

科技创新、制度质量与新质生产力发展

赵宏立

(首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100070)

摘要: 以科技创新引领新质生产力发展是实现高质量发展的内在要求。基于我国2012—2023年省级面板数据,分析科技创新对新质生产力发展的驱动效果,同时以制度质量为调节变量深入研究科技创新对新质生产力发展的差异化影响。研究发现:科技创新显著驱动新质生产力发展,存在显著的空间溢出效应;在调节机制方面,法律制度质量对本地新质生产力发展起正向作用,而对邻地新质生产力发展起负向作用;市场制度质量和政策制度质量对新质生产力发展均起正向作用。异质性检验中,科技创新对新质生产力的驱动作用存在较大地区差异性、经济发展水平异质性,在东部地区省份影响显著而在中西部地区省份影响则依次减弱,在经济发展水平高的省份驱动效应更为明显。

关键词: 科技创新; 制度质量; 新质生产力; 法律制度; 市场制度

中图分类号: F204

文献标识码: A

文章编号: 1004-292X(2026)03-0017-08

S&T Innovation, Institutional Quality and New Quality Productivity

ZHAO Hongli

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: Leading the development of new types of productivity through technological innovation is an inherent requirement for achieving high-quality development. In order to examine the role of different dimensions of institutional quality in driving new quality productivity through S&T innovation from the perspective of spatial effect, this paper analyzes the driving effect and characteristics of S&T innovation on new quality productivity development based on the 2012 to 2023 inter-provincial panel data, and at the same time, the differentiated impact of S&T innovation on new quality productivity development is studied in-depth with the quality of the legal system as a moderating variable. The results of the study show that S&T significantly drives new quality productivity development, and there are spatial spillovers. In terms of the moderating mechanism, the quality of the legal system plays a positive role in the development of local new quality productivity and a negative role in the development of neighboring new quality productivity. And the quality of the market system and the quality of the policy system both play positive roles. In terms of heterogeneity, the driving effect of S&T innovation on regional new productivity is characterized by large regional differences and heterogeneity in the level of economic development, which is significant in the eastern provinces and decreases in the central and western provinces, and the driving effect is more obvious in the provinces with a high level of economic development.

Key words: S&T innovation; Institutional quality; New quality productivity; Legal system; Market system

一、引言及文献综述

2023年7月以来,习近平总书记在四川、黑龙江、浙江、广西等地考察调研时,提出加快形成新质生产力。2024年《政府工作报告》中提出要“大力推进现代化产业体系建设,加快发展新质生产力”,凸显了发展新质生产力的紧迫性和重要性。然而众多学者的测算表明,当前我国的新质生产力发展虽呈稳步上升态势,但发展空间还较大,仍存在地区间发展不平衡问题^[1-3]。

科技创新是驱动生产力实现跃迁的重要力量^[4]。

随着大国博弈日渐激烈、地缘冲突不断加剧,科技创新正成为各国争夺领先优势的关键,因此率先形成新质生产力,成为赢得新一轮发展主动权的重要抓手^[5]。党的二十届三中全会提出,要坚持以制度建设为主线,进一步全面深化改革。因此从制度层面支持、保障科技创新发展从而发挥其对新质生产力的驱动作用逐渐成为学术界关注的重要议题。

现有研究分别从市场化程度、知识产权制度、环境管制等^[6-8]多个制度质量维度出发,对制度质量与科技创新之间的关系进行探讨,并形成了两种截然不

作者简介: 赵宏立,首都经济贸易大学劳动经济学院博士研究生,研究方向:劳动经济学。

同的观点。一种观点认为制度质量对科技创新起推动作用。刘英基(2018)研究认为,产权制度和市场化程度能够激励企业研发创新,保障企业的创新回报率^[9]。袁航、朱承亮(2019)研究发现,市场化程度在创新与产业结构优化升级关系中存在门槛效应,当市场化程度越过门槛值,创新会推动产业结构优化升级^[10]。肖利平、李炎中(2023)研究发现,市场化程度、知识产权保护程度以及政策稳定性能够正向调节企业技术创新的同群效应^[11]。另一种观点则认为制度质量与科技创新之间呈负相关关系。徐明文、刘义圣(2020)研究发现,严格的劳动力市场管制会增加中小企业的研发成本,显著抑制企业产品创新^[12]。党文娟、罗庆凤(2021)分析认为,尽管环境管制能够倒逼企业增加绿色创新,但随着环境管制力度加强,企业用于污染治理投入增加,必然会挤占用于其他研发项目的资金,不利于科技创新^[13]。籍明明(2024)研究认为,知识产权保护可能会衍生技术“垄断”问题,企业会过度依赖技术“垄断”带来的效益,弱化创新动力,而知识产权保护会增加学习成本,阻碍科技创新成果扩散^[14]。形成以上两种观点的原因是,制度质量是一个多维的、动态的概念,仅从某一细分制度视角分析制度质量对科技创新的影响,会忽略制度维度多样性对科技创新的异质性影响。

科技创新具有正外部性效应^[15],现有研究较少从空间维度探讨科技创新对新质生产力的影响效应。如果从空间溢出的视角阐释制度质量的作用,其结论将更加丰富复杂,这也是现有研究的不足之处。因此,文章着重回答以下问题:科技创新对新质生产力是否存在空间溢出效应?空间溢出效应视角下制度质量在科技创新驱动新质生产力中发挥何种作用?不同维度的制度质量是否会带来科技创新驱动效果的异质性?

