

新质生产力对我国人口结构变化的正向影响

——基于30个省份面板数据的实证分析

姚选民¹, 谢捷²

(1. 湖南省社会科学院(湖南省人民政府发展研究中心)社会学法学研究所, 湖南长沙, 410003;
2. 南开大学经济学院, 天津, 300071)

摘要: 通过对2011—2022年30个省级行政区的面板数据进行实证分析, 发现新质生产力对中国人口结构的变化具有正向影响, 具体表现为降低了老年人口抚养比、提升了整体人口质量、提高了非农劳动率。一方面, 新质生产力通过技术进步、产业升级、劳动力市场再分配等途径, 对我国城乡经济产生深远影响, 推动生产要素的优化配置与人口流动。另一方面, 城乡融合发展作为调节机制, 进一步放大了新质生产力的正向效应, 加速了我国人口结构正向变化的进程。

关键词: 新质生产力; 中国人口结构; 人口流动; 城乡融合发展

中图分类号: C924.24

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2025)06-0016-14

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》提出“促进人口高质量发展”^[1]。人口结构是社会经济发展过程中不可忽视的宏观现象, 其变化的内在逻辑涉及人口流动、资源配置、经济结构转型等多重复杂关系。随着城乡经济发展差距的缩小、生产要素流动性的增强等, 人口结构变化的内在动力机制愈加繁复, 尤其是在城乡融合发展理念和政策的影响下, 资本、技术等要素的跨区域流动正在加速推动人口结构的深层次变化。这一过程不仅依赖经济增长的驱动, 更受到新质生产力的深刻影响。“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。它由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生, 以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵, 以全要素生产率大幅提升为核心标志, 特点是创新, 关键在质优, 本质是先进生产力。”^[2](738)]但客观来看, 新质生产力并不是在概念产生后才出现的, 而是一种历史现象, 在新时代, 其影响力格外凸显和引人注目^[3]。新质生产力在新时代的崛起, 推动了产业结构升级与技术创新, 进而改变了城乡人口的分布格局和结构特征, 使人口流动与资源再分配之间形成了一种复杂的互动关系。

目前, 新质生产力与社会经济发展之间的关系仍为研究热点。周文等^[4]指出, 新质生产力的核心在于科技创新的引领, 这标志着其对原有生产力的根本性超越, 这种超越源于关键性与颠覆性技术的突破性进展; 张夏恒等^[5]认为, 新质生产力是经济发展的新起点与新动能, 是摆脱了传统增长路径、

收稿日期: 2025-03-02; 修回日期: 2025-09-23

基金项目: 2025年度湖南省中青年马克思主义理论骨干人才择优资助计划重大项目“中国共产党长期执政的法理构建研究”(第4项)

作者简介: 姚选民, 男, 湖南祁东人, 政治学博士, 湖南省社会科学院(湖南省人民政府发展研究中心)社会学法学研究所研究员、博士生导师, 主要研究方向: 马克思主义理论, 联系邮箱: 229554011@qq.com; 谢捷, 男, 湖南衡阳人, 南开大学经济学院博士研究生, 主要研究方向: 人口经济

契合高质量发展要求的生产力；任保平等^[9]认为，新质生产力作为新发展阶段中先进生产力的体现，深刻展现了马克思主义生产力理论在中国背景下的本土化与时代化。从现有文献来看，新质生产力与社会经济发展之间的关系得到了颇多关注，但关于新质生产力对人口结构尤其是对人口结构变化的复杂作用机制的探讨，依然是一个充满挑战性的领域。现有文献着重于探讨新质生产力对社会经济发展的影响，而忽略了其背后更为深层次的社会人口结构变动因素，特别是城乡二元结构与人口流动之间的互动关系。在技术进步、产业结构升级、劳动力市场重塑以及城乡要素流动等多种因素的交织作用下，新质生产力对我国人口结构变化的影响表现出复杂的动态性与非线性特征。本文拟探讨新质生产力对我国人口结构变化的影响，在考量城乡融合时代因素的基础上，力图揭示新质生产力对我国人口结构变化的正向影响的内在逻辑，以及其背后的复杂动力与作用机制。探讨这一论题不仅有助于理解我国的人口迁移与重新分布，亦有助于洞察该变化对我国社会经济发展的深层次影响，可为应对人口老龄化、城乡发展不均衡等问题提供新的思考角度，并为相关政策的制定提供理论依据与实证支持。

一、理论分析与研究假设

(一) 新质生产力对人口结构变化的作用机理

新质生产力是社会经济发展的核心驱动力之一，其不断涌现与升级对人口结构变化有着深远而复杂的影响。以下从老年人口抚养比、整体人口质量、非农劳动率三个核心维度，揭示新质生产力对我国人口结构变化的影响机理，如图 1 所示。

