

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2026.07.012

蒙长玉, 段小力, 杨珂. 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平测度及数据要素驱动效应研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(7): 146-163.

新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平 测度及数据要素驱动效应研究

蒙长玉¹, 段小力², 杨珂¹

1. 河南工学院 经济学院, 河南 新乡 453003; 2. 郑州师范学院 经济与管理学院, 河南 郑州 450044

摘要: 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展是中国式现代化的必然要求, 对促进城乡融合发展和实现共同富裕具有重要的理论意义和现实价值。基于 2011—2024 年中国 30 个省份(限于数据可得性, 不包括香港、澳门、台湾、西藏)的面板数据, 综合运用耦合协调度模型、核密度估计、Dagum 基尼系数、莫兰指数以及空间杜宾模型, 系统性地探究新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平以及数据要素的驱动效应。研究发现: 协调发展水平呈现出持续提升趋势但增速平缓, 实现了初级协调向中级协调跨越, 呈现出“组内收敛、组间分化”“东部高、西部低”的梯度分化特征。协调发展水平总体差异性逐步缓解, 东部地区区域内差异最突出, 东部—西部区域间差距最大, 区域间差异构成了协调发展水平总体差异性的主要来源。协调发展水平空间溢出效应显著并呈正向空间集聚。数据要素化水平对新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的影响呈现出倒“U”形特征, 前期数据要素化水平的空间溢出效应强度超过本地驱动效应强度。在此基础上, 提出实施精准化差异化区域政策、健全跨区域协同发展机制、充分释放本地驱动效应与跨区域空间溢出效应的对策建议。

关键词: 新型城镇化; 乡村全面振兴; 数据要素化水平

中图分类号: F320.3

文献标识码: A

文章编号: 1673-9868(2026)07-0146-18

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Research on the measurement of coordinated development level between Comprehensive Rural Revitalization and New-type Urbanization and the driving effect of data elements

Meng Changyu¹, Duan Xiaoli², Yang Ke¹

1. School of Economics, Henan Institute of Technology, Xinxiang Henan 453003, China;

2. School of Economics and Management, Zhengzhou Normal University, Zhengzhou Henan 450044, China

收稿日期: 2026-03-11

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(24&·ZD027); 国家社会科学基金后期资助项目(25FJLB001); 河南省软科学研究计划项目(252400410158, 262400411175); 河南省哲学社会科学规划项目(2022BJY007)。

作者简介: 蒙长玉, 博士, 讲师, 主要从事数字经济、新型城镇化与乡村全面振兴研究。

通信作者: 段小力, 博士, 教授。

Abstract: The coordinated development of Comprehensive Rural Revitalization and New-type Urbanization is an inevitable requirement of the Chinese Path to Modernization, and holds critical theoretical significance and practical value for promoting integrated urban-rural development and realizing common prosperity. Based on panel data of 30 provincial-level administrative regions in China from 2011 to 2024 (excluding Hong Kong, Macao, Taiwan, and Xizang), this study systematically investigates the coordinated development level of Comprehensive Rural Revitalization and New-type Urbanization, as well as the driving effect of data elements, by comprehensively applying coupling coordination degree model (CCDM), kernel density estimation (KDE), Dagum Gini coefficient, Moran's I index, and the Spatial Durbin Model (SDM). The results show that the level of their coordinated development has maintained a steady upward trend with a moderate growth rate, achieving a leap from primary coordination to intermediate coordination, and exhibits a gradient differentiation pattern characterized by "intra-group convergence and inter-group differentiation" and "high in the eastern region and low in the western region". The overall heterogeneity of the coordinated development level has gradually decreased, with the intra-regional disparity within the eastern region being the most prominent, and the inter-regional disparity between the eastern and western regions being the largest. Inter-regional disparities constitute the primary source of the overall heterogeneity in the coordinated development level. The coordinated development level exhibits a significant spatial spillover effect and presents a pattern of positive spatial agglomeration. The impact of the level of data elementization on the coordinated development of Comprehensive Rural Revitalization and New-type Urbanization presents an inverted "U-shaped" characteristic, and the intensity of the spatial spillover effect of data elementization exceeds that of its local driving effect in the initial stage. On this basis, this paper further puts forward countermeasures and suggestions including implementing precise and differentiated regional policies, improving the cross-regional coordinated development mechanism, and fully unlocking local driving effects and cross-regional spatial spillover effects.

Key words: New-type Urbanization; Comprehensive Rural Revitalization; level of data elementization

新型城镇化与乡村全面振兴协调发展是中国式现代化的必然要求,能否处理好两者的关系,在一定程度上决定着现代化建设的成败。当前,中国常住人口城镇化率已达到 67.90%,正处于新型城镇化高质量发展和乡村全面振兴攻坚的关键阶段,城乡发展不平衡、区域发展不协调的问题仍未得到根本解决^[1-2],东部地区新型城镇化发展水平与乡村全面振兴发展水平显著高于中西部,东北地区面临农村空心化与城市收缩并存的困境,这些问题严重制约了新型城镇化与乡村全面振兴协调发展进程。在此背景下,系统探究新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的时空特征、动态演进规律、区域异质性及驱动因素,对促进城乡融合发展具有重要的理论意义和实践价值。

目前,学术界主要围绕新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的内涵、评价和影响因素等方面展开讨论,形成了较为丰富的研究成果,可归纳为 3 个方面:① 关于协调发展内涵的研究。相关文献普遍认为,乡村振兴与新型城镇化通过行政、户籍、社会保障的多维制度改革实现深度融合^[3],其协调发展主要体现为共生互补、要素联动、城乡融合的动态关系^[4];新型城镇化推动城镇公共服务向乡村延伸,优化城乡空间布局^[5],为乡村振兴提供物质基础和发展契机;乡村振兴通过劳动力、生态资源等要素供给,强化生态保障功能,为新型城镇化注入可持续发展动力^[6]。② 关于评价指标构建的研究。新型城镇化评价指标体系体现“以人为本”的价值导向,普遍从人口、经济、生态、社会、空间 5 个维度进行构建^[7-8]。关于定量评价的研究。已有研究通常先用熵权法、熵权 TOPSIS 法或主成分分析法得到乡村振兴发展指数和新型城镇化

发展指数,在此基础上采用耦合协调度模型计算得到衡量乡村振兴与新型城镇化协调发展水平的耦合协调度^[9],结果显示中国新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的耦合协调度逐年增加,空间分布呈现出“东部高、西部低”的特征,高值省份主要集聚于东部地区^[10],数字经济发达地区空间集聚效应更显著并会强化区域差异,耦合协调度高的省份对邻近地区具有正向溢出效应^[11]。③ 关于影响因素的研究。政府效率、互联网发展、城乡要素流动以及产业发展水平等因素对新型城镇化与乡村全面振兴协调发展具有重要的驱动作用^[12-13]。

已有研究对两者协调发展进行了有益探索,为本文奠定了文献基础,但在以下 2 个方面需要进一步拓展:① 相关研究采用单一的耦合协调度模型测度协调水平,难以精准捕捉协调发展的极化效应、区域差异贡献率及空间集聚特征。② 已有研究对数字经济背景下数据要素的关注不足,缺乏对数据要素化水平的驱动效应、空间溢出效应及非线性特征的探讨,未能充分揭示数字经济时代城乡融合发展的新动力与新机制。本文的边际贡献主要体现在以下 3 个方面:① 综合运用多种定量方法相互印证,精准测度协调发展水平,深入剖析动态演进规律、区域异质性来源及空间溢出效应。② 基于 2011—2024 年省级面板数据系统分析协调发展的时空特征,结合空间杜宾模型揭示数据要素化的直接效应与间接效应,为相关部门制定差异化区域政策提供了更精准的实证支撑。③ 将数据要素纳入数字经济时代新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的分析框架,探究数据要素化对二者协调发展的倒“U”形驱动特征及空间溢出效应,丰富了数字经济时代城乡融合发展的研究视角。

1 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的内在机理

新型城镇化与乡村全面振兴是新时代中国推动城乡融合发展和实现共同富裕的两大战略,二者协调发展主要体现在要素互促、产业联动、空间共生、制度协同与目标耦合 5 个方面。

