数据要素对制造业产业链创新链深度融合的影响

——基于中介效应和门槛效应的实证检验

尹 龙，常洪政

（哈尔滨商业大学经济学院，哈尔滨 150028）

摘要：数据要素是驱动制造业产业链与创新链（简称“两链”）深度融合的核心引擎。基于2014—2023年中国30个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）级面板数据，构建双向固定效应模型并结合多维度检验，探究数据要素对制造业产业链创新链深度融合的作用机制。结果显示：数据要素各维度对两链耦合协调度均呈显著正向促进；高新技术产业R&D经费发挥部分中介作用；以数据要素体系综合得分为门槛变量，数据要素对两链融合存在单一门槛效应；数据要素对两链融合存在显著区域异质性。

关键词：制造业；数据要素；产业链创新链融合；双向固定效应模型；门槛效应

中图分类号：F49；F424 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)06－0134－09

数据要素作为继土地、劳动力、资本、技术之后的第五大生产要素，已成为驱动产业变革的核心引擎。制造业作为实体经济的支柱，其高质量发展直接关系国家产业竞争力与经济安全，而产业链与创新链（简称“两链”）的深度融合，是破解“创新与产业脱节”“供需错配”等制造业痛点、实现从“制造大国”向“制造强国”转型的关键路径。国务院印发了《“十四五”数字经济发展规划》等，依托“东数西算”、工业互联网平台，为数据要素赋能两链融合提供制度与基建支撑，凸显该研究领域的时代必要性。

实践中，长三角、珠三角在电子信息领域形成“技术突破-产业落地”闭环，部分省份两链耦合协调度10年提升超3倍，融合成效初显。但全局短板突出，一是供需错位，成果难配产业需求；二是转化断裂，中试基地不足且专业化水平低；三是协同虚化，缺利益共享平台。同时，数据要素作为核心引擎已释放部分价值，装备制造领域供需匹配精度提升20%，创新链研发周期缩短25%～30%。但赋能瓶颈显著，“数据孤岛”“碎片化”制约流通效率，且赋能多停留在直接效应。进一步看，数据要素赋能两链融合还面临三大核心障碍，一是数据配置与两链核心需求适配不足；二是跨区域数据流通与两链协同衔接不畅；三是数据与制造业结构适配性低。基于此，通过实证探究数据要素对两链融合的作用机制，可为破解实践难题、推动制造业两链深度融合提供实证参考与方向指引。

纵观现有研究成果，相关探索已从单一效应验证转向多维度机制解析。为精准把握研究脉络，现从数据要素对产业链的优化、对创新链的驱动、对两链协同的影响三个核心维度梳理，明确既有研究观点与待突破方向。在数据要素对制造业产业链的优化作用方面，潘宏亮等[1]构建“基础设施-资源-场景”数据要素评价体系，发现其能提升装备制造等领域产业链供需匹配精度的20%。李慧泉等[2]实证补充，数据要素可缓解传统要素错配，如西部地区能源制造业中，数据驱动调度优化使能源效率升15%、库存成本降30%。在数据要素对制造业创新链的驱动效应方面，陶长琪和丁煜[3]提出，数据要素与人力资本匹配可提升创新质量，且呈倒U形。董成意和马志云[4]发现，长三角数据市场化程度高，创新成果对接效率比低市场化地区高40%。在数据要素对制造业两链协同的影响方面，王荣[5]首次将数据要素纳入耦合协调框架，设计12项指标测度模型，提出其通过降低信息不对称提升协同水平；林海波和魏浩[6]实证显示，数字经济嵌入产业链为创新转化提供渠道，珠三角等地区数据要素作用尤显著。

收稿日期：2025-11-07

基金项目：黑龙江省哲学社会科学研究规划项目（24JYH005）

作者简介：尹龙（1983—），男，山东潍坊人，博士，教授，硕士研究生导师，研究方向为数字经济与低碳经济；常洪政（2004—），男，内蒙古乌兰察布人，硕士研究生，研究方向为数字经济。

综合来看,现有研究已初步证实数据要素对制造业两链融合的正向作用,但仍存三方面关键不足:对“数据要素-中介变量-两链融合”间接传导路径检验不足;区域分析多采用东、中、西部地区传统划分,对胡焕庸线、秦岭淮河线等体现自然与社会经济梯度差异的地理分界线关注不足,难精准识别区域适配规律;边界条件方面,对数据要素门槛特征、调节变量(如有电子商务交易活动的企业占比)研究不深,难明确其赋能适用场景与约束条件。

