

# “桥梁”还是“鸿沟”？ 新质生产力对城乡消费差距的影响

胡润哲 梅慧璇 魏君英

**内容提要:**在推动实现内需拉动经济增长的背景下,如何通过新质生产力的发展来缩小城乡消费差距,已成为当前政府部门与学术界重点关注的问题。本文在理论分析的基础上,利用2011—2022年255个地级及以上城市的面板数据,实证考察新质生产力对城乡消费差距的影响。研究发现,新质生产力的发展缩小了城乡消费差距,这一缩小作用主要体现在新质劳动资料和新质劳动对象两个维度上。机制分析结果表明,新质生产力的发展主要通过促进电子商务发展与服务业就业水平提升,并缩小二者在城乡间的差距,从而实现城乡消费差距的收敛。同时,该收敛效应具有明显异质性,在消费差距较大的地区、东部和中部地区、高人口密度地区明显,而在西部和东北地区、低人口密度地区不明显;相较于数字经济发展水平较高的城市,数字经济发展水平较低的城市的收敛效应更强。本文量化评估了新质生产力的分配效应,揭示了其在缩小城乡消费差距、激发农村消费潜能中的关键作用,为推动新质生产力发展和增强国内大循环内生动力提供了实证支持与政策参考。

**关键词:**新质生产力 居民消费 消费差距 扩大内需 经济增长

中图分类号:F014.1;F126.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)12-0003-18

## 一、问题提出

当前,全球地缘冲突频发、贸易保护主义抬头,外部环境不确定性显著上升,外需支撑面临严峻挑战。在此背景下,如何激发内需潜力、增强经济内生动力,成为中国经济高质量发展的重要命题。党的二十大报告提出“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”,其中,畅通国内大循环、打通内需堵点,尤为关键。消费作为拉动经济增长的“三驾马车”之一,是实现经济内循环的“压舱石”,其在推动经济稳定增长、提升民生福祉中的战略作用日益凸显。然而,受制于长期存在的城乡二元结构,城乡消费差距仍是内需扩张的核心障碍之一。据《中国统计年鉴》数据,2011年城镇居民人均消费支出为15 161元,农村居民人均消费支出为5 221元,城乡消费差距比为2.90;2022年,城镇居民人均消

收稿日期:2025-05-20;修回日期:2025-11-02

基金项目:国家社会科学基金一般项目“我国新型农业经营主体数字化能力的培训机制与实施路径研究”(23BJY259)

作者简介:胡润哲 中央财经大学经济学院博士研究生,北京,102206;

梅慧璇 长江大学经济与管理学院硕士研究生,通信作者,荆州,434023;

魏君英 长江大学经济与管理学院教授、博士生导师。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

费支出为30 391元,农村居民人均消费支出增至16 632元,差距比虽降至1.83,但城乡消费差距的绝对值依然较大,农村消费潜力尚未充分释放,成为中国消费市场的“洼地”。因此,如何缩小城乡消费差距,激发农村消费活力,已成为当前政府部门和学术界关注的焦点。国家层面高度重视扩大内需与缩小城乡消费差距。党的二十届四中全会明确提出“建设强大国内市场,加快构建新发展格局”,强调“要大力提振消费,扩大有效投资,坚决破除阻碍全国统一大市场建设卡点堵点”。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划的建议》提出“居民消费率明显提高,内需拉动经济增长主力军作用持续增强”等目标。因此,探索城乡消费差距弥合的现实路径,尤其是识别并发挥关键生产要素的作用,对于夯实国内大循环根基、实现内需拉动经济增长的目标,具有重要的理论价值和现实意义。

从理论层面来看,城乡消费差距的形成是多种因素综合作用的结果,主要源于收入水平、公共服务可及性、消费环境、基础设施建设以及生产要素配置等方面的差异。已有研究普遍认为,收入水平是城乡消费差距的直接决定因素之一<sup>[1]</sup>,城乡之间在教育、医疗等公共服务供给上的不均衡进一步放大了这种差距<sup>[2]</sup>。此外,农村地区消费渠道有限、基础设施相对落后、消费信贷体系不健全等因素,也限制了农村居民的消费能力与消费意愿<sup>[3-4]</sup>。然而,综观上述因素,其背后往往都指向一个更深层次的根源,即城乡之间在生产要素配置和产业发展水平上的结构性差异。正如一些学者指出,生产力布局的不均衡、要素流动受限和产业链分割,是造成城乡经济发展差异化进而拉大消费差距的重要原因<sup>[5-6]</sup>。因此,改善城乡消费差距的关键,不仅仅在于收入再分配或改善农村公共服务,更在于推动生产要素在城乡之间的优化配置,通过产业发展带动农村居民就业、收入提升以及消费能力增强,从源头上实现城乡消费结构的协同优化和升级。在这一背景下,新质生产力作为推动高质量发展的核心引擎,能否成为缓解城乡消费结构失衡的“桥梁”,已成为亟待深入探讨的重要课题。一方面,中国经济正处于由投资驱动向消费驱动转型的关键阶段,城乡消费结构不均衡已成为制约内需扩大的主要因素;另一方面,新质生产力所依托的数字经济、绿色转型和科技创新,在提升整体效率的同时,也面临着资源向大城市集中、数字鸿沟加剧等潜在风险。因此,深入评估新质生产力在不同地区、不同人群中的消费效应,特别是其对农村居民和低收入群体的包容性与带动作用,不仅具有鲜明的政策价值,也有助于深化对其分配效应的理解。

尽管现有研究已从宏观政策、产业转型升级、城市发展等视角探讨了新质生产力的经济效应<sup>[7-9]</sup>,但在实证层面和作用机制方面,相关研究仍显不足,尤其是在作用机制的实证研究上,现有文献主要集中于传统的收入差距视角<sup>[10]</sup>,缺乏对新质生产力如何通过电子商务发展、服务业就业水平提升等机制影响城乡消费差距的深入分析。鉴于此,本文基于2011—2022年255个地级及以上城市的面板数据,实证考察了新质生产力对城乡消费差距的影响及其内在机制,为弥合城乡消费差距、畅通国内大循环提供新的理论视角与实证依据。相较于已有研究,本文在三个方面作出拓展与创新。第一,本文从城乡消费差距的视角切入,揭示了新质生产力是重塑城乡消费结构与区域消费格局的关键力量,拓宽了新质生产力的研究边界,也为共同富裕目标下的城乡消费协同发展提供了新的理论支撑与实证证据。而现有文献多从新质生产力对经济增长、产业升级或创新绩效的促进作用展开讨论,较少关注其在需求侧层面,尤其是消费领域的分配效应。第二,与既有文献多以收入差距为主要传导路径不同,本文基于消费环境和就业结构两个视角,识别了新质生产力通过促进电子商务发展与服务业就业水平提升影响城乡消费差距的内在机制,进而打开了“传统生产力变革创新如何影响城乡消费差距”的机制“黑箱”。第三,本文进一步回答了“如何更好地发展新质生产力”的政策命题,探索了新质生产力是否发挥“桥梁”作用,为政府在数字基础设施布局、新职业技能培训、农村市场环境监管及公共服务供给等方面提供了明确的政策靶点,确保新质生产力的发展成果能更有效、更

公平地惠及城乡全体居民,为实现城乡协调发展的中国式现代化提供政策启示。

## 二、文献综述

新质生产力作为新时代推动经济高质量发展的核心驱动力,近年来在政府部门与学术界受到广泛关注。2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察调研期间提出“新质生产力”这一概念<sup>[11]</sup>,其后强调新质生产力是“创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态”<sup>[12]</sup>。学术界主要基于上述定义,对新质生产力的内涵进行了多角度的研究梳理。总体而言,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<sup>[13]</sup>,更加注重科技创新、人力资本与数字基础设施的作用<sup>[14]</sup>。与传统生产力相比,新质生产力不仅涉及劳动者、劳动资料和劳动对象三要素的变化<sup>[15]</sup>,还强调提升全要素生产率与资源配置效率<sup>[16]</sup>。

