

# 新质生产力、产业结构升级与区域协调发展

王宇森<sup>1</sup>, 吴子远<sup>2</sup>

(1. 河北经贸大学经济学院, 石家庄 050061; 2. 河北经贸大学经济研究所, 石家庄 050061)

**摘要:** 基于2013—2022年全国30个(因数据缺失, 未包含西藏和港澳台地区)省级地区面板数据, 构建新质生产力体系, 使用熵值法实现新质生产力的指标测度, 使用双向固定效应模型考察新质生产力对区域协调发展的影响, 在克服内生性的前提下, 对样本进行异质性检验和中介效应检验。研究结果表明: 新质生产力能显著促进区域协调发展; 异质性分析发现新质生产力对东部地区经济差距的缩小作用显著, 而对中西部地区的作用相对较弱; 产业结构升级在新质生产力影响区域协调发展过程中起到中介作用。基于此, 提出相应政策建议推动新质生产力的发展缩小区域经济发展差距, 实现区域协调发展。

**关键词:** 新质生产力; 区域协调发展; 产业结构升级

**中图分类号:** F323 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)12-0370-06

党的二十大报告指出, 加快构建新发展格局, 着力推动高质量发展, 促进区域协调发展。推动区域协调发展, 既是解决发展不平衡问题的内在要求, 也是构建和谐社会、实现共同富裕的基础性工作。国家出台了一系列指导性很强的区域规划和政策文件, 如“十四五”规划中“四大板块+三大战略”的区域发展战略, 以及京津冀协同发展、长江经济带建设、粤港澳大湾区等重大战略, 以推动建立健全区域协调发展体制机制。这些政策和战略的实施, 有效控制了东中西部经济发展水平差距, 缩小了城乡差距, 促进了区域协调发展取得良好效果<sup>[1]</sup>。尽管改革开放以来中国经济和社会发展取得了巨大成就, 但区域间发展不协调问题依然突出。这种不平衡主要表现在东、中、西部地区经济发展水平差距、城乡差距以及区域内部的差异上, 基于此已有研究站在新时代发展背景下探索如何进一步实现区域协调发展<sup>[2-3]</sup>。

新质生产力的提出与区域协调发展密不可分。“新质生产力”的概念在新时代推动东北全面振兴座谈会上被首次提出, 其内涵为在新一轮科技革命和产业变革背景下, 通过技术革命性突破、生产要素创新性配置和产业深度转型升级而催生的新型生产力, 以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合质变为基本内涵, 以全要素生产率的提升为核心

标志。目前新质生产力处于探索与发展时期, 其主要研究集中在新质生产力的内涵特征<sup>[4-5]</sup>和实现路径与机制<sup>[6]</sup>, 周冰莹和童素娟<sup>[7]</sup>探索了新质生产力对科技金融的作用过程中发现了产业结构升级的作用机制; 林有德和邓东青<sup>[8]</sup>发现新质生产力对于体育产业数字化转型有多重实施路径。目前已有学者根据新质生产力的内涵构建了相应的指标体系进行新质生产力的测度<sup>[9-10]</sup>, 常俊松等<sup>[11]</sup>聚焦京津冀地区测度建筑业新质生产力发展水平具有一定的地区行业特色, 这为本文的研究提供了参考借鉴。

新质生产力的出现, 为区域协调发展提供新的动力。新质生产力带动了技术革命性突破, 而技术进步是推动区域经济增长的关键因素之一<sup>[12]</sup>。新质生产要素具有更强的知识属性, 可依托于知识的高复制性和多样性, 打破要素的空间黏性桎梏和要素组合的同质化陷阱, 加强区域发展的平衡性<sup>[12]</sup>。新质生产力可以促进资源配置效率, 整体上为区域协调发展提供良好发展环境; 另外, 新质生产力通过在科技创新、产业结构升级和人才培养与引进等多层面驱动, 为区域协调发展提供新的动能, 从而推动经济社会的高质量发展。但在关于新质生产力和区域协调发展的研究现有文献中, 大多直接研究新质生产力在理论上如何促进区域协调发展<sup>[13]</sup>,

