

# 共富之道:城乡收入差距中的新质生产力作用探析

戴翔<sup>1</sup>, 成鹏东<sup>1</sup>, 刘长鹏<sup>2</sup>

(1. 南京审计大学统计与数据科学学院, 江苏 南京 211815; 2. 山东大学经济学院, 山东 济南 250100)

**摘要:**在科学识别“新质要素”的基础上,对新质生产力发展水平进行创新性测度,并从城乡收入差距的视角出发,实证检验其共同富裕效应。结果表明:新质生产力与城乡收入差距之间呈现“U型”非线性关系:在发展初期,新质生产力有助于缩小城乡差距;当其超过一定水平时,可能加剧收入不均。机制分析进一步表明,城乡劳动生产率与人力资本差距是这一效应的主要作用路径。因此,推进新质生产力发展需同步缩小城乡“技术鸿沟”,以更有力地实现共同富裕目标。

**关键词:**新质生产力;城乡收入差距;U型

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2025)08-0073-11

## Path to common prosperity: exploring the role of new quality productive forces in urban-rural income disparities

DAI Xiang<sup>1</sup>, CHENG Pengdong<sup>1</sup>, LIU Changpeng<sup>2</sup>

(1. School of Statistics and Data Science, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

**Abstract:** Based on a rigorous identification of “new quality elements,” this paper constructs an innovative measurement of new quality productivity and empirically examines its common prosperity effect from the perspective of the urban-rural income gap. The results reveal a “U-shaped” nonlinear relationship between new quality productivity and the urban-rural income gap: in the early stages of development, it helps narrow the gap, but beyond a certain threshold, it may exacerbate income inequality. Further mechanism analysis indicates that disparities in labor productivity and human capital between urban and rural areas are the main transmission channels of this effect. Therefore, promoting the development of new quality productivity requires simultaneously bridging the urban-rural “technology divide” to more effectively achieve the goal of common prosperity.

**Key words:** new quality productive forces; urban-rural income disparity; U-shaped

在2024年1月中共中央政治局第十一次集体学习期间,习近平总书记明确指出:“新质生产力以创新为主导,摆脱了传统经济增长模式和生产

力发展路径,呈现出高科技、高效能、高质量的特  
征,符合新发展理念的先进生产力形态。”党的二十大报告强调,实现全体人民共同富裕是中国式现代化的核心特征,也是社会主义本质的体现。当前,中国社会的主要矛盾已经转化为“人民日益

收稿日期:2024-12-24 修回日期:2025-07-06

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“中国式现代化的统计监测评价问题研究”(23&ZD036);国家社会科学基金青年项目“制度型开放提升制造业价值链韧性的机理、效应与政策优化研究”(24CJL014)。

**作者简介:**戴翔(1980—),男,安徽合肥人,南京审计大学统计与数据科学学院教授,博士生导师,博士,研究方向为数字经济与贸易。

增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。其中,城乡、区域发展不平衡以及收入分配差距较大,是中国发展不平衡不充分的显著问题,也是实现全体人民共同富裕面临的重大挑战。正如已有研究所示,新质生产力是在中国式现代化进程中推动生产力转型的关键创新实践,是促进高质量发展的核心驱动力<sup>[1]</sup>。无疑,新质生产力作为一种更为先进的生产力形态,不仅驱动经济迈向高质量发展,也在重新构建收入分配格局方面扮演了至关重要的角色。换言之,新质生产力凭借其提升生产效能的显著优势,有助于增大“共同富裕”的经济基础。然而,其是否能更有效地优化收入分配结构,实现富裕的“共享”,仍是一个亟待深入探究的重大课题。基于上述认识,如何在推动新质生产力持续发展的过程中妥善解决收入分配问题,已成为推进中国特色社会主义现代化建设的关键议题,直接关系到共同富裕目标的最终实现。

当前学术界对新质生产力的概念和内涵已有深入探讨,普遍认为准确理解和衡量新质生产力的发展水平是进一步研究其经济效应的必要前提<sup>[2]</sup>。众所周知,共同富裕的理念包含“富裕”与“共同”这两个关键维度。其中,“富裕”着重于提高社会整体的物质水平和生活质量,“共同”则侧重于收入分配的公正性,确保不同阶层和群体均能共享经济发展的成果。这两个维度相辅相成,共同构成了实现共同富裕的关键途径,进而推动社会的全面进步和公平正义的实现<sup>[3]</sup>。现有研究强调,“富裕”意味着不同群体的收入水平普遍提高,从而促进社会各阶层共同步入富裕状态<sup>[4]</sup>。因此,提高城市和农村居民的收入水平是发挥新质生产力“富裕性”效应的关键途径。更为关键的是,“共同”这一目标要求我们必须缩小区域总体收入的差距。在这一过程中,地区间以及城乡之间的收入差异对中国区域总收入差距的影响尤为显著<sup>[5]</sup>。因此,缩小区域收入差距和城乡收入差距,是新质生产力发挥“共同性”效应的关键所在。

新质生产力对共同富裕的影响既具有一般性也具有特殊性。一般性体现在,作为一种先进生

产力形态,新质生产力的出现与历史上生产力的跃迁类似,能够推动社会财富的积累与再分配。特殊性则在于,新质生产力依赖高科技、高效率和高质量,其发展往往集中于经济发达或创新能力较强的地区,可能加剧“强者愈强、弱者愈弱”的趋势,扩大区域与城乡间的收入差距。因此,探讨新质生产力对共同富裕的影响已成为当前学界关注的重点。已有研究从多个视角对该问题进行了探讨。在“富裕”层面,多数学者认为新质生产力通过技术创新和产业升级显著提升生产效率,促进经济增长与社会财富积累,为实现共同富裕提供了坚实的物质基础<sup>[6]</sup>。在“共同”层面,有观点指出新质生产力通过优化资源配置、提升要素效率,推动区域协调发展和成果共享,进而强化社会保障基础,助力共同富裕<sup>[7]</sup>。然而,也有研究警示,新质生产力核心内容如数字经济在城乡居民教育水平、人力资本分布不均等背景下,可能加剧产业结构性分化和地区发展不平衡,进而扩大城乡与区域收入差距<sup>[8]</sup>。综上所述,现有文献对新质生产力是否有助于“共同”发展仍存争议。因此,有必要通过更系统的实证分析,进一步厘清新质生产力对共同富裕各维度的真实作用机制。

