

数字新质生产力对制造业高质量发展的影响

丁玉龙,丁 慧,何 璇

(安庆师范大学 经济与管理学院,安徽 安庆 246133)

摘 要:在制造业加速转型升级的时代背景下,制造业高质量发展成为产业发展的重要目标,为经济高质量发展和制造强国建设提供重要支撑。文章基于2012—2024年中国30个省份的面板数据,构建固定效应模型、中介效应模型、面板门槛模型和空间杜宾模型,探究数字新质生产力对制造业高质量发展的影响。结果表明:数字新质生产力不仅能够直接促进制造业高质量发展,还能够通过增强制造业产业链韧性,间接促进制造业高质量发展。门槛效应检验结果表明,数字新质生产力对制造业高质量发展的促进作用存在“边际效应递增”的非线性特征。空间效应分析结果表明,数字新质生产力对制造业高质量发展的影响存在正向空间溢出效应。

关键词:数字新质生产力;制造业高质量发展;制造业产业链韧性;财政分权;空间溢出效应

中图分类号:F062.5

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2026)14-0111-06

0 引言

制造业是实体经济的基石,也是中国式现代化产业体系的重要组成部分。现阶段,中国制造业虽然规模庞大,但是部分环节仍处于全球价值链的中低端,制造业生产模式存在高消耗、低效率等特征,导致制造业大而不强,当前亟须以新技术来优化制造业生产模式,推动制造业高质量发展。2026年《政府工作报告》指出,“实施新一轮制造业重点产业链高质量发展行动”,并强调“因地制宜发展新质生产力”。数字新质生产力是新质生产力的重要组成部分,是一种以数据要素和数字技术为关键驱动力的新型生产力,有助于改善制造业发展方式、优化制造业发展结构、提高制造业发展效率,为制造业高质量发展提供重要动能。在此背景下,深入研究数字新质生产力对制造业高质量发展的影响及其作用机制,对于提升数字新质生产力水平,推动制造业高质量发展具有重要意义。

已有研究主要围绕数字新质生产力与制造业高质量发展两个方面展开。一是数字新质生产力的相关研究。早期研究对新质生产力的内涵、特征及形成逻辑进行阐释^[1-3],随后部分学者进一步将数字技术、数据要素与新质生产力相结合,提出数字新质生产力是一种以数字化、智能化为重要特征,推动传统生产力深刻变革的新型生产力^[4]。在此基础上,相关研究开始关注数字新质生产力的测度问题,尝试从数字基础设施建设、数字资料投入、数字成果产出等维度构建评价指标体系^[5]。与此同时,数字新

质生产力的经济社会效应也受到关注,已有文献发现数字新质生产力能够促进城乡高质量融合发展^[6]、优化劳动和资本配置并赋能农业农村现代化^[7]、推动传统产业向新质化转型^[8]。二是制造业高质量发展的相关研究。现有文献主要从全球价值链重构、价值链升级、税收支持、综合优势等视角展开,探讨制造业高质量发展的目标、理论逻辑、支持对策与发展模式^[9-12];也有学者基于多维指标体系测度中国制造业高质量发展水平,并分析其时空演变特征^[13]。在影响因素方面,相关研究主要从人口特征、技术经济因素、政策措施等角度展开,考察人口老龄化^[14]、人口流动^[15]、人工智能^[16]、数字贸易^[17]、产业数字化政策^[18]、生态保护补偿政策^[19]等因素对制造业高质量发展的影响。

总体来看,既有研究为分析数字新质生产力和制造业高质量发展的关系提供了重要基础,但仍存在拓展空间。第一,现有研究多讨论数字新质生产力的内涵、测度及经济社会效应,或分析制造业高质量发展的影响因素,而直接考察数字新质生产力与制造业高质量发展关系的文献相对不足。第二,少数研究从理论层面阐释数字新质生产力赋能制造业高质量发展的逻辑^[20],但仍缺乏基于省际面板数据的实证检验证据。第三,现有研究对二者之间的作用机制、非线性特征和空间溢出效应关注不够,尤其较少从产业链韧性视角揭示数字新质生产力影响制造业高质量发展的内在路径。基于此,本文利用2012—2024年中国30个省份的面板数据,实证检验数字新质生产力对制造业高质量发展的影响,并进一步考察制造业产业链韧性的中介作用、财政分权的门槛效应及数字新质生产力赋能的空间溢出效应。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(22CJY024)

