

我国省域新质生产力对城乡融合发展的影响研究

于诗洋

哈尔滨商业大学财政与公共管理学院, 黑龙江 哈尔滨

收稿日期: 2026年4月13日; 录用日期: 2026年5月5日; 发布日期: 2026年5月15日

摘要

在高质量发展与乡村全面振兴协同推进背景下, 新质生产力是推动城乡融合的关键动力。本文以2011~2024年30个省份面板数据为样本, 探究新质生产力对城乡融合发展的影响, 采用熵值法测度二者水平, 通过马尔科夫模型预测城乡融合演进趋势, 运用双向固定效应模型、门槛模型与空间杜宾模型开展计量实证分析。结果显示, 我国城乡融合水平持续提升但呈东高西低梯度格局, 且存在路径依赖; 新质生产力对城乡融合具有显著正向促进作用, 呈现单门槛边际递增非线性特征及正向空间溢出效应。异质性分析表明, 东部驱动效应最强, 西部次之, 中部较弱; 子维度中数字生产力赋能作用最突出, 绿色与科技生产力亦有显著驱动效果。据此, 本文结合研究结论提出相应政策建议。

关键词

新质生产力, 城乡融合发展, 非线性效应, 空间溢出

Research on the Impact of Provincial New Quality Productivity on Urban-Rural Integrated Development in China

Shiyang Yu

School of Finance and Public Administration, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

Received: April 13, 2026; accepted: May 5, 2026; published: May 15, 2026

Abstract

Under the circumstances where high-quality development and comprehensive rural revitalization

are advancing simultaneously, new quality productive forces serve as the key driving force for the integration of urban and rural areas. This paper uses panel data from 30 provinces from 2011 to 2024 as a sample to explore the impact of new quality productive forces on the integration of urban and rural development. The entropy method is employed to measure the levels of both, and the Markov model is used to predict the evolution trend of urban-rural integration. The two-way fixed effect model, threshold model, and spatial Durbin model are utilized for quantitative empirical analysis. The results show that the level of urban-rural integration in China has continuously improved but presents a gradient pattern with higher levels in the east and lower levels in the west, and there is path dependence. New quality productive forces have a significant positive promoting effect on urban-rural integration, showing a marginal increase in a single threshold and positive spatial spillover effect. Heterogeneity analysis indicates that the driving effect in the east is the strongest, followed by the west, and the central region is relatively weak. Among the sub-dimensions, the enabling effect of digital productive forces is the most prominent, and green and technological productive forces also have significant driving effects. Based on these findings, this paper proposes corresponding policy recommendations.

Keywords

New Quality Productivity, Urban-Rural Integrated Development, Nonlinear Effect, Spatial Spillover

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

我国经济社会发展已全面转入高质量发展阶段，新质生产力成为推动经济结构转型升级、实现中国式现代化的核心引擎，城乡融合发展则是破解发展不平衡不充分问题、推进共同富裕的重要路径。二者深度融合与协同发展，是新时代我国经济社会发展亟待系统研究的重要课题。

近年来，国家围绕新质生产力发展与城乡融合推进形成了系统的顶层设计和政策部署。新质生产力重大论断提出后，其已连续被列为年度经济工作的核心任务。2024年相关会议专项部署完善城乡融合发展体制机制，明确统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴，促进城乡要素平等交换与双向流动。2025年国家先后印发《乡村全面振兴规划（2024—2027年）》与《加快建设农业强国规划（2024—2035年）》¹，均明确以新质生产力赋能乡村全面振兴、构建城乡融合发展新格局。相关政策文件则对推动城乡要素双向流动、以科技创新激活城乡发展动能作出具体安排，确立了相关政策导向与实践要求。

当前我国城乡融合发展仍受深层次结构性约束，城乡发展不平衡不充分问题突出，居民收入与公共服务差距尚未根本弥合。传统城乡产业联动模式难以适配高质量发展要求，乡村产业转型缺乏稳定内生动力。创新要素城乡双向流动渠道不畅，乡村承接新质生产力的基础条件薄弱，科技成果下沉转化效率偏低。既有城乡融合路径多依赖传统要素投入，难以依托新质生产力实现动能转换，无法满足共同富裕目标下城乡协调发展的现实需求。

基于上述背景，本文探究新质生产力对城乡融合发展的影响，分析其异质性、非线性效应及空间溢出特征，具有重要理论与现实价值。理论上，可厘清其赋能内在逻辑，完善科技创新驱动城乡协调发展的理论框架；现实中，能为破解城乡融合问题、制定适配政策提供参考，助力城乡发展向创新驱动转型，服务中国式现代化战略。