鉴于此,本文可能的边际贡献如下:理论上可填补现有研究“重直接效应、轻间接机制”空白,通过检验“数据要素-高新技术产业研发经费-两链融合”中介路径,完善数据要素驱动产业协同的理论框架;借鉴马志越和朱风宁[7]的“地理分界线影响要素效应”视角,为理解数据要素赋能区域异质性提供新理论维度;首次以数据要素综合得分为门槛变量,识别出单一门槛值,解决了“数据要素在何种条件下更有效”的边界问题;创新性引入“有电子商务交易活动的企业数占比”为调节变量,发现浅层电商应用因数据价值未落地两链核心环节、资源错配呈负向调节,并提出“从交易数字化转向融合赋能”的调节效应转化路径。实践中为不同区域制定差异化政策提供实证依据,助力破解“数据孤岛”“资源错配”等难题,推动数据要素优势转化为制造业两链融合动能,服务新型工业化建设。

1　理论分析与研究假设

1.1　数据要素对制造业两链融合的直接促进效应

数据要素通过打破信息壁垒、优化资源配置,直接推动制造业产业链与创新链协同适配。陶长琪和丁煜[3]指出,传统两链融合因信息不对称存在“创新与产业脱节”问题,而数据要素可整合产业链需求数据与创新链供给数据,降低供需错配成本,让创新方向贴合产业实际、产业链精准对接技术成果,其与人力资本的匹配还能进一步提升创新质量,为两链协同奠定基础。同时,数据要素依托工业互联网嵌入产业链各环节,加速创新成果转化应用,形成“技术突破-产业落地”的闭环,这与林海波和魏浩[6]提出的“数字经济为创新转化提供多元渠道”结论一致。图 1 刻画了数据要素对两链融合促进作用的机制图。基于上述分析,提出以下假设。

H1:数据要素对制造业产业链与创新链的深度融合具有显著正向促进作用。

1.2　高新技术产业研发经费(giR)的中介效应

中国经济增长模式必须由原来依靠的要素投入的外延增长转向依靠技术创新驱动的内涵增长。数据要素对两链融合的赋能作用,可能通过激励高新技术产业研发投入实现间接传导。高新技术产业研发经费的增加能够为创新链提供充足的资金支撑,进而促进两链深度融合。数据要素通过撬动研发投入,构建起“数据要素-研发投入-技术转化-两链融合”的传导路径。基于上述分析,提出以下假设。

H2:高新技术产业研发经费在数据要素促进制造业两链融合的过程中发挥中介作用。

1.3　数据要素对制造业两链融合的门槛效应

林海波和魏浩[6]提出,数字经济通过将人工智能、数字平台等数字技术嵌入产业链各环节,有助于实现传统产业链智能化升级,赋能产业链创新链深度融合。这种融合过程并非简单的线性叠加,而是呈现复杂的非线性特征,可能存在门槛特征。当数据要素发展水平较低时,对两链融合的赋能效应有限。当数据要素发展突破某一门槛值后,能够更精准地匹配创新需求与产业供给,赋能效应将显著增强。基于上述分析,提出以下假设。

H3:数据要素对制造业两链融合的促进作用存在门槛效应。

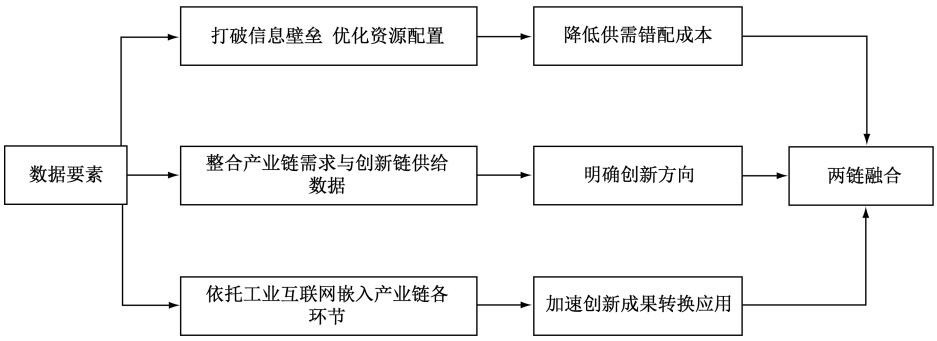


图 1　数据要素促进两链融合的机制

2　研究设计

2.1　模型设定

2.1.1　双向固定效应模型

聚焦制造业两链融合，不同省份制造业基础存在个体差异，不同年份政策存在时间趋势，构建模型控制个体与时间固定效应，精准估计数据要素对两链融合的影响。

$$Y_{it}=\alpha_0+\alpha_1 X_{it}+\sum_{k=1}^{5}\alpha_k \mathrm{CV}_{kit}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：Y_{it} 为 i 省 t 年两链耦合协调度；X_{it} 为数据要素综合得分；CV_{kit} 为控制变量；α_0 为常数项；α_i、α_k 为相关系数；μ_i、λ_t 分别为个体、时间固定效应；ε_{it} 为随机误差项。