**收稿日期:** 2025-01-13

**基金项目:** 2025年河北省在读研究生创新能力培养资助项目(CXZZSS2025091)

**作者简介:** 王宇森(2001—), 男, 河北保定人, 硕士研究生, 研究方向为跨国经营与投资管理; 吴子远(2001—), 男, 山东泰安人, 硕士研究生, 研究方向为农业现代化与农村转型。

目前尚未有研究从实证出发验证新质生产力与区域协调发展的关系,因此通过实证分析新质生产力赋能区域协调发展的机制和路径,对于实现区域均衡发展具有重要的理论和实践意义。

鉴于此,在现有研究的基础上,本文在分析新质生产力促进区域协调发展的路径机制的基础上,运用熵值法构建新质生产力的测度指标,并检验新质生产力对区域协调发展的影响和路径。本文可能的边际贡献体现在以下两个方面:第一,通过基础回归和内生性检验等实证分析新质生产力和区域协调发展因果关系,补充实证分析研究;第二,基于中介效应模型探讨新质生产力对区域协调发展的作用机制,探索产业结构升级对于新质生产力影响区域协调发展的路径。

## 1 理论分析与研究假说

### 1.1 新质生产力对区域协调发展的直接效应

新质生产力主要涵盖劳动者、劳动对象和劳动资料等方面,三者均可以对区域协调发展产生实质性影响<sup>[14]</sup>。具体来看,首先,新质生产力通过优化劳动力资源配置来影响区域协调发展。一方面,新质生产力通过提高劳动者的技能和素质,促进劳动者充分就业,为落后地区提供人才支撑;另一方面,劳动力要素的流动是均衡配置资源的重要途径,新质生产力通过促进劳动力要素的流动,使得落后地区得以开发和合理配置人力资本。总之,新质生产力使得区域间劳动者结构改变,加速区域人力资本积累,影响区域协调发展。

其次,新质生产力通过改善劳动对象结构促进区域协调发展。新质生产力的形成依赖于科技创新,这不仅推动产业的升级换代,也为生态环境保护提供新的技术和方法。通过引入战略性新兴产业如新能源、新材料和先进制造等,落后地区可以摆脱传统低效能、高消耗的生产模式,向更高端、更具竞争力的产业方向发展。通过发展绿色技术、清洁能源等,可以有效减少环境污染和资源消耗。通过发展生态产业和完善社会保障机制,可以同时提升经济效益和生态效益,从而实现经济的跨越式发展<sup>[15]</sup>。

最后,新质生产力通过提升劳动资料发展水平促进区域协调发展。新质生产力的核心在于人工智能、云计算、区块链等前沿技术的应用。这些技术能够提高基础设施的智能化水平,例如,通过智能交通系统优化交通流量,或利用大数据分析预测维护需求,从而提高基础设施的运行效率和服务质

量。而基础设施可以显著提高落后地区的市场通达性,使其与发达地区之间的联系更加紧密。这不仅有助于本地市场的扩展,还能吸引外部投资和资源,从而促进经济增长。基于以上分析,提出以下假设。

H1:新质生产力可以有效促进区域协调发展。

### 1.2 新质生产力对区域协调发展的间接效应

产业结构升级可以通过促进资源优化配置、提高产业附加值和竞争力,推动各地区之间的经济互补和协同发展<sup>[16]</sup>。具体来说,产业结构升级可以为欠发达地区提供更多的发展机遇,吸引优质资源流入,提高这些地区的经济实力;同时,发达地区可以通过产业转移和技术输出,带动周边地区共同发展,实现区域间的良性互动<sup>[17]</sup>。产业结构升级成为推动区域协调发展的重要途径。基于以上分析,提出以下假设。

H2:新质生产力通过产业结构升级促进区域协调发展。

## 2 研究设计

### 2.1 模型构建

#### 2.1.1 基准回归模型

根据上述的理论分析为了研究新质生产力对区域协调发展的影响,设定基准回归模型:

$$\text{red}_i = \alpha_1 + \alpha_2 \text{nqp}_i + \alpha_3 \text{Control}_i + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中:  $\text{red}_i$  为  $i$  省在  $t$  时期的区域经济差距;  $\text{nqp}_i$  为  $i$  省份在  $t$  时期的区域新质生产力指数;  $\text{Control}_i$  为影响区域经济差距的其他控制变量的集合;  $\lambda_i$  为个体固定效应;  $\eta_t$  为时间固定效应;  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项;  $\alpha_1$  为常数项;  $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  分别为各变量待估计系数。

