

新质生产力对城乡收入差距的影响

——基于公共服务均等化的调节效应检验

金都, 陈弘*, 张梦

(湖南农业大学 公共管理与法学学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 通过构建“新质生产力—公共服务均等化—城乡收入差距”分析框架, 利用2014—2023年中国省份面板数据, 实证检验新质生产力对城乡居民收入差距的影响, 以及公共服务均等化在该影响中的调节效应。结果发现: 发展新质生产力具有显著的城乡收入差距收敛效应, 新质生产力低值组的边际收敛效应高于高值组, 或存在效应边际递减现象; 新质生产力对城乡不同类型收入差距的影响存在“双向分化”, 其有助于缩小城乡的工资性收入差距、转移净收入差距, 但会扩大城乡经营与财产性收入的差距; 公共服务均等化不仅在直接缩小城乡收入差距方面发挥基础性作用, 更能通过调节机制增大新质生产力的收敛效应, 这种“直接减差”与“协同增效”的双重效应在缩小城乡不同类型收入差距中高度趋同, 既能放大新质生产力所带来的积极效应, 又能在一定程度上抑制其潜在的分化效应。

关键词: 新质生产力; 城乡; 收入差距; 公共服务均等化; 不同来源收入

中图分类号: F124.7; D630

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2026)02-0111-10

Impact of new quality productivity forces on the urban-rural income gap

—A test of the moderating effect of public service equalization

JIN Du, CHEN Hong*, ZHANG Meng

(College of Public Administration and Law, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: This study develops an integrated analytical framework linking new quality productive forces (NQPF), public service equalization, and the urban-rural income gap to examine how structural transformation shapes income inequality in China. Using Chinese provincial panel data from 2014 to 2023, the study investigates the effects of NQPF and the moderating role of public service equalization. The results show that NQPF exerts a significant convergence effect on the urban-rural income gap, with stronger marginal effects observed in regions at lower levels of development, indicating diminishing returns. However, its distributional consequences are heterogeneous: while NQPF reduces disparities in wage income and transfer income between urban and rural regions, it simultaneously widens gaps in business and property income, revealing a pattern of dual divergence. Furthermore, public service equalization not only directly mitigates income inequality but also amplifies the convergence effect of NQPF through a complementary moderating mechanism. This dual role—combining direct redistribution with synergistic enhancement—operates consistently across different income categories, enhancing positive effects while partially offsetting inequality-expanding tendencies.

Keywords: new quality productive forces; urban-rural; income gap; public service equalization; different sources of income

一、问题的提出

如何缩小城乡居民收入差距是实现共同富裕目标的关键命题^[1]。城乡发展不平衡、农村发展不充分仍是当前我国社会主要矛盾的重要体现, 也是推进中国式现代化必须破解的重大课题。从现实发展来看, 我国城乡二元结构长期存在, 城乡居民在

收稿日期: 2026-01-25

基金项目: 云南省重大科技专项计划项目(XHNY2023006)

作者简介: 金都(1997—), 男, 江西吉安人, 博士研究生, 主要研究方向为城乡公共治理。*为通信作者。

要素配置、就业机会、公共服务等方面仍存在显著差异,直接导致收入分配格局呈现明显的城乡分野。2023年我国城乡收入比达2.39,尽管近年来随着乡村振兴战略深入实施、城乡融合发展持续推进,城乡收入差距呈现出缓慢收窄的态势,但总体水平依然偏高,已成为制约我国高质量发展与实现社会公平正义的重要障碍。

学界围绕城乡居民收入差距的形成原因与破解路径开展了大量研究。在形成原因方面,研究通常聚焦于个体特征与宏观环境两类因素。前者包括居民的受教育程度、技能水平、年龄结构等人力资本要素,直接影响其市场参与能力与收入获取潜力^[2];后者则涵盖二元经济结构、要素生产率鸿沟、户籍制度壁垒等宏观因素^[3,4],导致城乡居民收入出现显著差异。在破解路径方面,学界普遍认为促进人口合理流动和劳动力转移^[5]、提高城镇化质量^[6]、推动城乡产业融合发展^[7]、优化收入再分配政策^[8]等是缩小城乡收入差距的有效手段。近年来,新质生产力等新兴力量也逐渐被纳入研究视野。不同于传统生产力侧重于劳动和资本的积累,新质生产力是以创新为要义的全要素重构过程,表现为以数字化、智能化为代表的新兴产业和新经济形态的发展,具有显著的非均衡扩散属性^[9]。因此,新质生产力对城乡收入差距的影响机制也可能呈现出更为复杂的特征。一方面,它可能通过技术溢出效应和要素再配置,提高落后地区的发展潜力,进而具有缩小城乡收入差距的收敛效应^[10]。另一方面,其高门槛、强集聚、易分化的特性也可能放大城乡间的收入差异,带来新的不平等风险。然而,新质生产力影响城乡收入差距的效应,并非在制度真空中独立运行,而是深深嵌入特定的制度环境与社会治理框架之中。这意味着,在城乡收入差距演化日益复杂的现实情景下,仅依赖单一生产力因素或难以实现收入公平的根本改善。城乡公共服务均等化作为推进共同富裕的重要制度保障,其作用已超越传统意义上的福利分配范畴,日益成为引导要素流动、调节市场失灵、塑造发展环境的重要工具^[11]。教育、医疗、社保等基本公共服务的均衡配置不仅能够提升低收入群体的发展能力,缓解初次分配的不均等,还可能通过改善发展环境、增强区域吸引力与承载力,间接促进新质生产要素在城乡之间的流动^[12]。

