

新质生产力对新型城镇化的影响

田佳鑫¹, 钟舒婧², 刘若喃², 李爽¹

(1. 西安财经大学数学学院, 西安 710100; 2. 西安财经大学统计学院, 西安 710100)

摘要: 新质生产力涵盖技术创新、产业变革、绿色发展与社会结构优化, 成为推动新型城镇化质量提升的关键驱动因素。构建新质生产力与新型城镇化的评价指标体系, 运用熵权法测度两者的发展水平。通过固定效应模型、Dagum基尼系数法和中介效应分析等实证方法, 系统分析新质生产力对新型城镇化的影响机制。研究发现, 新质生产力对新型城镇化具有显著的正向促进作用, 且存在明显的区域异质性, 东北地区促进效果最为显著, 东部次之, 中部与西部相对较弱。新质生产力对新型城镇化的影响程度的区域间差异贡献均大于区域内差异贡献, 且总体基尼指数和区域间差异整体呈现上升趋势。新质生产力通过金融业发展间接促进了新型城镇化进程。基于上述研究结果, 提出相关对策与建议, 以加快推进新型城镇化建设。

关键词: 新质生产力; 新型城镇化; 熵权法; 固定效应模型; Dagum基尼系数; 中介效应分析

中图分类号: F291.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)05-0318-11

“十四五”规划强调了中国特色新型城镇化道路的重要性, 其中新质生产力——以人工智能、大数据、物联网为代表, 被视为新型城镇化的关键驱动力。信息技术的广泛应用推动了生产方式的智能化, 提升了产业升级和转型的速度, 吸引了人口向城市集聚。同时, 新质生产力也改变了居民的生活方式和消费习惯, 提高了城市的吸引力和竞争力。

尽管学界已对新质生产力的形成逻辑、内容体系、时代价值进行了研究, 但如何利用新质生产力推动新型城镇化的发展仍需进一步探索。因此, 本文基于对新型城镇化影响因素的现有研究, 分析新质生产力对新型城镇化的影响, 这对发展创新新质生产力、促进城市的可持续发展和提升竞争力具有现实意义。

1 文献综述

1.1 关于新质生产力的文献综述

2023年9月, 习近平总书记在黑龙江考察时指出, 要整合科技创新资源, 引领发展战略性新兴产业和未来产业, 加快形成新质生产力^[1]。在二十届中共中央政治局第十一次集体学习时, 习近平总书记对新质生产力的概念和内涵进行了全面系统阐释, “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。”

在现有的研究中, 学者普遍认为新质生产力与技术创新和产业升级密切相关。宋冬林和丁文龙^[2]认为新质生产力作为生产力演进的最新质态, 强调的是创新驱动、质量牵引以及二者之间的协同演化, 其核心在于应用新技术、重塑新动能、培育新产业, 以此实现生产力质的飞跃。新质生产力对新型城镇化的促进作用虽然没有明确的研究指向, 但有学者认为新质生产力的核心驱动力——科技创新, 对新型城镇化产生正向效应。郑强^[3]的研究表明, 科技创新是新型城镇化的内生动力, 显著促进新型城镇化的发展。还有学者认为新质生产力能影响新型城镇化中的重要背景和推动力——乡村振兴。例如, 张志飞^[4]认为新质生产力能够加快推进农业现代化、推动乡村产业结构多元创新发展、积极推进乡村产业融合; 苏弘骥和傅慧芳^[5]提到以新质生产力为核心动力源, 可以推动乡村治理向信息化、智能化和高效化发展; 焦方义和张东超^[6]也认为新质生产力是乡村振兴战略实施的关键动力。

1.2 关于新型城镇化的文献综述

根据2014—2020年《国家新型城镇化规划》, 新

收稿日期: 2024-08-08

基金项目: 陕西省哲学社会科学专项(2024HZ0881)

作者简介: 田佳鑫(2004—), 男, 陕西汉中, 研究方向为数据科学与大数据技术; 钟舒婧(2004—), 女, 江西赣州, 研究方向为经济统计学; 刘若喃(2003—), 女, 云南曲靖, 研究方向为经济统计学; 李爽(1980—), 男, 回族, 河南南阳人, 博士, 教授, 研究方向为经济统计与大数据分析。

型城镇化是指坚持以人为本,以新型工业化为推动力,以统筹兼顾为原则,推动城市现代化、城市集群化、城市生态化、农村城镇化、全面提升城镇化质量和水平,走科学发展、集约高效、功能完善、环境友好、社会和谐、个性鲜明、城乡一体、大中小城市和小城镇协调发展的城镇化。

学者们对城镇化进行了较为系统的研究。Lewis^[7]提出了城市和乡村应该平等发展的观点,Grossman^[8]认为应依托技术进步促进经济增长,进而推进城镇化发展。在中国,许多地方已经开始探索新型城镇化的路径和模式。例如,沿海城市强调产业结构升级和创新驱动发展,中西部地区注重生态文明建设和特色产业发展,以及东北地区推进资源型城市转型和振兴等。这些实践探索为新型城镇化的理论构建提供了宝贵经验和启示。在现有的研究中,国内学者普遍认为新型城镇化受到多方面的因素影响,包括经济、社会、环境、政策与制度、科技与创新等各个方面。例如,齐才^[9]认为第二产业和第三产业发展的影响潜力很大;刘传江^[10]认为城镇化发展受到很多因素的影响,其中产业发展是实现城镇化发展的最大动力;童中贤和胡守勇^[11]提到科技创新是解决城市相关难点和痛点问题的有效手段,与城镇化发展之间有相互影响作用。陆铭和陈钊^[12]认为城镇化以经济发展为支撑,城市化水平与经济发展水平呈正相关关系。产业结构的转型和升级,特别是向服务业和高科技产业转变,对城镇化质量和效益具有重要意义。而新质生产力对提升生产效率和质量、优化产业结构等方面有重要影响,从而促进新型城镇化发展。

2 研究假设

2.1 理论分析以及提出假设

2.1.1 新质生产力对新型城镇化的直接影响

新质生产力的发展特征,如高科技、高效能和高质量,与新型城镇化的进程紧密相关^[13]。在技术创新方面,新质生产力以新生产工艺、新材料、新能源和新技术为核心,改善基础设施和公共服务,提高城市承载能力和生活质量,加速城镇化进程。文丰安和黄上珂^[14]提到新质生产力不仅能够以创新手段驱动经济高质量发展,还能够带动相关产业和社会领域进步,提升人民生活质量和社会保障水平。从这一角度出发,新质生产力为更高水平的新型城镇化积聚新技术、新优势和新动能,从战略意义的高度为实现“以人为核心、高质量、城乡协调、各具特色的城镇化”^[15]提供有力支撑。在产业链现

