

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2025.03.004

<https://xuebao.xaut.edu.cn>

引文格式:蒙昱竹,郝振龙,徐杨康.新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响效应及作用机制研究[J].西安理工大学学报,2025,41(3):336-347.

MENG Yuzhu, HAO Zhenlong, XU Yangkang. Research on the impact effects of and mechanisms for new urbanization pilot policies on regional coordinated development[J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2025, 41(3): 336-347.

新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响效应及作用机制研究

蒙昱竹¹, 郝振龙^{1,2}, 徐杨康¹

(1. 贵州财经大学 应用经济学院, 贵州 贵阳 550025; 2. 中南财经政法大学 统计与数学学院, 湖北 武汉 430073)

摘要: 为了探究我国新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响效应和作用机制, 选择 2010—2022 年 279 个城市的面板数据, 运用双重差分模型进行计量分析。结果显示, 新型城镇化建设能够有效促进区域协调发展水平, 机制检验发现, 上述关系能够通过提升区域数字普惠金融水平来实现。进一步研究发现, 新型城镇化对区域协调发展的影响存在空间溢出效应, 即可以影响具有空间关联地区的城市区域协调发展水平, 并且根据城市所处区位、行政级别以及是否属于资源型城市的不同具有显著的异质性。

关键词: 新型城镇化; 区域协调发展; 城市; 中介机制

中图分类号: F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1006-4710(2025)03-0336-12

Research on the impact effects of and mechanisms for new urbanization pilot policies on regional coordinated development

MENG Yuzhu¹, HAO Zhenlong^{1,2}, XU Yangkang¹

(1. School of Applied Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China;

2. School of Statistics and Mathematics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: To examine the impact effects of and mechanisms for China's new urbanization pilot policies on regional coordinated development, this study utilizes the panel data from 279 cities spanning 2010 to 2022 and employs the difference-in-differences (DID) method for econometric analysis. The results indicate that the new urbanization initiative can effectively enhance the level of regional coordinated development. Mechanism tests reveal that this relationship is mediated through improvements in regional digital inclusive finance. A further analysis demonstrates that the impact of new urbanization on regional coordinated development exhibits spatial spillover effects, meaning that it can influence the level of regional coordinated development in spatially connected neighboring cities. Additionally, the effects show significant heterogeneity based on cities' geographical locations, administrative levels, and whether they are resource-dependent.

Key words: new-type urbanization; regional coordinated development; cities; mediating mechanism

随着全球化和信息化的快速发展, 城镇化已成为推动社会经济发展的重要力量。新型城镇化, 作为区别于传统粗放式扩张的新型发展模式, 不仅关注城市规模的扩大, 更强调城市功能的完善、生态环

收稿日期: 2024-11-12; 网络首发日期: 2025-05-14

网络首发地址: <https://link.cnki.net/urlid/61.1294.N.20250514.0921.002>

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(22XJY020)

第一作者: 蒙昱竹, 女, 博士, 副研究员, 研究方向为区域经济与城乡问题。E-mail: 854093524@qq.com

通信作者: 徐杨康, 男, 硕士生, 研究方向为区域经济与城乡问题。E-mail: 1965357960@qq.com

境的保护、城乡融合的推进以及区域间的协调发展。这一模式的提出与实践,标志着我国城镇化发展进入了新的历史阶段,为区域经济的均衡与可持续发展提供了新的动力。目前区域间发展不平衡不充分的问题较突出^[1],如何促进区域协调发展是亟待解决的关键问题^[2]。近年来新型城镇化建设规划明确指出坚持“以人为核心”,优化资源配置能力,促进大中小城市和小城镇协调发展。

新型城镇化强调以人为本,注重提高城乡居民的生活质量,推动公共服务均等化,缩小城乡差距。在这一进程中,城市不再是孤立的增长极,而是通过与周边地区的紧密联系和互动,形成优势互补、资源共享的区域发展格局。那么,新型城镇化的区域协调发展的效应如何?尚未形成定论。当前关于两者的研究主要涉及评价指标体系的构建^[3]、区域差异分析^[4]、耦合协调度分析^[5]等。已有研究提供了坚实的前期基础,但少有研究直接探讨新型城镇化对区域协调发展的影响。

本文可能的边际贡献有两点。第一,尝试丰富理论外延,拓展新型城镇化与区域协调发展的内涵,进而分析新型城镇化对区域协调发展影响的影响机制。同时,探究新型城镇化的空间溢出效应,以及数字普惠金融在机制中扮演的角色。较之多数学者将新型城镇化、区域协调发展的某一主题单独开展的研究,本文可能能够更系统地论述新型城镇化的区域协调发展效应与机理,试图丰富城市经济学的相关理论外延,具有一定的理论意义。第二,丰富了新型城镇化试点政策的研究。尽管已有文献从多角度识别新型城镇化试点政策的评价,但较少有文献从区域协调发展的视角出发去衡量新型城镇化试点政策。本文竭力以区域协调发展为目标,拓展了新型城镇化试点政策的相关效应,并识别了试点政策的

异质性效应,进一步论证了本文结论的稳健性。

1 理论机制与研究假设

1.1 政策背景和具体举措

新型城镇化试点政策的推出,植根于中国经济社会转型的深层需求,旨在破解城乡二元结构矛盾、探索高质量发展路径。其制度背景体现为多重战略考量:一方面,随着经济增长模式向内需驱动转变,城镇化被赋予拉动消费与投资的新使命,但传统以土地扩张为核心的粗放模式难以为继,亟需通过试点探索集约化发展;另一方面,户籍壁垒导致农村居民转向城市居民困难重重,难以享受均等公共服务,农村土地制度僵化制约要素流动,试点政策以居住证改革、集体土地入市等局部突破积累制度创新经验。

从理论上,新型城镇化背景下,区域协调发展是核心目标之一,旨在通过优化城乡和区域间资源配置,缩小发展差距,形成优势互补的高质量发展格局。从政策实践来看,作为标志中国城镇化发展的重大转型战略,《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》(简称《规划》)通过构建“两横三纵”城市群体系、差异化发展策略以及强化综合交通网络等措施缩小区域发展差距,该战略分三批次推进综合改革,旨在强化城市群建设,劳动和资本的流动以促进区域协调发展。

