

新质生产力对资本错配的影响效应与作用机制研究

于冰姿¹, 刘兆兴²

¹成都信息工程大学统计学院, 四川 成都

²西南石油大学经济管理学院, 四川 成都

收稿日期: 2026年7月27日; 录用日期: 2026年8月27日; 发布日期: 2026年9月10日

摘要

新质生产力以生产要素创新性配置为核心特征, 其对资本错配的影响是经济高质量发展阶段的重要命题。本文基于2010~2023年中国265个地级市面板数据, 测算新质生产力与资本错配指数, 采用双向固定效应模型检验二者的因果关系与作用机制。研究表明, 新质生产力能够显著改善资本错配, 该结论经内生性处理与多重稳健性检验后依然成立。创新创业活力提升与产业结构升级是核心传导路径, 且该效应在不同区域与城市类型中存在异质性。本文结论为因地制宜发展新质生产力、优化资本配置效率提供了经验依据。

关键词

新质生产力, 资本错配, 创新创业, 产业结构升级

Impact Effects and Underlying Mechanisms of New Quality Productive Forces on Capital Misallocation

Bingzi Yu¹, Zhaoxing Liu²

¹School of Statistics, Chengdu University of Information Technology, Chengdu Sichuan

²School of Economics and Management, Southwest Petroleum University, Chengdu Sichuan

Received: July 27, 2026; accepted: August 27, 2026; published: September 10, 2026

Abstract

With the innovative allocation of production factors as its core feature, new quality productive forces have a significant bearing on capital misallocation—a critical issue in the high-quality development stage of the economy. Drawing on panel data from 265 prefecture-level cities in China over

文章引用: 于冰姿, 刘兆兴. 新质生产力对资本错配的影响效应与作用机制研究[J]. 可持续发展, 2026, 16(9): 56-68.

DOI: 10.12677/sd.2026.169316

the period 2010~2023, this paper constructs indices for new quality productive forces and capital misallocation, and employs a two-way fixed effects model to examine their causal relationship and underlying mechanisms. The results indicate that new quality productive forces significantly mitigate capital misallocation, and this finding remains robust after addressing endogeneity and conducting a series of rigorous robustness checks. The revitalization of innovation and entrepreneurship, along with the industrial structure upgrading, are identified as the core transmission channels. Moreover, the effect exhibits heterogeneity across different regions and city types. These findings provide empirical grounds for fostering new quality productive forces in line with local conditions and for optimizing capital allocation efficiency.

Keywords

New Quality Productive Forces, Capital Misallocation, Innovation and Entrepreneurship, Industrial Structure Upgrading

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置和产业深度转型升级催生,以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,以全要素生产率显著提高为核心标志[1]。学界普遍认为,新质生产力以创新为主导,蕴含生产方式与资源配置模式的系统性变革。本文将其界定为:以科技创新为核心驱动力,依托生产要素与组织方式的创新组合,推动效率提升与产业转型的综合生产能力。资本错配则指资本在不同城市、行业或市场主体之间的实际配置偏离有效配置状态,主要表现为低效率主体占用资本、高效率主体融资不足。Restuccia 等(2008)指出,要素市场扭曲和制度约束会使生产要素偏离有效配置状态并降低整体生产率[2]。新质生产力可通过提升信息匹配效率、缓解信息不对称,引导资本向高效率领域流动,或成为改善资本错配的重要力量,但二者的因果关系与作用机制仍缺乏实证验证。

基于此,本文利用 2010~2023 年全国 265 个地级市面板数据,构建双向固定效应模型考察新质生产力对资本错配的影响,从创新创业活力和产业结构升级双视角分析作用机制,并检验区域与城市类型异质性。本文边际贡献主要体现在两方面:一是将新质生产力与资本错配纳入统一分析框架,拓展新质生产力资源配置效应研究。二是揭示二者间的传导路径,为因地制宜培育新质生产力、提升资本配置效率提供经验证据。