1.1 要素互促

要素的合理流动与高效配置既是城乡经济循环的基础,也是新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的核心动力。在劳动力要素流动方面,城乡人口的合理流动可以有效实现城乡产业分工优化和经济效益提升,既支撑城镇产业升级,也为乡村高质量发展注入活力^[14],构成新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的劳动力基础。农村人口向城镇适度集中,既提升了城镇的规模效应与经济集聚,也为农村缓解人地矛盾、推动土地适度规模经营创造条件。同时,乡村全面振兴通过改善人居环境、完善基础设施、培育特色产业,吸引新型城镇化的高素质人才要素回流,形成乡村经济高质量发展的人才支撑。在土地要素合理配置方面,新型城镇化强调土地集约高效使用与乡村全面振兴“严守耕地红线”适配。城乡土地制度的协同改革,一方面保障城镇发展的合理用地需求,另一方面为农村盘活闲置资源、增加财产性收入提供路径,实现土地要素在城乡之间的统筹配置与价值提升。在资本与技术要素流动方面,新型城镇作为科技创新、金融服务、现代产业的高地,为乡村产业发展、基础设施建设、公共服务提升提供有力支持^[15],乡村全面振兴则以丰富的生态资源、文化资源、旅游资源成为促进城镇消费升级、产业外溢、功能疏解的重要承接地。资本与技术 在城乡之间双向渗透,推动资源从低效领域向高效领域转移,提升城乡区域资源配置效率与全要素生产率,为新型城镇化与乡村全面振兴协调发展提供持续动力。

1.2 产业联动

产业联动是新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的实体支撑。新型城镇化与乡村全面振兴的产业协同,本质是推动工农互促、城乡互补、全面融合、共同繁荣的新型城乡融合发展,也是产业上下游衔接、价值链延伸、功能互补、市场互通的有机整体,从而实现产业发展与城乡协调同频共振^[16]。新型城镇化以非农产业集聚为特征,拥有完善的工业体系、现代服务业体系与科技创新体系,推动传统农业向科技农业、绿色农业、智慧农业转型,夯实乡村全面振兴的产业根基。同时,新型城镇化的消费市场形成对优质农产

品、绿色食品、休闲旅游、康养服务的巨大需求,直接拉动乡村产业结构升级。乡村全面振兴在基础保障、生态供给、空间拓展、消费场景等方面对新型城镇化起到了产业基础支撑作用。稳定的粮食生产与农产品供给为新型城镇产业结构升级提供物质基础,乡村独特的自然生态、田园风光、民俗文化为城镇居民提供生态产品、休闲空间与精神慰藉^[17],提升新型城镇化品质。

1.3 空间共生

新型城镇化与乡村全面振兴协调发展实现城乡空间功能互补和网络化、一体化发展。新型城镇化在空间上强调以城市群、都市圈为主体形态,以县城为重要载体,推动大、中、小城市与小城镇协调发展^[18],这种梯度化、层级化的城镇体系,可为乡村全面振兴提供多层次、全覆盖的正向辐射。乡村在空间上承担粮食安全、生态屏障、文化传承、宜居宜业等独特功能,形成城镇生产生活服务与乡村生态农业文化的互补格局,实现经济功能、社会功能、生态功能、文化功能的统筹^[19],既提高资源配置效率,又缩小城乡发展差距。

1.4 制度协同

制度协同是影响新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的长期性因素。新型城镇化与乡村全面振兴制度协同,实现户籍管理、社会保障、财政金融、产业发展、公共服务等多维度协调,可有效降低人口流动的行政、搜寻及风险等交易成本,打破市场分割壁垒,实现人力资源、土地资源和金融资源的合理配置,并通过以下 3 条传导路径推动新型城镇化与乡村全面振兴协调发展。

1) 要素配置效率提升路径。交易成本降低打破了城乡要素流动的刚性约束,推动人口、土地、资本、技术等要素在城乡间自由流动、高效匹配。具体而言,户籍与就业社保制度的协同衔接能够有效减少城乡劳动力双向流动的制度成本,既推动农村人口有序向城镇集聚,为新型城镇化产业升级与人口市民化提供充足的劳动力供给,又引导城镇高素质劳动力返乡入乡创业,疏解乡村全面振兴面临的人才困境。财政金融与科技成果转化制度的城乡统筹可加速资本与技术跨城乡流动,推动资本与技术双向赋能城乡产业发展,为二者协调发展奠定坚实的要素基础。

2) 产业协同升级路径。交易成本降低推动城乡产业分工协作更加紧密,形成分工协作、互利共赢的产业格局。一方面推动城镇先进制造业与现代服务业发展,将产业链上游的初级加工、仓储物流、原料供应等环节向乡村转移,形成梯度分工格局,乡村产业借助城镇技术、人才、市场资源实现转型升级。另一方面,乡村特色农产品精深加工、文旅康养等产业的规模化升级,也为城镇产业高质量发展提供了稳定的原料供给与广阔的消费市场^[20]。

3) 公共服务均衡路径。交易成本降低推动公共服务资源在城乡间合理配置,减少优质公共服务资源跨城乡流动的行政协调与组织实施成本,使农业转移人口与农村居民能够平等享受优质公共服务。一方面实现了农业转移人口在教育、医疗、养老、住房保障等方面与城镇居民的同城同权,推动新型城镇化从土地城镇化向以人为本的新型城镇化实质性转型;另一方面通过城乡教育共同体、医疗卫生共同体等制度协同,推动城市优质教育、医疗、养老资源向乡村常态化下沉,全面提升农村公共服务供给质量,有效缩小城乡公共服务差距,促进城乡社会协调发展。

1.5 目标耦合

新型城镇化与乡村全面振兴在战略目标上高度耦合、内在统一,共同服务于城乡融合发展与城乡共同富裕。新型城镇化的核心是以人为本,追求城镇化的质量与效益,通过产业集聚、就业创造、公共服务完善,提高居民收入水平与生活品质^[21],推动经济社会可持续发展。乡村全面振兴聚焦农村发展不充分、城乡发展不平衡问题,通过产业、人才、文化、生态、组织全面振兴,让农民共享现代化成果。新型城镇化与乡村全面振兴协调发展是扩大中等收入群体、缩小城乡收入差距^[22]、实现全体人民共同富裕的必由之路,有利于优化经济结构、转换增长动力、提升发展韧性,实现经济发展、社会进步、生态良好的有机统一。因

此, 新型城镇化是乡村全面振兴的引擎与支撑, 而乡村全面振兴是新型城镇化的基础与保障, 二者统一助推城乡融合发展和城乡共同富裕^[23]。

2 评价指标体系、研究方法与数据来源

2.1 评价指标体系构建

本文将新型城镇化与乡村全面振兴视为两个子系统(图 1), 分别构建衡量其发展水平的评价指标体系(表 1)。参考徐雪等^[18]、刘战伟^[19]的相关研究, 在遵循科学性、合理性和数据可获取性等原则的基础上, 本文构建的乡村全面振兴发展水平评价指标体系包括产业兴旺、生活富裕、生态宜居、乡风文明和治理有效 5 个维度, 共计 22 个具体指标。参考钟洋等^[24]的相关研究, 本文构建的新型城镇化发展水平评价指标体系包括人口城镇化、经济城镇化、生态城镇化、社会城镇化、空间城镇化 5 个维度, 共计 22 个具体指标。

