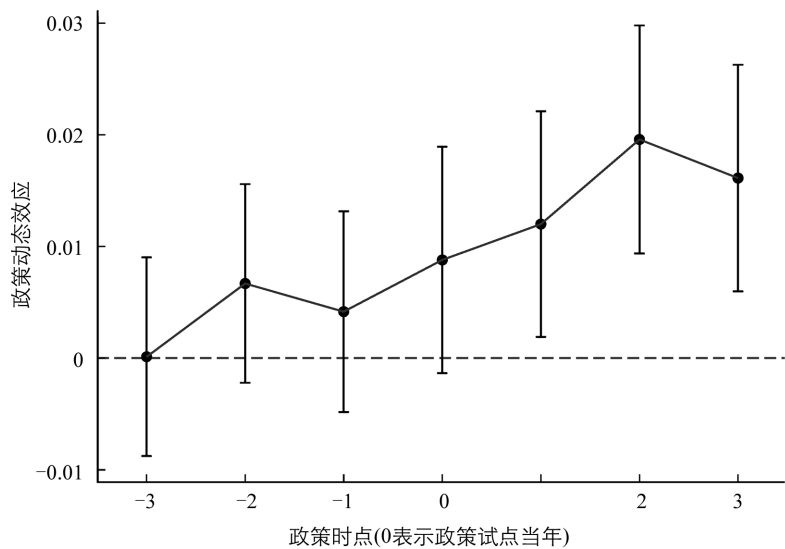


图 3 平行趋势检验结果

2. 安慰剂检验

重新设置试点政策实施的实验组和对照组,将所有试点城市随机分配到实验组和对照组中,按照试点政策实施的时间节点设置时间虚拟变量,随机抽样重复 500 次,并绘制安慰剂检验结果图。如图 4 所示,试点政策变量的系数估计值分布在 0 附近且近似于正态分布,表明不可观测因素不会对基准回归结果产生显著影响,试点政策对城市新质生产力的影响作用是真实有效的。



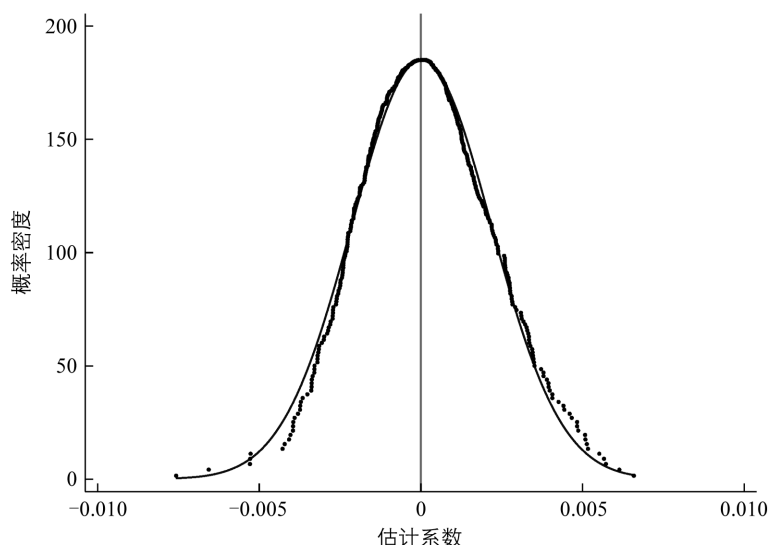


图4 安慰剂检验结果

### 3. 替换被解释变量的稳健性检验

有别于已有成果关于新质生产力测算大多基于“新型劳动者—新型劳动资料—新型劳动对象”维度构建指标体系,本文尝试基于“教育—科技—人才”维度构建指标体系测算城市新质生产力。为提高研究结论的说服力,本文同时也基于“新型劳动者—新型劳动资料—新型劳动对象”维度构建指标体系测算得到被解释变量的替代变量进行稳健性检验。回归结果如表3所示。其中模型(1)至模型(6)的被解释变量均为城市新质生产力指数  $NQPF$  的替代变量  $NNI$ 。由于全要素生产率  $TFP$ 、产业结构服务化水平  $IND$ 、固定资产投资额  $\ln FI$  与劳动者、劳动资料等范畴密切相关,因此为避免可能出现的多重共线性问题,本次回归没有包括上述的全要素生产率  $TFP$ 、产业结构服务化水平  $IND$ 、固定资产投资额  $\ln FI$  这3个控制变量。根据回归结果可以发现,试点政策变量的估计系数均能通过显著性检验且系数为正,而且逐步加入控制变量之后,回归结果依然稳健。

