

# 城市新质生产力对经济高质量发展的影响及机制研究

曾凌, 黄羿\*

吉首大学数学与统计学院, 湖南 吉首

收稿日期: 2024年10月29日; 录用日期: 2024年11月21日; 发布日期: 2024年12月31日

## 摘要

新质生产力是立足于我国现阶段经济发展水平所提出的新理念、新要求, 是建设现代化经济强国的关键动力。本文构建评价体系并利用熵值法测算了我国280个地级市的新质生产力和经济高质量发展指数, 进而建立门槛回归模型分析城市新质生产力对经济高质量发展的影响及作用机制。研究发现, 城市新质生产力与经济高质量发展呈非线性的倒U型关系, 且城市新质生产力对经济高质量发展的影响具有地域的异质性。机制检验表明, 创新能力是城市新质生产力推动经济高质量发展的关键路径, 且创新能力对经济高质量发展起正向调节作用。本文的工作为探讨城市新质生产力与经济高质量发展的关系及路径研究提供了一定的经验证据。

## 关键词

城市新质生产力, 经济高质量发展, 创新能力

# Research on the Impact and Mechanism of Urban New Quality Productivity on High-Quality Economic Development

Ling Zeng, Yi Huang\*

College of Mathematics and Statistics, Jishou University, Jishou Hunan

Received: Oct. 29<sup>th</sup>, 2024; accepted: Nov. 21<sup>st</sup>, 2024; published: Dec. 31<sup>st</sup>, 2024

## Abstract

New quality productivity is a new concept and requirement based on the current level of economic

\*通讯作者。

development in China, and is a key driving force for building a modern economic powerhouse. This article constructs an evaluation system and uses the entropy method to calculate the new quality productivity and high-quality economic development index of 280 prefecture level cities in China. Then, a threshold regression model is established to analyze the impact and mechanism of urban new quality productivity on high-quality economic development. Research has found that there is a non-linear inverted U-shaped relationship between urban new quality productivity and high-quality economic development, and the impact of urban new quality productivity on high-quality economic development has regional heterogeneity. Mechanism testing shows that innovation capability is the key path for urban new quality productivity to promote high-quality economic development, and innovation capability plays a positive regulatory role in promoting high-quality economic development. The work of this article provides certain empirical evidence for exploring the relationship and path research between urban new quality productivity and high-quality economic development.

## Keywords

Urban New Quality Productivity, High Quality Economic Development, Innovation Ability

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

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

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



Open Access

## 1. 研究背景与意义

经济高质量发展是创新驱动型经济的增长方式,是创新高效节能环保高附加值的的增长方式,是智慧经济为主导、高附加值为核心、质量主导数量、GDP 无水分、推动产业不断升级、推动经济建设、政治建设、文化建设、社会建设、生态文明建设五位一体全面可持续发展的增长方式[1]。

改革开放 40 多年来,我国经济发展取得了举世瞩目的成就。1978 年国内生产总值为 3678.7 亿元,2024 年上半年国内生产总值为 61.7 万亿元,是 1978 年的 335.52 倍,人均 GDP 为 89,498 元,取得了全面建成小康社会的伟大成就。国内生产总值快速提升固然令人欣喜,然而在这一过程中,中国经济发展面临着结构失衡、环境污染加剧、经济效率低下、收入差距拉大等外延式和粗放式发展问题[2] [3]。仅依靠传统生产要素驱动经济增长的发展模式已然不能为继[4],经济高质量发展被视为比经济增长质量范围更宽、要求更高的质量状态,更能体现新时代的新思想与新变化,包含了经济、社会、环境等诸多方面的内容[5]。因此,推动经济高质量发展将成为提高我国经济增长动力的关键所在[6]。

2023 年 9 月,习近平总书记在黑龙江考察调研期间指出,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。新质生产力是以科技创新为主导、实现关键性颠覆性技术突破而产生的生产力,是对传统生产力的超越[7]。新质生产力有利于提升生产要素质量,催生新型生产组织形态,实现核心主导产业、交叉融合产业、潜在关联产业、战略性新兴产业和未来产业之间的互联互通,并赋能创新生态系统,进而促进经济高质量发展[8]。为此,科技创新应加快提高劳动者素质,使新质生产力成为推动经济高质量发展的持续内生动力。

现有文献对于新质生产力与经济高质量发展水平测度不统一,对两者间的影响关系也不统一。且鲜有文献确切地将新质生产力与经济高质量发展之间的非线性关系进行实证分析。本文可能的边际贡献在于:第一,从市域层面构建了城市新质生产力的评价指标体系,丰富了相关研究的定量视角;第二,探

讨并验证了城市新质生产力与经济高质量发展之间的非线性关系, 丰富了相关研究的经验证据; 第三, 探究了不同城市新质生产力影响经济高质量发展的异质性表现, 丰富了相关政策建议的参考依据。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. 城市新质生产力对经济高质量发展的影响