梳理文献可知,已有研究也存在一些局限,如多聚焦于新质生产力对城乡收入差距的总体影响,鲜有

研究深入探究新质生产力对城乡不同类型收入差距的异质性影响,从而难以揭示其在收入结构层面的作用机制与潜在分化风险;同时,关于公共服务均等化在新质生产力影响城乡收入差距的过程中发挥调节作用的研究仍显不足。鉴于此,本研究将新质生产力、公共服务均等化与城乡收入差距三者纳入统一分析框架,基于2014—2023年中国省份的面板数据,构建模型实证检验新质生产力发展是否具有城乡收入差距收敛效应,这一效应在缩小城乡不同类型收入差距上是否存在异质性,公共服务均等化能否调节新质生产力的收敛效应,以丰富城乡收入差距的理论 with 实证研究,为相关政策调控提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 新质生产力发展与城乡收入差距

随着以数字技术、智能制造、绿色转型为代表的新质生产力快速发展,其在重塑价值创造方式的同时,也为城乡之间的劳动价值评估、要素资源配置及价值分配格局带来了新的调整契机。一方面,新质生产力能驱动乡村生产方式根本性变革,拓宽收入增长路径;另一方面,新质生产力通过推动城乡劳动价值动态趋同,促进收入创造能力的均衡发展。

1. 新质生产力驱动乡村生产方式革新与收入增长渠道拓宽

根据马克思主义政治经济学的基本原理,生产方式的革新是改变社会收入分配格局的根本动因。新质生产力的发展能驱动乡村生产方式变革,拓宽乡村居民的收入增长路径,缩小城乡收入差距。在乡村场域,以大数据、物联网和人工智能为代表的新型劳动资料,如智能农机、无人机和环境传感网络,正逐步融入传统农业生产体系,提升乡村生产效率,为乡村收入的增长奠定物质基础^[13]。新质生产力也可有效推动农业生产关系的重构与优化。新质生产力嵌入生产过程的协作方式,催生平台型农业合作体、数据互联社群、乡村虚拟企业等新型生产组织,以实现人、地、资的跨域整合。数字平台的出现,使得分散的小农户能够被有效地组织起来,形成“合作社+平台+农户”等新型生产组织模式。这种生产关系的重要变化,使农民能够以更集约化的方式进行生产资料的采购、农产品的品牌化营销和市场的统一对接,从而在与资本和市场的博弈中争取更有利的地位。新质生产力还能促进乡村多元化业态的发展,拓宽乡村价值创造渠道。新质

生产力的发展能将乡村的生态景观、文化遗产、数据资源乃至生活体验本身,激活为新的、可供市场交换的“劳动对象”^[14]。这使得价值创造的源泉从单一的实体产品生产,拓展至无形的服务、体验与内容供给,增加了乡村居民收入增长的渠道。因而,新质生产力通过驱动乡村在生产工具、生产关系与劳动对象上的变革,促进乡村居民收入增长,为缩小城乡收入差距提供持续的内生动力。

2. 新质生产力推动城乡劳动价值趋同与收入创造能力均衡发展

马克思主义劳动价值论认为,在传统城乡二元结构下,乡村的农业生产劳动常因空间上的隔离与信息上的不对称而被低估。发展新质生产力可缓解这一困境。新质生产力在驱动乡村生产方式变革的基础上,进一步通过重塑价值创造与实现的时空条件,推动城乡劳动价值趋同与收入创造能力的均衡发展。一方面,数字平台经济极大地压缩了流通领域的价值耗散^[15]。乡村劳动者得以通过电商、直播等渠道直接对接广域市场,绕过了层层中间商,使其劳动产品的价值能够更充分、更直接地通过市场价格体现出来,这意味着其劳动时间获得了更接近于城市劳动者的社会性认可。另一方面,新质生产力催生了城乡统一的技能溢价市场。在数字时代,驾驭智能设备的数据分析能力、网络营销技巧、品牌策划能力等成为新的复杂劳动。这使得衡量劳动价值的尺度,从传统的城乡地域标签,转向了对个体知识技能水平的公允评价,促进城乡收入创造能力的基准对齐。由此,新质生产力通过提升农村劳动的技术含量、知识属性与组织能力,加速打破城乡劳动价值体系的等级化结构,使农村劳动具备更高市场确认度和价值认同度,从源头推动城乡居民收入差距的收敛。

综上所述,提出以下研究假设:

H₁: 新质生产力能缩小城乡居民收入差距。

(二) 公共服务均等化的调节作用

城乡公共服务均等化作为破解城乡二元结构的重要制度安排,其价值不仅在于保障基本民生公平,更在于通过重塑城乡要素配置机制,为新质生产力赋能城乡一体发展创造制度支持。从理论上讲,新质生产力对城乡收入差距的缩小效应,会因公共服务均等化水平的差异而有所不同。当公共服务在城乡间实现质量均衡与机会平等时,新质生产力缩小城乡居民收入差距效应将被系统性放大,形

成“1+1>2”的协同增效格局。

1. 促进城乡新质生产力发展机会平等

城乡居民参与新质生产力发展的起点不一,也是造成城乡居民收入差距的关键原因之一。公共服务均等化通过提升农村人力资本水平、缩小制度性发展壁垒,可有效调节城乡居民参与新质生产力活动的机会结构,推动城乡居民收入差距收窄^[16]。首先,公共服务均等化通过提升农村居民的教育与健康水平,为其积累和释放人力资本创造了条件^[17]。根据人力资本理论,公共服务均等化通过加大对农村义务教育、职业培训和基层医疗体系的财政投入,使农村居民在受教育年限、健康状况、信息获取能力等方面快速趋同于城市劳动力。这一过程实际上等于为农村居民打开了参与数字经济、智能制造、绿色产业等新质产业的入场通道,从根源上增加了其获得收入的机会。其次,公共服务均等化可优化城乡之间的发展权利结构,在制度层面有利于打通城乡公平发展通道。公平正义理论指出,收入不平等不仅来自能力差异,更根源于发展机会的不均等。而公共服务一体化改革,如城乡教育学籍制度的打通、数字技能培训资源的覆盖、创新创业服务网络的嵌入等,正在以制度化方式赋予农村居民平等参与新质生产力发展的权利与能力。这种制度性保障不仅提升了农村居民参与度,也降低了他们进入新质生产领域的边际制度成本,使其有机会在新兴产业链中获得高于传统产业的要素报酬。

