

内生创新努力、空间溢出与高技术产业创新绩效

——基于产学知识流动视角

王晓红¹ 张少鹏¹ 张 奔²

(1. 哈尔滨工业大学 经济与管理学院 黑龙江 哈尔滨 150001;

2. 哈尔滨理工大学 经济管理学院 黑龙江 哈尔滨 150080)

摘要: 在高技术产业逐渐成为中国经济发展重要引擎的今天,促进高技术产业创新绩效提升意义重大。基于2011—2018年的省域面板数据,采用空间杜宾模型研究高技术产业创新绩效的影响机制,结果显示:(1)我国高技术产业创新绩效存在显著的正向空间溢出效应;(2)内生创新努力对高技术产业创新绩效具有显著促进作用;(3)产学知识流动效率与高技术产业创新绩效存在显著正相关关系,并且正向调节内生创新努力对高技术产业创新绩效的促进作用;(4)通过替换主要变量并结合动态空间杜宾模型的估计结果验证了主回归结果的稳健性,且基于东部、中部与西部三大地区的空间异质性研究与主回归结果也具有一致性。基于此,建议政府从R&D经费和R&D人员两个方面加大对高技术产业发展的创新资源投入,与此同时,推进产学协同创新机制的建设,提高区域技术转化能力,为提升高技术产业创新绩效奠定基础。

关键词: 高技术产业;技术创新;内生创新努力;产学知识流动;空间溢出效应

中图分类号: F204 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2021)02-0058-09

一、引言

在知识经济迅猛发展的背景下,高技术产业逐渐发展为国家经济的引擎^[1]。在中国实施创新驱动发展战略的时代背景下,高技术产业创新是国家创新体系的重要组成部分,故而,推动高技术产业创新能力提升不仅对促进国家经济发展具有重大意义,同时也是建立创新型国家的关键保障^[2]。但是,高技术产业创新活动的开展需要极大的投资成本,伴随而来的却是风险较大以及周期较长等特征^[3]。因此,长期以来,研发投入不足制约着我国高技术产业的向上发展^[3]。中国要致力于自主创新,必须要加大对高技术产业的研发投入,通过内生创新努力促使高技术产业提升其创新绩效。

所谓内生创新努力,主要是指依靠自身发展而不依赖外力推动地投入创新资源从而提高创新能力的方式^[4]。通过文献梳理发现,对内生创新努力或创新资源投入的研究主要涉及两个方面:研发经费和研发人员即R&D活动所需要的劳动力和资本^[5]。国内外学者对于内生创新努力和高技术产业技术创新之间关系的研究也都基于此二者展开。如邱士雷等^[1]的研究发现,大规模的R&D投资对提升

收稿日期:2021-02-09;修回日期:2021-03-17

基金项目:国家自然科学基金项目“校企合作对中国高校科研绩效的影响研究”(71874042)

作者简介:王晓红(1968—),女,黑龙江哈尔滨人,管理学博士,哈尔滨工业大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为绩效评价、知识管理;张少鹏(1994—),男,河北邢台人,通讯作者,哈尔滨工业大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为校企合作、知识管理;张奔(1984—),男,黑龙江哈尔滨人,管理学博士,哈尔滨理工大学经济与管理学院讲师,研究方向为校企合作、知识管理。

我国高技术产业技术创新绩效具有积极作用,进而增强我国的国际竞争优势;魏洁云和江可申^[3]基于面板向量自回归模型发现,加强 R&D 经费和人员投入有助于提升中国高技术产业创新能力;Liu and Buck^[6]通过实证研究内生创新能力对中国高技术产业创新水平的影响,发现内生创新能力即 R&D 投入是影响其创新水平的关键因素;Sandu and Ciocanel^[7]以欧洲国家为研究对象,证实政府加大 R&D 总支出可以显著促进国内高技术产业新产品的出口。

尽管既有研究对于内生创新努力与高技术产业创新的关系已经取得了较为丰富的研究成果,但是仍然存在两点不足之处:第一,有学者证实技术创新在空间范围内存在分布集中的现象^[8],作为技术创新最富有活力的产业部门,相邻地区的高技术产业创新同样具有空间相关性,高技术产业创新绩效的影响因素研究中需要考虑其空间相关性及其空间溢出效应。但是大多数文献忽略了高技术产业创新绩效的空间相关性,这可能会导致低效或有偏差的估计。第二,政府对高技术产业进行创新资源倾斜投入,无论是经费投入还是人员投入都需要经过科技成果转化才能真正实现产业化^[3],在此过程中,区域技术转化能力至关重要。在不同地区,R&D 投入对高技术产业创新的影响可能因区域技术转化能力不同而产生差异^[5],但是,鲜有学者在研究内生创新努力与高技术产业创新绩效的关系时考虑到区域技术转化能力的调节作用。