2.1.2　中介效应模型

验证“数据要素→高新技术产业研发经费→两链融合”的传导机制，分步检验 giR 的中介作用，拆解数据要素对两链融合的直接效应与间接效应，明晰作用路径，构建模型如下。

第一步（总效应）：

$$Y_{it}=\gamma_0+\gamma_1 X_{it}+\sum_{k=1}^{5}\gamma_k \mathrm{CV}_{kit}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

第二步（中介变量回归）：

$$\mathrm{giR}_{it}=\delta_0+\delta_1 X_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k \mathrm{CV}_{kit}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

第三步（直接＋中介效应）：

$$Y_{it}=\theta_0+\theta_1 X_{it}+\theta_2 \mathrm{giR}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\theta_k \mathrm{CV}_{kit}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中：giR_{it} 为 i 省 t 年高新技术产业研发经费；γ_0、δ_0、θ_0 为常数项；γ_1、γ_k、δ_1、δ_k、θ_1、θ_2、θ_k 为相关系数。

2.1.3　门槛效应模型

数据要素对制造业两链融合的赋能可能存在“规模阈值”，低水平时赋能有限；突破阈值后呈现规模效应，故构建模型识别数据要素发挥作用的临界值，揭示非线性影响特征。

$$Y_{it}=\theta_0+\theta_1 X_{it}\cdot I(X_{it}\leqslant\gamma)+\theta_2 X_{it}\cdot I(X_{it}>\gamma)+\sum_{k=1}^{5}\theta_k \mathrm{CV}_{kit}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中：γ 为数据要素的门槛值；$I(\cdot)$ 为指示函数（满足条件取 1，否则取 0）[8]。

2.2　变量选取

2.2.1　被解释变量

选取制造业产业链与创新链耦合协调度作为被解释变量，将产业链创新链耦合协调系统拆解为产业链子系统与创新链子系统，各子系统均选取 6 项核心指标构建评价体系。依据王荣[5]对产业链要素配置与环节需求的分析，结合潘宏亮等[1]产业链优化逻辑，按“基础保障-核心运转-长远发展”的完整运行脉络，划分基础支撑、核心运营、可持续发展三大一级指标构建产业链子系统。参考陈梦雨等[9]对创新链“知识创新-技术转化”环节的划分，按“投入-产出-转化”的创新全链条逻辑构建创新链子系统一级指标。同时本文采用耦合协调调度模型测算耦合协调度，并将协调度作为被解释变量，指标体系如表 1 所示。

2.2.2　解释变量

选取数据要素综合发展水平（X）作为核心解释变量，数据要素指标体系的构建借鉴潘宏亮等[1]数据要素“生成-转化-应用”的价值实现逻辑，按“基础支撑-核心能力-场景落地”脉络划分一级指标，契合要素价值释放的全链条特征。借鉴林海波和魏浩[6]“数字经济驱动两链融合”的实证逻辑，采用熵权法计算各指标权重并合成综合得分作为解释变量，指标体系如表 2 所示。

2.2.3　中介变量

中国经济增长需从要素驱动转向技术创新驱动，而高新技术产业研发经费是支撑技术创新的核心资源。因此，选取高新技术产业研发经费（giR）作为中介变量，用于检验“数据要素到研发投入再到两链融合”的间接传导路径。

表 1　产业链创新链指标体系

子系统	一级指标	二级指标	属性
产业链子系统	制造业基础支撑能力	规模以上工业企业资产总计/亿元	＋
		制造业法人单位数/个	＋
	制造业核心运营能力	规模以上工业企业利润总额/亿元	＋
		第二产业增加值/亿元	＋
	制造业可持续发展能力	工业污染治理完成投资/万元	＋
		工业 SO_2 排放量/万 t	－
创新链子系统	产业创新投入	规模以上工业 R&D 人员全时当量/人年	＋
		规模以上工业 R&D 经费/万元	＋
	产业创新产出	规模以上工业企业开发新产品经费/万元	＋
		规模以上工业企业新产品销售收入/万元	＋
		规模以上工业企业有效发明专利数/件	＋
		规模以上工业企业发明专利申请数/件	＋

表 2　数据要素指标体系

子系统	一级指标	二级指标	属性
数据要素子系统	数据要素基础设施支撑度	移动电话交换机容量/万户	+
		每百人使用计算机数/台	+
	数据要素资源富集度	网页数/万个	+
		域名数/万个	+
	数据要素场景赋能度	数字普惠金融指数	+
		电子商务销售额/亿元	+