2. 文献综述

2.1. 新质生产力的经济效应研究

新质生产力是现代化转型中形成的先进生产力形态,内涵不止于技术和工具更新,更强调劳动者、劳动资料与劳动对象的优化组合。周文等(2023)强调其以创新为主导,形成依托科技创新提升与要素组合优化[3]。李晓华(2023)认为其是生产方式、产业形态与资源配置模式的系统性变革[4]。任保平(2024)将其视为生产力转型的最新形态,可突破传统要素驱动路径,转向效率与质量导向的增长模式[5]。韩文龙等(2024)证实其已成为中国经济增长的重要新动能,能够提升全要素生产率、推动增长动力转换[6]。孙亚男等(2024)发现其可推动经济增长模式向要素集约、配置高效、效益提升方向转型,但区域发展差距显著[7]。魏崇辉(2023)指出其伴随生产与产业体系深度调整,利于提高经济运行效率与发展质量[8]。

2.2. 资本错配的改善路径研究

资本错配主要源于制度约束、要素价格扭曲、市场分割与金融摩擦, 罗德明等(2012)认为要素市场扭曲是造成资源错置的重要原因[9], Brandt 等(2013)进一步指出地区、部门与所有制间的市场分割会加剧资本配置偏离[10]。围绕资本错配的改善路径, 现有研究主要从两方面展开: 一是深化市场化改革、完善要素市场机制, 方军雄(2006)研究表明, 市场化进程能够减少行政性因素对资本流动的不当干预, 强化资本收益率的投资决策导向, 推动资本向高效率地区与企业流动[11]。罗德明等(2012)任务完善金融体系和信息披露机制, 缓解融资约束并引导信贷资源流向效率更高的主体[9]。二是完善金融体系与扩大对外开放, Wu(2018)发现, 健全信息披露、信用评价与融资担保机制, 弱化所有制性质对信贷配置的影响, 能够推动金融资源流向生产率更高的企业[12]。白俊红等(2018)证实扩大对外开放, 通过技术扩散、竞争加剧和产业结构优化改善[13]。这些研究为理解资本错配的成因及其改善机制提供了重要依据。

2.3. 文献述评

现有研究分别围绕新质生产力的经济效应, 以及资本错配的成因与改善路径展开了较为深入的讨论, 为本文研究提供了重要基础。但已有文献多关注新质生产力对经济增长、生产效率和产业转型的影响, 对其资本配置效应的研究仍相对不足。同时, 资本错配研究主要强调市场化改革、金融体系完善和制度环境优化, 较少将新质生产力纳入统一分析框架。

3. 机制分析与研究假设

3.1. 新质生产力对资本错配的直接影响

新质生产力能够通过技术进步、数字化应用和组织方式创新提高企业生产率与资本边际产出, 强化资本收益信号对配置决策的引导作用。资本错配的实质是资本未能根据不同主体的实际收益进行有效配置, 低效率主体占用资本而高效率主体融资不足。徐波等(2024)研究发现, 新质生产力能够缓解市场扭曲并提高资源配置效率[14]。Restuccia 等(2017)指出, 资源错配会使生产要素无法流向效率更高的用途, 并由此造成产出和生产率损失[15]。David 等(2019)将资本错配表现为不同企业资本产出水平的持续差异, 并指出企业特征和资本调整摩擦均会影响资本配置状态[16]。低效率主体由于资本边际产出和收益水平相对较低, 其过度占用的资本将逐步退出, 并重新流向资本利用效率更高的主体。因此, 新质生产力通过改善资本流向、优化资本存量分布和提高资本利用效率, 使资本实际配置逐步接近有效配置状态。据此, 提出本文的第一个研究假设:

H1: 新质生产力的发展能够显著降低资本错配水平。

3.2. 创新创业活力的中间作用机制

新质生产力能够通过激发创新创业活力, 为资本错配的改善提供新的传导渠道。阳杨等(2024)研究发现, 新质生产力能够显著提升城市创业活跃度, 创业活跃度在其经济效应发挥过程中具有重要的传导作用[17]。黄庆华等(2025)进一步指出, 新质生产力能够通过提高创业活力释放经济发展潜能[18]。

创新创业活力提升能够进一步推动资本在不同市场主体之间重新配置, 从而降低资本错配程度。湛泳等(2022)指出, 创业活动能够加速新企业和新行业产生, 强化市场竞争与资源整合, 进而提高资源配置效率。在竞争和市场选择机制作用下, 高生产率企业能够获得更多资本支持并扩大生产规模, 低生产率企业则因收益下降而减少资本占用或退出市场, 使原本沉淀于低效率主体的资本得到释放[19]。由此可见, 创新创业活力在新质生产力与资本错配之间发挥中间作用, 据此提出本文的第二个假设:

H2: 新质生产力能够通过提升创新创业活力降低资本错配水平。

3.3. 产业结构升级的中间作用机制

新质生产力的发展能够推动产业结构由低层次、低效率形态向高级化、合理化方向演进, 并为改善资本错配提供重要的传导基础。李海霞等(2025)研究发现, 新质生产力能够显著推动产业结构升级, 表明产业结构调整是新质生产力影响经济资源配置的重要路径[20]。随着技术进步和新产业发展, 产业体系中的低效率环节逐步收缩, 高效率产业的资本需求上升, 资本在产业间的流向也随之调整。

产业结构升级能够进一步调整资本在不同产业之间的配置比例, 进而在新质生产力与资本错配之间发挥中介作用。廖常文等(2020)研究表明, 产业结构升级能够通过调整产业间要素投入关系缓解资源错配[21]。朱高立等(2024)进一步发现, 产业结构转型升级是改善城市资源错配的重要传导机制[22]。由此可见, 产业结构升级在新质生产力与资本错配之间发挥中间作用, 据此提出本文的第三个假设:

H3: 新质生产力能够通过推动产业结构升级降低资本错配水平。

4. 研究设计

4.1. 样本选择与数据来源

本文选取 2010~2023 年全国 265 个地级及以上城市(含直辖市)面板数据作为研究样本。资本错配测算所需的地区生产总值、固定资产投资、从业人数, 以及中介与控制变量中的三次产业增加值、地方财政支出、外商直接投资、常住人口、城镇化率、医疗卫生床位数、公共图书馆藏书量、建成区面积、货运量等数据, 主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等权威统计年鉴, 同时辅以各地级市年度统计年鉴与国民经济和社会发展统计公报进行校核补充。新质生产力指标中的战略新兴产业从业人数、普通高校数量、在岗职工平均工资、电信业务总量、新能源发电量、财政科学支出占比、互联网宽带接入用户、环境污染治理投资等常规统计项, 也出自上述官方统计资料。机器人安装密度、集成电路产量、新材料与人工智能企业数量、开展电商交易企业数、高新技术企业研发人员、新材料相关上市公司营业收入等产业及企业经营类指标, 数据来源于 Wind、CSMAR 数据库及上市公司年度报告; 发明专利申请量来自国家知识产权局公开统计数据; 数据要素利用水平、数据交易平台设立情况等特色指标, 取自地方大数据管理、生态环境等主管部门的公开年报与统计资料。对于样本期内少量缺失数据, 本文采用线性插值法进行填补; 所有名义价值类指标均按对应价格指数折算为 2010 年不变价, 以保证面板数据的完整性、连续性与跨期可比性。

4.2. 模型设计

1) 基准回归模型

本文采用面板固定效应模型进行基准回归分析, 构建模型如下:

$$DI_{it} = \alpha + \beta NQP_{it} + \sum_{k=1}^n \gamma_k \text{Control}_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, DI_{it} 表示第 i 个城市第 t 个年份的资本错配水平, 为本文的被解释变量; NQP_{it} 表示新质生产力发展水平, 为核心解释变量; Control_{kit} 表示控制变量; μ_i 表示个体固定效应; λ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

2) 中介效应模型

本文根据温忠麟等(2014)提出的中介效应检验程序[23], 分别构建创新效率和产业结构升级的中介效应模型, 对作用机制进行实证检验。具体模型设定如下:

$$\text{第一步: } Y_{it} = \alpha_0 + cX_{it} + \sum_{j=1}^n \alpha_j \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{第二步: } M_{it} = \alpha_1 + aX_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{第三步: } Y_{it} = \alpha_2 + c'X_{it} + bM_{it} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, Y_{it} 为资本错配水平, X_{it} 为新质生产力, M_{it} 为中介变量(创新创业活力或产业结构升级), Controls_{it} 为控制变量集合, μ_i 和 λ_t 分别表示城市固定效应和年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 α 、 β 、 c 和 c' 分别表示变量之间对应的影响系数。

