

政府创新偏好、创新要素流动与制造业升级

宋晓玲^{1,2} 李金叶¹¹

(1. 新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830046;

2. 新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

【摘要】: 利用 2004—2019 年中国内地 30 个省域面板数据, 系统考察创新人员流动和创新资本流动对制造业升级的影响效应及政府创新偏好的调节效应。结果表明, 创新人员流动和创新资本流动均对制造业高级化、合理化有显著积极作用。影响机制检验表明, 创新人员流动和创新资本流动通过提升创新能力间接推动制造业高级化、合理化; 政府创新偏好与创新资本流动与制造业高级化、合理化以及创新人员流动与制造业高级化之间有显著正向调节作用, 但对创新人员流动与制造业合理化的调节作用不显著; 在两类创新要素流动推动制造业升级过程中, 政府创新偏好的调节作用呈现非线性特征。结论对引导创新要素合理流动, 推动制造业高级化、合理化发展具有重要借鉴意义。

【关键词】: 创新要素流动 制造业升级 政府创新偏好 调节效应

【中图分类号】: F264 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2022)19-0039-10

0 引言

在我国经济由高速增长转向高质量发展的背景下, 制造业高质量发展成为推动经济高质量发展的重要支撑和牵引, 也是构建现代化经济体系的重要一环。2019 年, 我国制造业营业收入达 94.36 万亿元, 但技术密集型制造业占比仅为 35.69%。制造业整体处于价值链中低端, 高端制造发展不足, 且随着土地、劳动力、原材料等要素价格不断上涨, 制造业发展的低成本竞争优势逐渐丧失, 产业发展模式迫切需要从传统的有形生产要素驱动逐渐向创新驱动转型, 而创新要素是实施创新驱动发展战略、推进产业优化升级的重要战略资源^[1]。创新要素在区际间流动可以加快空间知识溢出和区域创新网络形成^[2], 推动社会技术进步和生产率提升, 这些都与制造业升级息息相关。与此同时, 随着创新驱动发展战略的深入实施和政绩考核观念的转变, 地方政府为获得竞争优势, 通过财政科技支出加强对区域和产业创新活动的支持, 吸引创新要素流入。在此背景下, 创新要素流动能否促进制造业升级? 政府创新偏好在创新要素流动驱动制造业升级过程中发挥何种效应? 回答这些问题对于合理引导创新要素流动, 推动制造业升级具有重要实践意义。

在影响产业结构升级的诸多因素中, 创新要素被广泛关注。Hopenhayn^[3]在生产率提升研究理论中提出, 创新要素对产业结构升级具有促进作用; 郑新立^[4]认为, 创新要素的技术进步效应能有效推动产业升级。现有研究大致沿两条路径展开: 一是基于内生经济增长理论模型探讨创新要素投入的影响效应。部分学者认为加大创新投入力度对产业高级化具有积极促进作用^[5,6], 尤其能促进高技术产业发展^[7], 但也有学者认为创新投入结构不合理会阻碍产业高级化^[8]。二是借鉴新经济地理理论分析创新要素空

作者简介: 宋晓玲(1987—), 女, 新疆乌鲁木齐人, 新疆大学经济与管理学院博士研究生, 新疆财经大学经济学院讲师, 研究方向为产业经济、区域经济; 李金叶(1963—), 女, 新疆乌鲁木齐人, 博士, 新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师, 研究方向为区域经济、能源环境。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71964032); 新疆维吾尔自治区社会科学基金项目(19BJL028)

间配置的影响效应。创新要素的集聚与扩散会引起产业生产要素组合变化,从而影响产业升级^[9]。卓乘风和邓峰^[10]利用空间模型证实 R&D 人员流动和 R&D 资本流动对技术创新具有积极影响;Greunz^[11]、Becker&Dietz^[12]认为,技术创新带来的技术进步是影响产业升级的关键因素;张营营和高煜^[1]通过实证检验表明,R&D 人员和 R&D 资本流动能促进制造业结构合理化和高级化。

地方政府作为区域创新系统建设的重要主体,财政支持是其参与系统建设的基本手段^[13],政府创新偏好体现其对技术创新活动的支持力度。政府财政科技支出不仅可以直接提高区域创新能力^[14,15],还能通过调动企业创新积极性推动产业结构变迁^[16,17]。卞元超等^[18]研究发现,增加地方政府财政科技支出会加快研发人员流动,对区域创新绩效具有显著促进作用。但也有学者认为创新补贴可能引诱策略式创新或寻租活动^[19,20],过高的创新补贴还可能导致挤出效应从而抑制企业创新^[21,22]。因此,本研究认为创新要素流动对制造业升级的作用可能受到地方政府创新偏好的影响。

关于创新要素与产业升级关系的研究已经较为丰富,但更多是基于创新要素的静态视角,且针对整体产业升级,鲜有从创新要素动态流动视角对制造业升级进行分析。基于此,本文试图在以下方面进行拓展:第一,从动态流动视角关注创新要素对制造业高级化、合理化的影响效应,分析创新要素流动对制造业高级化、合理化的作用机制;第二,考虑变量间可能存在的空间依赖性,采用空间计量模型对创新要素流动与制造业升级之间的关系进行实证检验,使研究结论更具说服力;第三,将政府创新偏好纳入分析框架,探讨中国情境下政府财政科技支出在创新要素流动驱动制造业升级过程中发挥的“催化剂”或“抑制剂”效应,有利于打开创新要素流动影响制造业升级的“黑箱”,为政府创新补贴政策调整和优化提供参考,促进制造强国建设。