新质生产力是数字经济时代以数字技术创新应用为主驱动力的先进生产力, 可以有效地提升生产效率与竞争力[9]。现有研究通常围绕对经济高质量发展的直接影响与间接影响关系展开。在直接影响方面, 新质生产力可推动驱动方式由传统生产要素粗放型发展模式, 转向数据、人才等新兴生产要素驱动的集约型发展模式[10], 实现新动能驱动实体经济高质量发展; 沈坤荣等认为, 新质生产力可以推动传统产业由高能耗转为低能耗, 劳动密集型转为知识密集型[11]。同时, 新质生产力能够催生新兴产业和未来产业, 如数字经济、绿色经济、生物经济等, 赋能经济高质量发展。在间接影响方面, 随着新质生产力水平的提高, 城市经济可能会达到一个转折点。在这个点上, 新质生产力对经济高质量增长的边际贡献开始递减。杨栩等发现产业结构调整幅度和经济增长速度会同时对环境污染排放量产生影响, 但不论产业结构调整幅度有多大, 也不论经济增长速度为多大, 在整个产业结构调整阶段产业结构与环境污染排放总量之间始终存在倒“U”型曲线关系[12]。即新质生产力推动产业结构升级和经济增长可能会导致环境质量的倒U型变化, 即先减少污染, 然后随着产业结构调整和经济增长的进一步发展而扩大污染, 从而影响城市的经济高质量发展。

综上, 本文提出如下假设: H1: 城市新质生产力与经济高质量发展之间呈倒U型关系。

### 2.2. 城市创新能力与经济高质量发展的作用机制

现有研究主要探讨创新能力与新质生产力或经济高质量发展的单边作用机制。一方面, 发展新质生产力可以有效地提高城市创新能力[13]。在提升技术创新水平方面, 培育数字新质生产力过程中, 各地加大研发投入, 加强科技创新, 尤其是在原始创新、颠覆性领域的创新, 打好关键核心技术攻坚战[14], 使得原创新、颠覆性科技创新能力不断提升。另一方面, 创新能力的提高可以促进经济高质量发展[15]。在促进经济高质量发展方面, 各地区深化科技体制改革, 健全新型举国体制, 着力破解关键核心技术“卡脖子”问题[16], 致力于提升区域内技术创新水平。城市通过不断提升自身创新能力, 实现经济的高质量发展。

综上, 本文提出如下假设: H2: 创新能力在城市新质生产力与经济高质量发展之间起正向调节作用。

基于上述分析, 构建了理论分析框架(见图1), 以便于更加清晰直观地理解城市新质生产力对经济高质量发展的影响及其作用机制。

## 3. 模型构建和变量说明

### 3.1. 模型设定

#### 1) 模型构建

门槛回归模型(Threshold Regression Model)是一种用于分析变量间非线性关系的统计方法, 尤其适用于研究当一个变量达到某个特定阈值时, 另一变量的影响效果发生显著变化的经济和金融问题。为准确评估城市新质生产力对经济高质量发展的影响, 本文选用门槛回归模型, 构建如下计量模型:

$$Qua_{it} = \mu_i + \beta_0 Controls_{it} + \beta_1 Hqp_{it} + \varepsilon_{it} \text{ 若 } q_{it} \leq \gamma \quad (1)$$

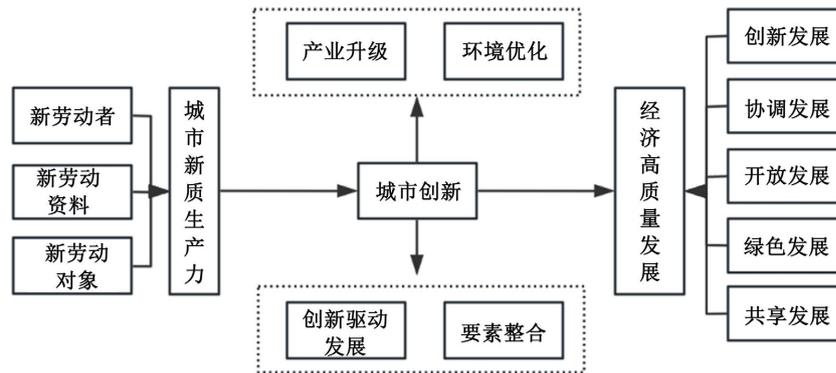


Figure 1. Theoretical analysis framework  
图 1. 理论分析框架

$$Qua_{it} = \mu_i + \beta_0 Controls_{it} + \beta_2 Hqp_{it} + \varepsilon_{it} \text{ 若 } q_{it} > \gamma \quad (2)$$

其中,  $Qua_{it}$  代表第  $i$  个城市在  $t$  期的经济高质量发展水平,  $Hqp_{it}$  代表第  $i$  个城市在  $t$  期的新质生产力发展水平。  $Controls_{it}$  代表城市新质生产力影响经济高质量发展的控制变量,  $\varepsilon_{it}$  是随机误差项。