从理论与政策实践的角度,新型城镇化不仅是实现区域经济均衡增长、缩小城乡差距、推动社会公平正义的重要途径,也是构建新发展格局、实现高质量发展的必然要求。因此,基于《规划》、2017—2021年《国家新型城镇化报告》以及关于新型城镇化的其他政策内容,本研究总结了部分促进区域协调发展的政策和具体措施(见表1)。

表1 促进区域协调发展的相关举措

Tab.1 Measures to promote regional coordinated development

促进区域协调发展	具体措施
优化城市群与都市圈布局	推动京津冀、长三角、粤港澳大湾区等区域发挥创新引领和辐射带动作用,促进大中小城市和小城镇协调发展。
深化城乡要素流动	放宽农业转移人口落户条件,探索土地承包权、宅基地使用权有偿退出机制,推动基本公共服务常住人口全覆盖。
强化基础设施互联互通	加快城际铁路、地下管网等建设,推进智慧城市和“平急两用”公共设施,提升城市韧性。
完善跨区域治理机制	支持特大镇赋予县级管理权限,鼓励产业梯度转移和“飞地经济”合作,破除行政壁垒。
统筹生态保护与补偿	建立横向生态补偿机制,推动长江经济带、黄河流域协同治理。

注:作者根据《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》、《国家新型城镇化报告》(国家发展和改革委员会等,2018,2019,2020,2022)以及其他关于新型城镇化发展的政府工作报告作为资料整理,并非与原文完全相同。

1.2 新型城镇化与区域协调发展

我国推进城镇化具有重大战略意义,其新型城镇化对区域协调发展的影响,可能存在以下几点。第一,新型城镇化通过调整生产要素的流动方向与社会资源的配置方式,实现了资源的优化配置^[6]。这包括资本、劳动力、技术等生产要素在城乡和区域间的合理流动,使得资源能够更加高效地利用。这种优化配置不仅提高了生产效率,还促进了产业结构的调整和升级,从而推动了区域经济的协调发展。第二,新型城镇化是扩大内需和转变经济发展方式的重要手段。随着城镇化进程的推进,城镇人口不断增加,消费需求持续增长,为经济发展提供了强劲的动力^[7]。并且,城镇化率的提高,势必会导致人口以及产业的集聚,而人口和产业的集聚有利于集中资本和劳动力等要素资源,形成“劳动力蓄水池”,进而在多要素的共同作用下促进区域协调发展。第三,新型城镇化还促进了产业结构的优化和升级^[8],推动了经济发展方式的转变,从传统的粗放式增长向集约式增长转变,提高了区域经济的整体素质和竞争力。新型城镇化促进了地区间产业的分工与重组,加速了现代新兴产业在优势地区的集聚。这种产业分工和集聚不仅提高了复杂技术水平和自主创新能力,还有利于形成各具特色的产业形式和行业结构。这种产业结构的优化和调整,进一步推动了区域协调发展水平的提升。在新型城镇化的推动下,我国区域协调发展水平呈现持续上升的势头^[9]。

综上,提出假设1:新型城镇化可以促进区域协调发展。

1.3 新型城镇化、数字普惠金融和区域协调发展

区域的协调发展能力提升离不开资金的支持,但是现在仍有很多城市资金流通较慢,金融发展水平较低。数字普惠金融是传统普惠金融与互联网信息技术相结合的新型金融服务模式^[10],具有覆盖广、效率高、成本低等特征,可依托移动支付、大数据等数字技术,有效提升对于区域的金融服务能力^[11],可以显著促进区域协调发展水平,通过新型城镇化建设在数字普惠金融产生的多方面促进作用,其对区域协调发展的提升能力更强。一方面,在新型城镇化建设过程中,政府会加大对基础设施的投资和建设力度,包括网络、交通、电力等。这些基础设施的完善为数字普惠金融的发展提供了坚实的硬件支撑,特别是网络基础设施的升级,使得互联网和移动通信技术能够更广泛地覆盖到农村地区,降低了数字普惠金融服务的门槛,提高了服务的可达性和便捷性。另一方面,新型城镇化注重金融生态

环境的优化,包括金融市场的规范化、金融机构的多元化以及金融服务的创新化。这些措施有助于提升金融服务的效率和质量,为数字普惠金融的发展创造了良好的市场环境。同时,新型城镇化还推动了数字科技的研发和应用,如大数据分析、人工智能等,这些技术为数字普惠金融提供了强大的技术支持。

深入来看,数字普惠金融的广泛应用,使得广大用户能够跨越地理和技术的限制,通过多种便捷的智能终端,如手机、电脑以及各类金融服务应用,轻松接触到丰富多样的金融资源和服务。这一创新模式不仅极大地拓宽了金融服务的覆盖面,还让那些位于偏远欠发达地区的居民也能享受到与发达地区相似的基础金融服务。他们可以利用这些数字普惠金融平台提供的多样化金融资源,如小额信贷、保险服务、理财产品和支付解决方案等,来开展个人或小微企业的金融业务,有效缓解资金瓶颈,提升生产经营效率,进而显著提高自身的收入水平和生活质量。更为重要的是,数字普惠金融的深入实践,为欠发达地区注入了新的经济活力,促进了当地经济的转型升级和高质量发展。通过优化资源配置,激发市场主体的创新潜力,这些地区得以加速产业升级,吸引更多外部投资,形成良性循环,逐步缩小与发达地区的差距,为实现区域协调发展奠定了坚实基础。

此外,数字普惠金融还以其高效、精准的特点,有效解决了传统金融发展模式中长期存在的属性错配、领域错配和阶段错配问题。它能够更准确地识别并满足不同群体、不同行业以及不同发展阶段的金融需求,确保金融资源能够流向最需要的地方。这一转变不仅有助于缩小城乡之间的收入差距,还促进了区域经济的协调发展,为实现社会整体经济的均衡、可持续发展提供了有力支撑。

由此,提出假设2:数字普惠金融在新型城镇化对区域协调发展的影响中扮演中介作用。

1.4 新型城镇化、空间溢出和区域协调发展

空间外溢效应实质就是外部性^[14]。在我国城镇化由偏重数量转向更加注重质量的过程中,高质量发展地区的新型城镇化建设模式可能对邻近地区产生示范带动效应,促使先进理念及运营机制等通过行政手段或空间关联在区域间传播扩散,促进基础薄弱及相对落后地区的模仿学习,从而带动相邻地区的优化发展,达到促进区域协调发展的目的。