1 理论机制与研究假设

1.1 创新要素流动对制造业升级的影响

已有研究表明,制造业升级包括高级化和合理化两方面^[23]。其中,高级化是指制造环节向高附加值、高技术含量两端延伸以及制造环节附加值提升的过程;合理化衡量要素资源在制造业内部各行业间的利用效率和协调程度(干春晖等,2011)。本文沿用既有研究,从制造业高级化和合理化两方面,分析创新要素流动对制造业升级的影响效应。

1.1.1 创新要素流动对制造业高级化的影响

一方面,创新要素的趋利性促使其更多流向高收益的高端制造业^[24]。高端制造业能够吸引并占据更多要素资源,提高行业竞争力和创新能力,促使产业价值链不断向高端化迈进,并倒逼上下游关联传统制造业加快产品升级和工艺改进,提高产品科技含量和附加值,推动制造业高级化。另一方面,创新要素流动具有空间知识溢出效应^[25],能够加快新知识、新技术、新模式在不同地理空间单元传播扩散,推动先进生产机器普及利用,提升产业生产效率,促进区域主导产业更替,引导制造业生产环节逐渐由传统中低端劳动与资源密集型向高端知识和技术密集型价值链、产业链转移,从而推动高级化进程。

1.1.2 创新要素流动对制造业合理化的影响

一方面,制造业内部各行业属性差异使创新要素流动带来的生产率提升效应存在差异,创新要素流动使各行业投入产出、利润水平发生变化,打破原有经济均衡状态^[26],而经济状态失衡又会使劳动、资本等生产要素不断从低效率行业流向高效率行业,行业间资源配置结构不断优化,各行业产值结构和就业结构协调度不断提高,从而推动制造业合理化。另一方面,创新要素跨区域流动会产生空间资源配置效应^[18],通过优化要素配置结构、组合方式,整合空间上相互分散的经济活动,使闲置资源投入到创新活动中,减少资源冗余,提高要素利用率,进而推动制造业合理化水平提升。综上,提出以下假设:

H₁:创新要素流动对制造业高级化、合理化具有正向促进作用。

1.2 创新能力对创新要素流动与制造业升级的传导机制

创新是产业结构升级的根本动力和途径,创新要素流动通过提升区域创新能力推动地区制造业升级。一是通过知识扩散效应推动制造业升级。创新要素具有知识性和技术性,其在区域间自由流动促进知识在不同创新主体间互动和交流,推动协同创新和研发合作网络形成,并通过技术创新改善生产工艺或技术流程,降低生产成本,提高资源配置效率,推动制造业升级。二是通过创新规模效应推动制造业升级。创新要素流动的俱乐部效应会促进创新要素集聚^[27],产生规模经济效应,使创新投入边际报酬增加,降低创新平均成本,激发创新积极性,而活跃的技术创新活动可能引发产业变革,实现制造业结构调整和升级。综上,提出以下假设:

H₂:创新要素流动通过创新能力的间接作用影响制造业升级。

1.3 政府创新偏好下创新要素流动对制造业升级的作用机制

在创新驱动发展战略实施背景下,地方政府加大对科技创新支持力度,优化区域创新环境,提升企业创新活力和研发水平,区域知识吸收能力不断提高,创新要素流动的知识溢出效应得到更好发挥,并以“吸收—创新—再吸收”的方式使区域创新水平得到持续提升,进而促进制造业升级。政府创新偏好会加快创新要素流动,财政科技支出的杠杆效应引导企业增加研发经费投入(廖信林等,2013)。企业通过采取各种优惠举措加大对创新人才、创新资本的引进,从而不断提高创新要素流动规模和水平,加快创新资源和成果共享,进一步增强对制造业升级的促进效应。此外,政府科技投入的导向性质使其优先资助创新能力较强的企业^[28,29],这种政府背书行为和产业调整信号会吸引创新要素流入^[30],引导创新资源集聚,提高技术型企业创新能力,并通过产业关联、知识外溢带动上下游产业发展,从而促进制造业升级。由此提出如下假设:

H₃:政府创新偏好对创新要素流动的制造业升级效应具有正向调节作用。

政府创新补贴对企业创新存在补贴强度的适宜区间,过高或过低都不利于企业开展创新活动^[22]。当财政科技支出总量较小时,政府会优先补助高端创新企业,使创新要素过度流向该类企业,导致其余企业难以获取开展创新活动所需资金,从而不利于企业创新和资源均衡配置。当政府补贴较高时,会对企业创新投入产生挤出效应^[31],削弱政府研发补助对企业创新能力的提升作用,抑制其对创新要素流动与制造业升级的正向调节作用。由此,提出如下假设:

H₄:政府创新偏好对创新要素流动与制造业升级的调节作用会因创新偏好强度不同呈现非线性特征。

2 模型构建、指标选取与数据说明

2.1 模型构建

地理学第一定律证实,大多数空间数据都具有或强或弱的空间依赖性^[32]。地区创新要素流动和制造业升级不可避免地受到相邻地区影响,因此采用空间面板模型进行分析。为获取拟合效果最优的空间计量模型,参照孙红军等(2019)的做法,按照OLS→SAR & SEM→SDM路径进行模型选择。

$$SR_{it} = \alpha_0 + \rho WSR_{it} + \beta_1 fp_{it} + \theta_1 Wfp_{it} + \gamma Control_{it} + \eta WControl_{it} + \epsilon \quad (1)$$

式(1)为空间杜宾模型(SDM),SR_{it}为制造业高级化,fp_{it}为创新人员流动,Control_{it}为控制变量,μ_{it}为空间误差项;ρ为空间

间自回归系数,反映被解释变量的内生交互影响; W 为经济距离权重矩阵。当SDM模型不考虑解释变量的空间关系,即 $\theta_1=0, \eta=0$ 时,则为空间自相关模型(SAR);当仅关注误差项的空间依赖关系,即 $\theta_1=0, \eta=0, \rho=0$ 且 $\varepsilon=\lambda W\mu+\phi$ 时,则为空间误差模型(SEM);当SDM模型的空间项系数均为0,即 $\theta_1=0, \eta=0, \rho=0, \lambda=0$ 时,则为OLS模型。有关创新资本流动与制造业合理化的模型同上。