#### 2.1.2 中介效应模型

构建中介效应模型为

$$\text{Med}_i = \beta_1 + \beta_2 \text{nqp}_i + \beta_3 \text{Control}_i + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中:  $\text{Med}_i$  为中介变量;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  为待估参数。

### 2.2 变量说明

#### 2.2.1 被解释变量:区域经济差距(RED)

选取 2013—2022 年各省级的地区生产总值和地区生产总值指数,以 2013 年为基年计算实际地区生产总值,除以年末常住人口数量并对其取自然对数。生成实际人均地区生产总值变量( $\ln \text{pcgdp}$ ),用于表征经济增长规模,作为检验区域经济增长和经济关联的被解释变量。

然后,参照已有研究的做法,使用离差法计算各地区的经济增长差距<sup>[18]</sup>,计算公式为

$$y\_d1_{it} = |\ln rpgdp_{it} - \ln rpgdp_{m_t}| \quad (3)$$

$$y\_d2_{it} = \frac{|\ln rpgdp_{it} - \ln rpgdp_{m_t}|}{\frac{1}{2}(\ln rpgdp_{it} + \ln rpgdp_{m_t})} \quad (4)$$

式中:  $y\_d1_{it}$  为区域经济绝对差距,即  $i$  省  $t$  年实际人均地区生产总值自然对数与当年全国平均地区人均生产总值自然对数之间的差距的绝对值;  $y\_d1_{it}$  与原经济增长指标单位相同,数值大小可直接比较且含义明确;  $y\_d2_{it}$  为区域经济相对差距,消除了量纲限制,可以不受时间、物价指数、衡量指标的限制进行比较。

### 2.2.2 核心解释变量:新质生产力

新质生产力(NQP)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当代先进生产力,它以劳动者、劳动资料、劳动对象,及其优化组合的质变为基本内涵,以全要素生产率提升为核心标志。借鉴相关研究成果,从劳动者、劳动对象、劳动资料三方面构建新质生产力指标体系<sup>[19]</sup>,如表1所示。其中,数字经济发展指数运用熵值法求出<sup>[20]</sup>。

表1 新质生产力指标体系

| 一级指标        | 二级指标   | 三级指标         | 指标属性    |
|-------------|--------|--------------|---------|
| 劳动者         | 劳动者素质  | 人均受教育平均年限    | 正向      |
|             |        | 教育支出/财政总支出   | 正向      |
|             |        | 在校学生数/总人口数   | 正向      |
|             | 劳动生产率  | 人均GDP/元      | 正向      |
|             |        | 在岗职工工资/元     | 正向      |
|             | 劳动者意识  | 每百人新创企业数     | 正向      |
|             |        | 新兴产业员工总数     | 正向      |
|             |        | 第三产业从业人员占比   | 正向      |
|             | 劳动对象   | 新质产业         | 人工智能企业数 |
| 有电子商务交易的企业数 |        |              | 正向      |
| 生态环境        |        | 环境保护支出/财政总支出 | 正向      |
|             |        | 森林覆盖率        | 正向      |
|             |        | 工业污染治理完成投资额  | 正向      |
|             |        | 二氧化硫排放/GDP   | 负向      |
| 劳动资料        | 物质生产资料 | GDP/新能源发电量   | 正向      |
|             |        | 能源消耗量占GDP比例  | 负向      |
|             |        | 新材料企业数       | 正向      |
|             |        | 公路里程         | 正向      |
|             |        | 铁路里程         | 正向      |
|             |        | 人均互联网接入端口数   | 正向      |
|             | 无形生产资料 | 光缆线路长度       | 正向      |
|             |        | 人均专利数量       | 正向      |
|             |        | R&D经费/GDP    | 正向      |
|             |        | 企业数字化水平      | 正向      |
|             |        | 数字经济发展指数     | 正向      |