由此,提出假设3:新型城镇化产生的空间溢出效应将正面影响毗邻城市的区域协调发展水平。

1.5 新型城镇化促进区域协调发展的异质性

由于区域间经济基础、各城市行政级别、资源禀赋以及资源依赖度具有明显差异,新型城镇化对区域协调发展的影响效应必然存在差异。

从区位视角分析,区域条件较好的城市凭借交通枢纽或经济中心等区位优势,能以低成本高效集聚资金、技术、人才等生产要素,进而形成产业集聚效应,加速科技成果转化与产业升级,推动经济快速增长,为居民提供更多就业机会与更高收入;而地理位置欠佳的城市,因交通不便、市场辐射范围狭窄等区位优势,在集聚生产要素方面困难重重,产业难以形成集聚效应,经济发展滞后,财政收入有限,导致公共服务与基础设施建设不足,居民收入与社会福利水平较低,这使得城市间的发展差异加大,导致区域发展失衡。其新型城镇化对区域协调发展的促进作用也有所不同。

其次,从城市行政级别分析,“强省会”战略的实施、一些大城市的人才引进战略以及对于企业的税收减免政策无疑是小城市难以企及的。所以,这就导致行政级别较高的城市更容易产生经济活动要素集聚,使得要素流入城市中生产率更高的部门,这又会促进城市的公共服务、社会保障更加完善,进而再次吸引人才以及企业入驻,促进区域协调发展。与之相对,一般城市难以拥有完备的产业链、充足的社会保障以及税收优惠政策去吸引生产要素,这就导致城市的发展较差于大城市,其新型城镇化对区域协调发展的促进作用也与大城市不同。

最后,从是否为资源型城市分析,资源型城市因长期过度依赖资源产业,产业结构单一,在产业转型方面缺乏内在动力。随着资源的持续开采,资源总量不断减少,其经济增长动力逐渐衰减,“资源诅咒”现象愈发凸显。具体而言,丰富的资源在初期虽然带动了资源产业的兴起,但由于产业过于单一,难以形成多元化的经济体系,导致区域经济增长缓慢、经济结构失衡等问题^[15],且短期内难以改变粗放式的发展模式。反之,非资源型城市发展不仅仅依靠自然资源,它们通常具有多元化的经济结构,依托于不同的产业和服务业,从而能够更好地抵御经济风险。非资源型城市相对于单一产业型城市具有更强的创新能力,能够更好地适应市场变化和技术进步,提高城市的竞争力。由此可见,其新型城镇化对区域协调发展的促进作用也会有所不同。

由此,本文提出假设4:新型城镇化对区域协调发展的影响效应会因城市地理位置、行政级别以及是否为资源型城市的差异而存在异质性。

2 模型设定与变量测度

2.1 计量模型的设定

本节内容旨在利用双重差分模型研究新型城镇化试点政策是否有效地促进区域协调发展,双重差分法的基本原理是利用外部的政策干预带来个体和时间序列的双重差异来识别该政策的处理效应。本文将2014—2016年三批新型城镇化试点范围所包括的城市作为处理组,未包括在试点中的作为对照组(如果个别城市非试点,但是城市里面的县区属于试点,将属于此情况的城市作为对照组)。考虑三批新型城镇化试点政策实施的时间并不相同,所以参考Beck等^[16]构建多期双重差分模型,公式如下:

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{id,it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \delta_{it} \quad (1)$$

式中: C_{it} 表示第 i 个城市 t 年份的区域协调发展水平; $D_{id,it}$ 表示新型城镇化综合试点政策,若同时满足“地区 i 为试点地区”与“时间 t 为政策实施当期及之后”,则取值为1,否则为0; β_0 是常数项; β_1 是核心解释变量的回归系数; γ 是控制变量的回归系数; μ_i 、 λ_t 和 δ_{it} 分别代表个体效应、时间效应,以及随机扰动项; X_{it} 代表控制变量集。

在式(1)的基础上,借鉴相关研究^[17],利用中介效应模型来检验数字普惠金融的中介作用是否存在,具体模型设定如下:

$$D_{if,it} = \theta + \alpha_1 D_{id,it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \delta_{it} \quad (2)$$

$$C_{it} = \theta + \alpha_1 D_{id,it} + \alpha_2 D_{if,it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \delta_{it} \quad (3)$$

式中: $D_{if,it}$ 表示 i 城市 t 时间的数字金融发展水平; α_2 是数字普惠金融的回归系数。

为检验新型城镇化的空间溢出效应,本文借鉴相关研究^[18],在式(1)基础上引入区域协调发展、新型城镇化试点政策以及各控制变量的空间滞后项,扩展为空间Durbin模型具体如下:

$$C_{it} = \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} C_{jt} + \alpha_1 D_{id,it} + \gamma X_{it} + \varphi \sum_{j=1}^n \omega_{ij} D_{id,jt} + \eta \sum_{j=1}^n \omega_{ij} X_{jt} + \lambda_t + \mu_i + \delta_{it} \quad (4)$$

式中: ρ 是空间自回归系数,表示被解释变量空间滞后项对当前被解释变量的影响,是公式中待求出的变量; ω_{ij} 是空间权重矩阵的表值; φ 和 η 分别为解释变量与控制变量的空间滞后项系数。其 ω_{ij} 采用空间邻接权重矩阵,具体公式如下:

$$\omega_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{城市 } i, j \text{ 相邻且 } i \neq j \\ 0, & \text{城市 } i, j \text{ 不相邻或 } i = j \end{cases} \quad (5)$$

式中 i 和 j 代表不同的城市。

2.2 数据来源与变量设计

本文利用2010—2022年地级市及以上城市作

为研究对象,数据来源于《中国城市统计年鉴》、各市统计年鉴以及对应的统计公报。考虑到行政区划的改变,以及指标的完整性与可得性,最终选取除香港、澳门、台湾、西藏等省份外的 30 个省份的共计 279 个地级市作为样本对象。部分指标存在部分年份缺失的,通过线性插值法或 ARIMA 法进行补全。