近年来,“大力提振消费,全方位扩大内需”成为政策制定的核心焦点,在此背景下,学术界也对新质生产力与消费的关系进行了相关探讨。一方面,新质生产力的提出不仅是中国经济发展理念的重要理论创新,也为更好地满足居民多样化、个性化的消费需求提供了重要指引。已有研究表明,新质生产力通过“数字+”模式,在生产端提升供给质量、在价格端优化成本结构、在消费端激发新型需求,从而推动全链条的消费升级<sup>[17]</sup>。在具体领域上,新质生产力正不断为文化消费的升级注入新动能、塑造新优势,其主要体现在对文化消费各要素与各环节的提质增效上<sup>[18]</sup>。此外,新质生产力还通过加强技术创新、推动产业升级以及提升劳动者收入等作用机制,缓解居民消费能力不足的结构性问题<sup>[19]</sup>。在新质生产力引领消费升级的背景下,学术界也逐步引入“新质消费力”这一概念,蔡煜等(2025)指出,新质消费力是适应新质生产力发展要求的先进消费力质态,中国的市域新质消费力整体呈现持续上升趋势,未来提升空间依然广阔<sup>[20]</sup>。另一方面,有少数研究初步探讨了新质生产力与城乡消费差距的关系。研究发现,新质生产力通过提升经济增长质量、促进农村劳动力就业等渠道,缩小城乡之间的发展差距,进而推进共同富裕目标的实现<sup>[21]</sup>。而城乡消费差距的缩小是实现共同富裕的重要指征,由此可以推断新质生产力的发展必然会对城乡消费差距产生影响。另外,有学者分别从缩小收入差距和促进区域一体化两个视角探讨了新质生产力对城乡消费差距的影响机制<sup>[10,22]</sup>,但是否还存在其他影响机制,现有研究尚无进一步探讨。

同时,新质生产力其他经济效应的研究成果也为缩小城乡消费差距提供了理论支撑。首先,新质生产力被视为推动产业结构升级、促进高端制造业与现代服务业融合发展的关键驱动力<sup>[23]</sup>,有助于提升区域间生产要素配置效率,增强区域协调发展基础<sup>[24]</sup>。其次,数字平台已成为新质生产力发展的重要场景,电子商务、移动支付等均是其典型表现形式<sup>[25]</sup>。尤其是在新质生产力推动下,“电商进村”和“快递下乡”等举措得以加速实施<sup>[26]</sup>,有效打破了城乡市场壁垒,重构了城乡消费链条。最后,新质生产力催生了灵活就业、数字创业和新职业形态,带来了多样化的就业机会,特别是为农村劳动力群体提供了更广泛的就业和增收路径<sup>[21]</sup>,间接提升了农村居民的消费能力与消费意愿,为城乡消费差距缩小奠定了基础。

综上所述,目前关于新质生产力发展及其对消费差距影响的相关研究,已取得较为丰富的成果,这为本文提供了坚实的理论基础。然而,现有研究仍存在以下不足之处。第一,研究视角相对单一。虽然已有文献探讨了新质生产力对消费的整体促进作用,但聚焦于城乡消费差距的系统性研究仍较匮乏。城乡消费差距作为衡量共同富裕水平的重要指标,尚未被充分纳入新质生产力研究的核心议题。第二,机制分析不够深入。相关研究大多仅从收入改善或区域融合发展等角度进行概括,未能揭示新质生产力通过其他多维路径影响城乡消费差距的内在逻辑。第三,实证研究相对滞后。现有相关研究多以定性分析为

主,缺乏系统的因果识别和机制检验,尚未提供经验证据支持新质生产力缩小城乡消费差距的实际效应与作用机制。因此,本文使用2011—2022年255个地级及以上城市的面板数据,实证考察新质生产力如何影响城乡消费差距的问题,并从消费环境和就业结构的视角探讨新质生产力是否通过电子商务发展与服务业就业水平提升等路径影响城乡消费差距,以期丰富现有理论框架,并为政策制定提供更具实证支撑的依据。

### 三、理论分析与研究假设

新质生产力是以数据、技术和创新为驱动的新型生产力形态,其核心要素包括新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象<sup>[15]</sup>。随着新质生产力在生产、流通与消费环节的全面渗透,其影响已超越供给侧的生产效率范畴,扩展至需求侧的消费结构与消费行为层面,成为促进城乡消费趋同的重要力量。从理论上看,城乡消费差距的形成,不仅源于基础设施、信息可达性及市场环境的差异<sup>[27]</sup>,还在根本上受制于就业结构不均衡引致的收入差异<sup>[5]</sup>。新质生产力的发展为缓解城乡居民消费的结构性失衡提供了双重调节机制。其一,作用于“消费环境”的约束。数字技术与新型基础设施的建设,通过提升信息可达性、降低交易成本与打破空间壁垒,重塑了农村地区的消费市场环境。这使得农村居民能够以更低的成本享有与城镇相近的消费选择与便利,从而在给定收入水平下,实现消费效用的最大化,缩小了由消费环境落差造成的消费差距。其二,作用于“收入分配”的根源。新质生产力以数据要素为核心催生新产品与新服务,由此拓展的新服务业态创造了大量非农就业岗位。这一过程通过数字平台显著降低了农村居民的就业门槛与搜寻成本,使其得以更充分地融入现代经济分工,从而直接优化其收入结构、提升其消费能力,从源头上缓解了城乡消费差距的收入制约。

据此,本文提出研究假设1:新质生产力的发展缩小了城乡消费差距。

具体而言,新质生产力的发展首先依托于新型基础设施、互联网技术等新质劳动资料,它们是新质生产力的关键物质支撑。这些新质劳动资料不仅提升了要素配置效率,更深刻地重塑了城乡居民的消费环境。数字基础设施的完善显著改善了信息传递与交易条件,降低了信息不对称和交易成本<sup>[28]</sup>,使消费活动更加高效、透明与安全。互联网技术、智能支付和现代物流体系的建设,为城乡居民提供了更加便捷的消费条件,提升了商品和服务获取的可达性和响应速度,尤其是使农村居民能够以更低的时间与空间成本获取与城镇居民相近的消费品与服务。此外,数字化设施的普及推动了消费场景的创新,如直播电商、社区团购等新业态的兴起,拓宽了居民的消费空间和参与渠道<sup>[29]</sup>。特别是在政府“电子商务进农村”、快递物流下沉以及数字支付普及等政策措施的推动下,新质劳动资料逐步打破了城乡消费的空间壁垒,实现了消费基础设施的城乡一体化布局<sup>[30]</sup>,显著改善了农村消费环境,缩小了城乡居民在消费便利性和选择性方面的差距。由此,新质生产力的发展通过电子商务平台、智能物流与数字支付体系的联动,重构了城乡商品与服务的流通格局,促进了农村消费市场的数字化转型,从而在消费环境层面推动了城乡消费差距收敛<sup>[27]</sup>。

与此同时,新质生产力的发展产生了以数据要素为核心的新质劳动对象。这些以数字化、智能化和绿色化为特征的新产品与服务,极大地丰富了城乡消费市场的供给结构,并带动了新兴产业链的延伸与就业岗位的扩张。数据要素被广泛应用,使得服务业成为新质生产力最活跃的承载领域。从电商平台运营、数字内容生产到智能物流管理与大数据分析,新业态不断催生新的职业形态与就业机会<sup>[31]</sup>。这种结构性转变在城镇和农村均表现出显著效应,但其对农村地区的影响更具突出意义。在城乡结构中,数字平台经济首先在城镇地区实现规模化发展,通过网络零售、平台服务和数字营销等形式创造了大量服务业岗位<sup>[32]</sup>。

