

区域协同创新会促进新质生产力发展吗？

——来自中国城市群的经验证据

孟 蕾

云南财经大学金融学院，云南 昆明

收稿日期：2025年12月8日；录用日期：2026年1月9日；发布日期：2026年1月19日

摘 要

新质生产力是推动区域高质量发展的强劲推动力和支撑力，研究其驱动因素对于区域发展至关重要。本研究基于区域协同发展视角，2011~2021年中国14个城市群181个城市数据，实证分析区域协同创新对新质生产力的影响及非线性特征，并对其作用的异质性进行检验。研究发现：1) 区域协同创新对新质生产力水平的提升有显著影响，该结论在通过多种稳健性检验后依然成立。2) 城市群协同创新对新质生产力的影响具有先减后增的非线性特征。3) 异质性分析发现，相较于发达城市群和中心城市，欠发达城市群的非中心城市通过区域协同创新更能促进新质生产力水平提升。研究结论从欠发达地区的视角提供了一个崭新的思路：欠发达地区借助协同创新，充分调动自身优势反而能够实现更大幅度的新质生产力的增长。为区域协同创新和提升新质生产力提供了理论支持，并丰富了相关实证研究。

关键词

区域协同创新，新质生产力，欠发达城市群

Will Regional Collaborative Innovation Promote the Development of New Productive Forces?

—Empirical Evidence from Chinese Urban Agglomerations

Lei Meng

School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: December 8, 2025; accepted: January 9, 2026; published: January 19, 2026

Abstract

New productivity is a powerful driving force and support for promoting high-quality regional

development, making the study of its driving factors crucial for regional progress. This study empirically analyzes the impact and nonlinear characteristics of regional collaborative innovation on new productivity, using data from 181 cities in 14 Chinese urban agglomerations from 2011 to 2021. It also examines the heterogeneity of this effect. The findings reveal that: 1) Regional collaborative innovation significantly enhances new productivity, and this conclusion holds true across various robustness checks. 2) The impact of collaborative innovation within urban agglomerations on new productivity exhibits a nonlinear characteristic, decreasing initially before increasing. 3) Heterogeneity analysis indicates that, compared to developed urban agglomerations and central cities, non-central cities in underdeveloped urban agglomerations benefit more from regional collaborative innovation in terms of improving new productivity. The study's conclusions offer a novel perspective from the viewpoint of underdeveloped regions: leveraging collaborative innovation, these regions can harness their advantages to achieve substantial growth in new productivity. This provides theoretical support for regional collaborative innovation and the enhancement of new productivity, enriching the empirical research in this field.

Keywords

Regional Collaborative Innovation, New Productivity, Underdeveloped Urban Agglomerations

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

新质生产力指以科技创新为主导、摆脱传统经济增长方式和生产力发展路径的先进生产力形态。它强调通过技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级，推动经济高质量发展。新质生产力相较于传统生产力，核心特征是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式。从城市群的角度来说，不单单关注于某一个城市的创新，更希望整体实现创新水平的提高，这就需要城市内部协同作用[1] [2] (范斐等，2020；方创琳等，2021)。从具体定义上来看，区域协同创新一般指创新主体之间通过相互配合、相互作用实现整体最优的过程[3] (杨耀武等，2009)。因此，在当下区域一体化的深入发展的过程中，区域协同创新的作用过程就是，通过创新要素突破地域限制，自由流动，从而推动资源整合、技术进步[4] (白俊红等，2015)。

然而，现有文献主要聚焦于单一城市群(如长三角、京津冀、成都城市群等)的协同创新网络动态变化的描述与其影响因素[5]-[7] (王圣云等，2021；廖斌等，2023；苏屹等，2023)，有关于城市群协同创新如何促进整体高质量发展的过程研究较少，尤其是直接建立城市群协同创新与新质生产力之间联系的文献更是缺乏。

鉴于此，本文旨在探讨三个关键问题：首先，区域协同创新能否推动新质生产力的发展？其次，区域协同创新对新质生产力的影响过程是怎样的，是线性的吗？最后，区域协同创新对新质生产力的影响程度在不同的城市群中是否一致？

本研究的边际贡献主要体现在以下几点：1) 现有研究多侧重于省级层面的新质生产力测度，鲜有从城市群角度探究其驱动因素的实证研究。本研究通过实证检验区域协同创新对新质生产力水平的影响，为区域协同创新和提升新质生产力水平提供借鉴。2) 现有大多数研究集中于京津冀、长三角等发达城市

群,本研究则对中国 14 个城市群进行了全面研究,扩大了研究范围,并从发达与欠发达城市群对比的视角展开研究,丰富了城市群协同创新能力相关研究。3) 大多数文献的异质性结论多从发达地区的视角讨论其自身优势带来的更多机会和更快增长,本文则从欠发达地区的视角,探讨创新资源流入对其发展的推动作用。