文章的创新点在于:一是研究内容新。以制度质量为调节变量,探讨不同制度维度下,科技创新对新质生产力的驱动效应。特别的,进一步考察了制度质量在发挥调节作用过程中可能存在的空间效应。二是研究方法新。将调节效应模型和空间效应模型结合,分析制度质量在科技创新驱动新质生产力中发挥调节作用的机制,进一步对空间效应进行分解,分别测算制度质量对本地以及经济相邻地区的调节效应。三是研究指标新。将制度质量指标细分为法律制度质量、政策制度质量、市场制度质量,探究不同维度的制度质量在科技创新驱动新质生产力中的作用机制。

二、理论机制与假设提出

1. 科技创新驱动区域新质生产力发展

科技创新从“新”“质”两方面驱动新质生产力。从“新”的层面,科技创新不仅通过对关键技术、颠覆性技术的突破带来新技术的广泛应用,更体现在新技术引起的经济发展模式革新和产业转型升级。从技术维度,颠覆性技术和关键技术的突破,带来以数字技术、人工智能、大数据为代表的新技术的广泛应用,这与传统生产力下所依赖的技术路径迥然不同。从经济发展模式维度,新技术的应用带来传统经济结构、组织形态的变革,以数字经济为代表的新经济形态蓬勃发展,逐渐成为新的经济增长点。从产业维度,工业化和信息化不断融合,传统产业数字化、智能化水平提升,高新技术产业、未来产业占比上升,产业结构实现深度升级^[16]。从“质”的层面,科技创新推动传统要素的升级及其组合效率的提升,呈现出新质生产力的高效能、高科技、高质量特征。一是科技创新从本质上促进劳动对象质的跃升,以机械为主的传统生产工具依托新一代信息通信技术逐渐向数字化、智能化发展,呈现出虚拟与真实交织的特征。科技创新拓展劳动资料的范畴,数字时代劳动资料的范畴已不再局限于自然界物质,一系列内含高新技术的具有数字化、虚拟化特征的物质,如数据、新材料、新能源等成为劳动资料^[17]。劳动对象、劳动资料的变化倒逼劳动者技能结构升级,以适应现代化生产要求。劳动者不仅通过学习获得更高的知识储备和专业素养,还在实践过程中积累劳动技能,实现低技能向高技能的演变。二是生产活动中劳动对象、劳动资料、劳动者协同发展带来的乘数效应提升了经济的运行效率,从而最终实现生产要素组合效率的全面提升^[18]。

科技创新成果具体可分为基础研究成果和应用研究成果,前者被认为具有公共产品特征,有明显的非排他性、非竞争性特点;后者则可以通过技术市场的交易获得^[19],因此科技创新在驱动本地新质生产力发展的过程中必然会对相邻地区新质生产力的发展起到促进作用。据此,文章提出如下研究假设:

假设H1:科技创新显著促进新质生产力的发展。

假设H2:科技创新驱动新质生产力发展过程中存在空间溢出效应。

2. 制度质量在科技创新推动区域新质生产力中的调节作用

科技创新是连续性事件,从研发到应用,不同阶

段科技创新对制度的需求不同：在研发初期，科技创新具有高风险、高收益、高不确定性以及外溢性特征，仅依靠市场“看不见的手”无法有效支持科技创新，更需要政府“看得见的手”给予政策支持及资源统筹协调；在研发成果转化、应用阶段，完善的市场制度能实现更高效的资源配置，确保科技创新活动获得持续激励；同时政府需要完善相关法律制度，维护市场秩序，保障研发人员的权益，以确保科技创新活动顺利进行^[20]。可以说，充分发挥科技创新对新质生产力的驱动作用离不开高质量的制度水平。现有研究表明，法律制度、政府管制及市场制度是影响创新的重要因素^[21]。文章从科技创新的法律制度、政策制度、市场制度3个方面探讨制度质量在科技创新影响新质生产力中起到的作用及其空间溢出效应。

法律制度为创新主体持续开展创新活动提供了法律保障^[8]，对科技创新驱动新质生产力发展具有双重影响。一方面，以知识产权为代表的法律制度完善能够保障科技创新成果拥有者在一定时期内获得收益，激励科技创新工作者持续产出，提升全要素生产率，进而提升新质生产力。另一方面，过于严格的知识产权制度会导致邻近地区需要付出更高成本才能获取相关科技创新成果，抑制科技创新成果的空间溢出^[22]，即抑制科技创新对邻地新质生产力的促进效应。