综上所述,为全面科学地分析内生创新努力对中国高技术产业创新绩效的影响情况,本文首先基于空间杜宾模型来分析内生创新努力对高技术产业创新绩效的影响效应及其机制;其次,考虑到地方高校对企业创新和区域创新的重要作用,以及产学研合作对推动地区科技成果转化的关键力量,本文认为产学研知识流动效率可以在一定程度上作为区域技术转化能力的代理变量,因此,研究内生创新努力对高技术产业创新绩效的影响机制应纳入产学研知识流动效率的调节效应;最后,本文还通过替换主要变量与采用动态空间杜宾模型相结合的方式进行了稳健性检验,并且将全国范围划分为东部、中部以及西部三大地区,在此基础上展开空间异质性研究。

二、文献回顾与研究假说

(一) 高技术产业创新绩效的空间溢出效应

根据新经济地理学相关理论与技术竞争理论,技术创新存在空间集聚特征^[9]。国内外学者关于技术创新空间集聚特征的研究主要聚焦在区域层面,如 Buzard *et al.*^[8]对比美国各行业技术创新的空间分布情况发现,相比其他行业,美国医药行业创新更为集中;Carrincazeaux *et al.*^[10]基于法国研发人员集中度的评估结果研究技术创新的空间分布特征,发现大多数法国研发人员集聚在经济最为发达的 6 个地区;何键芳等^[11]以广东省技术创新为研究对象,得出其创新活动在地区间差异较为显著的结论。高技术产业是技术创新领域较为活跃的产业部门之一,有研究发现高技术产业创新同样具有空间集聚特征,如邱士雷等^[1]的研究发现,我国高技术产业创新能力存在显著的空间分布差异,在相邻地区具有空间溢出效应。通过对相关文献的梳理发现,本文认为高技术产业技术创新绩效的空间溢出效应主要通过 3 种传导机制发生^[13,8]:第一,创新互补效应。高技术企业聚集会带来更多的技术互补性,利用企业之间的互补型创新模式能够帮助高技术产业提升其创新能力。第二,创新示范效应。高技术企业在实现技术创新的过程中会传递出积极的创新信号,这种信号传递可以吸引相关企业的创新效仿,继而提升行业整体的创新绩效。第三,创新关联效应。高技术产业实现创新发展的过程中,也会对其上下游产业产生相应的创新带动影响,同时有利于降低高技术产业的交易成本,进而对关联产业创新能力提升产生促进作用。

基于上述分析,本文提出如下假说:

H1: 高技术产业创新绩效具有显著的空间溢出效应,即高技术产业创新绩效存在“高-高”集聚或“低-低”集聚的空间特征。

(二) 内生创新努力对高技术产业创新绩效的促进效应

内生增长理论认为,技术创新是经济增长的内在驱动力,而新技术与新知识则来源于 R&D 活动

的投入与利用^[12]。内生创新努力主要依靠自身创新资源投入,通过 R&D 经费和人员投入促进技术创新能力提升,这已经被许多学者证实^[6,13]。伴随高技术产业逐渐成为引领我国经济发展的重要引擎,越来越多的国内外学者聚焦于内生创新努力对高技术产业创新绩效的影响机理研究。现阶段来看,既有研究主要从三个角度出发:第一,政府 R&D 投入可以弥补高技术产业创新成本高的劣势,进而激发产业自身的创新意识^[7,14];第二,高技术产业为顺利获得 R&D 资助,往往会倒逼提升企业管理水平和创新水平以满足政策标准^[5,15];第三,R&D 投入越多,高技术产业研发人员的个人收入待遇越有可能得以增加,不仅有利于吸收创新人才,也会提高研发人员的创新积极性^[16]。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H2: 内生创新努力对高技术产业创新绩效具有显著的促进效应,即内生创新努力程度越高,高技术产业创新绩效越高。