具体指标测度方式如下。
2.2.1 被解释变量:区域协调发展(Coor)。
依据区域协调发展的基本含义并借鉴张可云和裴相焯^[19]的指标选取并加以拓展,设立区域协调发展水平测算指标体系(表 2)。指标测算方面使用熵值法进行测算,熵值法具体步骤参考蒙昱竹等^[20]。

表 2 区域协调发展指标测算指标体系
Tab. 2 Measurement indicator system for regional coordinated development

一级指标	二级指标	指标说明	单位	符号
基本公共服务	教育	小学师生比	%	+
		中学师生比	%	+
	文化	每万人图书馆总藏书	册	+
		每万人医疗卫生机构床位数	张	+
	医疗	每万人医疗卫生机构卫生技术人员	人	+
		生态	可吸入细颗粒物年均浓度	mg/m ²
基础设施通达程度	信息通信	移动电话年末用户数	10 ⁴ 户	+
	道路交通	人均年末实有城市道路面积	m ² /人	+
	园林绿化	人均园林绿化面积	m ² /人	+
	垃圾清理	生活垃圾无害化处理率	%	+
	供气	人均用气量	m ³ /人	+
	污水处理	污水厂集中处理率	%	+
人民基本生活 保障水平	就业工薪	职工平均工资/人均 GDP	%	+
	社会保障	失业保险参保比例(参保人数/常住人口)	%	+
		养老保险参保比例(参保人数/常住人口)	%	+
		基本医疗保险参保比例(参保人数/常住人口)	%	+
		政府社会保障和就业支出/一般公共预算支出	%	+

2.2.2 中介变量:数字普惠金融

本文采用的中介变量为北京大学数字普惠金融指数(Dif)。该指数在传统普惠金融的基础上,从数字金融覆盖广度、使用深度和普惠金融数字化程度三个层面,衡量中国数字普惠金融的发展程度。除使用数字普惠金融指数进行中介效应分析外,为保证结果的稳健性,本研究还使用数字金融覆盖广度、使用深度和普惠金融数字化程度这三个分指标进行中介效应的稳健性分析。本文采用城市层面的数据,并对上述指标数据进行归一化处理。

2.2.3 控制变量集(X)

为了避免遗漏变量造成的偏误,本研究选取对外开放水平(Fdi)、财政自给率(Fis)、金融发展水平(Fin)、产业结构升级(Ind)和固定资产投资(Inv)作为本文的控制变量。对外开放水平有助于发达地区展开经济合作与交流,用进出口贸易额与 GDP 比值

衡量。财政自给率是区域协调发展的基础保障,决定了地方政府自主发展的能力。用地方财政一般公共预算内收入与地方财政一般公共预算内支出比值衡量。金融发展水平是资源配置的核心机制,通过金融资源流动优化区域经济结构,用年末金融机构存贷款余额与 GDP 比值衡量。产业结构升级是促进地域经济发展的重要因素,利用第三产业增加值与第二产业增加值比值衡量。若此值大于 1,则表明产业结构更加趋于“经济服务化”产业结构在朝高级化方向发展;固定资产投资通过资本积累推动产业升级和基础设施改善,用地方固定资产投资总额与 GDP 比值衡量。

2.2.4 描述性统计分析

所有变量的描述性统计分析见表 3。可以看出,在核心变量中,数字普惠金融系数变量的标准差与均值比值最大,这意味着数字普惠金融系列变量的变异程度高于区域协调发展指数和新型城镇化试点政策指

标。从控制变量来看,金融发展水平的变异程度最大,其次为财政自给率,对外开放水平的变异程度最小。

表 3 描述性统计表
Tab. 3 Descriptive statistics

变量	符号表征	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Coor	3 627	0.103 7	0.061 5	0.035 3	0.459 6
核心解释变量	Did	3 627	0.198 2	0.398 7	0	1
中介变量	Dif	3 627	0.529 8	0.227 0	0	1
	Bre	3 627	0.492 6	0.210 2	0	1
	Dep	3 627	0.545 0	0.207 4	0	1
	Dig	3 627	0.575 8	0.186 6	0	1
控制变量	Fdi	3 627	0.200 7	0.340 8	0.025 7	3.858 2
	Fis	3 627	0.452 1	0.220 6	0.068 1	1.541 3
	Fin	3 627	1.522 9	1.021 4	0.587 9	3.301 5
	Ind	3 627	1.053 0	0.579 3	0.108 7	5.650 3
	Inv	3 627	0.989 7	0.652 4	0.004 1	9.577 3

数据来源:根据原始数据计算得出,数字普惠金融相关指数有 0 和 1 的原因为极大值和极小值相差太大,属于归一化标准化后的正常结果。

3 实证分析

3.1 基准回归

本研究采用多期双重差分模型评估新型城镇化试点政策的区域协调发展效应。由表 4 列(1)可知,在未加入控制变量时,新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响系数为 0.003 2,且在 1%的水平下

显著,说明新型城镇化试点政策能有效促进区域协调发展。列(2)~(6)是逐步加入控制变量的回归结果,新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响系数始终在 1%水平下显著,充分说明新型城镇化试点政策对区域协调发展具有稳定积极的影响,加快试点政策推广以及经验交流是缩小区域间发展差异,促进区域协调发展的有力推手。

表 4 基准回归结果
Tab. 4 Baseline regression results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Did	0.003 2*** (22.601 2)	0.002 8*** (2.608 6)	0.002 7*** (2.589 9)	0.002 9*** (2.745 1)	0.0031*** (2.905 9)	0.003 1*** (17.929 2)
Fdi		-0.011 7*** (-5.282 6)	-0.012 0*** (-5.380 6)	-0.012 4*** (-5.565 2)	-0.012 6*** (-5.672 9)	-0.011 2*** (-5.038 2)
Fis			0.007 1* (1.767 2)	0.009 1** (2.217 9)	0.009 1** (2.219 8)	0.011 0*** (2.707 4)
Fin				0.001 2** (2.535 8)	0.000 7 (1.514 6)	0.000 7 (1.465 1)
Ind					0.003 4*** (3.036 0)	0.004 1*** (3.695 5)
Inv						-0.003 5*** (-5.801 5)
常量	0.090 3*** (105.878 8)	0.093 9*** (86.422 1)	0.090 6*** (42.246 7)	0.087 4*** (34.938 9)	0.085 8*** (33.629 4)	0.086 4*** (34.009 5)
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 627	3 627	3 627	3 627	3 627	3 627