### 2.2.3 中介变量:产业结构升级

选取产业结构整体升级作为产业结构升级的代理变量,考察产业结构升级的中介作用<sup>[21]</sup>。计算公式为

$$\begin{aligned} \text{产业结构升级} = & \text{第一产业占GDP比例} \times 1 + \\ & \text{第二产业占GDP比例} \times 2 + \\ & \text{第三产业占GDP比例} \times 3 \end{aligned} \quad (5)$$

### 2.2.4 控制变量

参考现有研究成果,在模型中加入如下控制变量:①政府干预程度,用地方财政一般预算支出占国内生产总值比例表示;②税负水平,用税收收入占国内生产总值比重表示;③对外开放程度,用货物进出口金额与国内生产总值比值来表示;④城市化水平,用城镇人口与年末常住人口比值来表示;⑤金融发展水平,用金融机构存贷款之和与国内生产总值比值来表示;⑥基础设施水平,用人均固定资产投资额并取对数表示<sup>[22]</sup>。

## 2.3 数据说明

本文的样本覆盖2013—2022年30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)。相关数据主要来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、各地区统计年鉴、EPS全球统计数据平台(EPS数据库),部分缺失值采用插值法补齐。

各变量的描述性统计结果如表2所示,在对不同地区及其相应年份的比较分析中,通过最大值、最小值和标准差等统计指标可以发现,区域经济差距与新质生产力之间存在显著的差异。这些差异不仅反映了各地区经济发展水平的不均衡性,还揭示了新质生产力在不同地区的分布特点。税负水平的标准差最小,说明各地区在税收政策方面的差异较小,税收负担相对较为均衡。金融发展程度的标准差最大,表明各地区在金融发展方面存在显著的差异。

表2 主要变量的描述性统计结果

| 变量        | 观测值 | 均值       | 最小值     | 中位数      | 最大值      | 标准差     |
|-----------|-----|----------|---------|----------|----------|---------|
| 区域经济差距    | 300 | 0.314 5  | 0.000 8 | 0.284 3  | 0.855 1  | 0.204 1 |
| 新质生产力     | 300 | 0.181 1  | 0.052 2 | 0.162 8  | 0.634 0  | 0.082 2 |
| 政府干预力度    | 300 | 0.260 1  | 0.106 6 | 0.231 0  | 0.753 4  | 0.109 9 |
| 税负水平      | 300 | 0.080 1  | 0.035 4 | 0.073 0  | 0.199 7  | 0.029 4 |
| 对外开放程度    | 300 | 0.254 1  | 0.007 6 | 0.141 9  | 1.341 8  | 0.261 8 |
| 城市化水平     | 300 | 0.613 9  | 0.378 9 | 0.598 6  | 0.895 8  | 0.100 0 |
| 金融发展程度    | 300 | 3.534 3  | 1.911 9 | 3.319 5  | 7.609 5  | 1.087 1 |
| 人均固定资产投资额 | 300 | 10.684 9 | 9.646 4 | 10.712 8 | 11.459 1 | 0.366 5 |

### 3 实证结果分析

#### 3.1 基准回归

本文使用双向固定效应模型估计新质生产力对区域协调发展的影响,结果如表3所示。表3中列(1)只含核心解释变量,不加入控制变量,并固定个体和时间效应的基准回归结果,列(2)为加入控制变量并且固定个体和时间效应的基准回归结果。结果显示,新质生产力对区域经济差距的影响在1%的水平上显著为正,这表明新质生产力对区域经济差距有显著的负向作用,有助于区域协调发展。具体来看,新质生产力对区域经济差距的影响系数为-0.279 9,说明新质生产力提升一个单位,区域经济差距缩小0.279 9个单位。这表明新质生产力能够显著缩小区域经济差距,促进区域协调发展,进一步验证了H1。