4.3. 变量定义

1) 被解释变量

本文借鉴白俊红等(2018)的测度方法[13], 通过比较各城市实际使用的资本比例与有效配置状态下的理论资本比例, 测算城市资本错配程度。

城市资本价格绝对扭曲系数与资本错配指数之间的关系为:

$$\gamma_{Kit} = \frac{1}{1 + \tau_{Kit}} \quad (1)$$

其中, γ_{Kit} 表示城市 i 在年份 t 的资本价格绝对扭曲系数, τ_{Kit} 表示相应的资本错配指数。由于资本价格绝对扭曲系数难以直接观测, 实际测算中使用资本价格相对扭曲系数进行替代:

$$\hat{\gamma}_{Kit} = \frac{K_{it}}{K_t} \bigg/ \frac{s_{it}\beta_{Ki}}{\beta_{Ki}} \quad (2)$$

其中,

$$s_{it} = \frac{p_{it}y_{it}}{Y_t}, \quad \beta_{Ki} = \sum_{i=1}^N s_{it}\beta_{Ki} \quad (3)$$

式中, $\frac{K_{it}}{K_t}$ 表示城市 i 在年份 t 实际使用的资本占全部样本城市资本总量的比例; s_{it} 表示城市 i 的产出占全部样本城市总产出的份额; $p_{it}y_{it}$ 表示城市 i 的产出, Y_t 表示年份 t 全部样本城市的总产出; β_{Ki} 表示城市 i 的资本产出弹性, β_{Ki} 表示以各城市产出份额为权重计算的资本贡献值。 $\frac{s_{it}\beta_{Ki}}{\beta_{Ki}}$ 表示资本处于有效配置状态时, 城市 i 应获得的理论资本比例。

按照白俊红等(2018)、赵志耘(2006)的方法[13] [24], 假设城市生产过程满足规模报酬不变的柯布 - 道格拉斯生产函数:

$$Y_{it} = AK_{it}^{\beta_{Ki}} L_{it}^{1-\beta_{Ki}} \quad (4)$$

对(式 4)两边取自然对数, 并加入城市个体效应和年份效应, 可得:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \ln A + \beta_{Ki} \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, Y_{it} 表示城市 i 在年份 t 实际地区生产总值, 利用地区生产总值平减指数折算为不变价; L_{it} 表示劳动投入, 采用城市年平均从业人数衡量; K_{it} 表示固定资本存量; A 表示技术水平; μ_i 表示城市个体效应; λ_t 表示年份效应; ε_{it} 表示随机扰动项。采用变截距、变斜率的变系数面板模型, 并运用最小二乘虚拟变量法进行估计。

城市固定资本存量采用永续盘存法计算:

$$K_{it} = \frac{I_{it}}{P_{it}} + (1 - \delta_t) K_{i,t-1} \tag{6}$$

其中， K_{it} 表示城市 i 在年份 t 的固定资本存量， I_{it} 表示当期名义固定资产投资额， P_{it} 表示固定资产投资价格指数， δ_t 表示资本折旧率，参考张军等(2004)的处理取 9.6% [25]， $K_{i,t-1}$ 表示上一期固定资本存量。

由于资本配置不足和资本配置过度均属于资本错配，为统一回归系数的经济含义，本文按照白俊红等(2018)的处理方法[13]，对资本错配指数取绝对值，构造最终的被解释变量：

$$DL_{it} = |\tau_{Kit}| \tag{7}$$

DL_{it} 的数值越大，表明城市实际资本配置偏离有效配置状态的程度越高，资本错配越严重；数值越接近 0，则说明资本配置越接近有效状态。

2) 核心解释变量

本文参考韩文龙等(2024)的新质生产力测算思路[6]，以马克思主义生产力三要素理论为基础，紧扣新质生产力“创新驱动、要素重构、产业升级”核心内涵，结合地级市数据可得性，从新劳动者、新劳动资料、新劳动对象、新技术、生产组织、数据要素六大维度构建评价指标体系见表 1，各维度指标选取依据如下：新劳动者，刻画创新型劳动力的规模与质量，选取战略新兴产业从业人数、普通高校数量、在岗职工平均工资，分别对应人力资本存量、人才供给潜力与高技能要素回报水平。新劳动资料，体现新型生产工具与数字基建水平，选取机器人安装密度、集成电路产量、电信业务总量，覆盖智能制造装备与信息基础设施两类核心劳动资料。新劳动对象，反映劳动要素绿色化、高端化转型，选取新能源发电量占比、新材料上市公司营业收入。新技术，覆盖创新投入与产出全链条，选取高技术企业研发人员、财政科学支出占比、发明专利申请量。生产组织，表征生产模式的智能化、绿色化变革，选取电商交易企业数、人工智能企业数、环境污染治理投资。数据要素，覆盖数据生成、利用与流通环节，选取互联网宽带接入用户、数据要素利用水平、数据交易平台设立情况。测算时对基础指标做无量纲化处理，采用熵值法确定权重，加权合成城市新质生产力综合指数(NQP)，数值越大表明发展水平越高。