(三) 产学知识流动效率的调节效应

毋庸置疑,大学在区域创新体系中拥有科研人员在内的丰富创新资源^[17]。已有研究在宏观、中观以及微观等多层面展开探索分析,并且发现大学科技研发在不同层面都能够对其创新绩效产生积极作用^[18-19]。并且,其作用路径主要依托于产学联盟,较为典型的是大学科学园的建设^[20]。联盟双方在知识流动中达到大学和企业间的知识互补^[21]。因此,有学者的研究结论是,推动产学协同创新体系建设和完善进程有利于促进高技术产业创新绩效持续提升^[1,3]。此外,产学知识流动也能够进一步激发大学和企业研发人员的创新灵感,从而更有效率地实现企业技术应用与转化^[22]。也就是说,产学知识流动在一定程度上可以作为区域技术转化能力的代理变量,产学知识流动效率越高,区域的技术转化能力也随之越高,对于高技术产业通过吸收政府 R&D 投入从而提升自身创新绩效存在促进作用,有利于其真正实现产业化^[10,23]。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H3: 产学知识流动效率对高技术产业创新绩效具有显著的促进效应,即产学知识流动效率越高,高技术产业创新绩效越高。

H4: 产学知识流动效率在内生创新努力对高技术产业创新绩效的影响机制中存在正向调节作用,即在产学知识流动效率越高的地区,内生创新努力对高技术产业创新绩效的促进作用越强。

三、实证研究设计

(一) 空间计量模型设定

在设定空间计量模型时,本文考虑到空间溢出效应主要由两种逻辑机制产生^[24-25]: 其一是不同空间单元被解释变量之间的内生影响,即空间自相关性; 其二是某一空间单元的解释变量与另一空间单元被解释变量之间的外生影响,即空间自回归性。而空间杜宾模型能够同时纳入这两种机制,因此最终选择空间杜宾模型作为本文的回归模型。为全面反映内生创新努力程度对高技术产业创新绩效的空间影响机制,本文基于三种空间权重矩阵运用空间杜宾模型展开计量研究。三种空间权重矩阵具体是空间邻接矩阵、地理距离矩阵以及创新距离矩阵。空间邻接矩阵的设定原则是: 若两地区在空间区位上相邻则矩阵元素为 1,否则为 0。地理距离矩阵的设定原则是: 取两地区距离的倒数为矩阵元素。创新距离矩阵的设定原则是: 取样本期内两地区创新能力平均值的差值绝对值的倒数为矩阵元素,并使用地区专利申请量衡量创新能力。空间计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} inno_{it} = & \alpha + \rho W_{ij}(inno_{jt}) + \beta_1 rd_{it} + \beta_2 rd_{it} \times flow_{it} + \beta_3 flow_{it} + \beta_4 x_{nit} + \zeta_1 W_{ij}(rd_{jt}) + \zeta_2 W_{ij}(rd_{jt} \times flow_{jt}) \\ & + \zeta_3 W_{ij}(flow_{jt}) + \zeta_4 W_{ij}(x_{nit}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中 $inno_{it}$ 是 i 地区在 t 时期的高技术产业创新绩效, rd 代表 R&D 投入经费或人员, $flow$ 是地区产学知识流动效率, x_n 则代表其他所有控制变量。 α 表示常数项, $\beta_{1 \sim 4}$ 表示本文模型中的所有回归系数, ρ 表示空间自相关系数, W_{ij} 是本文所使用的三种空间权重矩阵, 系数 $\zeta_{1 \sim 4}$ 则代表空间自回归系数即相关空间滞后项的溢出效应, ε 表示随机扰动项。本文已经对交互项的相关变量采取了标准化处理。

(二) 变量选取及数据来源

1. 被解释变量

以往研究大多倾向于使用专利申请量或专利授权量来衡量创新绩效,并且专利申请量的应用更为广泛^[1, 23, 26]。原因可能是地区高技术产业专利申请的数据集较为完整,并且准确性较高。此外,专利在经历授权的过程中存在时滞性,因此专利申请量反而更能反映高技术产业当年的创新绩效。基于以上考虑,最终选择使用高技术产业专利申请量的数据。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是内生创新努力,分为 R&D 投入经费和 R&D 投入人员两个维度。其中,使用高技术产业 R&D 经费内部支出衡量 R&D 投入经费^[27];使用高技术产业 R&D 投入人员全时当量衡量 R&D 投入人员^[28]。

本文使用的另一个核心解释变量是产学知识流动效率,该变量同时也是内生创新努力的调节变量,主要通过两阶段 DEA 模型测度得到。其中,DEA 模型的投入指标为高校研究与发展人员当时全量和企事业单位委托合作资金总额,产出指标是技术转让签订合同数和技术转让经费总额。相关指标体系见表 1。