#### 3.2 稳健性检验与内生性检验

为避免遗漏变量、样本选择偏误、内生性问题等因素对研究结果的可靠性产生影响,尝试从剔除部分特殊样本及控制内生性两个方面对模型展开进一步分析。

##### 3.2.1 剔除特殊样本

根据现阶段经济发展的速度,政策优势以及区位优势,选择剔除北京、上海、天津、重庆4个直辖市及广东等较其他省区具有明显优势的样本,已达到

表3 基准回归结果

| 变量             | (1)                   | (2)                    |
|----------------|-----------------------|------------------------|
|                | 区域经济差距                | 区域经济差距                 |
| 新质生产力          | -0.155 0*<br>(0.088)  | -0.279 9***<br>(0.090) |
| 常数项            | 0.324 3***<br>(0.013) | 0.568 6***<br>(0.199)  |
| 政府干预程度         |                       | 0.439 0**<br>(0.180)   |
| 税负水平           |                       | -0.758 0<br>(0.584)    |
| 对外开放程度         |                       | 0.053 0<br>(0.057)     |
| 城市化水平          |                       | -0.518 0**<br>(0.239)  |
| 金融发展程度         |                       | -0.003 0<br>(0.022)    |
| 人均固定资产投资额      |                       | 0.001 0<br>(0.019)     |
| 个体固定效应         | Yes                   | Yes                    |
| 时间固定效应         | Yes                   | Yes                    |
| R <sup>2</sup> | 0.084                 | 0.160                  |
| 观测值            | 300                   | 300                    |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

避免模型结果受到极端值影响的目的,对数据重新展开回归分析,结果如表4列(1)所示。

##### 3.2.2 滞后一期

为避免模型因反向因果关系、遗漏变量产生内生性问题,选取核心解释变量滞后一期作为工具变量展开进一步检验,回归结果如表4列(2)所示。结果显示,LM统计量的P小于0.1且通过Wald检验,这表明工具变量选取较为合理。核心解释变量新质生产力的系数估计值为-0.388 8,通过1%的显著性水平检验,表明在引入工具变量后,新质生产力仍可显著缩小区域经济差距,促进区域协调发展,基准回归结果可靠。

#### 3.3 中介效应检验

为了进一步考察新质生产力促进区域协调发展的产业结构升级中介效应,参考江艇<sup>[23]</sup>的两步法,基于模型(1)和模型(2)进行检验,回归结果如表5所示。列(1)是基准回归结果,新质生产力的回归系数显著为正,表明新质生产力有助于缩小区域

表4 稳健性检验

| 变量                                      | (1)                    | (2)                    |
|---|------------------------|------------------------|
|   | 区域经济差距                 | 区域经济差距                 |
| 新质生产力                                   | -0.485 6***<br>(0.149) | -0.388 8***<br>(0.103) |
| 控制变量                                    | Yes                    | Yes                    |
| 个体固定效应                                  | Yes                    | Yes                    |
| 时间固定效应                                  | Yes                    | Yes                    |
| R <sup>2</sup>                          | 0.269                  | 0.148                  |
| 观测值                                     | 250                    | 270                    |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic 统计量     |                        | 187.072                |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 统计量 |                        | 795.262<br>{16.38}     |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误;{}内为Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值。

表5 中介机制检验

| 变量             | (1)                    | (2)                   |
|----------------|------------------------|-----------------------|
|                | 区域经济差距                 | 产业结构升级                |
| 新质生产力          | -0.279 9***<br>(0.090) | 0.092 1*<br>(0.053)   |
| 常数项            | 0.568 6***<br>(0.199)  | 2.173 7***<br>(0.155) |
| 控制变量           | Yes                    | Yes                   |
| 个体固定效应         | Yes                    | Yes                   |
| 时间固定效应         | Yes                    | Yes                   |
| R <sup>2</sup> | 0.160                  | 0.846                 |
| 观测值            | 300                    | 300                   |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

经济差距;列(2)是中介效应第二步回归结果,可以发现新质生产力对产业结构升级的回归系数为0.092 1,通过了10%的显著性水平检验,说明新质生产力的发展会促进产业结构升级,而产业结构升级可以通过促进资源优化配置、提高产业附加值和竞争力,推动区域协调发展,进而验证了H2。