代化方面,新质生产力推动产业升级,提高生产效率,降低成本,促进产业发展和人口城市迁移。赵茂林和方冰冰^[16]在经过内生性检验与稳健性检验后提出新质生产力对产业链现代化有显著正向影响,新质生产力促进产业升级的同时改变就业结构,吸引更多人口向城镇地区流动,推动经济向高附加值、高技术产业转型。另外,以新质生产力为有力抓手推动城镇化的进程,可以增强城镇化发展功能^[17],城镇化带来元素更为丰富的产品,使得城市形成优质高效、多样化的资源供给体系,全方位改善城市服务的综合水平,为新型城镇化的高速发展助力。由此,提出如下假设。

H1:新质生产力对新型城镇化的发展有显著的正向促进作用。

2.1.2 新质生产力对新型城镇化影响的区域差异

新质生产力对新型城镇化的影响在不同地区表现出明显的梯度差异,这种差异主要受到经济发展水平、产业结构、政策支持和人口分布等因素的影响^[18]。数字新质生产力对城镇化水平较高地区以及东部地区农业农村现代化的推动作用更显著^[19]。根据区域经济理论,经济发展水平越高的地区,创新能力和产业升级的潜力越大,从而在新型城镇化过程中表现出更强的推动作用。具体而言,东部地区由于其较高的经济发展水平和成熟的产业结构,展现出更强的创新活力和政策优势,从而使得新质生产力对新型城镇化的推动作用更加显著。在这一背景下,东部城市的基础设施建设、公共服务和居民生活质量等方面都得到了显著提升。相比之下,西部地区在经济和产业发展上相对滞后,缺乏必要的政策支持,导致新质生产力水平较低。这种局面限制了新型城镇化的进程,尽管国家对西部的政策扶持逐渐加强,但在基础设施建设和人才引进等领域仍存在显著短板。此外,人口流动趋势也影响着新质生产力的吸引力。年轻、高学历人才倾向于向东部发达城市迁移,追求更好的职业发展和生活质量,而老年和低收入群体对城市化的响应较弱,进一步加剧了地区间的差异。这些因素共同反映了新质生产力在推动新型城镇化中的复杂性和多样性。因此,提出如下假设。

H2:新质生产力对新型城镇化的影响具有区域异质性。

2.1.3 新质生产力对新型城镇化的间接影响

当前,国内金融业立足当前数字经济发展需

求,坚持科技创新,通过在金融业发展中融入新理念、新模式、新技术、新系统,推动传统金融业向现代化金融业的完美转型^[20]。科技创新作为新质生产力的核心驱动力,这说明新质生产力对金融业的创新与发展有正向影响。同时,贺梦莹^[21]提出金融业通过融资的方式将资金用于支持新型城镇化进程中的基础设施建设。金融业通过融资渠道为新型城镇化的基础设施建设提供资金支持。这意味着金融业在新质生产力的推动下,能够有效配置资源,支持关键领域的发展,如交通、住房和公共服务。这一过程中,金融业充当了连接新质生产力与新型城镇化的重要桥梁。新质生产力的提升促进了金融业的创新,进一步推动了城镇化进程。有效的资金流动不仅改善了城市基础设施,也提升了城乡居民的生活质量和幸福感,从而加速了新型城镇化的步伐。因此,提出如下假设。

H3:新质生产力通过影响金融业发展进而正向影响新型城镇化的进程。

3 全国新质生产力发展水平与新型城镇化水平的评价

3.1 新质生产力发展水平与新型城镇化指标体系构建

3.1.1 新质生产力发展水平指标体系构建

通过搜集并整理汇总已有新质生产力发展水平综合评价有关的文献,遵循指标体系构建原则,结合前文所提到的新质生产力的内涵特点,综合考虑国内各省份实际情况,从绿色生产力、科技生产力以及数字生产力 3 个维度出发,并选取 16 个相关指标进行综合评价(表 1)。

绿色生产力从资源节约型和环境友好型两方面选取指标。通过天然气使用人口、电力消费量/国内生产总值、工业用水总量指标衡量资源节约型绿色生产力的发展水平;借助工业污染源治理投资、废水排放量、氨氮废气排放量指标衡量环境友好型绿色生产力的发展水平。

科技人才与创新是科技生产力的源泉,科技投入与产出共同构成科技发展的核心驱动力。故在科技人才与创新和科技投入与产出两方面选取指标。通过技术市场交易额、规模以上工业企业新产品项目数、R&D 投入经费强度指标衡量科技人才与创新的发展水平;选取国内专利申请授权量、规模以上工业企业 R&D 人员全时当量这两个指标衡量科技投入与产出的发展水平。

表 1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标属性
绿色 生产力	资源节约型	天然气使用人口	万人	正向
		电力消费量/国内生产总值	%	负向
		工业用水总量	亿 m ³	负向
	环境友好型	工业污染源治理投资	万元	正向
		废水排放量	万 t	负向
		氨氮废气排放量	万 t	负向
科技 生产力	科技人才与创新	技术市场交易额	万元	正向
		规模以上工业企业新产品项目数	项	正向
		R&D 投入经费强度	%	正向
	科技投入与产出	国内专利申请授权量	项	正向
		规模以上工业企业 R&D 人员全时当量	人每年	正向
数字 生产力	数字经济载体	移动电话交换机	万户	正向
		互联网接入端口	万个	正向
	数字技术应用普及	电子商务收入比重	%	正向
		新产品销售额比重	%	正向
		企业拥有网站数	个	正向

选取数字经济载体和数字技术应用普及两方面的指标对数字生产力进行评价。测度移动电话交换机与互联网接入端口这两个指标衡量数字经济载体的发展水平;通过电子商务收入比重、新产品销售额比重、企业拥有网站数指标衡量数字技术应用普及程度。

3.1.2 新型城镇化发展水平指标体系构建

基于指标体系构建的基本原则,参考对新型城镇化发展水平测度的相关研究成果,结合上文所提到的有关新型城镇化的内涵,本文从环境质量、区域经济发展与社会进步、基础设施建设 3 个维度,共选取 22 个相关指标进行综合评价(表 2)。

环境质量与污染排放、污物处理和居住环境情况息息相关,因此从以上 3 个方面选取指标。通过二氧化硫排放量与总氮排放量这两个指标衡量污染排放强度;选取生活垃圾无害化处理能力与城市污水日处理能力这两个指标衡量污物处理能力;选取人均公园绿地面积与建成区绿化覆盖率这两个指标衡量居住环境水平。

就业结构与质量的优化、城乡融合的推进以及财政开支的合理配置共同作用于区域经济发展与社会进步,故在以上 3 个方面选取指标。选取失业率、第三产业从业人数、城镇单位就业人员平均工资衡量就业结构与质量水平;通过城乡居民人均可支配收入比、基层医疗卫生机构数、户籍总人口中非农业人口/户籍总人口衡量城乡融合发展水平;选取地方财政税收收入、地方财政一般预算收入、

地方财政一般预算支出衡量财政开支的状况与趋势。

从通信网络覆盖、能源供应可靠性和公共交通运输设施建设水平 3 个方面选取指标衡量基础设施建设水平。选取农村宽带接入用户、电话普及率(包括移动电话)、光缆线路长度衡量通信网络覆盖程度;