表3 替换被解释变量的稳健性检验结果

|            | (1)<br>$NNI$            | (2)<br>$NNI$            | (3)<br>$NNI$             | (4)<br>$NNI$             | (5)<br>$NNI$            | (6)<br>$NNI$            |
|------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $DID$      | 0.021 1**<br>(0.009 0)  | 0.018 3*<br>(0.009 3)   | 0.018 2**<br>(0.009 2)   | 0.019 6**<br>(0.009 7)   | 0.019 7**<br>(0.009 7)  | 0.019 6**<br>(0.009 6)  |
| $\ln GDP$  |                         | 0.102 5***<br>(0.035 7) | 0.103 7***<br>(0.037 4)  | 0.108 3***<br>(0.039 8)  | 0.094 5**<br>(0.039 7)  | 0.093 4**<br>(0.039 6)  |
| $\ln PGDP$ |                         | -0.090 2**<br>(0.036 2) | -0.091 8**<br>(0.038 3)  | -0.092 3**<br>(0.040 6)  | -0.085 9**<br>(0.040 8) | -0.084 5**<br>(0.040 6) |
| $\ln PD$   |                         |                         | 0.022 5<br>(0.018 1)     | 0.023 6<br>(0.018 9)     | 0.024 4<br>(0.019 3)    | 0.024 5<br>(0.019 2)    |
| $\ln FDI$  |                         |                         |                          | -0.001 0<br>(0.001 4)    | -0.000 9<br>(0.001 4)   | -0.000 9<br>(0.001 4)   |
| $\ln RC$   |                         |                         |                          |                          | 0.017 1**<br>(0.006 8)  | 0.017 4**<br>(0.006 8)  |
| $\ln BK$   |                         |                         |                          |                          |                         | -0.002 7<br>(0.003 3)   |
| 常数项        | 0.119 3***<br>(0.002 5) | -0.612 5**<br>(0.250 0) | -0.745 5***<br>(0.281 3) | -0.823 5***<br>(0.306 1) | -0.775 0**<br>(0.302 4) | -0.765 4**<br>(0.303 8) |
| 城市固定效应     | 是                       | 是                       | 是                        | 是                        | 是                       | 是                       |
| 年份固定效应     | 是                       | 是                       | 是                        | 是                        | 是                       | 是                       |
| 样本量        | 4 359                   | 4 333                   | 4 331                    | 4 165                    | 4 158                   | 4 154                   |
| $R^2$      | 0.331 9                 | 0.355 1                 | 0.358 0                  | 0.360 3                  | 0.361 2                 | 0.361 4                 |

4. 剔除第二批试点城市样本的稳健性检验

为进一步检验基准回归结果的稳健性,本文剔除第二批试点城市样本,仅保留第一批试点城市样本及其他没有参与试点的城市样本,并进行重新回归。回归结果如表 4 所示。表中的模型(1)至模型(6)的被解释变量均为城市新质生产力指数 *NQPF*。根据回归结果可以发现,试点政策变量的估计系数显著性水平均小于 1%且系数为正,而且逐步加入控制变量之后,回归结果依然稳健。这一结果与基准回归结果基本一致,研究假设 H1 依然成立。

表 4 剔除第二批试点城市样本后的稳健性检验结果

|                       | (1)<br><i>NQPF</i>      | (2)<br><i>NQPF</i>       | (3)<br><i>NQPF</i>       | (4)<br><i>NQPF</i>       | (5)<br><i>NQPF</i>       | (6)<br><i>NQPF</i>       |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>DID</i>            | 0.040 2***<br>(0.009 1) | 0.031 4***<br>(0.007 2)  | 0.027 0***<br>(0.005 9)  | 0.021 6***<br>(0.005 5)  | 0.022 0***<br>(0.005 7)  | 0.021 5***<br>(0.005 7)  |
| <i>lnGDP</i>          |                         | 0.168 1***<br>(0.017 9)  | 0.168 0***<br>(0.018 7)  | 0.176 4***<br>(0.018 3)  | 0.171 4***<br>(0.019 3)  | 0.170 6***<br>(0.019 5)  |
| <i>lnPGDP</i>         |                         | −0.160 0***<br>(0.018 3) | −0.157 3***<br>(0.020 1) | −0.149 2***<br>(0.019 7) | −0.142 4***<br>(0.020 5) | −0.142 6***<br>(0.020 7) |
| <i>lnPD</i>           |                         |                          | −0.001 7<br>(0.005 9)    | −0.007 1<br>(0.005 1)    | −0.009 1*<br>(0.005 3)   | −0.009 2*<br>(0.005 4)   |
| <i>TFP</i>            |                         |                          | −0.010 0<br>(0.012 6)    | −0.002 1<br>(0.011 2)    | −0.005 1<br>(0.012 4)    | −0.004 1<br>(0.012 3)    |
| <i>IND</i>            |                         |                          |                          | 0.076 3***<br>(0.025 8)  | 0.069 5***<br>(0.026 7)  | 0.069 8***<br>(0.026 8)  |
| <i>lnFI</i>           |                         |                          |                          | −0.022 6***<br>(0.004 2) | −0.020 6***<br>(0.004 6) | −0.020 4***<br>(0.004 6) |
| <i>lnFDI</i>          |                         |                          |                          |                          | −0.000 9<br>(0.001 1)    | −0.000 9<br>(0.001 1)    |
| <i>lnRC</i>           |                         |                          |                          |                          | 0.005 9<br>(0.004 0)     | 0.005 9<br>(0.004 0)     |
| <i>lnBK</i>           |                         |                          |                          |                          |                          | 0.003 2<br>(0.002 1)     |
| 常数项                   | 0.204 5***<br>(0.002 1) | −0.868 1***<br>(0.134 3) | −0.786 1***<br>(0.155 2) | −0.931 2***<br>(0.161 6) | −0.930 6***<br>(0.178 0) | −0.939 5***<br>(0.178 9) |
| 城市固定效应                | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 年份固定效应                | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 样本量                   | 5 293                   | 4 941                    | 3 584                    | 3 576                    | 339 7                    | 339 3                    |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.151 0                 | 0.251 4                  | 0.232 8                  | 0.268 6                  | 0.269 5                  | 0.270 1                  |