Table 1. Evaluation index system of new quality productive forces
表 1. 新质生产力评价指标体系

项目	维度	具体指标
新劳动者	新劳动者数量	战略新兴行业从业人数(人)
	新劳动者结构	普通高等学校学校数(所)
		在岗职工平均工资(元)
新劳动资料	新生产工具	机器人安装密度(个)
	新基础设施	集成电路产量(亿元)
		电信业务总量(亿元)
新劳动对象	新能源	新能源发电量/总发电量
	新材料	新材料相关上市公司的营业收入(元)
新技术	技术研发	高技术企业的研发人员数(个)
	创新产出	科学支出占地方财政支出的比重(%) 当年申请的发明数量(个)

续表

生产组织	智能化	有电子商务交易活动的企业数(个)
	绿色化	人工智能企业数量(个)
数据要素		环境污染治理投资(亿元)
	大数据生成	互联网宽带接入用户(千户)
	大数据处理	数据要素利用水平(%)
	大数据交易	有无数据交易平台

3) 中介变量

本文中中介变量选取主要参考白俊红等(2022)、干春晖等(2011)[13][26]，采用创新创业综合指数(IE)衡量地区创新创业水平，即注册企业数量/常住人口(万人)。产业结构升级(AI)是新质生产力发展的重要体现也是促进资源优化配置的重要途径，即第三产业增加值/第二产业增加值。

4) 控制变量

本文控制变量建议主要参考李治国等(2021)和谢文栋(2023)[27][28]。选取经济发展水平、政府干预程度(GI)、对外开放水平(OU)、文化软实力(SC)、城市医疗水平(UM)、城镇化水平(UR)、城市规模(CS)及交通运输规模(TA)作为控制变量，具体说明见表2。

Table 2. Variable definitions
表 2. 变量说明

	变量	变量解释	变量说明
核心解释变量	NQP	新质生产力水平	熵值法构造
被解释变量	DL	资本错配指数	测算资本相对价格扭曲系数并取绝对值
控制变量	GI	政府干预	财政支出/GDP
	OU	对外开放	FDI/GDP
	SC	文化软实力	万人藏书(对数化)
	UM	城市医疗水平	万人医院卫生床位数(对数化)
	UR	城镇化水平	城镇化率
	CS	城市规模	建成区面积
	TA	交通通达性	公里货运量(万吨)(对数化)
中介变量	IE	创新创业活力	注册企业数量/常住人口(万人)
	AI	产业结构升级	第三产业增加值/第二产业增加值
工具变量	GEP	绿色环保注意力	政府工作报告词频量化数据

5. 实证分析

5.1. 描述性统计分析

表3报告了主要变量的描述性统计结果。总体来看，资本错配(DL)、新质生产力(NQP)及各控制变量和中介变量均具有一定的取值跨度和离散程度，表明不同城市在资本配置效率、新质生产力发展水平、经济社会条件以及创新创业和产业结构等方面存在明显差异。各变量未出现显著异常的极端取值，样本具有较好的城市间差异性，能够满足后续基准回归、机制检验和异质性分析的需要。

Table 3. Descriptive statistics of main variables
表 3. 主要变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.	Min	Max
NQP	3710	0.05	0.07	0.004	0.334
DL	3710	3.489	1.532	0.234	8.305
GI	3710	0.234	0.108	0.084	0.611
OU	3710	0.309	0.239	0.003	1.209
SC	3710	8.46	0.844	6.598	10.869
UM	3710	3.786	0.363	2.543	4.949
UR	3710	0.545	0.178	0	0.944
CS	3710	4.621	0.848	3.067	7.124
TA	3710	9.033	0.849	6.653	10.893
IE	3710	4.656	0.54	2.866	6.825
AI	3710	1.055	0.568	0.109	5.42