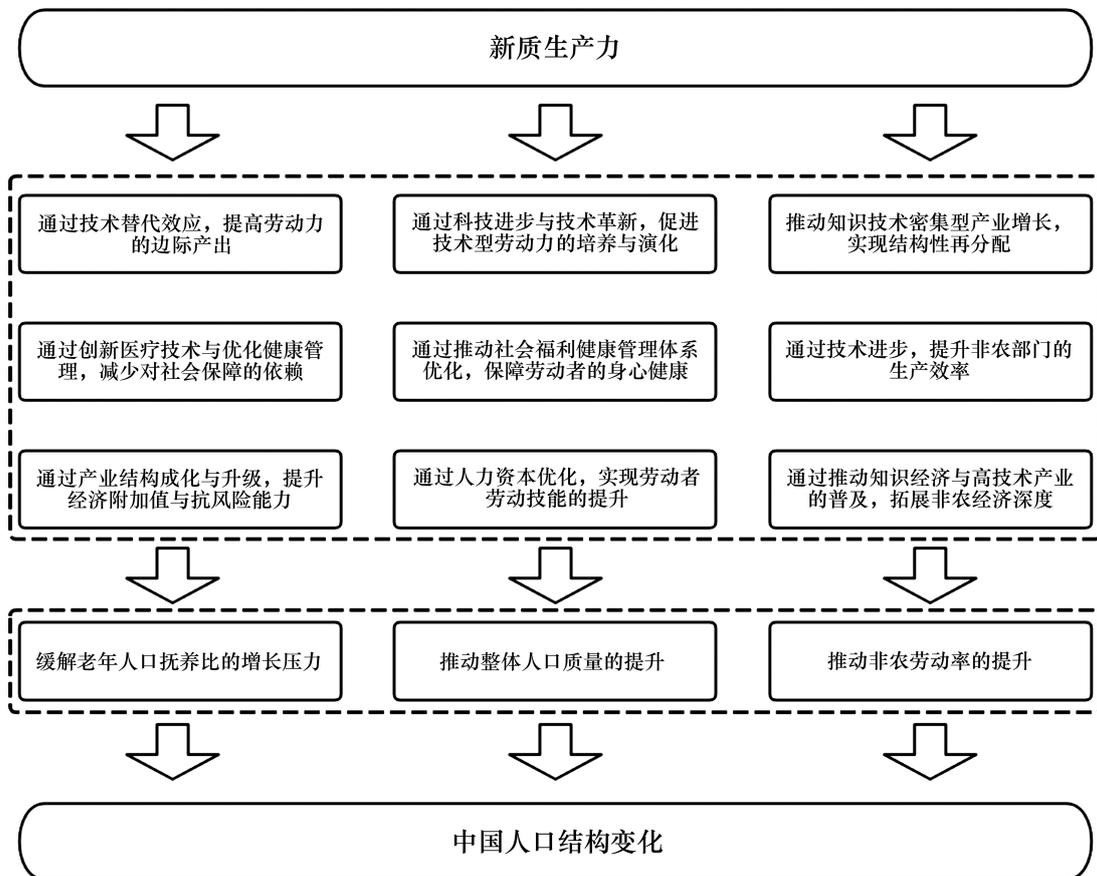


图 1 新质生产力对我国人口结构正向变化的影响

1. 新质生产力对老年人口抚养比的降低作用

新质生产力对老年人口抚养比的影响深植于技术革新、产业结构变迁和社会生产关系重构的复杂机制之中。其核心在于借助技术进步与知识资本的有机结合,新质生产力不仅提升了全要素生产率,还重新塑造了劳动力市场的需求,显著降低了社会对年轻劳动力的依赖,进而放缓老年人口抚养比的增长^[7]。一方面,新质生产力通过广泛应用自动化技术和人工智能优化生产过程,极大提高了劳动力的边际产出^[8]。这种技术替代效应不仅减少了对传统劳动密集型产业的依赖,还通过优化劳动力结构,直接放缓了老年人口抚养比的上升。具体而言,社会的生产能力在新质生产力的推动下,不再高度依赖年轻劳动力,而是更多地依赖技术进步所带来的生产效率的提升。新质生产力推动灵活就业模式和远程工作的发展,为身体条件允许的老年人提供了更多参与经济活动的机会。另一方面,伴随着健康科技的发展与应用,老年群体的身体机能和劳动能力得以保持,甚至有所提升,因而能够在信息化和服务型经济等劳动强度较低的领域继续发挥作用^[9]。这种将部分老年人口重新纳入劳动力队伍的趋势,不仅减少了老年人对社会保障的依赖,还通过直接增加劳动人口、相应减少非劳动老年人口的方式,进一步延缓了老年人口抚养比的增长。可以说,新质生产力通过技术替代、健康延寿和产业适配等多重路径,将原本处于退休年龄的老年人口重新转化为有效劳动供给,在宏观层面有效降低了老年人口抚养比,减轻了人口老龄化对社会经济结构的潜在负面影响。为此,本文提出假设 1:在其他条件不变的情况下,新质生产力降低了老年人口抚养比。

2. 新质生产力对整体人口质量的提升作用

新质生产力对人口质量的提升作用体现在其对人力资本的深度重构和外部扩展的复杂机制中,形成了一种通过知识资本深化和技术进步推动的人口素质提升效应。其一,随着新质生产力的不断发展,技术密集型产业和知识经济的兴起极大增加了对高素质劳动力的需求^[10]。这一需求的增加能有效加快教育和培训体系的全面升级,推动人力资本的深入发展,使劳动者在技能和知识层面实现结构性优化。其二,新质生产力不仅在劳动技能方面产生深远影响,还能通过重塑社会生产关系,拓展个体获取高层次知识和技能的途径^[11]。这种基于技术进步的外部扩展效应能有效加快劳动者在生产实践过程中认知能力、创新潜力的提升,从而加速人口质量的整体提升^[12]。其三,新质生产力通过推动社会福利体系和健康管理的智能化转型,直接提升了劳动者的身体素质和心理素质,显著增强了人口质量的健康维度和韧性基础^[13]。这种以技术进步为核心的健康优化机制进一步巩固了新质生产力对整体人口素质提升的作用。为此,本文提出假设 2:在其他条件不变的情况下,新质生产力提升了整体人口质量。