5. 仅保留地级城市样本的稳健性检验

相较于地级城市,直辖市以及副省级城市往往具有更为优越的资源禀赋。魏后凯研究发现,相较于地级城市,直辖市、副省级城市的城市人口和用地规模均呈现指数增长趋势<sup>[45]</sup>。因此本文将剔除直辖市、副省级城市等样本,仅保留地级城市样本,并进行重新回归,回归结果如表 5 所示。表中的模型(1)至模型(6)的被解释变量均为城市新质生产力指数 *NQPF*。根据回归结果可以发现,试点政策变量的估计系数显著性水平均小于 1%且系数为正,而且逐步加入控制变量之后,回归结果依然稳健。这一结果与基准回归结果基本一致,研究假设 H1 依然成立。

表5 仅保留地级城市样本的稳健性检验结果

|                       | (1)<br>NQPF             | (2)<br>NQPF              | (3)<br>NQPF              | (4)<br>NQPF              | (5)<br>NQPF              | (6)<br>NQPF              |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>DID</i>            | 0.031 1***<br>(0.009 9) | 0.0246 ***<br>(0.008 0)  | 0.023 1***<br>(0.007 5)  | 0.019 8***<br>(0.006 9)  | 0.020 5***<br>(0.007 4)  | 0.019 8***<br>(0.007 4)  |
| <i>lnGDP</i>          |                         | 0.159 8***<br>(0.020 0)  | 0.159 1***<br>(0.020 5)  | 0.172 4***<br>(0.019 8)  | 0.165 2***<br>(0.021 1)  | 0.165 1***<br>(0.021 2)  |
| <i>lnPGDP</i>         |                         | -0.151 6***<br>(0.020 2) | -0.143 4***<br>(0.021 9) | -0.142 8***<br>(0.020 7) | -0.133 6***<br>(0.022 0) | -0.134 8***<br>(0.022 1) |
| <i>lnPD</i>           |                         |                          | -0.005 1<br>(0.005 6)    | -0.009 0<br>(0.005 9)    | -0.011 4*<br>(0.006 7)   | -0.011 3*<br>(0.006 7)   |
| <i>TFP</i>            |                         |                          | -0.014 6<br>(0.012 8)    | -0.005 4<br>(0.011 4)    | -0.009 1<br>(0.012 7)    | -0.007 9<br>(0.012 6)    |
| <i>IND</i>            |                         |                          |                          | 0.077 0***<br>(0.026 7)  | 0.070 2**<br>(0.027 6)   | 0.070 7**<br>(0.027 8)   |
| <i>lnFI</i>           |                         |                          |                          | -0.021 2***<br>(0.004 3) | -0.018 9***<br>(0.004 7) | -0.018 7***<br>(0.004 7) |
| <i>lnFDI</i>          |                         |                          |                          |                          | -0.000 8<br>(0.001 1)    | -0.000 8<br>(0.001 1)    |
| <i>lnRC</i>           |                         |                          |                          |                          | 0.006 0<br>(0.003 7)     | 0.006 0<br>(0.003 7)     |
| <i>lnBK</i>           |                         |                          |                          |                          |                          | 0.003 3<br>(0.002 1)     |
| 常数项                   | 0.204 4***<br>(0.002 2) | -0.814 6***<br>(0.143 5) | -0.713 3***<br>(0.165 5) | -0.890 1***<br>(0.171 8) | -0.872 9***<br>(0.190 3) | -0.885 8***<br>(0.190 5) |
| 城市固定效应                | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 年份固定效应                | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 样本量                   | 5 179                   | 4 831                    | 3 506                    | 3 498                    | 3 319                    | 3 316                    |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.138 1                 | 0.223 5                  | 0.205 5                  | 0.237 3                  | 0.235 8                  | 0.236 8                  |

### (三) 异质性检验

#### 1. 资源型与非资源型城市分类

本文参照《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》中给出的资源型城市名单,将这一名单内的地级及以上城市设置为资源型城市,不在名单内的地级及以上城市设置为非资源型城市,并进行分组回归,回归结果如表6所示。表中的模型(1)至模型(4)的被解释变量均为城市新质生产力指数 *NQPF*。根据回归结果可以发现,对于资源型城市分组,试点政策变量的估计系数没有通过显著性检验,这意味着,试点政策实施对资源型城市新质生产力水平提升的影响作用不显著。这可能是因为资源型城市科技创新动力不足,不利于其新质生产力发展,未来仍需继续加大关键核心技术的研发投入,布局新赛道,形成新动能。对于非资源型城市分组,试点政策变量的估计系数显著性水平小于1%且系数为正,这意味着,试点政策实施对非资源型城市新质生产力水平提升存在正向的促进作用。