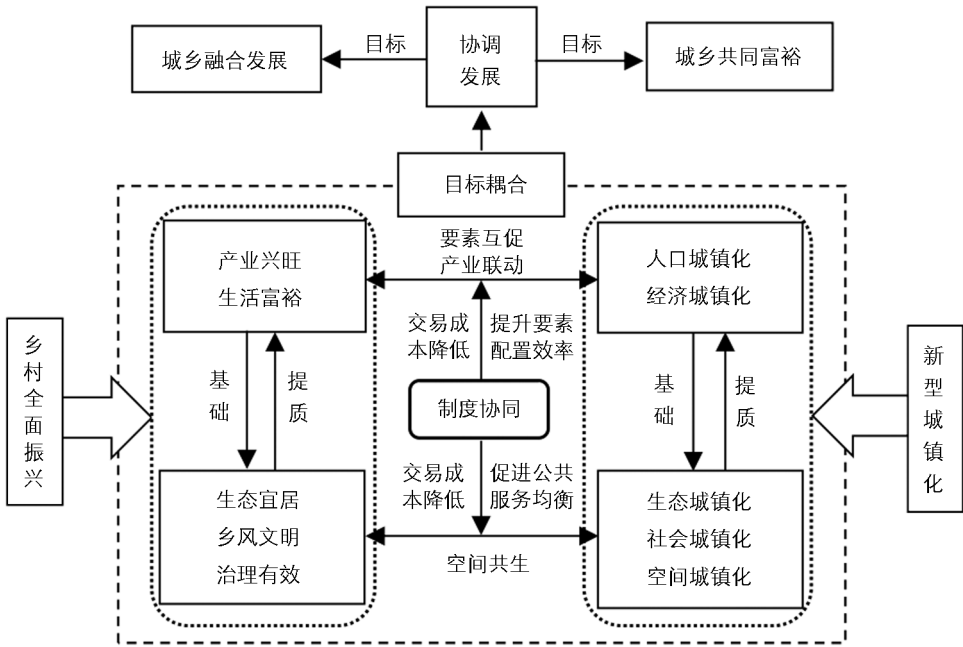


图 1 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的机理框架

表 1 评价指标体系

乡村全面振兴发展水平维度	具体指标
产业兴旺	人均农业机械总动力/kW
	粮食综合生产能力/万 t
	农业劳动生产率/(元·人 ⁻¹)
	规模以上加工企业主营业务收入/亿元
生活富裕	农民人均纯收入/元
	农村贫困发生率/%
	农村居民恩格尔系数/%
	每百户汽车拥有量/辆
	农村居民人均住房面积/m ²
	农村每千人拥有卫生技术人员/人

续表 1

乡村全面振兴发展水平维度	具体指标
生态宜居	畜禽粪污综合利用率/%
	对生活污水进行处理的行政村占比/%
	对生活垃圾进行处理的行政村占比/%
	卫生厕所普及率/%
	安全饮用水普及率/%
	农村绿化率/%
乡风文明	农村居民教育文化娱乐支出占比/%
	农村居民平均受教育年限/年
	乡村文化站数量/个
治理有效	村主任、书记“一肩挑”比例/%
	已编制村庄规划的行政村占比/%
	已开展村庄整治的行政村占比/%
新型城镇化发展水平维度	具体指标
人口城镇化	城镇人口占年末常住人口比例/%
	城市人口密度/(人·km ⁻²)
	第二、三产业从业人员占比/%
经济城镇化	城镇人均 GDP/元
	城市经济密度/(亿元·km ⁻²)
	城镇居民人均可支配收入/元
	人均社会消费品零售总额/元
	第二、三产业占 GDP 比例/%
生态城镇化	人均公园绿地面积/m ²
	城市污水处理率/%
	生活垃圾无害化处理率/%
	建成区绿化覆盖率/%
	城市燃气普及率/%
社会城镇化	教育支出占财政一般预算支出的比例/%
	每 10 万人口高等学校平均在校生数/人
	每千人卫生机构床位数/张
	人均公共图书馆图书总藏量/册
	每万人拥有公共交通工具/辆
空间城镇化	城镇登记失业率/%
	人均地方财政一般预算支出/元
	每万人建成区面积/km ²
	人均道路面积/m ²

2.2 研究方法

2.2.1 耦合协调度模型

耦合协调度、系统状态与子类划分如表 2 所示。本文采用熵值法,根据各指标的信息熵确定对应权重,分别对新型城镇化与乡村全面振兴两个子系统进行定量评价,得到乡村全面振兴发展指数和新型城镇化发展指数。利用耦合协调度模型计算耦合协调度(D),作为评价新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的指数。 D 值为 0~1,其值越高,表明两个子系统的耦合协调发展水平越好。对耦合协调度数值进行分类,可以直观地了解两个子系统协调发展水平。

表 2 耦合协调度、系统状态与子类划分

D	区间	系统状态	子类划分
$[0, 0.1)$	不可接受	协调发展受阻	极度失调
$[0.1, 0.2)$		协调发展差	重度失调
$[0.2, 0.3)$		协调发展不足	中度失调
$[0.3, 0.4)$		协调发展不平衡	轻度失调
$[0.4, 0.5)$	过渡	协调发展有待提升	濒临失调
$[0.5, 0.6)$		勉强实现协调发展	勉强协调
$[0.6, 0.7)$	可以接受	基本实现协调发展	初级协调
$[0.7, 0.8)$		较好地实现协调发展	中级协调
$[0.8, 0.9)$		很好地实现协调发展	良好协调
$[0.9, 1]$		协调发展达到理想状态	优质协调

2.2.2 核密度估计法

本文采用核密度估计法得到核密度曲线,进一步分析新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的动态演进规律。核密度曲线右移表示协调发展水平整体提升;曲线右偏时说明多数省份处于中低水平,少数高值省份拉高均值,偏态程度逐步减弱表示省域间协调发展水平趋于均衡;单峰表示省份协调发展水平呈单一集聚,区域分化较弱;双峰或多峰意味着出现多极分化,形成高低不同的发展梯队;波峰变高变窄表示省域间协调发展水平集聚程度增强,多数省份集中于相近水平。

2.2.3 Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数用于分析区域异质性及其来源,其考虑了区域之间的交叉重叠部分,并将总体差异分解为区域间差异、区域内差异以及超变密度(区域间重叠部分),有助于深入分析中国整体、东部地区、中部地区、西部地区、东北地区新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的区域差异性问题。

2.2.4 莫兰指数(Moran's I)

莫兰指数用于判断空间数据在地理空间是否存在集聚或分散趋势,数值为-1~1。莫兰指数大于 0 时,表示存在正的空间自相关,即协调发展水平相似的省份在空间上趋于集聚;莫兰指数小于 0 时,表示存在负的空间自相关,即协调发展水平相异的省份在空间上趋于集聚;莫兰指数等于 0,表示不存在空间自相关,各省份在空间上随机分配。

2.3 数据来源

本文研究对象为 2011—2024 年全国 30 个省份(限于数据可得性,不包括香港、澳门、台湾、西藏),具体指标数据来源于《中国农村统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及中国经济金融研究数据库,部分缺失数据采用插值法补齐。

3 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的特征与动态演进规律

本文采用耦合协调度模型测度 2011—2024 年中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平, 计算得到协调发展指数如图 2 和表 3 所示。

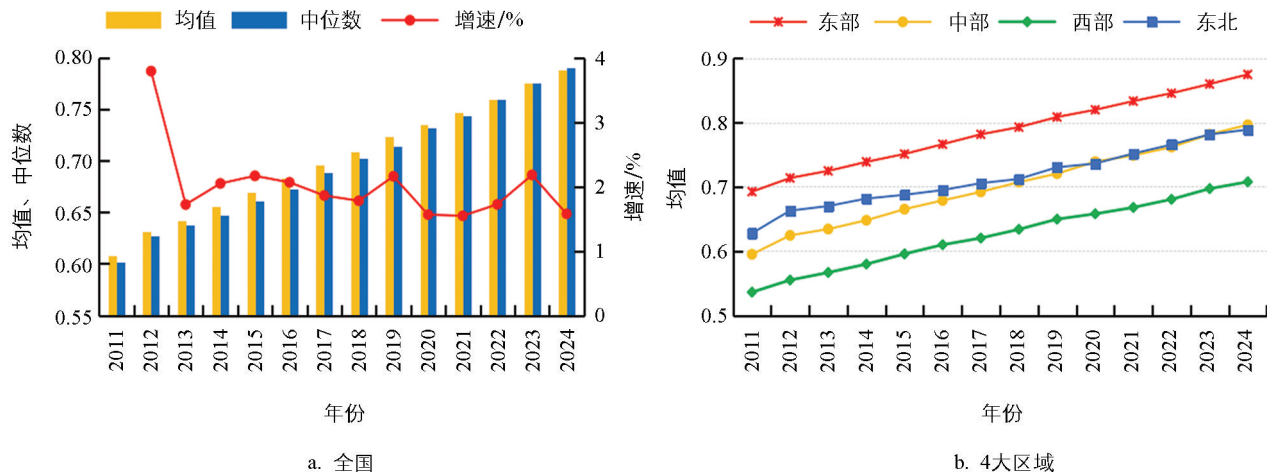


图 2 2011—2024 年新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的均值、中位数与增速

3.1 整体特征

由图 2a 可知, 2011—2024 年中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展指数的年度均值由 2011 年的 0.608 提升至 2024 年的 0.788, 中位数由 0.601 提升至 0.790, 二者较为接近, 表明全国层面上省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平持续提升, 实现了由初级协调向中级协调的跨越, 且接近良好协调状态。就具体阶段而言, 2011—2021 年协调发展指数均值高于中位数, 2022—2024 年出现逆转, 均值小幅低于中位数, 表明随着乡村全面振兴战略深化和城乡基础设施建设、脱贫攻坚、户籍制度改革等政策持续发力, 省域协调发展水平呈现出逐步均衡迹象, 省域分布由偏态集聚转向中高水平均衡。从增速维度来看, 协调发展指数增长率除 2012 年较高外, 其他年份处于 1.5%~2.2% 相对较低范围, 显示新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平提升较慢。