## 2) 假设检验

在进行门槛回归之前应先进行门槛效应存在性检验。原假设为  $\beta_1 = \beta_2$ , 即不存在门槛效应; 备择假设为  $\beta_1 \neq \beta_2$ , 即存在门槛效应。在原假设下, 方程式为:

$$Qua_{it} = \mu_i + \theta' Controls_{it} + \beta' Hqp_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

进行同样的处理, 消除固定效应后:

$$Qua_{it}^* = \beta_1' Hqp_{it}^*(\gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

对(2)进行最小二乘估计, 就可以得到系数与残差的估计量  $(\tilde{\beta}_1, \tilde{\varepsilon}_{it}^*)$ , 并计算残差平方和  $SSE_0 = \tilde{\varepsilon}^* \tilde{\varepsilon}^*$ ; 构建以下 F 统计量, 以检验门槛效应的存在性:

$$F = \sup F(\gamma) \quad (5)$$

$$F(\gamma) = \frac{(SSE_0 - SSE_1(\hat{\gamma})) / 1}{SSE_0(\hat{\gamma}) / n(T-1)} = \frac{SSE_0 - SSE_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (6)$$

在原假设下, 由于  $F$  统计量的分布是非标准的, 需要通过 bootstrap 自动抽样获得  $F$  统计量渐进分布, 并计算接受原假设的概率值。

## 3.2. 变量选取

### 3.2.1. 被解释变量

经济高质量发展( $Qua_{it}$ )。本文先参照李金昌等人的方法构建经济高质量发展评价指标体系, 包括创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展和共享发展共 5 个一级指标、12 个二级指标、21 个三级指标, 再采用熵值法测算经济高质量发展指数[17]。具体指标如表 1 所示。

### 3.2.2. 核心解释变量

城市新质生产力( $Hqp_{it}$ )以生产力二要素理论为基础, 采用张哲等的做法对新质生产力进行衡量[18]。本文从劳动者、劳动资料、劳动对象三个维度共选取 11 个指标来构建城市新质生产力发展水平评价指标

体系, 如表 2 所示。然后采用熵值法进一步计算相关指标的权重, 加总得到城市新质生产力的指标。

**Table 1.** Evaluation index system for high-quality economic development

**表 1.** 经济高质量发展评价指标体系

分类指标	次级指标	具体指标	计量单位
创新发展	科教投入	科技投入/财政支出	%
		教育投入/财政支出	%
	专利水平	专利获得量	个
协调发展	金融发展	金融存款余量/金融存款余量	%
	人民生活	单位人均收入	元
		非房地产投资/固定资产投资	%
	产业结构	第三产业比重	%
开放发展	外资概况	外资利用	亿美元
	外企概况	外资企业总产值	亿元
		外资企业数	个
绿色发展	三废排放	工业废水排放量/工业产值	吨/万元
		工业二氧化硫排放量/工业产值	吨/万元
		工业粉尘排放量/工业产值	吨/万元
	污物处理	一般工业固体废物综合利用率	%
		污水处理厂集中处理率	%
		生活垃圾无害化处理率	%
共享发展	社会福利	医师数/人口	个/万人
		在岗职工工资	元
		城市绿化率	%
	消费水平	社会零售品消费/GDP	%
	政府负担	财政支出/财政收入	%

**Table 2.** Evaluation index system for the development level of new quality productivity

**表 2.** 新质生产力发展水平评价指标体系

维度	构成要素	指标解释及来源	方向	权重
新质劳动力	新兴产业员工数量	战略性新兴产业和未来产业上市公司的总员工数, 数据来源于企业年报	+	10.08%
	员工个人能力	在岗职工平均工资(元), 数据来源于相关统计年鉴	+	0.98%
	员工高素质水平	普通高等学校学校数(所), 数据来源于相关统计年鉴	+	5.08%
新质劳动对象	基础设施	互联网宽带接入用户千户, 数据来源于相关统计年鉴	+	3.17%
		电信业务总量(亿元), 数据来源于相关统计年鉴	+	4.29%

续表

	未来发展	机器人安装密度, 参考文献: 魏下海等(2020)的文章	+	2.47%
		环境污染治理投资(亿元), 数据来源于相关统计年鉴	+	5.01%
	生态环境	碳交易、用能权交易、排污权交易(亿元), 数据来源于各地级市门户网站披露整理	+	5.10%
		生活垃圾无害化处理率(%), 数据来源于相关统计年鉴	+	0.13%
新质劳动资料	技术研发	科学支出占地方财政支出的比重, 数据来源于相关统计年鉴	+	2.58%
	创新产出	当年申请的发明数量, 来源于国家专利总局	+	8.87%
		当年申请的实用新型数量, 来源于国家专利总局	+	7.63%
	智能化	人工智能企业数量, 数据来源于天眼查	+	12.09%
	绿色化	当年申请的绿色发明数量, 数据来源于国家专利总局	+	9.64%
		当年申请的绿色实用新型数量, 数据来源于国家专利总局	+	7.98%
	数据要素	数据要素利用水平, 上市公司数据资产相关词频 + 1 取对数, 词频参考苑泽明(2022)的文章	+	1.37%
		有无数据交易平台, 手工搜集各地级市是否有数据交易所, 有取值为 1, 没有取值为 0	+	13.53%