科技创新存在投资回报周期长、竞争对手模仿以及高度不确定性风险，会降低科研机构、企业科技创新的积极性^[23]。政府在政策制度上对科技创新予以一定的引导与支持有利于激励科技创新发展，从而驱动新质生产力形成。尽管一些研究认为，政府干预会导致资源错配抑制科技创新^[24]，但基础研究具有投入大、周期长、应用领域广、难以直接助力产品研发等特征^[25]，市场资源配置方式难以有效发挥作用，更需要有为政府的支持。而政府采取创新补贴的措施鼓励企业创新，提升企业创新的主动性^[26]，有助于发挥科技创新的外溢性，增强对邻地新质生产力的提升效果。

科技创新成果只有转化到实践中才能真正创造价值。技术市场是开放式创新的重要载体，能够拓展创新合作主体、提供更为灵活的创新合作方式，且创新成果具有较强的公益性，能够促进创新交流。已有研究表明，发达的市场制度和激烈的市场竞争能够促进科技成果转化^[27]，从而推动新质生产力水平提升。同时，成熟的市场能够打破区域壁垒，加快科技创新成果的流动和交换，提高区域间科技创新合作效率，从而实现双赢^[28]。据此，文章提出如下研究假设：

假设H3：法律制度质量在科技创新驱动新质生产力的过程中对本地具有正向调节作用，对邻地具有负向调节作用。

假设H4：政策制度质量在科技创新驱动新质生产力的过程中具有正向调节作用。

假设H5：市场制度质量在科技创新驱动新质生产力的过程中具有正向调节作用。

三、研究设计

1. 变量选取

基于数据可得性，文章主要从省级层面选取各变量，从空间溢出视角探讨科技创新对新质生产力的驱动作用、空间特征以及作用机制。

(1) 被解释变量：新质生产力 (Nqp)

参考王珏和王荣基(2023)的研究做法^[29]，文章基于新质生产力“新”和“质”的特点，从劳动对象、劳动工具、劳动资料3个维度构建新质生产力指标，具体如表1所示。文章采用熵权法计算新质生产力 (Nqp)，作为被解释变量的代理指标。

表1 新质生产力的指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	指标属性
劳动者	劳动者之“新”	信息传输从业人员	信息传输从业人员(万人)	正
		高新就业从业人数	高新就业从业人数(万人)	正
	劳动者之“质”	就业意识	第三产业就业人数/总就业人数	正
劳动对象	劳动对象之“新”	创业意识	创业活跃度	正
		机器人密度	机器人数量/总就业人数	正
	劳动对象之“质”	高新技术产业发展	高新技术产业主营业务收入/GDP	正
劳动资料	劳动对象之“新”	能源消耗	工业电力消费量(实物量)/工业增加值	负
		废物治理	一般工业固体废物综合利用量(万吨)	正
	劳动资料之“新”	软件业务发展	软件业务收入(万元)	正
劳动资料之“质”	端口密度	互联网宽带接入端口数/常住人口数	正	
	数字经济发展	数字经济指数	正	
		企业数字化发展	企业数字化水平	正

(2) 核心解释变量：科技创新发展水平 (Tec)

文章参考谷建军、赵玉林(2021)对科技创新指标的设计^[30]，采用永续盘存法测算研发资本存量，具体公式如下：

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + RD_t \quad (1)$$

$$K_0 = RD_0 / (g + \delta) \quad (2)$$

其中， K_t 为 t 期的资本存量， K_0 为基期研发资本存量， RD_t 为 t 期研发经费支出， δ 为折旧率，设定为15%， g 为研发经费支出增长率。文章采用规模以上工业企业R&D经费支出数据进行测算。最终所测算的研发资本存量取对数作为科技创新 (Tec) 的代理指标。采用研发资本增量 (Tec_1)，即以规模以上工

业企业R&D经费支出作为科技创新的替代变量，并用于稳健性检验。

(3) 调节变量：制度质量 (Reg)

参考已有文献^[21]，文章从政策制度质量、法律制度质量、市场制度质量3个方面进行测度。法律制度质量 (Reg₁) 主要是指有关科技创新的法律制度建设状况。借鉴沈国兵和黄钰珺 (2019) 的研究^[31]，采用各省专利侵权结案数与本省人均GDP比值与国内专利侵权结案数与人均GDP比值之比来衡量法律制度质量。政策制度质量 (Reg₂) 主要是指政府对科技创新的支持力度，文章采用科学技术支出占人均GDP的比重衡量。市场制度质量 (Reg₃) 主要是指技术交易市场的发展状况，文章采用技术成交额占人均GDP的比重衡量。为缓解极端值可能对计量结果的影响，文章对调节变量均进行标准化处理。