表 6 按资源型分类的异质性检验结果

|                       | 资源型城市                    |                           | 非资源型城市                   |                           |
|-----------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
|                       | (1)<br><i>NQPF</i>       | (2)<br><i>NQPF</i>        | (3)<br><i>NQPF</i>       | (4)<br><i>NQPF</i>        |
| <i>DID</i>            | −0.006 5<br>(0.009 0)    | −0.004 5<br>(0.008 7)     | 0.050 5 ***<br>(0.008 5) | 0.024 1 ***<br>(0.006 5)  |
| <i>lnGDP</i>          |                          | 0.109 2 ***<br>(0.024 5)  |                          | 0.183 7 ***<br>(0.025 6)  |
| <i>lnPGDP</i>         |                          | −0.094 4 ***<br>(0.025 0) |                          | −0.125 2 ***<br>(0.028 3) |
| <i>lnPD</i>           |                          | −0.056 4 *<br>(0.032 9)   |                          | −0.008 9 *<br>(0.004 9)   |
| <i>TFP</i>            |                          | −0.002 3<br>(0.015 2)     |                          | −0.022 2<br>(0.018 5)     |
| <i>IND</i>            |                          | 0.063 7<br>(0.040 4)      |                          | 0.078 3 **<br>(0.035 4)   |
| <i>lnFI</i>           |                          | −0.005 2<br>(0.006 9)     |                          | −0.028 8 ***<br>(0.005 5) |
| <i>lnFDI</i>          |                          | −0.001 3<br>(0.001 4)     |                          | −0.000 5<br>(0.001 5)     |
| <i>lnRC</i>           |                          | 0.007 9<br>(0.008 4)      |                          | 0.004 5<br>(0.004 1)      |
| <i>lnBK</i>           |                          | 0.000 4<br>(0.002 2)      |                          | 0.006 4 **<br>(0.003 2)   |
| 常数项                   | 0.193 4 ***<br>(0.003 6) | −0.284 2<br>(0.328 3)     | 0.211 3 ***<br>(0.002 7) | −1.124 9 ***<br>(0.234 2) |
| 城市固定效应                | 是                        | 是                         | 是                        | 是                         |
| 年份固定效应                | 是                        | 是                         | 是                        | 是                         |
| 样本量                   | 2 174                    | 1 385                     | 3 290                    | 2 125                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.153 7                  | 0.194 0                   | 0.183 4                  | 0.315 8                   |

2. 按所处地区分类

本文按照国家统计局对东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的区域划分标准,将所有城市样本划分为东部地区、中部地区、西部地区和东北地区四个分组,并依次进行回归,回归结果如表 7 所示。表中的模型(1)至模型(4)的被解释变量均为城市新质生产力指数 *NQPF*。根据回归结果可以发现,对于东部地区、中部地区和东北地区分组,试点政策变量的估计系数显著性水平均小于 1%且系数均为正。这意味着,对于位于东部地区、中部地区和东北地区的城市来说,试点政策实施对这些城市的新质生产力水平提升存在正向的促进作用,并且从影响强度看,从强到弱排序依次是“中部地区→东北地区→东部地区”。对于西部地区分组,试点政策变量的估计系数没有通过显著性检验,这意味着,试点政策实施对西部城市新质生产力水平的影响作用不显著。



表 7 按地区分类的异质性检验结果

|                       | (1)<br><i>NQPF</i>       | (2)<br><i>NQPF</i>       | (3)<br><i>NQPF</i>       | (4)<br><i>NQPF</i>       |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>DID</i>            | 0.016 5**<br>(0.007 3)   | 0.033 0***<br>(0.006 7)  | 0.011 0<br>(0.012 3)     | 0.026 7***<br>(0.007 6)  |
| <i>lnGDP</i>          | 0.170 9**<br>(0.076 4)   | 0.167 9***<br>(0.021 9)  | 0.078 1<br>(0.056 7)     | 0.403 0**<br>(0.175 8)   |
| <i>lnPGDP</i>         | -0.188 3**<br>(0.080 0)  | -0.101 4***<br>(0.025 2) | -0.037 3<br>(0.065 1)    | -0.333 5<br>(0.207 5)    |
| <i>lnPD</i>           | -0.078 1<br>(0.063 4)    | -0.023 0<br>(0.038 2)    | -0.010 6***<br>(0.003 3) | 0.054 6<br>(0.055 2)     |
| <i>TFP</i>            | 0.040 3<br>(0.030 4)     | -0.011 9<br>(0.023 4)    | -0.052 9*<br>(0.029 0)   | -0.035 9<br>(0.055 5)    |
| <i>IND</i>            | 0.188 4***<br>(0.045 4)  | 0.049 5<br>(0.057 7)     | -0.007 6<br>(0.059 1)    | 0.055 0<br>(0.068 9)     |
| <i>lnFI</i>           | -0.029 8***<br>(0.008 6) | -0.032 4**<br>(0.012 5)  | -0.008 6<br>(0.006 6)    | -0.013 7<br>(0.010 6)    |
| <i>lnFDI</i>          | -0.001 5<br>(0.002 8)    | 0.001 1<br>(0.003 0)     | 0.001 3<br>(0.001 3)     | -0.001 8<br>(0.002 3)    |
| <i>lnRC</i>           | -0.001 6<br>(0.005 4)    | 0.008 6<br>(0.008 2)     | -0.000 3<br>(0.004 7)    | 0.008 8<br>(0.015 5)     |
| <i>lnBK</i>           | 0.007 3*<br>(0.004 0)    | -0.003 4<br>(0.002 9)    | 0.001 8<br>(0.003 1)     | 0.000 8<br>(0.007 0)     |
| 常数项                   | -0.431 4<br>(0.388 2)    | -1.060 8***<br>(0.314 5) | -0.033 9<br>(0.376 0)    | -2.721 7***<br>(0.951 4) |
| 城市固定效应                | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 年份固定效应                | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 样本量                   | 1 099                    | 1 035                    | 937                      | 439                      |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.368 8                  | 0.276 2                  | 0.1 398                  | 0.4 157                  |