5.2. 基准回归

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

	(1) DL	(2) DL	(3) DL	(4) DL	(5) DL	(6) DL	(7) DL
NQP	-7.3887*** (1.0941)	-5.5027*** (0.9631)	-5.4248*** (0.9347)	-4.9634*** (0.902)	-2.7525*** (0.991)	-2.7831*** (0.9929)	-2.7296*** (0.9941)
GI		-7.4986*** (0.7892)	-7.4942*** (0.7889)	-6.2554*** (0.7537)	-5.5042*** (0.3472)	-5.5017*** (0.3473)	-5.4517*** (0.3503)
OU			0.2149 (0.1465)	0.2149 (0.1427)	0.1809* (0.1014)	0.1796* (0.1014)	0.1806* (-0.1014)
UR				-2.8765*** (0.5272)	-1.1260*** (0.3625)	-1.1305*** (0.3626)	-1.0691*** (0.367)
UM					-0.9773*** (0.1379)	-0.9814*** (0.1381)	-0.9466*** (0.1418)
CS					-0.6059*** (0.1119)	-0.6144*** (0.1131)	-0.5934*** (0.1148)
TA						0.0242 (0.0478)	0.0226 (0.0478)
SC							-0.0603 (0.0555)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

cons	3.8644*** (0.0555)	5.5385*** (0.1881)	5.4664*** (0.1917)	6.7272*** (0.2734)	11.9815*** (0.5041)	11.8209*** (0.5954)	12.0682*** (0.6374)
样本量	3710	3710	3710	3710	3445	3445	3445
R ²	0.037	0.182	0.183	0.206	0.187	0.186	0.187

注：稳健标准误* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为检验新质生产力对资本错配的影响，本文在控制城市固定效应和年份固定效应的基础上，依次加入相关控制变量进行回归分析。结果如表 4 显示，无论是否加入控制变量，新质生产力的估计系数均显著为负，且随着控制变量的逐步纳入，其作用方向和显著性始终保持稳定。这说明新质生产力发展与资本错配程度之间存在显著的负向关系。这说明新质生产力的发展能够改善资本错配情况。控制变量的回归结果总体符合经济理论预期，说明城市发展条件和外部环境会在一定程度上影响资本错配状况，但不会改变新质生产力估计系数的方向和显著性。综合各列回归结果，在控制城市个体差异、年份冲击及相关影响因素后，新质生产力仍与资本错配呈现稳定的负向关系。因此，为研究假设 H1 提供了初步经验证据。

5.3. 内生性检验

Table 5. Endogeneity test results
表 5. 内生性检验结果

变量	(1) IV1	(2) IV2	(3) CFA	(4) LTML
NQP	-2.7305*** (0.6646)	-47.2223* (24.0974)	-67.6709*** (25.9559)	-47.2223* (24.0974)
GEP	-22.7931** (9.0802)			
resid			64.9403** (25.8707)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3710	3710	3710	3710
调整 R ²	0.2471		0.2471	

注：稳健标准误* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

基准回归仍可能存在内生性干扰，本文采用多种方法检验，结果如表 5 所示。参考王印红等(2017)的研究[29]，以地方政府绿色环保注意力(GEP)作为工具变量。该指标基于地级市政府工作报告中绿色发展、节能减排类词汇的出现频次测算，满足相关性与排他性要求。检验显示，第一阶段不存在弱工具变量问题，第二阶段新质生产力系数仍显著为负，核心结论稳定。同时采用控制函数法(CFA)、有限信息最大似然法(LTML)进行补充验证。多种方法下新质生产力对资本错配的改善效应均显著成立，说明缓解内生性干扰后假设 H1 依然可靠。

5.4. 稳健性检验

Table 6. Robustness test results

表 6. 稳健性检验结果

变量	(1) 缩尾	(2) 2010~2019	(3) 剔除直辖市	(4) 更换聚类标准误
NQP	-2.9473*** (1.1137)	-4.7015*** (1.3211)	-2.2828* (1.3459)	-2.9473*** (0.6201)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3710	2650	3654	3710
R ²	0.3001	0.3767		0.2629
城市数量	265	265	261	265

注：稳健标准误* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为进一步验证基准结果的可靠性，本文开展缩尾、剔除直辖市和调整样本期等稳健性检验。表 6 显示，在对主要变量进行双侧缩尾后，NQP 仍显著降低资本错配；将样本期调整为 2010~2019 年后，结论依然成立，表明结果并非由公共安全事件后阶段驱动；剔除北京、上海、天津和重庆后，核心结果仍显著，说明研究结论不依赖于经济规模较大、资源集聚程度较高的直辖市样本。改变标准误聚类方式后，影响方向和显著性同样保持稳定。总体说明基准回归结果具有较强的稳健性，并为研究假设 H1 提供了进一步的经验证据。