作者简介:丁玉龙(1988—),男,安徽金寨人,博士,副教授,研究方向:数字经济、新质生产力。

丁 慧(2001—),女,安徽合肥人,硕士研究生,研究方向:数字经济。

何 璇(2003—),女,河南商丘人,硕士研究生,研究方向:产业经济。

1 理论分析与研究假设

1.1 直接影响

数字新质生产力是一种以数据要素和数字技术为重要支撑的新型生产力形态,能够通过优化要素配置、重塑生产方式和推动产业转型来促进制造业高质量发展。首先,数据要素具有可复制、可共享、可复用等特征,且数字技术能够提高信息处理效率和资源配置效率,二者深度融合有助于打破制造业要素流动壁垒,促进技术、资本、人才、数据等要素的高效流动,提高制造业全要素生产率,推动制造业高质量发展。其次,数字新质生产力能够推动数字技术广泛嵌入制造业生产、管理和服务环节,促进生产流程智能化、组织管理柔性化和商业模式平台化,培育制造业新业态新模式,推动制造业向高端化、智能化方向转型,促进制造业高质量发展。再次,数字新质生产力能够提升制造业生产过程的感知、监测和控制能力,促进供需信息精准匹配,提高资源利用效率,减少能源消耗和污染排放,推动制造业高质量发展。最后,数字新质生产力能够弱化时空限制,降低跨区域协同成本,促进制造业获取先进技术、管理经验和市场信息,提升开放发展水平,促进制造业高质量发展。据此,提出如下假设:

假设1:数字新质生产力能够直接促进制造业高质量发展。

1.2 间接影响

数字新质生产力能够通过提升制造业产业链韧性间接促进制造业高质量发展。一方面,数字新质生产力有助于提升制造业产业链韧性。数字技术能够提升制造业产业链上下游主体之间的信息连接能力,促进供应、生产、物流、销售等环节的数据共享与协同联动,降低产业链运行时由于信息不对称产生的协调成本;同时,数据要素的高效流动能够推动制造业产业链上下游企业精准匹配供需关系,提高产业链运行效率和资源配置效率,促进制造业强链、补链和延链,提升产业链抵御外部冲击和快速恢复的能力。另一方面,制造业产业链韧性的提升能够促进制造业高质量发展。较高的产业链韧性有利于保障制造业生产体系的连续性和稳定性,从而降低外部冲击对制造业生产经营的负面影响,并通过强化上下游协同、推动开放式创新和促进区域合作,提升制造业创新能力、经济效益和开放发展水平,促进制造业高质量发展。据此,提出如下假设:

假设2:数字新质生产力能够通过提升制造业产业链韧性,促进制造业高质量发展。

1.3 门槛效应

数字新质生产力对制造业高质量发展的促进效应可能受到财政分权水平的影响。财政分权决定了地方政府在财政资源配置、公共服务供给和产业政策实施中的自主程度^[21],进而影响各地在数字基础设施建设、数字人才培养、技术创新支持、产业转型升级等领域的资源投入。当财政分权水平较低时,地方政府财政收支自主权有限,财

政资源配置空间相对不足,难以根据地区资源禀赋和产业基础灵活安排数字基础设施、技术研发、人才培养等支出占比,从而限制了数字新质生产力的发展,削弱了其对制造业高质量发展的促进作用。当财政分权水平较高时,地方政府能够更充分地结合本地产业结构和发展需求优化财政支出结构,加大对数字基础设施建设、数字技术研发和数字人才培养的支持力度。同时,地方政府也能够通过优化税费政策、改善营商环境和提升公共服务供给质量,吸引高端制造业和数字技术企业集聚,推动制造业产业布局优化和发展动能转换。因此,数字新质生产力对制造业高质量发展的促进效应可能随着财政分权水平变化呈现非线性特征。据此,提出如下假设:

假设3:数字新质生产力对制造业高质量发展的促进作用具有门槛效应。

1.4 空间溢出效应

数字新质生产力具有较强的网络外部性和空间扩散特征。数据要素和数字技术能够突破传统要素流动中的时空限制,推动知识、技术、信息和资本在不同地区之间流动,使数字新质生产力不仅影响本地区制造业高质量发展,也可能对邻近地区产生空间溢出效应。一方面,数字新质生产力水平较高的地区能够通过知识溢出和技术扩散带动其他地区发展。其在数字基础设施建设、数字技术应用和制造业数字化转型方面积累的经验,可以通过产业关联、企业合作、人才流动、技术交流等渠道向外扩散,提升邻近地区的数字新质生产力水平和制造业创新能力。另一方面,数字新质生产力能够通过产业链分工协作产生空间联动效应。本地区数字新质生产力水平提升不仅会推动本地区制造业生产效率和产业链韧性提升,也会通过上下游配套、供应链协同和市场联系影响其他地区制造业发展。因此,数字新质生产力可能具有正向空间溢出效应。据此,提出如下假设:

假设4:数字新质生产力不仅能够推动本地区制造业高质量发展,还能推动邻近地区制造业高质量发展。

2 研究设计

2.1 模型设定

2.1.1 基准回归模型

本文构建如下基准回归模型:

$$ZGD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DNR_{it} + \alpha_2 Q_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, ZGD_{it} 为制造业高质量发展, DNR_{it} 表示数字新质生产力, Q_{it} 为控制变量, η_i 表示个体固定效应, ψ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2.1.2 中介效应模型

本文参考已有研究^[22],构建如下中介效应模型:

$$IRE_{it} = \beta_0 + \beta_1 DNR_{it} + \beta_2 Q_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ZGD_{it} = \theta_0 + \theta_1 DNR_{it} + \theta_2 IRE_{it} + \theta_3 Q_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, IRE_{it} 为制造业产业链韧性,其余变量的含义与

式(1)一致。

2.1.3 面板门槛模型

本文分别以财政支出分权和财政收入分权为门槛变量,构建如下面板门槛模型:

$$ZGD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DNR_{it} I(CZE \leq \lambda_1) + \gamma_2 DNR_{it} I(\lambda_1 < CZE \leq \lambda_2) + \dots + \gamma_n DNR_{it} I(\lambda_{n-1} < CZE \leq \lambda_n) + \gamma_{n+1} DNR_{it} I(CZE > \lambda_n) + \gamma_{n+2} Q_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ZGD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DNR_{it} I(CZI \leq \lambda_1) + \gamma_2 DNR_{it} I(\lambda_1 < CZI \leq \lambda_2) + \dots + \gamma_n DNR_{it} I(\lambda_{n-1} < CZI \leq \lambda_n) + \gamma_{n+1} DNR_{it} I(CZI > \lambda_n) + \gamma_{n+2} Q_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, CZE 、 CZI 分别为财政支出分权和财政收入分权; λ 表示门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数,当满足括号内的条件时取值为1,否则取值为0;其余变量的含义与式(1)一致。

2.1.4 空间杜宾模型

本文进一步考虑各省份间的空间相关性,设定如下空间杜宾模型:

$$ZGD_{it} = \beta_1 w_{ij} ZGD_{jt} + \beta_2 DNR_{it} + \beta_3 w_{ij} DNR_{jt} + \beta_4 Q_{it} + \beta_5 w_{ij} Q_{jt} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, β_1 表示制造业高质量发展的空间滞后系数; w_{ij} 为空间权重,本文采用嵌套的空间权重矩阵;其余变量的含义与式(1)一致。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量:制造业高质量发展(ZGD)

本文基于制造业高质量发展的内涵,选择创新驱动、结构优化、污染减排、对外开放、收益共享和经济效益6个一级指标,并将其细分为22个二级指标,构建如表1所示的制造业高质量发展评价指标体系,并利用熵值法测度制造业高质量发展水平。