2. 拓展新质生产力要素的城乡应用空间

新质生产力要素的空间分布高度集中于城市,这也是城乡居民收入差距现象背后的根源。公共服务均等化能改善农村地区的要素承载环境,传递市场环境信号,推动要素价格均衡化,实现新质生产要素跨区域有效流动,优化城乡收入结构^[18]。依据公共产品理论,教育、交通、通信、电力、环保设施等公共服务属于基础性支撑要素,其非竞争性和正外部性决定了其均等化供给对整体要素配置具有外部放大效应。当农村地区的基础服务水准提升至一定阈值,资本、技术、人才等新质要素才能进入农村并形成有效嵌入。如5G网络覆盖、公路物流优化、清洁能源供给和医疗保障完善,使得数字平台经济、电商物流、乡村智能制造等产业能够向农村下沉。这些新质要素的渗透不仅直接创造就业机会,也能带动本地产业结构升级,为农村居民提供更高附加值的收入渠道,有效缩小空间维度上的收

入差异。因此,公共服务均等化是重构城乡要素配置格局的关键杠杆,它以制度联通为路径、以基础设施为平台,推动新质生产要素在城乡之间实现扩散和平衡,可突破高收益要素只在城市内部循环的壁垒^[19]。这一调节机制最终作用于收入本身,使城乡在获取新质产业红利的过程中逐步走向等量竞争,形成有效的城乡收入差距收敛机制。

综上所述,提出以下研究假设:

H₂: 公共服务均等化能够放大新质生产力对城乡居民收入差距的收敛效应。

(三) 分析框架

基于马克思主义政治经济学视角,新质生产力通过革新乡村生产方式、推动城乡劳动价值趋同,缩小城乡收入差距。在现实中,受制于制度安排与资源供给在城乡的差异,新质生产力更易在城市集聚并优先转化为高收入机会,可能在短期内加剧技术鸿沟与收益失衡,削弱其本应发挥的减差效应。因此,公共服务均等化作为关键的调节变量,通过促进城乡新质生产力发展机会平等、拓展新质生产力要素的城乡应用空间,在制度与实践层面重塑要素流动规则与发展权利结构,从而放大新质生产力的差距收敛效应。为更清晰地呈现新质生产力、公共服务均等化与城乡收入差距之间的逻辑关系,本文构建了如图1所示的分析框架。

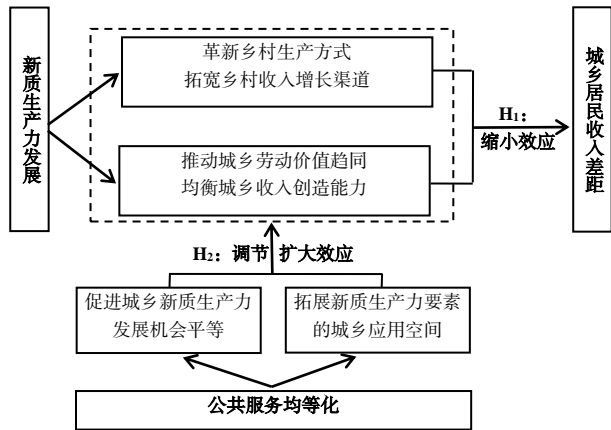


图1 新质生产力、公共服务均等化与城乡收入差距分析框架

三、研究设计

(一) 模型构建

为了分析新质生产力发展是否缩小城乡居民收入差距,构建双向固定效应基准模型如下:

$$IG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Np_{it} + \alpha_2 C_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, IG_{it} 表示*i*省份第*t*年的城乡居民收入差

距; Np_{it} 表示*i*省份第*t*年的新质生产力发展指数, C 为多个控制变量的集合; μ 和 δ 分别为省份、时间固定效应; ε 为模型的随机误差项。

为进一步探讨公共服务均等化是否具有放大新质生产力缩小城乡居民收入差距的效应,参考王文婕和康玉梅^[20]的研究,构建调节模型如下:

$$IG_{it} = \beta_0 + \beta_1 Np_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 (EPS_{it} \times Np_{it}) + \beta_4 C_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, EPS_{it} 表示*i*省份第*t*年的公共服务均等化水平, $EPS_{it} \times Np_{it}$ 表示*i*省份第*t*年的公共服务均等化水平与新质生产力发展指数的交互项,其余字母定义同式(1)。

在传统交互项模型中可能会面临交互项与主效应项多重共线性问题。为此,通过相关分析对各变量关系进行观察,发现公共服务均等化水平与新质生产力发展指数的交互项确实与新质生产力发展指数存在高度相关性,若继续使用传统交互项模型会导致估计回归系数的不稳定和过度敏感性,故参考杨林和薛琪琪^[21]的研究,选择岭回归交互项模型。岭回归交互项模型在分析调节效应时具有独特的优势,其核心是在相关矩阵中引入岭参数*K* ($0 < K < 1$)并加到主对角线元素上,通过正则化惩罚项有效处理交互项与主效应项之间的多重共线性问题,以“有偏估计”换取“低方差、高稳定性”的系数解,从而有效提高模型稳定性。岭回归交互项模型中的最小二乘法估计表达式为:

$$\hat{\beta}(K) = (X'X + KI)^{-1} X'Y \quad (3)$$

其中, $\hat{\beta}(K)$ 为岭回归系数估计值; X 为自变量构成的矩阵; X' 为*X*的转置矩阵; Y 为因变量向量; K 为岭参数; I 为单位矩阵。通过观察岭迹,分析*K*与各系数稳定性的关系来选择合适的*K*值,当*K*=0时,则岭估计变为普通最小二乘法估计,当*K*逐渐增大时,会使得回归方程的拟合优度下降,因此,应在保证系数估计稳定性的前提下,选择满足研究要求的最小*K*值,以平衡模型的偏差与方差。在该模型中,调节效应的解析依赖于交互项系数 β_3 ,其符号、绝对值大小反映公共服务均等化对新质生产力与城乡居民收入差距关系的调节方向和强度。若 β_1 与 β_3 方向相同,表明是正向调节,具有强化效应;反之则表明是负向调节,具有弱化效应。

（二）变量设计

1. 被解释变量

被解释变量为城乡收入差距 (IG)。采用城乡收入比来衡量城乡居民收入差距,即城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值,能够直观反映城乡居民在实际生活水平和消费能力上的差距,是评估共同富裕成效的重要指标。

2. 核心解释变量

核心解释变量为新质生产力 (NP)。通常采用构建指标体系法测度新质生产力发展指数,该法能全面、系统地反映新质生产力在不同维度的发展状况。本研究参考李勇坚、颜克高等^[22,23]的做法,从新质劳动力、新质劳动资料、新质劳动对象三个方面构建新质生产力发展评价指标体系,采用熵权法测度新质生产力发展指数。

3. 调节变量

公共服务均等化能促进城乡基本公共服务在资源配置和质量上的均衡发展,保障不同区域居民享有公平的发展机会。它通过改善农村地区教育、医疗等条件,提升农村对新质生产力的吸纳和应用能力,影响新质生产力缩小城乡收入差距的效果。本研究选取公共服务均等化 (EPS) 作为调节变量,借鉴韩朝亮、张宇等^[24,25]的研究,基于数据的可获得性,从城乡文化教育、基础设施、医疗卫生、社会保障四个维度构建城乡公共服务均等化评价指标体系,并采用熵权法测度公共服务均等化水平。

4. 控制变量

考虑到城乡居民收入差距受多种因素影响,本研究借鉴李震、赵利等^[26,27]的相关研究成果,选取人均地区生产总值 ($GDPp$)、人均全社会固定资产投资额 (SIp)、产业结构 (IS) 以及城镇化率 (UR) 作为控制变量,其中产业结构是指第二、三产业占比。将这些外生因素纳入分析框架,有助于更准确地识别新质生产力对城乡收入差异的实际影响,提升研究结果的科学性与稳健性。

（三）数据来源

鉴于新质生产力发展测度指标的数据可得性,本研究样本未包含中国香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省。同时,由于北京、上海、天津近些年来缺乏农村相关公共服务指标数据,亦未纳入研究样本。基于此,本研究选取全国其余 28 个省份 2014—2023 年的数据开展实证研究。数据取自《中国统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国

科技统计年鉴》《全国企业创新调查年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国教育经费统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》等,极少部分缺失数据以插值法填充。表 1 为变量描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量	最小值	最大值	平均值	标准差
新质生产力	0.028	0.597	0.161	0.106
城乡收入差距	1.847	3.474	2.515	0.352
公共服务均等化	0.304	0.661	0.446	0.070
新质生产力×公共服务均等化	0.008	0.324	0.074	0.055
人均地区生产总值	26 165	200 278	67 901	32 526
人均全社会固定资产投资额	1.547	9.476	4.886	1.611
产业结构	0.749	0.998	0.907	0.051
城镇化率	0.262	0.754	0.589	0.090

四、实证研究及其结果分析

（一）基准回归分析

基准回归结果见表 2。从列 (1) 可见,当模型未纳入控制变量时,新质生产力回归系数在 1% 水平上显著为负,说明新质生产力发展对城乡居民收入差距扩大具有抑制作用。列 (2) 显示,在纳入控制变量后,新质生产力回归系数仍在 1% 水平上显著为负,说明无论控制变量是否纳入模型,新质生产力均能有效缩小城乡居民收入差距。该结果与已有研究的结论基本一致^[10,28],验证了 H_1 。这说明新质生产力的提升不仅是技术水平的进步,更有利于促进城乡一体化发展。新质生产力通过创新驱动赋能城乡发展,其技术外溢效应加速农村产业数字

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
新质生产力	-0.393*** (-5.709)	-0.327*** (-4.242)
人均地区生产总值		-0.071 (-0.709)
人均全社会固定资产投资额		-0.145*** (-2.819)
产业结构		0.318*** (6.177)
城镇化率		-0.195*** (-3.268)
样本量	280	280
时间、地区固定效应	控制	控制
R^2	0.409	0.744

注:***、**、*分别为 1%、5% 和 10% 显著性水平;括号内报告了回归系数的稳健标准误。下同。

化、绿色化转型,催生乡村新经济形态,带动技术、资本向农村渗透,从而缩小城乡居民收入差距。

(二) 稳定性检验

为验证基准回归结果的稳健性与可靠性,参考

王子凤和张桂文^[29]的研究,本研究采用变量滞后、双边缩尾、工具变量、高低分组回归方法进行稳健性分析,结果见表3。

表3 稳定性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新质生产力	-0.310*** (-4.154)	-0.291*** (-3.262)	-0.428*** (-8.781)	-0.208*** (-2.605)	-0.415*** (-6.663)	-0.253*** (-3.159)
人均地区生产总值	-0.050 (-0.477)	-0.096 (-0.901)	0.033 (0.698)	-0.074 (-1.023)	-0.147* (-1.823)	-0.054 (-0.374)
人均全社会固定资产投资额	-0.182*** (-3.428)	-0.172*** (-3.142)	-0.092 (-1.211)	-0.126** (-2.080)	-0.121* (-1.854)	-0.147** (-2.309)
产业结构	0.314*** (5.725)	0.313*** (5.461)	0.390*** (8.799)	0.286*** (4.135)	0.331*** (7.664)	0.211** (2.590)
城镇化率	-0.223*** (-5.352)	-0.205*** (-4.695)	-0.184*** (-7.284)	-0.231*** (-3.643)	-0.242*** (-6.450)	-0.182*** (-2.911)
样本量	252	224	224	280	140	140
时间、地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.746	0.742	0.715	0.737	0.761	0.729