2.2.4　调节变量

选取有电子商务交易活动的企业数比例(adjust)作为调节变量,电商场景是数据要素与制造业两链融合的关键对接载体。赵彬彬等[10]在分析创新链产业链融合影响因素时指出,“要素与产业场景的适配性是决定融合效率的核心,浅层场景仅能发挥要素部分价值”,这与下文中 adjust 的调节逻辑高度契合,若电商企业仅停留“线上交易”浅层场景,数据难以服务两链协同。

2.2.5　控制变量

财政一般预算支出(czy):衡量区域政府履行公共服务、产业调控职能的一般性支出;环境规制(hjg):衡量政府推动绿色发展的政策工具强度;对外开放程度(dwk):衡量区域参与国际经济交流的深度;工业化水平(gyh):衡量区域工业发展阶段;财政支持力度(czz):衡量政府对制造业创新的专项扶持力度。以上控制变量实证中均以对数化形式呈现。

2.3　数据来源与变量描述性统计

为保障数据可获得性,选取 2014—2023 年全国 30 个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的面板数据进行实证分析[11]。数据主要从国家统计局、《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴中获取,描述性统计结果如表 3 所示。

表 3　描述性统计结果

变量类型	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Y	0.146	0.156	0.013	0.903
解释变量	X	0.141	0.135	0.012	0.834
中介变量	lngjR	12.973	1.710	7.418	16.822
控制变量	lnczy	8.590	0.571	6.908	9.827
	lnhjg	0.003	0.003	0.000	0.031
	lngyh	0.308	0.075	0.101	0.498
	lndwk	0.252	0.243	0.008	1.134
	lnczz	0.253	0.103	0.107	0.643

3　实证结果分析

3.1　双向固定效应回归结果

3.1.1　模型适用性检验

相关性分析表明,核心解释变量与被解释变量呈显著正向关联,中介变量、控制变量亦均与被解释变量存在显著关联,为后续多元回归分析奠定关联基础;F 检验验证了模型整体设定的有效性;豪斯曼检验揭示随机效应模型存在估计偏误,固定效应模型更适配个体异质性控制,结合研究数据的多区域、多时间维度特征,引入时间效应后,最终确定采用双向固定效应模型开展后续分析;多重共线性检验表明双向固定效应模型各变量系数无异常波动,可判定变量间无严重多重共线性。

3.1.2　双向固定效应模型回归结果

回归结果显示,数据要素体系综合得分(X)对两链耦合协调度(Y)的正向驱动效应始终显著且稳健:列(1)仅纳入 X 时,其系数为 0.521($P<0.01$),意味着未控制其他因素时,X 每提升 1 单位,Y 平均提升 0.521 单位,直接印证数据要素对两链融合的基础赋能作用;随着后续列逐步加入控制变量,X 的系数虽从 0.521 逐步调整至列(6)全变量回归的 0.371($P<0.01$),但始终保持在 1%的水平下显著正向,系数下降仅因剔除了控制变量的间接效应干扰,更精准剥离出数据要素对两链融合的直接驱动作用,进一步证实该效应不受其他变量混淆,具备强稳健性,结果如表 4 所示。

3.2　稳健性和内生性检验

为验证“数据要素体系(X)正向驱动两链耦合协调度(Y)”的可靠性,通过稳健性检验排除干扰,以内生性检验处理核心变量内生性。

3.2.1　稳健性检验

为进一步验证数据要素对制造业产业链创新链融合正向驱动效应的可靠性,采用滞后一期[12]、1%缩尾处理及 bootstrap 重复抽样三种方法开展稳健性检验。

滞后一期检验中,核心解释变量滞后一期(L1_X)的系数显著正向,证实数据要素的长期赋能效应稳定;1%缩尾处理后,X 的系数为 0.373($P<0.01$),剔除极端值影响后仍保持高度显著正向,说明结果不受异常样本干扰;bootstrap 重复抽样检验中,X 的系数为 0.371($P<0.05$),通过反复抽样验证了估计结果的统计稳定性。以上结果充分说明数据要素对两链融合的正向驱动效应具备强稳健性,结果如表 5 所示。

3.2.2　内生性检验

数据要素可以促进产业链创新链融合,而产业链与创新链的融合也可能反向提升地区的数据要素化水平,两者之间可能存在互因果关系,从而引发

表 4　双向固定效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
X	0.521***	0.499***	0.468***	0.452***	0.371***	0.371***
	(0.058 7)	(0.056 6)	(0.056 6)	(0.057 6)	(0.061 0)	(0.061 1)
lnczy		0.137***	0.128***	0.117***	0.136***	0.134***
		(0.029 0)	(0.028 7)	(0.029 6)	(0.029 5)	(0.030 0)
lnhjg			2.616***	2.011**	1.771*	1.663*
			(0.850 0)	(0.945 0)	(0.928 0)	(0.952 0)
lngyh				−0.105	−0.158**	−0.166**
				(0.072 4)	(0.072 5)	(0.074 6)
lndwk					−0.176***	−0.178***
					(0.050 7)	(0.051 0)
lnczz						0.043 6
						(0.084 1)
常数项	0.078 2***	−1.047***	−0.988***	−0.858***	−0.939***	−0.922***
	(0.007 5)	(0.239 0)	(0.236 0)	(0.252 0)	(0.248 0)	(0.250 0)
观测量	300	300	300	300	300	300
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.466	0.508	0.525	0.529	0.550	0.551