(4) 控制变量

文章选取如下控制变量：经济发展水平 (Eco)，用GDP增长速度表示；政府干预强度 (Gov)，用人均地方财政支出表示；对外开放程度 (Open)，用进出口总额的对数值表示；产业结构 (St)，用第三产业增加值与第二产业增加值之比表示；交通通达度 (Tra)，用公路线路里程取对数来测度。

2. 模型构建

(1) 基准模型

为测算科技创新对新质生产力的驱动效果，文章基于省级面板数据构建固定效应模型为基准模型：

$$Nqp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Tec_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中，*i*、*t* 分别代表省份和年份，*Tec* 代表科技创新水平，*Nqp* 为新质生产力水平，*X_{it}* 为控制变量的集合， μ_i 为时间效应， λ_t 为个体效应， ε_{it} 为随机扰动项。 α_0 为常数， α_1 、 α_2 为对应解释变量的系数。

(2) 空间杜宾模型

为验证科技创新驱动新质生产力的过程中是否具有空间溢出效应，在已有研究基础上，采用空间杜宾模型进行检验。模型构建如下：

$$Nqp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 WNqp_{it} + \gamma_2 Tec_{it} + \gamma_3 WTec_{it} + \gamma_4 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， γ_1 为空间自回归系数； γ_2 、 γ_4 为核心变量、控制变量在邻地的回归系数；*W* 为空间权重矩阵。为丰富研究，文章分别使用经济层面、地理层面的空间权重矩阵，其中，经济层面的空间矩阵借鉴张慧等 (2022) 关于空间经济距离权重矩阵的构建方法^[32]，地理层面的空间矩阵则采用邻接矩阵。采用两

种权重矩阵既可以进行稳健性检验，也可以进行对比，以探析经济和地理因素的影响差异。

(3) 调节效应模型

为考察制度质量在科技创新驱动新质生产力中的调节作用，文章构建如下调节效应模型：

$$Nqp_{it} = \delta_0 + \delta_1 Tec_{it} + \delta_2 Tec_{it} \times I_{it} + \delta_3 I_{it} + \delta_4 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Nqp_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 WNqp_{it} + \varphi_2 Tec_{it} + \varphi_3 Tec_{it} \times I_{it} + \varphi_4 I_{it} + \varphi_5 X_{it} + \varphi_6 WTec_{it} + \varphi_7 WTec_{it} \times I_{it} + \varphi_8 WI_{it} + \varphi_9 WX_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式 (5) 是基于基准模型构建的调节效应模型，式 (6) 是基于SDM模型构建的调节效应模型。其中，*W* 为空间经济距离矩阵。两个模型中主要关注交互项系数 δ_2 以及 φ_3 、 φ_7 。

3. 数据描述及来源

研究数据主要来源于中经网、EPS数据库。创业活跃度数据来自北京大学企业大数据研究中心编制的中国区域创新创业指数、机器人密度采用机器人数量与总人口之比表示、数字经济发展采用赵涛等 (2020) 的测算结果^[33]；企业数字化水平用上市公司年报中的关键词频，匹配到省级后加总取平均值表示。专利侵权结案数的数据来源于国家知识产权局。表2是各变量的统计性描述结果。

表2 各变量的描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
新质生产力	<i>Nqp</i>	360	0.289	0.098	0.115	0.708
科技创新	<i>Tec</i>	360	15.884	1.376	11.955	18.804
法律制度质量	<i>Reg₁</i>	360	0.000	0.224	-0.518	0.482
政策制度质量	<i>Reg₂</i>	360	0.000	0.150	-0.155	0.845
市场制度质量	<i>Reg₃</i>	360	0.000	0.206	-0.160	0.840
经济发展水平	<i>Eco</i>	360	1.406	0.767	0.611	5.690
政府干预强度	<i>Gov</i>	360	11.724	0.855	9.437	12.944
对外开放程度	<i>Open</i>	360	0.082	0.043	-0.053	0.282
产业结构	<i>St</i>	360	1.471	0.657	0.525	3.875
交通通达度	<i>Trc</i>	360	4.616	2.566	-3.183	8.686

四、实证检验与结果分析

1. 基准模型分析

表3列 (1) 展示了科技创新水平对新质生产力的驱动效应。由检验结果可知，科技创新的回归系数为0.033，即科技创新水平每提升1%，就会推动新质生产力水平提升3.3%。假设H1得到部分验证。

2. 稳健性及内生性检验

为了确保研究结果稳健可靠，文章采取以下稳健性检验方法：一是替换解释变量。采用科技创新资本增量，即将R&D经费支出作为科技创新的替换变量。二是替换被解释变量。采用CRITIC法测算新质生产