6. 机制分析

6.1. 创新创业活力的中介效应分析

Table 7. Mediation effect test results of innovation and entrepreneurship vitality

表 7. 创新创业活力中介效应检验结果

变量	(1) DL	(2) IE	(3) DL	(4) IE	(5) DL
NQP	-2.369*** (0.610)	0.699*** (0.233)	-3.689*** (0.606)	0.442*** (0.169)	-2.660*** (0.335)
IE			-0.174*** (0.0534)		-0.350*** (0.0538)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3710	3710	3710	3445	3445
R ²	0.240	0.585	0.217	0.308	0.050
城市数量	265	265	265		

注：稳健标准误* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

本文使用中介效应模型考察了创新创业活力在新质生产力影响资本错配过程中的传导作用，表 7 报告了原始变量的检验结果。结果表明，新质生产力能够显著提升城市创新创业活力，创新创业活力的提高则有助于降低资本错配。在加入创新创业活力后，新质生产力对资本错配的影响仍然显著，说明创新创业活力可能是新质生产力改善资本配置的重要传导渠道。在使用新质生产力和资本错配的滞后一期作为工具变量后估计所得结果与上述结论基本一致，表明在缓解潜在内生性问题后，作用路径仍然成立。研究假设 H2 得到支持。

6.2. 产业结构升级的中介效应分析

Table 8. Mediation effect test results of industrial structure upgrading
表 8. 产业结构升级中介效应检验结果

变量	(1) DL	(2) AI	(3) DL	(4) AI	(5) DL
NQP	-2.369*** (0.610)	0.465*** (0.147)	-2.343*** (0.551)	2.943*** (0.328)	-2.421*** (0.504)
AI			-0.152** (0.0637)		-0.194*** (0.0468)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3710	3710	3710	3445	3445
R ²	0.240	0.459		0.346	0.206
城市数量	265	265	265		

注：稳健标准误*p < 0.1，**p < 0.05，***p < 0.01。

本文采用与前文一致的检验思路，考察产业结构升级在新质生产力影响资本错配过程中的传导作用。表 8 进一步检验产业结构高级化的中介作用。结果显示，新质生产力显著促进产业结构高级化，且产业结构高级化能够显著降低资本错配，在纳入该中介变量后，NQP 的系数绝对值下降但仍显著。工具变量也得到一致结论，说明产业结构高级化是新质生产力改善资本错配的重要传导机制，H3 得到支持。

7. 区域异质性分析

Table 9. Regional heterogeneity analysis results
表 9. 区域异质性分析结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 资源型城市	(5) 非资源型城市
NQP	-3.4752*** (1.1364)	-3.3904*** (1.2757)	-3.5305** (1.4254)	-5.8316*** (2.0130)	-2.7716*** (0.8519)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1,400	1,204	1,106	1,470	2,240
R ²	0.2144	0.1991	0.2940	0.2724	0.2183
城市数量	100	86	79	105	160

注：稳健标准误*p < 0.1，**p < 0.05，***p < 0.01。

区域异质性检验结果如表 9 所示。分区域来看, 新质生产力对东部、中部、西部地区的资本错配均具有显著改善作用, 其中西部地区的改善效应更强, 原因在于西部地区要素市场化水平与资本配置效率基础较弱, 新质生产力发展带来的边际提升空间更大。分城市类型来看, 新质生产力在资源型城市与非资源型城市中均能显著改善资本错配, 且资源型城市的作用强度更高, 说明新质生产力能够助力资源型城市破解传统产业路径依赖, 推动资本重新配置。整体而言, 新质生产力改善资本错配的效应具有广泛适用性, 但作用强度存在明显的区域与城市类型差异。

8. 研究结论与启示

本文基于 2010~2023 年中国 265 个地级市面板数据, 实证检验新质生产力对资本错配的影响及作用机制。研究发现: 第一, 新质生产力能够显著降低资本错配水平, 该结论经多重稳健性检验与内生性处理后依然成立; 第二, 创新创业活力提升与产业结构升级是新质生产力改善资本错配的核心传导路径; 第三, 该效应存在异质性, 在西部地区、资源型城市中的改善作用更为突出。