3. 新质生产力对非农劳动率的提高作用

在新质生产力的推动下,传统的劳动要素配置模式被打破,农业与非农部门之间的资源流动发生显著变化,形成了促进非农劳动率提高的内在动力。其一,新质生产力推动产业结构升级,显著提高了知识密集型和技术密集型产业的比重。随着高附加值行业的崛起,非农部门对劳动力的需求增加,吸引农业劳动力转向新兴产业和服务业,整体上提高了非农劳动率^[14]。其二,作为新质生产力的核心,技术进步通过数字化和智能化技术的深度融合,显著提升了非农部门的生产效率,同时智能化和自动化技术的应用,进一步拓宽了劳动力进入非农行业的通道。随着技术红利的释放,非农部门对高技能劳动力的需求不断增加,传统农业劳动力通过技能再培训和职业转型进入非农领域,从而推动非农劳动率的提高。其三,新质生产力通过推动城乡产业融合和基础设施互联互通,打破了城乡之间的劳动力流动壁垒,进一步促进了非农劳动率的提高^[15]。知识与高新技术产业的普及推动了城乡产业的融合,促进了农村地区的产业升级,拓展和加深了非农经济活动的范围和深度^[16]。从这个意义上讲,非农劳动率的提高不仅反映了劳动者向非农经济的转移,也体现出农业生产模式的深层次变革,

即由传统的体力密集型劳动逐步向数字化、自动化、科技化生产形态演进。为此，本文提出假设 3：在其他条件不变的情况下，新质生产力提高了非农劳动率。

（二）城乡融合在新质生产力影响人口结构变化上的作用

在全球化及城市化进程加速的背景下，城乡融合已成为推动经济社会内在协调发展的重要战略举措，其核心在于打破传统的城乡二元结构，实现资源的优化配置与要素的自由流动。新质生产力作为推动经济转型与升级的核心动力，不仅直接影响着人口结构的变化，更可以通过城乡融合水平这一调节变量产生更为深远的影响。具体而言，城乡融合通过优化资源流动与劳动力配置，强化了新质生产力对老年人口抚养比、整体人口质量及非农劳动率的调节效应，如图 2 所示。

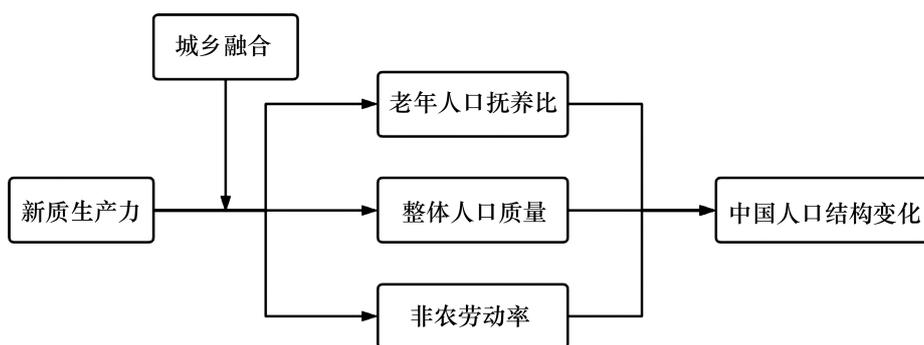


图 2 城乡融合在新质生产力对人口结构变化影响上的调节效应

1. 城乡融合发展强化了新质生产力对老年人口抚养比的影响

在影响老年人口抚养比方面，城乡融合发展发挥着重要的调节作用，通过资源流动、社会功能重组和经济结构的协同，有效缓解了老年人口抚养比的上升压力。其一，城乡融合发展优化了劳动力的分布，使农村劳动力顺畅地流向城市非农产业，同时城市的技术和人力资本也扩展到农村。这种双向流动扩大了劳动年龄人口的规模，特别是在非农领域增加了中高年龄劳动者的参与数量，从而有效降低了老年人口与劳动年龄人口的比例。其二，城乡融合发展推动农村产业向现代化转型，通过新质生产力的技术扩散提升了农业效率，减少了对年轻劳动力的依赖，并为中高年龄劳动力创造了多样化的非农就业机会，使更多的中老年劳动力可以更长地参与生产，进而降低了老年人口抚养比。其三，城乡融合发展通过基础设施和公共服务的均衡配置，增强了农村对技术和资本的吸引力，改善了老年人的生活条件，减轻了其对社会保障的依赖。这种资源配置的优化让更多中高年龄劳动力留在经济活动中，扩大了劳动年龄人口基数，从而提升了新质生产力在改善老年人口抚养比方面的作用。

2. 城乡融合发展强化了新质生产力对整体人口质量的影响

在影响整体人口质量的过程中，城乡融合发展扮演着关键角色，它通过资源流动、社会结构重组和教育传播等多维协同，支持新质生产力对整体人口质量的提升。其一，城乡融合发展打破了城乡间的二元分割，促进资本、知识和技术的流动，使农村劳动者和城市居民能平等地获得生产和教育资源，这种资源的再配置为农村人口素质的提升提供了更多的机会。其二，城乡融合发展推动了人力资本的再分配，打破了职业和技能壁垒，加速了农村劳动力向高技能非农部门的流动，为农村人口创造了更多高附加值的工作机会，促进了整体人口质量的优化。其三，城乡融合发展促进了教育和技能培训资源的均衡化，缩小了城乡间的教育差距，使得农村人口能够获得与城市人口相当的学习机会，从而提升其技能和创新能力。其四，城乡融合发展通过基础设施整合和公共服务覆盖，确保新质生产力在城