¹注：相关文件来源于 <http://www.gov.com/>。

2. 文献综述

学界围绕新质生产力对城乡融合发展的影响已开展多维度研究,成果丰富且研究视角与方法各有侧重。李春梅(2026)基于马克思主义经典理论,从理论与实证双重视角探究其影响及作用路径,证实其正向促进作用与边际效应递增特征,揭示劳动主体能力提升、劳动活力激发的中介作用及生产关系调适的调节作用,并分析区域与资源类型异质性[1]。陈长瑶等(2025)利用省级面板数据,刻画农业新质生产力与城乡融合的时空演变特征,通过空间杜宾模型证实农业新质生产力对城乡融合的显著正向空间效应,结论具有稳健性[2]。褚卉妍、徐荣(2026)基于全国 246 个地级市面板数据,测度两者发展水平并实证验证新质生产力赋能路径,发现其在经济发达地区效应更突出,且存在信息资源配置、绿色技术创新的中介作用与正向空间溢出效应[3]。师晓娟等(2026)利用西藏自治区 2016~2021 年面板数据,实证检验新质生产力对当地城乡融合的正向驱动作用,明确科技创新、基础设施改善、高素质人才流动的中介路径[4]。何阡瑜(2025)以广东省 21 个地级市为样本,采用熵值法测度两者水平,通过基准回归与异质性分析,发现新质生产力对当地城乡融合有显著促进作用,但珠三角与非珠三角地区效应差异明显[5]。刘天惠等(2025)选取 30 个省级行政区(不含西藏及港澳台地区)面板数据,实证探究新质生产力、城乡融合与共同富裕的关联,证实新质生产力可通过促进城乡融合间接提升共同富裕水平,且该作用存在区域与政府干预强度异质性[6]。

现有研究已明确新质生产力对城乡融合的正向赋能作用,识别了其中介机制、空间效应与异质性特征,但全国整体层面、非特定行业新质生产力的相关研究较少,其非线性影响及各子维度作用的探究也较为匮乏。本文基于此研究空白,聚焦全国整体层面新质生产力,探究其非线性影响及各子维度对城乡融合发展的作用。

3. 城乡融合发展测度及分析

3.1. 指标体系构建及测度结果分析

本文参照既有文献思路,立足新型工业化、新型城镇化与乡村振兴协同逻辑,构建城乡融合发展水平多层次综合评价指标体系。指标选取涵盖工业发展动能、科技创新能力、城镇发展质量、城乡要素配置、公共服务均等化、农业生产效率、乡村文化建设及农村居民生活品质等维度,覆盖产业发展、要素配置、公共服务与民生保障等方面,可系统刻画各省级行政区城乡融合发展综合水平。城乡融合发展指标体系及权重如表 1 所示。

Table 1. Indicator system and its weights for urban-rural integrated development

表 1. 城乡融合发展指标体系及其权重

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标方向	权重
新型工业化	工业化水平	工业化率	%	正向	2.17%
		人均工业增加值	万元/人	正向	4.30%
	科技水平	R&D 经费内部支出占 GDP 比重	%	正向	4.69%
		科技支出占财政支出比重	%	正向	8.46%
新型城镇化	经济发展	万人专利申请批准数	件	正向	12.94%
		第二、三产业产值占 GDP 比重	%	正向	1.59%
	城乡收入差距	——	负向	1.74%	
	社会治理	常住人口城镇化率	%	正向	1.67%
		城镇职工参加养老保险人数	万人	正向	7.87%
		森林覆盖率	%	正向	5.77%

续表

公共服务	客运量	万人	正向	10.34%
	人均拥有公共图书馆藏量	册/人	正向	7.75%
乡村振兴	第一产业产值占 GDP 比重	%	正向	4.52%
	农业劳动生产率	元/人	正向	4.95%
	人均农业机械总动力	千瓦	正向	3.54%
	粮食综合生产能力	万吨	正向	4.10%
乡村文明	农村居民教育文化娱乐支出占比	%	正向	4.20%
	有线电视覆盖率	%	正向	4.56%
生活富裕	农村居民恩格尔系数	——	负向	4.85%

图 1 显示, 2011 至 2024 年全国城乡融合发展水平由 0.258 稳步上升至 0.361, 区域分化特征显著, 始终保持东部高于中部、中部高于西部的空间格局。其中东部地区水平最高, 从 0.337 升至 0.473; 中部地区由 0.247 增至 0.359; 西部地区则从 0.192 提高到 0.261, 三大区域均实现连续提升。全国整体增速呈波动上行态势, 2021 年达到阶段性高点后保持稳健增长; 东部地区增速平稳, 韧性较强; 中部地区增速波动明显, 后期提升势头强劲; 西部地区增速在波动中逐步趋稳, 部分年份实现较快赶超。研究期内我国城乡融合发展水平稳步提升, 区域梯度差异长期存在, 各区域增速动态调整, 协同提升与相对分化并存。

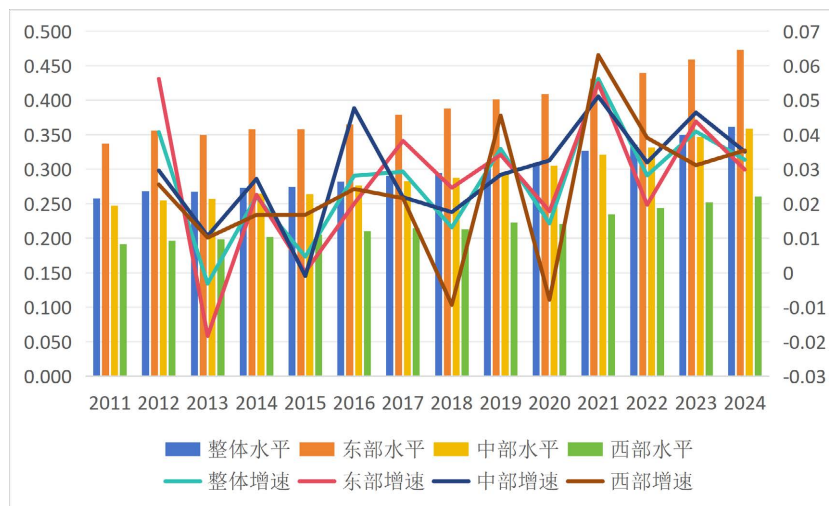


Figure 1. Levels and growth rates of urban-rural integrated development in the whole country and various regions