### 3.4 异质性检验

由于资源禀赋和发展阶段的不同,无论是新质生产力水平还是区域经济差距,在区域分布上都存在着明显的异质性特点。借鉴已有研究,将全国划分为东中西区域,深入探讨区域异质性<sup>[24]</sup>。通过回归结果(表6)可知,新质生产力缩小区域经济差距只有在东部地区显著,而在中西部地区新质生产力对缩小区域经济差距并不显著。造成这种情况可能是因为:一方面,东部地区经济基础强,教育和科技资源丰富,金融体系成熟,加之政府推动的多项改革和开放政策先行先试,为创新和技术发展提供良好环境,从而促进新质生产力的快速成长和集聚;而中西部地区虽然资源丰富,但受限于交通、资金、技术和市场等条件,其新质生产力的发展速度相对落后于东部地区。另一方面,东部地区区域经济差距较为明显,高速发展也导致区域内部发展的不平衡;而中西部地区发展相较于东部地区协调,区域经济差距较小。

## 4 结论与建议

### 4.1 结论

本文通过实证分析探讨新质生产力对区域协调发展的影响机制,并验证其有效性。主要研究结论如下:首先,新质生产力显著缩小了区域经济差距,促进了区域协调发展。实证结果显示,新质生产力对区域经济差距具有显著的负向作用,这表明

提升新质生产力能够有效缩小不同地区间的经济差距,从而实现区域协调发展。具体数据分析表明,新质生产力提升一个单位,区域经济差距缩小0.279 9个单位,在1%的水平上显著。其次,产业结构升级是新质生产力促进区域协调发展的重要路径。通过中介效应检验发现,新质生产力不仅对区域经济的协调发展有直接的推动作用,还通过驱动产业结构优化升级间接在区域协调发展中发力。这进一步验证新质生产力通过产业结构升级促进区域协调发展。新质生产力对不同区域的影响存在显著的异质性。具体而言,新质生产力对东部地区经济差距的缩小作用显著,而对中西部地区的作用相对较弱。

### 4.2 建议

第一,促进新质生产力的区域均衡发展。加大对落后地区的创新、知识和信息技术的支持力度,推动这些地区的新质生产力提升,缩小区域间的发展差距。特别是在中西部地区,加大基础设施建设和教育投入,改善发展环境,提升新质生产力的潜力,逐步缩小与东部地区的差距。

第二,加强产业结构升级,培育引进高素质人才。通过政策引导和资源配置,推动传统产业的转型升级和新兴产业的发展,优化区域产业结构,提升整体经济竞争力。支持高新技术产业和服务业的发展,促进产业集群的形成和发展。此外,注重培育和引进高素质人才,为产业结构升级提供坚实的人才支撑。

第三,针对东中西部地区的发展特点,制定差异化政策。根据各地区的实际情况,制定适合其发展的政策措施。对于东部地区,继续发挥其创新和技术优势,提升新质生产力的水平,进一步缩小区域经济差距。可以通过提供更多的政策支持和资金投入,鼓励东部地区继续引领技术创新和产业升级,带动全国经济的整体提升。对于中西部地区,加大基础设施建设和教育投入,改善发展环境,提升新质生产力的潜力,逐步缩小与东部地区的差距。通过政策引导和资金扶持,促进中西部地区的产业升级和技术进步,增强其经济竞争力。

第四,推动绿色发展,实现可持续协调发展。大力推动环保技术和清洁能源的应用,降低生产过程中的环境污染和资源消耗,促进经济、社会和环境的协调发展,具体措施包括制定严格的环保标准和法规、支持绿色技术研发和应用、推动循环经济和低碳经济的发展。通过推动绿色发展,既能保护

表6 异质性检验

| 变量             | (1)                   | (2)                 | (3)                   |
|----------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
|                | 东部地区                  | 中部地区                | 西部地区                  |
|                | 区域经济差距                | 区域经济差距              | 区域经济差距                |
| 新质生产力          | -0.279 3**<br>(0.107) | 0.369 4<br>(0.370)  | -0.264 7<br>(0.372)   |
| 常数项            | 0.570 7<br>(0.344)    | -0.478 7<br>(0.590) | 1.235 6***<br>(0.243) |
| 控制变量           | Yes                   | Yes                 | Yes                   |
| 个体固定效应         | Yes                   | Yes                 | Yes                   |
| 时间固定效应         | Yes                   | Yes                 | Yes                   |
| R <sup>2</sup> | 0.360                 | 0.659               | 0.580                 |
| 观测值            | 110                   | 80                  | 110                   |