3.2 区域特征

由图 2b 可知, 2011—2024 年中国 4 个区域的新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平整体上持续上升。从均值对比来看, 4 个区域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平由高到低分别为东部地区、东北地区、中部地区、西部地区, 其中东部地区协调发展水平最高。从变动趋势看, 东部地区协调发展指数从 2011 年的 0.692 增长至 2024 年的 0.874, 增长了 26.30%, 由初级协调发展阶段进入良好协调发展阶段; 东北地区从 2011 年的 0.628 增长至 2024 年的 0.789, 增长了 25.64%, 由初级协调发展阶段上升至中级协调发展阶段; 中部地区和西部地区分别从 2011 年的 0.595 和 0.536 增长至 2024 年的 0.796 和 0.708, 增长了 33.78% 和 32.09%, 实现了从勉强协调发展阶段向中级协调发展阶段的直接跨越。东部地区与西部地区协调发展指数的绝对差距由 2011 年的 0.156 轻微增至 2024 年的 0.166, “东高西低、沿海高于内陆”的梯度格局基本维持不变, 但区域间协调发展水平相对差异弱化, 收敛性逐渐增强。东北地区协调发展指数的增长率是 4 个区域中最慢的, 远低于其他地区, 原因在于东北地区长期农村空心化^[25]与城市收缩现象并存, 直接导致城乡协调发展的内生动力不足, 加之以重工业、资源型产业为主导的产业结构, 制约了城乡协调发展水平的提升。

3.3 省份特征

2011 年和 2024 年中国 30 个省份新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平得分与排名如表 3 所示。由

表 3 可知，30 个省份协调发展水平均实现了显著提升。2011 年 30 个省份中 21 个省份处于勉强协调发展阶段与初级协调发展阶段，占比为 70.00%；5 个省份(北京、上海、江苏、浙江、广东)处于中级协调阶段；4 个省份(甘肃、青海、宁夏、吉林)处于濒临失调发展阶段。2024 年 30 个省份中 24 个省份处于中级以上协调发展阶段，占比为 80.00%，北京(0.964)、广东(0.961)、上海(0.958)、浙江(0.912)、江苏(0.903)5 个省份已进入优质协调阶段，多数中西部省份实现了从勉强协调、初级协调向中级协调、良好协调的跨越，仅内蒙古、贵州、甘肃、青海、宁夏、新疆 6 个省份处于初级协调发展阶段。

表 3 2011 年和 2024 年中国 30 个省份新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平得分与排名

区域	省份	2011 年得分	子类划分	排名	2024 年得分	子类划分	排名	排名变化
东部地区	北京	0.781	中级协调	1	0.964	优质协调	1	0
	天津	0.655	初级协调	8	0.792	中级协调	14	—6
	河北	0.602	初级协调	15	0.789	中级协调	17	—2
	上海	0.778	中级协调	2	0.958	优质协调	3	—1
	江苏	0.708	中级协调	5	0.903	优质协调	5	0
	浙江	0.715	中级协调	4	0.912	优质协调	4	0
	福建	0.639	初级协调	9	0.830	良好协调	7	2
	山东	0.681	初级协调	6	0.879	良好协调	6	0
	广东	0.751	中级协调	3	0.961	优质协调	2	1
	海南	0.612	初级协调	11	0.756	中级协调	19	—8
中部地区	山西	0.567	勉强协调	22	0.750	中级协调	21	1
	安徽	0.581	勉强协调	20	0.799	中级协调	13	7
	江西	0.619	初级协调	10	0.807	良好协调	11	—1
	河南	0.596	勉强协调	18	0.790	中级协调	15	3
	湖北	0.601	初级协调	16	0.815	良好协调	9	7
	湖南	0.606	初级协调	12	0.817	良好协调	8	4
西部地区	内蒙古	0.514	勉强协调	26	0.685	初级协调	26	0
	广西	0.563	勉强协调	23	0.708	中级协调	24	—1
	重庆	0.597	勉强协调	17	0.790	中级协调	16	1
	四川	0.602	初级协调	14	0.801	良好协调	12	2
	贵州	0.516	勉强协调	25	0.699	初级协调	25	0
	云南	0.534	勉强协调	24	0.716	中级协调	22	2
	陕西	0.580	勉强协调	21	0.715	中级协调	23	—2
	甘肃	0.482	濒临失调	30	0.671	初级协调	28	2
	青海	0.497	濒临失调	29	0.660	初级协调	30	—1
	宁夏	0.498	濒临失调	28	0.668	初级协调	29	—1
	新疆	0.513	勉强协调	27	0.671	初级协调	27	0
东北地区	辽宁	0.663	初级协调	7	0.814	良好协调	10	—3
	吉林	0.592	濒临失调	19	0.764	中级协调	18	1
	黑龙江	0.605	初级协调	13	0.755	中级协调	20	—7

东部地区省份协调发展水平整体由初级协调、中级协调为主提升为良好协调、优质协调为主；中部地区省份由勉强协调、初级协调进入中级协调、良好协调阶段；西部地区省份由濒临失调、勉强协调进入初级协调、中级协调阶段；东北地区省份则从濒临失调、初级协调进入中级协调、良好协调阶段。从省份排名变动来看，上升幅度较大的省份主要集中于中部地区，东部、西部和东北地区仅有少数省份实现小幅提升：① 东部地区多数发达省份排名稳定，仅海南和天津排名出现大幅下降，原因可能是海南产业支撑体系单一、城乡要素双向联动不足，天津产业结构转型缓慢、城乡建设拓展空间有限，造成城乡协调发展优势弱化。② 中部人口与农业大省，依托区位优势和新型城镇化建设，提升城乡要素流通和配置效率，推动区域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平实现跨越式跃升。③ 西部地区少数省份实现排名小幅上升。④ 东北地区受传统产业转型滞后、城乡发展活力不足等因素制约，部分省份城乡协调发展动能较弱，黑龙江、辽宁排名出现了大幅下降。

3.4 动态演进规律

借助 Stata 18.0 软件绘制出 2011 年、2016 年、2020 年和 2024 年中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的核密度曲线，以分析协调发展水平的动态演进规律，如图 3 所示。由图 3 可知，2011—2024 年协调发展水平的核密度曲线整体持续向右移动，表明全国整体协调发展水平显著跃升，从“以初级协调为主”向“以中级协调为主”再向“以良好协调为主”的阶段演进。核密度曲线始终呈现出右偏特征且逐步减弱，表明不同省份的协调发展水

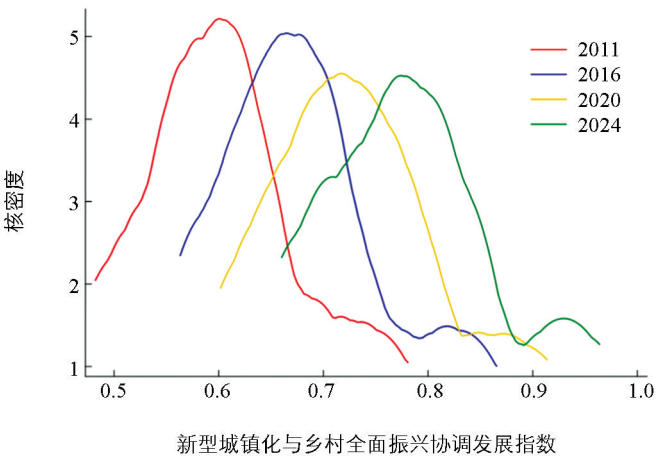


图 3 2011 年、2016 年、2020 年、2024 年中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的核密度曲线