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误。

内生性问题[4]。选取核心解释变量滞后一期为工具变量[13]，并采用两阶段最小二乘法（2SLS）检验[14]。

第一阶段以当期 X 为被解释变量，工具变量（tool）系数为 0.834（$P<0.01$），满足相关性；F 统计量为 115.56、Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 324.040（远大于临界值 16.38），无弱工具变量；Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 $P=0.063\ 4$（10%水平拒绝“不可识别”），工具变量有效。第二阶段中，X 系数为 0.426（$P<0.1$），虽显著性较基准回归（0.384）略降，但仍正向显著，且系数略高，其他控制变量结果与基准一致。综上，工具变量法处理内生性后，核心结论仍成立，结果如表 6 所示。

表 5　稳健性检验结果

变量	滞后一期	缩尾 1%	bootstrap 重复抽样
X		0.373***	0.371**
		(0.129)	(0.157)
lnczy	0.154***	0.128***	0.134***
	(0.029)	(0.031)	(0.042)
lnhjg	1.677*	2.463***	1.663
	(1.010)	(0.942)	(1.033)
lngyh	−0.258***	−0.130*	−0.166**
	(0.085)	(0.068)	(0.072 5)
lndwk	−0.365**	−0.169*	−0.178
	(0.142)	(0.091)	(0.121)
lnczz	0.156**	0.023	0.044
	(0.064)	(0.050)	(0.057)
L1_X	0.355**		
	(0.144)		
常数项	−1.102***	−0.933***	−0.922***
	(0.233)	(0.265)	(0.335)
观测值	270	300	300
R^2	0.974	0.975	0.551

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误。

表 6　内生性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段
X		0.426*
		(0.249)
tool	0.834***	
		(0.046)
lnczy	−0.007	0.157***
	(0.023)	(0.044)
lnhjg	−0.873*	2.049
	(0.470)	(1.310)
lngyh	−0.080*	−0.224*
	(0.042)	(0.134)
lndwk	−0.033	−0.351
	(0.080)	(0.240)
lnczz	0.053	0.134
	(0.045)	(0.102)
观测值	270	270
R^2	0.877	0.611
F	115.560	5.405
Kleibergen-Paap rk LM statistic	3.446 (0.063 4)	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	324.040 [16.38]	

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误；[ ]内为 1%水平临界值。

3.3　中介效应

以高新技术产业研发经费(gjR)为中介变量,采用“三步法”检验数据要素体系(X)对制造业产业链创新链耦合协调度(Y)的传导机制,核心验证“X→gjR→Y”的中介路径是否成立。

如7表所示,“数据要素体系(X)→高新技术产业研发经费(gjR)→产业链创新链耦合协调度(Y)”的中介路径完全成立,且呈“部分中介”特征。这一结果揭示,数据要素对两链融合的赋能并非仅靠直接优化协同成本,更能通过撬动研发投入为创新链提供资金支撑以突破核心技术、为产业链提供技术成果以加速升级,最终打通“数据要素-研发投入-技术转化-两链融合”的完整传导链条;而近30%的中介贡献占比,也说明同步激活数据要素与研发资源的协同效应,是充分释放两链融合动能的关键。

3.4　调节效应

以“有电子商务交易活动的企业数比例(%)”为调节变量,检验其对“数据要素体系影响制造业产业链创新链融合”的调节作用。

如表8所示,调节变量对数据要素(X)驱动两链耦合协调度(Y)存在显著负向调节,纳入交互项后,X的正向效应仍显著,而交互项系数为−0.028,即adjust每提升1个百分点,X对Y的正向驱动下降0.028单位。

负向调节源于三方面核心矛盾,即电商应用停留在“浅层交易”、数据孤岛加剧协同壁垒、资源配置错位。此结果并非否定电商价值,而是指向电商需从“交易数字化”转向“融合赋能”,才能实现调节效应正向转化,结果如表8所示。