乡之间的均衡效应,这种资源共享能促进新质生产力在提升人口素质方面发挥作用。

3. 城乡融合发展强化了新质生产力对非农劳动率的影响

城乡融合发展在新质生产力提高非农劳动率的过程中发挥着重要的调节作用,其机制体现在资源再配置、劳动力流动调整和产业联动等方面。其一,城乡融合发展实现了农村剩余劳动力向非农经济的有序流动,这得益于基础设施的完善,尤其是在交通和信息网络方面^[17]。在这一背景下,新质生产力推动技术、资本和知识的跨区域扩散,使农村劳动力获得更多进入非农部门的机会,从而提高了非农劳动率。其二,城乡融合发展促进农业和非农产业之间的紧密联系^[18]。新质生产力推动产业结构升级,使农村产业逐步向现代化转型,为非农劳动率的提高提供了动力。特别是通过农业农村现代化,农村劳动力能够更顺利地转向技术密集型或服务型的非农部门。其三,城乡融合发展通过提升劳动力技能和人力资本的再配置,增强了新质生产力对非农劳动率的正面影响^[19],其技术扩散使农村劳动者能通过培训提高技能,从而更好地适应非农经济的发展。其四,城乡融合的发展政策可以为新质生产力的渗透提供保障,推动区域经济一体化,缩小城乡间资源差异,扩大非农经济活动的范围。

综上所述,本文提出假设 4a、4b、4c。

4a: 在其他条件不变的情况下,城乡融合在新质生产力降低老年人口抚养比上具有调节效应。

4b: 在其他条件不变的情况下,城乡融合在新质生产力提升整体人口质量上具有调节效应。

4c: 在其他条件不变的情况下,城乡融合在新质生产力提高非农劳动率上具有调节效应。

二、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

鉴于数据的可获得性,本文以 2011—2022 年 30 个省级行政区(不含港、澳、台、藏)的数据为研究样本。省级层面的人口结构变化、新质生产力等数据来自中国研究数据服务平台和国家统计局,其他控制变量数据来自各省市的统计年鉴、EPS 数据库、国研网等。对于少量缺失值,以线性插值法补齐。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为人口结构变化,为全面反映其内涵,本文参考何雄浪等^[20]的研究,采用老年人口抚养比(R)、整体人口质量(Q)、非农劳动率(N)来衡量人口结构变化,其衡量方式见表 1。

表 1 人口结构变化衡量指标

一级	二级	衡量方式	属性
人口结构变化	老年人口抚养比	各地老年人口数与劳动年龄人口数的比值	+
	整体人口质量	大专以上学历人口占总人口的比重	+
	非农劳动率	第二、第三产业就业人口占总人口的比重	-

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为“新质生产力”(P)。在数字经济时代,新质生产力借助数字化、网络化、智能化的先进技术,已成为推动高质量发展的关键。习近平总书记指出,“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力”^[21(739)],并强调“科技创新能够催生新产业、新模式、新动能,是发展新质生产力的核心要素”^[21(738)]。基于此,本文参考卢江等^[21]的做法,从数字、绿色、科技三个维度构建新质生产力测算指标(表 2)。

表 2 新质生产力测算指标

一级	二级	三级	衡量方式	属性
科技生产力	创新生产力	创新研发	国内专利授予数	+
		创新产业	高技术产业业务收入	+
		创新投入	规模以上工业企业产业创新经费	+
		技术研发	规模以上工业企业研发人员全时当量	+
绿色生产力	资源节约型生产力	能源强度	能源消费量/国内生产总值	-
		用水强度	工业用水量/国内生产总值	-
	环境友好型生产力	废物利用	工业固体废物综合利用量/产生量	+
		废水排放	工业废水排放/国内生产总值	-
		废气排放	工业 SO ₂ 排放/国内生产总值	-
数字生产力	数字产业生产力	电子信息制造	集成电路产量	+
		电信业务通信	电信业务总量	+
	产业数字生产力	网络普及率	互联网宽带接入端口数	+
		软件服务	软件业务收入	+
		数字信息	光缆线路长度/地区面积	+
		电子商务	电子商务销售额	+

3. 调节变量

本文的调节变量为“城乡融合水平”(L)，参考李红锦^[22]的做法构建城乡融合水平评价指标(表 3)。

表 3 城乡融合水平评价指标

一级	二级	衡量方式	属性
人的融合	城乡人口密度	年末常住人口/行政区域土地面积(万人/平方千米)	+
	人口城镇化水平	城镇就业人数/总就业人数(%)	+
空间融合	土地城镇化水平	建成区面积/行政区域土地面积(%)	+
	移动电话用户数	地区移动电话用户数(万户)	+
	公路密度	公路里程/土地面积(千米/平方千米)	+
经济融合	城乡居民工资性收入比	城镇居民人均可支配收入/农村人均纯收入(%)	-
	城乡居民家庭人均消费比	城镇居民人均生活消费性支出/农村居民人均生活费支出(%)	-
	农业现代化水平	农业机械总动力/作物播种总面积(千瓦/公顷)	+
社会融合	城乡医疗保障	城乡每万人拥有医院、卫生院床位数(张)	+
	基础教育保障	城乡每万人拥有中小学个数(所)	+
	社会保障和就业	政府社会保障和就业支出/一般预算支出	+
生态融合	建成区绿化覆盖率	城市建成区的绿化覆盖面积占建成区的百分比	+
	污水处理厂处理能力	污水处理厂日处理量(万立方米/日)	+
	工业烟(粉)尘排放量	地区工业烟(粉)尘排放量(吨)	-