力指标用以替换原被解释变量。三是缩尾法。为避免科技创新水平与新质生产力的离群值对回归结果有偏，对两者进行1%分位上的双边缩尾处理。四是加入遗漏变量法。城市化具有人口集聚、资金集中优势，能够为科技创新提供人才、资金支持，因此文章增加城市化水平（Urban）这一变量。表3列（2）~列（6）分别为以上稳健性检验方法的回归结果，核心变量系数均在1%的统计水平上显著为正，表明模型稳健，结果可靠。

表3 基准模型、稳健性及内生性检验

变量	(1) 基准模型	(2) 替换解释变量	(3) 替换被解释变量	(4) 内生性检验	(5) 缩尾法	(6) 增加控制变量
Tec	0.033*** (0.007)		0.023*** (0.006)	0.029*** (0.003)	0.033*** (0.008)	0.051*** (0.007)
Tec1		0.032*** (0.007)				
Urban						-0.616*** (0.095)
Constant	0.512** (0.216)	0.531** (0.215)	0.087 (0.179)	-0.539*** (0.049)	0.599** (0.240)	0.178 (0.210)
控制变量 时间/个体 固定效应	是 是	是 是	是 是	是 是	是 是	是 是
Observations	360	360	360	360	360	360
Kleibergen-Paap rk LM statistic				103.364 [0.000]		
Cragg-Donald Wald F statistic				2000.963		
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic				1576.442		
Stock-Yogo 10% 临界值				16.38		
R-squared	0.913	0.914	0.933	0.864	0.843	0.924

注：***、**、*分别表示在1%水平上显著。

为避免科技创新与新质生产力之间存在反向因果的内生性问题，文章采用两阶段最小二乘法进行内生性检验。为选取合适的工具变量，采用1997年各省小学教职工人数作为科技创新水平的工具变量。一方面，基础教育是培养科技人才、推动科技创新的基础，而且一个地区历史上的初等教育水平会影响当地未来的科技创新水平，二者具有相关性；另一方面，20世纪初等教育水平对当前新质生产力的直接影响逐渐微弱，满足排他性。由于选用工具变量的原始数据为截面数据，因此研究以上一年度规模以上工业企业R&D人员数量分别与1997年各省小学教职工人数构造交互项，作为相应年份该省科技创新的工具变量。表3列（6）为内生性检验结果，核心变量系数

在1%的水平上显著为正，且核心变量系数与基准回归系数相近。对工具变量进行识别不足检验和弱工具变量检验，结果表明工具变量选取有效。

3. 空间计量分析

(1) 空间自相关检验

空间自相关检验能够判断是否存在空间依赖性、确定是否采用空间计量方法。因此采用全局莫兰指数判断我国省域之间科技创新、新质生产力水平是否存在空间关联性。同时，采用局部莫兰指数进一步确定空间集聚地区的特征。

全局莫兰指数公式为：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (7)$$

局部莫兰指数公式为：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (8)$$

上述两式中， n 为地区总数， S^2 为样本方差， x_i 为本地测算值， x_j 为邻地测算值， \bar{x} 为样本均值， w_{ij} 为空间经济距离权重矩阵。莫兰指数取值为[-1,1]，显著为正时，说明存在空间正相关，变量存在空间集聚；显著为负时，说明存在空间负相关，变量分布分散；等于0，表示无相关关系。

全局莫兰指数结果显示，两种空间矩阵下科技创新、新质生产力水平存在正向空间自相关关系，经济发展水平相近、地理上相邻的地区科技创新和新质生产力发展水平呈聚集态势。根据局部莫兰指数绘制的2023年各省科技创新和新质生产力水平莫兰散点图可知，2023年两种空间权重矩阵下各省科技创新和新质生产力水平均存在空间自相关。其中东部地区省份主要集中在第一象限，中西部地区省份主要集中在第三象限。以上分析表明可采用空间计量模型。

(2) 空间回归分析

对科技创新与新质生产力进行空间自相关回归。在进行回归之前，依次开展LM检验、Hausman检验、双固定效应检验、LR检验、WALD检验。检验结果显示，LM检验应优先考虑空间杜宾模型；基于空间杜宾模型进行的豪斯曼检验应采取固定效应模型，双固定效应检验应选择时间、地区双向固定效应。LR检验和WALD检验结果验证，采用双固定效应的空间杜宾模型不会退化为空间误差模型或空间滞后模型。对邻接矩阵亦作如上检验。

表4列(1)展示了采用SDM模型计算的科技创新对空间经济相邻区域的新质生产力水平的回归结果。回归结果显示,科技创新对本地区新质生产力水平、相邻地区新质生产力水平的影响系数均在1%的统计水平上显著为正,同时空间自相关系数也在1%的统计水平上显著为正,表明科技创新对新质生产力具有显著的驱动效果,且这种影响具有显著的空间溢出效应,即本地区科技创新会驱动本地以及经济发展相邻区域的新质生产力水平提升。