本文着重探讨新质生产力对共同发展的效应,更精确地讲,集中研究新质生产力的发展与城乡收入差距之间的联系。本文可能的边际贡献包括以下几个方面。首先,在研究视角上,本文研究了新质生产力对城乡收入差距的非线性效应。这一研究视角不仅深化了对新质生产力在缩小收入差距方面作用机制的理解,也为实现全民共同富裕目标提供了新的分析框架与政策参考。其次,在数据测度方面,本文依据新质生产力的核心特征,明确区分了生产要素中的“新质成分”,并采用经济增长核算的方法,选取适当的投入产出模型,以创新性地评估“新质成分”对经济增长的累积贡献。这种方法不仅丰富了新质生产力的理论体系,也有效地补充了现有测算方法的不足。最后,在研究内容方面,本文分析了区域间数字普惠金融的发展水平以及农村新质生产力基础设施差异对计量结果可能产生的影响,并探讨了农村“新质”资源

的利用在促进共同富裕中所起的调节作用。

### 一、理论分析

新质生产力的发展在实现“共同富裕”目标中发挥着重要作用,其影响不仅体现在创造物质财富方面,更体现在对城乡收入差距的调节机制中。若新质生产力的发展能够有效缩小城乡收入差距,则其对实现共同富裕具有积极推动作用;反之,则可能带来结构性不平等,削弱其促进共富的潜力。作为融合科技创新、产业升级与制度变革的新型生产力形式,其在重塑经济结构的同时,也深刻影响了我国收入分配格局,使其对共同富裕的影响表现出一定的不确定性。在发展初期,新质生产力通过技术扩散有效提升了农村地区的劳动生产率。以互联网为代表的数字技术突破了传统的信息壁垒,提升了农民对市场与生产信息的获取能力,改善了其生产决策,进而提高了农业生产效率。电子商务的发展打破了流通环节限制,使农民能够直接对接消费市场,增加了销售利润。同时,互联网教育和线上培训为农村劳动力提供了低成本、广覆盖的技能提升平台,助力其向非农产业转移,推动了农村收入的增长。此外,数字经济催生的新业态为农村居民提供了灵活多样的就业与创业机会,降低了就业门槛,拓宽了收入渠道<sup>[9]</sup>。这一阶段,城乡之间的收入差距在一定程度上得到缩小,新质生产力呈现出显著的“包容性增长”特征。

然而,随着新质生产力的进一步发展,城乡之间的“技术鸿沟”逐渐显现,这可能导致收入差距的扩大。通常而言,技术鸿沟通过非对称扩散与技能错配双重路径拉大城乡收入差距,其本质是技术进步与制度环境协同不足导致的资源配置失衡。就前者看,城乡间的技术扩散存在显著的“时空迟滞效应”。城市因基础设施完善、人力资本密集和产业链集聚,能快速吸收前沿技术,形成生产率优势;农村受限于网络覆盖不足、技术适配性低及信息渠道匮乏,技术扩散呈现“梯度滞后”。这种非均衡扩散导致城乡全要素生产率差距扩大,直接体现为收入分化。就后者而言,技术进步通常偏向高技能劳动力,而城乡人力资本存量差异

加剧了技能供需矛盾。城市教育体系更易培养数字化技能,劳动力能通过“技能溢价”获得高收入;农村劳动力则因教育质量落后和职业培训缺失,陷入“低技能陷阱”。这种结构性错配迫使农村劳动力滞留于低附加值部门,扩大工资性收入差距<sup>[10]</sup>。此外,随着新兴生产力不断涌现,劳动力市场对高技能人才的需求日益增长,在人工智能、大数据等前沿领域尤为显著。但受限于农村教育水平较低、人力资本积累不足,农村劳动力难以跟上技术发展的步伐,逐渐被排除在高薪岗位之外,这种“技能鸿沟”加剧了劳动力市场的分化。这些因素共同作用,导致城乡居民在新质生产力背景下的收入差距持续扩大。据此,提出假说 H1:新质生产力的发展与城乡收入差距之间呈现出一种“U型”关系。

经济增长或收入提升通常归因于两个核心因素:一是生产要素的增加,二是生产效率的提高。前者即“扩展效应”,依赖于投入的数量扩张;后者为“集约效应”,主要通过提升劳动生产率、优化资源配置与提高效率来实现<sup>[11]</sup>。“新质生产力”概念在传统生产力理论上融合了科技创新和产业升级因素,构建了一种以高质量发展为目标的新型经济增长模式。其关键在于通过技术进步、创新资源优化配置和产业转型,推动劳动生产率持续提高。然而,新质生产力对劳动生产率的提升在不同地区表现出一定差异性,这主要源于区域间产业结构的不均衡。经济发达地区和城市多集中第二、第三产业,具备较强的创新能力,农业、林业、畜牧业和渔业等传统行业则主要分布于农村与欠发达地区<sup>[12]</sup>。尽管新质生产力对各产业均产生深远影响,其推动力在产业之间并不均衡。在发展初期,新质生产力通过数字化和技术革新对农业发展起到促进作用,缩小了城乡劳动生产率差距。但随着其在非农产业中的深度渗透,该差距又被逐步拉大。非农产业在智能制造、人工智能、大数据、物联网等技术推动下迅速实现自动化与智能化,显著提高了效率与质量,带动了劳动生产率大幅增长。相比之下,农业生产仍受限于作物生长周期及自然条件的制约,尽管数字技术