随后,在政府数字赋能和企业下沉战略的推动下,这些平台型就业逐步向农村地区延伸<sup>[33]</sup>,形成了城乡联动的就业扩散效应。例如,农村地区的直播带货、乡村网红经济、农村电商客服与物流配送等岗位快速增长,为农村劳动力提供了灵活且多样化的就业选择。这种新型就业模式不仅提升了农村居民的劳动参与率,也拓宽了其非农收入来源,从而提高了可支配收入水平。更重要的是,数字平台与服务业的扩张增强了农村居民的收入预期与经济安全感。随着数字技能培训、创业孵化平台和乡村创新示范区的建立,农村劳动力在数字经济体系中的适应性与竞争力不断提升。这种由新质生产力的发展带来的就业结构优化,不仅缩小了城乡服务业就业水平的差距,也实现了收入结构的改善与消费能力的提升。

据此,本文提出研究假设2:新质生产力的发展主要通过促进电子商务发展和服务业就业水平提升,并缩小二者在城乡间的差距,进而缩小城乡消费差距。

需要指出的是,新质生产力的发展在缩小城乡消费差距中的作用并非线性均质,而是随着不同的消费差距水平、地理区位、人口密度和数字经济发展水平呈现出异质性。第一,消费差距越大,越容易释放新质生产力的边际改善效应。在渠道不畅、供给不足、信息落差明显的地区,数字基础设施与线上平台的引入能迅速降低消费门槛,打破制度性壁垒,从而以较小投入获得更大消费提振。第二,东部和中部地区因城乡融合程度较高、市场机制较为完善,新质生产力所带来的技术溢出与服务渗透更容易扩散至农村地区,进而有效缩小城乡消费差距;而西部和东北地区受限于经济基础薄弱、基础设施滞后等因素,短期内新质生产力的消费收敛效应难以显现。第三,在高人口密集区,平台经济易形成规模收益和网络效应,推动服务下沉和消费集聚;反之,低密度地区因扩散路径长、渗透率低,常陷入“冷启动”困境。第四,在数字经济发展水平较高的地区,新质生产力能够与完善的数字基础设施和平台体系形成深度融合,提升资源配置效率与服务供给质量,但因其发展趋于饱和而导致边际效应有所递减。相反,在数字经济发展水平较低的地区,数字基础设施与服务体系尚不健全,新质生产力的发展产生“补偿性”效应,有效拓展农村居民的消费边界,降低获取信息、产品与服务的门槛,从而更强地激发其消费潜力。

据此,本文提出研究假设3:新质生产力的发展对城乡消费差距的影响随着不同的消费差距水平、地理区位、人口密度和数字经济发展水平呈现出异质性。

## 四、实证设计

### (一) 模型设定

为实证检验新质生产力对城乡消费差距的影响,本文设定如下双向固定效应模型:

$$Consgap_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQPF_{it} + X'_{it}\boldsymbol{\alpha} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示城市和年份;被解释变量  $Consgap_{it}$  表示城市*i*在年份*t*的城乡消费差距;核心解释变量  $NQPF_{it}$  表示城市*i*在年份*t*的新质生产力水平;  $X'_{it}$  为控制变量向量,表示其他可能影响城乡消费差距的因素;  $\gamma_i$  和  $\delta_t$  分别表示城市固定效应和年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。本文重点关注回归系数  $\alpha_1$ ,若其估计值显著为负,则表明新质生产力的发展有助于缩小城乡消费差距。

### (二) 变量说明

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为城乡消费差距( $Consgap$ ),采用城乡居民的人均消费支出之比来衡量,并将城乡消费差距的泰尔指数和基尼系数作为稳健性检验的替代指标。其中,泰尔指数借鉴魏君英等(2022)<sup>[3]</sup>的计算

公式测算得出<sup>①</sup>;基尼系数参考陈建东(2010)<sup>[34]</sup>的研究,通过分解城乡收入基尼系数的做法来计算<sup>②</sup>。

## 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为新质生产力水平(*NQPF*)。相较于传统生产力概念,新质生产力的“新”主要体现在生产要素的创新性变革,具体包括:通过高新技术的创造性转化与集成应用,推动形成一支具有较高知识储备和综合素质的新型劳动者群体,为劳动资料的技术更新与迭代提供内生动力,并显著拓展了劳动对象的内容边界<sup>[8]</sup>。“质”则强调生产要素组合的高效化与系统优化,体现为高质量的劳动者、先进的生产资料及绿色智能的生产方式等<sup>[35]</sup>。从本质上讲,新质生产力不仅体现为生产效率的跃升,更代表着经济增长质量和可持续发展能力的根本提升。基于上述理论界定,本文借鉴已有文献<sup>[9,35]</sup>,从新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象三个维度构建测度指标体系,分别对应“新”与“质”两个维度,力求全面刻画新质生产力的水平。本文采用熵值法测算各城市的新质生产力水平<sup>③</sup>,具体测定指标详见表1。

表1 新质生产力水平的测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标解释及数据来源	权重/%	指标属性
新质劳动者	新之所在	战略性新兴产业从业人数	战略性新兴产业和未来产业上市公司的总员工数(人),按公司注册地汇总到地级市,数据来源于企业年报	18.79	正向
	质之所指	人力资本水平	参考詹新宇和刘文彬(2020) <sup>[36]</sup> 的研究,采用每万人中在校大学生的人数来衡量,数据来源于《中国城市统计年鉴》	6.18	正向
		生产效率	人均地区生产总值(元),数据来源于《中国城市统计年鉴》	2.45	正向
新质劳动资料	新之所在	先进生产工具	工业机器人安装密度,具体计算方法参考魏下海等(2020) <sup>[37]</sup> 的研究,根据国际机器人联盟(IRF)公布的中国各行业工业机器人安装量,利用国家统计局在2008年工业企业模块的调查数据计算细分行业各地级市的就业人数占全国总就业人数的百分比,用该百分比乘以全国各行业机器人安装数量	3.48	正向
		新型基础设施	互联网宽带接入用户数(万人),数据来源于《中国城市统计年鉴》	5.57	正向
			是否为智慧城市试点城市,数据来源于住房城乡建设部公布的国家智慧城市试点名单	13.91	正向

① 具体计算公式为:  $ConsTheil_u = \sum_{j=1}^2 \frac{C_{ij}}{C_{it}} \times \ln\left(\frac{C_{ij}}{C_{it}} \times \frac{P_{ij}}{P_{it}}\right)$ 。式中,  $ConsTheil_u$  为城乡消费差距的泰尔指数,  $j$  为城乡分类指标, 取值为 1 代表城镇地区, 取值为 2 表示农村地区;  $C_{ij}$  表示城市  $i$  在年份  $t$  中  $j$  类地区居民的消费总支出,  $C_{it}$  为城市  $i$  在年份  $t$  的总消费总支出;  $P_{ij}$  表示城市  $i$  在年份  $t$  中  $j$  类地区的总人口数,  $P_{it}$  表示城市  $i$  在年份  $t$  的总人口数。

② 具体计算公式为:  $Gini_{it} = \frac{P_u P_r |C_u - C_r|}{P_u C_u + P_r C_r}$ 。式中,  $Gini_{it}$  为城乡消费差距的基尼系数,  $C_u$  和  $C_r$  分别为城镇、农村居民人均消费支出,  $P_u$  和  $P_r$  分别为城镇、农村人口占总人口的比重。

③ 熵值法的具体测算过程如下:首先,对所有正向指标进行标准化处理,计算公式为  $p_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)}$ ;其次,计算每个指标的信息熵:  $e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m \left[ \left( p_{ij} / \sum_{i=1}^m p_{ij} \right) \ln \left( p_{ij} / \sum_{i=1}^m p_{ij} \right) \right]$ ;最后,计算指标权重:  $w_j = (1 - e_j) / \sum_{j=1}^n (1 - e_j)$ 。其中,  $x_{ij}$  代表第  $i$  个城市中的第  $j$  个指标,  $\max(x_j)$  和  $\min(x_j)$  分别代表各指标每年的最大值和最小值。 $m$  表示城市个数( $1 \leq i \leq m$ ),  $n$  为指标个数( $1 \leq j \leq n$ )。