2. 文献综述及研究假设

(一) 城市群协同创新与新质生产力

现有文献在区域发展和新质生产力关系的研究中普遍认为,新质生产力是推动区域高质量发展和区域一体化的重要因素[8]-[10] (占智勇等, 2024; 贾若祥等, 2024; 张壹帆等, 2024)。从生产力作用于生产关系的角度来看,这一观点确实成立。

然而,新型生产关系同样能够反过来促进新质生产力的发展[11] (刘文祥, 2024)。区域协同创新作为一种先进的生产关系,可以促进资源集聚[12] (傅利平等, 2024),引发生产要素的加速流动,区域间形成模仿与学习效应,提升地理关联地区的要素、知识、技术的溢出能力与吸收能力,从而提升区域整体的创新水平[1] [2] (范斐等, 2020; 方创琳等, 2021)。而区域整体创新水平的提升必然会带动新质生产力的提升[13] (黄卫平, 2024)。

基于此,提出如下假设:

H1: 城市群协同创新对新质生产力水平提升有显著影响。

(二) 城市群协同创新对新质生产力的非线性特征

在前述假设中,我们认为城市群的协同创新能够提升新质生产力水平。然而,创新合作所引致的技术水平提升对新质生产力的影响呈现出“非线性”路径[14] [15] (李杏等, 2024; 蔡湘杰等, 2024)。

从科技创新运作模式来看,技术前沿上的创新运作模式通常不是线性的。在初期,技术发展具有显著的不确定、高风险和长周期性,因此难以获得传统资本市场的支持[16] (孙寿涛等, 2023)。只有随着时间的推移,几种不同的技术逐渐成熟,新型科技产品才会出现[17] (郑江淮, 2024),从而实质性地提升新质生产力水平;从产业形态来看,产业链整合需要一个过程[18] (凌永辉等, 2022)。在前期,如果新兴产业企业无法有效融入现有产业链,新兴产业的发展可能会失去产业链体系的支撑,持续性技术突破带来的盈利空间也将受到挤压[19] (郭克莎, 2022),进而无法促进创新型产业链的搭建,不能提升新质生产力水平。

总之,协同创新可能存在由技术进步引致的“创新悖论”[20] (陶金元等, 2024)。在短期内,协同创新所带来的技术革新对新质生产力的影响可能存在一定程度的滞后。但从长期来看,技术创新对新质生产力必然形成积极的促进作用。基于此,提出如下假设:

H2: 城市群协同创新对新质生产力的影响具有先减后增的非线性特征。

(三) 城市群及城市等级协同创新异质性

尽管城市群协同创新对于新质生产力的发展存在促进作用,但这种促进作用对于不同的城市群而言是存在差异的。

多数研究证明,发达城市群(京津冀、长三角、珠三角)由于高校、人才、高新技术企业等创新资源的集聚,能够使得创新成果转化为新质生产力的速度加快,实现更大幅度的新质生产力的增长[21]-[23] (刘洪铎等, 2024; 王煜昊等, 2024; 徐腾达等, 2024)。但对于城市群协同创新这一研究视角而言,情况却并非如此。

城市群协同创新实际上是一种缩小区域创新能力差异、促进公平的体现[2] (方创琳等, 2021)。发达城市群自身具有足够多的要素,自身就具备了足够的创新能力与创新成果转化能力,加强创新协作能够

提高新质生产力的发展,但却呈现边际递减的趋势[24][25](陈丛波等,2023;蒋晟等,2024)。但欠发达城市群则不然,对于欠发达城市群而言,协同创新不仅仅给创新能力较弱的地区带来了创新技术,同时产学研、产研一体化的协作模式也帮助当地积极融入区域的高新产业链条去,实现创新成果的转化,切实提高当地的新质生产力水平[26](郝宪印等,2024)。

对于欠发达城市中的非中心城市同样如此。欠发达城市群的中心城市尽管并不位于北上广深等创新极的直接城市群范围当中,但由于省会城市的政治地位/较好的经济发展基础等原因,再加之汇集了城市群内高等院校资源的集聚形成创新联合体[27](袁野等,2024),一方面,自身具有较强的创新能力;另一方面,成为北上广深等创新极向外进行辐射的最佳选择,在区域创新网络中扮演着中枢和“创新增长极”角色[28](周麟等,2021)。这就造成欠发达地区的中心城市从城市群外的创新合作中,自身就能获得较多的创新资源,同时提振创新成果转化能力。相比较两种合作模式而言,中心城市在自身城市群内部的协同创新就多是扮演了技术输出和资源汇集的角色,因此,在中心城市与非中心城市的协同中,非中心城市因其自身创新资源的缺乏,从中获得了更多的创新技术和资源转化机会,融入并延长城市群的创新型产业链条,从而获得了更大幅度的新质生产力提升。

基于此,提出如下假设:

H3: 欠发达城市群及其非中心城市的协同创新对新质生产力提升作用更大。

3. 样本选择与变量设定

(一) 变量选择与构建

被解释变量:新质生产力(*productivity*)。新质生产力是以高科技、高效能、高质量为特征,其本质仍根植于劳动者、劳动资料和劳动对象三大实体性要素的革新与优化组合[29](张姣玉等,2024)。为科学量化这一宏观概念,本研究因此本研究借鉴任宇新、吴艳的做法[30](2024)构建地级市新质生产力评价指标体系,并运用熵值法确定各层级指标权重。与省级层面相比,地级市数据可得性是核心制约。

指标体系的构建遵循“理论驱动、数据可行、凸显时代特征”的原则,其合理性与独特性体现在以下三个方面:首先,它严格锚定新质生产力的核心要素(劳动者、劳动对象、劳动资料),确保了理论根基的坚实;其次,它通过引入机器人密度、数字基础设施等指标,精准捕捉了当前技术革命(智能化、绿色化)对生产要素的深刻改造,这是区别于传统生产力测度的关键;最后,所有指标均基于地级市公开数据或科学估算方法获得,确保了评价的可重复性与可比性。

第一,劳动者。基于劳动生产率、劳动者素质和劳动者精神三个方面,用GDP/总人口、在岗职工平均工资、第三产业就业人数/总就业人数、人均受教育平均年限、在校学生数/人口总数、R&D 人员全时当量六个指标来衡量。

第二,劳动对象。主要体现在产业发展水平和生态环境两个方面,用电信业务总量/GDP、机器人安装密度、机器人存量密度、工业二氧化硫排放/GDP、工业废水排放量/GDP 五个指标来衡量。其中,机器人安装密度和机器人存量密度按照康茜和林光华[31](2021)的行业划分方法,赵春明等[32](2020)的计算方法进行估算。

第三,劳动资料。劳动资料按照物质劳动资料 and 无形劳动资料划分,用人均境内公路总里程、每万人国际互联网用户数、能源消耗量/GDP、人均专利申请数四个指标来衡量。其中,代表数字基础设施的“人均互联网宽带接入端口数”的地级市数据缺失,用“每万人国际互联网用户数”替代[33](毛丽娟等,2024)。

如下表 1 所示:

Table 1. Indicator system for new quality productive forces
表 1. 新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	性质
劳动者	劳动生产率	GDP/总人口	正
		在岗职工平均工资	正
		第三产业就业人数/总就业人数	正
	劳动者素质	人均受教育平均年限	正
		在校学生数/人口总数	正
	劳动者精神	R&D 人员全时当量	正
劳动对象	产业发展水平	电信业务总量/GDP	正
		机器人安装密度	正
		机器人存量密度	正
	生态环境	工业二氧化硫排放/GDP	负
		工业废水排放量/GDP	负
劳动资料	物质劳动资料	人均境内公路总里程	正
		每万人国际互联网用户数	正
		能源消耗量/GDP	负
	无形劳动资料	人均专利申请数	正

解释变量：选取 IncoPat 专利数据库城市间创新主体联合申请专利数据，收集 2011~2021 年城市群内部，大于等于 2 个城市合作申请或专利权发生转移的专利信息，每出现一次合作数据，就分别在这些城市上面计数，把这个计数的数量作为协同创新(*inno*)变量[34] [35] (吕丹等，2020；冯粲等，2023)。出于有效性考虑，采用人口数量做除法进行平减。

控制变量：人口规模(*people*)、金融发展程度(*fin*)、对外开放程度(*open*)、城镇化水平(*urban*)、政府干预程度(*gov*)和工业化水平(*indu*)。各变量含义及选用所借鉴参考文献如表 2 所示。

Table 2. Definition of control variables
表 2. 控制变量定义

控制变量	简称	具体指标	文献来源
人口规模	<i>people</i>	年末总人口数	《国家级大数据综合试验区与新质生产力——基于 230 个城市的经验证据》
金融发展程度	<i>fin</i>	年末存贷款余额/地区生产总值	
对外开放程度	<i>open</i>	进出口总额/地区生产总值	《地方主导型产业政策创新赋能新质生产力涌现：基于产业链“链长制”的研究视角》
城市化水平	<i>urban</i>	城市人口/总常住人口	《金融集聚、产学研合作与新质生产力》
政府干预程度	<i>gov</i>	政府财政一般支出/地区生产总值	
工业化水平	<i>indu</i>	工业增加值/地区生产总值	

(二) 样本与数据来源

本文借鉴已有研究对中国城市群空间组织格局的划分[36] (方创琳等，2018)，出于数据可得性情况，

选取其中的 14 个城市群进行研究。将其划分为 3 个层级，包括 5 个国家级城市群、9 个区域性城市群和 6 个地区性城市群。出于数据可得性情况，选取其中的 14 个城市群的 181 个城市进行研究，如表 3 所示。

Table 3. Classification of spatial organization patterns of urban agglomerations
表 3. 城市群空间组织格局分类