平分布由勉强、初级协调发展阶段向良好、优质协调发展阶段转变。多数省份集中于中级、良好协调发展阶段，极化效应弱化，扩散效应逐步增强，区域分化特征趋于缓解。核密度曲线由 2011 年的单峰特征转变为 2024 年的双峰特征，左峰高度明显高于右峰，说明新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平出现两组集聚现象，2024 年少数省份集聚于优质协调发展阶段，大部分省份集聚于中级、良好协调发展阶段。

4 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平区域差异性分析

2011—2024 年协调发展水平的区域内基尼系数与区域间基尼系数如图 4 所示。本文采用 Dagum 基尼系数分析中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的区域差异性。

4.1 区域内差异性分析

由图 4a 可知，2011—2024 年全国总体基尼系数呈现出整体缓慢下降、阶段波动的特征，由 2011 年的 0.073 波动降至 2024 年的 0.062，年均均为 0.067，表明中国省域间新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的不平衡性逐渐缩小，差异性得到一定程度缓解，原因可能得益于新型城镇化战略向中西部省份倾斜，使得省份间协调发展的普惠性增强。东部地区基尼系数始终较大幅度高于其他 3 个区域，年均均为 0.051 6，协调发展水平的省份相对差异较大。区域内基尼系数变化过程可以划分为 3 个阶段：2011—

2015 年上升阶段、2016—2018 年波动阶段和 2019—2024 年下降阶段, 协调发展水平的区域内差异性先扩大、后相对稳定、再缩小。西部地区基尼系数呈现出整体下降的波动趋势, 由 2011 年的 0.042 降至 2024 年的 0.034, 区域内协调发展水平差异性缩小。东北地区基尼系数变动可以分为 2011—2014 年平稳阶段、2015—2018 年波动阶段和 2019—2024 年倒“V”形变动阶段, 后一阶段区域内协调发展水平差异性先扩大、后快速缩小, 分化逐步缓解。中部地区基尼系数最低且波动较小, 变化过程可以分为 2011—2013 年下降阶段、2014—2017 年波动上升阶段和 2018—2024 年平稳波动阶段, 其中 2022—2024 年区域内协调发展水平差异性趋于稳定。

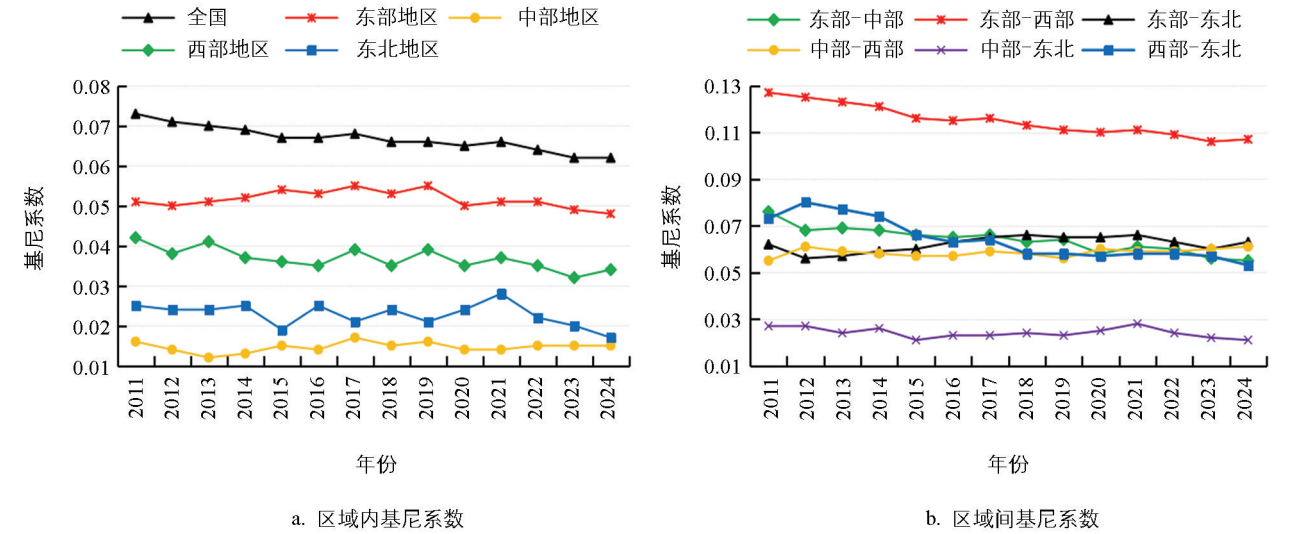


图 4 2011—2024 年协调发展水平的区域内基尼系数与区域间基尼系数

4.2 区域间差异性分析

由图 4b 可知, 2011—2024 年东部—中部、东部—西部和西部—东北区域间基尼系数大致呈现出下降趋势, 表明东部与中西部、西部与东北地区新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的区域间差异逐步收敛, 其他区域间基尼系数未表现出明显变动趋势。具体而言, 东部—西部区域间基尼系数最大, 由 2011 年的 0.127 降至 2024 年的 0.117, 表明东部与西部之间的协调发展水平差距最大, 但区域间不平衡有所缓解。东部—中部、西部—东北区域间基尼系数变动趋势类似, 大致由 2011 年的 0.074 降至 2024 年的 0.053, 整体呈波动下降趋势, 表明区域间协调发展水平差异性逐步收敛。中部—西部、东部—东北区域间基尼系数处于 0.055~0.650 范围, 未出现较为明显的上升和下降趋势, 表明区域间协调发展水平差异性未发生较大变动。中部—东北区域间基尼系数最低, 表明中部地区与东北地区之间的协调发展水平差距最小。整体而言, 东部—西部区域间协调发展水平差异性最为突出, 东部发达省份与西部欠发达省份的协调发展水平差距较大, 中部、西部、东北的区域间差异性相对较弱且逐步收敛, 表明中国省域新型城镇化与乡村全面振兴区域间协调发展水平的差距主要集中在东部与其他区域之间。

4.3 区域异质性来源及贡献率

2011—2024 年中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的总体差异来源及贡献率如图 5 所示。由图 5 可知, 区域间差异净值始终占据主导地位, 2011—2024 年其贡献率维持在 75.00%~82.00% 范围, 表明区域间发展差距是构成中国协调发展水平差异性的主要来源, 东部与中部、西部、东北之间的发展差异对整体差异性的影响较为突出。区域内差异的贡献率维持在 16.00%~19.00% 范围, 区域内部各省份之间的发展差距构成了全国区域异质性的重要来源, 东部地区内部的极化效应以及西

部地区内部的西南省份提升快、西北省份提升慢的分化格局起到了较大作用。区域间超变密度的作用较为有限,贡献率始终处于最低水平,维持在 2.00%~6.00% 范围,表明不同区域间较好、较差协调发展阶段省份的交叉重叠现象对中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平差异性的影响较小,区域间协调发展水平梯度分明,东部地区省份处于较好协调发展阶段、中西部省份处于较差协调发展阶段的格局稳定。总之,2011—2024 年中国新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的区域差异性主要来源于区域间差异净值,其次为区域内差异,最后为区域间超变密度。