## 五、进一步分析

### (一)金融发展效率传导视角下的中介效应检验

基于上述理论分析结论,本文从金融发展效率传导的视角,探究试点政策影响城市新质生产力的中间传导机制,回归结果如表 8 所示。其中模型(1)和模型(3)的被解释变量为城市新质生产力指数 *NQPF*,模型(2)和模型(4)的被解释变量为城市金融发展效率 *FAL*。根据模型(1)和模型(2)的回归结果可以发现,试点政策变量影响城市新质生产力指数 *NQPF* 以及影响城市金融发展效率 *FAL* 的估计系数显著性水平分别小于 1%、小于 10%,都通过显著性检验,且系数均为正。这意味着试点政策的实施,对城市金融发展效率具有正向促进作用,并通过提升城市金融资源配置效率,进一步促进城市新质生产力发展。同时剔除第二批试点城市样本并重新回归,开展稳健性检验,回归结果与模型(1)和模型(2)的回归结果基本一致,可以认为基于金融发展效率传导机制的回归结果通过稳健性检验。因此,研究假设 H2 成立。出现这一结果的原因可能在于:科技金融政策的实施,有利于风险投资、股权投资、天使投资等科技金融业态快速发展,积极探索金融支持科技的模式创新<sup>[46]</sup>,形成服务科技企业和研发团队“种子期→初创期→成长期→成熟期”全生命周期的“一站式”金融产品体系,给予科技研发主体长期耐心资本支持,缓解信贷资金期限错配<sup>[47]</sup>,提高金融发展效率。金融发展效率提升有利于科技研发主体整合更多研发资源,提高技术创新能力,提升科研成果转化率,为城市新质生产力提供科技支撑<sup>[48]</sup>。中国银行业协会披露的公开信息也显示,在国家科技金融政策实施的推动下,银行业不断优化科技金融服务体系,加强与其他金融机构的业务合作,围绕科技企业发展的阶段性需求搭建“一站式”全生命

周期金融服务体系,为科技企业发展提供资金支持。

表 8 金融发展效率传导视角下的中介效应回归结果

|                       | 中介效应                     |                          | 稳健性检验                    |                          |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                       | (1)<br>NQPF              | (2)<br>FAL               | (3)<br>NQPF              | (4)<br>FAL               |
| <i>DID</i>            | 0.020 9***<br>(0.005 7)  | 0.060 8*<br>(0.032 4)    | 0.021 5***<br>(0.005 7)  | 0.059 8*<br>(0.032 9)    |
| <i>lnGDP</i>          | 0.163 4***<br>(0.018 7)  | -0.207 7<br>(0.136 6)    | 0.170 6***<br>(0.019 5)  | -0.201 6<br>(0.147 7)    |
| <i>lnPGDP</i>         | -0.128 9***<br>(0.019 9) | -1.565 2***<br>(0.201 1) | -0.142 6***<br>(0.020 7) | -1.551 1***<br>(0.208 6) |
| <i>lnPD</i>           | -0.011 6*<br>(0.006 7)   | -0.000 2<br>(0.025 4)    | -0.009 2*<br>(0.005 4)   | -0.001 9<br>(0.026 6)    |
| <i>TFP</i>            | -0.009 9<br>(0.012 6)    | 2.102 3***<br>(0.232 2)  | -0.004 1<br>(0.012 3)    | 2.100 1***<br>(0.237 8)  |
| <i>IND</i>            | 0.080 3***<br>(0.027 2)  | -0.139 9<br>(0.198 2)    | 0.069 8***<br>(0.026 8)  | -0.143 3<br>(0.202 0)    |
| <i>lnFI</i>           | -0.020 4***<br>(0.004 6) | -0.068 7**<br>(0.034 9)  | -0.020 4***<br>(0.004 6) | -0.070 5**<br>(0.035 6)  |
| <i>lnFDI</i>          | -0.000 9<br>(0.001 1)    | 0.012 5<br>(0.009 1)     | -0.000 9<br>(0.001 1)    | 0.012 0<br>(0.009 2)     |
| <i>lnRC</i>           | 0.005 8<br>(0.003 7)     | 0.010 7<br>(0.040 0)     | 0.005 9<br>(0.004 0)     | -0.001 6<br>(0.040 8)    |
| <i>lnBK</i>           | 0.003 5*<br>(0.002 1)    | 0.014 1<br>(0.017 7)     | 0.003 2<br>(0.002 1)     | 0.014 0<br>(0.018 1)     |
| 常数项                   | -0.897 8***<br>(0.178 7) | 0.464 4<br>(1.482 2)     | -0.939 5***<br>(0.178 9) | 0.323 2<br>(1.551 3)     |
| 城市固定效应                | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 年份固定效应                | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        |
| 样本量                   | 3 510                    | 3 514                    | 3 393                    | 3 397                    |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.261 3                  | 0.425 1                  | 0.270 1                  | 0.426 4                  |