表1 制造业高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	属性
创新驱动	制造业R&D人员数	+
	制造业R&D经费内部支出	+
	制造业R&D经费外部支出	+
	工业企业研发机构高学历人员占比	+
	制造业新产品销售收入	+
	制造业专利申请数	+
结构优化	技术密集型制造业主营业务收入占比	+
	高端制造业主营业务收入占比	+
	非国有控股工业企业主营业务收入占比	+
污染减排	工业二氧化硫排放量	-
	工业化学需氧量排放量	-
	工业固体废物产生量	-
	工业氮氧化物排放量	-
对外开放	制造业外商资本总额	+
	外贸依存度	+
	制造业实际使用外资	+
	外商投资制造业企业数	+
收益共享	制造业就业人员年平均工资	+
	制造业税收总额	+
经济效益	制造业主营业务收入	+
	制造业利润总额	+
	制造业投资收益	+

2.2.2 解释变量:数字新质生产力(DNR)

本文从数字劳动者、数字劳动对象和数字生产资料3个维度,构建如表2所示的数字新质生产力评价指标体系,并采用熵值法测度数字新质生产力水平。

表2 数字新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
数字劳动者	劳动者规模	信息传输、软件和信息技术服务业就业人员数	+
		研究与试验发展人员全时当量	+
		高技术产业从业人员数	+
	劳动生产效率	信息传输、软件和信息技术服务业就业人员平均工资 人均信息技术服务收入 计算机、通信和其他电子设备制造业营业收入	+
数字劳动对象	数字业务绩效	软件业务收入	+
		电子商务销售额	+
		高技术产业新产品销售收入	+
		电子商务采购额	+
		高技术产业新产品开发项目数	+
	新质产业规模	计算机、通信和其他电子设备制造业资产总额	+
		工业企业新产品出口额	+
		电子及通信设备制造业企业单位数	+
		人工智能企业数	+
数字生产资料	有形生产资料	信息传输、软件和信息技术服务业企业法人单位数	+
		长途光缆线路长度	+
		互联网宽带接入端口数	+
		信息传输、软件和信息技术固定资产投资额	+
	无形生产资料	高技术产业有效发明专利数	+
		高技术产业技术改造经费支出	+
		政府资金R&D经费内部支出	+
		企业资金R&D经费内部支出	+
		数字普惠金融指数	+

2.2.3 中介变量:制造业产业链韧性(IRE)

本文从抗干扰能力和创新恢复能力两个维度测度制造业产业链韧性。首先,以制造业多样化程度表征抗干扰能力,并利用赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)的倒数进行衡量,计算公式为 $KGR = \frac{1}{HHI} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n M_i^2}$ 。其中, KGR 表

示制造业多样化程度, M_i 为第 i 个制造业细分行业主营业务收入占比, n 表示制造业细分行业数量。其次,使用人均制造业新产品开发项目数衡量创新恢复能力。最后,采用熵值法得到制造业产业链韧性。

2.2.4 门槛变量:财政分权(CZQ)

本文将财政分权作为门槛变量,财政分权包括财政支出分权(CZE)和财政收入分权(CZI)。参考已有研究^[23],采用地方财政支出与中央财政支出之比乘以100衡量财政支出分权,采用地方财政收入与中央财政收入之比乘以100表示财政收入分权,二者均以百分比的形式表示。

2.2.5 控制变量

本文结合经济发展理论和制造业高质量发展的影响因素,选择如下控制变量:(1)科技支持(INC),使用各地区科学技术支出与财政总支出的比值衡量。(2)固定资产投资(GZC),采用各地区人均全社会固定资产投资额衡量。(3)城镇化水平(CZU),使用各地区城镇人口占总人口的比重表示。(4)教育投入强度(ZYG),利用各地区教育经费投入与地区生产总值之比表示。(5)基础设施建设

(*INJ*),使用各地区每万公顷土地面积拥有的公路公里数衡量。

2.3 数据来源

本文以2012—2024年中国30个省份(不含西藏和港澳台)的面板数据为研究样本。数据主要源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》、各省份统计年鉴等。同时,采用插值法对部分缺失数据进行填补。