4. 控制变量

参考以往研究，本文选取以下可能影响人口结构变化的控制变量：“通信基础设施建设”(C)，以移动电话普及率衡量；“城乡居民收入差距”(I)，以城镇人均可支配收入和农村人均可支配收入的比值衡量；“人均 GDP”(G)，以人均地区生产总值取对数衡量；“劳动力市场”(M)，以失业率衡量。

(三) 模型设定

为了验证新质生产力对人口结构变化的整体性影响关系,本文构造了双向固定效应模型(1)(2)(3)进行实证检验。

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Q_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum id + \sum Year + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$N_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, i 为个体, t 为所处年份, ε 为误差项。为控制个体和时点差异,本文进一步对省份和年份进行了控制,其余变量的定义如前文所示。

为检验“城乡融合水平”是否为“新质生产力”对人口结构变化具有影响的调节机制变量,采用调节效应模型(4)(5)(6)对其进行实证检验。

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 P_{i,t} \times L_{i,t} + \beta_j Controls_{i,t} + \sum id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Q_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 P_{i,t} \times L_{i,t} + \beta_j Controls_{i,t} + \sum id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$N_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 P_{i,t} \times L_{i,t} + \beta_j Controls_{i,t} + \sum id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

三、回归结果分析

(一) 描述性统计

各主要变量的描述性统计结果如表4所示,据表可知,被解释变量“老年人口抚养比”的均值为0.150,标准差为0.046,这表明各地的老年人口抚养比较为接近。被解释变量“整体人口质量”的最小值为0.050,最大值为0.541,标准差为0.105,表明各地的人口质量存在一定的差异。被解释变量“非农劳动率”的取值范围在0.176到0.564之间,标准差为0.082,表明该变量在各省份之间虽然存在差异,但整体上分布相对均匀。解释变量“新质生产力”的最小值为0.027,最大值为0.877,均值为0.202,标准差为0.180,表明不同省份的新质生产力存在显著差异。其余变量的描述性统计结果与前述描述性统计结果相近,表明本文变量的选取、设定及构建方式合理。各连续变量的标准差均较小,表明本文的回归结果不会受到连续变量极端值的显著影响。

表4 描述性统计

Variables	观察值	最小值	最大值	均值	标准差
R	360	0.074	0.288	0.150	0.046
Q	360	0.050	0.541	0.159	0.105
N	360	0.176	0.564	0.374	0.082
P	360	0.027	0.877	0.202	0.180
C	360	0.520	1.895	1.028	0.252
I	360	1.827	3.672	2.547	0.379
G	360	9.682	12.15	10.87	0.461
M	360	0.012	0.046	0.032	0.006

(二) 基准回归分析

表5为基准回归结果,列(1)(3)(5)是未在模型中加入控制变量的回归结果,列(2)(4)(6)是控制全部

控制变量的结果，所有的回归结果均对省份个体和时间虚拟变量进行了控制(下同)。可以看到：第一，无论是否加入控制变量，解释变量“新质生产力”对被解释变量“老年人口抚养比”的回归系数均为负，且回归系数均在 1% 的显著性水平上显著，这一回归结果证明了本文的假设 1，即新质生产力降低了老年人口抚养比。第二，无论是否加入控制变量，解释变量“新质生产力”对被解释变量“整体人口质量”的回归系数均为正，且回归系数均在 1% 的显著性水平上显著，这一回归结果证明了本文的假设 2，即新质生产力提升了整体人口质量。第三，无论是否加入控制变量，解释变量“新质生产力”对被解释变量“非农劳动率”的回归系数也均为正，且回归系数均在 1% 的显著性水平上显著，这一回归结果证明了本文的假设 3，即新质生产力提高了非农劳动率。

表 5 基准回归结果

Variables	(1) R	(2) R	(3) Q	(4) Q	(5) N	(6) N
<i>P</i>	-0.138*** (-4.08)	-0.123*** (-3.60)	0.433*** (2.96)	0.428*** (2.88)	0.098*** (3.72)	0.085*** (3.04)
<i>C</i>		0.103*** (5.39)		-0.024 (-0.49)		0.010 (0.59)
<i>I</i>		0.047*** (2.76)		0.101*** (2.72)		-0.092*** (-3.55)
<i>G</i>		-0.046*** (-2.78)		-0.058 (-1.33)		0.094*** (3.69)
<i>M</i>		0.266 (1.19)		-0.253 (-0.69)		0.698** (2.04)
<i>Constant</i>	0.178*** (26.33)	0.444** (2.19)	0.071** (2.34)	0.475 (0.93)	0.354*** (67.36)	-0.468 (-1.46)
Observations	360	360	360	360	360	360
R-squared	0.871	0.893	0.852	0.857	0.934	0.945
Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Robust t-statistics in parentheses; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ (下同)。

(三) 稳健性检验

1. 缩短样本区间

为防止自 2019 年底暴发的新冠疫情对本文回归结果产生影响，本文将 2020 年及之后的样本剔除，随后将剩余样本进行重新回归，回归结果如表 6 所示。可以看到，解释变量“新质生产力”与被解释变量“老年人口抚养比”的回归结果仍为负，且在 1% 的显著性水平上显著；解释变量“新质生产力”与被解释变量“整体人口质量”的回归结果仍为正，且在 1% 的显著性水平上显著；解释变量“新质生产力”与被解释变量“非农劳动率”的回归结果仍为正，且在 10% 的显著性水平上显著，表明本文的回归结果稳健(因篇幅所限，省略了控制变量及截距项结果，下同)。