表 2 新型城镇化水平评价指标

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标属性
环境质量	污染排放	二氧化硫排放量	万 t	负向
		总氮排放量	万 t	负向
	废物处理	生活垃圾无害化处理能力	t/d	正向
		城市污水日处理能力	万 m ³	正向
	居住环境	人均公园绿地面积	m ² /人	正向
		建成区绿化覆盖率	%	正向
区域经济发展与社会进步	就业结构与质量	失业率	%	负向
		第三产业从业人数	万人	正向
		城镇单位就业人员平均工资	元	正向
	城乡融合	城乡居民人均可支配收入比	%	负向
		基层医疗卫生机构	个	正向
		户籍总人口中非农业人口/户籍总人口	%	正向
	财政开支	地方财政税收收入	亿元	正向
		地方财政一般预算收入	亿元	正向
		地方财政一般预算支出	亿元	负向
	基础设施建设	通信网络覆盖	农村宽带接入用户	万户
电话普及率(包括移动电话)			部/百人	正向
光缆线路长度			km	正向
能源供应可靠性		供水综合生产能力	万 m ³ /d	正向
公共交通设施		公路长度与人口总数之比	km/万人	正向
		轨道交通线路覆盖范围与人口总数之比	km/万人	正向
	农村投递路线	km	正向	

选取供水综合生产能力衡量能源供应可靠性程度;选取公路长度与人口总数之比、轨道交通线路覆盖范围与人口总数之比、农村投递路线衡量公共交通运输设施建设水平。

3.2 数据来源与区域划分

本文研究对象为全国 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区),选取 2013—2022 年各指标的统计数据。为保证数据的真实性和科学性,所选取的数据均来自国家统计局,部分指标数据经过计算得到,其中少量缺失数据通过均值法、插值法进行计算补充。并采用极差标准化法进行数据标准化处理,将数据规范在[0,1]范围内。

正向指标:

$$x'_{\beta m} = \frac{x_{\beta m} - \min x_{\beta m}}{\max x_{\beta m} - \min x_{\beta m}} \quad (1)$$

负向指标:

$$x'_{\beta m} = \frac{\max x_{\beta m} - x_{\beta m}}{\max x_{\beta m} - \min x_{\beta m}} \quad (2)$$

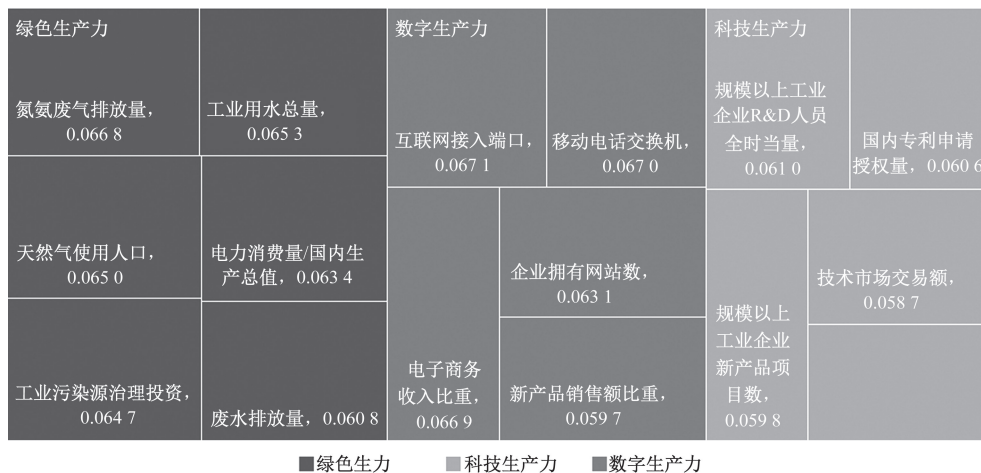
式中: $x_{\beta m}$ 为需要归一化处理的原始数据; $x'_{\beta m}$ 为经过归一化处理后的数据; $\min x_{\beta m}$ 为原始数据中的最小值; $\max x_{\beta m}$ 为原始数据中的最大值。

3.3 权重结果分析

为计算综合评价得分,需对各指标进行权重计算。本文采用熵权法计算各指标的指标权重,各指标权重的具体数值如图 1、图 2 所示。

在新质生产力评价指标体系中,互联网接入端口、移动电话交换机、电子商务收入比重、工业用水总量的权重较大;R&D 投入经费强度、技术市场交易额、新产品销售额比重、规模以上工业企业新产品项目数的权重较小。

在新型城镇化评价指标体系中,二氧化硫排放



■绿色生力 ■科技生产力 ■数字生产力

图 1 新质生产力水平评价体系指标权重

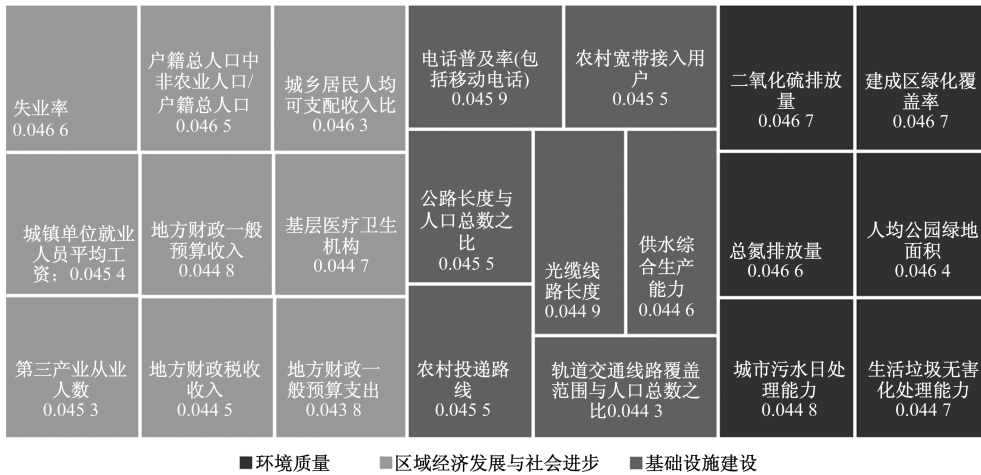


图 2 新型城镇化评价体系指标权重

量、建成区绿化覆盖率、总氮排放量、失业率、户籍总人口中非农业人口/户籍总人口的权重较大;地方财政一般预算支出、轨道交通线路覆盖范围与人口总数之比、地方财政税收收入、供水综合生产能力的权重较小。

3.4 全国新质生产力水平评价结果分析

为便于进行动态分析,本文选取广东、江西、贵州、陕西、宁夏、江苏 6 个代表省份的新质生产力发展水平得分制成图 3。由图 3 可知,广东省新质生产力水平持续上升;江苏省新质生产力水平也呈上升趋势但低于广东省;贵州省、江西省、陕西省 3 个省份的新质生产力水平逐年上升且相近,但明显低于前两个省;宁夏的新质生产力水平除 2014 年外呈上升趋势后趋于稳定。本文选取了 2013 年和