3 实证分析

3.1 基准回归分析

表3的结果显示,数字新质生产力的系数均显著为正,即数字新质生产力能够显著促进制造业高质量发展,验证了假设1。此外,列(3)的结果显示,科技支持、固定资产投资、城镇化水平和教育投入强度的系数均显著为正,而基础设施建设的系数不显著,可能的原因是,当前地区基础设施建设投入力度不足,基础设施布局 and 结构不完善,导致基础设施建设对制造业高质量发展的影响尚未显现。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>DNR</i>	0.3477*** (0.0206)	0.3450*** (0.0199)	0.3808*** (0.0320)
<i>INC</i>	0.7395*** (0.1919)	0.6537*** (0.1865)	0.5088*** (0.1948)
<i>GZC</i>	0.3653*** (0.1237)	0.4921*** (0.1220)	0.5190*** (0.1231)
<i>CZU</i>	0.2884*** (0.0336)	0.2759*** (0.0334)	0.4157*** (0.0777)
<i>ZYG</i>	0.0359 (0.1821)	0.1446 (0.1778)	0.5269*** (0.1896)
<i>INJ</i>	-0.0119 (0.0125)	-0.0228* (0.0129)	-0.0193 (0.0125)
Constant	-3.0147 (2.3080)	-2.1075 (1.7235)	-11.8290*** (4.4058)
个体固定效应	NO	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	YES
R ²	0.8053	0.8066	0.8261

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;()内为标准误。下同。

3.2 内生性检验

本文采用以下两种方法进行内生性检验。一是双重差分法。2019年10月,河北、浙江、福建、广东、重庆和四川6个国家数字经济创新发展试验区启动建设,该政策为数字新质生产力发展提供了重要支持,有利于提升数字新质生产力水平。基于此,本文以国家数字经济创新发展试验区建设作为外生政策冲击,将试验区所在省份作为实验组,其余省份作为对照组, *Treat* 表示分组虚拟变量,实验组为1,对照为0, *post* 为时间虚拟变量,政策实施后为1,实施前为0,构造交互项(*Treat*×*post*),并采用双重差分法进行分析。表4列(1)的结果显示,交互项的系数显著为正,表明国家数字经济创新发展试验区建设能够显著促进制造业高质量发展。二是工具变量法。由于1985年各地区邮电局所数能够反映地区早期通信基础设施水平,并

与数字新质生产力发展具有相关性;同时,该历史变量在控制地区特征和固定效应后,理论上不能直接影响当前制造业高质量发展,因此,本文借鉴相关研究思路,以1985年各地区邮电局所数与全国上一年长途光缆线路长度的交互项(*POS*×*YDL*)作为工具变量,并使用2SLS法进行估计,结果见表4列(2)和列(3)。表4列(2)的结果显示,工具变量的系数显著为正,且相关检验均通过,说明工具变量选取有效;列(3)的结果表明,数字新质生产力对制造业高质量发展的影响系数显著为正,和基准回归结果一致,通过了内生性检验。

表4 内生性检验结果

	双重差分法	工具变量法	
	外生政策冲击	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × <i>post</i>	2.4212*** (0.4952)		
<i>POS</i> × <i>YDL</i>		0.3028** (0.1447)	
<i>DNR</i>			1.9452** (0.8043)
控制变量	YES	YES	YES
Constant	25.8581*** (3.7012)	93.3311*** (5.4032)	-159.5219** (76.4742)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
Anderson-Rubin Wald F 统计量			36.54 [0.0000]
Stock-Wright LM S 统计量			34.75 [0.0000]
Anderson canon.corr.LM 统计量			4.55 [0.0329]

注:[]内为P值。

3.3 稳健性检验

本文采用以下方法进行稳健性检验:一是更换解释变量测度方式,采用因子分析法重新测度数字新质生产力水平。二是剔除特殊样本。由于直辖市、自治区与一般省份在诸多方面存在差异,因此分别剔除这类特殊样本后重新进行回归。三是将解释变量滞后一期。鉴于解释变量对被解释变量的影响可能存在滞后效应,本文对数字新质生产力进行滞后一期处理。四是对样本进行上下1%缩尾处理,避免极端值带来的估计偏误。表5的结果显示,数字新质生产力的系数均显著为正,说明基准回归结果是稳健的。