### 3.2.3. 控制变量

参考赵涛; 罗爽等选取经济发展水平( $J_{it}$ )、对外开放水平( $Open_{it}$ )、环境规制( $Er_{it}$ )、科学技术水平( $Sci_{it}$ )、金融发展程度( $Fin_{it}$ )、城镇化水平( $Urban_{it}$ )、工业化水平( $Ind_{it}$ )作为城市新质生产力影响经济高质量发展的控制变量[19] [20]。变量定义见表 3。

① 经济发展水平( $J_{it}$ ): 经济发展水平的提高为新质生产力的产生和发展提供了更好的物质基础和条件。高水平的经济发展通常伴随着更完善的产业链、更广泛的市场需求和更先进的技术基础, 这些都为新质生产力的涌现提供了有利环境。

② 对外开放水平( $Open_{it}$ ): 高水平对外开放有利于城市引进先进技术, 加强与国际科技前沿的交流与合作。这种开放性促进了科技创新能力的提升, 为新质生产力的发展提供了技术支撑。

③ 环境规制( $Er_{it}$ ): 政府实施严格环境制度, 如提升重污染企业进入门槛, 转移排放未达标企业, 并吸引高质量企业进入。这能够改变地区内部产业链结构, 影响企业建立供需关系的合作机制, 作用于新质生产力。

④ 科学技术水平( $Sci_{it}$ ): 高水平的科学技术水平为新质生产力的创新和发展提供了技术支撑和保障。先进的科学技术可以带来新的生产工具、生产方法和管理模式, 从而提高生产效率、降低生产成本, 推动生产力的提升。其次, 科学技术的不断进步也为新质生产力的涌现创造了更广阔的空间。随着科学技术的发展, 新的技术成果不断涌现, 为各行各业的生产活动带来了新的机遇和挑战, 推动了生产力的不断更新和升级。

⑤ 金融发展程度( $Fin_{it}$ ): 金融市场的完善和发展能够为新质生产力提供必要的资金、风险管理、金

融服务创新和信息传递支持, 从而促进新质生产力的成长和发展。

⑥ 城镇化水平( $Urban_{it}$ ): 城镇化水平通过促进产业集聚、提高劳动者素质、推动技术创新和产业升级等多种途径, 能够为新质生产力的培育和发展创造更加有利的环境和条件。

⑦ 工业化水平( $Ind_{it}$ ): 较高的工业化水平通常意味着城市拥有较为成熟的技术基础和较强的创新能力。这为新质生产力的发展提供了技术支撑和创新能力, 有助于推动产业向更高端、更智能化方向发展。

**Table 3.** Variable definition

**表 3.** 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号
被解释变量	经济高质量发展水平	$Qua_{it}$
解释变量	城市新质生产力水平	$Hqp_{it}$
中介变量	城市创新能力	$In_{it}$
控制变量	经济发展水平	$Jj_{it}$
	对外开放水平	$Open_{it}$
	环境规制水平	$Er_{it}$
	科学技术水平	$Sci_{it}$
	金融发展程度	$Fin_{it}$
	城镇化水平	$Urban_{it}$
	工业化水平	$Ind_{it}$

### 3.3. 数据来源与统计性描述

为探讨城市新质生产力对经济高质量发展的影响, 本文选取 2009~2021 年 280 个地级市数据作为研究对象。城市相关数据、解释变量、被解释变量和一系列控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》、马克数据网、IMF 数据库、国泰安数据库(CSMAR)及 Wind 数据库; 剔除严重缺失的数据, 并使用线性插值法填补个别缺失的数值。表 4 列出各变量的描述性统计结果。

**Table 4.** Descriptive statistics

**表 4.** 描述性统计

变量	Obs	Mean	Sd	Min	Median	Max
$Qua_{it}$	3627	0.003	0.005	0.000	0.001	0.060
$Hqp_{it}$	3627	0.050	0.073	0.002	0.023	0.618
$Jj_{it}$	3627	10.660	0.623	4.595	10.656	13.056
$Fin_{it}$	3627	2.451	1.201	0.588	2.139	21.302
$Open_{it}$	3627	0.179	0.294	0.000	0.076	2.491
$Urban_{it}$	3627	0.550	0.154	0.151	0.531	1.001
$Sci_{it}$	3627	0.017	0.017	0.001	0.011	0.207
$Ind_{it}$	3627	0.397	0.129	0.000	0.399	1.000
$Er_{it}$	3627	78.977	23.061	0.240	88.230	155.860