城市群数量		城市群名称
国家级城市群	5	京津冀城市群、珠三角城市群、长三角城市群、长江中游城市群、成渝城市群
区域性城市群	7	山东半岛城市群、海峡西岸城市群、辽中南城市群、关中平原城市群、中原城市群、江淮城市群、哈长城市群
地区性城市群	2	呼包鄂榆城市群、晋中城市群

各指标数据来自中国环境统计年鉴、中国能源统计年鉴、中国科技统计年鉴、中国城市统计年鉴、各地级市历年统计年鉴以及 eps 数据库。

(三) 模型构建

为了验证假设 H1，本文构建模型如下：

$$productivity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 inno_{it} + \alpha_2 CONTROL_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $productivity_{it}$ 为城市 i 在 t 年的新质生产力， $inno_{it}$ 表示城市 i 在 t 年的协同创新水平， $CONTROL_{it}$ 为控制变量， δ_t 为时间固定效应， γ_i 为地区固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

为了验证假设 H2，本文构建模型如下：

$$productivity_{it} = \beta_0 + \beta_1 inno \times I(inno \leq \theta_1) + \beta_2 inno \times I(\theta_1 < inno \leq \theta_2) + \beta_{n+1} inno \times I(inno > \theta_n) + \beta_{n+2} CONTROL_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $I(\cdot)$ 为条件函数，若括号内不等式成立，则 $I(\cdot)$ 取 1，否则取 0； $\beta_1, \beta_{12}, \dots, \beta_n$ 为 $inno$ 的待估门槛值，其余变量含义与上文相同。

假设 H3 的模型与 H1 完全相同，只是变量数据有所变化，在此不再反复叙述。

4. 实证分析

(一) 描述性统计

表 4 报告了各个变量的描述性统计结果。从图中可以看到， $inno$ 和 $productivity$ 最大值和最小值之间的差距都较大，说明各城市群之间协同创新水平和新质生产力之间的差距都较大。

Table 4. Descriptive statistics
表 4. 描述性统计

变量	观测个数	平均值	标准差	最小值	最大值
$inno$	1254	0.0771	0.176	0.000354	1.684
$productivity$	1254	0.309	0.0668	0.0832	0.640
$people$	1254	6.178	0.561	4.301	8.136
$ fina$	1254	2.593	1.140	0.588	7.506
$open$	1254	0.276	0.355	0.00454	2.374
$urban$	1254	0.609	0.146	0.234	1.001
gov	1254	0.153	0.0557	0.0439	0.675
$indu$	1254	0.405	0.122	0.117	2.849

(二) 基准回归结果

表 5 报告了基准回归结果，列(1)表示解释变量和被解释变量之间的直接回归结果；列(2)表示控制地区固定效应的回归结果；列(3)表示同时控制时间和地区固定效应并加入控制变量前后的回归结果。根据豪斯曼检验结果，应该选择固定效应模型，因此主要对(2)列和(3)列进行观测。从结果可以看出，在加入控制变量和控制固定效应前后，*inno* 系数在 1%的水平上显著为正，表明城市群协同创新对新质生产力有显著的正向影响，本文假设 H1 成立。

在控制变量的系数方面，*people*、*fin*、*gov*、*indu* 的系数符合预想的结果。*urban* 的系数在加入了时间固定效应之后符号由正转负，这可能是由于时间效应(如经济周期、公共政策等冲击)在不同年份对 *urban* 和 *productivity* 的影响方向不同，从而导致系数符号的变化。*open* 的系数为负，说明了通过外商投资对于提升城市群的新质生产力水平较难[37] (马海涛等，2023)。

Table 5. Baseline regression results

表 5. 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	
	<i>OLS</i>	<i>fe</i>	<i>i.yearfe</i>	
	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>
<i>inno</i>	0.0751***	0.0489***	0.0262***	0.0164***
	-0.00874	-0.00756	-0.00587	-0.00571
<i>people</i>	-0.0197***	0.135***		0.0468***
	-0.00201	-0.0119		-0.00905
<i>fin</i>	0.0155***	0.00880***		0.000693
	-0.00124	-0.00113		-0.000868
<i>open</i>	-0.0314***	-0.0487***		-0.0306***
	-0.00418	-0.00705		-0.00534
<i>urban</i>	0.197***	0.219***		-0.0554***
	-0.0117	-0.012		-0.012
<i>gov</i>	0.0303	0.0707***		0.00401
	-0.0194	-0.0232		-0.0182
<i>indu</i>	-0.0837***	-0.0554***		-0.0155***
	-0.00868	-0.00709		-0.00538
<i>Constant</i>	0.303***	-0.645***	0.266***	0.0253
	-0.0178	-0.0737	-0.00163	-0.0573
<i>Observations</i>	1800	1800	1800	1800
<i>R-squared</i>	0.524	0.502	0.709	0.733
<i>Number of ID</i>	181	181	181	181
时间固定	N	N	Y	Y
地区固定	N	Y	Y	Y