图 1. 整体及各地区城乡融合发展水平及增速图

图 2 显示, 2011~2024 年我国城乡融合发展水平的空间分异特征显著, 整体呈现“东高西低、沿海高内陆低”的稳定梯度分布格局, 由华东沿海发达地区向内陆腹地逐步阶梯式递减。高水平与中高水平省级行政区始终高度集聚于华东沿海地区, 北京、上海、江苏、浙江、广东等省级行政区长期稳定处于高水平发展区间, 成为全国城乡融合发展的核心引领区域, 其辐射带动作用随时间推移逐步显现, 带动山东、福建、安徽等周边省级行政区稳步向中高水平区间跃迁。中部地区及川渝、两湖等西南省级行政区多数处于中低与中高水平区间, 研究期内发展水平稳步提升, 逐步实现层级跨越, 成为衔接东西部的重要过渡带。新疆、西藏、青海、甘肃、内蒙古等西北省级行政区终处于低水平发展区间, 是全国城乡融合发展的主要洼地, 研究期内未发生明显层级跃迁, 与东部沿海地区的发展差距长期存在。从时序演进看, 研究期内空间集聚特征持续强化, 高水平区域集聚范围小幅扩大, 低水平区域空间分布保持相对稳定。

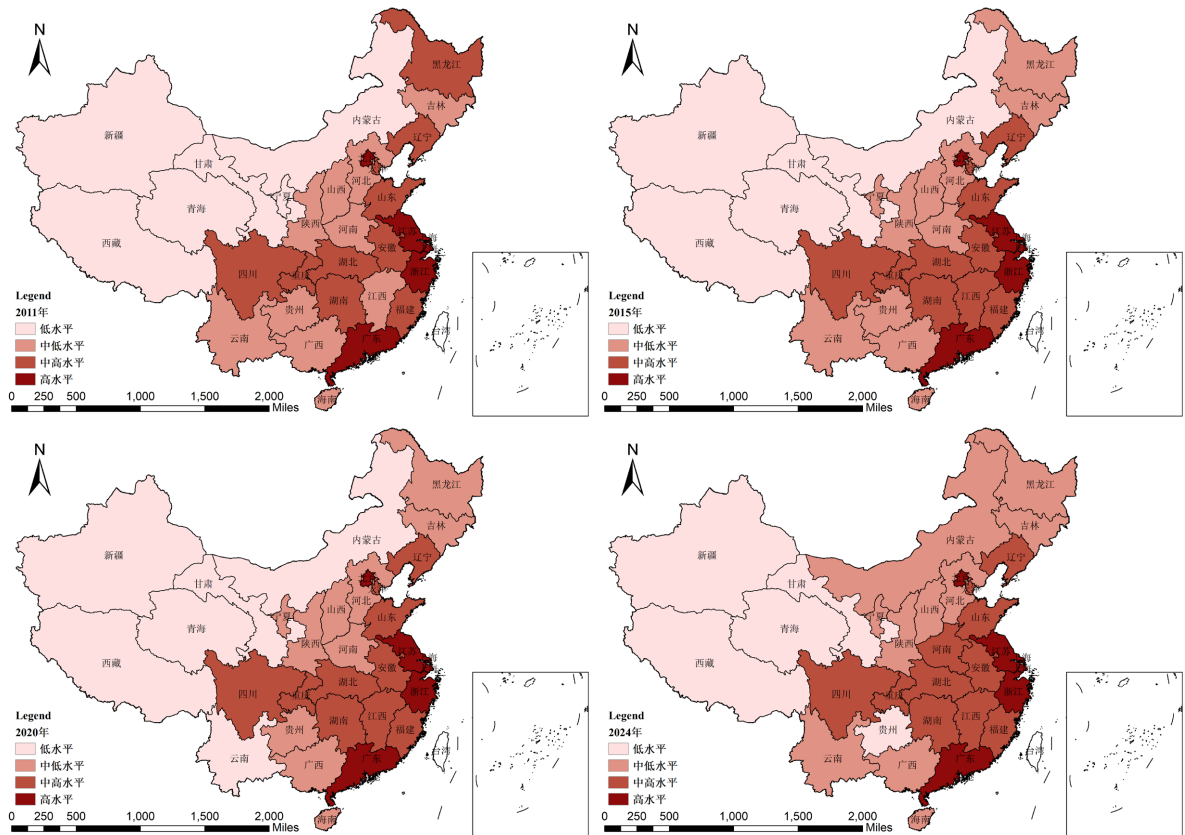


Figure 2. Heat map of urban-rural integrated development²
图 2. 城乡融合发展热力地图

3.2. 城乡融合发展未来趋势预测

为探究我国各省级行政区城乡融合发展水平的动态演进规律并预测其未来发展趋势，本文构建马尔科夫链模型。首先，依据 2011~2024 年各省级行政区城乡融合发展水平数据，采用四分位数法将其划分为低水平、较低水平、较高水平、高水平四类状态；其次，构建移步转移概率矩阵，以样本转移频数测算各状态间的转移概率。其中，移步转移概率 P_{ij} 表示某省级行政区从 t 期的状态 i 转移到 $t+1$ 期状态 j 的概率，其计算公式为：