从表 4 可以看出, 我国 280 个地级市的经济高质量发展水平最大值为 0.06, 平均值为 0.001, 这说明我国各地级市的经济高质量发展水平普遍较低, 发展仍处在起步阶段, 且经济高质量发展水平发展不均衡。同时 280 个地级市的新质生产力水平最大值为 0.618, 平均值为 0.023, 同样出现发展不均衡的现象, 为探究为何未出现此差异, 本文主要从城市新质生产力角度探讨其对城市经济高质量发展的影响。

为了避免数据出现共线性, 需要进行多重共线性检验, 一般通过方差膨胀因子 VIF 来检测是否有多重共线性, 表 5 是模型的多重共线性检验结果。

**Table 5.** Results of collinearity test

**表 5.** 共线性检验结果

变量	VIF	变量名称	VIF
$Urban_{it}$	3.061	$Fin_{it}$	1.854
$Jj_{it}$	2.813	$Open_{it}$	1.399
$Hqp_{it}$	1.946	$Ind_{it}$	1.362
$Sci_{it}$	1.859	$Er_{it}$	1.075
Mean VIF	1.921	.	.

表 5 可以看出各变量的 VIF 值都小于 10, 表明各变量间不存在多重共线性问题, 且均值和标准差反映出变量间差异较大, 满足实证检验要求。

在进行回归前首先要判别变量的平稳性, 若原序列不平稳而直接进行回归分析, 则可能导致出现“伪回归”。为此采用 ADF 单位根检验方法进行判定(见表 6)。

**Table 6.** Unit root test

**表 6.** 单位根检验

变量	ADF statistic	变量名称	ADF statistic
$Hqp_{it}$	11.8392***	$Open_{it}$	24.2972***
$Qua_{it}$	46.2449***	$Sci_{it}$	26.9907***
$Jj_{it}$	41.3864***	$Ind_{it}$	9.8258***
$Fin_{it}$	18.7281***	$Er_{it}$	38.1300***

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

表 6 是模型的单位根检验结果, 从检验结果可知, 所有变量的原始序列结果均拒绝原假设, 即不存在单位根, 满足实证检验要求。

## 4. 实证回归结果分析

### 4.1. 门槛检验

在使用门槛回归模型前, 首先需要对门槛效应的存在性进行检验, 以便识别方法的使用是否合理, 并进一步确定门槛的个数, 以及模型的具体形式。通过使用 bootstrap 自抽样方法, 获得(6)式中  $F$  统计量的渐进分布, 并计算出接受原假设的概率值( $p$  值)。表 7 报告了新质生产力作为因变量时, 单一门槛、双门槛以及三门槛效应存在性的检验结果发现: 单一门槛与双重门槛效果均显著, 而三重门槛效应不显著(10%显著水平)。因此, 本文的分析应该采用双门槛模型。

**Table 7.** Threshold test results**表 7.** 门槛检验结果

变量	Single	Double	Triple
Rss	51.263	50.578	50.192
Mse	0.014	0.014	0.014
Fstat	295.480	48.960	27.820
Prob	0.000	0.060	0.508
Crit10	47.576	42.076	57.350
Crit5	63.729	56.676	67.768
Crit1	113.584	81.947	100.231

注:  $F$  统计量与  $p$  值通过 bootstrap 重复自抽样 500 次计算得到。

从表 7 中可以看出当 Prob 统计量小于 0.1 时, 模型存在双门槛值, 模型门槛效应显著即城市新质生产力与经济高质量发展存在双重门槛。随着城市新质生产力水平的提高, 经济发展水平可能会达到一个转折点。在这个点上, 城市新质生产力对经济增长的边际贡献开始递减。

#### 4.2. 双门槛回归

**Table 8.** Double threshold regression results**表 8.** 双门槛回归结果

变量	$Qua_{it}$
$J_{it}$	0.016* (1.78)
$Fin_{it}$	-0.012*** (-3.09)
$Open_{it}$	0.116*** (4.96)
$Urban_{it}$	-0.066 (-1.33)
$Sci_{it}$	1.857*** (6.86)
$Ind_{it}$	0.071** (2.17)
$Er_{it}$	0.005 (0.29)
$Hqp_{it} < 0.0547$	0.759** (2.24)
$0.0547 \leq Hqp_{it} < 0.2351$	-0.883*** (-4.92)