(二)科技人才集聚传导视角下的中介效应检验

城市新质生产力的发展离不开科技人才要素的支撑<sup>[49]</sup>。本文进一步尝试从科技人才集聚视角,探究试点政策影响城市新质生产力的中间传导机制,回归结果如表 9 所示。其中模型(1)和模型(3)的被解释变量为城市新质生产力指数 *NQPF*,模型(2)和模型(4)的被解释变量为城市科技人才集聚水平 *TCL*。根据模型(1)和模型(2)的回归结果可以发现,试点政策变量影响城市新质生产力指数 *NQPF* 的估计系数显著性水平小于 1%且系数为正,但是试点政策变量影响科技人才集聚水平 *TCL* 的估计系数没有通过显著性检验。这意味着试点政策的实施,对城市科技人才集聚的影响作用在统计意义上不明显,因此,试点政策通过科技人才集聚进而影响城市新质生产力发展的中间传导机制可能不存在。从回归结果中可以发现,目前通过科技金融政策实施引导科技人才集聚的传导机制尚未建立起来,这不利于未来城市新质生产力的进一步发展。同时本文剔除第二批试点城市样本并重新回归,开展稳健性检验。稳健性检验的回归结果与模型(1)和模型(2)的回归结果基本一致。因此,研究假设 H3 不成立。出现这一结果的原因可能在于:虽然国家大力推进人才战略实施,但是个别城市在落实国家相关政策文件时存在偏差,导致其促进人才集聚的外部环境还有待提升,使得科技金融政策的人才集聚效应没有充分发挥出来<sup>[50]</sup>。从 2023 年新增院士数量的城市分布来看,新增院士人数最多的是北京、上海、天津、广州、杭州等东部城市。可见,仅从高层次人才集聚看,位于东部的城市在人才集聚上具有比较明显的优势条件,位于中部和西部的城市则存在人才流失、创新竞争力不足等问题,从而抑制了科

技金融政策实施的人才集聚效应对城市新质生产力的促进作用。

表 9 科技人才集聚传导视角下的中介效应回归结果

|                       | 中介效应                     |                        | 稳健性检验                    |                        |
|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
|                       | (1)<br><i>NQPF</i>       | (2)<br><i>TCL</i>      | (3)<br><i>NQPF</i>       | (4)<br><i>TCL</i>      |
| <i>DID</i>            | 0.020 9***<br>(0.005 7)  | 0.002 6<br>(0.002 0)   | 0.021 5***<br>(0.005 7)  | 0.002 8<br>(0.002 0)   |
| <i>lnGDP</i>          | 0.163 4***<br>(0.018 7)  | -0.006 4<br>(0.007 0)  | 0.170 6***<br>(0.019 5)  | -0.005 9<br>(0.007 5)  |
| <i>lnPGDP</i>         | -0.128 9***<br>(0.019 9) | 0.002 2<br>(0.007 4)   | -0.142 6***<br>(0.020 7) | 0.002 9<br>(0.007 8)   |
| <i>lnPD</i>           | -0.011 6*<br>(0.006 7)   | -0.001 1<br>(0.001 7)  | -0.009 2*<br>(0.005 4)   | -0.001 0<br>(0.001 7)  |
| <i>TFP</i>            | -0.009 9<br>(0.012 6)    | 0.007 0*<br>(0.004 0)  | -0.004 1<br>(0.012 3)    | 0.005 3<br>(0.003 7)   |
| <i>IND</i>            | 0.080 3***<br>(0.027 2)  | 0.018 0**<br>(0.007 1) | 0.069 8***<br>(0.026 8)  | 0.015 9**<br>(0.007 2) |
| <i>lnFI</i>           | -0.020 4***<br>(0.004 6) | -0.001 3<br>(0.001 2)  | -0.020 4***<br>(0.004 6) | -0.001 0<br>(0.001 2)  |
| <i>lnFDI</i>          | -0.000 9<br>(0.001 1)    | 0.000 2<br>(0.000 2)   | -0.000 9<br>(0.001 1)    | 0.000 2<br>(0.000 2)   |
| <i>lnRC</i>           | 0.005 8<br>(0.003 7)     | -0.001 0<br>(0.000 8)  | 0.005 9<br>(0.004 0)     | -0.001 1<br>(0.000 9)  |
| <i>lnBK</i>           | 0.003 5*<br>(0.002 1)    | -0.000 5<br>(0.000 6)  | 0.003 2<br>(0.002 1)     | -0.000 6<br>(0.000 6)  |
| 常数项                   | -0.897 8***<br>(0.178 7) | 0.057 7<br>(0.046 0)   | -0.939 5***<br>(0.178 9) | 0.057 0<br>(0.049 9)   |
| 城市固定效应                | 是                        | 是                      | 是                        | 是                      |
| 年份固定效应                | 是                        | 是                      | 是                        | 是                      |
| 样本量                   | 3 510                    | 3 495                  | 3 393                    | 3 378                  |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.261 3                  | 0.111 5                | 0.270 1                  | 0.107 3                |