表5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	更换解释变量 测度方式	剔除 直辖市样本	剔除直辖市和 自治区样本	解释变量 滞后一期	缩尾 处理
<i>DNR</i>	7.3832*** (0.4659)	0.6483*** (0.0327)	0.3697*** (0.0346)	0.4272*** (0.0397)	0.4794*** (0.0352)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	0.0608 (3.2678)	4.9841 (4.2787)	-9.9215** (4.8958)	-11.3931** (5.0262)	-18.2158*** (4.3249)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
F	115.04	166.48	79.04	76.62	98.94
R ²	0.8582	0.9107	0.8287	0.8063	0.8389

3.4 中介效应检验

中介效应检验结果见表6。表6列(1)为基准回归结果,列(2)为数字新质生产力对制造业产业链韧性的回归结果。结果显示,数字新质生产力的系数为0.6171,在1%的水平上显著,即数字新质生产力对制造业产业链韧性具有显著的正向影响。列(3)在列(1)的基础上加入制造业产业链韧性,结果显示,数字新质生产力与制造业产业链韧性的系数分别为0.2646与0.1883,均在1%的水平上显著;同时,与列(1)的结果相比,列(3)中数字新质生产力的系数变小。因此,制造业产业链韧性发挥了部分中介效应。此外,Sobel检验结果(略)表明制造业产业链韧性的中介效应显著,假设2得证。

表6 中介效应检验结果

	ZGD	IRE	ZGD
	(1)	(2)	(3)
DNR	0.3808*** (0.0320)	0.6171*** (0.0737)	0.2646*** (0.0317)
IRE			0.1883*** (0.0212)
控制变量	YES	YES	YES
Constant	-11.8290*** (4.4058)	-20.0148** (10.1342)	-8.0593** (3.9993)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.8261	0.6131	0.8587

3.5 门槛效应检验

表7展示了财政支出分权和财政收入分权的门槛个数检验结果。结果显示,经 Bootstrap 法反复抽样后,财政支出分权和财政收入分权的双重门槛效应均显著,而三重门槛效应均不显著。因此,财政支出分权和财政收入分权均存在双重门槛效应,且财政支出分权的单一和双重门槛值分别为30.5844和37.5384,财政收入分权的单一和双重门槛值分别为8.3487和9.0331。

表7 门槛个数检验结果

门槛变量	门槛数	F值	P值	Bootstrap 次数	临界值		
					1%	5%	10%
财政支出分权	单一门槛	139.70	0.0000	300	81.7221	61.6428	44.6319
	双重门槛	45.47	0.0733	300	59.5351	49.7861	38.5221
	三重门槛	35.00	0.5300	300	119.8579	80.2501	72.1445
财政收入分权	单一门槛	115.03	0.0000	300	86.6746	57.0282	44.3991
	双重门槛	45.08	0.0967	300	161.3434	83.6039	41.9298
	三重门槛	31.53	0.2267	300	121.239	75.7293	51.5596

本文进一步进行门槛效应检验,结果见表8。在财政支出分权方面,表8列(1)的结果显示,数字新质生产力的系数均在1%的水平上显著。具体来说,当财政支出分权水平不高于30.5844时,数字新质生产力的系数为0.2107;当其介于30.5844与37.5384之间时,数字新质生产力的系数上升至0.4052;当财政支出分权水平高于37.5384这一门槛值时,数字新质生产力的系数进一步上升至0.5644,说明数字新质生产力对制造业高质量发展的促进作用随着财政支出分权水平提升逐渐增强。在财政收入分权方面,列(2)的结果显示,数字新质生产力的系数均在1%的水平上显著,但系数值存在明显差异。从具体数值来看,

当财政收入分权水平不高于8.3487时,数字新质生产力的系数为0.2399;当其介于8.3487与9.0331之间时,数字新质生产力的系数上升至0.3790;当财政收入分权水平大于9.0331这一门槛值时,数字新质生产力的系数进一步上升至0.6206,表明数字新质生产力对制造业高质量发展的促进作用随着财政收入分权水平提升逐渐增强。由此可见,数字新质生产力对制造业高质量发展的促进作用具有门槛效应,假设3得证。