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的水平上显著。

(三) 门槛效应

表 6 报告了门槛效应检验结果，城市群协同创新在 1%显著性水平上通过单一门槛检验，但未通过双重门槛和三重门槛检验。因此，本文应采用单一门槛模型检验消费升级的门槛效应，结果显示，门槛值为 0.0066。

表 7 报告了门槛效应模型回归结果。结果显示，在不同协同创新水平下，其对新质生产力的提升作用存在差异。当城市群协同创新值不大于门槛值($\theta_1 = 0.0066$)时，城市群协同创新的回归系数为-2.347，在 1%水平上显著；当城市群协同创新值大于门槛值($\theta_1 = 0.0066$)时，城市群协同创新的回归系数为 0.041，本文假设 H2 成立。

在微观层面，这种 U 型关系的形成源于协同创新不同阶段下，创新主体间的成本收益与互动模式发生了根本性转换。当协同创新处于低水平时，企业、高校及研究机构间的合作松散且低效，协调成本高昂、知识转移不畅，加之初始信任缺乏与资源错配，导致合作带来的交易摩擦与试错成本显著超过其创新收益，反而挤占了用于核心生产的资源，抑制了新质生产力的发展。然而，一旦协同创新水平突破临界门槛，长期积累的合作经验、网络信任与吸收能力开始发挥作用，高昂的初始协调成本被摊薄，密集且稳定的创新网络促使知识溢出效应、资源互补效应与研发规模经济被充分激活。此时，跨组织的专业化分工与风险共担机制得以建立，实质性创新联合体能够高效整合与转化知识，最终驱动技术进步与产业升级，从而对新质生产力产生显著的提升作用。

Table 6. Results of the threshold effect test
表 6. 门槛效应检验结果

门槛设定	门限值	F 值	P 值	10%	5%	1%
单一门槛	0.0066	32.98***	0.0033	18.0849	21.2459	29.0988
双重门槛	0.0066	24.12**	0.0333	17.2601	21.7506	26.5387
三重门槛	0.1543	17.83	0.3700	34.7917	42.1963	62.5783

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的水平上显著。

Table 7. Threshold effect regression results
表 7. 门槛效应回归结果

变量	<i>productivity</i>
$inno \leq \theta_1$	-2.347***
	-0.545
$inno > \theta_1$	0.041***
	-0.013
<i>F</i>	43.82***
<i>R-squared</i>	0.611
<i>CONTROL</i>	YES
时间固定效应	YES
地区固定效应	YES

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的水平上显著。

(四) 稳健性检验

为使本研究的实证结果更有稳健性，本研究采用四种方法对实证结果进行稳健性检验。第一，更换报告时间。本文选取了靠近截止时间 5~8 年的时间分别进行回归，表 8 列(1)、(2)、(3)展示了此方法的回归结果。第二，缩尾处理。本文为消除离群值对估计结果的影响，对所有变量在 1%和 99%分位上进行缩尾处理，然后用缩尾后的变量重新检验，表 8 列(4)展示了此方法的回归结果。第三，更换指标合成方法。新质生产力测算中采用了熵值法进行合成，现在更改为主成分分析法，表 8 列(5)展示了此方法的回归结果。第四，更换样本对象。借鉴张国俊等[38] (2024)的方法，将地级市层面的指标加总到城市群层面进行计算，并除以城市群人口数进行处理，表 8 列(6)、(7)展示了此方法的回归结果。采用上述稳健性检验方法后，所有实证结果与基准回归结果保持一致。系列回归结果表明，本研究的结论是稳健的。

Table 8. Robustness test results

表 8. 稳健性检验结果

变量	(1) 2017~2021	(2) 2016~2021	(3) 2015~2021	(4) 缩尾处理	(5) 主成分分析法	(6) 加总到城市群层面	(7)
	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>
<i>inno</i>	0.0257**	0.0228**	0.0266***	0.0210***	0.816***	0.000866***	0.000501**
	-0.0111	-0.00999	-0.00869	-0.00711	-0.103	-0.000259	-0.000241
<i>people</i>	0.0421	0.0454**	0.0425***	0.0326***	0.267		-0.0395*
	-0.026	-0.0207	-0.0127	-0.00966	-0.163		-0.0236
<i>fin</i>	-0.000654	-0.000503	-0.000301	0.00242*	-0.0371**		0.0526***
	-0.000999	-0.000976	-0.000946	-0.00139	-0.0156		-0.0164
<i>open</i>	0.0168	0.0125	-0.00782	-0.0221***	-0.781***		-0.0214
	-0.0151	-0.0128	-0.0106	-0.00598	-0.0958		-0.0558
<i>urban</i>	-0.0267	-0.0373**	-0.0441**	-0.0658***	-0.143		-0.656***
	-0.019	-0.0185	-0.0178	-0.0117	-0.215		-0.237
<i>gov</i>	0.0248	0.047	0.0301	-0.0145	-0.2		-1.451***
	-0.0323	-0.0288	-0.0251	-0.0219	-0.327		-0.464
<i>indu</i>	-0.00303	-0.00501	-0.00427	-0.0506***	-0.0584		-0.911***
	-0.00531	-0.00526	-0.00517	-0.00872	-0.0967		-0.182
<i>Constant</i>	0.0702	0.0376	0.055	0.131**	5.464***	0.363***	1.429***
	-0.161	-0.128	-0.0794	-0.0611	-1.029	-0.0212	-0.255
<i>Observations</i>	869	1032	1195	1800	1800	153	153
<i>R-squared</i>	0.39	0.542	0.638	0.738	181	0.744	0.833
<i>Number of ID</i>	181	181	181	181	0.426	14	14
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的水平上显著。