基于上述结论, 应进一步发挥新质生产力对资本配置的优化作用。第一, 强化创新驱动引导资本优化配置。加大关键核心技术研发投入, 完善科技成果转化与创新融资体系, 引导资本向高效率、高成长性主体流动, 减少低效率领域的资本沉淀。第二, 依托创新创业提升资本匹配效率。优化创新创业营商环境, 健全融资担保与信用评价机制, 缓解科技型中小企业融资约束, 提升资本供给与创新需求的匹配度。第三, 以产业结构升级推动资本有序流动。完善落后产能退出机制, 加快传统产业改造升级与新兴产业培育, 促进资本跨产业、跨部门高效流转。

第四, 实施差异化区域政策。东中部地区聚焦提升创新质量与产业协同水平, 西部地区重点补齐创新资源与要素市场短板; 资源型城市加快培育接续替代产业, 降低传统路径依赖, 释放资本配置红利。

参考文献

- [1] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 4-11.
- [2] Restuccia, D. and Rogerson, R. (2008) Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments. *Review of Economic Dynamics*, **11**, 707-720. <https://doi.org/10.1016/j.red.2008.05.002>
- [3] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1-13.
- [4] 李晓华. 新质生产力的主要特征与形成机制[J]. 人民论坛, 2023(21): 15-17.
- [5] 任保平. 生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 12-19.
- [6] 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.
- [7] 孙亚男, 刘燕伟, 傅念豪, 等. 中国新质生产力的增长模式、区域差异与协调发展[J]. 财经研究, 2024, 50(6): 4-18, 33.
- [8] 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.
- [9] 罗德明, 李晔, 史晋川. 要素市场扭曲、资源错置与生产率[J]. 经济研究, 2012, 47(3): 4-14, 39.
- [10] Brandt, L., Tombe, T. and Zhu, X. (2013) Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China. *Review of Economic Dynamics*, **16**, 39-58. <https://doi.org/10.1016/j.red.2012.10.002>
- [11] 方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善[J]. 经济研究, 2006(5): 50-61.
- [12] Wu, G.L. (2018) Capital Misallocation in China: Financial Frictions or Policy Distortions? *Journal of Development Economics*, **130**, 203-223. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2017.10.014>
- [13] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.
- [14] 徐波, 王兆萍, 余乐山, 等. 新质生产力对资源配置效率的影响效应研究[J]. 产业经济评论, 2024(4): 35-49.
- [15] Restuccia, D. and Rogerson, R. (2017) The Causes and Costs of Misallocation. *Journal of Economic Perspectives*, **31**, 151-174. <https://doi.org/10.1257/jep.31.3.151>

-
- [16] David, J.M. and Venkateswaran, V. (2019) The Sources of Capital Misallocation. *American Economic Review*, **109**, 2531-2567. <https://doi.org/10.1257/aer.20180336>
- [17] 阳杨, 郭佳钦, 王少国. 新质生产力、创业活跃度与城市高质量发展[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(22): 1-12.
- [18] 黄庆华, 潘婷. 新质生产力对城乡融合发展的影响及其内在机理[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025, 31(1): 1-16.
- [19] 湛泳, 李珊. 智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J]. 财经研究, 2022, 48(1): 4-18.
- [20] 李海霞, 杜金柱. 新质生产力赋能产业结构升级——影响机制与空间溢出效应[J]. 山西财经大学学报, 2025, 47(4): 71-83.
- [21] 廖常文, 张治栋. 稳定经济增长、产业结构升级与资源错配[J]. 经济问题探索, 2020(11): 16-26.
- [22] 朱高立, 圣莉. 城乡融合对老工业城市资源错配的影响及机制[J]. 资源科学, 2024, 46(12): 2491-2505.
- [23] 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.
- [24] 赵志耘, 刘晓路, 吕冰洋. 中国要素产出弹性估计[J]. 经济理论与经济管理, 2006(6): 5-11.
- [25] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000 [J]. 经济研究, 2004, 39(10): 35-44.
- [26] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [27] 李治国, 车帅, 王杰. 数字经济发展与产业结构转型升级——基于中国 275 个城市的异质性检验[J]. 广东财经大学学报, 2021, 36(5): 27-40.
- [28] 谢文栋. 城市电商化发展能否实现稳就业? [J]. 财经研究, 2023, 49(1): 139-153.
- [29] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于 30 个省市政府工作报告(2006-2015)文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(2): 28-35.