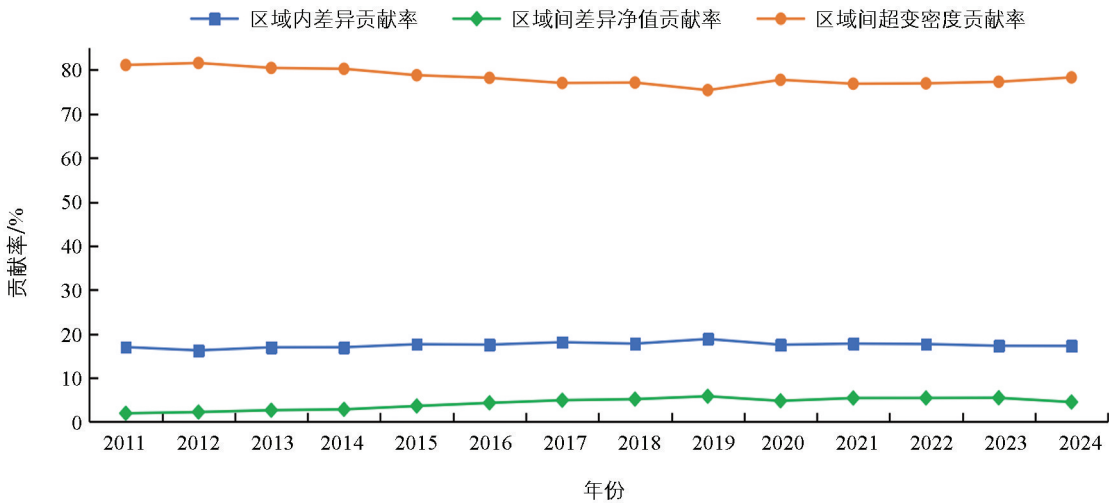


图 5 2011—2024 年中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的总体差异来源及贡献率

5 新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的空间溢出效应及驱动因素分析

5.1 空间集聚分析

本文基于中国 30 个省份地理邻接关系构建空间矩阵,计算得到相应全局和局部莫兰指数(Moran's I)分布类型,以探讨中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的空间溢出效应(表 4、表 5)。

表 4 中国 30 个省份全局莫兰指数

年份	协调发展水平		年份	协调发展水平	
	Moran's I	Z 值		Moran's I	Z 值
2011	0.484 8***	4.225 5	2018	0.437 5***	3.840 7
2012	0.458 1***	3.999 9	2019	0.411 0***	3.629 8
2013	0.462 1***	4.035 3	2020	0.448 7***	3.928 2
2014	0.448 1***	3.926 2	2021	0.460 3***	4.016 5
2015	0.445 2***	3.911 6	2022	0.452 5***	3.950 7
2016	0.441 2***	3.875 1	2023	0.454 6***	3.964 9
2017	0.443 3***	3.886 2	2024	0.461 3***	4.016 9

注:***表示 $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义;Z 值表示全局 Moran's I 的显著性检验统计量。

表 4 结果显示,中国 30 个省份历年协调发展水平全局莫兰指数均在 $p<1\%$ 水平上显著为正,且在 0.411~0.485 范围内波动,表明协调发展水平存在显著的正向空间相关性。

为进一步分析各省份协调发展水平的空间集聚状况,本文通过中国 30 个省份局部莫兰指数类型分析空间自相关性和局部空间集聚特征。表 5 显示了 2011 年、2016 年、2020 年和 2024 年中国 30 个省份局部

莫兰指数类型分布状况。其中, 高一高型表示该省份及周边相邻省份协调发展水平均较高, 低—低型表示该省份及周边相邻省份协调发展水平均较低, 存在正向空间集聚; 低—高型表示该省份协调发展水平较低但周边相邻省份较高, 形成空间洼地, 高一低型表示该省份协调发展水平较高但周边相邻省份较低, 形成空间孤岛, 存在负向空间集聚。由表 5 可知, 大多数省份分布于高一高型和低—低型, 2011 年、2016 年、2020 年和 2024 年占比分别为 66.67%、66.67%、70.00%和 76.67%。具体来看, 2011 年共有 10 个省份分布于高一高型, 10 个分布于低—低型, 2024 年共有 12 个省份分布于高一高型, 11 个分布于低—低型, 空间集聚状态保持基本稳定, 与全局莫兰指数显著为正的结果相互印证, 再一次证实协调发展水平存在正向空间相关性。4 个年份的局部莫兰指数显示, 分布于高一高型的省份主要有上海、江苏、浙江、福建、山东、江西、河北等, 以东中部地区为主; 分布于低—低型的省份主要有山西、陕西、贵州、内蒙古、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆等, 以西部地区和东北地区为主, 表明中国东中部地区协调发展水平普遍呈现出高值集聚特征, 西部地区和东北地区呈现出低值集聚特征。

表 5 中国 30 个省份局部莫兰指数分布类型

年份	高一高型	低—高型	低—低型	高一低型
2011	海南、福建、天津、江苏、上海、浙江、江西、河北、山东、北京	安徽	广西、山西、陕西、贵州、内蒙古、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆	湖南、河南、湖北、重庆、吉林、黑龙江、四川、辽宁、广东
2016	福建、天津、江苏、上海、浙江、江西、河北、山东、北京	安徽、海南、湖南	广西、山西、陕西、贵州、内蒙古、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林	河南、湖北、重庆、黑龙江、四川、辽宁、广东
2020	福建、天津、江苏、上海、浙江、江西、安徽、河北、湖南、山东	海南、广西	山西、陕西、贵州、内蒙古、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江	河南、湖北、重庆、四川、辽宁、广东、北京
2024	福建、天津、江苏、上海、浙江、江西、安徽、河北、湖南、山东、河南、北京	海南、广西	山西、陕西、贵州、内蒙古、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江	湖北、重庆、四川、辽宁、广东

5.2 空间溢出效应及驱动因素分析

5.2.1 空间计量模型设定与变量说明

数据要素具有报酬递增、低成本复用等特点, 可突破传统资源要素流动成本高的约束, 通过要素重构、产业耦合、空间联动、公共服务均等化, 有效打破城乡信息壁垒、优化要素配置效率、重塑城乡分工体系、缩小城乡数字鸿沟, 成为数字经济时代驱动新型城镇化与乡村全面振兴协调发展向高水平、双向互促演进的重要因素。中国省级层面的空间相关性分析显示, 各省份协调发展水平不仅受邻近省份协调发展水平的影响, 还可能受邻近省份数据要素化水平的影响。结合杨慧梅等^[26]的相关研究, 构建空间计量模型, 从空间溢出效应层面考察数据要素化水平对新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的影响。

本文通过 LM 空间滞后检验(LM-lag)、LM 空间误差检验(LM-error)、稳健 LM 滞后检验(Robust LM-lag)、稳健 LM 误差检验(Robust LM-error)、Hausman 检验、Wald 检验和 LR 检验来确定何种空间计量模型较为合适。检验结果显示, LM-lag、LM-error、Robust LM-lag、Robust LM-error 均在 $p<1\%$ 水平上显著为正, 需结合稳健 Wald 检验和 LR 检验对空间杜宾模型是否会退化为空间滞后模型和空间误差

模型进行检验。Wald 检验值和 LR 检验值均在 $p < 1\%$ 水平上显著为正, 拒绝“空间杜宾模型可简化为空间误差模型”原假设和“空间杜宾模型可简化为空间滞后模型”原假设, 选取的空间杜宾模型具有最优性。Hausman 检验值在 $p < 1\%$ 水平上显著为正, 选择的双固定效应模型具有最优性。基于此, 本文选择双固定效应的空间杜宾模型进行分析:

$$\begin{aligned} Runuicd_{it} = & Constant_{it} + \rho \sum_{j \neq i}^{30} W_{ij} Runuicd_{it} + \beta_1 Datal_{it} + \beta_2 Datal_{it}^2 + \sum \gamma Control_{it} + \\ & \sum_{j \neq i}^{30} W_{ij} (\eta_1 Datal_{it} + \eta_2 Datal_{it}^2 + \sum \varphi Control_{it}) + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式中: i 和 j 表示省份, W_{ij} 为空间权重矩阵, 根据省份是否接壤构造邻接矩阵, i 和 j 省份接壤, 取值为 1, i 和 j 省份不接壤, 取值为 0; ρ 为空间自相关系数; β_1 、 β_2 和 γ 为核心解释变量 ($Datal_{it}$ 和 $Datal_{it}^2$) 和控制变量 ($Control_{it}$) 的一般回归系数; η_1 、 η_2 和 φ 为核心解释变量和控制变量的空间回归系数; μ_i 为地区固定效应; δ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项; 被解变量 $Runuicd_{it}$ 表示第 i 个省份第 t 年新型城镇化与乡村全面振兴协调发展指数; 核心解释变量 $Datal_{ij}$ 表示第 i 个省份第 t 年的数据要素化水平, 反映数据作为生产要素投入到生产领域的水平; $Control_{it}$ 表示第 i 个省份第 t 年的控制变量。