可改善种植管理和市场连接,其劳动生产率的提升空间依然有限<sup>[13]</sup>。因此,新质生产力对第一产业与非农产业劳动生产率差距的影响呈现出“先缩小后扩大”的动态趋势,进而导致其与城乡收入差距之间形成“U型”非线性关系。据此,提出假说 H2:新质生产力对城乡劳动生产率差距产生“U型”效应。

人力资本投资是推动收入增长的关键动力之一,其通过提升劳动者的生产效率,增强其收入潜力<sup>[14]</sup>。新质生产力以科技创新、数字化技术和产业转型为核心驱动,不仅重塑了传统生产模式,也深刻影响了城乡人力资本的积累路径。其对城乡教育差距的影响呈现“U型”演变趋势,这种非线性关系可从科技普及与技术深化的阶段性差异中得到解释。在发展初期,随着互联网普及和远程教育、在线平台的发展,农村地区教育资源显著改善,城乡学生在知识获取、课程参与等方面的差距得以缩小。数字化工具的广泛应用为农村学生带来了接触优质教育内容的机会,这在一定程度上实现了教育机会的均等化。然而,随着新质生产力的持续深化,其对高技能人才的需求快速上升,而相关教育资源和高质量岗位主要集中于城市地区。城市居民凭借其更完善的教育体系与培训资源,在技术深化阶段占据更大优势,城乡教育差距再度拉大。特别是高等教育资源和技术培训能力的城市集中,加剧了农村在人才培养与输送方面的结构性劣势。此外,在教育资源、经济基础相对薄弱的农村地区,难以建立起与新质生产力相匹配的人才培养体系,从而导致人力资本积累持续滞后。人力资本分布失衡是收入不平等的重要诱因之一<sup>[15]</sup>,也是实现共同富裕目标的关键障碍。因此,在推动新质生产力发展的同时,应高度重视其对人力资本空间结构的影响,防止“教育鸿沟”进一步扩大,确保城乡共享高质量发展的成果。据此,提出假说 H3:新质生产力对城乡人力资本差距产生“U型”效应。

## 二、模型设定、变量选取与数据来源

### (一)模型设立

依据前文的理论分析,为了从城乡收入差异

的视角验证新质生产力的“共同”效应,本文构建了以下的双向固定效应模型:

$$Gap_{ct} = \beta_0 + \beta_1 Xz_{ct} + \beta_2 Xz_{ct}^2 + \beta_3 C_{ct} + \lambda_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

式(1)中, $c$ 为省份, $t$ 为年份。 $Gap_{ct}$ 为收入差距, $Xz_{ct}$ 为省新质生产力发展水平, $C_{ct}$ 为省级层面一系列的控制变量, $\lambda_c$ 、 $\lambda_t$ 与 $\varepsilon_{ct}$ 分别为省份与年份固定效应以及随机误差项。此外,式中还加入了新质生产力的二次项 $Xz_{ct}^2$ ,以考察新质生产力对收入差距的非线性影响。

### (二)解释变量的测度

本文以传统生产力三要素为基础,专注于劳动力与资本的探讨,并结合新质生产力的定义,对其进行了细致的划分,以辨识出其中的“新质”元素。具体来说,本文参考戴翔等<sup>[16]</sup>的做法,将劳动力与资本细分为物质资本、传统劳动力、数据资本和数字化劳动力这四大核心要素,旨在反映生产要素的分化趋势以及价值实现方式的转变,并从经济增长的角度出发,采用投入产出模型来量化“新质成分”对经济增长的累计影响,以此全面评估中国新质生产力的水平。

#### 1. 传统生产要素的测算

在衡量传统生产要素时,本文重点关注物质资本和劳动力两个方面。物质资本层面,本文以固定资本存量作为衡量物质资本的核心指标,既考虑到其较强的数据可得性,也因其能有效反映资本积累对经济增长的贡献。资本存量的估算方法采用张军等<sup>[17]</sup>提出的永续盘存法。劳动力方面,数量以就业人数计,质量则侧重基础人力资本,采用劳动者受教育年限作为评价指标,以体现传统技能与经验等因素对劳动力质量的影响。

#### 2. “新质”生产要素的测算

关于数据资本要素测算,本文参考蔡跃洲等<sup>[18]</sup>的做法,选取国民经济行业分类中的软件和信息技术服务业固定资产投资额,作为衡量数据载体成本 $W_2$ 的代理变量。同时,将各年份各行业的就业人员工资总额作为计算整体人工成本 $W_1$ 的基础,并引入行业数据生产活动占比 $\mu$ 进行加权,以反映各行业用于数据要素投入的实际比例。

最终,将各行业经上述调整后的人工成本与数据载体成本  $W_2$  相加后加总,构建出数据资本指标  $K^*$ ,用于衡量各省在不同时期的数据要素规模。

$$K^* = \mu W_1 + W_2 \quad (2)$$

式(2)中, $\mu$ 为各行业数据生产活动比例,其具体计算方法为:

$$\mu = \frac{\text{数据生产的人工成本}}{\text{总人工成本}} \approx \frac{\text{ICT 中间投入}}{\text{总中间投入}} \quad (3)$$

关于数字化劳动力要素的评估。第一步,评估上市公司的数字化劳动力情况。首先,根据国家统计局的分类标准及企业实践,本文将数字化技术划分为6类:大数据、人工智能、移动互联、云计算、物联网和区块链。其次,借鉴金星晔等<sup>[19]</sup>提出的词典法测度方法,结合机器学习与大语言模型,对2006—2022年上市公司数字化转型的哑变量进行识别与量化。进一步地,本文构建基础评分框架,将企业的数字化转型程度与其数字化水平相对应。其计算方式为:

$$L_1^* = (1 + \sum_a X_a) \cdot Sz \quad (4)$$

式(4)中, $X_a$ 代表六种不同类型的数字化技术, $Sz$ 表示企业所在地区的数字化使用能力。最后,以省域内所有企业的数字化劳动力平均值作为该省的数字化劳动力代理变量,本文通过企业规模( $E$ )对同一省域的测算结果进行加权整合,从而得出各省份在不同年份的上市公司数字化劳动力平均水平 $\bar{L}_1^*$ 。