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{k=1}^4 n_{ik}}$$

式中， n_{ij} 代表研究期内从状态 i 转移至状态 j 的样本频数， $\sum_{k=1}^4 n_{ik}$ 代表状态 i 出现的总频数。

本文以 0.227、0.276、0.353 为临界值，将城乡融合发展水平划分为低水平、中低水平、中高水平和高水平四类。表 2 显示，所有行的主对角线元素均为该行最大值，低水平、中低水平、中高水平和高水平四类状态的自我维持概率分别达到 87.62%、78.10%、87.76% 和 97.89%，表明各省级行政区城乡融合发展水平具有极强的路径依赖特征，保持原有等级的概率显著高于跨等级转移的概率，呈现显著的俱乐部收敛特征。从转移路径看，省域等级转移仅存在相邻等级间的渐进式跃迁或回落，不存在跨两个以上等级的跨越式转移。低水平省级行政区仅能向中低水平跃迁，概率为 12.38%，无直接向中高水平或高水平跨越的可能，且无向下转移风险；中低水平省级行政区向上转移至中高水平的概率为 16.19%，显著高

²注：本文地图来源均为自然资源部标准地图(审图号为 GS (2020) 4630 号)，底图无修改。

于向下回落至低水平的 5.71%，整体向上动力强于回落风险；中高水平省级行政区向上转移至高水平的概率为 10.20%，向下回落至中低水平的概率仅为 2.04%，保持较强的向上动能与稳定性；高水平省级行政区自我维持能力最强，仅存在向中高水平小幅回落的可能，概率为 2.11%，无向更低等级回落的风险。研究期内省域城乡融合发展水平的状态转移呈现显著非对称性，向上转移概率整体高于向下回落概率，印证了整体稳步提升的趋势，但低水平与高水平两端的状态锁定效应突出，低水平省级行政区跃迁壁垒较强，难以实现跨越式发展，一定程度上固化了空间非均衡格局。

Table 2. Transition probability matrix

表 2. 移步转移概率矩阵

	低水平	中低水平	高水平	中高水平	N
低水平	87.62%	12.38%	0	0	105
中低水平	5.71%	78.10%	16.19%	0	105
高水平	0	2.04%	87.76%	10.20%	98
中高水平	0	0	2.11%	97.89%	95

4. 实证分析

4.1. 影响机制分析与研究假设

4.1.1. 新质生产力对城乡融合发展的直接影响

新质生产力作为契合新发展理念先进生产力质态，其发展与城乡融合核心诉求高度契合。技术创新突破传统农业约束，提升农业生产效率，支撑乡村产业升级；推动城乡基础设施协同升级，数字技术与新型基建打破乡村地理限制，促进城市优质公共服务向乡村延伸。生产效率提升与基础设施完善优化城乡要素流动，扭转要素向城市单向集聚态势，吸引要素回流以破解城乡二元壁垒。绿色发展推动城乡生态协同治理与价值转化，乡村生态资源实现经济增值，城市绿色技术融入乡村生产，促进城乡生态共生。生产效率提升、要素配置优化、公共服务均衡与生态协同发力，缩小城乡差距，推动城乡协同发展迈向更高水平。

研究假设 H1：新质生产力对城乡融合发展具有显著的正向促进作用。

4.1.2. 新质生产力对城乡融合发展的非线性影响

新质生产力的技术渗透与扩散遵循“梯度演进”规律，其以颠覆性技术创新为核心，对城乡融合的赋能效应依赖技术在城乡间的渗透、扩散与转化。发展初期，技术创新多集中于城市高端产业，数字技术向乡村渗透面临基础设施薄弱、农民数字素养不足、应用场景匮乏等瓶颈，技术转化效率低，仅能局部带动城乡产业与生活融合，影响效应较弱。随着新质生产力发展，技术逐步渗透农业农村全产业链，智慧农业场景不断丰富，技术扩散“涓滴效应”充分释放，加之城乡技术对接的基础设施与制度通道完善，技术对城乡要素流动、产业协同、公共服务均等化的驱动作用显著增强，对城乡融合的赋能效应随之提升。

研究假设 H2：新质生产力对城乡融合发展具有非线性促进作用，且这种正向促进效应会随发展水平提升而持续增强。

4.1.3. 新质生产力对城乡融合发展的空间溢出效应

从新经济地理学视角，新质生产力通过集聚经济与空间外部性重塑城乡空间格局，中心城市因技术、要素与产业集聚形成核心增长极，在循环累积因果机制作用下，依托地理邻近性与区域关联产生空间溢出，打破城乡孤立发展状态，推动城乡融合发展成果跨区域传导，实现全域空间协同。从创新经济学视角，新质生产力作为颠覆性技术创新与要素重组的集合，其知识外溢具有非竞争性 with 低成本扩散特征，

通过创新网络与产学研协作实现城乡间技术梯度转移，缩小城乡创新差距并破除技术二元壁垒；同时创新驱动下的要素市场化配置打破城乡制度分割，引导人才、资本等创新要素城乡双向流动，提升要素空间配置效率。在两大理论共同作用下，技术外溢、要素重组与产业联动形成多层次空间传导机制，本地城乡融合发展效能通过空间关联向外辐射。