表7　中介效应结果

变量	X对Y	X对giR	X与gjR共同对Y
X	0.362***	2.827***	0.254**
	(0.135)	(0.504)	(0.128)
lngjR			0.038***
			(0.006)
lnczy	0.117***	0.585***	0.095***
	(0.018)	(0.118)	(0.015)
lnhjg	7.195***	−54.550***	9.266***
	(1.436)	(18.31)	(1.664)
lngyh	0.625***	3.533***	0.490***
	(0.096)	(0.664)	(0.086)
lndwk	0.064	0.897***	0.030
	(0.040)	(0.168)	(0.038)
lnczz	−0.117	−7.574***	0.171*
	(0.076)	(0.667)	(0.087)
常数项	−1.109***	8.300***	−1.424***
	(0.175)	(1.043)	(0.188)
观测值	300	300	300
R^2	0.660	0.848	0.686

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为标准误。

3.5　门槛效应

以数据要素体系综合得分(X)为门槛变量,采用门槛回归模型检验其对制造业产业链创新链耦合协调度(Y)的非线性影响,实证结果如表9、表10和图2所示。

门槛效应检验结果显示,单一门槛的F为42.24(P=0.000 0),远高于1%的水平临界值16.398 6,表明数据要素对两链融合存在显著的单一门槛效应。确定门槛值为0.448 5,其置信区间为(0.408 1,0.464 9),结合门槛值置信区间图可见,置信区间稳定且跨度较窄,进一步验证了该门槛值的可靠性,具体结果如下。

表8　调节效应结果

变量	Y	Y
X	0.426***	0.845***
	(0.063)	(0.093)
adjust	−0.005***	−0.003**
	(0.002)	(0.002)
lnczy	0.121***	0.094***
	(0.030)	(0.029)
lnhjg	1.747*	1.388
	(0.940)	(0.886)
lngyh	−0.155**	−0.130*
	(0.074)	(0.069)
lndwk	−0.145***	−0.112**
	(0.052)	(0.049)
lnczz	0.025	−0.020
	(0.083)	(0.079)
M1		−0.028***
		(0.005)
常数项	−0.973***	−0.866***
	(0.255)	(0.241)
id	YES	YES
year	YES	YES
观测值	300	300
R^2	0.563 9	0.615 9

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为标准误。

表9　门槛数结果

门槛数	F	P	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单一门槛	42.24	0.000 0	16.398 6	16.398 6	16.398 6

表10　门槛类型结果

门槛类型	门槛值	置信区间
Th-1	0.448 5	(0.408 1　0.464 9)

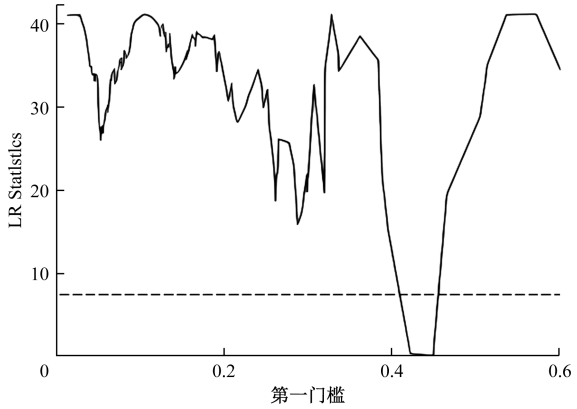


图 2　门槛值置信区间

分区间回归结果表明，数据要素的赋能效应具有显著的门槛特征：当 $X \leqslant 0.448\ 5$ 时，系数为 0.130（$P<0.1$），对两链融合呈现弱显著正向驱动，此时数据要素的规模积累不足、处理技术与应用场景适配度较低，赋能潜力未充分释放；当 $X>0.448\ 5$ 时，系数升至 0.373（$P<0.01$），正向效应显著增强，说明突破门槛值后，数据要素的规模效应与协同效应凸显，能够更精准地匹配创新需求与产业供给，高效推动两链深度融合，结果如表 11 所示。

3.6　异质性

以胡焕庸线、秦岭淮河线为划分标准，探究数据要素对制造业产业链创新链耦合协调度的区域异质性影响，印证了 H4。

3.6.1　东西差异

实证显示，胡焕庸线以西 X 系数为 0.517（$P<0.01$），对两链融合呈显著正向驱动；以东 X 系数为 0.085 1（$P>0.1$），效应不显著。该结果核心源于适配度差异。数据流通是“东数西算”工程的中心环节[15]，西部地区依托“东数西算”政策，实现数据基建统一标准与集中运营，数据流通效率更高；且西部以陕西装备制造、四川电子信息等特色产业集群为主，数据可精准聚焦单一产业的两链协同需求，效果突出。而东部地区虽数字化基础更优，但制造业门类复杂、中小微企业分散，叠加财政支持力度系数为 −0.708 0（$P<0.01$）的负向干扰，财政资源未精准投向数据标准统一等核心痛点，反而因投向分散挤占数据应用资源，导致数据要素效应被稀释。