2022 年的省份新质生产力水平排名进行象限分析,如图 4 所示。可以发现,新质生产力水平大致呈由西向东递增的趋势。

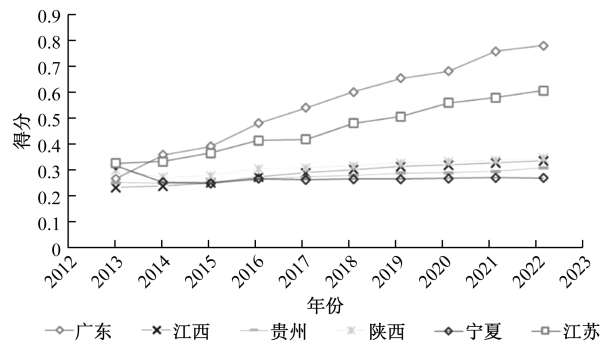
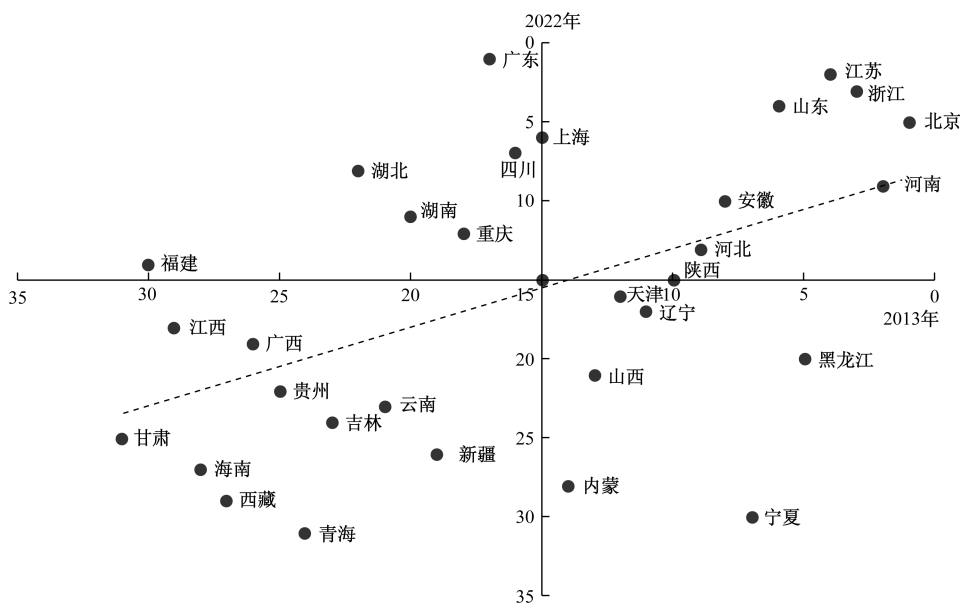


图 3 2013—2022 年广东、江西、贵州、陕西、宁夏、江苏新质生产力发展水平



因数据缺失,未包含港澳台地区

图 4 2013 年和 2022 年全国新质生产力发展水平

3.5 全国新型城镇化水平评价结果分析

运用熵值法测度新型城镇化发展水平计算得分并以广东、江西、贵州、陕西、宁夏、江苏为代表进行动态分析,得到图5。由图5可知,广东省新型城镇化发展水平除2020年外呈上升趋势,新型城镇化进程处于领先地位;江苏省新型城镇化发展水平除2022年外持续上升;贵州、江西、陕西以及宁夏4省的新型城镇化发展水平以相近的发展趋势逐年上升。

此外,针对2013年和2022年的省份新型城镇化水平排名进行象限分析,如图6所示。广东、浙江、江苏等沿海省份主要位于第I、II象限;甘肃、青海等西北地区省份主要位于第III象限。可以发现,国内新型城镇化水平存在较大的地区差异。

4 全国新质生产力对新型城镇化水平影响的实证分析

4.1 变量说明以及描述性统计

选择新型城镇化水平为被解释变量,新质生产

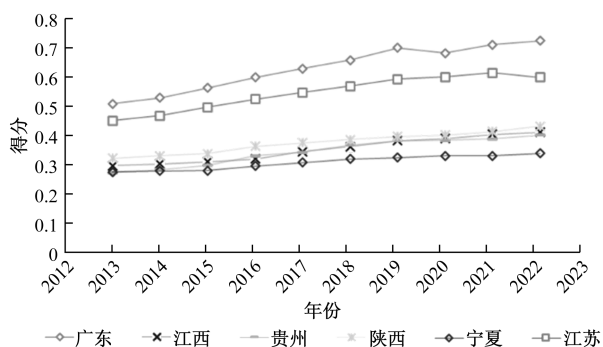
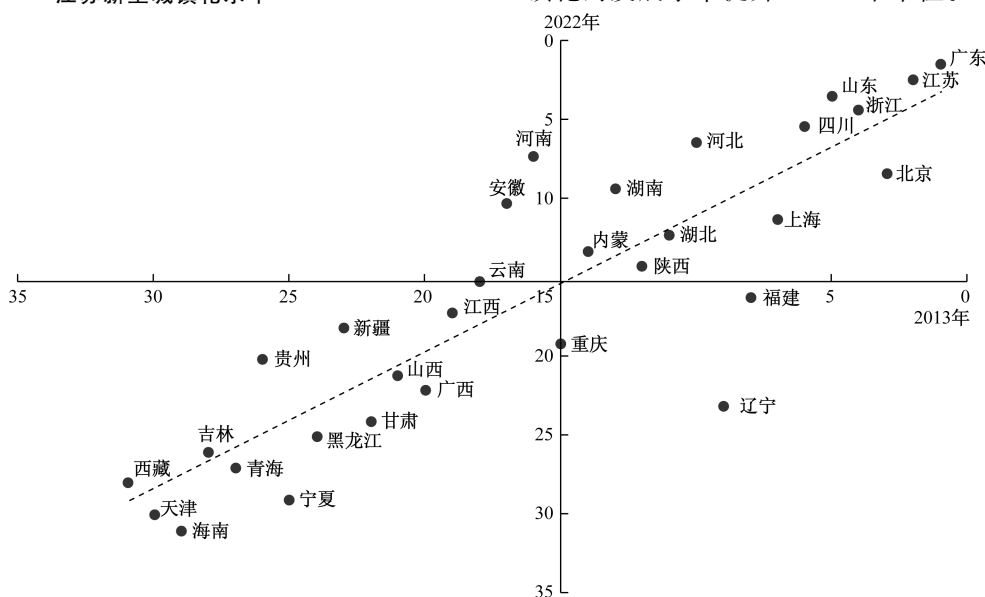