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

环境,又能提升区域经济的可持续发展能力,实现经济效益、社会效益和环境效益的统一。

第五,优化制度环境,激发市场活力。良好的制度环境是新质生产力发挥作用的重要保障。通过制度创新,优化市场机制,完善法律法规和政策支持,营造公平竞争的市场环境。具体措施包括加强知识产权保护、完善市场监管机制、提升政府服务水平、促进社会资本的积累和利用。通过优化制度环境,能够激发市场活力,提升新质生产力的综合效益。

### 参考文献

- [1] 夏艳艳,关凤利,冯超. 新时代中国区域协调发展的新内涵及时代意义[J]. 学术探索, 2022(3): 45-53.
- [2] 杨培祥,吴文新. 新时代促进区域协调发展实现共同富裕研究[J]. 山东社会科学, 2023(10): 133-140.
- [3] 曹俊勇,张乐柱,何健诚,等. 新质生产力与城乡均衡发展:耦合协调、区域差异与动态演进[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2025, 19(1): 1-11.
- [4] 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.
- [5] 张林,蒲清平. 新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023, 29(6): 137-148.
- [6] 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.
- [7] 周冰莹,董素娟. 科技金融、产业结构升级与新质生产力[J]. 科技和产业, 2024, 24(23): 143-150.
- [8] 林有德,邓东青. 新质生产力赋能体育产业数字化转型:理论逻辑与实现路径[J]. 科技和产业, 2024, 24(18): 121-125.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 常俊松,张天宝,李博雨. 京津冀地区建筑业新质生产力发展水平测度[J]. 科技和产业, 2024, 24(22): 177-183.
- [12] BARRO R J, SALA X. Convergence across states and regions[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1991, 1: 107-182.
- [13] 蒋晟,贺灿飞,李志斌. 以加快形成新质生产力推动区域协调发展理论逻辑与实现进路[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2024, 52(2): 5-14.
- [14] 唐琼,孙健. 新质生产力促进城乡区域协调发展的机理与路径[J]. 湖南社会科学, 2024(3): 31-40.
- [15] 蒲清平. 加快形成与新质生产力相适应的新型生产关系[J]. 国家治理, 2024(9): 33-38.
- [16] 麻朝晖. 论欠发达地区经济发展与生态环境优化整合[J]. 自然辩证法研究, 2007(3): 85-87.
- [17] 庞娟. 产业转移与区域经济协调发展[J]. 理论与改革, 2000(3): 81-82.
- [18] 陈楠,蔡跃洲. 人工智能技术创新与区域经济协调发展——基于专利数据的技术发展状况及区域影响分析[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(3): 16-40.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 钟文,郑明贵. 数字经济对区域协调发展的影响效应及作用机制[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2021, 38(4): 79-87.
- [23] 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.
- [24] 徐斌,陈宇芳,沈小波. 清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J]. 经济研究, 2019, 54(7): 188-202.

## New Quality Productive Forces, Industrial Structure Upgrading and Regional Coordinated Development

WANG Yusen<sup>1</sup>, WU Ziyuan<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China;  
2. Institute of Economics, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China)

**Abstract:** Based on panel data from 30 provinces (due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Tibet Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) in China from 2013 to 2022, a new quality productivity system was constructed and a two-way fixed-effects model was used to examine the impact of new quality productivity on regional coordinated development, as well as to test the mediating role of industrial structure upgrading. The results show that new quality productivity significantly promotes regional coordinated development, with noticeable regional heterogeneity. Industrial structure upgrading plays a mediating role in the process of new quality productivity affecting regional coordinated development. Based on this, corresponding policy recommendations are proposed to promote the development of new quality productivity, reduce regional economic disparities, and achieve regional coordinated development.

**Keywords:** new quality productive forces; regional coordinated development; industrial structure upgrading