3. 控制变量

已有研究发现,影响技术创新的因素有很多^[29-31],其中政府投资、人力资本水平、人均生产总值以及国际性技术溢出等变量最为常见,因此本文选择上述变量作为回归模型的控制变量。其中,使用高技术产业的固定资产投资衡

量政府投资,使用每万人口高等学校在校学生数衡量人力资本水平,使用地区生产总值与地区人口数的比值衡量人均生产总值,使用外商直接投资和对外直接投资这两个二级指标衡量国际性技术溢出。

本文数据来源是《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《高等学校科技统计资料汇编》以及《中国对外直接投资公报》,研究样本涉及我国除港澳台和西藏自治区以外的 30 个省(市、自治区)(以下简称省域),样本时间窗为 2011—2018 年。在进行回归分析之前,本文首先使用 2011 年价格指数将具有经济含义的变量调整为不变价值。并且,本文还应用线性插补法对缺失的数据进行补充。

为消除异方差的可能影响,本文对相关变量作了对数化处理。变量的定义、说明和描述性分析结果见表 2。

表 1 产学知识流动效率测度指标体系

	一级指标	二级指标
知识流动效率	投入指标(2007—2016 年)	研究与开发人员当时全量(人)
		企事业单位委托合作资金总额(千元)
	产出指标(2008—2017 年)	研究与发展技术转让签订合同数(项) 研究与发展技术转让经费总额(千元)

注:(1)鉴于投入指标的滞后性,因此在测度产学知识流动效率时投入指标的样本期向前扩充一年;(2)部分指标存在数值为 0 的情况,为了不影响测算,对数值为 0 的指标加入极小值。

表 2 变量定义、说明及描述性分析结果

变量类型	变量符号	定义	说明	均值	标准差
被解释变量	lninno	高技术产业创新绩效	高技术产业专利申请量	7.140	1.931
核心解释变量	lnrdm	R&D 投入经费	高技术产业 R&D 经费内部支出	14.559	1.292
	lnrdp	R&D 投入人员	高技术产业 R&D 投入人员全时当量	11.110	1.158
	flow	产学知识流动效率	DEA 模型测度的知识流动技术效率	0.527	0.702
控制变量	lnfai	政府投资	高技术产业固定资产投资	5.662	1.300
	lnhes	人力资本水平	每万人口高等学校在校学生数	5.483	0.297
	lnpgdp	人均生产总值	地区生产总值与地区人口数的比值	10.712	0.417
	lnfdi	外商直接投资	外商直接投资金额	12.865	1.640
	lnodi	对外直接投资	对外直接投资金额	10.157	1.748

四、实证结果分析

(一) 空间计量结果分析

本文在三种空间权重矩阵的基础上,使用空间杜宾模型研究高技术产业创新绩效的影响机制,其中模型1是基于空间邻接矩阵的空间杜宾模型回归结果,模型2是基于地理距离矩阵的回归结果,模型3为基于创新距离矩阵的回归结果。Hausman 检验的结果显示,三种矩阵下的空间杜宾模型都应该选择固定效应。所有模型的回归结果见表3。

1. 空间溢出效应

观察表3的结果,模型1至模型3的空间自相关系数均显著为正,表明高技术产业创新绩效在邻近区域间具有正向的空间溢出效应,且在地理邻接矩阵、地理距离矩阵和创新距离矩阵下都具有较强的正相关性,假说H1得到验证。进一步观察空间回归系数,可以发现,大多数空间回归系数均通过显著性检验,由此,我们可以认为研究高技术产业创新绩效的影响机制应考虑纳入空间效应分析。鉴于三种矩阵下的空间杜宾模型的回归结果大体一致,且比较各自的空间自回归系数、拟合优度和对数似然值后发现,基于地理距离矩阵的空间杜宾模型对空间效应和回归结果的解释力度最好,因此本文选择模型2的空间计量回归结果进行解释分析。