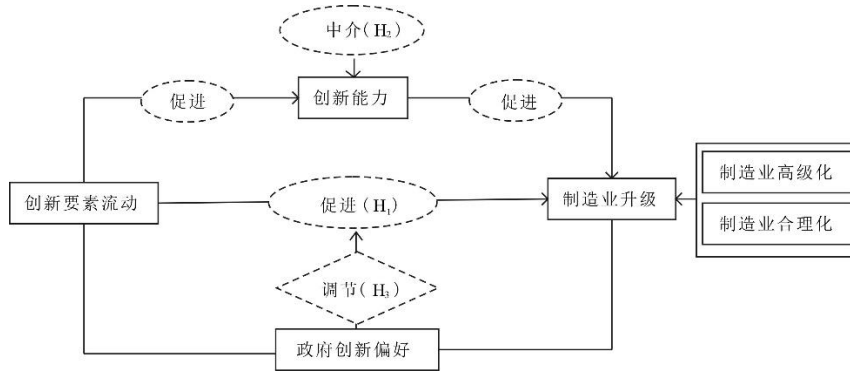


图1 政府创新偏好、创新要素流动与制造业升级分析框架

2.2 指标选取

(1) 被解释变量。

本文被解释变量为制造业高级化和合理化。借鉴傅元海等(2014)的做法,基于技术水平视角将制造业划分为高端、中端和低端3类。其中,低端技术制造业包括农副食品加工业,食品制造业,纺织业,纺织服装与服饰业,皮革、毛皮、羽毛及其制鞋业,木材加工和木竹藤草制品业,家具制造业,印刷和记录媒介复制业,文教工美和娱乐用品制造业,酒、饮料和精制茶制造业,烟草制品业,造纸和纸制品业;中端技术制造业包括橡胶和塑料制品业,非金属矿物制品业,金属制品业,石油加工、炼焦和核燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,有色金属冶炼及压延加工业;高端技术制造业包括医药制造业,通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械和器材制造业,计算机、通信和其它电子设备制造业,仪器仪表制造业。制造业高级化(SR)采用高端技术制造业销售产值占制造业总销售产值比重度量;制造业合理化(HR)利用泰尔指数进行测度,为便于分析,将泰尔指数取倒数,其值越大说明制造业结构越合理。

(2) 核心解释变量。

本文核心解释变量为创新要素流动,主要包括创新人员流动和创新资本流动。参考白俊红等^[25]的研究,采用引力模型对R&D人员流动(f_p)和R&D资本流动(f_c)进行测算。

(3) 中介变量。

本文中介变量为创新能力($ppatent$),采用规上工业企业每万人有效发明专利数表示。

(4) 调节变量。

本文调节变量为政府创新偏好($lngip$)。地方政府通过增加财政科技支出支持本地区科技创新活动,尤其是对技术密集型产业活动进行重点扶持,从而影响区域创新能力和制造业转型升级。借鉴汪克亮等^[33]的做法,利用各地区财政科技支出金额衡量政

府创新偏好，并采用创新价格指数(创新价格指数=居民消费价格指数*0.55+固定资产投资价格指数*0.45)进行平减。

(5)控制变量。

本文控制变量包括人力资本水平、信息化水平、产业结构、政府干预、经济发展水平和制造业外向度。其中，人力资本水平(human)用劳动力平均受教育年限表示；信息化水平(infor)用各地区邮电业务量占GDP比重表示；产业结构(ind)用第三产业增加值占第二产业增加值比重表示；政府干预(gov)用地区财政科技支出占GDP比重衡量；经济发展水平(pgdp)用人均国内生产总值表示；制造业外向度(mopen)用制造业企业出口交货值与销售产值比重衡量。

本文数据来源于2005—2020年《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国房地产统计年鉴》《中国金融统计年鉴》《中国财政年鉴》及各省统计年鉴，个别缺失数据用插值法补齐。

3 空间计量回归与结果分析

3.1 创新要素流动对制造业升级的影响

根据模型设定，使用OLS、SAR、SEM、SDM模型分别对创新要素流动与制造业高级化、合理化进行回归分析，结果如表1所示。结果显示，创新人员流动和创新资本流动对制造业高级化、合理化的回归系数均在10%水平上显著为正，回归结果较为一致，表明本文研究结论具有一定稳健性。限于篇幅，只报告SDM回归结果，OLS、SAR、SEM回归结果未列示，备索。对于3种空间计量模型的选择，通过LR和Wald检验判断SDM模型能否转化为SAR和SEM模型。结果显示，LR和Wald检验统计量均在5%水平上通过显著性检验，拒绝 $\theta_1=\eta=0$ 和 $\eta+\rho\gamma=0$ 原假设，SDM模型不可转化为SAR和SEM模型。同时，通过比较拉格朗日乘数、AIC及拟合优度发现，SDM模型的拉格朗日乘数和稳健统计量数值更大，显著性更高，因此使用SDM模型进行分析。制造业高级化的空间自回归系数显著为负，说明经济发展水平接近区域的制造业高级化存在一定空间负相关关系。可能是因为随着国家日益重视制造业发展质量，各地区纷纷加大对高端技术制造业支持力度，在缺乏顶层设计和有效规划的情况下，容易出现重复建设、同质竞争等问题，本地与邻地产业发展需求脱节、产业组织空间结构错配，难以通过产业关联形成协同效应，最终呈现空间负相关关系。