图5 2013—2022年广东、江西、贵州、陕西、宁夏、江苏新型城镇化水平



因数据缺失,未包含港澳台地区

图6 2013年和2022年全国新型城镇化水平

力水平为核心解释变量,金融业增加值为中介变量,城市人口密度、人均财政科技支出、人均社会消费品零售额、商品房出售销售面积为控制变量。变量描述性统计见表3。

4.2 面板模型构建与分析

为减少异方差对实证分析的影响,使模型拟合更加准确,对各指标进行对数化处理。对数据进行豪斯曼检验后,选择使用固定效应模型,构建实证基准面板模型如下:

$$\lnubl_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \lnnpq_{it} + \alpha_2 \lnupd_{it} + \alpha_3 \lnpers_{it} + \alpha_4 \lnperc_{it} + \alpha_5 \lnmer_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: i 为不同地区; t 为不同年份; λ_t 为时间效应; μ_i 为区域效应; ε_{it} 为随机误差; α_0 为常数项; $\alpha_1 \sim \alpha_5$ 为回归系数。

在进行模型的经验性分析时,主要考察的是新质生产力发展指标作为关键解释变量的估计系数是否显著为正。通过分阶段引入控制变量,构建了一系列模型,其回归分析结果见表4。

由表4可得,在模型1~模型5中,逐步添加控制变量时,新质生产力的系数在显著性水平为1%的情况下均正向显著,说明新质生产力对新型城镇化的发展有显著的促进作用,验证了假设H1。随着控制变量的增加,核心解释变量(\lnnpq)的系数变化范围较小, R^2 的值从0.64增长到0.69,说明模型拟合效果较好,回归结果较稳健。加入全部控制变量后,核心解释变量的估计系数为0.460,说明新质生产力的发展水平每提升1个单位,就会使新型城镇化的发展水平提升0.460个单位。

表 3 变量描述性统计

变量类型	变量名称(符号)	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
被解释变量	新型城镇化水平(ubl)	0.39	0.09	0.23	0.73	310
核心解释变量	新质生产力水平(nqp)	0.33	0.09	0.23	0.79	310
中介变量	金融业增加值(jr)	2 152.27	2 106.66	40.60	11 557.10	310
控制变量	城市人口密度(upd)	2 918.80	1 112.92	1 059.00	5 541.00	310
	人均财政科技支出(pers)	351.86	382.96	61.95	2 237.64	310
	人均社会消费品零售额(perc)	24 317.87	12 573.24	7 161.89	72 636.80	310
	商品房出售销售面积(mer)	4 951.45	4 025.30	25.40	16 551.82	310

表 4 面板模型计算结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	lnubl	lnubl	lnubl	lnubl	lnubl
lnnpq	0.727*** (0.030)	0.719*** (0.030)	0.566*** (0.040)	0.468*** (0.038)	0.460*** (0.039)
lnupd		0.036** (0.024)	0.034** (0.023)	0.044** (0.022)	0.041* (0.021)
lnpers			0.076*** (0.014)	0.007 (0.016)	0.010 (0.017)
lnperc				0.186*** (0.025)	0.171*** (0.026)
lnmer					0.024** (0.011)
foi					
常数项	0.153*** (0.037)	0.444** (0.201)	1.023*** (0.218)	2.683*** (0.298)	2.739*** (0.300)
样本数	310	310	310	310	310
R ²	0.649 6	0.650 0	0.649 6	0.687 1	0.690 6

注:括号内为标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著。

由于控制变量之间的性质不同,所以对新型城镇化的影响并不一致。通过观察逐步添加控制变量的过程及测算结果可以发现,城市人口密度的估计系数一直在 0.034~0.044 范围之内,且显著性较高,说明随着城市人口密度的提升,能够对新型城镇化发展水平产生一定的促进作用。此外,再加入所有控制变量之后,人均财政科技支出未能通过显著性检验。

4.3 内生性处理

通过固定效应模型构建及结果分析,已验证新质生产力对新型城镇化发展具有促进作用,但以上模型中的被解释变量与解释变量之间可能存在内生性问题,为排除影响因素,提升结果可靠性,进行内生性检验。本文使用工具变量法,假设存在内生性问题,使用工具变量进行两阶段最小二乘法回归,将解释变量 lnpq 的滞后项 $lnnpq_{t-1}$ 作为工具变量。首先对工具变量合理性进行检验。

表 5 显示, F 统计量为 1 127.110 远大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值 16.38, 及拒绝原假设,认为该工具变量不是弱工具变量,即认为该工具变量合理。其次,使用工具变量进行两阶段最小二乘法回归,结果见表 5, 变量 $lnnpq_{t-1}$ 的估

表 5 内生性检验结果

变量	lnubl
$lnnpq_{t-1}$	0.781*** (0.047)
lnupd	0.040*** (0.015)
lnpers	0.046*** (0.014)
lnperc	0.023 (0.026)
lnmer	0.037*** (0.007)
常数项	0.045 (0.291)
F 统计量	1 127.110***
样本数	279
R ²	0.812

注:括号内为标准误;***表示在 1% 的显著水平下显著。

计系数在 1% 的显著性水平下正向显著,与前文分析相印证,再次验证假设 H1 的成立,即新质生产力对新型城镇化有促进作用。

4.4 稳健性检验

从上述回归结果可以看出,新质生产力对新型城镇化有正向促进作用。进一步使用剔除两系统测算极端值和减少样本的方法来判断模型的稳健性。从表 6 可以看出,回归结果是稳健的,在 1% 的水平下正向显著,由此表明前文建立模型的敏感性和鲁棒性较高。

(1)剔除两系统测算极端值。在上述的发展水平测算结果中可知,全国新质生产力和新型城镇化

表 6 稳健性检验结果

变量	剔除极端值	减少样本量	初始
	lnubl	lnubl	lnubl
lnnpq	0.561*** (0.099)	0.724*** (0.036)	0.717*** (0.045)
lnupd	0.036 (0.035)	-0.062*** (0.020)	-0.035** (0.015)
lnpers	0.009 (0.028)	-0.043** (0.017)	-0.040** (0.016)
lnperc	0.138*** (0.044)	-0.028 (0.030)	0.057*** (0.027)
lnmer	0.022 (0.015)	0.043*** (0.006)	0.043 (0.006)
常数项	-2.242*** (0.621)	0.540* (0.283)	-0.580** (0.280)
样本数	280	155	310
R ²	0.770 2	0.842 0	0.783 0

注:括号内为标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著。

发展水平排名最高的为广东省,新质生产力发展水平排名最低的为青海省,新型城镇化发展水平最低的为海南省,为避免极端值对结果的影响,剔除广东、青海、海南 3 个省份的有关数据,对剩下的省份构建模型,回归结果见表 6。剔除数据后,核心解释变量的估计系数仍在 1% 的显著性水平下正向显著,表明基准回归结果存在稳健性。