续表

$Hqp_{it} \geq 0.2351$	-2.422*** (-17.16)
Constant	0.115 (1.33)
Observations	3627
Number of id	279
R-squared	0.257

t-statistics in parentheses, \*\*\*p &lt; 0.01, \*\*p &lt; 0.05, \*p &lt; 0.1。

以 280 个地级市经济高质量发展水平作为研究样本, 以 280 个地级市新质生产力水平为因变量时, 双门槛面板模型的系数估计结果如表 8 所示。结合表 7 中的门槛估计值, 双门槛回归结果表明  $Hqp_{it}$  对  $Qua_{it}$  的关系中存在 2 个门槛值, 分别为 0.0547 与 0.2351。两个门槛值将  $Hqp_{it}$  取值区间分为 3 部分, 第一部分为  $Hqp_{it}$  小于 0.0547, 此时  $Hqp_{it}$  与  $Qua_{it}$  在 5% 的显著性水平下存在正相关关系。第二部分为  $Hqp_{it}$  大于 0.0547 小于 0.2351, 此时  $Hqp_{it}$  与  $Qua_{it}$  在 5% 的显著性水平下存在负相关关系, 第三部分为  $Hqp_{it}$  大于 0.2351, 此时  $Hqp_{it}$  与  $Qua_{it}$  在 5% 的显著性水平下存在影响更强烈的负相关关系。可以得到以下结论: 城市新质生产力对经济高质量发展水平的影响呈现复杂的非线性关系、存在门槛效应和最佳的影响区间, 只有不超过一定的门槛才能显著促进城市经济发展。综上假设 H1 得到证明。

### 4.3. 异质性检验

为了深入挖掘自变量与因变量间的关联在不同经济发展水平中可能展现的独特特征, 本研究采用了细致的分组回归分析方法。具体而言, 本文依据地区的经济发展水平作为分组的基准, 将所有研究对象按其经济发展水平的中位数分成两组, 一组为经济发展水平较高组, 另一组为经济发展水平较低组(见表 9)。

Table 9. Heterogeneity test results

表 9. 异质性检验结果

变量	高经济发展水平	低经济发展水平
	$Qua_{it}$	$Qua_{it}$
$J_{it}$	0.000 (0.80)	0.000*** (5.13)
$Fin_{it}$	-0.000 (-1.55)	-0.000*** (-3.21)
$Open_{it}$	0.002*** (4.72)	-0.000 (-0.15)
$Urban_{it}$	-0.001 (-0.80)	-0.000 (-0.59)
$Sci_{it}$	0.030*** (5.73)	0.008*** (5.24)

续表

$Ind_{it}$	0.002*	0.000
	(1.88)	(1.35)
$Er_{it}$	-0.000	-0.000
	(-0.09)	(-0.20)
$Hqp_{it} < 0.414$	0.012**	-0.001
	(2.26)	(-0.46)
$0.414 \leq Hqp_{it} < 0.453$	-0.007***	-0.018***
	(-2.70)	(-9.13)
$Hqp_{it} \geq 0.453$	-0.023***	
	(-10.78)	
Constant	0.002	-0.001**
	(1.34)	(-2.21)
Observations	1,807	1820
R-squared	0.279	0.134
Number of id	139	140

t-statistics in parentheses, \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

从表 9 中可以看到, 经济发展水平较高的城市存在双重门槛, 即城市新质生产力水平在一定水平以下显著促进经济高质量发展, 而超过这一门槛值则抑制其发展。经济发展水平较低的城市则只存在单一门槛, 可能的原因有以下方面:

1) 转型成本较高: 经济发展水平较低的城市往往缺乏足够的资金、技术和人才资源来支撑新质生产力的培育和发展, 转型过程中需要投入大量成本, 这些成本可能在短期内难以产生经济效益。

2) 资源配置不均: 新质生产力的培育和发展需要良好的基础设施、高效的资源配置和优质的人力资源。在经济较落后的城市, 这些条件可能不成熟, 导致资源配置不均, 限制了新质生产力的发挥。

因此, 虽然新质生产力是推动经济高质量发展的关键动力, 但对于经济发展水平较低的城市来说, 它们需要克服上述挑战, 通过逐步完善基础设施、提高资源配置效率、加强人才培养和技术创新, 才能更好地发挥新质生产力的积极作用。

#### 4.4. 稳健性检验

##### 4.4.1. 加入遗漏因素

考虑到本文所选样本时间区间包含了 2020 及之后的年份, 2020 发生了影响全球的新冠疫情, 故此突发公共卫生事件对宏观经济来说为严格外生的外部冲击, 如果不考虑此因素则可能导致遗漏变量的内生性问题。参考邵小快等的做法加入代表新冠疫情的代理变量  $Covid_{it}$  后[21], 再次进行回归, 若在此情况下核心解释变量显著性与前文结论保持一致, 表明结果较为稳健。检验结果见表 10。

从表 10 中可以看到在加入遗漏因素后检验结果表明核心解释变量存在双重门槛且显著性与前文结论保持一致, 表明结果较为稳健。

**Table 10.** Add omitted factor test results  
**表 10.** 加入遗漏因素检验结果

变量	加入遗漏因素 $Qua_{it}$
$J_{it}$	0.026*** (2.84)
$Fin_{it}$	-0.008** (-2.22)
$Open_{it}$	0.132*** (5.67)
$Urban_{it}$	0.020 (0.39)
$Sci_{it}$	1.913*** (7.14)
$Ind_{it}$	0.022 (0.68)
$Er_{it}$	-0.002 (-0.14)
$Covid_{it}$	-0.057*** (-8.17)
$Hqp_{it} < 0.0547$	0.776** (2.32)
$0.0547 \leq Hqp_{it} < 2351$	-0.795*** (-4.47)
$Hqp_{it} \geq 0.2351$	-2.323*** (-16.56)
Constant	-0.018 (-0.20)
Observations	3627
Number of id	279
R-squared	0.272

t-statistics in parentheses, \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1。