表1 基准回归结果

变量	制造业高级化		制造业合理化	
fp	0.0654***		0.1101***	
	(0.0113)		(0.0410)	
fc		0.0650***		0.1022***
		(0.0110)		(0.0386)
human	0.0229	0.0318	0.2000*	0.2437**
	(0.0300)	(0.0311)	(0.1090)	(0.1093)
infor	1.4874***	1.7868***	-4.0803**	-3.5282**
	(0.4753)	(0.4844)	(1.7149)	(1.6932)

ind	0.0934***	0.1780***	-0.3015**	-0.1602
	(0.0351)	(0.0329)	(0.1278)	(0.1164)
gov	-0.3713**	-0.4963***	1.7484***	1.5878**
	(0.1739)	(0.1775)	(0.6294)	(0.6211)
pgdp	0.0501***	0.0678***	0.0248	0.0501
	(0.0168)	(0.0171)	(0.0612)	(0.0601)
mopen	0.2176	0.3392*	-1.6862**	-1.4724**
	(0.1925)	(0.1976)	(0.7005)	(0.6969)
$W \times fp$	0.1111***		0.0571	
	(0.0425)		(0.1546)	
$W \times fc$		-0.0794**		-0.3096**
		(0.0359)		(0.1270)
$W \times human$	-0.2372	-0.1161	0.2424	0.7433
	(0.1962)	(0.2052)	(0.6939)	(0.7021)
$W \times infor$	-13.5798***	-12.3842***	19.6461**	22.5277**
	(2.6193)	(2.6878)	(9.4342)	(9.3847)
$W \times ind$	-0.1686	0.3553**	-2.1718***	-1.2207***
	(0.1726)	(0.1570)	(0.5019)	(0.4327)
$W \times gov$	3.3626***	3.4607***	-0.0944	-0.2637
	(1.1020)	(1.1213)	(4.0037)	(3.9403)
$W \times pgdp$	-0.3516***	-0.2240***	-0.0208	0.1651
	(0.0868)	(0.0867)	(0.3167)	(0.3065)
$W \times mopen$	-1.3173	-1.8812	2.1456	1.2159
	(1.2752)	(1.3022)	(4.6464)	(4.5928)
ρ	-1.0242***	-0.9965***	-0.2402	-0.2632
	(0.1324)	(0.1355)	(0.1804)	(0.1814)
R^2	0.410	0.452	0.025	0.011
AIC	-622.431	-607.897	468.997	470.343

Log-likelihood	348.216	340.948	-197.498	-198.171
N	480	480	480	480
SDM→SAR(LR)	41.30***	28.65***	36.44***	34.88***
SDM→SEM(LR)	12.90**	23.71***	36.31***	34.91***
SDM→SAR(Wald)	76.94***	63.90***	21.80***	13.73**
SDM→SEM(Wald)	74.72***	70.38***	37.75***	36.20***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为标准误，下同

鉴于 SDM 模型的回归系数不能很好地体现解释变量对被解释变量的回归结果，因此采用偏微分法，将影响效应分解为直接效应和间接效应，结果如表 2 所示。从创新要素流动的直接效应看，创新人员流动对制造业高级化、合理化的直接效应系数分别为 0.0639、0.1116，均通过 1%显著性检验，表明创新人员流动能够促进本地区制造业高级化、合理化。创新人员流动会加快区域知识尤其是隐性知识流转和传播，通过面对面的技能传授和交流，降低企业技术知识获取成本，促进创新成果扩散和应用，提高产业生产效率，推动技术变革和产业变革，加快制造业结构调整和升级。创新资本流动对制造业高级化、合理化的直接效应系数均在 1%水平上显著为正。创新资本流动可以帮助企业从更多渠道获取开展创新活动所需资金，提升资金优化配置水平，并带动生产要素从低效率行业向高效率行业流动，推动生产要素重新分配，提高各部门要素生产率，促进制造业合理化。同时，高端制造业的知识密集型特征会吸引创新资本不断流入，使其具有更多创新资本从事研发创新活动，在循环累积作用下，产业创新能力不断提升并不断向价值链中高端迈进，推进制造业向高级化发展。

从创新要素流动的间接效应看，创新人员流动对邻近且经济水平相当区域的制造业高级化、合理化不具有显著影响，而创新资本流动具有显著抑制作用。可能是因为邻近且经济水平相当区域之间存在创新资源争夺，创新人员的趋优性和创新资本的趋利性会使其流向资源配置效率和边际收益相对更高的区域，从而形成创新集聚，通过创新规模效应促进制造业升级。但是，在循环累积作用下，这类地区会对创新要素形成虹吸效应，导致邻近地区技术创新活动衰落，对制造业升级产生抑制作用。同时，由于创新人员携带更多隐性知识，在流动过程中更易对所经过区域形成扩散和辐射，从而削弱不利影响，表现为对制造业高级化、合理化不显著的正向空间溢出效应。

表 2 创新要素流动对制造业升级的直接效应与间接效应

变量		制造业高级化		制造业合理化	
直接效应	fp	0.0639***		0.1116***	
		(0.0131)		(0.0432)	
	fc		0.0719***		0.1084***
			(0.0128)		(0.0412)
间接效应	fp	0.0229		0.0207	
		(0.0276)		(0.1364)	

	fc		-0.0797***		-0.2776**
			(0.0237)		(0.1097)

3.2 稳健性检验

本文采用两种方式进行稳健性检验：一是替换核心变量，参考白俊红和王钺(2015)的测算方法，对创新人员流动与创新资本流动变量进行重新测算和再次回归；二是将基本空间计量模型的经济距离矩阵替换为地理距离矩阵。两种估计结果与上文结果基本一致，说明研究结论可靠。