表4 空间计量结果

变量	空间经济距离矩阵			邻接矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM
<i>Tec</i>	0.038*** (0.006)	0.029*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.022*** (0.007)	0.028*** (0.007)	0.024*** (0.007)
<i>W×Tec</i>	0.029*** (0.010)			0.062*** (0.013)		
<i>rho</i>	0.144** (0.061)	0.253*** (0.058)	0.233*** (0.070)	0.069 (0.064)	0.218*** (0.056)	0.215*** (0.068)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	360	360	360	360	360	360
R-squared	0.688	0.846	0.833	0.847	0.806	0.750

为确保实证结果的稳健性,文章对空间计量模型采取变更空间权重矩阵、更换空间计量模型的稳健性检验方法。表4列(2)、列(3)是基于空间经济距离矩阵下采用SAR、SEM模型的回归结果,列(4)~列(6)是基于邻接矩阵下采用SDM、SAR、SEM模型的回归结果。无论是空间经济距离矩阵还是邻接矩阵,以上计量模型下,科技创新对新质生产力水平的影响、空间自相关系数均在1%的水平上显著为正,表明模型具有稳健性。

(3) 空间效应分解

根据学者们对空间效应分解的共识^[33],直接效应包括科技创新对本地区新质生产力的直接影响以及这种影响传导到空间相邻地区后引起的相应变量的变化对本地产生的反馈效应;间接效应则包括本地科技创新变动所引起的空间相邻地区新质生产力的变动以及科技创新驱动本地新质生产力水平提升所引起的空间相邻地区的新质生产力水平变动;总效应即为直接效应与间接效应的加总。因此,中以空间经济距离矩阵为权重的SDM模型的总效应表明,科技创新水平每提升1%,就会带动本地以及经济距离相邻地区的新质生产力水平提升7.8%,其中直接驱动本地区新质生产力水平提升4%,占总效应51.3%;间接带动经济距离相邻的区域新质生产力水平提升3.8%,占总

效应48.7%。以邻接矩阵为权重矩阵的SDM模型的效应分解中:由总效应结果可知,科技创新水平每提升1%就会带动本地以及地理相邻地区的新质生产力水平提升8.9%,其中直接驱动本地区新质生产力水平提升2.3%,占总效应25.8%;间接带动地理相邻的区域新质生产力水平提升6.7%,占总效应75.3%。

通过比较分析可以发现:第一,科技创新驱动新质生产力的效应在本地区和地理距离相邻地区相近。这可能是因为,科技创新具有明显的地区集聚特征,经济距离相近的地区产业发展水平、人才储备较为相似,因此科技创新对新质生产力的驱动效应相近。第二,地理相邻地区的科技创新驱动区域新质生产力的空间溢出效应更强。这可能是因为,地理相邻的地区,科研交流更加便利,科技创新的空间溢出效应相对明显。至此假设H2完全得证。

4. 调节效应分析

(1) 基准模型调节效应分析

基于基准模型的调节效应回归结果如表5列(1)~列(3)所示。由模型结果可知,法律制度质量、政策制度质量、市场制度质量与科技创新的交互项系数均在1%的水平上显著为正,表明当前我国的法律制度质量、政策制度质量、市场制度质量在科技创新驱动新质生产力的过程中均发挥正向调节作用。

(2) 空间溢出效应视角下的调节效应分析

基于SDM模型的调节效应模型同样进行LM检验、Hausman检验、双固定效应检验、LR检验、WALD检验。回归结果如表5列(4)~列(6)所示。

法律制度质量与科技创新的交互项系数在本地显著为正,在邻地显著为负。效应分解结果显示,法律制度质量的调节效果在本地为正,在邻地为负,但总效应为正。总体上法律制度质量在科技创新驱动地区新质生产力中存在正向调节作用,在驱动本地新质生产力发展中起正向调节作用,在驱动邻地新质生产力发展中起负向调节作用,即法律制度可能会抑制科技创新对邻地新质生产力的溢出效应。假设H3得证。

政策制度质量与科技创新的交互项系数均在1%的水平上显著为正,效应分解结果显示,政策制度质量的调节效果均显著为正,政策制度质量的直接效应更大。这表明政策制度在科技创新驱动本地及邻地新质生产力水平的过程中均起正向调节作用,且在科技创新驱动本地新质生产力中具有更显著的正向调节效应。与法律制度质量、市场制度质量相比,政策制度质量调节效应的总效应更显著。假设H4得证。