2. 剔除直辖市

直辖市(北京、上海、天津、重庆)作为我国的特殊行政区域，通常在经济、政策、技术等方面具有显著的特殊性，可能会对回归结果产生较强的扰动效应，从而引发潜在的估计偏误。通过剔除直辖

市的数据样本,本文重新检验了新质生产力对我国人口结构变化的影响。回归结果见表6列(4)(5)(6),表明本文的回归结果仍然稳健。

表6 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variables	<i>R</i> (缩短 样本区间)	<i>Q</i> (缩短 样本区间)	<i>N</i> (缩短 样本区间)	<i>R</i> (剔除 直辖市)	<i>Q</i> (剔除 直辖市)	<i>N</i> (剔除 直辖市)
<i>P</i>	-0.094*** (-2.84)	0.504*** (3.06)	0.055* (1.89)	-0.115*** (-3.35)	0.446*** (2.77)	0.057** (2.29)
Observations	270	270	270	312	312	312
<i>R</i> -squared	0.865	0.826	0.967	0.898	0.794	0.933
Control Variable	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES

3. 缩尾

为避免离群值对因果识别的干扰,本文对连续变量进行了双侧1%的缩尾处理,将极端值替换为更为合理的值,并再次对样本进行了回归估计。回归结果如表7列(1)(2)(3)所示,回归系数符号和显著性较基准回归结果无明显差异。这再次说明本文结论具有可靠性。

4. 滞后一期

新质生产力可能对当期控制变量产生影响,且二者之间也可能存在反向因果关系。为了降低潜在内生性问题带来的基准回归结果偏误,本文将解释变量滞后一期重新进行回归,发现当年的人口结构变化并不会对前一年的新质生产力造成影响,若回归结果仍然显著,则证明新质生产力的提升带来了人口结构变化的正向影响,并非人口结构变化促进新质生产力提高。实证结果如表7列(4)(5)(6)所示,滞后一期的解释变量“新质生产力”(L_P)与被解释变量“老年人口抚养比”的回归结果仍为负,且在1%的显著性水平上显著;滞后一期的解释变量“新质生产力”与被解释变量“整体人口质量”的回归结果仍为正,且在10%的显著性水平上显著;滞后一期的解释变量“新质生产力”与被解释变量“非农劳动率”的回归结果仍为正,且在1%的显著性水平上显著,这表明本文的回归结果依旧稳健。

表7 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variables	<i>R</i> (缩尾)	<i>Q</i> (缩尾)	<i>N</i> (缩尾)	<i>R</i> (滞后一期)	<i>Q</i> (滞后一期)	<i>N</i> (滞后一期)
<i>P</i>	-0.122*** (-3.57)	0.417*** (2.79)	0.089*** (3.14)			
L_P				-0.092*** (-3.11)	0.284* (1.97)	0.097*** (3.62)
Observations	360	360	360	330	330	330
<i>R</i> -squared	0.894	0.855	0.945	0.894	0.869	0.948
Control Variable	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Fixed Effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(四) 内生性检验

1. 工具变量法

为使实证结果更加准确，排除内生性因素对本文实证结论产生的干扰，本文采取的是两阶段最小二乘法^[23]。参考赵涛等^[24]的研究，以“1984 年各省邮局数量与上年全国互联网用户数的交互项”(T)作为工具变量，以解决可能存在的内生性问题。邮政系统作为传统的信息流通网络，是早期地区之间实现资源配置、信息交换以及市场联系的重要载体，它构成了地区信息化和现代服务体系的初级形态。当地的邮政历史会影响其在后续技术浪潮中对新技术及创新要素的吸收，能够影响新质生产力的发展，满足工具变量的相关性要求。此外，传统通信工具对现代社会发展的影响越来越弱，并不具备直接影响人口结构的能力，也满足了外生性原则。从表 8 的结果中可以看出，列(1)展示了一阶段“工具变量”对“解释变量”的回归，回归系数在 1%水平上正向显著，且通过了弱工具变量检验与不可识别检验，表明本文选取的工具变量是有效的。列(2)(3)(4)显示回归结果与基准回归方向无异，且都在 1%的显著性水平上显著，排除了内生性因素对实验的干扰，证明了新质生产力对人口结构变化的正向作用。

表 8 工具变量法

Variables	(1) P	(2) R	(3) Q	(4) N
T	0.000*** (9.45)			
P		-0.192*** (-4.82)	1.005*** (4.33)	0.091*** (4.34)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	19.965***			
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	89.287			
Observations	360	360	360	360
R -squared	0.979	0.891	0.822	0.945
Control Variable	YES	YES	YES	YES
Fixed Effect	YES	YES	YES	YES

2. 系统广义矩估计法(System GMM)

GMM 法能够有效地识别内生性问题，使变量之间的因果关系更加清晰，因此本文使用 GMM 法进行回归。如表 9 列(1)(2)(3)所示，被解释变量“老年人口抚养比”“整体人口质量”以及“非农劳动率”的滞后一期结果均在 1%水平上显著，且新质生产力的回归结果及显著性与基准回归相比并未发生较大改变，同时 AR(2)和 Hansen 检验的 P 值均大于 0.1，通过了检验要求，证明新质生产力的发展驱动了人口结构的正向变化。