## 六、结论与对策建议

科技金融被定位为金融“五篇大文章”的首篇文章,彰显了科技金融政策在推动高水平科技创新中的重要作用。本文采用中国 296 个地级及以上城市 2000—2022 年的面板数据样本,搭建多期双重差分模型,探究试点政策对城市新质生产力发展的影响,并尝试从城市金融资源配置效率和城市科技人才集聚水平两个视角出发,探究试点政策实施影响城市新质生产力发展的中间传导机制。研究结果发现:第一,试点政策实施对城市新质生产力发展存在正向的促进作用,且这一影响作用通过显著性检验。第二,从城市资源型分组异质性表现上来看,这一影响作用主要体现在非资源型城市分组上;从区域分组异质性表现上来看,这一影响作用主要体现在东部地区、中部地区和东北地区城市分组上。第三,试点政策实施有利于提升城市金融发展效率,进而促进城市新质生产力发展。第四,试点政策实施对城市科技人才集聚水平的影响作用不明显。

基于上述结论,为了促进城市新质生产力发展,本文提出以下对策建议:

第一,扩大科技和金融结合政策试点范围。增加试点城市数量,在现有试点城市范围基础上,重点面向非资源型城市以及位于东部、中部和东北地区的城市,逐步扩大试点城市范围,提升试点政策在地理分布上的覆盖面。细化试点政策内容,结合目前城市新质生产力发展的产业方向,围绕新兴产业部门的生命周期特征,进一步完善试点政策细则,为地区科技发展提供更多金

融政策指引。推进资源型城市转型升级,通过争取上级财政转移支付、设立专项基金引导社会资本投资等方式,瞄准高科技产业新赛道,加大科技研发投入,加快新平台培育与打造,克服资源依赖,夯实资源型城市新质生产力发展的新支撑。

第二,充分发挥金融发展效率提升的中间传导作用。持续提升信贷资金供给效率,运用多种货币政策工具实施,确保各地金融机构信贷资金合理充裕,促进社会资本供给量与城市新质生产力发展的资金需求相匹配,加强金融资源配置总量和结构的优化调节,促进金融资源利用成本稳中有降。满足城市新质生产力多元资金需求,探索知识产权抵押融资、数据资产无抵押融资等产品创新,丰富科技金融服务体系,满足高科技企业多元化的金融服务需求。拓宽科技企业直接融资渠道,支持科技企业通过发债、上市等融资模式创新,搭建多层次资本市场融资渠道。

第三,加快建立科技人才集聚机制。营造科技人才安身立业的创新环境,在现有科技和金融结合政策细则基础上,完善对于引导科技人才集聚的政策设计,满足各类科技人才在实现自身价值、配偶就业、子女教育等方面的多元化需求,提升试点政策对于科技创新人才的吸引力,加大试点政策的人才集聚效应。鼓励科技人才开展长期研究,对科研活动按照前沿研究、市场应用和公益研究来进行分类,按照各研究类型科研周期特点,建立科技人才评价管理多元化制度,引导科技人才沉下心来攻克关键核心技术。推动科技人才实现新发展,打破人员指标限制,畅通高校、科研机构、企业等市场主体之间的人才流动渠道,鼓励社会资本设立民间科研奖项,激发科技人才内生动力。

#### 参考文献:

- [1] 郭冠清,谷雨涵.论新质生产力理论对马克思主义生产力理论的创新发展[J].上海经济研究,2024(5):16-24.
- [2] 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.
- [3] 裴长洪,倪江飞.加快形成同新质生产力更相适应的生产关系[J].南京社会科学,2025(1):27-38.
- [4] 肖兴志,王述勇,李少林.金融支持产业链韧性提升:内在逻辑、现实需求与推进方略[J].改革,2024(9):1-16.
- [5] 中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定[N].人民日报,2024-07-22(1).
- [6] COLE H L, GREENWOOD J, SANCHEZ J M. Why Doesn't Technology Flow from Rich to Poor Countries? [J]. *Econometrica*, 2016(4):1477-1521.
- [7] MEULEMAN M, DE MAESENEIRE W. Do R&D Subsidies Affect SMEs' Access to External Financing? [J]. *Research Policy*, 2012(3):580-591.
- [8] MANN W. Creditor Rights and Innovation: Evidence from Patent Collateral [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018(1):25-47.
- [9] 姚战琪,李蕊.科技金融政策对我国区域经济国际竞争力的影响:基于科技和金融结合试点政策的评估[J].青海社会科学,2023(3):60-71.
- [10] 朱仁泽,陈享光,李光武.科技金融结合试点政策对企业期限错配的影响[J].经济经纬,2023(1):130-140.
- [11] 郭金录,金宁,张婕,等.科技金融与企业融资效率——来自长三角城市群高新技术企业的经验证据[J].中央财经大学学报,2023(10):68-80.
- [12] 洪银兴.新质生产力及其培育和发展[J].经济学动态,2024(1):3-11.
- [13] 柳学信,曹成梓,孔晓旭.大国竞争背景下新质生产力形成的理论逻辑与实现路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024(1):145-155.
- [14] 沈坤荣,金童谣,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024(1):37-42.
- [15] 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(1):31-47.
- [16] 谢梅.科技创新为新质生产力“蓄势赋能”[J].人民论坛,2024(5):66-68.
- [17] 张翱,孙久文.数字经济发展与新质生产力的生成逻辑[J].学术研究,2024(5):87-95.
- [18] 何青,胡通,梁柏林.金融服务新质生产力发展:历史经验与中国启示[J].当代财经,2024(7):59-70.
- [19] 廖恒,邱志刚.金融助力新质生产力的长效机制研究[J].理论与改革,2024(3):52-61.
- [20] 习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调 加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[N].人民日报,2024-02-02(1).
- [21] 黄群慧,盛方富.新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J].改革,2024(2):15-24.