2. 核心解释变量对高技术产业创新绩效的影响

R&D投入经费的系数在1%的显著性水平下与高技术产业创新绩效呈正相关关系,表明内生创新努力程度对高技术产业创新绩效存在显著的促进效应,即内生创新努力程度越高,高技术产业创新绩效越高,故而假说H2也得以验证。继续观察产学知识流动效率的回归结果,可以发现,不仅其自身对高技术产业创新绩效在1%的统计水平上呈显著正相关影响,且R&D投入经费与产学知识流动效率的交互项在5%的统计水平上同样显著为正。这一方面表明产学知识流动效率对高技术产业创新绩效具有显著的促进效应,即产学知识流动效率越高,高技术产业创新绩效越高;另一方面也说明产学知识流动效率在内生创新努力与高技术产业创新绩效之间发挥正向的调节效应,即在产学知识流动效率越高的地区,内生创新努力对高技术产业创新绩效的促进作用越强,假说H3和H4得到证实。

3. 控制变量对高技术产业创新绩效的影响

政府投资的系数为正且通过5%的显著性检验,但是其平方项的系数在10%的显著性水平下为负,

表3 内生创新努力对高技术产业创新绩效的空间计量回归结果

自变量	模型1	模型2	模型3
	lninno	lninno	lninno
lnrdm	0.567*** (0.196)	0.489*** (0.164)	0.423*** (0.112)
flow	1.552*** (0.440)	1.626*** (0.336)	1.714*** (0.371)
lnrdm × flow	0.123** (0.062)	0.148** (0.072)	0.158** (0.068)
lnfai	0.245** (0.110)	0.179 (0.118)	0.259** (0.123)
lnfai2	-0.093* (0.054)	-0.065* (0.037)	-0.088* (0.035)
lnhes	0.784** (0.367)	0.883** (0.381)	0.754** (0.369)
lnpgdp	0.036** (0.016)	0.073** (0.032)	0.082** (0.036)
lnfdi	0.266*** (0.074)	0.235*** (0.074)	0.314*** (0.072)
lnodi	-0.574 (0.567)	-0.782 (0.581)	-0.254 (0.769)
Wx	0.124** (0.060)	0.233*** (0.041)	0.537*** (0.032)
flow	3.683** (1.529)	6.628** (2.822)	5.085* (2.957)
lnrdm × flow	-0.313* (0.201)	-0.415** (0.177)	-0.333* (0.185)
lnfai	-0.346* (0.217)	-0.541* (0.284)	-0.926*** (0.315)
lnfai2	-0.113 (0.194)	0.148** (0.074)	-0.337* (0.206)
lnhes	1.559* (0.866)	2.204* (1.406)	4.897*** (1.886)
lnpgdp	1.413* (0.952)	-1.194* (0.721)	-0.092 (1.851)
lnfdi	0.148* (0.079)	0.392** (0.196)	0.260* (0.138)
lnodi	-0.677*** (0.219)	-0.552** (0.224)	-0.446** (0.224)
ρ	0.139*** (0.017)	0.143*** (0.016)	0.101*** (0.011)
N	240	240	240
LogL	-24.809	-44.393	-29.584
R ²	0.779	0.899	0.727

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表明政府投资在一定范围内对高技术产业创新绩效存在正向影响,但是一旦超过某个门槛反而会产生负向影响。这可能是因为政府对高技术产业的社会固定资产投资虽然有利于其提升技术创新水平,但是过多的政府投资可能反而会对高技术产业发展造成过度干预的效果,不利于其企业创新战略的规划。人力资本水平和人均生产总值均在5%的显著性水平上对高技术产业创新绩效存在促进效应,表明人才红利和经济发展是推动高技术产业创新的重要力量,为高技术产业发展提供了高质量的劳动力和资本。在国际性技术溢出的两个二级指标里,外商直接投资对高技术产业创新绩效存在促进影响且通过了1%的显著性检验,但是对外直接投资的影响表现为负向不过没有通过显著性检验,可能的原因是FDI的技术溢出有助于补足我国高技术产业的研发资金,进一步提升创新绩效;但是,ODI的逆向技术溢出可能受限于我国多边发展战略实施较短,现阶段对高技术产业技术创新还没有发挥积极的影响^[32]。

五、稳健性检验及异质性研究

(一) 稳健性检验结果分析

本文主要采用三种方式检验主回归结果的稳健性:第一,在模型4中,采用当年专利授权量的对数($\ln Inno$)作为被解释变量来替换专利申请量;第二,在模型5中,采用R&D投入人员的对数($\ln rdp$)作为核心解释变量来替换R&D投入经费;第三,在模型6中,采用省人均专利申请量($pinno$)作为被解释变量、省人均R&D投入经费($prdm$)作为核心解释变量来剔除其规模效应。与此同时,为解决模型中可能存在的内生性问题,本文将基于地理距离权重矩阵通过加入高技术产业创新绩效的滞后一期项构成动态空间杜宾模型进行实证结果的再检验。具体结果见表4。