3. PSM 法检验

为克服处理组和对照组之间的系统性差异，提升内部有效性，采用 PSM 法(倾向得分匹配法)进行内生性检验^[25]。估算倾向得分，采用 1:4 最近邻匹配法为实验组选取合适的对照组。PSM 检验的回归结果如表 9 列(4)(5)(6)所示。解释变量“新质生产力”的系数及显著性与基准回归结果基本一致。

(六) 机制检验结果

为进一步检验新质生产力对我国人口结构变化的影响，本文引入“城乡融合水平”与“新质生产力”的交互项，进一步分析城乡融合发展在新质生产力促进我国人口结构变化上的调节效应。从表 11 的回归结果中可以观察到，将“城乡融合水平”与“新质生产力”的交互项引入模型之后，交互项对被解释变量“老年人口抚养比”的回归系数为负，且在 1% 的显著性水平上显著，验证了本文的假设 4a；交互项对被解释变量“整体人口质量”的回归系数为正，且在 1% 的显著性水平上显著，证明了本文的假设 4b；交互项对被解释变量“非农劳动率”的回归系数为正，且在 1% 的显著性水平上显著，符合本文的假设 4c。其一，城乡融合加速了劳动力、资本和技术等要素的跨区域流动，使新质生产力能更便利地传播，为农村中老年劳动力提供了劳动机会，降低了老年人口与劳动人口的比例，强化了新质生产力在降低老年人口抚养比上的作用。其二，城乡融合使得公共服务与教育资源在城乡之间得到均衡配置，提升了人口素质，使得新质生产力在促进整体人口质量提升方面的作用进一步增强。其三，城乡融合能够促进农村人口向城市和新兴产业有序转移，能够让更多人在新兴产业领域工作，既能够加速新质生产力的发展，推动产业结构升级，也能够加强新质生产力对非农劳动率的促进作用。可见，城乡融合发展在新质生产力对我国人口结构正向变化的影响中起到了关键的正向调节作用。

表 11 机制检验结果

Variables	(1)	(1)	(1)
	<i>R</i>	<i>Q</i>	<i>N</i>
<i>P</i>	0.068 (1.30)	-0.312** (-2.30)	-0.042 (-0.87)
<i>L</i>	0.266*** (4.42)	-0.536*** (-3.66)	-0.117** (-2.11)
<i>c.P#c.L</i>	-0.697*** (-3.91)	2.499*** (4.04)	0.440*** (2.95)
Observations	360	360	360
<i>R</i> -squared	0.905	0.882	0.946
Control Variable	YES	YES	YES
Fixed Effect	YES	YES	YES

四、结论与建议

为研究新质生产力对我国人口结构变化的影响，本文基于 2011—2022 年 30 个省级行政区的面板数据进行了实证分析。其一，新质生产力对我国人口结构变化产生了正向影响。其具体表现为：新质生产力通过大幅提高生产效率和资源利用效率，有效降低了老年人口抚养比；新质生产力通过推动知识经济的发展和产业结构的优化，极大提升了整体人口质量；新质生产力通过促进非农产业的发展，提高了非农劳动率。其二，城乡融合发展在新质生产力对我国人口结构变化的正向影响中起到了重要的调节作用。其三，新质生产力对我国人口结构变化的正向影响存在一定程度的异质性。其具体表现为：新质生产力对我国人口质量的影响在西部和东部地区的样本中为正向，而在中部地区的样本中为负向；新质生产力对我国老年人口抚养比和非农劳动率的影响在西部和东部地区的样本中较强，而在中部地区的样本中影响较弱。

依据上述实证分析和结论，本文拟提出如下建议。

(1) 在维持积极正向影响的问题上。维持新质生产力对我国人口结构变化的正向影响,要通过技术进步、资源优化与产业升级,改变人口流动与资源配置格局。其一,以新质生产力为基础构建推动人口结构整体优化的长效机制,比如注重城乡融合发展,打破传统城乡分隔的资源流动障碍;通过技术扩散与资本流动,促进城乡经济协同发展,从而推动人口结构的区域平衡。其二,强化新质生产力对我国人口分布、年龄结构与劳动力市场的系统影响,构建涵盖教育、就业、社会保障的综合性政策框架,为老龄人口提供支持,为年轻劳动者创造更多高质量的就业机会。

(2) 在降低老年人口抚养比的问题上。其一,加速新质生产力在劳动密集型行业中的普及,逐步降低经济增长对劳动年龄人口数量的依赖,如在制造业、农业和服务业等领域,推广自动化设备、人工智能和数字化管理系统,在稳定经济产出的同时缓解劳动力供需矛盾。其二,完善以新质生产力为支撑的社会保障体系,比如优化基础养老金分配结构,提高我国中西部地区及农村地区的养老覆盖率与福利水平;通过政策引导和财政支持,提升养老服务质量,增加基层养老院、社区服务中心的数量与功能,使老年人能够在养老上获得充分保障。其三,以新质生产力为核心,引导我国东部地区的资本、技术向中西部和农村地区流动,提升欠发达地区的经济活力,比如推动中西部地区建立养老相关产业,包括健康管理、智慧养老等,既能满足当地老龄化社会的需求,又能为区域经济注入新动能。

(3) 在提升整体人口质量的问题上。其一,加快推动教育体系与新质生产力的深度融合,尤其是在知识与数字化转型的背景下,需通过政策引导资源向教育基础薄弱的地区倾斜,特别是向偏远农村地区倾斜,从而缩小城乡教育资源的差距。其二,依托新质生产力在技能培训中的创新模式,推动我国终身学习体系的发展,通过职业培训、技术认证等方式,提升劳动者在高新技术领域的适应能力,发展人工智能、大数据等领域的在线教育平台,为劳动力技能提升提供多样化路径。