变量滞后。为夯实因果关系的逻辑基础,规避核心变量与被解释变量的同期内生性干扰,本研究将核心解释变量分别取滞后1期、2期,代入基准回归模型重新估计,结果见表3列(1)、列(2)。观察发现,新质生产力的系数符号及显著性水平未发生实质改变,与基准回归结果形成有效呼应,表明基准模型结果具有一定的稳健性。

双边缩尾。为消除极端观测值对估计结果的潜在影响,对核心解释变量实施上下各10%的双边缩尾处理,剔除样本中位于上下端的异常观测值,以提升数据分布的有效性。处理后的回归结果见表3列(3),结果显示新质生产力的系数符号与显著性水平仍保持与基准回归的一致性,表明研究结果对极端值有较强耐受性,具有稳健性。

工具变量。为解决内生性问题可能导致的估计偏误,需采用工具变量法进行因果识别。本研究选取人均高技术产业营业收入作为工具变量。人均高技术产业营业收入能直接反映区域技术创新能力、产业升级水平,是新质生产力发展成效的量化体现。同时,该指标对城乡收入差距的影响需通过新质生产力的技术溢出、产业带动等路径间接实现,满足排他性条件,不易受城乡收入差距的直接反向作用干扰,能够有效规避内生性问题,为因果推断提供可靠支撑。工具变量检验见表3列(4),显示新质生产力回归系数仍在1%水平上显著为负,验证了结果具有稳健性。

高低分组回归。为深入探究新质生产力效应的

异质性特征,本研究采用分位分组回归方法,以新质生产力发展指数的中位数为分割点,将全样本均匀划分为低分位组与高分位组(各组样本量占比50%),分别代入模型进行估计。低值组、高值组检验结果分别见表3的列(5)、列(6)。分组回归结果显示,新质生产力在高、低值组中,系数方向均为负,且都通过了显著性检验。不同的是,新质生产力低值组中系数绝对值(0.415)明显大于高值组中系数绝对值(0.253)。这种“低强高弱”的现象,既验证了基准结果的普适性,也揭示了新质生产力缩小城乡收入差距的效应可能存在边际递减现象。原因可能是新质生产力在较低发展阶段,由于基础差距大、改善空间广,其增长更容易带来显著的结构优化和资源再分配效果。而随着新质生产力水平的持续提升,其所依赖的制度空间、基础设施和技术红利逐步被消化,其调节城乡收入结构的能力也趋于饱和,作用也逐渐减弱。

(三) 分项回归分析

依据国家统计口径,居民收入由工资性收入、经营净收入、财产净收入与转移净收入构成,不同收入类型在城乡之间的获取能力、制度环境、市场条件及资源依赖等方面具有较强的异质性,从而可能导致新质生产力的影响呈现差异化特征。具体而言,工资性收入差距可能更多源于劳动力市场整合与技能结构优化,经营性收入差距则受制于创业环境、生产要素配置及产业发展等差异,财产性收入差距体现了城乡之间资产积累能力与收益渠道的

不均衡,转移性收入则直接关联于公共财政再分配的均衡性与制度覆盖的完整性。基于上述分析,本研究分别将四类收入差距作为被解释变量,重新代入模型(1)进行分项回归分析,系统检验新质生产力在城乡居民工资、经营、财产与转移四类收入差距上的效应。分项回归结果见表4。

在工资性收入差距(*WIG*)维度,如列(1)所示,新质生产力显著缩小了城乡居民工资收入差距。这表明,随着新质生产力的发展,城乡居民在劳动报酬获取方面的差距显著收窄。其可能原因在于,新质生产力通过技术溢出效应,推动农村劳动力技能升级,并带动新产业、新业态在县域和乡村的加速布局,拓展了本地居民非农就业的空间,增强了农村对劳动力的就地吸纳能力,如农村电商、直播销售、数字农业平台等新型经济形态,创造了大量面向农村青壮年群体的技术型与运营型岗位,促使农村就业结构优化。同时,新质生产力的发展,扩大了城市对劳动力的岗位需求,促进农村劳动力向城市转移,推动更多农村劳动力实现更高质量、更稳定的城市就业。这不仅缓解了农业剩余劳动力压力,也拓宽了农村人口的就业空间,有效缩小了城乡居民在工资性收入方面的差距。

在经营净收入差距(*OIG*)维度,如列(2)所示,新质生产力在当前阶段可能反而加剧了城乡间的经营收入差距。这一结果揭示出,在新质生产力

推动下,城市地区凭借完善的市场体系、先进的产业组织与更高的资源吸纳能力,率先实现对技术与资本的有效整合;而农村地区则因基础条件薄弱、经营主体分散、融资渠道有限等因素,尚未能充分享受经营红利。这一结构性分化可能使新质生产力在短期内强化了城乡经营能力的差异,凸显出发展初期“先城市、后乡村”的分布式扩散特征。