3.3 区域异质性检验

考虑到中国特有的大国经济特征，创新要素流动的作用效应可能存在地区差异，需要对创新要素流动影响制造业升级的地区异质性进行分析，结果如表4所示。东部地区创新人员流动和创新资本流动对制造业高级化具有显著正向促进作用。这主要是因为东部地区经济发展起步较早，高端技术制造业规模大、水平高，完善的配套设施、先进的管理理念有利于推进创新要素在制造业各行业间高效整合和优化配置，创新要素的趋利性也促使其不断流向东部地区，创新集聚的规模效应加快促进制造业高级化。中西部地区创新人员流动对制造业高级化不具有显著性，而创新资本流动具有显著促进作用。主要原因在于：一方面，中西部地区创新资源匮乏，创新基础相对薄弱，发展环境等软实力不强，在一定程度上削弱对创新要素尤其是创新人员的吸引力。在当前“抢人大战”背景下，东部地区更加优惠的人才引进政策加剧中西部地区高素质人才流失，使创新人员流动的制造业高级化效应难以有效发挥。另一方面，在中部崛起、西部大开发战略背景下，国家通过产业转移、财政投入等方式加大对中西部产业扶持，这种政府行为信号会促进创新资本流入，解决企业开展创新活动所需资金问题，激发产业发展潜力，推动高级化进程。

不论是东部地区还是中西部地区，创新人员流动对制造业合理化均具有不显著的负向作用，创新资本流动具有不显著的正向作用。这主要是由于创新要素的择优机制和制造业内部各行业间差异，促使创新要素从低利润的传统制造行业流向高利润的中高端制造行业，导致产业间发展差距扩大，难以实现资源配置效率均衡，从而对制造业合理化的作用不显著。

从创新要素流动的空间溢出效应看，东部地区创新人员流动对制造业高级化、合理化具有显著正向空间溢出效应，创新资本流动具有不显著的负向空间溢出效应，与全样本回归结果在显著性上存在一定差异。这主要是由于东部地区创新能力较强，更能有效吸收创新人员流动带来的隐性知识溢出，同时削弱创新资本流动的虹吸效应。中西部地区创新人员流动和创新资本流动对制造业高级化、合理化均具有负向空间溢出效应。这可能是因为中西部地区知识吸收能力较弱，导致创新要素的知识溢出效应难以有效发挥。同时，创新资源短缺可能会加剧区域内部创新资源争夺，难以形成协同创新效应，从而表现为负向空间溢出效应。

表3 稳健性检验结果

变量		替换核心解释变量				地理距离矩阵			
		制造业高级化		制造业合理化		制造业高级化		制造业合理化	
直接效应	fp	1.0770***		1.5638**		0.0438**		0.1331***	
		(0.2195)		(0.7704)		(0.0173)		(0.0496)	
	fc		0.8144***		0.9019**		0.0686***		0.1312***

			(0.1308)		(0.4376)		(0.0159)		(0.0448)
间接效应	fp	2.1316		1.8124		0.0150		-0.2235	
		(0.5326)		(3.0285)		(0.0338)		(0.1699)	
	fc		0.0136		0.4473		-0.0940***		-0.5087***
			(0.2853)		(1.6033)		(0.0334)		(0.1689)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	-1.1732***	-1.1425***	-0.2122	-0.2102	-1.5528***	-1.4770***	-0.2890	-0.3024	
	(0.1236)	(0.1253)	(0.1802)	(0.1797)	(0.1628)	(0.1651)	(0.1878)	(0.1888)	
R^2	0.277	0.382	0.003	0.009	0.448	0.455	0.068	0.024	
AIC	-630.795	-626.831	472.231	470.847	-647.435	-643.249	475.025	471.457	
Log-likelihood	352.398	350.416	-199.116	-198.424	360.718	358.624	-200.513	-198.729	
N	480	480	480	480	480	480	480	480	

4 影响机制检验

4.1 中介效应

由前文分析可知,创新要素流动通过提高创新能力促进制造业升级。因此,通过构建中介效应模型验证创新能力驱动作用的内在影响机制。

$$M_{it} = a_1 + \rho WM_{it} + \beta_2 fp_{it} + \theta_2 Wfp_{it} + \gamma Control_{it} + \eta WControl_{it} + \epsilon \quad (2)$$

$$SR_{it} = a_2 + \rho WSR_{it} + \beta_3 fp_{it} + \theta_3 Wfp_{it} + \sigma M_{it} + \varphi WM_{it} + \gamma Control_{it} + \eta WControl_{it} + \epsilon \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示中介变量创新能力,其余变量含义均与式(1)相同。首先,对式(1)进行回归,若系数 β_1 通过显著性检验,则按中介效应进行下一步检验;其次,对式(2)、(3)进行检验,如果系数 β_2 、 σ 均显著,则存在中介效应;最后,观察式(3)中系数 β_3 是否显著,如果显著且小于 β_1 ,则存在部分中介效应,若不显著,则为完全中介效应。系数 $\beta_2 \times \sigma$ 即为中介效应,反映创新要素流动通过中介变量影响制造业升级的程度。

表5报告了中介机制检验结果。列(1)显示,创新人员流动对创新能力的估计系数在1%水平上显著为正,即创新人员流动对制造业创新能力具有促进作用。列(3)、(5)显示,创新能力和创新人员流动对制造业高级化、合理化均具有显著促进作用,且创新人员流动的估计系数小于基准回归模型中的系数,说明创新人员流动通过提升创新能力促进制造业高级化、合理化。创新人员承载了丰富的创新知识,在区域间自由流动会加快缄默知识传播和新知识、新技术产生,推动制造业技术水平提升,实现制造业结构根本性变革。列(2)显示,创新资本流动能够显著提升制造业创新能力。列(4)、(6)显示,创新能力和创新资本流动对制造