(2)减少样本检验。以时间维度,从 310 个面板数据中提取 2018—2022 年 5 年的样本,利用组内估计的固定效应模型以及 Robust 方法以缓解异方差问题,再次进行原方法的回归检验。减少样本后,解释变量 \lnnpq 的系数为 0.717,表明新质生产力每增加 1%,可使新型城镇化指数上升 0.717 个单位。由此说明稳健性较高,证明了前文回归结构的可靠性。

4.5 区域异质性分析

中国资源丰富,但地域辽阔,导致资源分布并不均衡,各地区的经济环境、政策条件、产业分布等存在明显差异。因此为深入考察新质生产力对新型城镇化影响的区域差异,将全国分为 4 个区域,分别为东部、中部、西部、东北部,进而进行区域异质性分析。分析结果见表 7。

研究发现,4 个区域的回归中,估计系数均在 1% 水平下显著为正。在这其中,东北部的估计系数最高,为 0.938;东部次之,为 0.562;中部、西部最低,为 0.418、0.396。对于这一现象,大概归结为以下原因。

(1)东北部地区的估计系数最高,这反映了该地区在产业升级和技术创新方面取得的显著成就。东北部地区历史上是中国的老工业基地,本身城镇化度较高,近年来通过政策扶持和产业转型,成功

地培育了一批新兴产业和高科技企业,这些都进一步为新型城镇化提供了强大的经济支撑。

(2)东部地区的估计系数位居第 2,这可能与该地区的经济发展水平和开放程度有关。东部地区是中国改革开放的前沿,拥有良好的经济基础和国际化环境,吸引了大量的外资和高端人才,促进了新技术和新产业的发展,从而推动了城镇化进程。

(3)中部地区的估计系数相对较低,这可能与该地区的资源配置效率和产业转型速度有关。中部地区虽然资源丰富,但在新质生产力的培育和利用上还存在一定的短板,需要进一步优化产业结构和提高创新能力。

(4)西部地区的估计系数最低,这可能与基础设施建设和人才流动有关。西部地区地广人稀,基础设施相对薄弱,加之人才流失问题,这些因素都限制了新质生产力的发展和对城镇化的推动作用。

据前文的区域异质性分析结果可知,国内新质生产力对新型城镇化的影响程度存在差异性。为进一步探究新质生产力对新型城镇化影响的区域差异及来源,基于新质生产力估计系数测算结果,使用 Dagum 基尼系数计算出 2013—2022 年国内新质生产力对新型城镇化影响程度的差异来源及贡献率。

4.5.1 总体差异分析

表 8 反映了 2013—2022 年国内新质生产力对新型城镇化影响程度的区域差异及其演变特征。从总体层面来看,基尼系数分布在 0.105~0.112,总体差异较小,说明国内新质生产力对新型城镇化影响程度整体差异比较均衡。从总体差异变化趋势来看,基尼系数整体呈现“下降-上升”的演变态势,2013 年的基尼系数数值为 0.108,随后下降到 2014 年的 0.105,最后上升到 2022 年的 0.112。

4.5.2 区域内差异分析

表 8 反映了国内新质生产力对新型城镇化影响程度的区域内差异。具体演变特征参考图 7,可以发现,2013—2022 年中国新质生产力对新型城镇化

表 7 区域异质性分析结果

变量	东部	中部	西部	东北部
	\lnubl	\lnubl	\lnubl	\lnubl
\lnnpq	0.562*** (0.077)	0.418*** (0.082)	0.396*** (0.115)	0.938*** (0.150)
\lnupd	-0.100*** (0.031)	0.100*** (0.029)	0.059** (0.025)	-0.050** (0.031)
\lnpers	0.023 (0.032)	-0.021 (0.018)	-0.021 (0.027)	0.053 (0.069)
\lnperc	0.029 (0.053)	0.250*** (0.042)	0.163*** (0.041)	0.121*** (0.084)
\lnmer	0.119*** (0.020)	0.028** (0.014)	0.036** (0.008)	-0.036*** (0.031)
常数项	-0.968* (0.544)	-3.933* (0.604)	-2.767*** (0.592)	-0.734*** (0.901)
样本数	100	60	120	30
R^2	0.843 0	0.900 0	0.681 4	0.728 0

注:括号内为标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下显著。

表 8 Dagum 基尼系数差异分解结果

年份	总体差异	东北部地区	东部地区	中部地区	西部地区
2013	0.108	0.029	0.113	0.079	0.106
2014	0.105	0.029	0.112	0.067	0.107
2015	0.106	0.029	0.114	0.067	0.107
2016	0.106	0.028	0.114	0.065	0.109
2017	0.106	0.029	0.113	0.064	0.109
2018	0.108	0.029	0.114	0.061	0.114
2019	0.108	0.029	0.115	0.061	0.113
2020	0.108	0.029	0.115	0.062	0.114
2021	0.110	0.028	0.118	0.062	0.115
2022	0.112	0.028	0.119	0.061	0.119

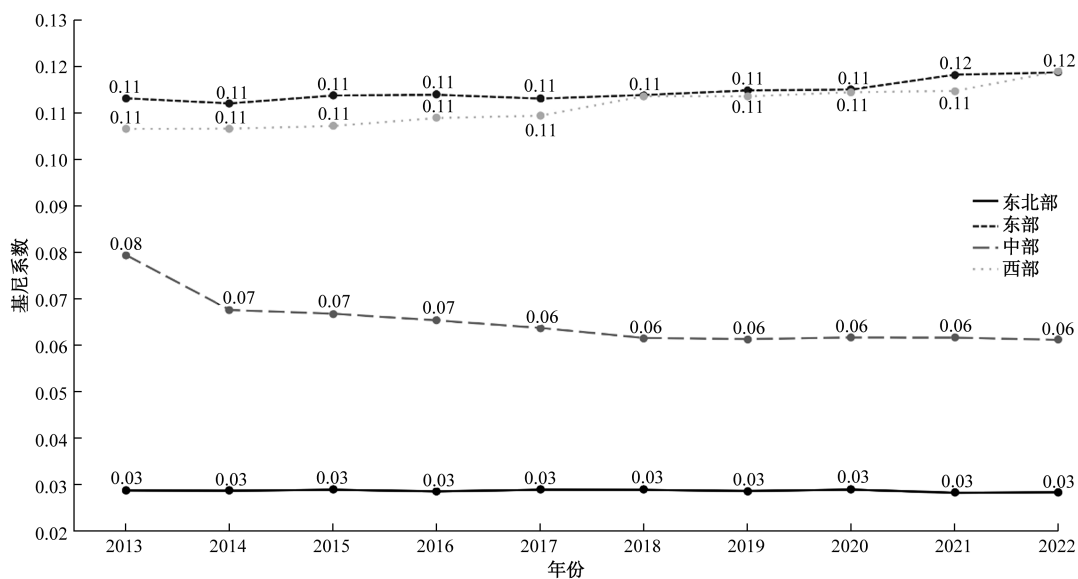


图 7 组内基尼系数分解

影响程度区域内差异由小到大依次为东北地区、中部地区、西部地区和东部地区。从演变趋势来看，东北地区基尼系数变化幅度较为平缓，没有明显波动特征，数值维持在 0.3 附近，小于其他 3 个区域。中部地区基尼系数整体呈下降趋势，由 2013 年的 0.08 下降到 2018 年的 0.06，而后围绕着 0.06 上下波动，说明 2013—2022 年间中部地区新质生产力对新型城镇化影响差异逐渐缩小。西部地区基尼系数整体呈上升趋势，由 2013 年的 0.11 逐步上升到 2022 年的 0.12，表明西部地区的影响程度差异逐年扩大。结合表 8 可知，东部地区除近几年外呈平稳波动趋势，2013—2018 年围绕 0.113 上下浮动，而后呈现微弱上升态势，表明东部地区新质生产力对新型城镇化影响程度存在一定差异。