表1(续)

一级指标	二级指标	三级指标	指标解释及数据来源	权重/%	指标属性
质之所指	能源利用效率		绿色全要素能源效率,参考史丹和李少林(2020) <sup>[38]</sup> 的研究,选取劳动、资本和能源作为投入,地区生产总值作为合意产出,工业二氧化硫、工业烟粉尘和工业废水排放量作为非合意产出,使用 SBM-Malmquist-Luenberger 指数法测算,数据来源于《中国城市统计年鉴》和同花顺 iFinD 数据库	1.59%	正向
	创新产出水平		当年申请的发明数量,数据来源于《中国城市统计年鉴》 当年申请的实用新型数量,数据来源于《中国城市统计年鉴》	15.56 13.34	正向 正向
	数字化水平		数字普惠金融指数,数据来源于北京大学数字金融研究中心	1.26	正向
新质劳动对象 新之所在	数据要素		是否为公共数据开放平台,数据来源于地方政府数据开放平台	15.75	正向
	数据要素利用水平		上市公司数据资产相关词频数加1后取对数,按公司注册地汇总到地级市,取当地上市公司数据资产词频对数的平均值作为代理指标,词频参考苑泽明等(2022) <sup>[39]</sup> 的研究,数据来源于企业年报	2.12	正向

### 3. 控制变量

本文在回归模型中引入了城乡居民收入差距等若干控制变量,以控制其他可能影响城乡居民消费差距的因素,具体如下:

(1) 城乡居民收入差距(*IncoTheil*):收入水平是决定消费能力的直接因素,收入差距越大,城乡消费结构和居民消费水平差异越显著<sup>[3]</sup>。本文采用城乡居民收入差距的泰尔指数进行衡量,以控制城市内部城乡收入差异对消费差距的影响。

(2) 财政分权度(*Ficd*):财政分权有助于增强地方政府的自主决策能力,优化公共服务供给,从而改善农村基础设施和社会保障条件,提升农村居民的消费能力。本文采用地方政府财政一般预算收入与一般预算支出之比来衡量地方政府财政自主权的强弱。

(3) 对外开放度(*Open*):对外开放促进要素流动与资源配置效率的提升,同时也可能通过外资流入和消费理念传导影响城乡消费结构<sup>[6]</sup>。本文采用各城市实际利用外商投资额占地区生产总值的比重来衡量对外开放水平。

(4) 金融发展水平(*Finra*):金融发展提升了居民的信贷可得性和消费能力,特别是有助于缓解农村居民的资金约束。本文以年末金融机构贷款余额占地区生产总值的比重来衡量金融资源配置水平。

(5) 城镇化水平(*Urbn*):城镇化进程推动农村人口融入城市体系,带动其收入增长与消费观念转变,从而在一定程度上促进城乡消费差距收敛。本文采用非农业人口占户籍人口的比重来衡量城镇化水平。

(6) 医疗卫生水平(*Medic*):医疗服务的可及性和质量影响居民的预防性储蓄行为和消费意愿,医疗资源配置不均也是城乡差距的重要来源<sup>[40]</sup>。本文以每百人医院及卫生院床位数来衡量地区医疗卫生供给水平。

(7) 居民受教育水平(*Educ*):教育提升了个体的就业能力和收入预期,也对消费结构产生正向作用,在长期内促使城乡消费差距收敛。参考范子英等(2016)<sup>[41]</sup>的做法,本文以居民平均受教育年限来衡量

居民受教育水平,具体计算公式为: $Educ = (\text{小学在校学生数} \times 6 + \text{普通中学学生数} \times 10.5 + \text{普通高等在校学生数} \times 16)$ 。

(8)教育支出水平(*Fiedu*):较高的教育支出水平不仅有助于提升居民的教育质量与就业能力,还能通过增强收入预期间接提高居民的消费能力和消费倾向。本文采用政府教育支出占地方财政一般支出的比重来衡量教育支出水平。

(9)市场化程度(*Market*):市场化程度反映了政府与市场在资源配置中的相对作用。较高的市场化水平意味着市场机制在资源配置中发挥更主导的作用,有助于促进竞争、提升资源配置效率和居民收入水平,从而推动消费潜力释放。本文采用地区生产总值与政府支出的比值来衡量市场化程度<sup>[42]</sup>。

### (三)数据来源与描述性统计

本文选取2011—2022年中国255个地级及以上城市的面板数据。其中,核心解释变量*NQPF*的指标数据来源详见表1,其余变量数据来自《中国城市统计年鉴》、各城市《邮政行业统计公报》以及各城市统计年鉴与统计公报。对于个别缺失数据,本文采用线性插值法补齐。同时,本文对所有连续变量进行了双侧1%的缩尾处理。各主要变量的描述性统计结果见表2。具体来看,新质生产力水平的均值为0.1383,标准差为0.1137,表明不同城市在新质生产力的发展水平上存在明显差异;城乡消费差距的均值为2.0710,标准差为0.6172,说明各地城乡消费差距同样具有明显的区域差异性。控制变量的统计情况均处于合理范围内。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Consgap</i>	3 060	2.071 0	0.6172	0.908 3	12.575 6
解释变量	<i>NQPF</i>	3 060	0.138 3	0.113 7	0.008 6	0.431 9
控制变量	<i>IncoTheil</i>	3 060	0.070 5	0.039 0	0.006 9	0.194 4
	<i>Ficd</i>	3 060	0.463 8	0.213 4	0.118 6	0.997 6
	<i>Open</i>	3 060	0.002 5	0.002 6	0	0.011 5
	<i>Fina</i>	3 060	1.075 9	0.582 6	0.362 0	3.295 6
	<i>Urbn</i>	3 060	0.394 9	0.201 4	0.115 6	0.976 7
	<i>Medic</i>	3 060	0.477 3	0.171 1	0.200 9	1.023 3
	<i>Educ</i>	3 060	2.187 5	0.098 5	2.048 4	2.477 0
	<i>Fiedu</i>	3 060	0.176 9	0.037 4	0.095 2	0.267 9
	<i>Market</i>	3 060	6.089 9	2.290 6	2.045 1	12.402 1

注:因篇幅所限,省略了机制变量的结果。

## 五、实证结果与分析

### (一)基准回归

表3报告了新质生产力对城乡消费差距影响的基准回归结果。各列均控制了城市固定效应和年份固定效

应,并引入城乡收入差距、财政分权度、对外开放度、金融发展水平、城镇化水平、医疗卫生水平、居民受教育水平、教育支出水平以及市场化程度等控制变量,以缓解潜在遗漏变量偏误。列(1)展示了总体新质生产力对城乡消费差距的影响。结果显示,新质生产力(*NQPF*)的回归系数为-1.120 7,在1%水平下显著为负,表明新质生产力的发展缩小了城乡消费差距。从经济意义上讲,当新质生产力水平提高一个标准差(0.113 7)时,城乡消费差距平均将缩小约0.127 4( $= -1.120 7 \times 0.113 7$ ),约占城乡消费差距样本均值(2.071 0)的6.15%。结合现实数据,2022年城乡居民人均消费支出分别为30 391元和16 632元,绝对差距为13 759元。据此估算,新质生产力水平每提高一个标准差,有望缩小城乡消费支出差距约846( $= 13 759 \times 6.15\%$ )元。这一结果说明,新质生产力发展水平的提升能够有效发挥“桥梁”作用,缩小城乡居民之间的消费差距,助力推动共同富裕目标的实现,假设1成立。