业高级化、合理化均具有显著促进作用，且创新资本流动的回归系数小于基本回归模型中的估计系数，说明创新资本流动也能通过提升创新能力促进制造业升级。创新活动具有高风险、高投入特征，创新资本流动能够缓解企业创新资金短缺压力，保障企业创新活动正常开展，进而通过提升创新能力促进制造业升级。

表 4 区域异质性检验结果

变量		制造业高级化				制造业合理化			
		东部		中西部		东部		中西部	
直接效应	fp	0.0716***		0.0218		-0.0226		-0.0123	
		(0.0160)		(0.0208)		(0.0523)		(0.0946)	
	fc		0.0265*		0.0502**		0.0416		0.1285
			(0.0145)		(0.0208)		(0.0384)		(0.0922)
间接效应	fp	0.0997***		-0.4103***		0.3316***		-0.1862	
		(0.0356)		(0.1039)		(0.1176)		(0.2813)	
	fc		-0.0097		-0.2448**		-0.0380		-0.8752***
			(0.0263)		(0.1160)		(0.0756)		(0.2840)
ρ		-0.2778**	-0.3251**	-0.0261	0.0793	-0.2176	-0.1980	-0.7296***	-0.7210***
		(0.1256)	(0.1422)	(0.1381)	(0.1305)	(0.1820)	(0.1820)	(0.1884)	(0.1868)
R^2		0.632	0.717	0.019	0.016	0.181	0.148	0.032	0.056
AIC		-292.474	-258.470	-545.143	-541.163	113.815	121.429	324.659	316.436
Log-likelihood		183.237	166.235	309.572	307.581	-19.907	-23.715	-125.329	-121.218
N		176	176	304	304	176	176	304	304

表 5 中介效应检验结果

变量	创新能力		制造业高级化		制造业合理化	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fp	1.3887***		0.0387***		0.0794*	
		(0.1502)		(0.0121)		(0.0437)
fc		0.5886***		0.0625***		0.0911**
		(0.1527)		(0.0110)		(0.0386)

p _{patent}			0.0086**	0.0046*	0.0205*	0.0237**
			(0.0035)	(0.0033)	(0.0123)	(0.0115)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	-0.1681	-0.1127	-1.2650***	-1.0341***	-0.1456	-0.1754
	(0.1635)	(0.1650)	(0.1269)	(0.1338)	(0.1759)	(0.1775)
中介效应比重(%)			18.26	4.16	25.86	13.65
R ²	0.433	0.440	0.629	0.436	0.020	0.035
AIC	1763.240	1817.806	-631.327	-601.069	460.110	459.084
Log-likelihood	-844.620	-871.903	357.664	342.535	-188.055	-187.542
N	480	480	480	480	480	480

4.2 调节效应

表 6 考察了政府创新偏好对创新要素流动与制造业升级的调节效应。从制造业高级化看，创新要素流动与政府创新偏好的交互项系数显著为正，说明政府创新偏好能够显著增强创新要素流动对制造业高级化的促进作用。从制造业合理化看，政府创新偏好对创新资本流动与制造业合理化具有显著正向调节效应，但对创新人员流动的制造业合理化效应不显著。这可能是由于政府创新偏好更多是以资金帮扶的形式扶持制造业，对创新资本流动的杠杆效应和导向性更强，从而对创新资本流动的调节效应更加显著。

从交互项的空间溢出效应看，政府创新偏好与创新要素流动的交互项系数不显著，说明政府创新偏好的调节作用并未对周边地区制造业高级化、合理化产生显著影响。可能是由于在创新驱动发展战略实施背景下，各地方政府通过增加研发投入的方式对企业进行扶持，邻近且经济水平相当区域之间扶持力度相似，调节作用的空间溢出效应不显著。

4.3 进一步讨论

根据上述研究和理论假设，本文建立面板门槛模型^[34]，引入政府创新偏好作为门槛变量，对政府创新偏好调节作用的非线性特征进行检验。借鉴卓乘风和邓峰^[10]的研究，构建如下模型：

$$\begin{aligned}
 SR_{it} = & \alpha + \beta_1 fp_{it} \times lngip \times I(lngip_{it} \leq \gamma_1) + \\
 & \beta_2 fp_{it} \times lngip \times I(\gamma_1 < lngip_{it} \leq \gamma_2) + \cdots + \beta_n fp_{it} \times \\
 & lngip \times I(\gamma_{n-1} < lngip_{it} \leq \gamma_n) + \beta_{n+1} fp_{it} \times lngip \times \\
 & I(lngip_{it} > \gamma_n) + \theta Control_{it} + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (4)$$

其中， γ 为待估门槛值， $I(\cdot)$ 为示性函数， $lngip_{it}$ 为政府创新偏好。

表 7 报告了政府创新偏好门槛存在性的检验结果。结果显示，对于制造业高级化，政府创新偏好对创新人员流动的调节作用

存在显著的双重门槛效应，均通过 5%显著性检验，门槛值分别为 4.842、5.271；政府创新偏好对创新资本流动的调节作用存在单一门槛效应，门槛值为 4.842。对于制造业合理化，政府创新偏好对创新人员流动和创新资本流动的调节作用均存在单一门槛效应，门槛值均为 2.238。

表 6 政府创新偏好调节效应检验结果

变量		制造业高级化		制造业合理化	
直接效应	fp	-0.0519*		0.0328	
		(0.0288)		(0.1033)	
	fc		-0.1392***		-0.1287
			(0.0287)		(0.1065)
	lngip	-0.0962***	-0.0912***	0.0836	0.0294
		(0.0308)	(0.0293)	(0.1097)	(0.1049)
	fp×lngip	0.0236***		0.0113	
		(0.0041)		(0.0153)	
	fc×lngip		0.0539***		0.0558**
			(0.0064)		(0.0240)
间接效应	fp	0.0065		-0.5701	
		(0.0723)		(0.4211)	
	fc		-0.1664***		-1.0737**
			(0.0627)		(0.4226)
	lngip	-0.3388***	-0.3155***	-0.8642	-0.7243
		(0.0888)	(0.0792)	(0.5816)	(0.4929)
	fp×lngip	0.0024		0.1125	
		(0.0111)		(0.0720)	
	fc×lngip		0.0117		0.1836
			(0.0135)		(0.0924)
ρ		-1.0442***	-1.0060***	-0.1960	-0.2053
		(0.1353)	(0.1299)	(0.1814)	(0.1809)
R^2		0.082	0.049	0.041	0.040