研究假设 H3：新质生产力对城乡融合发展存在显著为正的空间溢出效应。

4.2. 研究设计

4.2.1. 变量选取与数据来源

本文被解释变量为城乡融合发展水平，其测度已在前文基于熵值法完成，此处不再赘述。本文将新质生产力作为核心解释变量及门槛变量，依据 CSMAR 新质生产力研究数据库使用说明书，并参照卢江等(2024)的研究框架，从科技生产力、绿色生产力、数字生产力三个维度进行综合测度。其中，科技生产力涵盖专利授权、研发人员投入、高技术产业发展等变量，绿色生产力包含能源利用强度、污染排放、资源循环利用等变量，数字生产力涉及电子信息制造、软件业务、网络基础设施等变量。本文对上述指标采用熵值法确定权重，加权计算得到各地区年度新质生产力水平。为提升回归结果的准确性与可靠性，研究选取财政支持力度、研发强度、人力资本水平、产业结构高级化和技术市场发展水平作为控制变量，分别从地方财政保障、科技创新投入、人才储备基础、产业结构层次与技术交易活力等维度加以控制，以排除外部因素对城乡融合发展的干扰。各变量具体介绍如表 3 所示。

Table 3. Variable description

表 3. 变量介绍

变量类型	变量名称	变量符号	衡量方式
被解释变量	城乡融合发展	URD	熵值法测度
解释变量	新质生产力	NZC	熵值法测度
控制变量	财政支持力度	FIS	财政一般预算支出/地区生产总值
	研发强度	RD	研究与试验发展经费支出/地区生产总值
	人力资本水平	HC	高等学校在校生人数/总人口
	产业结构高级化	INS	第三产业增加值/第二产业增加值
	技术市场发展水平	TM	技术市场成交额/地区生产总值
门槛变量	新质生产力	NZC	熵值法测度

各变量描述性分析如表 4 所示。

Table 4. Descriptive statistics of variables

表 4. 变量描述性分析

	N	Mean	SD	Min	p25	Median	p75	Max
城乡融合发展	434	0.3	0.106	0.108	0.227	0.276	0.353	0.659
新质生产力	434	0.254	0.083	0.09	0.195	0.243	0.301	0.536
财政支持力度	434	0.281	0.198	0.105	0.183	0.226	0.316	1.326
研发强度	434	0.018	0.012	0.002	0.01	0.015	0.023	0.08
人力资本水平	434	0.022	0.006	0.008	0.017	0.021	0.025	0.044
产业结构高级化	434	2.46	1.142	0.173	2.299	2.354	2.422	17.477
技术市场发展水平	434	0.021	0.032	0	0.003	0.008	0.025	0.184

4.2.2. 模型构建

(一) 基准回归模型

本文构建双向固定效应面板模型如下式：

$$URD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NZC_{it} + \sum \alpha_j Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中， URD_{it} 为被解释变量，表示 i 省级行政区 t 年城乡融合发展水平； NZC_{it} 为核心解释变量，表示 i 省级行政区 t 年新质生产力水平； $Controls_{it}$ 为控制变量集； μ_i 为个体固定效应， λ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 面板门槛模型

以新质生产力为门槛变量构建面板门槛模型如下式：

$$URD_{it} = \beta_0 + \beta_1 NZC_{it} \cdot I(NZC_{it} \leq \gamma) + \beta_2 NZC_{it} \cdot I(NZC_{it} > \gamma) + \sum \beta_j Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中， γ 为待估门槛值； $I(\cdot)$ 为指示函数；其余符号与前文一致。

(三) 空间杜宾模型

为捕捉空间溢出效应，本文构建空间杜宾模型如下式：

$$URD_{it} = \delta_0 + \rho WURD_{it} + \delta_1 NZC_{it} + \delta_2 WNZC_{it} + \sum \delta_j Controls_{it} + \sum \varphi_j WControls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中， W 为空间权重矩阵； $WURD_{it}$ 为城乡融合的空间滞后项； $WNZC_{it}$ 为新质生产力的空间滞后项； $WControls_{it}$ 为控制变量的空间滞后项； ρ 为空间自回归系数， δ_1 为本地直接效应， δ_2 为邻地溢出效应；其余符号与前文一致。

4.3. 基准回归

多重共线性检验显示平均 VIF 为 1.98，各变量 VIF 均小于 10，不存在严重多重共线性。模型整体 F 检验、似然比检验与卡方检验均在 1% 水平下拒绝原假设，最终确定双向固定效应模型为最优。表 5 报告了双向固定效应下逐步增加控制变量的基准回归结果，模型(1)至模型(6)中新质生产力系数始终在 1% 水平下显著为正，系数由 0.590 逐步收敛并稳定至 0.528，数值波动较小，估计结果稳健。在逐步控制财政支持、研发投入、人力资本、产业结构与技术市场等因素，并严格控制个体与时间固定效应后，新质生产力对城乡融合发展的正向驱动作用保持稳定，不存在遗漏变量带来的估计偏误，其促进效应可靠。模型拟合优度 R^2 从 0.828 逐步提升至 0.874，解释力持续增强。模型(6)中，新质生产力的回归系数为 0.528，表明新质生产力每提升 1 个单位，城乡融合发展水平将显著提升 0.528 个单位，验证了研究假设 H1。此外，财政支持力度、研发强度与技术市场发展水平系数均显著为正，对城乡融合具有正向推动作用；人力资本水平与产业结构高级化系数显著为负，反映当前人力资本城乡错配及产业结构服务化对城乡融合存在一定约束。