第二步,评估非上市公司的数字化劳动力情况。考虑到非上市公司在区域劳动力市场中的重要地位,纳入其数据有助于提升测算的科学性与准确性。本文借鉴李孟哲等<sup>[20]</sup>的方法,将上市公司视为技术扩散的载体,基于省域上市公司数字化劳动力的平均水平,结合上市公司数量作为调节因子,构建调整模型,见式(5)。以此推算非上市公司的数字化劳动力水平 $\bar{L}_2^*$ 。

$$\bar{L}_2^* = \bar{L}_1^* \cdot \frac{N_i}{\sum_i N_i} \quad (5)$$

第三步,测算省域层面整体的数字化劳动力。为省域层面整体的数字化劳动力,本文通过式(6)

综合考量 $\bar{L}_1^*$ 和 $\bar{L}_2^*$ ,并采用数据驱动模型确定权重,以确保综合指标准确反映数字化劳动力的真实水平 $L^*$ 。

$$L^* = \beta_1 \bar{L}_1^* + \beta_2 \bar{L}_2^* \quad (6)$$

最后,本文基于投入产出理论,系统测算了中国31个省份(不含港澳台)2006—2022年的物质资本、数据资本、传统劳动力与数字化劳动力4类核心要素,并构建相应面板数据。在此基础上,以GDP为产出变量,构建投入产出模型,见式(7)。评估各要素对经济增长的协同作用,并据此量化“新质成分”的贡献,间接测算各省新质生产力的年度发展水平。

$$GDP_{ct} = f(L_{ct}, L_{ct}^*, K_{ct}, K_{ct}^*) \quad (7)$$

### (三)其他变量的选取与测度

#### 1. 被解释变量

本文采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比来衡量城乡收入差距( $Gap\_c$ )。此外,为确保研究的稳健性,本文根据程名望等<sup>[21]</sup>的研究方法,再采用泰尔指数来测算城乡收入差距( $Gap\_t$ )。

#### 2. 其他控制变量

本文选取经济增长( $Gdp$ )、产业结构( $Sector$ )、对外开放( $Fdi$ )、金融发展( $Finance$ )、科技水平( $Technology$ )、城镇化率( $Czh$ )作为本文的控制变量。指标衡量方法分别为各省地区生产总值增长率、第三产业产值比第二产业产值、外商直接投资额的自然对数、金融机构贷款余额与地区生产总值的比值、R&D经费内部支出与地区生产总值之比、城镇人口占常住人口的比例。相关变量的描述性统计汇报于表1。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	25%分位数	50%分位数	75%分位数
$Gap\_t$	527	0.099	0.049	0.067	0.094	0.126
$Gap\_c$	527	2.684	0.462	2.357	2.613	2.920
$Xz$	527	7.464	0.884	7.012	7.549	8.049
$Gdp$	527	0.089	0.035	0.068	0.087	0.117
$Finance$	527	1.403	0.493	1.020	1.340	1.700
$Sector$	527	1.158	0.631	0.776	0.979	1.319
$Technology$	527	0.016	0.011	0.008	0.013	0.021
$Fdi$	527	7.761	1.754	6.737	7.709	8.904
$Czh$	527	0.552	0.137	0.458	0.548	0.634

### (四)数据来源及说明

本文选取了中国31个省份(不含港澳台)的

面板数据作为分析样本,时间跨度覆盖了 2006—2022 年。数据来源包括《中国教育统计年鉴》《中国城乡统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国投资领域统计年鉴》以及各省份统计年鉴、Wind 数据库、中国经济社会大数据研究平台和国家统计局统计公报。至于衡量数字化劳动力和数据资本的微观企业数据,则取自 CSMAR 数据库和中国工业企业数据库。为减少极端值对样本的影响,所有变量均进行了 1% 的缩尾处理。

### 三、实证分析

#### (一) 基准回归结果

表 2 展示了新质生产力对“共同”发展的影响。在表 2 的第(1)列和第(2)列中,首先分别呈现了未包含二次项时,新质生产力对泰尔指数和城乡收入比的线性回归分析结果,同时控制了省份和年份的固定效应。回归分析表明,第(1)列的核心解释变量新质生产力的系数为负,第(2)列的核心解释变量系数为正,但两者均未达到统计学上的显著性水平。这说明,新质生产力对泰尔指数和城乡收入比所反映的城乡收入差距的线性影响并不显著。因此,进一步研究其非线性关系显得尤为必要。接着,表 2 的后两列在基础模型中加入了新质生产力的二次项,以检验其非线性关系。分析结果显示,两列中新质生产力的一次项估计系数为负,二次项估计系数为正,并且均通过了 5% 的显著性水平检验。这表明,新质生产力与泰尔指数及城乡收入比之间存在显著的“U 型”关系。换言之,在新质生产力低于某一临界值时,其增长有助于缩小城乡收入差距,推动“共同”发展。然而,一旦超过该临界值,新质生产力的进一步增

表 2 基准回归结果

变量	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>
	(1)	(2)	(3)	(4)
X <sub>z</sub>	-0.003 1 (0.005 2)	0.012 9 (0.060 6)	-0.061 8** (0.026 7)	-0.647 4** (0.295 3)
X <sub>z</sub> <sup>2</sup>	—	—	0.004 1** (0.001 8)	0.046 0** (0.020 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	527	527	527	527
R <sup>2</sup>	0.910 3	0.884 9	0.917 3	0.894 8

注:括号内为聚类稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$  时有统计学意义。下同。

长可能会扩大城乡收入差距,对“共同”发展产生不利影响。上述基准回归结果与本文的理论预期相符,从而验证了理论假说 H1。

为进一步验证新质生产力与城乡收入差距之间的非线性关系,本文在前述计量模型的基础上,借鉴 Wang<sup>[22]</sup> 的方法,构建非动态门槛回归模型,以估计和检验相关门槛值。具体模型为:

$$Gap_{ct} = \beta'_0 + \beta'_1 X_{z_{ct}} \times I(X_z < \gamma) + \beta'_2 X_{z_{ct}} \times I(X_z > \gamma) + \sum C_{ct} + \lambda_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (8)$$