- [22] 贾立政. 教育、科技、人才一体化发展的四个关键[J]. 人民论坛, 2024(10):58-61.
- [23] 陈劲, 陈书洁. 教育、科技、人才一体化加快新质生产力发展: 关键问题、现实逻辑与主要路径 [J]. 现代教育技术, 2024(7):5-12.
- [24] 胡海青, 李卓艺, 梁志康, 等. 科技金融、高技术产业集聚与新质生产力[J]. 财经论丛(浙江财经大学学报), 2025(3):51-63.
- [25] 肖兴志, 徐信龙. 区域创新要素的配置和结构失衡: 研究进展、分析框架与优化策略[J]. 科研管理, 2019(10):1-13.
- [26] 王娜, 赵根漩. 大模型技术赋能新质生产力发展: 理论逻辑与实现路径[J]. 经济纵横, 2025(1):100-109.
- [27] 范晓莉. 数字金融发展、区域基础设施与地区经济增长——基于新经济地理学视角的分析 [J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2023(9):94-103.
- [28] 郑鹏, 尤春艳, 李峰. 金融服务新质生产力高质量发展的学理支撑、现实挑战及完善对策研究[J]. 重庆社会科学, 2024(12):36-50.
- [29] 李晓龙, 张子怡, 郑强. 金融改革政策能否促进产业链现代化? ——基于国家金融综合改革试验区政策的研究[J]. 金融论坛, 2024(3):70-80.
- [30] 陈享光, 王艺宣. 科技金融赋能数字经济高质量发展的机制与路径研究[J]. 当代经济研究, 2025(2):109-122.
- [31] KING R G, LEVINE R. Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence [J]. Journal of Monetary Economics, 1993(3):513-542.
- [32] 吴妍妍. 科技金融服务体系构建与效率评价 [J]. 宏观经济研究, 2019(4):162-170.
- [33] 杜群阳, 周方兴, 战明华. 信息不对称、资源配置效率与经济周期波动 [J]. 中国工业经济, 2022(4):61-79.
- [34] 李香菊, 刘硕, 边琳丽. 数字金融、市场分割与资本要素错配 [J]. 统计与决策, 2023(17):137-142.
- [35] 陈子韬, 孟凡蓉, 张润强. 政府资助、创新人力资源错配与区域创新绩效: 基于门槛效应的检验 [J]. 科技进步与对策, 2022(22):30-39.
- [36] 魏浩, 袁然. 国际人才流入与中国企业的研发投入 [J]. 世界经济, 2018(12):144-166.
- [37] 谢文栋. 科技金融政策能否提升科技人才集聚水平——基于多期 DID 的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2022(20):131-140.
- [38] 张莉娜, 倪志良. 科技人才集聚与区域创新效率——基于空间溢出与门槛效应的实证检验 [J]. 软科学, 2022(9):45-50.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022(5):100-120.
- [40] 张绘. 畅通教育科技人才良性循环的财政政策 [J]. 人民论坛, 2024(13):59-63.
- [41] 林梨奎. 对外直接投资、全球价值链分工与出口持续概率 [J]. 统计与信息论坛, 2020(12):72-80.
- [42] 马凌远, 李晓敏. 科技金融政策促进了地区创新水平提升吗? ——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验 [J]. 中国软科学, 2019(12):30-42.
- [43] 郭金花, 郭淑芬, 郭檬楠. 城市科技型人才集聚的时空特征及影响因素——基于 285 个城市的经验数据 [J]. 中国科技论坛, 2021(6):139-148.
- [44] 刘志彪. 新质生产力的产业特征与驱动机制[J]. 探索与争鸣, 2024(3):23-26.
- [45] 魏后凯. 中国城市行政等级与规模增长[J]. 城市与环境研究, 2014(1):4-17.
- [46] 许嘉扬, 钱水土. 科技金融政策对科技型中小企业创新的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2025, 40(2):65-78.
- [47] 姜中裕, 吴福象. 耐心资本、数字经济与创新效率——基于制造业 A 股上市公司的经验证据[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024(2):121-133.
- [48] 张天雪, 许志通, 马银琦. 新质生产力跃迁之钥: 高校科技成果转化的驱动路径与门槛效应 [J]. 中国高教研究, 2025(1):83-91.
- [49] 黄梅. 培养与新质生产力发展相适应的高技能人才 [J]. 人民论坛, 2024(21):25-29.
- [50] 黄永春, 钱春琳, 钱昕怡, 等. 教育—科技—人才耦合协调度研究——基于 30 个省级区域的实证分析[J]. 中国科技论坛, 2024(10):12-24.

责任编辑 任剑乔 柳为易

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>