Table 5. Benchmark regression

表 5. 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新质生产力	0.590*** (12.91)	0.572*** (12.58)	0.532*** (11.61)	0.522*** (12.38)	0.523*** (12.69)	0.528*** (12.96)
财政支持力度		0.098*** (3.40)	0.083*** (2.93)	0.111*** (4.21)	0.082*** (3.08)	0.071*** (2.67)

续表

研发强度	0.803*** (3.85)	0.861*** (4.47)	0.822*** (4.37)	0.771*** (4.13)		
人力资本水平					-3.775*** (-8.43)	-3.882*** (-8.62)
产业结构高级化					-0.003*** (-4.42)	-0.003*** (-3.79)
技术市场发展水平						0.192*** (3.16)
常数项	0.150*** (16.96)	0.126*** (11.33)	0.126*** (11.49)	0.185*** (15.07)	0.207*** (15.93)	0.202*** (15.64)
观测量	434	434	434	434	434	434
R 方	0.828	0.833	0.840	0.864	0.871	0.874
固定效应	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

注：括号内为 T 值。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平下显著，下同。

4.4. 稳健性检验

为验证基准回归结论的可靠性，本文从样本区间、样本结构、异常值处理和动态效应四个维度开展稳健性检验，详见表 6。模型(1)缩短时间窗口，剔除 2020~2021 年外部冲击年份数据，以规避外部突发冲击的干扰；模型(2)剔除北京、上海、天津、重庆四大直辖市，消除其在政策倾斜、资源集聚与经济体量上的特殊性偏误；模型(3)对所有连续变量进行双边 1% 缩尾处理，缓解极端异常值的影响；模型(4)引入滞后一期新质生产力构建动态面板模型，既捕捉其滞后影响，也缓解潜在的双向因果内生性。回归结果显示，在四种设定下，新质生产力(及滞后一期项)系数依次为 0.547、0.556、0.472、0.477，均在 1% 水平上显著为正，与基准回归结论一致，系数大小与显著性未发生实质性改变，结论稳健，不依赖特定样本与模型设定。

Table 6. Robustness test

表 6. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	缩短时间	剔除直辖市	样本缩尾处理	动态处理
新质生产力	0.547*** (12.23)	0.556*** (12.35)	0.472*** (11.77)	
L.新质生产力				0.477*** (10.49)
常数项	0.200*** (12.59)	0.183*** (12.62)	0.188*** (14.18)	0.219*** (15.16)
控制变量	是	是	是	是
观测量	372	378	434	403
R 方	0.877	0.869	0.875	0.856
固定效应	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

4.5. 异质性分析

为考察新质生产力对城乡融合发展影响的区域差异，本文按照国家传统区域划分标准，将样本分为东部、中部、西部三大地区进行分组回归。表 7 显示，新质生产力在三大区域均对城乡融合发展产生 1% 水平下显著为正的驱动效应，证实其促进作用具有全国普适性。从系数大小看，东部地区新质生产力系数为 0.522，驱动效应最为突出；西部地区为 0.475，赋能效果紧随其后；中部地区为 0.211，正向影响相对偏弱。结果表明，新质生产力对城乡融合的赋能效果存在明显区域异质性，东部凭借完善的创新生态、高效的要素配置与成熟的城乡协同体系，能够更充分释放融合效应；西部在政策支持与创新下沉带动下，对补齐城乡差距的作用较为强劲；中部地区处于转型衔接阶段，赋能潜力尚待进一步释放。

Table 7. Heterogeneity analysis
表 7. 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
新质生产力	0.522*** (7.48)	0.211*** (3.12)	0.475*** (5.26)
常数项	0.567*** (5.51)	-0.015 (-0.22)	0.130*** (8.76)
控制变量	是	是	是
观测量	154	126	154
R 方	0.906	0.943	0.885
固定效应	双向固定	双向固定	双向固定

4.6. 进一步分析

Table 8. Further analysis
表 8. 进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)
	科技生产力	绿色生产力	数字生产力
科技生产力	0.330*** (5.14)		
绿色生产力		1.140*** (13.79)	
数字生产力			1.768*** (8.54)
常数项	0.255*** (17.86)	0.265*** (23.84)	0.203*** (12.98)
控制变量	是	是	是
观测量	434	434	434
固定效应	双向固定	双向固定	双向固定

为厘清新质生产力赋能城乡融合发展的结构性驱动来源，本文依据 CSMAR 新质生产力数据库的指标框架，将新质生产力拆解为科技生产力、绿色生产力、数字生产力三大核心子维度开展分项检验。表 8 显示，科技生产力、绿色生产力、数字生产力的系数分别为 0.330、1.140、1.768，且均在 1% 水平上显著为正，表明三大子维度均构成新质生产力促进城乡融合的重要动能。其中数字生产力驱动效应最为突出，依托数字产业与产业数字化的双重支撑，有效打破城乡时空阻隔、畅通要素双向流动，对城乡融合的赋能作用最强；绿色生产力紧随其后，通过资源节约与环境友好的双重路径，推动城乡生态价值转化与协同发展，赋能效果显著；科技生产力作为基础动力，凭借创新研发与技术效率提升，为城乡产业升级与效率变革提供底层支撑。上述结果证实，新质生产力对城乡融合的赋能是三大子维度协同发力的结果，且不同维度的驱动强度存在明显差异。