注:***、**、* 分别表示显著性小于 0.01、0.05、0.1 的统计检验。括号里是 t 值,城市效应和时间效应回归结果均控制,下表不再赘述。

由控制变量的估计结果可知,城市对外开放水平的提升会显著的缩小区域协调发展水平,原因可能是城市的地理位置以及经济实力的差异性,沿海地区的外贸实力要优于内陆地区,这就导致对外开放水平的参差不齐,对样本城市的区域协调发展水平造成反向影响。城市固定资产投资的提升会显著缩小区域协调发展水平,原因可能是固定资产投资的项目基本上回本周期较长,且收益不稳定,这就导致大部分经济较弱的地区在此方面投入较少,与区域协调发展的轨迹不合,呈现出负向影响。财政自给率和产业结构升级对区域协调发展起到明显的促进作用,这说明财政能力的发展对区域协调发展有着关键作用,同时,再一次验证了产业结构升级对区域协调发展的促进作用。

3.2 识别假设检验

3.2.1 平行趋势检验

双重差分模型估计有效的的基本前提是通过平行趋势检验,以此来确保结果的无偏性。为检验这一假设,本文采用事件研究法对新型城镇化试点政策的动态效应进行估计。因为本文中所涉及新型城镇化政策的试点地区与政策开始实施的时间并不完全相同,因此本文不能确定某一时间作为临界点,所以使用多期 DID 的平行趋势假设检验:

$$C_{it} = \alpha + \sum_{k \geq 3, k \neq -1}^{k \leq -5} \beta_k D_{id, it}^k + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \sigma_{it} \quad (6)$$

式中: k 表示实施新型城镇化试点的地区在第 t 年是距离政策实施的年份时长,例如 $k = -2$ 就是试点地区实施政策前两年, $k \geq 3$ 就是试点地区实施政策三年即三年以上; $D_{id, it}^k$ 是时间虚拟变量和政策处理变量的交互项;其余变量含义不再赘述。

图 1 绘制了 95% 置信区间下参数 β_k 的估计值。动态效应来看,在政策发生之后,新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响系数显著为正,并且之后的促进效应趋于增强。新型城镇化推动区域协调发展的效果逐步显现,再次验证假设 1。

3.2.2 安慰剂检验

本文采取随机抽取地区和随机抽取年份的方法作为试点地区和政策时间来进行间接安慰剂检验。 $\hat{\beta}_1$ 的估计值表达式为:

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \theta \frac{\text{cov}(D_{id, it}, \sigma_{it} / X_{it})}{\text{var}(D_{id, it} / X_{it})} \quad (7)$$

式中: θ 表示非观测因素对区域协调发展的影响,若

$\theta = 0$ 则表示新型城镇化试点政策的评估效应不会受到非观测因素的影响。但是,并不能直接对 $\theta = 0$ 进行验证,因此使用间接安慰剂检验的方法。主要做法是虚构政策实施时间和政策实施对象,即确定一个改革前的年份为假象的政策年份和构造与实际政策相同数量的虚构政策地区进行回归(图 2)。

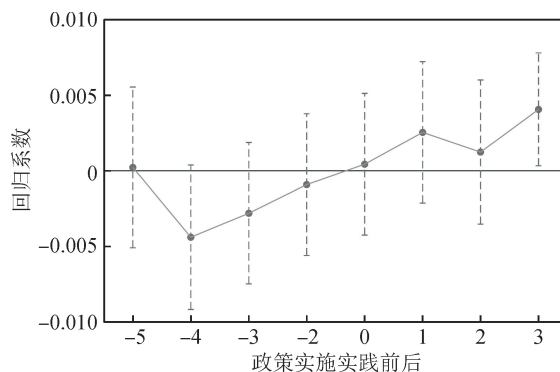


图 1 平行趋势假设检验结果

Fig. 1 Results from parallel trends assumption test

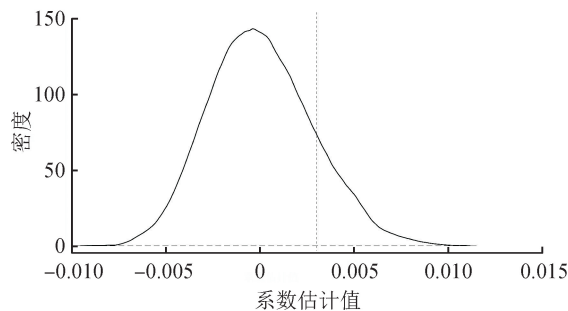


图 2 随机处理后的 $\hat{\beta}_1$ 的分布

Fig. 2 Distribution of $\hat{\beta}_1$ after random treatment

从图 2 可以看出,参数 $\hat{\beta}_1$ 的回归结果在随机模拟过程中的估计值近似正态分布,且估计值多数在零的附近,与真实情况 $\beta_1 = 0.0032$ 有差距,所以反推出 $\theta = 0$,即非观测因素对估计结果的影响几乎为零,最终可得多期双重差分模型的估计结果是稳健的,即新型城镇化试点政策对区域协调发展的促进作用是有效的^①。

3.3 机制检验

本文认为新型城镇化试点政策能够通过提高城市数字普惠金融水平进而促进区域协调发展。表 5 报告了新型城镇化试点政策对区域协调发展的数字普惠金融机制。从表 5 列(1)中可以看出,新型城镇化试点政策对数字普惠金融的影响在 1% 水平下显

① 限于篇幅,本文内生性检验结果和稳健性检验结果备索。有兴趣的读者亦可联系本文的通讯作者获取。

著为正,表示新型城镇化发展可以有效促进数字普惠金融建设^[22]。从列(2)可以看出,数字普惠金融指数的回归系数在1%水平下显著为正,这表明城市数字普惠金融发展可以显著提升区域协调发展水平,因此,新型城镇化能够通过提高数字普惠金融水平促进区域协调发展。为确保机制检验结果的稳健性,本文利用数字普惠金融分项指数:覆盖广度(Bre)、使用深度(Dep)和数字化程度(Dig)进行检验,分项指