4.5.3 区域间差异分析

表 9 呈现出国内新质生产力对新型城镇化影响程度的区域间差异及演变特征。从变化趋势来看，东北-东部以及东部-西部的区域间基尼系数均呈现波动式上升，东北-中部先下降而后呈现平稳趋势，东北-西部呈现逐步上升的态势，东部-中部及中部-西部的区域间基尼系数均先下降后上升，且中部-西部的区域间基尼系数明显大于其他区域间基尼系数，由此可见两个区域间的影响程度差异较大。

4.5.4 区域差异的来源及贡献率

表 10 反映了国内新质生产力对新型城镇化影响程度的区域差异来源及贡献率。从差异贡献率来看，整体表现为“区域间差异 > 超变密度 > 区域内差异”，由此可知，区域间差异对总体差异基尼系

表 9 区域间基尼系数

年份	东北部-东部	东北部-中部	东北部-西部	东部-中部	东部-西部	中部-西部
2013	0.092	0.060	0.103	0.112	0.116	0.127
2014	0.091	0.053	0.103	0.106	0.116	0.121
2015	0.092	0.053	0.104	0.106	0.117	0.121
2016	0.092	0.052	0.105	0.105	0.118	0.121
2017	0.092	0.051	0.105	0.104	0.117	0.120
2018	0.093	0.050	0.108	0.103	0.120	0.121
2019	0.093	0.049	0.108	0.104	0.121	0.121
2020	0.094	0.050	0.109	0.104	0.121	0.122
2021	0.095	0.050	0.109	0.106	0.123	0.122
2022	0.096	0.050	0.112	0.106	0.125	0.125

表 10 Dagum 基尼系数及贡献率结果

年份	区域内差异	区域间差异	超变密度	贡献率/%		
				区域内差异	区域间差异	超变密度
2013	0.030	0.040	0.038	28.130	36.684	35.186
2014	0.030	0.038	0.037	28.332	36.148	35.520
2015	0.030	0.038	0.038	28.360	35.994	35.646
2016	0.030	0.038	0.038	28.479	36.080	35.441
2017	0.030	0.038	0.038	28.547	36.086	35.367
2018	0.031	0.040	0.037	28.744	36.717	34.539
2019	0.031	0.040	0.037	28.745	36.732	34.523
2020	0.031	0.040	0.037	28.788	36.671	34.541
2021	0.032	0.040	0.038	28.760	36.430	34.811
2022	0.032	0.041	0.038	28.903	36.986	34.111

数的贡献最高，是导致影响程度区域差异化的主要原因。从贡献率变化幅度来看，2013—2022 年区域间差异贡献率呈波动式“下降-上升”的态势，从 2013 年的 36.684% 到 2022 年的 36.986%。区域内差异和超变密度作为影响程度区域化差异的次要原因，二者的趋势变化正好相反。2013—2022 年区域内差异贡献率呈上升趋势，由 2013 年的

28.130%逐年上升至2022年的28.903%;同时,这10年间的超变密度贡献率由2013年的35.186%波动式下降到2022年的34.111%。

4.6 中介效应模型构建与分析

为进一步探究新质生产力对新型城镇化影响的作用机制,引入金融业发展的相关变量作为中介变量,使用中介效应模型进行验证,构建模型如下:

$$\ln jr_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln upd_{it} + \beta_2 \ln pers_{it} + \beta_3 \ln perc_{it} + \beta_4 \ln mer_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln ubl_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln upd_{it} + \gamma_2 \ln pers_{it} + \gamma_3 \ln perc_{it} + \gamma_4 \ln mer_{it} + \gamma_5 \ln jr_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中: β_0, γ_0 为常数项; $\beta_1 \sim \beta_4, \gamma_1 \sim \gamma_5$ 为回归系数。

中介效应检验的步骤为:第1步,采用方程(3)检验新质生产力是否对新型城镇化的发展有促进作用;第2步,采用方程(4)检验新质生产力是否对金融业发展的变化有促进作用;第3步,采用方程(5)检验新质生产力、金融业发展变化对新型城镇化的影响。其中主要关注估计系数 $\alpha_1, \beta_1, \gamma_1, \gamma_5$ 是否显著为正,若均显著为正,则中介效应存在,则验证假设H3成立。检验结果见表11。

表11 中介效应分析结果

变量	lnubl	lnjr	lnubl
lnnpq	0.717*** (0.045)	0.869 (0.113)	0.175 (0.016)
lnjr			0.289 (0.035)
lnupd	-0.035** (0.015)	0.173 (0.065)	0.014 (0.019)
lnpers	-0.040** (0.016)	0.069 (0.049)	0.005 (0.014)
lnperc	0.057*** (0.027)	0.741 (0.076)	0.048 (0.025)
lnmer	0.043 (0.006)	0.113 (0.035)	0.012 (0.010)
常数项	-0.580** (0.280)	-1.848 (0.886)	2.440 (0.255)
样本数	310	310	310
R ²	0.783	0.779	0.848

注:括号内为标准误;**、***分别表示在5%、1%的显著水平下显著。

5 结论与建议

5.1 结论

(1)2013—2022年,全国新质生产力和新型城镇化发展水平大体呈稳定增长趋势,且新质生产力对新型城镇化发展有直接正向促进作用,能够优化城市空间布局、增强城市创新能力、促进城市绿色发展等多个方面推动新型城镇化高质量发展。

(2)新质生产力对新型城镇化的促进作用存在区域异质性。具体而言,东北部地区新质生产力对

新型城镇化的促进作用最为强劲,东部紧随其后,中部地区促进作用相对较弱,而西部地区则表现最为薄弱;此外,通过Dagum基尼系数的分析,总体基尼指数呈现上升趋势,反映了新型城镇化进程中区域间不平等现象的加剧。进一步分析显示,区域间差异对总体不平等的贡献率最为显著,表明当前新型城镇化过程中,区域间的发展不平衡是制约整体协调发展的重要因素。