核心解释变量。参考郑威等^[27]的研究, 选取域名数、网页数、互联网宽带接入端口、每百人使用计算机数、每百家企业拥有网站数、软件业务收入、软件产品收入、信息技术服务收入、信息安全收入、嵌入式系统软件收入、软件业务出口等 11 个具体指标构建数据要素化水平评价指标体系, 并采用熵权法计算得到的数据要素化指数作为核心解释变量。

控制变量。考虑到新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的影响因素较多, 为了尽可能克服遗漏变量造成的估计偏误, 本文纳入了多个控制变量, 具体包括数字技术创新水平、高技术产业创新水平、数字普惠金融、政府支持水平。其中, 数字技术创新水平 ($Digt$), 采用当年授权的数字经济专利总量衡量; 高技术产业创新水平 ($\ln htech$), 采用规模以上高技术产业有效发明专利数的对数衡量; 数字普惠金融 ($Difi$), 采用北京大学数字普惠金融研究中心发布的“数字普惠金融指数”衡量; 政府支持水平 ($Gove$), 采用财政支出占 GDP 的比例衡量。

核心解释变量和控制变量的数据来自历年《中国科技统计年鉴》以及中国经济金融研究数据库。少数缺失数据采用插值法补齐。检验结果显示, 各变量的方差膨胀因子数值均小于 10, 其均值为 3.16, 说明核心解释变量与控制变量之间不存在严重多重共线性。

5.2.2 基准回归分析

本文基准回归采用双固定效应模型, 使用 2011—2024 年中国 30 个省份的面板数据, 共 420 个样本量。考虑到新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平具有显著的路径依赖特征, 在空间杜宾模型中引入被解释变量一阶滞后项作为控制变量, 自动损失初始年份的 30 个省份样本量, 共 390 个样本量。基准回归估计结果如表 6 所示。由表 6 可知, 第(1)列为双固定效应模型的估计结果, 第(2)列和第(3)列分别为不包含和包含控制变量的空间杜宾模型。结果显示, 双固定效应模型中要素数据化水平一次项 ($Datal$) 和二次项 ($Datal^2$) 的回归系数分别为 0.014 1 和 -0.005 0 且在 $p < 5\%$ 的显著水平上通过检验; 不包含控制变量的空间杜宾模型中要素数据化水平一次项 ($Datal$) 和二次项 ($Datal^2$) 的回归系数在 $p < 1\%$ 显著水平上为 0.016 4 和 -0.005 2; 包含控制变量的空间杜宾模型中要素数据化水平一次项 ($Datal$) 和二次项 ($Datal^2$) 的系数分别为 0.010 0 和 -0.003 8, 绝对值有所下降但在 $p < 10\%$ 水平上显著, 表明数

据要素化水平对新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的影响呈现出非线性的倒“U”形特征,即无论是否包含控制变量,各地数据要素化对各地新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的正向驱动作用存在边际递减效应,且存在一个最优配置阈值,超过该阈值后其驱动效应将逐步减弱。原因可能在于,拐点前的发展阶段,数据要素化水平提升能够通过数字化技术穿透城乡制度分割壁垒,降低城乡要素流动、产业协作与公共服务供给中的信息不对称与交易成本^[28],推动人口、土地、资本等传统要素的数字化重构与高效匹配,此时赋能效应占据主导地位,数据要素化水平对新型城镇化与乡村全面振兴协调发展的正向驱动作用持续增强。拐点后的发展阶段,农村地区数字基础设施、劳动力数字素养等先天短板,使得数据要素无法在乡村形成有效落地的应用场景,加剧了城市对乡村数据要素与人力资本的虹吸效应。同时,数据要素在城市过度集聚引发市场扭曲,引起平台垄断与城乡数字市场分割^[29],导致要素结构性错配,推高城乡产业协作的交易成本与准入门槛,对乡村产业发展空间形成挤出效应,制约城乡全要素生产率协同提升,最终形成先促进后抑制的倒“U”形演化特征。

从空间溢出效应来看,回归结果的第(2)列和第(3)列中空间一次项($W \cdot Datal$)和空间二次项($W \cdot Datal^2$)的回归系数分别在 $p < 5\%$ 水平显著为正和负,表明邻近省份数据要素化水平的提升对各省新型城镇化与乡村全面振兴协调发展具有显著的正向空间溢出效应,不仅能够促进各地新型城镇化与乡村全面振兴协调发展,还能通过空间联动机制带动邻近省份协调发展水平同步提升;同时,数据要素化水平的驱动效应呈现出类似的倒“U”形特征,当邻近省份数据要素化水平处于较低水平时,其对各省的正向溢出效应会随着自身水平的提升而逐步增强;当邻近省份数据要素化水平超过最优阈值后,其对各省的正向溢出效应会逐渐减弱,甚至可能产生负向溢出效应,形成反向制约。

表 6 基准回归结果

变量	固定效应模型		空间杜宾模型	
	(1)	(2)	(3)	
$Datal$	0.014 1** (0.006 4)	0.016 4*** (0.004 8)	0.010 0* (0.005 4)	
$Datal^2$	-0.005 0** (0.002 1)	-0.005 2*** (0.001 2)	-0.003 8** (0.001 5)	
$_Cons$	0.570 0*** (0.009 5)			
$W \cdot Datal$		0.026 1** (0.011 1)	0.023 8** (0.011 8)	
$W \cdot Datal^2$		-0.010 3*** (0.003 4)	-0.009 3*** (0.003 5)	
控制变量	是	否	是	
省份固定效应	是	是	是	
时间固定效应	是	是	是	
N	420	390	390	
R^2	0.982	0.985	0.940	

注：*、**、*** 分别表示 $p < 10\%$ 、 $p < 5\%$ 和 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义； N 为样本量； R^2 为拟合优度。
下同。

5.2.3 空间溢出效应分析

空间效应分解回归结果如表 7 所示。由于邻接省份之间存在空间相关性和反馈效应，直接采用回归系数解释空间溢出效应存在一定偏误，无法分解直接效应和间接效应。基于此，本文将各地区数据要素化的总溢出效应分解为直接效应和间接效应，其中直接效应是指该省份数字要素化水平对该省份新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的平均总影响，间接效应是指该省份数字要素化水平对相邻省份新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的平均跨区域影响，即空间溢出效应。表 7 中第(1)列未包含控制变量，第(2)列包含控制变量。间接效应中数据要素化水平一次项(*Datal*)系数在 $p<5\%$ 水平上显著为正，二次项(*Datal*²)系数在 $p<1\%$ 水平上显著为负，表明该省份数据要素化水平对相邻省份新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的空间溢出效应依然呈现出倒“U”形变化特征，与基准回归结果得到的结论一致，进一步印证了数据要素化水平空间溢出效应的可靠性。直接效应与间接效应的核心解释变量一次项系数对比显示，第(1)列和第(2)列间接效应系数(0.029 6 和 0.023 7)大于直接效应系数(0.016 3 和 0.009 5)，表明发展前期数据要素化水平的空间溢出效应强度超过该省份驱动效应强度，跨区域影响更强，即该省份数据要素化水平的提升能够更加有效地带动相邻省份新型城镇化与乡村全面振兴协调发展。这一结论凸显了区域数据要素化水平协同提升的重要性，具有重要的现实意义：单一省份数据要素化水平提升难以实现新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的最大化，只有加强区域内省份数据要素化水平共同提升，才能充分释放数据要素的空间溢出红利，推动区域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平整体提高。

表 7 空间效应分解回归结果

变量	(1)			(2)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>Datal</i>	0.016 3*** (0.004 1)	0.029 6** (0.011 7)	0.046 0*** (0.011 6)	0.009 5** (0.004 7)	0.023 7** (0.011 8)	0.033 2*** (0.011 9)
<i>Datal</i> ²	−0.005 3*** (0.001 2)	−0.011 7*** (0.003 7)	−0.016 9*** (0.003 9)	−0.003 7** (0.001 4)	−0.009 4*** (0.003 5)	−0.013 0*** (0.003 6)
控制变量	否	否	否	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>		390			390	
<i>R</i> ²		0.985			0.940	