表8 门槛效应检验结果

	(1)	(2)
$DNRI(CZE \leq 30.5844)$	0.2107*** (0.0289)	
$DNRI(30.5844 < CZE \leq 37.5384)$	0.4052*** (0.0315)	
$DNRI(CZE > 37.5384)$	0.5644*** (0.0294)	
$DNRI(CZI \leq 8.3487)$		0.2399*** (0.0291)
$DNRI(8.3487 < CZI \leq 9.0331)$		0.3790*** (0.0342)
$DNRI(CZI > 9.0331)$		0.6206*** (0.0342)
控制变量	YES	YES
Constant	0.3641 (3.6859)	-5.4796 (3.7199)
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
F	133.13	125.83
R ²	0.8868	0.8810

3.6 空间效应分析

本文基于经济距离和地理距离,构建嵌套的空间权重矩阵,并分别计算数字新质生产力和制造业高质量发展水平的莫兰指数。嵌套的空间权重矩阵的构建方面,首先基于2012—2024年各省份人均地区生产总值均值之差平方的倒数,构建经济距离空间权重矩阵;其次,根据各省份省会城市的经纬度距离平方的倒数构建地理距离空间权重矩阵;最后,将经济距离与地理距离空间权重相乘,形成嵌套空间权重矩阵。研究期间内,数字新质生产力和制造业高质量发展水平的莫兰指数均在1%的水平上显著为正(具体结果略),且变化幅度较小,说明数字新质生产力和制造业高质量发展水平具有正向空间自相关性。

本文进一步构建空间杜宾模型,并对数字新质生产力影响制造业高质量发展的空间效应进行分解。下页表9的结果表明,数字新质生产力的直接效应、间接效应及总效应均在1%的水平上显著为正。因此,数字新质生产力不仅能够促进本地区制造业高质量发展,而且能够促进邻近地区制造业高质量发展,假设4得证。

4 结论与建议

4.1 结论

本文基于2012—2024年中国30个省份的面板数据,探究数字新质生产力对制造业高质量发展的影响。得到如下结论:(1)数字新质生产力不仅能够直接促进制造业

表9 空间效应分解结果

	(1)	(2)	(3)
<i>DNR</i>	0.2253*** (0.0256)	0.3019*** (0.0292)	0.3058*** (0.0321)
$w \times DNR$	0.5173*** (0.0577)	0.4994*** (0.0505)	0.5652*** (0.0853)
直接效应	0.2329*** (0.0256)	0.3095*** (0.0293)	0.3134*** (0.0322)
间接效应	0.2784*** (0.0451)	0.2590*** (0.0418)	0.2769*** (0.0640)
总效应	0.5113*** (0.0369)	0.5685*** (0.0360)	0.5903*** (0.0602)
控制变量	NO	YES	YES
$w \times$ 控制变量	NO	NO	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
R^2	0.7719	0.8338	0.8190

高质量发展,还能通过增强制造业产业链韧性,间接促进制造业高质量发展。(2)受财政分权的影响,数字新质生产力对制造业高质量发展的促进作用具有门槛效应,呈现边际效应递增的非线性特征。(3)数字新质生产力不仅能够促进本地区制造业高质量发展,还能够促进邻近地区制造业高质量发展。

4.2 建议

第一,大力发展数字新质生产力,为制造业高质量发展注入新动能。政府和企业应增加数字化培训投入,加大数字人才培养力度,提高劳动者数字技术应用能力;完善数字基础设施建设,推动数字基础设施改造升级,提高数字基础设施建设质量;强化数字技术跨区域、跨国家交流,加大数字技术研发投入力度,提升数字技术水平,并将其高效应用于制造业生产和经营中,促进制造业高质量发展。

第二,提升产业链韧性。一方面,应推动高校、科研院所和企业进行数字技术创新,构建数字技术创新体系,为提升产业链创新能力提供技术支撑;另一方面,紧密结合地区资源禀赋,依托数字新质生产力,发展壮大特色产业,推动形成产业间紧密联系、协同发展的产业链生态体系,提升产业链韧性,为数字新质生产力促进制造业高质量发展提供支撑。