式(8)中, $\gamma$  为待估门槛值; $I$  为指示函数。由回归结果可知,新质生产力与城乡收入差距之间存在显著的单一门槛效应,这标志着影响效应的转折点。进一步检验双门槛效应和三门槛效应的结果均不显著,这进一步证实了新质生产力与“共同”之间呈现“U 型”关系。这一发现验证了先前提出的理论假设 H1 的准确性。

表 3 新质生产力与收入差距的门槛模型检验结果

样本	门槛数	F 值	P 值	门槛值	临界值		
					10%	5%	1%
全部省份	H0: 线性关系	42.55	0.060 0	8.002 3*	36.676 0	43.000 1	57.682 1
	H1: 单一门槛						
全部省份	H0: 单一门槛	16.83	0.456 7	8.002 3	29.967 4	36.444 0	49.683 7
	H1: 双门槛						
全部省份	H0: 单一门槛	13.18	0.526 7	7.011 6	32.331 6	42.966 1	76.306 7
	H1: 三门槛						

#### (二) 稳健性检验

##### 1. 替换解释变量

本文在原有的超越对数函数模型基础上进一步拓展。为更准确揭示“新质成分”对经济增长的作用机制,并确保测算结果具有良好的理论解释力和经济学严谨性,本文在原模型中引入了超越对数函数的强约束假设。不同于前述结构设定,本节采用数据驱动方法,不依赖于模型形式的先验假设,直接基于样本数据构建预测模型以衡量新质生产力水平,并探讨其对经济增长的潜在贡献。具体而言,本文继续使用前文的投入产出数据,选取多层感知器神经网络(MLPRegressor)进行建模,以挖掘数据中的非线性结构,更准确地识别新质成分的实际效应。同时,以新质生产力的对数值作为替代指标开展回归分析,结果汇报于表 4。表 4 中前两列的结果显示,即使更换衡量指标,新质生产力与城乡收入差距仍呈显著的“U 型”关系,验证了理论假说 H1 的稳健性。

### 2. 替换检验样本

为探讨新质生产力对共同富裕的动态滞后效应,本文在原有分析基础上引入其滞后一期变量,以缓解解释变量与误差项之间的内生性问题。表4第(3)列和第(4)列的回归结果显示,滞后一期的新质生产力与城乡收入差距仍呈显著“U型”关系,表明其对共同富裕具有显著的滞后效应。此外,稳健性检验结果亦进一步支持该非线性特征,验证了理论假说 H1 的稳健性。

### 3. 纳入遗漏变量

为缓解遗漏变量引致的偏误,本文将各级政府财政支出(Gov)作为控制变量,纳入回归模型以应对内生性问题。财政支出对居民收入具有显著影响,且城乡间政策侧重点存在差异,可能通过资源配置影响收入分布。本文以财政一般预算支出占GDP比值衡量各级政府财政支出水平,相关回归结果见表4后两列。结果显示,政府支出对城乡收入差距具有显著负向作用,表明其有助于缩小该差距。同时,新质生产力及其二次项的显著性保持稳定,回归结果依然稳健。

表4 稳健性检验

变量	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Xz	-0.117 7 ** (0.059 8)	-1.598 8 ** (0.663 5)	-0.061 8 *** (0.022 9)	-1.125 5 *** (0.393 6)	-0.059 6 ** (0.025 3)	-0.609 5 ** (0.277 2)
Xz <sup>2</sup>	0.005 9 * (0.003 2)	0.087 0 ** (0.036 4)	0.004 0 *** (0.001 5)	0.064 6 *** (0.023 6)	0.003 9 ** (0.001 7)	0.042 0 ** (0.019 2)
Gov	—	—	—	—	-0.024 8 (0.018 1)	-0.430 5 ** (0.210 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	527	527	496	496	527	527
R <sup>2</sup>	0.916 5	0.896 6	0.924 4	0.885 7	0.918 3	0.897 8

### 4. 内生性检验

为缓解可能存在的内生性问题,本文引入适当的工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行稳健性检验。参考赵涛等<sup>[23]</sup>的研究,选取地形起伏度作为首个工具变量。作为反映地理特征的外生指标,地形起伏度能显著影响地区基础设施建设,进而影响新质生产力的发展,符合工具变量的排他性与相关性要求。由于模型中包含新质生产力及其二次项两个内生变量,需至少两个工具变量。为此,本文进一步引入1984年各地邮电数据作为第二工具变量。这个变量可通过历史通信基础影响后续技术采纳,与城乡收入分配无直

接关联,满足外生性条件<sup>[24]</sup>。考虑原始工具变量为截面数据,本文结合区域固定电话用户数构建面板工具变量。具体做法为:分别构造固定电话用户数与地形起伏度、1984年邮局数量的交互项,作为两个工具变量,从而反映地区新质技术的采纳潜力。回归结果见表5前两列,显示即便控制内生性,新质生产力与城乡收入差距仍呈显著“U型”关系,验证了理论假设的稳健性。进一步地,通过Cragg-Donald Wald F统计量和LM检验确认了工具变量的有效性,其中Kleibergen-Paap rk Wald F值超过Stock-Yogo的10%临界值,排除弱工具变量问题。同时,在1%显著性水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设,表明工具变量在统计上具有显著有效性。