6 结论与启示

本文系统考察了中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的时空特征、动态演进规律、区域差异性、空间溢出效应及数据要素的驱动效应，得出如下主要结论：① 中国省域新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平持续提升但增速平缓，2011—2024 年协调发展指数的年度均值从 0.608 升至 0.788，实现了初级协调向中级协调跨越，呈现出“组内收敛、组间分化”“东部高、西部低”的梯度分化特征。东部地区协调发展水平最高，中西部增速较快，东北地区增速最慢。② 全国省份协调发展水平总体差异性逐步缓解，东部地区区域内差异最突出，东部—西部区域间差距最大，区域间差异净值贡献率达到 75%~82%，

构成全国协调发展水平总体差异性的主要来源。③ 协调发展水平正向空间集聚显著, 多数省份呈现出“高一高”“低—低”集聚状态, 东中部以高协调发展水平集聚为主, 西部地区以低协调发展水平集聚为主。④ 数据要素化水平提升对新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平的驱动效应呈倒“U”形特征, 发展前期数据要素化水平的空间溢出效应强度超过该省份驱动效应强度, 跨区域影响更强。

上述研究结论的对策启示如下: ① 实施精准化差异化区域对策, 缩小区域间发展差距。东部地区省份聚焦巩固协调发展领先优势, 推动数字技术与城乡产业深度融合, 探索城乡要素双向自由流动的制度改革, 充分发挥对欠发达地区的辐射带动作用。中西部地区完善农村数字基础设施与基本公共服务体系, 依托本地资源禀赋推动乡村特色产业数字化转型, 承接东部地区产业梯度转移, 形成城乡融合发展的产业基础。东北地区优化城乡产业结构, 推动重化工业、资源型产业向绿色化、高端化转型, 培育城乡融合型产业, 完善城乡要素平等交换的制度保障。② 健全跨区域协同发展机制, 充分释放正向空间集聚的辐射带动效应。推进东中部高协调发展水平“高一高”集聚区域协同联动, 实现城乡要素市场规则统一, 破除要素跨区域流动的制度性障碍, 充分发挥正向空间集聚效应。针对西部地区“低—低”集聚的发展困境, 建立省际协同帮扶机制, 推动高集聚省份与低集聚省份建立产业协同、要素共享、技术帮扶的合作体系, 打破低水平集聚的路径依赖, 促进中国新型城镇化与乡村全面振兴协调发展水平整体跃升。③ 把握数据要素驱动的倒“U”形演化规律, 充分释放该省份驱动效应与跨区域空间溢出效应。推进农业、工业、服务业数字化转型, 依托数据要素打破城乡信息壁垒, 实现城乡土地、人才、资本等传统要素的数字化重构与高效匹配, 促进城乡产业深度耦合, 充分释放数据要素的驱动效应。加快 5G、大数据中心等新型基础设施向中西部农村地区延伸覆盖, 搭建全国统一的区域数据共享与交易平台, 促进东部地区优质数据资源、数字技术、专业人才向中西部地区高效转移, 规避数据要素化超过最优阈值后的负向溢出风险, 放大数据要素的正向空间溢出效应。

参考文献:

[1] 栾健, 张哲晰, 炎天尧. 统筹新型城镇化和乡村全面振兴: 内在逻辑与推进策略 [J]. 经济体制改革, 2026(1): 184-191.

[2] 张衔, 蒙长玉. 国民收入分配的合理区间: 经验研究与启示 [J]. 社会科学战线, 2024(12): 94-113.

[3] 周文. 新型城镇化和乡村振兴背景下的城乡融合发展研究 [J]. 政治经济学评论, 2022, 13(3): 87-101.

[4] 乔家君, 肖杰. 黄河中下游乡村振兴与新型城镇化耦合协调机制研究 [J]. 地理科学进展, 2024, 43(3): 417-433.

[5] 崔万里, 陈小俊, 路云浩. 中国城乡协调发展的空间非均衡性及驱动因素动态识别 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(5): 113-125.

[6] 尹君锋, 宋长青, 石培基. 乡村振兴与新型城镇化良性耦合——中国式城乡现代化发展科学内涵与时代选择 [J]. 经济地理, 2023, 43(11): 154-164.

[7] 薄文广, 钱镱, 屈建成, 等. 新型城镇化与乡村振兴耦合协调及交互影响研究: 基于 156 个地级市面板数据的实证分析 [J]. 中国软科学, 2023(9): 106-116.

[8] 王凤羽, 刘晨. 数字普惠金融赋能乡村全面振兴的空间效应——基于 284 个地级市的探讨 [J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025, 31(6): 1-18.

[9] 周闯, 郑旭刚, 杨尚菲. 新型城镇化与乡村振兴的共同演化及其市民化效应 [J]. 地理研究, 2024, 43(12): 3265-3288.

[10] 王博, 李祺佳, 张天星. 农业规模经营与新型城镇化互动关系研究——基于 273 个地级市的实证分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(1): 134-147.

[11] 杨朝娟, 贺高祥, 程莉, 等. 乡村振兴与新型城镇化时空演化及耦合关系研究 [J]. 统计与决策, 2023, 39(21): 85-89.

[12] 谭鑫, 杨怡, 韩镇宇, 等. 欠发达地区新型城镇化与乡村振兴战略协同水平的测度及影响因素——基于政府效率和互联网发展视角 [J]. 经济问题探索, 2022(11): 101-112.

[13] 钟洋, 董秀军. 中部地区新型城镇化与乡村全面振兴耦合协调的时空演化及影响因素 [J]. 地理学报, 2025, 80(8): 2159-2180.

[14] 刘天军, 李卓. 农村增活力: 县域城乡融合促进乡村全面振兴的路径探索 [J]. 学习与探索, 2025(2): 13-22.

[15] 马双, 胡雯璇. 新型城镇化与工商资本下乡——基于新型城镇化建设的准自然实验 [J]. 经济科学, 2025(1): 92-118.

[16] 刘强, 李冬, 徐生霞. 乡村振兴赋能共同富裕的影响机制与实现路径 [J]. 农村经济, 2024(5): 15-29.

[17] 张绘. 乡村振兴与新型城镇化协同发展促进共同富裕 [J]. 人民论坛, 2023(13): 38-41.

[18] 徐雪, 赵丽娟. 甘肃省新型城镇化与乡村振兴多维耦合协调评价及空间差异研究 [J]. 中国农业资源与区划, 2026(10): 1-16.

[19] 刘战伟. 乡村振兴水平的区域差异、动态演进及空间收敛性研究 [J]. 统计与决策, 2023, 39(12): 73-78.

[20] 蒋彬, 夏夏. 民族地区推进新型城镇化和乡村全面振兴有机结合的内在逻辑 [J]. 民族研究, 2025(4): 35-51, 139.

[21] 高星. 新型城镇化、数字经济与共同富裕: 基于城乡收入分配视角 [J]. 世界地理研究, 2025, 34(8): 101-113.

[22] 杨珂, 余卫. 乡村振兴对共同富裕的影响效应研究 [J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 136-140.

[23] 卓玛草. 新时代乡村振兴与新型城镇化融合发展的理论依据与实现路径 [J]. 经济学家, 2019(1): 104-112.

[24] 钟洋, 董秀军. 中部地区新型城镇化与乡村全面振兴耦合协调的时空演化及影响因素 [J]. 地理学报, 2025, 80(8): 2159-2180.

[25] 张茹, 杜国明, 李玉恒, 等. 基于人地关系的东北农村空心化测度及其整治路径研究——以黑龙江省拜泉县为例 [J]. 地理科学进展, 2024, 43(3): 488-503.

[26] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率 [J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.

[27] 郑威, 罗润风. 数据要素集聚能否促进产业链现代化? ——基于数字金融发展与数字人才集聚的双重视角 [J]. 产业经济研究, 2024(6): 43-55, 69.

[28] 钟鑫, 申云. 数字新质生产力驱动城乡高质量融合发展: 理论逻辑与实践向度 [J]. 农村经济, 2026(2): 32-41.

[29] 邓金钱, 张甜甜. 数据要素集聚何以影响城乡融合发展: 来自国家大数据综合试验区的证据 [J]. 经济问题探索, 2026(1): 110-125.

责任编辑 夏娟