进一步地,列(2)—列(4)报告了新质生产力各细分维度的回归结果。结果显示,新质劳动者(*NQPF\_labor*)的回归系数为负但不显著;新质劳动资料(*NQPF\_means*)和新质劳动对象(*NQPF\_object*)的回归系数均为负,分别在10%和1%水平下显著。该结果表明,新质生产力对城乡消费差距的收敛效应主要体现在新质劳动资料和新质劳动对象两个维度上。相较之下,新质劳动者的作用尚未充分显现。原因在于,新质劳动者主要由知识型和技能型人力资本构成,属于高收入、高消费偏好的群体,其形成依赖长期的教育与培训积累,其经济回报往往具有滞后性<sup>[43]</sup>。与此同时,农村地区教育资源与公共服务供给不足,限制了高素质劳动者的培养与扩散速度。因此,在当前阶段,新质劳动者对城乡消费差距的收敛作用仍较有限,但从长期看,其潜在的结构性改善效应仍不容忽视。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NQPF</i>	-1.120 7 *** (0.386 1)			
<i>NQPF_labor</i>		-0.522 5 (0.570 8)		
<i>NQPF_means</i>			-0.447 9 * (0.263 1)	
<i>NQPF_object</i>				-0.229 6 *** (0.073 8)
<i>IncoTheil</i>	7.450 7 *** (1.505 0)	7.306 2 *** (1.547 9)	7.435 0 *** (1.537 9)	7.186 5 *** (1.526 1)
<i>Fid</i>	-0.520 2 ** (0.220 3)	-0.504 7 ** (0.221 0)	-0.483 3 ** (0.213 3)	-0.551 0 ** (0.227 5)
<i>Open</i>	-13.946 6 (10.661 1)	-19.081 1 (11.789 6)	-18.460 2 (11.653 7)	-14.237 2 (10.686 7)

表3(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fina</i>	-0.121 8 <sup>*</sup> (0.063 4)	-0.112 1 <sup>*</sup> (0.064 6)	-0.106 3 <sup>*</sup> (0.063 5)	-0.129 9 <sup>**</sup> (0.064 6)
<i>Urbn</i>	0.286 1 (0.237 3)	0.254 1 (0.245 3)	0.250 0 (0.243 9)	0.291 3 (0.237 6)
<i>Medic</i>	0.501 9 (0.344 5)	0.528 5 (0.358 9)	0.548 4 (0.361 5)	0.454 1 (0.336 5)
<i>Educ</i>	0.380 1 (0.648 8)	0.560 3 (0.734 6)	0.450 2 (0.677 1)	0.351 4 (0.645 1)
<i>Fiedu</i>	0.022 9 (0.837 5)	-0.193 4 (0.854 0)	-0.152 7 (0.853 2)	-0.025 0 (0.839 1)
<i>Market</i>	-0.016 7 (0.020 3)	-0.026 2 (0.020 8)	-0.024 5 (0.020 9)	-0.019 2 (0.020 3)
常数项	1.021 6 (1.437 4)	0.600 3 (1.627 0)	0.822 0 (1.511 0)	1.083 2 (1.432 8)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3 060	3 060	3 060	3 060
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.655 7	0.647 8	0.648 8	0.654 8

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为城市层面的聚类稳健标准误。后表同。

## (二) 内生性分析

为缓解模型中可能存在的双向因果关系导致的内生性问题,本文使用工具变量法进行内生性分析。本文选取单个城市到“八纵八横”光缆骨干网节点城市的最小距离作为工具变量(*IV*),选择该变量的理由在于:一方面,“八纵八横”光缆骨干网作为国家级信息基础设施,其节点城市多为数字经济和信息技术发展的核心区域,距离越近的城市更可能享有优质的信息基础设施支持,从而推动新质生产力的发展,满足工具变量相关性要求;另一方面,该地理距离主要由自然地理和历史规划决定,不会直接影响城乡消费差距,符合外生性要求。然而,由于该距离不随时间变化,难以反映随时间变化的新质生产力发展动态。因此,参考张勋等(2023)<sup>[44]</sup>的做法,本文构造该地理距离与全国其他城市(不含本市)新质生产力水平均值的交互项作为最终工具变量。表 4 报告了两阶段最小二乘(2SLS)的回归结果。第一阶段回归中,*IV* 的回归系数显著为正,尽管直觉上邻近节点城市更易获得优质基础设施溢出,但结果表明核心节点城市对周边地区可能产生资源虹吸效应,反而抑制了本地新质生产力的培育,但同样符合相关性预期;Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量为 621.811 0,远高于 Stock-Yogo 弱工具变量临界值 16.38,排除了弱工具变量问题;Kleibergen-Paap rk LM 检验结果显著,拒绝了工具变量不可识别的原假设,说明工具变量具备良好的识别性。第二阶段回归结果显示,新质生产力的回归系数依然为负,并在 1% 水平下显著,且回归系数的绝对值较基准回归有所提高。这一结果说明,在控制潜在内生性偏误后,新质生产力的发展缩小城乡消费差距的效应得到进一步强化,基

准回归可能低估了真实效应,但系数变动幅度总体有限,说明本文核心结论具有较高的稳健性与可靠性。

表4 内生性分析回归结果

变量	(1)	(2)
<i>NQPF</i>		-1.319 4 ** (0.547 5)
<i>IV</i>	0.002 4 *** (0.000 3)	
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	3 060	3 060
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.841 2	0.083 8
Kleibergen-Paap rk LM	102.682 0 ***	
Kleibergen-Paap rk Wald F	62.811 0	
Stock-Yogo 检验临界值	16.38	

显著。尽管系数的绝对值略有下降,但依然表明新质生产力对城乡消费差距具有稳健的收敛效应,说明本文基本结论并不受疫情冲击的影响。

### 2. 替换被解释变量

为缓解城乡消费差距指标可能存在的测量误差问题,本文分别采用城乡消费差距的泰尔指数和基尼系数作为替代指标对被解释变量进行替换。表5列(2)为城乡消费差距的泰尔指数的回归结果,列(3)为城乡消费差距的基尼系数的回归结果,根据这两列的结果,替换指标后新质生产力的回归系数均为负值,且均在1%水平下显著,回归结果与基准回归一致,表明本文基本结论在不同消费差距度量口径下具有良好的稳健性。

### 3. 替换核心解释变量

为检验核心解释变量*NQPF*构造的稳健性,将其原始指标体系中的“是否为智慧城市试点城市”替换为“是否为宽带中国战略试点城市”。回归结果见表5列(4),新的核心解释变量*NQPF\_new*的回归系数依然为负,且在1%水平下显著,表明回归结果不依赖于某一具体变量定义,结论具有较强的稳健性。

### 4. 选择子样本进行估计

考虑到直辖市和副省级城市在政策资源、经济基础及管理体制等方面具有较强的制度优势,可能导致其城乡消费差距形成机制与地级市存在系统性差异,本文剔除上述城市样本后重新进行回归估计。结果见表5列(5),新质生产力对城乡消费差距的影响仍为统计显著的负向关系,进一步表明回归结果不受样本选择的驱动,结论稳健。

### 5. 调整固定效应设定

为控制城市层面不可观测的时间变化因素对估计结果的干扰,本文引入城市-年份交互固定效应进行稳健性检验。鉴于交互固定效应本身已吸收了城市与年份双维度的固定效应,为避免引发多重共线性问

### (三) 稳健性检验

#### 1. 排除不确定性事件冲击

2019年底,新冠(COVID-19)疫情暴发,对居民消费行为产生了深远影响。疫情期间,中国广泛实施了居家隔离、出行管控等一系列严格的防控措施,居民流动性明显下降,线下消费活动受到明显抑制,部分城市消费水平大幅收缩。在此背景下,城乡居民的消费应对能力也出现明显分化。因此,疫情可能加剧城乡消费差距,对本文研究结果构成潜在干扰。为了排除该不确定性事件的影响,本文将样本期限定为疫情前的2011—2019年,估计结果详见表5列(1)。结果显示,新质生产力的回归系数为-0.751 3,在1%水平下