表5 稳健性检验续表

变量	内生性检验		差分广义矩估计法	
	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>	Gap <sub>t</sub>	Gap <sub>c</sub>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Xz	-0.061 6 *** (0.020 5)	-0.944 0 *** (0.227 3)	-0.105 4 *** (0.028 7)	-0.935 2 ** (0.475 3)
Xz <sup>2</sup>	0.005 6 *** (0.001 2)	0.068 5 *** (0.013 6)	0.007 2 *** (0.002 0)	0.059 1 * (0.031 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	—	—
KP rk Wald F 值	12.446	12.446	—	—
[Stock-Yogo 10% 临界值]	[7.03]	[7.03]	—	—
不可识别检验的 p 值	0.000 0	0.000 0	—	—
AR(2) P 值	—	—	0.104	0.257
Hansen test P 值	—	—	1.000	1.000
观测值	527	527	434	434
R <sup>2</sup>	0.973 4	0.969 9	—	—

### 5. 差分广义矩估计

为进一步缓解因逆向因果、遗漏变量等内生性问题导致的估计偏误,本文参考肖文等<sup>[25]</sup>的研究方法,通过使用二阶滞后项作为工具变量,我们运用差分广义矩估计(GMM)方法来解决研究中可能存在的序列相关性导致的内生性问题。具体回归结果见表5的后两列。根据差分广义矩估计的内生性检验,即便在控制了序列相关性之后,新质生产力与城乡收入差距之间仍然在1%的显著性水平上显示出显著的“U型”关系。进一步地,从表5中的AR(2)和Hansen检验结果来看,两列的

AR(2) 检验  $P$  值均高于 0.1, 这表明不存在二阶序列相关性。同时, Hansen 检验的  $P$  值也高于 0.1, 这验证了工具变量的有效性。这些结果进一步支持了理论假设 H1 的正确性。

#### 四、机制检验

本文参考江艇<sup>[26]</sup>关于中介效应分析的建议, 选取了那些对城乡居民收入和收入差距具有直接且显著影响的中介变量作为被解释变量, 以此来检验新质生产力在实现“共同”效应方面所起作用的内在机制。

##### (一) 劳动生产率

根据前文理论分析, 新质生产力通过提升劳动生产率, 有助于提高城乡居民收入水平。但其对城乡劳动生产率差距的影响呈现出“先缩小后扩大”的 U 型趋势。为检验该机制, 本文借鉴杨昕等<sup>[27]</sup>的方法, 计算各产业增加值与就业人数的比值, 测算整体劳动生产率 ( $Lp$ ) 及第一、第二、第三产业劳动生产率 ( $Lp1$ 、 $Lp2$ 、 $Lp3$ )。同时, 以第二、三产业与第一产业劳动生产率之比 ( $Lp\_gap$ ) 衡量非农与农业产业的劳动效率差距, 反映城乡劳动生产率的不均衡状况。表 6 汇报了相关机制检验结果。前 4 列显示, 新质生产力对整体及各产业劳动生产率均具有显著正向影响。然而, 第(5)列显示其与城乡劳动生产率差距之间并无显著线性关系。进一步在模型中引入新质生产力的二次项后, 第(6)列表明二者之间存在“U 型”非线性关系。可见, 尽管新质生产力促进了农村劳动效率提升, 但城乡劳动生产率差距仍随其发展呈现出先减后增的趋势, 从而验证了理论假设 H2 的成立。

表 6 机制检验

变量	$Lp$	$Lp1$	$Lp2$	$Lp3$	$Lp\_gap$	$Lp\_gap$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Xz$	2.882 4 *** (0.892 3)	0.972 8 ** (0.459 9)	4.174 4 *** (1.509 2)	2.856 5 *** (0.921 5)	0.702 1 (2.306 4)	-21.900 9 *** (5.280 8)
$Xz^2$	—	—	—	—	—	1.573 0 *** (0.366 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	527	527	527	527	527	527
$R^2$	0.890 5	0.878 3	0.816 4	0.868 0	0.571 4	0.602 5

##### (二) 人力资本水平

人力资本水平的提升通常表现为人口受教育程度的提高, 具体体现在教育年限的延长和高等

教育普及率的增长。受教育程度的提高不仅直接提升了劳动者的技能水平和知识储备, 还增强了他们适应新技术和参与现代化生产流程的能力。基于此, 本文采用各省城乡 6 岁以上人口的受教育程度来分别衡量城市人力资本水平 ( $Hr\_c$ ) 和农村人力资本水平 ( $Hr\_n$ ), 并通过城市与农村受教育程度之比来表示城乡人力资本差距 ( $Hr\_gap$ )。人力资本水平的机制检验结果汇总于表 7。观察表 7 中前 3 列数据, 我们可以发现新质生产力显著促进了城市与农村人力资本水平的提升。进一步地, 表中第(4)列数据显示, 新质生产力与城乡人力资本差距之间并不存在显著的线性相关关系。在进一步分析中, 通过引入新质生产力的二次项, 第(5)列的结果揭示了新质生产力与城乡人力资本差距之间存在显著的“U 型”关系。结果表明, 新质生产力在初期有助于提升农村教育水平、缩小城乡差距, 但随着其深化发展, 城乡人力资本差距逐步扩大, 从而验证了理论假设 H3 的成立。

表 7 机制检验

变量	$Hr$	$Hr\_c$	$Hr\_n$	$Hr\_gap$	$Hr\_gap$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Xz$	0.337 0 ** (0.140 4)	0.297 8 * (0.172 6)	0.259 1 * (0.134 8)	-0.028 4 (0.028 2)	-0.240 1 ** (0.095 6)
$Xz^2$	—	—	—	—	0.014 7 *** (0.005 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	527	527	527	527	527
$R^2$	0.934 4	0.845 7	0.876 2	0.112 5	0.144 0

#### 五、进一步分析

##### (一) 农村“新质”资源使用水平的调节效应

在农村地区, “新质”资源使用的调节效应已经引起了学者的关注。他们指出, 电子商务是衡量农村居民对新质资源(如数字资源等)使用程度的一个重要指标, “淘宝村”则象征着农村电子商务的集中发展模式<sup>[28]</sup>。因此, 本文通过整理历年《中国淘宝村报告》中的数据, 利用各地区淘宝村的数量来评估这些区域农村地区对新质资源的利用程度。