#### 4.4.2. 敏感性分析

为保证结果的普遍适用性, 降低特殊样本的影响, 本文将样本中的第一年以及最后一年进行剔除, 并以此作为敏感性测试(见表 11)。若结果依然成立, 表明结论在普通样本中同样适用。

**Table 11.** Sensitivity analysis results  
**表 11.** 敏感性分析结果

变量	$Qua_{it}$
$J_{it}$	0.020 (1.64)
$Fin_{it}$	-0.013*** (-3.47)
$Open_{it}$	0.097*** (3.89)
$Urban_{it}$	-0.071 (-1.24)
$Sci_{it}$	1.545*** (5.50)
$Ind_{it}$	0.057 (1.64)
$Er_{it}$	0.001 (0.07)
$Hqp_{it} < 0.414$	0.841** (2.34)
$0.414 \leq Hqp_{it} < 0.453$	-0.944*** (-4.73)
$Hqp_{it} \geq 0.453$	-2.497*** (-15.59)
Constant	0.108 (0.95)
Observations	3069
Number of id	279
R-squared	0.269

t-statistics in parentheses, \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1。

从回归结果可知, 将样本中的第一年以及最后一年进行剔除后核心解释依然与因变量存在双门槛效应, 表明结论在普通样本中同样适用。

#### 4.5. 机制检验

本文通过构建中介效应模型对设立城市新质生产力提升经济高质量发展水平的影响机制进行实证检验。为了验证假设 H2, 本文采用江艇(2022)两步法进行中介效应检验[22], 中介效应模型如下:

$$In_{it} = \mu_i + \beta_0 Controls_{it} + \beta_1 Hqp_{it} + \varepsilon_{it} \text{ 若 } q_{it} \leq \gamma \quad (7)$$

$$In_{it} = \mu_i + \beta_0 Controls_{it} + \beta_1 Hqp_{it} + \varepsilon_{it} \text{ 若 } q_{it} > \gamma \quad (8)$$

为研究自变量通过何种路径影响因变量, 同时避免传统三步法的内生性问题, 第一步为核心解释变量与因变量的回归, 即前文基准回归, 结果显著通过。第二步, 将因变量转换为机制变量, 若核心解释变量依然存在显著相关关系, 中介效应成立。

在对机制变量与核心解释变量进行回归分析之前, 首先对门槛效应的存在性进行检验, 表 12 报告了城市创新水平作为因变量时, 单一门槛、双门槛以及三门槛效应存在性的检验结果发现: 单一门槛与双重门槛效果均显著, 而三重门槛效应不显著(10%显著水平)。因此, 机制分析应该采用双门槛模型(见表 13)。

**Table 12.** Results of the threshold test for urban innovation

**表 12.** 城市创新门槛检验结果

变量	Single	Double	Triple
Rss	9.24e+06	9.07e+06	8.92e+06
Mse	2557.024	2510.894	2468.886
Fstat	376.190	66.400	61.490
Prob	0.000	0.068	0.118
Crit10	56.945	52.852	81.573
Crit5	85.336	98.543	206.906
Crit1	120.154	328.354	380.774

**Table 13.** Regression results of dual threshold for urban innovation

**表 13.** 城市创新双门槛回归结果

变量	$In_{it}$
$J_{it}$	0.016 (1.46)
$Fin_{it}$	0.009 (0.78)
$Open_{it}$	-0.082*** (-9.70)
$Urban_{it}$	-0.024*** (-4.01)
$Sci_{it}$	-0.048*** (-5.87)
$Ind_{it}$	0.005 (1.07)
$Er_{it}$	-0.004 (-1.05)
$Hqp_{it} < 0.257$	0.310*** (18.05)

续表

$0.257 \leq Hqp_{it} < 0.281$	0.232*** (14.15)
$Hqp_{it} \geq 0.281$	0.407*** (32.04)
Constant	-0.008 (-1.13)
Observations	3640
Number of id	280
R-squared	0.464

t-statistics in parentheses, \*\*\*p &lt; 0.01, \*\*p &lt; 0.05, \*p &lt; 0.1。

双门槛面板模型的系数估计结果如表 13 所示。结合表 12 中的门槛估计值, 可以得到以下结论: 城市创新水平对经济高质量发展水平的影响呈现显著的正向影响。由此假设 H2 得到证明。