表5 调节效应回归结果

变量	基于基准模型的调节效应			基于空间效应模型的调节效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tec</i>	0.030*** (0.007)	0.034*** (0.007)	0.032*** (0.006)	0.030*** (0.006)	0.027*** (0.005)	0.025*** (0.005)
<i>w×Tec</i>				0.034*** (0.008)	0.049*** (0.008)	0.018*** (0.007)
<i>Reg₁×Tec</i>	0.108*** (0.022)			0.086*** (0.022)		
<i>w×Reg₁×Tec</i>				-0.064** (0.027)		
<i>Reg₁</i>	-1.885*** (0.377)			-1.520*** (0.370)		
<i>w×Reg₁</i>				1.046** (0.460)		
<i>Reg₂×Tec</i>		0.133*** (0.014)		0.155*** (0.011)		
<i>w×Reg₂×Tec</i>				0.114*** (0.026)		
<i>Reg₂</i>		-2.320*** (0.257)		-2.697*** (0.207)		
<i>w×Reg₂</i>				-2.187*** (0.470)		
<i>Reg₃×Tec</i>			0.091*** (0.009)		0.085*** (0.008)	
<i>w×Reg₃×Tec</i>					-0.012 (0.015)	
<i>Reg₃</i>			-1.558*** (0.154)		-1.425*** (0.135)	
<i>w×Reg₃</i>					0.206 (0.262)	
<i>rho</i>				0.504*** (0.045)	0.447*** (0.045)	0.521*** (0.041)
常数项	0.262 (0.213)	-0.347 (0.211)	-0.244 (0.192)			
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	360	360	360	360	360	360
R-squared	0.920	0.936	0.940	0.892	0.933	0.922

市场制度质量与科技创新的交互项系数对本地的影响在1%的统计水平上显著为正，对邻地存在正向影响。效应分解结果显示，市场制度质量的调节效应均在1%的统计水平上显著为正，且市场制度质量的间接效应更大，这表明市场制度在科技创新驱动本地及邻地新质生产力水平的过程中均起正向调节作用，且在科技创新驱动邻地新质生产力的过程中具有更强的正向调节效应，即完善市场制度有利于发挥科技创新对新质生产力的空间溢出效应。假设H5得证。

五、异质性分析

1. 地区异质性

考虑到地区间科技创新水平、经济基础、资源禀赋、数字化水平等层面存在一定的差异性，文章根据

我国东部、中部和西部地区的划分进行区域异质性检验。表6列(1)~列(3)分别展示了东部、中部和西部地区省份的科技创新驱动新质生产力发展的估计结果。东部、中部地区省份的核心变量系数均在1%的统计水平上显著为正，且东部地区省份核心变量系数大于中部地区省份，西部地区省份的核心变量系数为正但不显著。表明东部地区省份的科技创新水平对新质生产力的驱动作用更强，西部地区省份的驱动作用有限。

表6 地区异质性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	高经济发展水平地区	低经济发展水平地区
<i>Tec</i>	0.063*** (0.016)	0.022*** (0.008)	0.002 (0.009)	0.128*** (0.019)	0.001 (0.005)
<i>Constant</i>	0.734 (0.536)	-1.090*** (0.237)	-0.5 (0.384)	2.510*** (0.565)	-0.827*** (0.172)
控制变量	是	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是
Observations	132	120	108	165	195
R-squared	0.935	0.972	0.961	0.940	0.960

2. 经济发展水平异质性

各个区域之间经济发展水平的差异可能导致科技创新水平存在差异。文章以人均GDP的平均值为划分依据，将高于平均值的地区视为高经济发展水平地区，低于平均值的地区视为低经济发展水平地区，并进行异质性检验。表6列(4)、列(5)为不同经济发展水平地区省份科技创新驱动新质生产力的估计结果。高经济发展水平地区省份的核心变量系数显著为正，低经济水平地区省份的核心变量系数为正但不显著。这表明高经济发展水平地区省份的科技创新对新质生产力的驱动作用更强。原因在于，高经济发展水平地区省份拥有更多的资金、科技、人才资源，科技创新水平较高，能够推动当地新兴产业发展、传统产业实现智能化、数字化转型，从而驱动新质生产力的发展。而低经济发展水平地区省份的科技创新水平较低，对新质生产力发展的驱动有限。

六、研究结论与政策建议

1. 研究结论

文章就科技创新、制度质量与新质生产力之间的关系进行探讨，研究发现：科技创新能够驱动新质生产力发展，且驱动效应存在空间溢出性。与经济联系密切的地区相比，地理相邻地区科技创新驱动新质生产力的空间溢出效应更强；法律制度质量能够促进科技创新驱动本地新质生产力，但会抑制科技创新扩

散；政策制度质量、市场制度质量能充分发挥科技创新的空间溢出效应，促进科技创新扩散，从而对经济联系密切的邻地起正向调节作用；在异质性分析中，东部地区省份的科技创新对新质生产力的驱动效应最强，西部地区省份的科技创新对新质生产力的驱动效应不显著；经济发展水平较高地区的科技创新对新质生产力的驱动效应显著，而经济发展水平较低地区科技创新的驱动作用有待进一步释放。

2. 政策建议

基于此，文章提出如下政策建议：一是持续加强制度质量建设。既要推进技术交易市场发展，充分发挥市场在资源配置中的优势；也应加大对科技创新的政策支持力度，特别是加强对基础研究的支持，实现有为政府和有效市场的有机结合。二是加快建设适应数字化时代的知识产权制度体系。在现有法律制度框架下拓宽科技创新成果的内涵与外延；结合新形势下科技创新发展的新特征，完善现有的法律法规与制度规章。三是实施差异化的科技创新发展战略。东部地区省份应加强对关键技术、核心技术的攻关突破，推动新质生产力水平进入高速发展阶段；中西部地区省份则应重点推进技术引进、消化吸收与再创新，充分发挥科技创新对新质生产力的驱动作用。

【参考文献】

[1] 吴继飞,万晓楠.中国新质生产力发展水平测度、区域差距及动态规律[J].技术经济,2024,43(4):1-14.