数均做最值归一化处理,方法与数字普惠金融指数相同,结果见表5列(2)~(6)。从列(3)、列(5)和列(7)可以看出,新型城镇化试点政策对各项分指数的影响均在1%水平下显著;列(4)、列(6)和列(8)可以看出。数字普惠金融分指数至少在10%水平下显著提升区域协调发展水平。综上,从表5检验结果看,数字普惠金融在新型城镇化试点政策促进区域协调发展的影响中发挥中介效应,假设2成立。

表5 中介效应结果
Tab.5 Results of mediation effects

变量	(1) Dif	(2) Coor	(3) Bre	(4) Coor	(5) Dep	(6) Coor	(7) Dig	(8) Coor
Did	0.011 9*** (10.184 1)	0.002 6** (2.334 8)	0.004 4*** (3.786 6)	0.002 0* (1.840 2)	0.0137*** (7.771 3)	0.004 6*** (4.072 0)	0.022 3*** (8.353 0)	0.002 4** (2.266 5)
Dif		0.030 4*** (15.659 3)						
Bre				0.039 9*** (19.065 3)				
Dep						0.022 5*** (10.613 6)		
Dig								0.013 2* (1.920 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常量	0.112 3*** (39.781 6)	0.073 1*** (27.549 5)	0.128 3*** (45.792 6)	0.072 8*** (27.944 9)	0.176 3*** (41.640 2)	0.072 1*** (26.220 0)	0.202 8*** (31.569 1)	1.235 3*** (5.307 6)
样本量	3 627	3 627	3 627	3 627	3 627	3 627	3 627	3 627
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

4 进一步分析:空间溢出效应检验和异质性分析

4.1 空间溢出效应检验

根据前文对新型城镇化构建溢出效应的分析,本文采用双重固定效应模型的空间 Durbin 模型进行回归,以经济权重矩阵作为空间权重矩阵,其直接效应和间接效应的结果见表6列(1)和列(2)^①。回归结果中区域协调发展的 ρ 在1%水平下显著,佐证使用空间 Durbin 模型的合理性。新型城镇化试点政策对区域协调发展影响的直接、间接效应分别为0.002 8、0.124 4,且在1%水平下显著。结果表明,新型城镇化试点政策可以有效促进所在城市以

及具有空间毗邻关系城市的区域协调发展水平,城市举力进行城镇化建设是有益的。为确保空间溢出效应结果的稳健性,本文进行增加试点冲击(智慧城市,Did2)以及进行非0-1变量1%双边缩尾的稳健性检验,结果见表6列(3)~(6)。结果可见,新型城镇化试点政策间接效应的回归系数至少在5%水平下显著为正,表明其空间溢出效应结果具有稳健性。

综上,从表6的估计结果看,新型城镇化具有空间溢出效应,假设3成立。

① 限于篇幅,本文仅报告了核心变量的直接效应、间接效应,其他控制变量的详细估计结果备案。

表 6 中介效应结果
Tab. 6 Results of spatial spillover effects

变量	Coor		Coor		Coor	
	(1)直接效应	(2)间接效应	(3)直接效应	(4)间接效应	(5)直接效应	(6)间接效应
Did	0.002 8*** (2.726 8)	0.124 4*** (2.948 8)	0.002 5** (2.407 4)	0.134 5** (2.565 7)	0.002 8*** (2.730 7)	0.127 9*** (3.027 4)
Did2			0.002 4*** (2.695 8)	0.115 2 (1.551 9)		
控制变量	控制		控制		控制	
ρ	0.247 2*** (11.213 2)		0.248 3*** (11.264 3)		0.246 6*** (11.179 0)	
城市	控制		控制		控制	
时间	控制		控制		控制	
样本量	3 627		3 627		3 627	

4.2 基于区域的异质性分析

中国地域广袤,不同地区在经济基础与资源禀赋方面存在一定差距。而且,基于区位差异所导致的城市发展分异现象,为政策优化提供了关键依据,这就要求针对不同区位特点的城市制定差异化政策,以此推动区域协调发展。如今,区域性差异的划分范畴已从传统的东-中西部区域差异拓展到南-北区域差异。所以本研究将分别依据这两种区域划分模式,深入分析新型城镇化对区域协调发展产生影响的区域异质性。将东部和中西部、南部和北部分别进行分组回归,结果如表 7 列(1)~(4)所示。

表 7 基于地理区位异质性分析

Tab. 7 Analysis based on geographical location heterogeneity

变量	东-中西部		南-北部	
	(1)东部	(2)中西部	(3)南部	(4)北部
Did	0.012 8*** (5.376 8)	0.006 6*** (6.129 9)	0.009 6*** (8.401 0)	0.005 3** (2.007 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常量	0.078 1*** (9.338 6)	0.066 8*** (30.378 1)	0.079 4*** (26.105 6)	0.076 2*** (13.806 4)
城市	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
样本量	1 274	2 353	2 340	1 287

注:这里的南北方划分借鉴盛来运等^[23]的划分。

无论是在东部、中西部、南部还是北部,新型城镇化对于区域协调发展的促进效应均在 1% 的水平下显著。但是东部与中西部相比,其东部新型城镇

化的估计系数要大于中西部;南部与北部相比,其南部新型城镇化的估计系数要大于北部,这说明经济发展较好的地区其新型城镇化的促进效应也较好,这就说明各个地区的发展都要统筹兼顾,争取更好地发挥新型城镇化的促进效应。

4.3 基于城市级别的异质性分析

本研究将我国省会城市、副省级城市以及较大城市视为较高行政级别的城市^①,其余为一般行政级别城市,为了降低分组导致样本量减少给估计结果带来的偏误,本研究将设置较高级别行政城市和一般城市的虚拟变量,并利用与其新型城镇化试点政策的交互项来探究对区域协调发展的异质性影响效应,具体结果见表 8 列(1)和列(2)。根据回归结果可知,在 1% 的显著性水平下,较高行政级别城市和一般城市的新型城镇化估计系数均显著为正,但是较高行政级别城市的估计系数要大于一般城市。可能的原因在于较高行政级别的城市因为自身发展的成熟性以及超前性,与经济发展相配套的一系列基础设施、以及公共服务供给和人民生活保障比较健全,此时,新型城镇化对较高行政级别城市的区域