(4) 在提高非农劳动率的问题上。其一,以新质生产力为引擎,推动我国数字经济、绿色经济和高附加值产业在城乡合理布局,为农村劳动力进入非农经济领域创造条件,比如支持农村地区发展电子商务、智慧农业等现代产业,吸纳更多的农村劳动力参与非农经济活动等。其二,要让新质生产力的技术扩散能力在劳动力市场中得到充分释放,比如完善职业教育与技能培训体系,结合新兴产业需求,设计面向农村劳动力的职业转型计划,帮助其掌握非农产业所需的技能等。其三,通过改善我国城乡交通基础设施、降低劳动力流动成本、扩大城乡劳动力市场的连通性,进一步提高农村劳动力向非农产业的流动效率,比如在政策层面可通过财政补贴与税收优惠等措施,支持企业在我国农村地区建立非农产业链,推动农村地区劳动力结构的转型与升级,实现非农劳动率的显著提高,为城乡经济发展注入新动力。

参考文献:

- [1] 中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议[N]. 人民日报, 2025-10-29(1).
- [2] 中共中央党史和文献研究院. 二十大以来重要文献选编: 上[M]. 北京: 中央文献出版社, 2024.
- [3] 张夏恒. 数据要素市场化驱动新质生产力的逻辑、阻碍及建议[J]. 云梦学刊, 2024, 45(5): 46-53.
- [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] 张夏恒, 肖林. 数字化转型赋能新质生产力涌现: 逻辑框架、现存问题与优化策略[J]. 学术界, 2024(1): 73-85.
- [6] 任保平, 豆渊博. 新质生产力: 文献综述与研究展望[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(3): 5-16.
- [7] 黄群慧, 盛方富. 新质生产力系统: 要素特质、结构承载与功能取向[J]. 改革, 2024(2): 15-24.
- [8] 马超, 刘相波. 人口老龄化、新质生产力与经济高质量发展[J]. 农村金融研究, 2024(7): 67-80.
- [9] 李诗麒, 徐海玉, 邱佳瑜, 等. 人口老龄化、经济状况与卫生费用的关联分析[J]. 中国卫生经济, 2022, 41(12): 7-9.
- [10] 王颖, 王亚光. 东亚地区人口结构转变中独特的低生育模式及成因[J]. 人口学刊, 2024, 46(5): 102-115.
- [11] 申国昌, 贺鹏丽. 新质生产力视域下拔尖创新人才培养的内生逻辑、规格要求与重要路径[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2024, 54(5): 10-18.

- 学版), 2025(1): 31-37.
- [12] 石智雷, 彭锐城, 王璋. 以人口高质量发展培育新质生产力: 内在逻辑和实践路径[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2024(5): 83-96.
- [13] 刘晨曦, 王茜, 姚岚. 新质生产力助力健康中国建设研究[J]. 中国卫生经济, 2024, 43(7): 6-9.
- [14] 曹芳芳, 程杰, 武拉平, 等. 劳动力流动推进了中国产业升级吗?: 来自地级市的经验证据[J]. 产业经济研究, 2020(1): 57-70.
- [15] 张震宇. 新质生产力赋能城乡融合: 理论逻辑与路径探索[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2024, 38(2): 11-21.
- [16] 王伟, 孔繁利. 互联网普及、农村金融发展与城乡融合[J]. 统计与决策, 2023, 39(19): 102-106.
- [17] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 4-13.
- [18] 杨飞虎, 杨洋, 林尧. 城乡融合发展水平测度及区域差异分析[J]. 价格月刊, 2020(9): 70-77.
- [19] 黄小明. 收入差距、农村人力资本深化与城乡融合[J]. 经济学家, 2014(1): 84-91.
- [20] 何雄浪, 李俊毅. 人口结构、居民消费结构与产业升级[J]. 区域经济评论, 2023(3): 90-100.
- [21] 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.
- [22] 李红锦, 张丁山. 数字普惠金融对城乡融合的影响研究[J]. 金融经济研究, 2022, 37(3): 146-160.
- [23] 陈劲, 彭刚东, 韩卫冬, 等. 人工智能对实体经济融资效率的影响研究: 理论机制与实证检验[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2024, 30(6): 104-118.
- [24] 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.
- [25] 周志方, 张睿璇, 史琦, 等. 内外兼修: 数字化转型和资源型企业碳绩效[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2025, 31(2): 87-101.

The positive impact of new quality productive forces on China's changes in population structure: An empirical analysis based on panel data of 30 provinces

YAO Xuanmin¹, XIE Jie²

(1. Institute of Sociology and Law, Hunan Academy of Social Sciences (Hunan Provincial Government Development Research Center), Changsha 410003, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Through an empirical analysis of panel data from 30 provincial administrative regions from 2011 to 2022, it is found that new quality productivity has a positive impact on the changes in China's population structure, specifically manifested in reducing the elderly dependency ratio, enhancing the overall population quality, and increasing the non-agricultural labor rate. On the one hand, new quality productivity exerts a profound influence on the urban and rural economy via technological progress, industrial upgrading, and labor market redistribution, promoting the optimal allocation of production factors and population mobility. On the other hand, the integrated development of urban and rural areas, as a regulatory mechanism, further amplifies the positive effects of new quality productivity, accelerating the positive changes in China's population structure.

Key words: new quality productivity; China's population structure; population mobility; integrated development of urban and rural areas

[编辑: 郑伟, 郑泽星]