农村电商与传统电商一样, 在技术革新、经济增长和人口回流等方面发挥着重要作用<sup>[29]</sup>, 其在新质资源应用中的表现可能对“共同富裕”产生显著调节效应。作为电商体系的重要组成部分, 农

村电商依托互联网与数字技术,有效缓解了信息不对称,提升了信息传递与物流效率,从而助力农村居民收入增长。同时,农村电商创造的就业与创业机会还促进了外来劳动力流入,提升了农村人力资本水平,有助于缩小新质生产力发展过程中的“素养鸿沟”<sup>[30]</sup>。这不仅缓解了新质生产力发展后期可能带来的城乡收入差距扩大趋势,也通过提升新质资源使用水平,增强了其对共同富裕的正向作用。可见,农村地区新质资源的使用程度在调节新质生产力“共富效应”中具有关键意义。表8回归结果进一步验证了上述观点:第(1)列显示交互项尚不显著,但第(2)列表明,提升农村新质资源使用对农村收入具有显著正向影响;第(3)列则进一步显示,新质生产力在农村资源使用程度提升的调节下,显著促进了农村居民收入增长,从而缩小城乡收入差距。因此,应加大对农村电商的政策扶持与投入,提升其对新质资源的吸收与利用能力,为实现共同富裕提供有力支撑。

表8 调节效应检验

变量	<i>Sr_c</i>	<i>Sr_n</i>	<i>Gap</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Xz</i>	0.073 5 *** (0.020 2)	0.062 4 *** (0.016 4)	0.016 3 (0.044 5)
<i>Xz × Tb</i>	0.000 0 (0.000 0)	0.000 1 * (0.000 0)	-0.000 1 * (0.000 1)
<i>Tb</i>	-0.000 2 (0.000 2)	-0.000 5 * (0.000 3)	0.001 3 * (0.000 7)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	434	434	434
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.995 6	0.996 0	0.902 3

## (二) 异质性分析

### 1. 数字普惠金融发展水平的异质性

随着信息技术和大数据等创新手段的迅猛发展,特别是支付宝、微信支付等移动支付工具的广

泛应用,金融服务的可得性与便捷性显著提升,尤其惠及了长期处于金融边缘的群体,从而有力推动了我国数字普惠金融的快速发展<sup>[31]</sup>。已有研究表明,数字普惠金融的推广不仅有助于缩小数字鸿沟,还能激发创新创业活力<sup>[32]</sup>,并促进经济的包容性增长。基于此,本文引入“北京大学数字普惠金融指数”省级指标,并以其中位数为界将样本划分为数字普惠金融发展水平“高组”与“低组”,分别在两个子样本上利用门槛回归模型进行估计。结果如表9所示,不同省份的门槛值存在显著差异:相较于数字普惠金融发展较高的地区,发展水平较低的地区其门槛值更偏向左侧,表明新质生产力在这些地区更早地引发收入差距的扩大。这一现象可能源于数字普惠金融对农村劳动力等低收入群体收入增长的促进作用,进而有效缩小城乡收入差距。同时,数字普惠金融的发展有助于缓解城乡间的“数字素养鸿沟”,从而推迟新质生产力对城乡收入差距扩大的拐点。

### 2. 农村新质生产力基础设施水平的异质性

必须指出,城乡一级数字鸿沟是新质生产力影响城乡收入差距的重要因素之一。一级数字鸿沟,主要指互联网基础设施接入方面的差异,尤其在农村地区与新质生产力相关的基础设施建设水平上存在明显不均。在基础设施较完善的省份,新质生产力更易带动农村收入增长,缩小信息获取差距,从而推迟收入差距扩大的拐点。而在设施薄弱的地区,由于信息与技术获取能力落差较大,收入差距的拐点可能提前出现。据此,本文借鉴樊轶侠等<sup>[33]</sup>的方法,采用“农村互联网宽带接入用户数”作为农村基础设施水平的代理变量,并按中位数将样本划分为“高基础设施组”与“低基础设施组”,分别进行门槛回归分析。表9结果显

表9 异质性门槛模型检验结果

样本	门槛数	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	门槛值	临界值		
					10%	5%	1%
数字普惠金融发展水平较高省	H0:线性关系 H1:单一门槛	87.22	0.000 0	7.002 3 ***	31.209 4	39.273 3	59.235 3
数字普惠金融发展水平较低省	H0:线性关系 H1:单一门槛	39.18	0.076 7	4.875 4 *	34.352 7	42.478 3	56.183 0
新质生产力基础设施较好省	H0:线性关系 H1:单一门槛	72.33	0.000 0	6.722 6 ***	31.262 9	33.302 9	52.583 8
新质生产力基础设施较差省	H0:线性关系 H1:单一门槛	41.65	0.056 7	4.875 4 *	33.571 7	41.923 6	51.546 3

示,两组门槛值存在显著差异:基础设施薄弱省份的门槛值更偏左,表明其更易陷入“共享不足”风险。这一现象说明,完善的农村基础设施有助于缩小城乡发展差距,提高资源配置效率与技术吸收能力,推动农村经济活动和就业增长,进而缓解收入分配不均问题。因此,农村新质基础设施建设不仅是实现共同富裕的关键支撑,也有助于延缓新质生产力引发的城乡收入差距扩大。

## 六、结论与启示

新质生产力构成了推动中国式现代化的核心动力,实现全民共同富裕则是这一现代化进程的关键特征。本文的研究发现:①新质生产力与城乡居民收入差距之间呈现出先缩小后扩大的“U型”关系,这一发现即便在经过多种稳健性和内生性检验后依然成立;②机制检验揭示了新质生产力通过影响城乡劳动生产率和人力资本差距这两个关键机制,进而对城乡收入差距产生作用;③异质性检验表明,在数字普惠金融发展水平和农村新质生产力基础设施较好的省份,其城乡收入差距扩大的“拐点”位置更为靠右;④调节效应检验显示,在农村“新质”资源使用程度的调节作用下,新质生产力的发展能够显著提升农村居民的收入水平,并缩小城乡收入差距。本文从新质生产力发展的角度探讨了促进共同富裕的新途径,这对于实现全民共同富裕和推进中国式现代化具有重要的理论和现实意义。