题,本文在该设定下未同时引入城市固定效应和年份固定效应。表5列(6)结果显示,核心解释变量NQPF的回归系数依然为负,且显著性保持稳定,进一步增强了本文结论的可信度。

### 6. 调整标准误聚类层级

考虑到地理邻近城市间在技术扩散、资源配置以及政策传导等方面可能存在相关性,尤其是在相同年份内更为明显,若忽视这一相关性,可能导致标准误低估,从而高估显著性水平。为此,本文将聚类层级由城市调整为城市-年份双重维度,使用城市与年份的组合作为聚类单元,以更好地捕捉跨城市、跨时间的误差项相关结构。结果见表5列(7),核心解释变量NQPF的回归系数依然显著为负,且估计标准误相比基准回归略有缩小,说明结果对聚类层级的调整具有稳健性,进一步增强了本文结论的可靠性。

表5 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
NQPF	-0.751 3 *** (0.229 3)	-0.047 5 *** (0.013 0)	-0.056 9 *** (0.015 7)		-1.218 8 *** (0.415 4)	-1.240 6 *** (0.313 2)	-1.120 7 *** (0.179 3)
NQPF_new				-0.746 3 *** (0.254 4)			
控制变量	控制						
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	未控制	控制
城市×年份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
观测值	2 295	3 060	3 060	3 060	2 844	3 060	3 060
R <sup>2</sup>	0.686 8	0.783 6	0.859 0	0.652 3	0.647 1	0.970 7	0.655 7

注:列(1)—列(7)分别为排除不确定性事件冲击、以城乡消费差距的泰尔指数替换被解释变量、以城乡消费差距的基尼指数替换被解释变量、替换核心解释变量、选择子样本、调整固定效应、调整聚类层级的回归结果,列(7)的括号内为城市-年份层面的聚类稳健标准误。

### (四)机制分析

前文实证结果表明,新质生产力的发展在缩小城乡消费差距方面具有明显作用,接下来本文将从消费环境和就业结构的角度出发,进一步探讨新质生产力的发展是否通过提升电子商务发展与服务业就业水平来缩小城乡消费差距。本文设定如下模型进行机制作用的实证分析:

$$MV_{it} = \beta_0 + \beta_1 NQPF_{it} + X'_{it} \boldsymbol{\beta} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,MV<sub>it</sub>为机制变量,具体包括两个机制变量。(1)电子商务发展。本文参考李金华(2022)<sup>[45]</sup>的研究,选用电子商务代表性行业“信息传输、软件和信息技术服务业”的新增企业数量的自然对数<sup>①</sup>,作为衡量城乡电子商务发展水平的指标。(2)服务业就业水平。本文选取年末第三产业单位从业人员数的自然对数,作为衡量城乡服务业就业水平的指标。需要说明的是,市级层面缺乏上述两个指标分城乡的详细数据,因此本文采用县级层面的数据,将市辖区部分汇总到城镇层面,将县、县级市等非市辖区部分汇总到农村层

① 李金华(2022)指出,信息传输、软件和信息技术服务业的电子商务销售额规模较大,并且是属于有电子商务交易活动企业数占比较高的行业<sup>[45]</sup>。

面,以更准确地反映城乡差异。

表6报告了新质生产力影响城乡消费差距的机制检验结果。列(1)—列(3)为电子商务发展机制检验的回归结果。列(1)和列(2)显示,新质生产力对城镇和农村的电子商务发展均具有促进作用,且农村的回归系数更大,表明新质生产力对农村电子商务发展的边际效应更强。进一步地,列(3)以城乡电子商务发展水平之比衡量二者差距,回归系数显著为负,说明新质生产力的发展缩小了城乡电子商务发展差距,从而通过电商渠道效应促进了城乡消费差距缩小。列(4)—列(6)报告了服务业就业水平机制检验的回归结果。列(4)和列(5)显示,新质生产力对城镇服务业就业水平的影响为正但统计不显著,而对农村服务业就业水平的影响在5%水平下显著为正,且回归系数明显高于城镇,说明其对农村就业结构优化和服务业扩张的带动作用更强。进一步地,列(6)使用城乡服务业就业水平之比衡量服务业就业差距,回归系数显著为负,表明新质生产力的发展有助于缩小城乡服务业就业差距,从而通过就业收入机制缩小了城乡消费差距。综上,新质生产力的发展通过促进电子商务发展和服务业就业水平提升,分别从消费环境和就业结构两个方面缩小了城乡消费差距,假设2得以验证<sup>①</sup>。

表6 机制检验回归结果

变量	电子商务发展			服务业就业水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NQPF	0.583 7 *** (0.180 2)	0.871 6 ** (0.240 1)	-0.080 9 * (0.037 7)	0.202 9 (0.138 1)	0.275 8 ** (0.128 8)	-0.331 1 ** (0.136 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 976	2 976	2 976	3 012	3 012	3 012
R <sup>2</sup>	0.936 6	0.886 6	0.874 3	0.938 7	0.948 5	0.969 5

注:列(1)和列(4)为城镇层面的回归结果,列(2)和列(5)为农村层面的回归结果,列(3)和列(6)为城乡比值的回归结果。

## (五) 异质性分析

### 1. 消费差距水平

为了考察新质生产力的发展在不同消费差距水平下的收敛效应,本文采用面板分位数回归模型进行估计,以刻画其在城乡消费差距不同分布位置上的影响差异,结果如图1所示。加入控制变量的结果显示,在10%至90%的分位点中,10%和20%分位点的回归系数不显著,其余分位点的回归系数均显著为负,且系数的绝对值在分位数上呈现递增趋势。这表明,新质生产力的发展对消费差距越大的地区具有更强的收敛效应。主要原因在于,消费差距大的地区往往存在更明显的制度性障碍与资源错配,农村居民在消费渠道、商品可达性和支付能力等方面存在较大劣势。新质生产力的发展通过引入数字基础设施

<sup>①</sup> 为进一步验证电子商务发展机制路径的稳健性,本文采用地级市淘宝村数量作为农村电子商务发展水平的替代指标进行检验,结果显示新质生产力对其影响的回归系数显著为正,进一步印证了其对农村电子商务发展的促进作用。限于篇幅,结果未展示,留存备索。

施、线上平台和绿色物流等,能更有效地降低制度摩擦与交易成本,释放更大的消费空间,从而带来更强的边际改善效应。

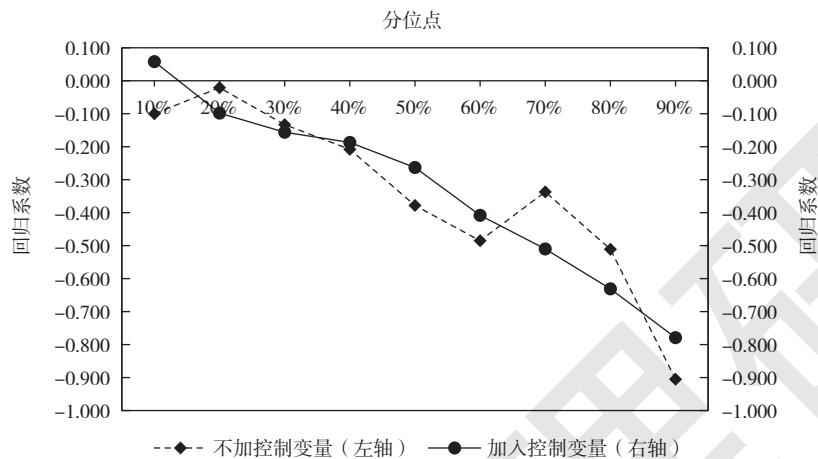


图1 不同分位点下新质生产力影响城乡消费差距的回归结果

## 2. 地理区位异质性

鉴于中国地理区位的异质性特征,本文按照四大区域划分样本进行分组回归,结果见表7列(1)—列(4)。回归结果显示,新质生产力的发展在东部和中部地区对城乡消费差距具有明显的收敛效应;西部和东北地区的回归系数虽为负,但均未达到显著性水平。原因在于:东部和中部地区基础设施完善、城乡要素流动性强,有利于新质生产力向农村扩散并提升其居民消费能力,尤其中部地区凭借庞大的人口规模和快速增长的消费需求,表现出更强的消费收敛效应;相较之下,西部地区因自然地理条件复杂、交通不便,限制了新质生产力的辐射范围;东北地区则在产业转型、人口外流等结构性问题影响下,新质生产力的效能尚未有效转化为消费动力,难以在短期内显现缩小城乡消费差距的作用。