(五) 内生性检验

城市群协同创新显著提高了新质生产力水平是本研究的主要结论。尽管在稳健性检验后结果仍然显著，但是理论上仍然存在遗漏变量问题，即基准模型可能遗漏一些同时影响城市群协同创新和新质生产力的因素。因此为解决遗漏变量等内生性问题，本研究采用工具变量法进行检验。参考李田等[39] (2020) 的研究，将协同创新水平滞后一期作为工具变量，记为 *Inno_lag*。

Table 9. Endogeneity test results
表 9. 内生性检验结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	<i>inno</i>	<i>productivity</i>
<i>inno</i>		0.0904***
		-0.012
<i>Inno_lag</i>	0.8272***	
	-0.01834	
<i>people</i>	0.0185***	-0.0228***
	-0.00399	-0.00223
<i>fina</i>	0.005**	0.0148***
	-0.00243	-0.00133
<i>open</i>	0.0454***	-0.0347***
	-0.00870	-0.00487
<i>urban</i>	0.0827***	0.201***
	-0.02439	-0.0135
<i>gov</i>	0.0149	0.0216
	-0.03963	-0.0215
<i>indu</i>	-0.0041	-0.0839***
	-0.01701	-0.00921
<i>Constant</i>	-0.1694***	0.324***
	-0.03584	-0.0201
<i>Observations</i>	1566	1566
<i>R-squared</i>	0.738	0.523
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i> 统计量		2035.24***
<i>Cragg-Donald Wald F</i> 统计量		2035.24 > 16.380

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的水平上显著。

表 9 报告了内生性检验结果。从工具变量估计的有效性来看，Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的显著性水平上显著，表明可以拒绝工具变量识别不足的原假设；同时，Cragg-Donald Wald F 统计量的值高于 Stock-Yogo 弱工具变量检验在 10%水平上的临界值，说明不存在弱工具变量问题，因此本文所选工具变量合理。在实证结果方面，第一阶段的回归显示，*Inno_lag* 的系数为 0.8272，且在 1%的水平上显著，证实工具变量与解释变量之间存在显著正相关。第二阶段估计中，*inno* 与 *productivity* 在 1%的显著性水

平上仍呈现正相关，这表明在控制内生性后，协同创新对新质生产力依然具有积极影响，从而进一步支持了本文的研究假设 H1。

(六) 进一步分析

表 10 报告了异质性检验回归结果。结果显示，区域协同创新对发达城市群和欠发达城市群的新质生产力提升存在差异。欠发达城市群协同创新系数在 1% 的水平上显著且为 0.123，发达城市群系数为 0.0108 且仅在 10% 的显著性水平上显著。因此，欠发达城市群协同创新对其新质生产力的提升更大，在该论点的基础上，对欠发达城市群的中心城市与非中心城市的协同创新水平对新质生产力的提升异质性进行检验。表 9 (3)、(4) 列报告了检验结果，从结果中可以看到，非中心城市和中心城市的区域协同发展水平都能够显著提高其新质生产力的增长，但非中心城市的提升力度(1.707)远高于中心城市的提升力度(0.794)。从总体的检验结果来看，欠发达地区非中心城市区域协同创新促进新质生产力作用高于欠发达地区中心城市，更高于发达城市群城市。本文假设 H3 成立。