本文研究表明,必须完善政策配套措施,促进农业技术创新,以提高农业生产效率。先前的分析揭示,城乡生产率差距的扩大是新质生产力发展后期导致城乡收入差距扩大的关键因素。为了应对这一挑战,建议设立农业科技专项基金,增强对智能农业装备、精准种植、无人农机和绿色种植技术的支持。需要指出的是,在设定农业科技专项基金的具体比例时,需综合考虑国家财政支农力度、农业 GDP 占比、研发投入强度以及国际经验,同时兼顾可行性和政策目标。政府可以通过财政补贴和税收优惠等措施,加速技术推广,进一步提升农业生产效率。此外,应建立农业技术推

广机构,积极进行农民数字技能和设备使用培训,以增强农村劳动力的科技应用能力,缩小城乡技术差距。同时,需要进一步优化农产品加工业、农村物流和电商平台的配套政策,并通过补贴鼓励企业建立加工基地和冷链物流设施,以提升农产品价值。

本文研究还表明,加大教育与培训投入,优化人力资本结构,是推动经济高质量发展、实现共同富裕的关键路径。当前我国人力资本分布不均,区域教育资源差异显著,城乡间“素养鸿沟”仍然突出。在此背景下,新质生产力的快速发展可能加剧城乡收入差距,阻碍共同富裕目标的实现。为缓解这一问题,应加快推进农村数字基础设施建设,重点聚焦以下方向:普及高速网络、降低接入成本、推进农业数字化场景应用、提升数字公共服务均等化水平、普及数字技能培训,以及强化电力与算力等配套支撑。建设路径上,应坚持“需求导向—技术适配—能力建设”原则,优先解决“能接网、用得起、用得好”的关键障碍,实质性缩小城乡收入差距。同时,建议通过政策倾斜支持农村电商和相关产业发展,促进当地居民积极参与数字经济活动,激活区域经济活力并吸引高素质劳动力返乡,推动农村人力资本的提升。

## 参考文献:

- [1]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.
- [2]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.
- [3]刘培林, 钱滔, 黄先海, 等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 117-129.
- [4]陈宗胜, 杨希雷. 论中国共同富裕测度指标和阶段性进展程度[J]. 经济研究, 2023, 58(9): 79-97.
- [5]邹洋, 徐靖文, 姜沐汐. 数字普惠金融对共同富裕的空间动态影响分析[J]. 中国软科学, 2024(5): 163-172.
- [6]燕连福, 牛刚刚. 新质生产力赋能共同富裕的内在逻辑与推进路径[J]. 马克思主义理论学科研究, 2024, 10(2): 82-90.
- [7]杨振家, 彭正德. 新质生产力赋能共同富裕的作用机理、问题检视与实践路径[J]. 江西财经大学学报, 2024(6): 3-13.

- [8]洪俊杰,李研,杨曦.数字经济与收入差距:数字经济核心产业的视角[J].经济研究,2024,59(5):116-131.
- [9]穆怀中,吴鹏.城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J].经济学家,2016(5):37-44.
- [10]ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment [J]. American economic review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [11]万广华,宋婕,左丛民,等.中国式现代化视域下数字经济的共同富裕效应:方法与证据[J].经济研究,2024,59(6):29-48.
- [12]朱子云.中国城乡居民收入差距的分解分析[J].数量经济技术经济研究,2014,31(2):52-67.
- [13]张顺.数字经济转型中的就业群体分化及多维治理[J].人民论坛,2022(3):36-39.
- [14]陆万军,张彬斌.大学扩招、就业挤压与中等职业教育收益变迁[J].经济学动态,2021(12):72-89.
- [15]杨俊,李雪松.教育不平等、人力资本积累与经济增长:基于中国的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2007(2):37-45.
- [16]戴翔,成鹏东.中国省域新质生产力发展态势考辨:基于“新质要素”贡献熵权的创新性测度[J].南大商学评论,2025(2):3-50.
- [17]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(10):35-44.
- [18]蔡跃洲,张钧南.信息技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J].经济研究,2015(12):100-114.
- [19]金星晔,左从江,方明月,等.企业数字化转型的测度难题:基于大语言模型的新方法与新发现[J].经济研究,2024,59(3):34-53.
- [20]李孟哲,麻志明,吴联生.上市公司数量与非上市公司创新[J].金融研究,2022(11):171-188.
- [21]程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019(2):19-41.
- [22]WANG Q. Fixed-effect panel threshold model using Stata [J]. Stata journal, 2015, 15(1): 121-134.
- [23]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.
- [24]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [25]肖文,薛天航.劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J].世界经济,2019,42(1):76-94.
- [26]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.
- [27]杨昕,赵守国.数字经济赋能劳动生产率的收敛效应:基于人口红利转变的视角[J].中国人口科学,2023,37(2):3-18.
- [28]崔丽丽,王骊静,王井泉.社会创新因素促进“淘宝村”电子商务发展的实证分析:以浙江丽水为例[J].中国农村经济,2014(12):50-60.
- [29]VAN LOON P, DEKETELE L, DEWAELE J, et al. A comparative analysis of carbon emissions from online retailing of fast moving consumer goods [J]. Journal of cleaner production, 2015, 106(1): 478-486.
- [30]QI J, ZHENG X, GUO H. The formation of Taobao villages in China[J]. China economic review, 2019, 53: 106-127.
- [31]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.
- [32]CHEN M A, WU Q X, YANG B Z. How valuable is FinTech innovation[J]. Review of financial studies, 2019, 32(5): 2062-2106.
- [33]樊轶侠,徐昊,马丽君.数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制[J].中国软科学,2022(6):181-192.

(本文责编:润泽)