第三,优化财政分权制度。深化财政分权体制改革,在保持中央财政宏观调控与监管能力的基础上,适当增加地方政府财政自主权,因地制宜优化财政收支结构,提高财政资源配置效率。完善中央与地方政府财政关系,提升财权与事权匹配度,并优化相关财政政策,为数字新质生产力与制造业高质量发展提供科学、健全的财政环境,激发经济社会发展活力,促进制造业高质量发展。

参考文献:

[1]Huang Q, Guo W, Wang Y. A Study of the Impact of New Quality Productive Forces on Agricultural Modernization: Empirical Evidence From China [J]. Agriculture, 2024, 14(11).

[2]蔡继明,高宏.新质生产力参与价值创造的理论探讨和实际应用[J].经济研究,2024,59(6).

[3]方敏,杨虎涛.政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J].经济研究,2024,59(3).

[4]赵鹏,李毅格.数字新质生产力驱动新型工业化发展的机制与路径研究[J].产业经济评论,2024(5).

[5]张彭.数字新质生产力与全球价值链嵌入:理论机制与实证检验[J].当代经济研究,2024(5).

[6]孙志远.数字新质生产力对城乡高质量融合的影响与机制[J].中国流通经济,2024,38(5).

[7]王洋.数字新质生产力对农业农村现代化的影响:指标体系构建与影响效应检验[J].统计与决策,2024,40(14).

[8]任保平,巩羽浩.数字新质生产力推动传统产业新质化的机制与路径[J].兰州大学学报(社会科学版),2024,52(3).

[9]高运胜,杨阳.全球价值链重构背景下我国制造业高质量发展目标与路径研究[J].经济学家,2020(10).

[10]徐华亮.中国制造业高质量发展研究:理论逻辑、变化态势、政策导向——基于价值链升级视角[J].经济学家,2021(11).

[11]庞凤喜,董怡君,燕洪国.促进制造业高质量发展的着力点与税收支持对策研究[J].税务研究,2023(11).

[12]叶颖,陆善勇.综合优势与中国出口型制造业高质量发展[J].经济学家,2023(9).

[13]曲立,王璐,季桓永.中国区域制造业高质量发展测度分析[J].数量经济技术经济研究,2021,38(9).

[14]张志新,路航,孙振亚.人口老龄化对中国制造业高质量发展的冲击与应对[J].当代经济研究,2022(5).

[15]Yang J, Guo X, Zhang S, et al. A Study on the Interaction Between Population Mobility and High-Quality Development of Manufacturing Industry in China—Based on the Data of Fujian Province [J]. Journal of Advanced Computational Intelligence and Intelligent Informatics, 2024, 28(3).

[16]谢伟丽,石军伟,张起帆.人工智能、要素禀赋与制造业高质量发展——来自中国208个城市的经验证据[J].经济与管理研究,2023,44(4).

[17]叶霖莉,薛襄毅.数字贸易推动制造业高质量发展:效应测度与实践路径[J].经济体制改革,2024(2).

[18]孙小宁,王红霞,张国梁.产业数字化政策赋能制造业高质量发展的机制研究——来自15项试点政策的实证检验[J].经济问题探索,2024(2).

[19]冠冠群,任淑瑜.生态保护补偿政策能否促进企业高质量发展——来自黄河流域制造业的经验证据[J].中国环境管理,2024,16(2).

[20]祝志勇,李亚男.数字新质生产力赋能制造业高质量发展:理论逻辑与实现路径[J].湖湘论坛,2024,37(4).

[21]吕冰洋,贺颖.中国特色财政激励体制:基于统一市场的视角[J].中国社会科学,2022(4).

[22]姚加权,张银澎,郭李鹏,等.人工智能如何提升企业生产效率?——基于劳动力技能结构调整的视角[J].管理世界,2024,40(2).

[23]赵建国,齐默达,关文.财政分权赋能经济发展的新路径——基于技术创新路径的检验[J].财政研究,2021(11).

(责任编辑/梁 红)