Table 10. Results of heterogeneity test

表 10. 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发达城市群	欠发达城市群	非中心城市	中心城市
	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>	<i>productivity</i>
<i>inno</i>	0.0108*	0.123***	1.707***	0.794***
	-0.00594	-0.0396	-0.469	-0.241
<i>people</i>	-0.00481	0.0503***	0.244***	-0.838***
	-0.0208	-0.0108	-0.0697	-0.121
<i>fin</i>	-0.00537	0.00146	0.00247	0.00968
	-0.00385	-0.000901	-0.00552	-0.019
<i>open</i>	-0.0374***	-0.0327***	-0.276***	-0.346***
	-0.00786	-0.00954	-0.0662	-0.0718
<i>urban</i>	-0.0543**	-0.0588***	-0.317***	-0.0319
	-0.0242	-0.014	-0.0916	-0.131
<i>gov</i>	0.0839	-0.011	-0.0496	-3.001***
	-0.0525	-0.0198	-0.121	-0.473
<i>indu</i>	-0.0455	-0.0150***	-0.0335	0.135
	-0.0306	-0.00555	-0.0349	-0.143
<i>Constant</i>	0.383***	-0.000676	1.632***	9.363***
	-0.129	-0.0677	-0.432	-0.817
<i>Observations</i>	477	1323	1108	190
<i>R-squared</i>	0.813	0.703	0.738	0.858
<i>Number of ID</i>	44	137	119	18
时间固定	Y	Y	Y	Y
地区固定	Y	Y	Y	Y

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的水平上显著。

5. 结论与启示

(一) 研究结论

本研究基于区域协同发展观,利用 2011~2021 年中国 14 个城市群 181 个城市数据,实证分析区域协同创新对新质生产力的影响及非线性特征,并对其作用的异质性进行检验。研究发现如下:1) 区域协同创新对新质生产力水平的提升有显著影响,该结论在通过多种稳健性检验后依然成立。2) 城市群协同创新对新质生产力的影响具有先减后增的非线性特征。3) 异质性分析发现,相较于发达城市群和中心城市,欠发达城市群的非中心城市通过区域协同创新更能促进新质生产力水平提升。

(二) 理论贡献

本研究的理论贡献主要体现在:第一,现有实证研究文献侧重于探究新质生产力的测度,且这种测度大多汇集在省级层面,鲜有实证研究从城市群角度模型探究其驱动因素。本研究通过实证检验区域协同创新对新质生产力水平的影响,为区域协同创新和提升新质生产力水平提供借鉴。第二,在城市群协同创新研究范围方面,大多数都是集中在京津冀、长三角等发达城市群方面,对其内部进行研究,鲜有对城市群进行全面的研究。本研究剔除了数据缺失过多的城市群,对中国 14 个城市群进行了研究,扩大了城市群研究的范围,并从发达与欠发达城市群对比的视角开展了研究,丰富了城市群协同创新能力相关研究。第三,现有大多数文献的异质性结论大都从发达地区的视角出发,论述由于其自身优势所造成更多的机会和更快的增长,本文的异质性者从欠发达地区的视角提供了一个崭新的思路:欠发达地区借助协同创新,充分调动自身优势反而能够实现更大幅度的新质生产力的增长。

(三) 政策启示

对于发达城市群而言,尤其是中心城市,随着创新要素不断汇聚、创新水平的不断提高,进行协同创新的距离成本已经越发降低,跨越距离在全国范围内挑选产业基础良好的资源型城市,尤其是可再生资源型城市才能更好的维持其产业升级优势。相关研究[24](陈丛波等,2023)也说明了这一点。

对于欠发达地区中心城市而言,应当发挥其中枢“门户”作用,一方面积极与非中心城市合作,利用非中心城市的资源优势拉长创新型产业链,协调创新型产业链上中下游关系。另一方面,加强与外部创新级的联动,通过吸收北京、上海等发达地区的创新合作成果,带动自身城市群的高质量发展。

对于欠发达地区非中心城市而言,要破除“两头在外”和“地方保护”问题,克服新技术进入初期的重重障碍,积极整合现有的产业资源和市场资源,加强与区域中心城市的协同创新,转变经济发展方式,实现用技术进步促进新质的、高质量的发展。

参考文献

- [1] 范斐, 连欢, 王雪利, 等. 区域协同创新对创新绩效的影响机制研究[J]. 地理科学, 2020, 40(2): 165-172.
- [2] 方创琳, 张国友, 薛德升. 中国城市群高质量发展与科技协同创新共同体建设[J]. 地理学报, 2021, 76(12): 2898-2908.
- [3] 杨耀武, 张仁开. 长三角产业集群协同创新战略研究[J]. 中国软科学, 2009(S2): 136-139+144.
- [4] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 174-187.
- [5] 王圣云, 王振翰, 姚行仁. 中国区域创新能力测度与协同创新网络结构分析[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(10): 2311-2324.
- [6] 廖斌, 李琳, 罗啸潇, 等. 城市蔓延、创新网络联通与区域协同发展[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(6): 128-137.
- [7] 苏屹, 曹铮. 京津冀区域协同创新网络演化及影响因素研究[J]. 科研管理, 2023, 44(3): 43-55.
- [8] 占智勇, 徐政, 宁尚通. 新质生产力赋能长三角一体化: 时代价值与内在机理[J]. 产业经济评论, 2024(4): 50-61.
- [9] 贾若祥, 王继源, 窦红涛. 以新质生产力推动区域高质量发展[J]. 改革, 2024(3): 38-47.