根据表4的结果,首先,模型4至6的空间自相关系数均通过显著性检验,验证了高技术产业创新绩效存在正向空

表4 稳健性检验结果

自变量	模型4	模型5	模型6
	$\ln Inno$	$\ln inno$	$pinno$
$L. \ln Inno/L. \ln inno/L. pinno$	0.455** (0.201)	0.374*** (0.083)	0.481*** (0.134)
$\ln rdm/\ln rdp/prdm$	0.429** (0.193)	0.547** (0.198)	0.339*** (0.111)
$flow$	0.803*** (0.228)	1.185*** (0.168)	0.865** (0.264)
$\ln rdm/\ln rdp/prdm \times flow$	0.077*** (0.016)	0.062** (0.027)	0.125** (0.048)
$\ln fai$	0.252** (0.115)	0.308** (0.145)	0.521** (0.238)
$\ln fai2$	-0.069** (0.040)	-0.074* (0.041)	-0.124* (0.077)
$\ln hes$	1.134*** (0.410)	0.911** (0.385)	1.228*** (0.376)
$\ln pgdp$	0.265* (0.159)	0.431** (0.202)	0.289 (0.320)
$\ln fdi$	0.367*** (0.125)	0.327*** (0.073)	0.291** (0.122)
$\ln odi$	0.582 (0.575)	-0.901 (1.020)	-0.883 (1.435)
Wx	4.558*** (1.317)	3.365*** (0.985)	4.739*** (1.231)
$\ln rdm/\ln rdp/prdm$	3.148* (1.738)	2.818* (1.605)	1.298** (0.636)
$flow$	-0.351** (0.149)	-0.380* (0.221)	-0.617* (0.406)
$\ln rdm/\ln rdp/prdm \times flow$	0.626 (0.502)	-0.914*** (0.333)	-1.205 (0.948)
$\ln fai$	-0.411* (0.258)	0.371* (0.220)	-0.521* (0.316)
$\ln fai2$	2.955** (1.238)	4.362** (1.656)	2.528* (1.553)
$\ln hes$	2.246** (0.903)	2.838 (2.137)	1.930 (2.271)
$\ln pgdp$	0.368 (0.428)	0.203* (0.121)	0.249** (0.104)
$\ln fdi$	-0.315** (0.129)	-0.462** (0.233)	-0.385* (0.211)
$\ln odi$	0.210*** (0.033)	0.152*** (0.010)	0.128** (0.052)
ρ			
N	240	240	240
LogL	-65.297	-42.599	-48.470
R ²	0.622	0.660	0.508

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

间溢出效应的假说。其次,观察模型 4 至 6 中核心解释变量的回归结果,可以发现,不同类型的 R&D 投入、产学知识流动效率以及二者交互项的回归系数均显著为正,表明内生创新努力对高技术产业创新绩效具有较为明显的正向促进效应,并且在产学知识流动效率越高的地区,该促进效应越强;此外,高技术产业创新绩效的滞后一期也表现为显著正相关影响,说明高技术产业创新存在“时间惯性”,即创新活动在积累过程中会逐渐形成创新成果接力。最后,各控制变量的回归结果均与主回归结果基本一致,具体而言,政府投资对高技术产业创新绩效具有“倒 U 型”影响;人力资本水平与高技术产业创新绩效的关系表现为显著正相关;国际性技术溢出中,外商直接投资的影响是显著正向,但是对外直接投资的逆向技术溢出效应则不明显。显而易见,结合模型 4 至模型 6 的结果,主回归结果的稳健性得到检验。

(二) 异质性研究结果分析

上文基于全国范围展开了空间计量分析,但是由于全局和局部在空间地理单元上的差异,还应考虑空间异质性。基于此,本文将全国划分为东部、中部和西部三大地区,并在此基础上分析内生创新努力对高技术产业创新绩效的异质性影响。考虑到主回归结果是基于地理距离矩阵的空间杜宾模型进行结果分析,因此本文在三大地区层面的异质性研究中也选择沿用地理距离矩阵。其中,模型 7 为基于东部地区的空间计量回归结果,模型 8 为基于中部地区的空间计量回归结果,模型 9 为基于西部地区的空间计量回归结果。相关结果见表 5。