表 11　分区间回归结果

变量	Y
X（$X \leqslant 0.448\ 5$）	0.130* (0.072 2)
X（$X>0.448\ 5$）	0.373*** (0.055 9)
常数项	−0.736*** (0.148)
观测值	300
R^2	0.549

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为标准误。

3.6.2　南北差异

秦岭淮河以南 X 系数为 1.088 0（$P<0.01$），赋能效应显著；以北 X 系数为 0.020 3（$P>0.1$），效应未释放。南方以电子信息、高端装备等技术密集型产业为主，数据易对接“研发-生产”全链条需求；北方重化工等传统产业占比高，数据缺乏落地场景，两链融合更多依赖其他要素驱动，数据要素的赋能潜力难以发挥。

综上，数据要素对两链融合的赋能效应，关键取决于区域产业特征、数据基建完善度及政策资源配置的适配性，而非单纯的经济发展水平，结果如表 12 所示。

4　结论与建议

基于 2014—2023 年全国 30 个省级行政区面板数据与双向固定效应模型，结合中介、调节、门槛及异质性检验可知：①数据要素是制造业产业链与创新链深度融合的核心驱动，其各维度对两链耦合协调度均呈显著正向促进；②高新技术产业研发经费发挥部分中介作用；③数据要素对两链融合的赋能

表 12　异质性检验结果

变量	东西差距		南北差距	
	胡焕庸线以东	胡焕庸线以西	秦岭淮河以北	秦岭淮河以南
X	0.085 1 (0.069 9)	0.517 0*** (0.049 0)	0.020 3 (0.058 1)	1.088 0*** (0.121 0)
lnczy	0.254 0*** (0.020 1)	0.022 7*** (0.003 1)	0.105 0*** (0.015 2)	0.059 0** (0.023 7)
lnhjg	10.95*** (3.584)	2.102*** (0.273)	5.449*** (1.333)	11.68** (5.440)
lngyh	0.556*** (0.099 5)	0.155*** (0.018 4)	0.254** (0.097 3)	0.362*** (0.136 0)
lndwk	0.077 2** (0.031 0)	0.065 7*** (0.019 7)	0.034 1 (0.043 7)	−0.097 9** (0.043 5)
lnczz	−0.708 0*** (0.135 0)	−0.050 9*** (0.017 5)	−0.164 0** (0.074 7)	−0.498 0*** (0.171 0)
常数项	−2.136*** (0.180)	−0.209*** (0.028)	−0.843*** (0.156)	−0.497** (0.200)
观测值	190	110	150	150
R^2	0.797	0.910	0.603	0.790

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为标准误；胡焕庸线穿越省份采用人口占比原则进行划分，秦岭-淮河线穿越省份采用自然地理依据进行划分[7]。

还存在单一门槛效应；④区域异质性同样显著，数据要素的赋能效果并非取决于经济发展水平，而是区域数字化基础、产业结构及政策资源配置适配性；⑤有电子商务交易活动的企业数比重对数据要素赋能存在调节效应。结合实证结论，提出以下细化建议。

（1）巩固数据要素核心驱动地位：一方面，加快工业互联网、边缘计算节点等基础设施向制造业集群布局，扩大数据要素资源规模；另一方面，由政府牵头制定跨区域、跨行业数据流通标准，确保数据要素能高效对接两链协同的核心需求。

（2）推动数据要素与研发投入协同：围绕“数据-研发-两链融合”传导路径出台定向政策，支持高新技术企业利用用户需求数据、生产过程数据优化研发方案、缩短研发周期；鼓励高校、科研机构与制造企业共建数据驱动的研发平台，推动研发数据共享。

（3）分阶段推进数据要素建设：对数据要素基础薄弱的区域，通过政策补贴加快数据基础设施落地，助力突破临界值；对已达临界值的区域，重点建设数据质量评估体系、数据安全保障机制，推动数据要素从“规模积累”向“价值释放”转型。

（4）实施区域差异化策略：坚持因地制宜原则，制定差异化发展战略[16]。针对产业偏传统的区域，优先推动数据要素与传统产业数字化改造结合；针对数据碎片化区域，依托“东数西算”构建国家数据枢纽集群，形成全国一体化算力网，引导数据向基建完善区域流动[17]；针对技术密集型区域，打造“数据＋两链融合”示范集群，形成可复制的适配模式。

（5）引导电商企业转向深度数据应用：建立专门针对具体产业的电商数据中台，打破产业生产端与销售端的“数据孤岛”[18]；出台政策鼓励电商企业从“浅层交易数字化”转型，将用户消费数据、订单趋势数据转化为研发方向指引、产业链库存优化依据，立足消费者本位，在数字化转型升级过程中走出一条适合企业自身发展的道路[19]；对开展数据深度应用的企业给予税收优惠或专项补贴，引导数据资源向两链融合核心环节倾斜，将调节效应从负向转为正向。

参考文献

[1] 潘宏亮，赵兰香，叶璐. 我国数据要素发展水平的测度及时空演进研究[J]. 科学学研究，2025，43(1)：205-216.