- [10] 张壹帆, 陆岷峰. 新质生产力与区域经济协调发展: 共生机理与共进路径——以长三角区域经济发展为例[J]. 湖湘论坛, 2024, 37(4): 36-49.
- [11] 刘文祥. 塑造与新质生产力相适应的新型生产关系[J]. 思想理论教育, 2024(5): 41-47.
- [12] 傅利平, 张恩泽, 黄旭. 创新资源集聚、区域协同创新与京津冀高质量发展[J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45(2): 35-50.
- [13] 黄卫平. 以全面深化改革促进新质生产力发展[J]. 人民论坛, 2024(6): 18-22.
- [14] 李杏, 戴一鑫. 新发展阶段提升我国新质生产力的创新战略[J]. 江苏社会科学, 2024(3): 149-158+243-244.
- [15] 蔡湘杰, 贺正楚. 新质生产力何以影响全要素生产率: 科技创新效应的机理与检验[J]. 当代经济管理, 2024, 46(10): 1-14.
- [16] 孙寿涛, 冯明宇. 资本主义时代“技术-资本”互动机制的历史演变与超越前景[J]. 经济纵横, 2023(5): 20-28.
- [17] 郑江淮. 如何理解加快发展新质生产力[N]. 新华日报, 2024-03-07(013).
- [18] 凌永辉, 查婷俊. 我国地方创新集群形成与演化研究——基于产业链整合视角[J]. 经济学家, 2022(5): 69-77.
- [19] 郭克莎. 突破结构性制约的中国探索与创新[J]. 中国社会科学, 2022(10): 78-98+205-206.
- [20] 陶金元, 张玲娜. 自立自强逻辑下双元协同创新与引领共创机制研究[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版), 2024, 22(1): 97-108.
- [21] 刘洪铎, 吴金燕, 吴璇, 等. 地方主导型产业政策创新赋能新质生产力涌现: 基于产业链“链长制”的研究视角[J]. 新疆社会科学, 2024(3): 53-67.
- [22] 王煜昊, 马野青. 新质生产力、企业创新与供应链韧性: 来自中国上市公司的微观证据[J]. 新疆社会科学, 2024(3): 68-82+177.
- [23] 徐腾达, 彭俊超. 发展新质生产力如何“因地制宜”——我国省域新质生产力发展模式研究[J/OL]. 当代经济管理, 2024, 46(9): 58-66.
- [24] 陈丛波, 叶阿忠, 林壮. 城市群圈层结构下的协同创新与产业升级[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(11): 92-100.
- [25] 蒋晟, 贺灿飞, 李志斌. 以加快形成新质生产力推动区域协调发展理论逻辑与实现进路[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2024, 52(2): 5-14.
- [26] 郝宪印, 钱进. 黄河流域协同科技创新实现路径研究[J]. 理论学刊, 2024(2): 112-120.
- [27] 袁野, 曹倩, 尹西明, 等. 创新联合体赋能新质生产力的理论机制与实践路径研究[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(20): 32-44.
- [28] 周麟, 古恒宇, 何泓浩. 2006-2018 年中国区域创新结构演变[J]. 经济地理, 2021, 41(5): 19-28.
- [29] 张姣玉, 徐政, 丁守海. 数实深度融合与新质生产力交互的逻辑机理、战略价值与实践路径[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2024, 24(3): 114-124.
- [30] 任宇新, 吴艳, 伍喆. 金融集聚、产学研合作与新质生产力[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(3): 27-34.
- [31] 康茜, 林光华. 工业机器人对就业的影响机制——产业结构高级化还是合理化?[J]. 软科学, 2021, 35(4): 20-27.
- [32] 赵春明, 李震, 李宏兵, 等. 机器换人——工业机器人使用与区域劳动力市场调整[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2020(6): 113-127.
- [33] 毛丽娟, 夏杰长, 刘睿仪. 数字技术与城市韧性耦合——基于我国 285 个城市的实证分析[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(2): 95-106.
- [34] 吕丹, 王等. “成渝城市群”创新网络结构特征演化及其协同创新发展[J]. 中国软科学, 2020(11): 154-161.
- [35] 冯粲, 韩霞, 史冬梅, 等. 多维邻近性视角下城市群协同创新网络及影响因素分析[J]. 中国科技论坛, 2023(10): 50-61.
- [36] 方创琳, 王振波, 马海涛. 中国城市群形成发育规律的理论认知与地理学贡献[J]. 地理学报, 2018, 73(4): 651-665.
- [37] 马海涛, 徐植钤, 江凯乐. 中国城市群技术知识多中心性演化特征及创新效应[J]. 地理学报, 2023, 78(2): 273-292.
- [38] 张国俊, 梁真源, 吴宗书. 中国城市群数字普惠金融演化特征及其对高质量发展的效应分析[J]. 地理研究, 2024, 43(3): 621-639.
- [39] 李田, 杜阳. 市场驱动、创新效率与企业风险承担——兼议“有为政府”的实现路径[J]. 江西财经大学学报, 202(6): 32-45.