在财产净收入差距(*PIG*)维度,如列(3)所示,新质生产力系数未通过显著性检验,但符号为正,暗示新质生产力可能扩大财产净收入差距。鉴于经营性收入与财产性收入在经济活动中均涉及资产运营与增值逻辑,前者通过生产经营实现资产周转增值,后者通过财产持有实现收益增值,且二者存在相似的城乡分化特征,故本研究将经营净收入与财产净收入合并成一个变量,即经营与财产性收入(*OPIG*),重新代入进行回归。结果见列(4),新质生产力对合并项的影响依然呈现显著正向效应。这表明,在新质生产力驱动下,具备较高制度嵌入能力、技术吸纳能力与资本调配能力的群体更易在创新链与收益链上占据上游位置,拉大其与农村居民在经营能力、资产性回报上的差距。因此,需警惕新质生产力在制度支持与要素集聚分布不均背景下带来的收益偏向效应,避免在高端经济形态扩展过程中加剧城乡居民经营与财产收益差距。

表4 分项回归结果

变量	(1) <i>WIG</i>	(2) <i>OIG</i>	(3) <i>PIG</i>	(4) <i>OPIG</i>	(5) <i>TIG</i>
新质生产力	-0.297*** (-5.783)	0.280** (2.419)	0.123 (0.968)	0.237*** (5.075)	-0.343*** (-4.657)
人均地区生产总值	-0.225* (-1.909)	-0.223 (-0.185)	-0.211 (-1.550)	-0.149 (-1.096)	0.231* (1.694)
人均全社会固定资产投资额	-0.023 (-0.365)	-0.084 (-1.103)	-0.005 (-0.012)	-0.064 (-1.205)	-0.079* (-1.519)
产业结构	-0.061 (-0.333)	0.091 (1.197)	-0.032 (-0.409)	0.133* (1.909)	0.014 (0.199)
城镇化率	-0.242*** (-5.156)	0.106* (1.632)	0.095 (0.874)	0.102** (3.140)	-0.137** (-2.863)
样本量	280	280	280	280	280
时间、地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.689	0.561	0.370	0.478	0.624

此外,在转移净收入差距(*TIG*)维度,如列(5)所示,新质生产力对城乡居民转移净收入差距具有显著的负向影响。原因可能是,新质生产力推动高附加值产业发展,壮大宏观经济规模,进而提升财政收入水平。财政能力增强为政府转移支付提

供了更充足的资源支撑。同时,新质生产力所推动的数字治理能力提升与平台型政策工具创新,增强了政府对农村弱势群体的识别、响应与服务能力,为财政性转移等再分配手段提供了更为精准的实施路径,从而在一定程度上让新质生产力具有缩小

城乡居民转移收入差距的潜力。

分项回归分析发现,在研究期内,新质生产力对城乡居民不同类型收入差距呈现“双向分化”影响。一方面通过技术赋能劳动力市场与政策精准化调节,显著缩小城乡居民工资性收入差距和转移净收入差距,另一方面受限于城乡技术应用能力与市场机制的鸿沟,新质生产力扩大了城乡经营与财产净收入差距。尽管部分收入差距扩大,但总效应仍表现为新质生产力缩小城乡居民整体收入差距,这源于工资性与转移性收入的主导收敛效应,工资性与转移性收入在居民收入结构中占比更高,其差距缩小效应超越经营与财产性收入差距的扩大效应,表现为“主要收入降差距、衍生收入扩差距”的特征。这一发现揭示,新质生产力对城乡收入差距的总效应并非简单加总,而是不同收入类型在技术渗透路径、政策响应程度及收入权重上的综合结果。工资性收入作为民生底盘,其差距收敛直接夯实了共同富裕的基础;转移性收入的政策再分配效应则提升了发展公平性。但需谨防城乡经营性收入与财产性收入差距的扩大,削弱新质生产力所带来的城乡总体收入趋同效应。

(四) 调节效应检验

为进一步验证公共服务均等化在新质生产力影响城乡收入差距过程中的调节作用,构建岭回归交互项模型,在控制多重共线性的基础上,实证检验交互项的显著性与方向,揭示公共服务均等化的调节效应。结果显示,当岭参数 $K \geq 0.040$ 时,模型中最大方差膨胀因子(VIF)已降至5以下,且各变量回归系数逐步趋于稳定。这表明 $K=0.040$ 时,模型达到一个在控制多重共线性与保留变量解释力之间的最优平衡点。在最优平衡点下,新质生产力系数为-0.217(在1%水平上显著),公共服务均等化的系数为-0.139(在5%水平上显著),二者的交互项系数为-0.056(在10%水平上显著)。该结果不仅再次验证了新质生产力与公共服务均等化对缩小城乡收入差距具有显著的直接效应,也印证了二者之间存在显著的交互关系,表明公共服务均等化在新质生产力作用于城乡收入差距的过程中发挥了强化作用,即 H_2 成立。也就是说,随着公共服务均等化水平提高,新质生产力在缩小城乡收入差距方面的边际效应进一步增强。这一发现揭示了要

实现技术进步驱动下的收入公平,不仅依赖于生产力本身的提升,更需要优化配套的公共服务供给制度,从而有效实现新质生产力红利的均衡释放。

基于前文的分项回归结果,有必要探讨公共服务均等化在城乡居民不同收入维度中所发挥的调节作用。从工资性收入差距、经营与财产性收入差距、转移净收入差距三个维度出发,系统检验公共服务均等化的调节效应是否存在差异,结果见表5。观察发现,不管是否加入调节变量及交互项,新质生产力对城乡居民工资性收入差距、经营与财产性收入差距、转移净收入差距的影响方向均与前文分项回归结果保持一致,验证了新质生产力在城乡居民收入结构内部所发挥的异质化影响效应。进一步地,公共服务均等化的调节效应检验显示,其在三个收入维度上均发挥显著的调节作用,但作用存在一些差异:在工资性收入差距与转移净收入差距维度,公共服务均等化显著增强了新质生产力的差距收敛效应;而在经营与财产性收入差距维度,由于新质生产力本身具有显著的差距扩大效应,公共服务均等化则通过负向调节有效削弱了这种趋势。这一结果揭示,公共服务均等化不仅能够独立发挥缩小收入差距的直接作用,更能根据新质生产力在不同收入维度的异质性影响,差异性地发挥调节功能,从而在整体上助推城乡收入分配结构的优化。因此,在推动新质生产力发展的过程中,应将公共服务均等化作为统筹城乡收入差距治理、提升共同富裕水平的重要支柱,并赋予其更高的制度地位与资源保障。