## 3. 人口密度异质性

本文以胡焕庸线为界,将其东南侧的样本划分为高人口密度组,西北侧则划分为低人口密度组,分别检验新质生产力的发展在不同人口密度区域中的消费差距收敛效应,结果见表7列(5)与列(6)。回归结果表明,在高人口密度地区,新质生产力的发展缩小了城乡消费差距;而在低人口密度地区,该效应不明显。这是因为:高密度区域具备更完善的市场体系与信息基础设施,有利于形成技术扩散—服务下沉—消费提升的良性循环,从而更有效地促进农村消费增长;而低密度地区由于市场分散、服务半径大及基础设施薄弱,新质生产力的发展在短期内难以实现规模扩张与服务渗透,从而制约了其对城乡消费差距的改善作用。

## 4. 数字经济发展水平异质性

数字经济作为区域互联网发展与信息基础设施建设的综合体现,与城乡消费结构性失衡密切相关。本文借鉴赵涛等(2020)<sup>[46]</sup>的做法,采用熵值法计算各城市数字经济发展水平。根据中位数,将样本划分为高水平组和低水平组,进行分组回归,结果见表7列(7)和列(8)。回归结果表明,新质生产力的发展对城乡消费差距的收敛作用在数字经济发展水平较低的城市中更强。这是由于在数字基础薄弱的城市,新质生产力

的发展通过推动数字技术扩散和消费场景下沉,有效激活农村消费潜力,形成“补偿性”消费刺激红利。综上,新质生产力的发展对城乡消费差距的收敛效应,在消费差距水平、地理区域、人口密度与数字经济发展水平等维度上均呈现出明显的异质性特征,假设3得以验证。

表7 异质性分析回归结果

变量	地理区位				人口密度		数字经济发展水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
NQPF	-0.3315*	-1.0329***	-0.2267	-3.7895	-1.2469***	0.1790	-0.5768***	-1.2100***
	(0.1725)	(0.2922)	(0.3234)	(2.9690)	(0.4282)	(0.5598)	(0.2178)	(0.3361)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	996	876	852	336	2796	264	1536	1524
R <sup>2</sup>	0.8477	0.7333	0.7443	0.5769	0.6528	0.7867	0.7332	0.7965
组间系数差异 P 值	0.0000				0.0500			

注:列(1)—列(8)分别为东部地区、中部地区、西部地区、东北地区、高人口密度城市、低人口密度城市、数字经济发展水平较高城市、数字经济发展水平较低城市的回归结果。

## 六、结论与建议

本文在对新质生产力影响城乡消费差距的直接与间接作用机制的理论分析基础上,利用2011—2022年255个地级及以上城市的面板数据,实证检验了新质生产力对城乡消费差距的影响效应、作用路径及其异质性特征,主要研究结论如下:

第一,新质生产力的发展对城乡消费差距具有缩小效应。该结论在缓解内生性并经过稳健性检验后依然成立。第二,从细分维度看,新质生产力缩小城乡消费差距的效应主要来源于新质劳动资料和新质劳动对象两个方面,而新质劳动者的作用尚未充分发挥。第三,在作用机制方面,促进电子商务发展、提升服务业就业水平,以及二者在城乡间差距的缩小,是新质生产力的发展有效缩小城乡消费差距的重要机制。第四,异质性分析结果显示:从分位数回归结果看,随着消费差距水平的上升,新质生产力的消费差距收敛效应呈现出增强的趋势;从地理区位异质性看,新质生产力的发展对四大区域城乡消费差距的影响均为负向,影响强度依次为东北、中部、东部与西部地区,但在统计意义上仅东部和中部地区显著,西部和东北地区影响虽为负向但不具统计显著性;从人口密度异质性看,在高人口密度地区,新质生产力的发展具有明显的城乡消费差距缩小作用,而在人口密度较低地区,其影响则不明显;从数字经济发展水平来看,在数字经济发展水平较低的城市,新质生产力对城乡消费差距的收敛作用更强。

基于上述研究结论,为更好发挥新质生产力在缩小城乡消费差距、促进消费公平方面的积极作用,本文

提出如下政策建议：

第一,强化新质生产力对电子商务发展的赋能作用,畅通城乡消费渠道。应进一步发挥新质劳动资料在数字基础设施建设中的支撑作用,加快城乡网络、物流与数据基础设施一体化布局,降低农村地区电商活动的制度性与物理性成本。政府还应完善农村电商公共服务体系、建设县域电商服务中心与末端配送网络,强化电商生态的可持续运营能力,打通农村消费的“最后一公里”,实现城乡消费市场的深度融合。

第二,以新质生产力带动服务业就业扩容,增强农村居民的消费能力。应加快推动数字服务业、现代物流业、文化创意业等新兴产业向县域和乡镇延伸,培育一批区域性服务业集聚区,形成产业带动效应。完善职业教育和技能培训体系,支持农村劳动力向现代服务业转移,提高其就业质量和收入水平。通过新质生产力培育—服务业发展—就业扩容—收入提升—消费增长的链式效应,持续增强农村居民的消费能力与消费意愿。

第三,注重新质劳动者培养与激励,释放城乡消费的长期潜力。应完善教育培训体系,强化教育结构与新兴产业需求的匹配,系统培养具备数字技能与创新能力的新型劳动者。优化城乡人才流动与激励机制,鼓励新质劳动者返乡创新创业,推动知识、技术与资本在城乡间的双向流动。通过人力资本积累带动收入增长与消费扩张,形成新质劳动者培育—创新驱动—收入提升—消费升级的动态循环,为城乡消费差距的长期缩小提供持续动力和结构性支撑。

第四,因地制宜制定区域策略,强化新质生产力的差异化赋能作用。应根据区域特征分类推进发展重点。例如,东部地区聚焦提升科技创新效率与消费升级质量,促进城乡消费高质量融合;中部与西部地区强化基础设施建设,优化资源配置与产业承接能力,增强城乡市场联动;东北地区结合老工业基地转型,发展数字农业与现代服务业,激发区域消费潜力,实现差异化赋能与均衡发展。

#### 参考文献:

- [1] 郭庆旺,吕冰洋.论要素收入分配对居民收入分配的影响[J].中国社会科学,2012(12):46-62.
- [2] XIONG X, YU X H, WANG Y X. The impact of basic public services on residents' consumption in China[J]. Humanities and Social Sciences Communications, 2022, 9: 389.
- [3] 魏君英,胡润哲,陈银娥.数字经济发展如何影响城乡消费差距:扩大或缩小? [J].消费经济,2022,38(3):40-51.
- [4] 胡润哲,魏君英,陈银娥.数字经济发展对农村居民服务消费影响的实证[J].统计与决策,2022,38(17):61-66.
- [5] 孔祥利,王张明.我国城乡居民消费差异及对策分析[J].经济管理,2013,35(5):1-9.
- [6] 何春丽,曾令秋.要素市场扭曲对我国缩小城乡居民消费差距的影响[J].改革,2019(7):150-159.
- [7] 蒲清平,向往.新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024,45(1):77-85.
- [8] 李曦辉,丁姝予.发展新质生产力的时代背景及学理研究[J].齐鲁学刊,2024(5):109-124.
- [9] 石玉堂,王晓丹,陈凯旋.新质生产力与城市经济韧性:理论逻辑与经验证据[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(5):29-45.
- [10] 浦永.收入差距视角下新质生产力对城乡消费差距的作用机制分析[J].商业经济研究,2025(7):37-41.
- [11] 习近平在黑龙江考察时强调 牢牢把握在国家发展大局中的战略定位 奋力开创黑龙江高质量发展新局面[N].人民日报,2023-09-09(1).
- [12] 习近平.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[J].求是,2024(11):4-8.