① 省会城市(26 个):石家庄市、南京市、哈尔滨市、成都市、广州市、兰州市、南宁市、郑州市、南昌市、西安市、西宁市、贵阳市、昆明市、乌鲁木齐市、武汉市、沈阳市、太原市、合肥市、杭州市、呼和浩特市、长沙市、长春市、济南市、海口市、福州市、银川市。副省级城市(5 个):大连市、青岛市、宁波市、厦门市、深圳市。较大城市(15 个):齐齐哈尔市、苏州市、本溪市、包头市、大同市、淄博市、徐州市、抚顺市、洛阳市、唐山市、无锡市、吉林市、邯郸市、鞍山市、淮南市。

协调发展能够产生更好的促进作用。反之,对一般城市而言,新型城镇化的区域协调发展促进效应要略低于较高行政级别的城市。

表 8 基于城市级别和是否为资源型城市的异质性检验

Tab. 8 Heterogeneity test based on city level and whether it being a resource-based city

变量	城市级别		是否为资源型城市	
	(1)较高	(2)一般	(3)是	(4)否
较高行政 级别城市 dum×Did	0.016 3*** (8.236 0)			
一般城市 dum×Did		0.004 9*** (3.928 6)		
资源型城市 dum×Did			0.000 6 (0.319 9)	
非资源型城市 dum×Did				0.012 3*** (9.421 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常量	0.078 7*** (28.902 7)	0.079 9*** (29.202 0)	0.080 3*** (29.279 6)	0.078 5*** (28.919 9)
城市	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
样本量	3 627	3 627	3 627	3 627

4.4 基于是否为资源型城市的异质性分析

本文依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本城市划分为资源型和非资源型城市,并且做法同按城市级别,设置资源型城市和非资源型城市的虚拟变量,且与新型城镇化试点政策进行交互,结果见表8列(3)和(4)。可以看出,非资源型城市新型城镇化的区域协调发展促进效应显著大于资源型城市。一方面,资源型城市的经济结构比较单一,产业结构不能较好地循环发展,这使得城市间的经济关联度下降,吸引各类资金以及人才的能力不如非资源型城市,又因部分资源型城市的地理位置以及气候等因素,显著阻碍了“做大蛋糕”。另一方面,新型城镇化试点政策的实施,城市将会面临农转非的问题,资源型城市相较于非资源型城市的公共服务以及基础设施建设可能相对差一点,这就导致转移人口不能及时享受到城市居民的待遇,以至于限制了“分好蛋糕”。

5 结论与政策建议

本研究构建了新型城镇化对区域协调发展的影响机制,并进一步探究区域和城市级别异质性,以2010—2022年279个城市的平衡面板样本数据,利用多期DID评估新型城镇化试点政策的区域协调发展效应。第一,新型城镇化试点政策可以促进区域协调发展,在经过一系列稳健性检验后结论仍然成立。同时,新型城镇化试点政策可能对存在空间关联的城市产生正向溢出效应,促进周边城市的区域协调发展水平。第二,机制检验表明,新型城镇化试点政策可以通过提升区域数字普惠金融水平促进区域协调发展。第三,异质性分析说明,新型城镇化试点政策对区域协调发展的影响会根据城市所处区域的不同、以及城市行政级别的不同以及是否为资源型城市而产生不同的结果。总而言之,在经济发展好的城市、行政级别较高的城市以及非资源型城市,其促进效应更强,有效发挥了试点政策对区域协调发展的促进效应。

基于上述结论,本文提出如下政策建议。

第一,不断推进“以人为核心”的新型城镇化,总结试点经验走向全国,同时发挥溢出效应。要进一步鼓励各地在政策、资金、技术等方面给予支持,帮助试点地区进一步扩大成果,形成示范效应;同时对试点地区的新型城镇化实践进行深入研究,总结成功经验,分析存在的问题和困难,形成具有指导意义的报告。

第二,有效发挥新型城镇化的作用,推进区域协调发展。持续推进新型城镇化建设、重塑城镇化发展理念、提高科技水平和创新水平,有利于促进地区数字普惠金融发展。优化公共服务资源的配置效率,以教育、医疗、卫生、基础设施为重点,积极促进公共服务均等化和社会保障普惠化。最后,提供养老、医疗、失业等多方面的保障,增加社会公平和稳定。

第三,充分考虑新型城镇化对区域协调发展的差异性影响,因地制宜探索新型城镇化发展方案。①东部地区依托沿海优势,打造属于自己独特的新型城镇化路子,中西部地区要依托新型城镇化政策,使农村居民获得更多收入以及融入城市的能力。②省会城市以及副省级城市应发挥政治、经济、文化中心以及次中心的作用,承担区域决策、高端服务业和科技创新功能,与周边城市齐发力,同发展,合作共赢,缩小区域内以及区域间发展差距,实现区域协调发展;其次一般城市要侧重于承接产业转移、提供

公共服务、发展特色产业。③鼓励资源型城市发展接续替代产业,如发展文化旅游、生态农业等产业。并且要加大对资源型城市生态修复的支持力度,实现经济发展与生态保护的平衡。非资源型城市应加大科技创新投入,培育新兴产业,与此同时也要完善基础设施建设,提高城市承载能力和吸引力。

参考文献:

- [1] 王思薇,刘一康.高质量发展视角下区域协调发展水平测度[J].统计与决策,2023,39(2):99-104.
- [2] 吴茂祯,马雯嘉.区域协调发展与碳减排双目标驱动下的政策效果研究——基于县域数据模糊断点的实证分析[J].中国软科学,2022(增刊1):108-120.
WU Maozhen, MA Wenjia. Research on the policy effect driven by the dual goals of regional coordinated development and carbon emission reduction [J]. China Soft Science, 2022(S1): 108-120.
- [3] ZHANG Hong, WEI Xin. Border effects within a city and regional coordinated development in emerging economies [J]. Finance Research Letters, 2022, 50.
- [4] 王青,曾伏.中国城乡协调发展水平的分布动态、区域差异及收敛性研究[J].软科学,2023,37(8):23-30,45.
WANG Qing, ZENG Fu. Study on the distribution dynamics, regional differences and convergence of coordinated urban-rural development levels in china [J]. Soft Science, 2023, 37(8): 23-30, 45.
- [5] WANG Qi, QIAN Yongsheng, ZENG Junwei, et al. Land transportation accessibility and urbanization spatial pattern based on coupling coordination—Taking Chengdu-Chongqing urban agglomeration as an example [C]// China IOP Conference Series: Earth and Environmental Science. 2020 International Conference on New Energy, Power and Environmental Engineering (NEPEE2020) 20-21 December 2020, Xiamen: 2021, 696(1): 012035.
- [6] 陆小成.空间正义视域下新型城镇化的资源配置研究[J].社会主义研究,2017(1):120-128.
LU Xiaocheng. Research on resource allocation of new urbanization in the perspective of spatial justice [J]. Socialism Studies, 2017(1): 120-128.
- [7] 徐秋艳,房胜飞,马琳琳.新型城镇化、产业结构升级与中国经济增长——基于空间溢出及门槛效应的实证研究[J].系统工程理论与实践,2019,39(6):1407-1418.
XU Qiuyan, FANG Shengfei, MA Linlin. New urbanization, upgrading of industrial structure and China's economic growth——Empirical research based on spatial spillover and threshold effect [J]. Systems Engineering Theory & Practice, 2019, 39(6): 1407-1418.
- [8] 付丽娜,彭真善,张爱群.新型城镇化与产业结构的交互影响——以环长株潭城市群为例[J].经济地理,2020,40(11):95-104.
FU Lina, Peng Zhenshan, ZHANG Aiqun. Interaction between new urbanization and industrial structure: taking the city group around Changsha-Zhuzhou-Xiangtan as an example [J]. Economic Geography, 2020, 40(11): 95-104.
- [9] 黄群慧,叶振宇.中国区域协调发展指数报告(2020)[M].北京:中国社会科学出版社,2021.
- [10] LI Jingrong, LI Bowen. Digital inclusive finance and urban innovation: evidence from China [J]. Review of Development Economics, 2022, 26(2): 1010-1034.
- [11] 张梦飞,吴琳玥.数字普惠金融、双元创新与中国式农业农村现代化[J].华东经济管理,2024,38(11):41-52.
ZHANG Mengfei, WU Linyue. Digital inclusive finance, ambidextrous innovation, and Chinese-style modernization of agriculture and rural areas [J]. East China Economic Management, 2024, 38(11): 41-52.
- [12] 王刚贞,陈梦洁.数字普惠金融影响经济高质量发展的渠道机理与异质特征[J].财贸研究,2022,33(10):45-56.
WANG Gangzhen, CHEN Mengjie. Channel mechanism and heterogeneous characteristics of digital inclusive finance affecting economic high-quality development [J]. Finance and Trade Research, 2022, 33(10): 45-56.
- [13] 金海峰,李圣华,张荣.西部民族地区数字普惠金融、产业结构升级与经济高质量发展[J].黑龙江民族丛刊,2023(4):74-81.
JIN Haifeng, LI Shenghua, ZHANG Rong. Digital inclusive finance, industrial structure upgrade and high quality economic development in Western Ethnic Areas [J]. Heilongjiang National Series, 2023(4): 74-81.
- [14] 朱鹏华,郑元桢.新型城镇化的共同富裕效应与机制[J].经济问题探索,2024(10):25-44.
ZHU Penghua, ZHENG Yuanzhen. Common prosperity effect and mechanism of the new urbanization [J]. Inquiry Into Economic Issues, 2024(10): 25-44.
- [15] 张复明,景普秋.资源型经济及其转型研究述评[J].中国社会科学,2006(6):78-87.
- [16] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2009, 65(5): 1637-1667.
- [17] 马越峰,刘冰冰.数字经济如何影响碳排放强度——基于技术创新和产业链高质量发展链式中介效应的实

- 证[J]. 西安理工大学学报, 2024, 40(4): 451-460, 470.
- MA Yuefeng, LIU Bingbing. How the digital economy affects carbon emission intensity: based on the empirical evidence of the chain mediation effect of technological innovation and high-quality development of the industrial chain [J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2024, 40(4): 451-460, 470.
- [18] 王美霞, 薛伟贤. 地方政府竞争对房价上涨的影响——基于空间面板模型的实证研究[J]. 西安理工大学学报, 2017, 33(2): 247-252.
- WANG Meixia, XUE Weixian. Impact of competition among local governments on housing price: an empirical study based on Spatial Panel Model [J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2017, 33(2): 247-252.
- [19] 张可云, 裴相烨. 中国区域协调发展水平测度——基于省级数据分析[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2019, 52(6): 29-34, 125.
- ZHANG Keyun, PEI Xiangye. Measurement of regional coordinated development level in China: an analysis based on provincial data [J]. Journal of Zhengzhou University (Philosophy and Social Sciences Edition), 2019, 52(6): 29-34, 125.
- [20] 蒙昱竹, 余梅, 赵庆. 我国沿边省区发展质量评价与提升对策[J]. 华东经济管理, 2022, 36(1): 64-77.
- MENG Yuzhu, YU Mei, ZHAO Qing. Evaluation of the development quality of China's bordering provinces & regions and countermeasures for improvement [J]. East China Economic Management, 2022, 36(1): 64-77.
- [21] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- GUO Feng, WANG Jingyi, WANG Fang, et al. Measuring China's digital financial inclusion: index compilation and spatial characteristics [J]. China Economic Quarterly, 2020, 19(4): 1401-1418.
- [22] 王媛媛, 韩瑞栋. 新型城镇化对数字普惠金融的影响效应研究[J]. 国际金融研究, 2021(11): 3-12.
- WANG Yuanyuan, HAN Ruidong. Study on the effect of new urbanization on digital inclusive finance [J]. Studies of International Finance, 2021(11): 3-12.
- [23] 盛来运, 郑鑫, 周平, 等. 我国经济发展南北差距扩大的原因分析[J]. 管理世界, 2018, 34(9): 16-24.
- SHENG Laiyun, ZHENG Xin, ZHOU Ping, et al. Analysis of the reasons for the widening gap of economic development between the northern and southern China [J]. Journal of Management World, 2018, 34(9): 16-24.

(责任编辑 王绪迪)