表5 分项调节回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	WIG	OPIG	TIG
新质生产力	-0.308*** (-6.253)	0.210** (2.488)	-0.136*** (-6.620)
公共服务均等化	-0.131* (-2.049)	-0.144*** (-3.949)	-0.158* (-1.812)
新质生产力× 公共服务均等化	-0.076* (-1.940)	-0.041* (-1.995)	-0.059*** (-3.299)
样本量	280	280	280
控制变量	控制	控制	控制
时间、地区固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.596	0.514	0.632

五、结论与政策建议

(一) 研究结论

本研究基于2014—2023年中国省份面板数据,

采用双向固定效应模型实证检验新质生产力对城乡居民收入差距的总影响效应以及不同来源收入差距的分项影响效应,再构建调节模型探讨了公共服务均等化在新质生产力作用过程中的调节效应。研究结论如下:

一是发展新质生产力具有缩小城乡居民收入差距的效应。其中,高低分组检验发现,新质生产力低值组缩小城乡居民收入差距的边际效应要高于高值组,表明新质生产力在缩小城乡收入差距的过程中可能存在边际递减现象。二是不同类型收入分项检验发现,新质生产力对城乡居民不同类型收入差距的影响存在显著异质性。新质生产力能显著缩小城乡居民工资性收入差距、转移净收入差距,且对前者影响效应更强。但是,在研究期内,新质生产力扩大了城乡经营与财产性收入的差距。由于工资性与转移性收入的收敛效应要高于经营与财产性收入的扩大效应,新质生产力对城乡居民收入差距的总影响是收敛效应。三是调节检验发现,公共服务均等化不仅能够直接缩小城乡收入差距,还能通过调节作用增强新质生产力的城乡居民收入差距收敛效应。而且,公共服务均等化这种直接影响与调节效应无论是在工资性收入、经营性与财产性收入,还是在转移净收入中均高度趋同。这表明公共服务均等化在城乡收入差距治理中兼具“直接减差”与“协同增效”复合功能。

(二) 政策建议

上述研究结论为中国城乡居民收入差距缩小提供了有益思考。为此,提出以下政策建议。

(1) 高质量发展新质生产力,激发其缩小城乡收入差距的收敛效应,强化低发展水平地区边际收益的释放能力。一是根据不同地区发展基础和创新禀赋,制定差异化的产业政策和技术推广路径。应注重培育低发展水平地区的新质生产力释放能力,提升其要素利用效率与发展后劲。强化财政、金融、产业等政策的协同配合,加大对县域和乡村地区新质生产力发展的支持力度,重点培育智慧农业、绿色能源等适合县域经济发展的新兴产业形态。二是完善跨区域利益分享机制,探索建立技术溢出补偿制度,推动不同发展水平地区建立更加紧密的产业协作关系。加快构建全国统一的技术交易市场,促进科技成果向县域和乡村转移转化,降低技术应用

门槛。三是健全城乡人才一体培养和流动机制,深化科技特派员制度改革,建立产业需求导向的精准选派机制,以人才振兴弥补城乡技术应用与创新能力的鸿沟,为缩小城乡收入差距提供智力支撑。通过系统性政策安排,推动新质生产力在不同区域间的均衡发展,使其在促进经济增长的同时,更广泛地激发其缩小收入差距的潜力,避免因区域发展不均而弱化其整体收敛功能。

(2) 统筹推进新质生产力发展与城乡收入结构平衡,促进城乡多元收入渠道均衡发展。一是推动新质生产力在农村经营性产业中的应用。推动现代农业、乡村旅游、农产品加工等产业应用新质生产力技术,提升其生产效率与竞争力,确保更多农村经营主体能够平等享受技术红利,避免因新质生产力集中于少数主体而加剧经营性收入差距。二是创新财产性收入分配机制,引导新质生产力成果合理共享。鼓励农村集体经济组织和合作社开展新质生产力相关资产运营,实现农民广泛参与和收益分享,推动财产性收入来源多元化,防止财富过度集中于少数资本持有者,从而缩小城乡财产性收入差距。三是完善新质生产力驱动的农村创业扶持政策。通过设立专项基金、技术转让支持和创新创业培训,促进农村创业主体利用新质生产力创新产品和服务,带动农村经营性收入稳步增长,降低因创业资源分布不均带来的收入结构分化风险。四是强化新质生产力与农村金融服务的深度融合。推动金融机构开发适配新质生产力特点的信贷、保险和投资产品,支持新兴农村经营主体资本需求,降低融资门槛和成本,促进资本合理流动与收益回流农村,助力经营性收入与财产性收入的均衡发展。

(3) 推动城乡公共服务均等化深化改革,畅通城乡新质生产力要素双向流通渠道。在推动共同富裕和新质生产力协同发展的战略进程中,必须把城乡公共服务均等化建设置于更基础、更优先的位置,全面发挥其“直接减差”与“调节作用”的双重功能。一是以教育均等化为战略支撑,塑造人力资本跨地域流动的公平起点。通过制度型保障强化农村教育资源供给与能力建设,为城乡新质生产力形成公平竞争的基础力量结构,提升农村社会整体向上流动的能力。二是以医疗服务普惠化为保障底座,稳定农村健康水平与劳动参与水平。健全以基