AIC		-655.368	-663.990	482.925	474.429
Log-likelihood		374.683	378.995	-194.463	-190.214
N		480	480	480	480

表 7 创新要素流动下政府创新偏好调节作用的门槛效应检验结果

核心变量		门槛数	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
						10%	5%	1%
制造业高级化	创新人员流动	单一门槛	74.97**	0.016	500	32.454	42.343	110.077
		双重门槛	47.59**	0.040	500	33.099	42.574	81.760
		三重门槛	14.25	0.328	500	38.180	61.793	127.725
	创新资本流动	单一门槛	110.8**	0.014	500	32.191	38.080	145.301
		双重门槛	17.36	0.318	500	31.828	45.816	73.427
		三重门槛	14.25	0.328	500	38.180	61.793	127.725
制造业合理化	创新人员流动	单一门槛	17.82*	0.080	500	16.619	19.083	28.853
		双重门槛	7.97	0.440	500	14.651	18.224	24.432
		三重门槛	14.25	0.328	500	38.180	61.793	127.725
	创新资本流动	单一门槛	21.15*	0.078	500	19.957	23.332	30.750
		双重门槛	11.1	0.364	500	19.281	21.829	30.931
		三重门槛	14.25	0.328	500	38.180	61.793	127.725

对于制造业高级化,列(1)显示,当政府创新偏好程度低于门槛值 4.842 时,其与创新人员流动的交互项系数为 0.0192;当门槛值在 4.842~5.271 区间时,交互项系数为 0.0268;当门槛值超过 5.271 时,交互项系数下降至 0.0189。也即,政府创新偏好的调节作用对制造业高级化的影响呈先升后降的倒 U 型特征,政府财政科技支出过高或过低都会削弱创新人员流动对制造业高级化的促进作用。因为政府研发补助对企业创新能力提升存在最适区间,超过适宜区间,可能会挤出企业研发投入,进而不利于创新能力提升,削弱创新人员流动的制造业高级化效应。列(2)显示,政府创新偏好程度门槛值在 4.842 前后时,其与创新资本流动的交互项系数分别为 0.0153、0.0285,且都通过 1%显著性检验,调节作用强度有所提高。财政科技支出规模扩大可以弥补企业创新资金缺口,提高企业创新意愿,拓宽企业研发边界,进而提升创新能力和劳动生产率,不仅使创新要素流动的知识外溢性得到更好发挥,还能加快创新要素流动,使创新要素流动的制造业升级效应不断增强。

对于制造业合理化,列(3)显示,当政府财政科技支出力度小于 2.238 时,其调节作用的交互项系数为-0.0378,通过 5%显著性检验;当政府财政科技支出力度超过 2.238 时,交互项系数不显著,说明调节作用不明显。列(4)显示,政府创新偏好对创新资本流动的调节作用在门槛值前后由负向显著的-0.0874 变为正向显著的 0.0155,即政府财政科技支出较低会削弱创新要素流动对制造业合理化的促进作用。因为在创新竞争压力下,政府政策更加青睐高端创新企业,从而使创新要素过度流入该类企业,虽然可以提升该类企业创新能力,但却造成传统制造业创新要素短缺,行业间资源配置扭曲,从而不利于制造业合理化。随着财政科技支出力度加大,更多企业开始注重创新活动并争取政府财政支持,对创新要素流动与制造业合理化的正向调节作用逐渐凸显。

5 研究结论与政策启示

本文采用 2004—2019 年中国内地 30 个省域政府创新偏好、创新要素流动和制造业升级数据,利用空间计量模型和中介模型探讨创新要素流动对制造业升级的影响效用及作用机制。结果表明,创新人员流动和创新资本流动均能显著促进制造业高级化、合理化,且创新能力起到部分中介作用。进一步研究政府创新偏好在创新要素流动与制造业升级之间的调节作用发现,政府科技支持在创新资本流动与制造业高级化、合理化以及创新人员流动与制造业高级化之间具有显著正向调节作用,但对创新人员流动与制造业合理化的调节作用不显著。为进一步探讨政府创新偏好调节效应的差异性,利用面板门槛模型分析政府创新偏好调节作用的非线性特征。根据研究结论,本文提出政策建议如下:

(1) 促进创新要素合理流动。加强区域间交流合作,打破阻碍创新要素流动的藩篱,促进 R&D 人员和 R&D 资本等创新要素按市场规律高效流动配置,通过提高创新要素流动性扩大知识外溢的空间半径,加快新知识、新技能在区际间传播和交流,促进技术创新协同和协调发展。对于创新要素资源相对匮乏的中西部地区,应注重提高地区科技水平,提高吸收、转化、利用外界知识的能力,通过“干中学”效应对创新要素流动带来的新知识、新技术进行学习、消化吸收;对于创新要素相对丰裕的东部地区,谨防出现要素扎堆现象,提高创新资源的空间配置效率,切实发挥创新要素流动对制造业升级的提升作用。

(2) 加强与地理邻近或同等经济水平区域的产业联系,合理规划产业空间布局,制定产业协同错位发展战略,避免产业同质化竞争,通过抱团发展和合作共赢的方式实现产业协同发展,助力制造业升级。