4.7. 门槛效应分析

本文采用 Bootstrap 法自主抽样 300 次进行门槛效应检验。表 9 显示，单一门槛模型的 F 统计量为 41.03，P 值为 0.0233，在 5% 的显著性水平下显著，而双重门槛模型的 F 统计量为 11.73，P 值为 0.3333，未通过显著性检验，由此确定新质生产力对城乡融合发展的影响存在显著的单门槛效应。

Table 9. Threshold effect test

表 9. 门槛效应检验

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	0.0994	0.0002	41.03	0.0233	30.8367	35.8244	46.1185
Double	0.0967	0.0002	11.73	0.3333	19.6276	24.259	34.9795

图 3 可见，LR 统计量在大部分阈值区间内均高于 5% 显著性临界值，说明存在显著的门槛效应，不同阈值下模型参数存在结构性变化。

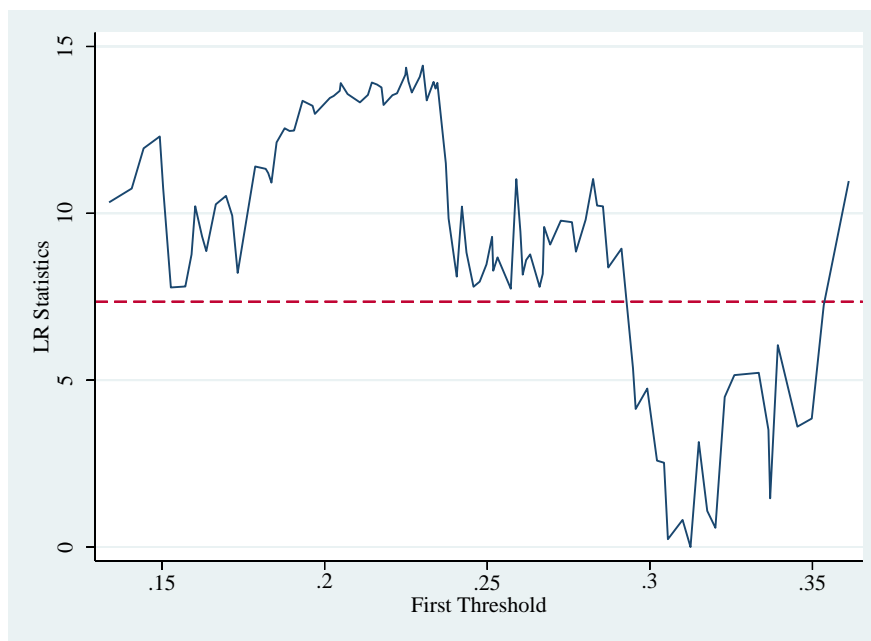


Figure 3. Results of the LR test

图 3. LR 检验结果

表 10 显示, 当新质生产力水平低于门槛值 0.0848 时, 其对城乡融合发展的回归系数为 0.584, 且在 1% 水平下显著为正; 当新质生产力跨越门槛值达到 0.0848 及以上时, 正向驱动系数提升至 0.616, 同样在 1% 水平下高度显著。这表明新质生产力对城乡融合发展的促进作用存在显著的边际递增非线性特征, 随着新质生产力发展水平不断提升, 其对城乡要素配置、产业协同与融合发展的赋能效果持续增强, 验证研究假设 H2。

Table 10. Results of the threshold model

表 10. 门槛模型结果

	(1)
新质生产力 < 0.0848	0.584*** (16.11)
新质生产力 ≥ 0.0848	0.616*** (19.32)
常数项	0.166*** (16.13)
控制变量	是
观测量	434
R 方	0.852
固定效应	双向固定

4.8. 空间溢出效应分析

本文基于邻接矩阵对 2011 至 2024 年城乡融合发展水平进行全局莫兰指数检验。表 11 显示, 各年份全局莫兰指数均为正值, 且 P 值均为 0, 在 1% 水平下显著, 表明我国省域城乡融合发展具有显著的正向空间集聚特征, 并非随机分布; 同时莫兰指数整体呈现波动上升趋势, 说明城乡融合发展的空间相关性与集聚态势随时间不断强化。

Table 11. Global Moran's I

表 11. 全局莫兰指数

年份	I	z	P 值	年份	I	z	P 值
2011	0.479	4.411	0	2018	0.556	5.087	0
2012	0.481	4.423	0	2019	0.548	5.036	0
2013	0.538	4.89	0	2020	0.598	5.415	0
2014	0.546	4.951	0	2021	0.579	5.248	0
2015	0.553	5.029	0	2022	0.578	5.255	0
2016	0.574	5.212	0	2023	0.587	5.328	0
2017	0.536	4.902	0	2024	0.569	5.181	0

本文通过拉格朗日乘数检验与似然比检验证实空间杜宾模型(SDM)为最优空间计量模型。为确保结论稳健, 本文同时采用 SDM、SEM 和 SAR 三种模型进行回归对比。表 12 显示, 新质生产力在三类模型中系数均在 1% 水平下显著为正, 其中 SDM 模型系数为 0.449、SEM 模型为 0.599、SAR 模型为 0.486,