层为重点的医疗卫生体系,不仅有助于减少因病致贫的影响,更是构建新质生产力持续释放的基础条件,调节城乡人力资本活力的差距。三是以基础设施统筹化为发展平台,构筑城乡新质生产力连接的通道系统。推进新型城乡一体基础设施布局,使资源配置、技术流动与产业扩展具备更均衡的承载力,从根本上提升农村承接新质产业的能力。四是以社会保障与就业支持公平化为安全网,提升农村居民参与新质生产力发展的能力和保障水平。推动就业支持从传统职业匹配向能力体系建设转变,加强对灵活就业、新兴职业形态及技能升级的覆盖,促进农村劳动力更顺畅地融入未来经济发展,保障其在城乡要素流动中的稳定性和可持续性。

参考文献:

- [1] 赵康杰,付昕昱.数字基础设施建设影响了城乡收入不平等吗?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2025,58(1):33-40.
- [2] 李建伟,顾天安,王骁,等.居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等[J].管理世界,2023,39(10):1-22.
- [3] 熊云军,谢海.居民收入差距的主要来源发生转变了吗?——基于城乡二元结构的分解测算[J].人口与经济,2024(1):1-15.
- [4] 邓群钊,石俊,喻登科.户籍制度背景下的社会资本结构与城乡收入差距[J].管理评论,2022,34(3):302-313.
- [5] 陈强,吴海涛.乡村数字基建、劳动力乡城流动和城乡收入差距[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(5):12-23.
- [6] 侯婉薇.新型城镇化改革与缩小城乡收入差距——基于县级行政区面板数据的实证研究[J].人民论坛·学术前沿,2024(16):96-108.
- [7] 汪昕宇,韩广奎,吴克强.产业融合发展对县域城乡居民收入差距的影响——基于中国县域面板数据的分析[J].北京师范大学学报(社会科学版),2025(2):133-140.
- [8] 田志伟,金圣,苏檬檬.推动中低收入群体增收减负:收入再分配政策效应的视角[J].经济研究,2025,60(1):5-21.
- [9] 罗必良.新质生产力:颠覆性创新与基要性变革——兼论农业高质量发展的本质规定和努力方向[J].中国农村经济,2024(8):2-26.
- [10] 刘夏婧,王士君,谢铭堞.中国新质生产力发展对城乡收入差距的影响[J].地理科学进展,2025,44(4):684-698.
- [11] 杨昕怡.基本公共服务均等化对城乡融合发展的影响研究[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2025,27(2):147-160.
- [12] 樊继达.统筹城乡发展中的基本公共服务均等化[M].北京:中国财政经济出版社,2008.
- [13] 刘学侠,宋宗喆.农业新质生产力赋能乡村产业发展的效应及路径[J].行政管理改革,2025(6):65-74.
- [14] 汪灏,周春光.新质生产力赋能乡村旅游数字化发展的运行机理、实践困境及法治保障应对[J].农村经济,2025(5):97-105.
- [15] 唐任伍,马志栋.平台经济赋能乡村振兴:机理及经验证据[J].经济与管理研究,2025,46(4):61-76.
- [16] 周明海.资源平等·实质自由·基本公共服务均等化——基于农民发展的理论观察[J].求实,2008(7):86-89.
- [17] 宋佳莹,王雅楠,高传胜.基本公共服务均等化对城乡收入差距的影响研究——基于劳动力流动与人力资本视角[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,23(3):126-140.
- [18] 杨少垒,杨雪,陈娟.县域基本公共服务均等化促进共同富裕的逻辑与路径[J].农村经济,2025(2):11-19.
- [19] 朱楠,彭丹阳,裴嘉颖.公共服务供给加快新质生产力发展:作用机理、空间效应、现实路径[J].西安财经大学学报,2025,38(4):95-107.
- [20] 王文婕,康玉梅.新质生产力、产业结构升级对共同富裕的影响[J].统计与决策,2024,40(18):10-15.
- [21] 杨林,薛琪琪.财政分权、社会保障资源配置与城乡收入差距——基于岭回归分析与调节效应方程[J].贵州社会科学,2018(2):110-118.
- [22] 李勇坚,张海汝.新质生产力的科学内涵、要素基础与测度研究——基于生产力与生产关系的视角[J].学习与探索,2025(1):69-79.
- [23] 颜克高,王馨悦,吴心怡.中国新质生产力发展的水平测度与区域差异研究[J].湖南大学学报(社会科学版),2025,39(1):10-20.
- [24] 韩朝亮,孙旭.数字乡村建设能否实现城乡基本公共服务均等化:机制分析与实证检验[J].现代财经(天津财经大学学报),2024,44(9):3-19.
- [25] 张宇,陈志广,宋佳莹.数字经济对基本公共服务均等化的影响及其作用机制研究[J].经济问题探索,2024(6):136-152.
- [26] 李震,昌忠泽,戴伟,等.数字经济发展缩小城乡收入差距了吗?——来自中国城市的经验证据[J].管理评论,2025,37(4):61-71.
- [27] 赵利,黄韵雪,汪发元.产业数字化、产业结构升级对共同富裕的影响——基于城乡收入差距的视角[J].统计与决策,2024,40(8):94-98.
- [28] 韩建雨,许冉.新质生产力对共同富裕的影响效应与作用机制[J].华南师范大学学报(社会科学版),2024(6):32-57,199.
- [29] 王子凤,张桂文.新质生产力促进劳动力高质量充分就业的机制与效应[J].华东经济管理,2025,39(6):46-57.

责任编辑:曾凡盛