由表 5 可知,在三大地区层面的空间异质性结果与主回归结果大体一致,表明内生创新努力和产学知识流动效率对高技术产业创新绩效的影响机制无论在全国范围还是三大地区都具有较高的适用性。但与此同时,模型 7 至模型 9 的空间自回归系数及其显著性均有所降低,这种情况发生在中部地区和西部地区尤其明显,这也验证了本文基于三大地区进行空间异质性研究的必要性。进一步比较三个模型的核心解释变量回归结果,可以发现模型 7 和模型 8 中的结果与主回归结果具有一致性,但是模型 9 中产学知识流动效率自身不显著,而其对 R&D 投入经费的调节效应则显著为正,这可能是因为东部和中部地区相对西部地区而言,高校创新能力较强,且企业规模处于较高水平,通过产学合作发挥的技术转化能力也较强,而西部地区由于经济发展水平较低和空间位置较为偏僻等原因导致产学知识流动效率较差,无法直接提升高技术产业技术创新水平。但是

表 5 基于三大地区的空间异质性回归结果

自变量	模型 7	模型 8	模型 9
	lninno	lninno	lninno
lnrdm	0.477*** (0.097)	0.412** (0.167)	0.346** (0.151)
flow	1.210** (0.525)	1.608** (0.735)	2.055 (1.759)
lnrdm × flow	0.846** (0.383)	0.606** (0.262)	0.874* (0.521)
lnfai	0.143** (0.068)	0.087 (0.157)	0.623*** (0.134)
lnfai2	-0.069** (0.033)	-0.017* (0.011)	0.036** (0.015)
lnhes	1.472** (0.665)	2.153*** (0.814)	1.915** (0.954)
lnpgdp	1.226** (0.618)	-1.411 (1.149)	2.773*** (0.812)
lnfdi	0.617*** (0.137)	1.276*** (0.373)	0.285 (0.435)
lnodi	0.315* (0.173)	-0.264 (0.221)	-0.373 (0.365)
Wx	0.588* (0.380)	0.722** (0.349)	0.930** (0.455)
flow	1.422** (0.688)	2.647*** (0.544)	0.322 (0.826)
lnrdm × flow	0.066* (0.048)	0.230** (0.107)	-1.187 (1.452)
lnfai	-0.197** (0.086)	-0.219** (0.095)	0.431** (0.184)
lnfai2	-0.069* (0.041)	-0.107** (0.043)	0.016 (0.075)
lnhes	1.643*** (0.368)	1.691** (0.782)	2.343** (0.928)
lnpgdp	0.589* (0.361)	-0.542 (0.843)	1.045** (0.480)
lnfdi	0.341** (0.151)	0.441** (0.219)	0.166 (0.281)
lnodi	0.443 (0.368)	-0.491 (0.482)	-0.294 (0.489)
ρ	0.104*** (0.032)	0.090** (0.043)	0.082* (0.046)
N	88	64	88
LogL	-69.177	-51.834	-50.920
R ²	0.781	0.922	0.886

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

西部地区的产学知识流动同样促进了区域技术转化能力,有利于更好地实现研发投入对高技术产业创新绩效的提升作用。

六、结论与启示

本文首先使用空间杜宾模型研究内生创新努力对高技术产业创新绩效的空间影响机制;其次,将产学知识流动效率的调节效应纳入内生创新努力对高技术产业创新绩效的影响机制;最后,通过替换主要变量和使用动态空间杜宾模型的方式进行稳健性检验,并在东部、中部和西部地区开展空间异质性研究。根据研究结果,本文提出以下政策启示:

第一,内生创新努力对高技术产业创新绩效存在显著正相关影响,具体而言,增加研发经费和人员投入有利于提升高技术产业技术创新能力,并且这种正相关影响在全国层面和三大地区层面具有一致性。故而,一方面,地方政府应加大对高技术产业的创新资源投入力度,向高技术产业大力倾斜财政投资,通过建立科技产业园或高技术产业孵化器的方式促进形成以创新为主导的高技术产业发展模型;另一方面,高技术企业也应不遗余力地加强研发活动,积极吸收研发投资和培养研发人才,为提升企业创新能力奠定资本和人才基础。