验证了新质生产力对城乡融合发展的稳定正向驱动作用。在 SDM 模型中,新质生产力的空间滞后项系数为 0.197,在 1%水平上显著为正,表明新质生产力具有显著的空间溢出效应,即本地区新质生产力的提升不仅直接推动自身城乡融合发展水平提升,还能向周边地区扩散,带动周边地区城乡融合发展;同时,空间自相关系数 ρ 为 0.159,在 1%水平上显著为正,印证城乡融合发展存在显著的空间正相关性,相邻地区发展水平相互促进,验证了研究假设 H3。

Table 12. Regression results of spatial econometric models
表 12. 空间计量模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SDM	SEM	SAR
新质生产力	0.449*** (15.655)	0.599*** (15.182)	0.486*** (17.198)
W.新质生产力	0.197*** (2.933)	(-0.691)	(1.421) (2.540)
控制变量	是	是	是
ρ	0.159*** (2.627)		0.438*** (12.192)
σ^2	0.0001*** (14.700)	0.0002*** (12.864)	0.0001*** (14.612)
λ		0.496*** (3.792)	
观测量	434	434	434
R 方	0.463	0.456	0.538

为分析新质生产力对城乡融合发展的影响,本文通过偏微分法将其分解为直接效应、间接效应与总效应。表 13 显示,三者系数依次为 0.459、0.294、0.753,且均在 1%水平上显著为正。直接效应表明本地新质生产力提升能够有效推动本地区城乡融合发展;间接效应说明新质生产力具有明显空间外溢性,本地新质生产力通过要素流动、技术扩散、产业联动等途径对邻近区域城乡融合形成正向带动;总效应为二者之和,反映新质生产力对区域城乡融合发展的整体驱动效果显著。

Table 13. Effect decomposition of the SDM model
表 13. SDM 模型效应分解

变量	(1)	(2)	(3)
	直接效应	间接效应	总效应
新质生产力	0.459*** (15.834)	0.294*** (6.142)	0.753*** (14.785)
控制变量	是	是	是
观测量	434	434	434
R 方	0.463	0.463	0.463

5. 结论与政策建议

本文得到的核心结论如下：2011至2024年我国城乡融合发展水平整体持续提升，呈现东高西低、沿海领先内陆的梯度格局，区域差距显著且高水平地区集聚特征明显。各地发展具有较强路径依赖与俱乐部收敛特征，等级仅能渐进提升、难以跨越式发展，低水平区域存在明显壁垒，进一步固化了空间非均衡格局。新质生产力对城乡融合发展具有显著正向促进作用，且通过稳健性检验；其影响存在区域异质性，东部驱动效应最强，西部次之，中部相对较弱；数字、绿色、科技生产力均为重要动力，数字生产力赋能效果最突出。新质生产力的促进作用呈单门槛非线性特征，跨越门槛后边际效应持续增强，同时具备正向空间溢出效应，可带动本地及邻近地区协同发展。

基于上述结论，本文提出以下政策建议：（一）各地应结合区域发展差异与新质生产力的非线性特征实施精准政策引导，东部地区依托成熟创新体系深化数字与绿色生产力融合应用，打造城乡融合示范标杆；中部地区聚焦转型短板强化科技投入与基础设施建设，畅通城乡要素流动路径；西部地区借助政策支持优先布局数字新基建与农业科技应用，加快补齐城乡发展差距。同时，对未跨越门槛的区域加大研发投入、数字设施建设与人才培育力度，推动快速突破赋能阈值；对已跨越门槛的区域强化技术扩散与成果转化，持续释放边际递增效应。（二）充分依托新质生产力的空间溢出效应建立跨区域协同联动机制，推动高水平地区向周边辐射技术、人才与产业资源，打破低水平区域发展锁定；统筹数字、绿色、科技三大核心维度协同发力，以数字生产力破除城乡空间阻隔，以绿色生产力推动生态价值转化，以科技生产力夯实产业升级基础，并配套完善城乡要素双向流动与财政研发激励政策，加快构建全域联动高效协同的新质生产力赋能城乡融合发展新格局。

参考文献

- [1] 李春梅, 李繁荣. 新质生产力促进城乡融合发展: 理论机制与实证检验[J]. 东岳论丛, 2026, 47(2): 120-131.
- [2] 陈长瑶, 刘会秋, 田馨杰. 以新促融: 农业新质生产力对城乡融合发展促进效应研究[J]. 价格理论与实践, 2025(11): 177-182.
- [3] 褚卉妍, 徐荣. 新质生产力赋能城乡融合发展——基于 2011-2022 年全国 246 个地级市面板数据分析[J]. 上海商业, 2026(1): 117-120.
- [4] 师晓娟, 白佳豪, 卢威. 新质生产力驱动城乡融合发展研究: 基于西藏各地市实证检验[J]. 西藏科技, 2026, 48(1): 29-38.
- [5] 何阡瑜, 钟韦哲. 新质生产力对城乡融合发展水平的影响机制——以广东省 21 个地级市层面为例[J]. 农村经济与科技, 2025, 36(23): 105-109.
- [6] 刘天惠, 陈爱东, 陈雨欣, 张丽梦, 林俞含. 新质生产力、城乡融合发展与共同富裕内在关系研究[J]. 商展经济, 2025(23): 35-38.