## 5. 结论

本文以城市新质生产力这一新视角为切入点, 深入探究其对经济高质量发展的推动作用。基于我国 2009~2021 年的地级市面板数据, 运用熵值法科学量化了城市新质生产力和经济高质量发展的综合指数。同时, 从城市创新水平维度出发, 实证检验了城市新质生产力对经济高质量发展的影响及其内在机制, 得出以下研究结论: 第一, 在一定水平中城市新质生产力显著促进了经济发展质量的提升, 在超过一定水平后则会抑制经济高质量发展并且在一系列稳健性检验后该结论仍然成立。第二, 作用机制验证了新质生产力能够通过实现城市创新发展为经济高质量发展注入强大动能。第三, 在异质性方面, 经济发展水平较高的地区的城市新质生产力对经济高质量发展的推动作用明显优于经济发展水平较低的地区。

基于上述结论, 提出如下建议:

1) 因地制宜发展策略: 首先需要对城市的现有产业、资源和人才进行全面的评估, 识别出城市的优势和潜力所在, 以此为基础, 制定符合实际的发展规划。其次鼓励传统产业与新兴产业之间的融合, 例如, 通过数字化、智能化改造传统产业, 提升其竞争力。再次对于新质生产力的培育和引入, 应有计划、有序地引导, 避免资源错配和泡沫产生。最后建立动态监测机制, 跟踪新质生产力的发展状况, 及时调整发展策略。

2) 创新驱动发展战略: 鼓励企业增加研发投入, 推动科技成果转化为实际生产力。建立和完善创新平台, 如科技园区、孵化器等, 吸引和培养创新人才。制定和实施有利于创新的财政、税收和金融政策, 激发企业和个人的创新活力。

3) 人才培养与引进方针: 深化教育体制改革, 提高教育质量, 培养适应新质生产力发展需要的人才。加强职业技能培训, 提升现有劳动力的技能水平, 使其能够适应新质生产力的需求。制定灵活的人才引进政策, 吸引国内外高端人才, 为新质生产力的发展提供人才支持。优化人才发展环境, 包括提供良好的工作和生活条件, 以及职业发展机会, 以留住和吸引人才。

## 基金项目

湖南省教育厅青年项目(22B0522); 2024 年度湖南省普通本科高校教学改革研究重点项目(202401000940); 国家级大学生创新创业训练计划项目(202210531004)。

## 参考文献

- [1] 赵剑波, 史丹, 邓洲. 高质量发展的内涵研究[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(11): 15-31.
- [2] 刘燕妮, 安立仁, 金田林. 经济结构失衡背景下的中国经济增长质量[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, 31(2): 20-35.
- [3] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.
- [4] 蔡昉. 理解中国经济发展的过去、现在和将来——基于一个贯通的增长理论框架[J]. 经济研究, 2013, 48(11): 4-16+55.
- [5] 任保平. 新时代中国经济从高速增长转向高质量发展: 理论阐释与实践取向[J]. 学术月刊, 2018, 50(3): 66-74+86.
- [6] 李平, 付一夫, 张艳芳. 生产性服务业能成为中国经济高质量增长新动能吗[J]. 中国工业经济, 2017(12): 5-21.
- [7] 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.
- [8] 杜传忠, 疏爽, 李泽浩. 新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J]. 经济纵横, 2023(12): 20-28.
- [9] 孙志远. 数字新质生产力对城乡高质量融合的影响与机制[J]. 中国流通经济, 2024, 38(5): 28-40.
- [10] 钞小静, 王清. 新质生产力驱动高质量发展的逻辑与路径[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 12-20.
- [11] 沈坤荣, 金童瑶, 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.
- [12] 杨栩, 廖姗. 环境伦理与新创企业绿色成长的倒 U 型关系研究[J]. 管理学报, 2018, 15(7): 1040-1047.
- [13] 李苏, 郭远通. 新质生产力对民营企业高质量发展的影响——基于链式多重中介模型[J]. 北方民族大学学报, 2024(5): 168-176.
- [14] 李钢, 王琦. 构建与新质生产力发展相适应的国家科技创新体系[J]. 行政管理改革, 2024(4): 24-34.
- [15] 刘思明, 张世瑾, 朱惠东. 国家创新驱动力度测度及其经济高质量发展效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(4): 3-23.
- [16] 白光祖, 李莉, 孟鸿飞, 等. 打赢新兴领域关键核心技术攻坚战——基于“863”计划相关项目的启示[J]. 中国科学院院刊, 2024, 39(5): 907-916.
- [17] 李金昌, 史龙梅, 徐蔼婷. 高质量发展评价指标体系探讨[J]. 统计研究, 2019, 36(1): 4-14.
- [18] 张哲, 李季刚, 汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 18-23.
- [19] 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.
- [20] 罗爽, 肖韵. 数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展: 理论机制与实证检验[J]. 新疆社会科学, 2024(2): 29-40+148.
- [21] 邵小快, 胡怀国. 经济增长实证研究中的内生性[J]. 经济学动态, 2013(3): 109-118.
- [22] 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.