(3) 考虑到创新要素流动会通过提升创新能力间接促进制造业升级,应不断提高产业创新能力,利用技术先导性实现技术产业化发展,促进制造生产环节向高附加值、高技术、高加工度迈进,实现制造业升级。

(4) 重视并发挥政府科技支出在创新要素流动促进制造业升级过程中的正向调节作用,同时要设定合理的创新补助区间。一方面,加大对高端创新企业的财政科技投入,同时也应注重对传统制造行业的扶持,弥补其研发资金缺口,激发其创新活力,为制造业升级提供持久动力;另一方面,完善财政科技投入激励和监督机制,加强对企业创新补贴资金使用情况的监督,确保政府补助能够真正用于企业研发活动。

参考文献:

[1]张营营,高煜.创新要素流动能否促进地区制造业结构优化——理论解析与实证检验[J].现代财经(天津财经大学学报),2019,39(6):98-113.

[2]ALMEIDA P,KOGUT E.Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks[J].Management Science,1999,45(7):905-917.

[3]HOPENHAYN H A.Firms,misallocation and aggregate productivity:a review[J].Annual Review of Economics,2014,13(6):735-770.

[4]郑新立.自主创新是实现产业升级的中心环节[J].求是,2010(2):21-24.

[5]付宏,毛蕴诗,宋来胜.创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于 2000—2011 年的省际面板数据[J].中国工业经济,2013,30(9):56-68.

[6]蔡玉蓉,汪慧玲.创新投入对产业结构升级的影响机制研究——基于分位数回归的分析[J].经济问题探索,

2018, 39(1):138-146.

[7]魏新颖,王宏伟,徐海龙.创新投入、创新环境与高技术产业绩效[J].中国科技论坛,2019,35(11):30-37.

[8]李政,杨思莹.创新投入、产业结构与经济增长[J].求是学刊,2015,42(4):61-67.

[9]周学政.区域创新要素聚集的理论基础及政策选择[J].科学管理研究,2013,31(2):43-46.

[10]卓乘风,邓峰.创新要素流动与区域创新绩效——空间视角下政府调节作用的非线性检验[J].科学学与科学技术管理,2017,38(7):15-26.

[11]GREUNZ L. Industrial structure and innovation-evidence from European regions [J]. Journal of Evolutionary Economics, 2004, 14(5):563-592.

[12]BECKER W, DIETZ J. R&D cooperation and innovation activities of firms evidence for the German manufacturing industry[J]. Research Policy, 2004, 33(2):209-223.

[13]LEE C Y. The differential effects of public R&D support on firm R&D: theory and evidence from multi-country data[J]. Technovation, 2011, 31(5):256-269.

[14]GUO D, GUO Y, JIANG K. Government-subsidized R&D and firm innovation: evidence from China[J]. Research Policy, 2016, 45(6):1129-1144

[15]张宽,黄凌云.政府创新偏好与区域创新能力:如愿以偿还是事与愿违[J].财政研究,2020,41(4):66-82.

[16]BUSOM I. An empirical evaluation of the effects of R&D subsidies[J]. Economics of Innovation & New Technology, 2000, 9(2):111-148.

[17]FELDMAN M P, KELLEY M R. The ex ante assessment of knowledge spillovers: government R&D policy, economic incentives and private firm behavior[J]. Research Policy, 2006, 35(10):1509-1521.

[18]卞元超,吴利华,白俊红.财政科技支出竞争是否促进了区域创新绩效提升——基于研发要素流动的视角[J].财政研究,2020,41(1):45-58.

[19]DARON A, UFUK A, HARUN A, et al. Innovation, reallocation and growth[J]. American Economic Review, 2018, 108(11):3450-3491.

[20]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,51(4):60-73.

[21]GORG H, STROBL E. The effect of R&D subsidies on private R&D[J]. Economica, 2007, 74(294):215-234.

[22]毛其淋,许家云.政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J].中国工业经济,

2015, 32(6):94-107.

[23]高康, 原毅军. 生产性服务业空间集聚如何推动制造业升级[J]. 经济评论, 2020, 41(4):20-36.

[24]宛群超, 袁凌. 创新要素流动与高技术产业创新能力[J]. 科研管理, 2021, 42(12):80-87.

[25]白俊红, 王钺, 蒋伏心, 等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究, 2017, 52(7):109-123.

[26]高素英, 钦彦祥, 张烨. 创新投入影响产业结构优化升级路径分析——基于本地效应与多元空间溢出效应[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(19):60-67.

[27]白东北, 张营营, 王珏. 产业集聚与中国企业出口: 基于创新要素流动视角[J]. 国际贸易问题, 2021, 47(2):63-79.

[28]郭兵, 罗守贵. 地方政府财政科技资助是否激励了企业的科技创新——来自上海企业数据的经验研究[J]. 上海经济研究, 2015, 34(4):70-78, 86.

[29]车德欣, 吴传清, 任晓怡, 等. 财政科技支出如何影响企业技术创新——异质性特征、宏微观机制与政府激励结构破解[J]. 中国软科学, 2020, 35(3):171-182.

[30]宋砚秋, 齐永欣, 高婷, 等. 政府创新补贴、企业创新活力与创新绩效[J]. 经济学家, 2021, 33(6):111-120.

[31]周芬, 李希璠. 政府 R&D 资助对企业创新产出的影响研究——基于中国 31 个省级行政区划单位面板数据的实证分析[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学), 2020, 57(3):65-72.

[32]ANSELIN L, GETIS A. Spatial statistical analysis and geographic information systems[J]. The Annals of Regional Science, 1992, 26(1):19-33.

[33]汪克亮, 赵斌, 丁黎黎, 等. 财政分权、政府创新偏好与雾霾污染[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5):97-108.

[34]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.