(3)新质生产力将通过影响金融业发展进而正向间接影响新型城镇化的进程。金融业增加值作为中介变量,在新质生产力和新型城镇化之间发挥了多重积极作用。通过资金供给、风险管理、促进创新等途径,新质生产力发展的同时,促进了金融发展,进而提升了新型城镇化水平。

5.2 建议与对策

(1)为加强新质生产力的培育与发展,需通过政策支持、科技创新和产业扶持等多渠道措施进一步提升新质生产力水平。政府应加大对科技研发的投入,鼓励自主创新和高端技术的突破,完善知识产权保护机制,激发企业创新活力。同时,优化城市空间布局,推动产业集聚,建设创新中心和科技园区,以增强城市创新能力和国际竞争力。在此基础上,积极推动绿色发展,促进资源高效利用,鼓励环保技术研发和绿色产业发展,构建清洁能源和循环经济体系,确保城镇化过程中的生态平衡和可持续发展。此外,通过引导新质生产力在城乡间的合理分布,促进区域协调发展,推动新型城镇化走向高质量发展轨道。

(2)实施区域差异化策略,加大对中西部地区的基础设施投资,改善交通条件,缓解地广人稀的劣势,并通过更具吸引力的人才政策解决人才流失问题,促进新质生产力的提升和区域发展。同时,中部地区应加快产业结构优化,提升资源配置效率,推动高新技术产业的发展,增强其对城镇化的推动作用。东部地区应继续保持其开放优势,吸引更多外资和技术,推动新兴产业发展,强化其在全国城镇化中的示范作用。国家应通过政策倾斜和资源共享,促进区域间的协同合作,缩小区域差异,提升整体新质生产力对新型城镇化的贡献。此外,需根据区域差异提供精准政策支持,巩固东北地区的产业转型成果,同时加强对中西部地区的财政支持,推动区域均衡发展。

(3)进一步提高金融服务的覆盖范围和服务质量,通过完善金融基础设施、推动普惠金融和金融科技的应用,为新质生产力提供充足的资金支持和

灵活的融资渠道。同时,必须强化风险管理和金融监管机制,确保金融机构的稳健运营,有效防范潜在金融风险,维护金融体系的稳定性,以保障新型城镇化的健康发展。在此基础上,应积极创新金融产品和服务,开发适应新质生产力发展的专门融资工具,如绿色债券、科技信贷和产业基金,以满足创新企业和绿色产业的资金需求,推动城镇化进程的深入。同时,通过加强金融市场与实体经济的联动,促进资本流动与资源优化配置,为区域经济和产业转型升级提供更强有力的支持。

参考文献

- [1] 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(001).
- [2] 宋冬林, 丁文龙. 以新质生产力为抓手实现东北振兴新突破[J]. 学术交流, 2023(12): 105-122.
- [3] 郑强. 科技创新对新型城镇化的影响: 基于面板门槛模型的实证分析[J]. 城市问题, 2017(6): 25-35.
- [4] 张志飞. 新质生产力赋能乡村产业振兴: 功能作用、现实困境与实践路径[J/OL]. 昆明理工大学学报(社会科学版): 1-10 [2024-05-12]. <https://doi.org/10.16112/j.cnki.53-1160/c.2024.05.331>.
- [5] 苏弘骥, 傅慧芳. 新质生产力赋能乡村治理的数字化转型[J/OL]. 河北农业大学学报(社会科学版): 1-10 [2024-06-05]. <https://doi.org/10.13320/j.cnki.jauhe.2024.0035>.
- [6] 焦方义, 张东超. 发展战略性新兴产业与未来产业加快形成新质生产力的机理研究[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2024, 27(1): 110-116.
- [7] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. The Manchester School, 1954, 22(2): 139-191.
- [8] GROSSMAN J. The evolution of inhaler technology[J]. Journal of Asthma, 1994, 31(1): 55-64.
- [9] 齐才. 吉林省城镇化与产业结构演进的互动关系研究[D]. 长春: 吉林财经大学, 2018.
- [10] 刘传江. 论城市化的生成机制[J]. 经济评论, 1998(5): 57-62.
- [11] 童中贤, 胡守勇. 新型城镇化与科技创新创业的融合发展: 逻辑机理、实践维度与推进路径[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2018(3): 131-136.
- [12] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [13] 施雄天, 余正勇. 以新质生产力赋能区域高技术产业高质量发展[J/OL]. 长江师范学院学报, 1-10 [2024-07-07]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1195.Z.20240507.2107.002.html>.
- [14] 文丰安, 黄上珂. 新质生产力助力基于新型城镇化的数字乡村建设审视[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2024, 50(3): 15-26.
- [15] 刘颜. 习近平总书记关于新型城镇化重要论述的核心要义、理论特质与时代价值[J]. 文化软实力, 2023(3): 34-42.
- [16] 赵茂林, 方冰冰. 新质生产力如何影响产业链现代化: 理论依据与经验事实[J/OL]. 成都大学学报(社会科学版): 1-16 [2024-07-22]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1064.C.20240906.1704.004.html>.
- [17] 孙志远. 数字新质生产力对城乡高质量融合的影响与机制[J]. 中国流通经济, 2024, 38(5): 28-40.
- [18] 施雄天, 余正勇. 我国区域新质生产力水平测度、结构分解及空间收敛性分析[J]. 工业技术经济, 2024, 43(5): 90-99.
- [19] 王洋. 数字新质生产力对农业农村现代化的影响: 指标体系构建与影响效应检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(14): 23-28.
- [20] 王娜. 科技赋能背景下的金融业创新发展[J]. 企业观察家, 2022(12): 87-89.
- [21] 贺梦莹. 数字普惠金融对新型城镇化的影响研究[D]. 济南: 山东财经大学, 2024.

Impact of New Productive Forces on New Urbanization

TIAN Jiixin¹, ZHONG Shujing², LIU Ruonan², LI Shuang¹

(1. School of Mathematics, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China;

2. School of Statistics, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China)

Abstract: New quality productivity encompasses technological innovation, industrial transformation, green development, and social structure optimization, becoming a key driving factor for enhancing the quality of new urbanization. An evaluation index system for new quality productivity and new urbanization was constructed, and the entropy weight method was used to measure their development levels. Through empirical methods such as the fixed effects model, Dagum Gini coefficient method, and mediation effect analysis, the impact mechanism of new quality productivity on new urbanization was systematically analyzed. It is found that new quality productivity has a significant positive effect on new urbanization, with notable regional heterogeneity: the promotion effect is most significant in the Northeast, followed by the East, and relatively weaker in the Central and Western regions. The contribution of inter-regional differences to the impact of new quality productivity on new urbanization is greater than that of intra-regional differences, and the overall Gini index and inter-regional differences show an upward trend. New quality productivity indirectly promotes the process of new urbanization through the development of the financial industry. Based on the above research results, relevant countermeasures and suggestions are put forward to accelerate the construction of new urbanization.

Keywords: new-quality productive forces; new-type urbanization; entropy weight method; fixed effect model; Dagum Gini coefficient; mediating effect analysis