[2] 卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):1-17.

[3] 韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):5-25.

[4] 徐政,郑霖豪,程梦瑶.新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J].当代经济研究,2023(11):51-58.

[5] 李政,廖晓东.发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J].政治经济学评论,2023,14(6):146-159.

[6] 戴魁早,刘友金.行业市场化进程与创新绩效:中国高技术产业的经验分析[J].数量经济技术经济研究,2013,30(9):37-54.

[7] 姜南,韩琦,徐明.支持科技全面创新的知识产权制度体系构建研究[J].中国软科学,2024(9):80-90.

[8] 郑坚铭,张丽娜.数字规制政策、知识产权保护与技术创新扩散[J].科技进步与对策,2025,42(4):100-109.

[9] 刘英基.制度质量、知识资本与工业绿色生产效率提升[J].科技进步与对策,2018,35(11):77-83.

[10] 袁航,朱承亮.创新属性、制度质量与中国产业结构转型升级[J].科学学研究,2019,37(10):1881-1891.

[11] 肖利平,李炎中.制度环境、不确定性与创新同群效应[J].科技管理研究,2023,43(3):10-18.

[12] 徐明文,刘义圣.劳动力市场管制何以影响企业技术创新?基于非正

规部门竞争的中介效应与遮掩效应[J].福建论坛(人文社会科学版),2020(10):108-119.

[13] 党文娟,罗庆凤.环境管制、知识产权保护与区域创新能力:基于我国省面板数据的实证研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2021,27(3):203-215.

[14] 籍明明.数字金融、知识产权保护与企业技术创新能力[J].中国软科学,2024(7):147-156.

[15] Ma W M,Zhang R R,Chai S W.What drives green innovation? A game theoretic analysis of government subsidy and cooperation contract[J]. Sustainability,2019(20):5584.

[16] 周文,何雨晴.新质生产力:中国式现代化的新动能与新路径[J].财经问题研究,2024(4):3-15.

[17] 杜传忠,疏爽,李泽浩.新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J].经济纵横,2023(12):20-28.

[18] 翟云,潘云龙.数字化转型视角下的新质生产力发展:基于“动力—要素—结构”框架的理论阐释[J].电子政务,2024(4):2-16.

[19] 张贵红,谭瑞宗,朱悦.作为公共产品的科技资源价值实现研究[J].科技进步与对策,2015,32(7):29-32.

[20] 高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2023,14(6):127-145.

[21] 杨朝均,王冬彧,毕克新.制度环境对工业绿色创新的空间效应研究[J].科研管理,2021,42(12):108-115.

[22] Brüggemann J,Crosetto P,Meub L,et al.Intellectual property rights hinder sequential innovation. Experimental evidence[J]. Research Policy, 2016(10):2054-2068.

[23] Yang R,Tang W,Zhang J.Technology improvement strategy for green products under competition: The role of government subsidy[J].European Journal of Operational Research,2020,289(2):553-568.

[24] 张润强,陈子韬,孟凡蓉.政府干预与研发资源错配:基于高技术产业省级面板数据的分析[J].软科学,2023,37(5):17-23.

[25] 贺俊.数字技术创新体系的特征与政府作用[J].求索,2023(5):107-115.

[26] 范庆泉,王星宇,刘祎男,等.政府研发补贴、研发风险与企业协同创新[J].经济学报,2025,12(2):230-246.

[27] 李虹,张希源.区域生态创新协同度及其影响因素研究[J].中国人口·资源与环境,2016,26(6):43-51.

[28] 向仙虹,杨国歌.要素市场整合、空间知识溢出与低碳转型发展[J].产业经济研究,2023(6):128-142.

[29] 王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.

[30] 谷军健,赵玉林.中国如何走出科技创新困境?基于科技创新与人力资本协同发展的新视角[J].科学学研究,2021,39(1):129-138.

[31] 沈国兵,黄钰珺.城市层面知识产权保护对中国企业引进外资的影响[J].财贸经济,2019,40(12):143-157.

[32] 张慧,易金彪,徐建新.数字经济对区域创新效率的空间溢出效应研究:基于要素市场化配置视角[J].证券市场导报,2022(7):13-22.

[33] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

[34] LeSage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: Chapman and Hall/ CRC Press,2009.

(责任编辑: HKL)