- [13]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.
- [14]洪银兴.中国式农业现代化和发展新质生产力的思考[J].农业经济问题,2024(10):4-10.
- [15]孟捷,韩文龙.新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J].经济研究,2024,59(3):29-33.
- [16]中国社会科学院经济研究所课题组.结构变迁、效率变革与发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(4):4-23.
- [17]王玉.发展新质生产力与国民消费提升[J].理论视野,2025(2):55-60.
- [18]周宣辰,黄明理.新质生产力赋能文化消费升级的逻辑框架、价值旨归与实践进路[J].经济问题,2025(3):21-28.
- [19]周绍东,拓雨欣.新质生产力赋能消费升级的运行机制与作用路径[J].消费经济,2024,40(5):3-11.
- [20]蔡煜,傅联英,陈琳琳.新质消费力:内涵、测度及事实[J].消费经济,2025,41(3):1-17.
- [21]代津榜,唐路元.新质生产力驱动农民农村共同富裕的机制与路径[J].经济体制改革,2025(2):155-162.
- [22]雷昊.区域一体化视角下新质生产力对城乡消费差距的影响机理[J].商业经济研究,2025(13):62-67.
- [23]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.
- [24]李曦辉,陈景昭,徐蕾.新质生产力的理论与实践价值[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(6):3-17.
- [25]戚聿东,沈天洋.人工智能赋能新质生产力:逻辑、模式及路径[J].经济与管理研究,2024,45(7):3-17.
- [26]杨用才.新质生产力赋能农业农村现代化:驱动逻辑、现实困境与实践路径[J].江西财经大学学报,2025(3):73-82.
- [27]王雅丽,杨雪云.农村电商发展对城乡消费差距的影响[J].科学决策,2024(11):63-79.
- [28]刘秉镰,袁博,刘玉海.数字基础设施如何畅通区域间资本要素流动——基于企业注册大数据的证据[J].数量经济技术经济研究,2025,42(1):72-92.
- [29]吉富星,李绪恒,付敏杰.数字基础设施建设与增值税横向分配——基于数字生产和消费的双重视角[J].北京工业大学学报(社会科学版),2025,25(2):63-81.
- [30]王奇,谢凯,秦芳,等.市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据[J].中国农村经济,2022(12):106-123.
- [31]谭伟杰,胡润哲.“智”巢何以引凤:智慧城市建设对地区创业活跃度的影响[J].经济与管理研究,2024,45(1):75-93.
- [32]朱晨,王泽凯,张抗私.新质生产力何以赋能劳动者高质量就业?[J].首都经济贸易大学学报,2025,27(3):3-19.
- [33]潘嗣同,龚教伟,高叙文,等.电商进村政策实施的就业效应与机制分析[J].中国农村经济,2024(4):141-162.
- [34]陈建东.按城乡分解我国居民收入基尼系数的研究[J].中国经济问题,2010(4):33-41.
- [35]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.
- [36]詹新宇,刘文彬.中国式财政分权与地方经济增长目标管理——来自省、市政府工作报告的经验证据[J].管理世界,2020,36(3):23-39.
- [37]魏下海,张沛康,杜宇洪.机器人如何重塑城市劳动力市场:移民工作任务的视角[J].经济学动态,2020(10):92-109.
- [38]史丹,李少林.排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J].中国工业经济,2020(9):5-23.
- [39]苑泽明,于翔,李萌.数据资产信息披露、机构投资者异质性与企业价值[J].现代财经(天津财经大学学报),2022,42(11):32-47.
- [40]张建华,文艺瑾.以消费扩容提质促进经济高质量发展的理论逻辑及政策取向[J].改革,2024(9):17-33.
- [41]范子英,彭飞,刘冲.政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J].经济研究,2016,51(1):114-126.
- [42]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.
- [43]徐紫嫣,夏杰长,姚战琪.人力资本对服务消费水平的提升效应——基于城乡居民服务消费差距视角[J].经济与管理研究,2024,45(6):19-37.
- [44]张勋,杨紫,谭莹.数字经济、家庭分工与性别平等[J].经济学(季刊),2023,23(1):125-141.
- [45]李金华.中国电子商务发展的现实水平与未来路径[J].浙江工商大学学报,2022(4):99-108.
- [46]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.

## Bridge or Gap? Impact of New Quality Productive Forces on Urban-Rural Consumption Gap

HU Runzhe<sup>1</sup>, MEI Huixuan<sup>2</sup>, WEI Junying<sup>2</sup>

(1. Central University of Finance and Economics, Beijing 102206;  
2. Yangtze University, Jingzhou 434023)

**Abstract:** Against the backdrop of achieving the goals of domestic demand-driven economic growth, narrowing the urban-rural consumption gap through the development of new quality productive forces (NQPF) has become a major focus of governments and academic circles. Based on theoretical analysis, this paper empirically examines the impact of NQPF on the urban-rural consumption gap using panel data of 255 prefecture-level and above cities in China from 2011 to 2022.

The findings reveal that the development of NQPF can narrow the urban-rural consumption gap, with the convergence effect primarily driven by two dimensions: new quality means of labor and new quality objects of labor. Mechanism analysis shows that NQPF promotes convergence mainly by fostering e-commerce development and service-sector employment, and by reducing the disparities between urban and rural areas in these two dimensions. Moreover, the convergence effect is heterogeneous: it is more pronounced in regions with larger consumption gaps, in the eastern and central regions, and in densely populated areas, but not significant in the western, northeastern, and low-density populated regions. Compared with cities with higher levels of digital economic development, those with lower digital development levels exhibit stronger convergence effects.

The marginal contributions are threefold. First, by approaching the issue from the perspective of the urban-rural consumption gap, this paper identifies NQPF as a key driver in reshaping the urban-rural consumption structure and regional consumption patterns, broadening the research boundary of NQPF and providing both theoretical and empirical evidence for promoting coordinated urban-rural consumption development under the goal of common prosperity. Second, based on the dual perspectives of the consumption environment and employment structure, it systematically identifies the internal mechanisms through which NQPF narrows the urban-rural consumption gap. This analysis opens the black box of how transformations in productive forces and innovation influence the urban-rural consumption gap. Third, it further addresses the policy-oriented question of how to better develop NQPF and examines whether NQPF serves as a bridge. The findings provide clear policy implications for optimizing digital infrastructure, advancing vocational skills training, strengthening rural market regulation, and improving public service provision. These measures can help ensure that the benefits of developing NQPF are distributed more effectively and equitably across urban and rural populations.

Based on these findings, four policy implications are proposed: (1) strengthening the empowering role of NQPF in e-commerce development to smooth urban-rural consumption channels; (2) expanding service-sector employment through NQPF to enhance rural residents' consumption capacity; (3) cultivating and incentivizing new quality labor to unlock long-term consumption potential; and (4) formulating region-specific strategies to reinforce the differentiated enabling effects of NQPF.

**Keywords:** new quality productive forces; residents' consumption; consumption gap; domestic demand expansion; economic growth

责任编辑:周斌