[2] 李慧泉，简兆权，林青宁. 数字经济发展能否改善中国资源错配[J]. 科技进步与对策，2023，40(16)：22-31.

[3] 陶长琪，丁煜. 数据要素何以成为创新红利？——源于人力资本匹配的证据[J]. 中国软科学，2022(5)：45-56.

[4] 董成意，马志云. 数据要素化对区域产业链创新链融合的影响研究[J]. 管理现代化，2025，45(2)：121-131.

[5] 王荣. 基于要素视角的产业链与创新链耦合发展研究[J]. 管理现代化，2021，41(6)：12-14.

[6] 林海波，魏浩. 数字经济推动产业链创新链深度融合：理论机理和实证检验[J]. 技术经济与管理研究，2025(8)：62-68.

[7] 马志越，朱风宁. 数字经济对农业绿色全要素生产率的影响机制与分异特征[J/OL]. 开发研究，1-19[2025-10-18]. https://link.cnki.net/urlid/62.1005.C.20251009.1112.006.

[8] 杨入一，谭政，张体伟. 云南省数字经济对农业高质量发展的影响研究——基于农村物流的门槛效应[J]. 云南农业大学学报(社会科学)，2025，19(6)：60-67.

[9] 陈梦雨，彭翀，张梦洁. 武汉都市圈“光芯屏端网”产业集群协同创新网络特征及规划响应[J]. 规划师，2023，39(7)：32-39.

[10] 赵彬彬，梅亮，陈凯华，等. 创新链产业链融合的内涵解析、影响因素和优化路径：基于创新过程与创新系统整合视角[J]. 中国软科学，2025(2)：26-39.

[11] 白云朴，赵鸿洋. 数字经济政策赋能新质生产力——基于大数据综合试验区的准自然实验[J/OL]. 科学学与科学技术管理，1-25[2025-10-22]. https://doi.org/10.20201/j.cnki.ssstm.20250923.002.

[12] 严海宁，颜心怡，谢昆. 高质量发展背景下数字经济对共同富裕的促进作用研究[J]. 南昌航空大学学报(社会科学版)，2025(3)：83-91.

[13] 邹建迪，陈玉兰，孙旭，等. 数字乡村对农业经济韧性影响机制——基于城乡融合中介效应分析[J]. 中国农机化学报，2025，46(11)：361-370.

[14] 熊卓然，张志民，钟玮. 数字经济赋能制造业转型升级——来自重庆市面板数据的证据[J]. 财经理论与实践，2025，46(5)：146-152.

[15] 曾磊，李佳妮. 数据流通赋能新质生产力的现实路径——基于“东数西算”视角[J]. 河北开放大学学报，2025，30(3)：63-71.

[16] 张园园，孙燕芳. 数字经济要素驱动区域新质生产力提升的路径——基于黄河流域与长江经济带的对比[J]. 资源科学，2025，47(9)：1839-1853.

[17] 汪玉凯. “数据要素×”与“东数西算”：全国一体化算力网建设的关键[J]. 人民论坛，2024(8)：52-56.

[18] 唐瑛，王佩玲. 数字经济背景下清远市跨境电商企业转型升级的策略研究[J]. 上海商业，2025，41(7)：150-152.

[19] 张航燕. 全域兴趣电商助力传统制造业企业转型升级的案例研究：三只小山羊[J]. 科技和产业，2024，24(3)：282-285.

Impact of Data Elements on the In-depth Integration of Manufacturing Industry Chains and Innovation Chains: An Empirical Test Based on Mediating Effect and Threshold Effect

YIN Long, CHANG Hongzheng

(School of Economics, Harbin University of Commerce, Harbin 150028, China)

Abstract: Data elements are the core engine driving the in-depth integration of the manufacturing industry's industrial chain and innovation chain (hereinafter referred to as the "two chains"). Based on the panel data of 30 provincial-level administrative regions(due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Xizang Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) in China from 2014 to 2023, a two-way fixed effects model was constructed and combined with multi-dimensional tests, and the mechanism of action of data elements on the in-depth integration of the two chains was explored. The results show that all dimensions of data elements have a significant positive promoting effect on the coupling coordination degree of the two chains. R&D investment in high-tech industries plays a partial mediating role. Taking the comprehensive score of the data element system as the threshold variable, data elements exhibit a single threshold effect on the integration of the two chains, and data elements have significant regional heterogeneity in their impact on the integration of the two chains.

Keywords: manufacturing industry; data elements; integration of industrial chains and innovation chains; two-way fixed effects model; threshold effect