第二,产学知识流动效率对高技术产业创新绩效表现出促进效应,并且在内生创新努力与高技术产业创新绩效之间具有显著的正向调节作用,即在产学知识流动效率越高的地区,内生创新努力对高技术产业创新绩效的促进作用越强。因此,对政府而言,强化高技术产业创新统筹管理十分必要,并基于此协调大学与产业园区的合作规划,形成高效的区域技术转化体系;对高技术企业而言,理应在推进企业研发创新的基础上,加强与大学的合作强度、广度和深度,进一步完善产学合作机制并以此提升高技术产业技术创新能力;对高校而言,应该合理使用企业资金支持,促进知识创新活动和应用转化活动的开展,提升校企知识流动效率和科研成果转化效率。需要注意的是,由于西部地区受限于经济水平和空间特征,产学知识流动效率自身对高技术产业创新绩效的影响不明显,因此,西部地区政府应推动建立官产学创新联盟,推进实现产学知识流动对高技术产业创新能力提升的目标。

第三,在地区层面,政府社会固定资产投资对高技术产业创新绩效具有“倒U型”影响关系,人力资本水平与地区经济发展水平均具有显著正向影响,国际性技术溢出中外商直接投资对创新绩效存在促进作用但对外直接投资的影响则不显著。鉴于此,首先,地方政府对高技术产业发展的社会固定资产投资应保持在合理范围内,避免产生过度干预的负面效果;其次,政府在促进本地区经济发展的同时,还应积极提高区域人力资本,化“人口红利”为“人才红利”,着力推动高技术产业技术创新发展;最后,国际性技术溢出是提升高技术产业创新水平的重要驱动力,其中,不仅要积极吸收外商直接投资,更要通过实施“走出去”战略实现对外直接投资的逆向技术溢出效应,现阶段来看对高技术产业创新发挥技术溢出作用的主要是FDI,因此下一步还应调整ODI的具体方向和领域,为高技术产业创新发展添加动力。

参考文献:

- [1] 邱士雷,王子龙,杨琬琨,等. 高技术产业创新能力的空间集聚效应分析[J]. 研究与发展管理, 2018(6): 128-137.
- [2] 王军,杨惠馨. 2006—2008年中国省际高技术产业效率实证研究[J]. 统计研究, 2010(12): 46-50.
- [3] 魏洁云,江可申. 基于面板向量自回归模型高技术产业创新动态影响的研究[J]. 系统管理学报, 2014(4): 572-577+584.
- [4] 魏守华,姜宁,吴贵生. 内生创新努力、本土技术溢出与长三角高技术产业创新绩效[J]. 中国工业经济, 2009(2): 25-34.
- [5] 李新功. 政府R&D资助、金融信贷与企业不同成长阶段实证研究[J]. 管理评论, 2018(10): 73-81.
- [6] LIU X H, BUCK T. Innovation performance and channels for international technology spillover: evidence from Chinese high-tech industries[J]. Research policy, 2007, 36(3): 355-366.

- [7] SANDU S , CIOCANEL B. Impact of R&D and innovation on high-tech export [J]. *Procedia economics and finance* ,2014 (15) : 80 - 90.
- [8] BUZARD K , CARLINO G A , HUNT R M , et al. The agglomeration of American R&D labs [J]. *Journal of urban economics* ,2017 ,101(9) : 14 - 26.
- [9] 蒋天颖. 浙江省区域创新产出空间分异特征及成因 [J]. *地理研究* 2014(10) : 1825 - 1836.
- [10] CARRINCAZEAX C , LUNG Y , RALLET A. Proximity and localisation of corporate R&D activities [J]. *Research policy* ,2001 ,30(5) : 777 - 789.
- [11] 何键芳 张虹鸥 叶玉瑶 等. 广东省区域创新产出的空间相关性研究 [J]. *经济地理* 2013(2) : 117 - 121 + 140.
- [12] ROMER P. Endogenous technological change [J]. *Journal of political economy* ,1990 98(98) : 71 - 102.
- [13] LI L , CHEN J , GAO H , et al. The certification effect of government R&D subsidies on innovative entrepreneurial firms' access to bank finance: evidence from China [J]. *Small business economics* ,2019 52(1) : 241 - 259.
- [14] 朱平芳 项歌德 王永水. 中国工业行业间 R&D 溢出效应研究 [J]. *经济研究* 2016(11) : 44 - 55.
- [15] COWAN R , ZINOVYEVA N. University effects on regional innovation [J]. *Research policy* ,2013 42(3) : 788 - 800.
- [16] 封伟毅 李建华 赵树宽. 技术创新对高技术产业竞争力的影响——基于中国 1995—2010 年数据的实证分析 [J]. *中国软科学* 2012(9) : 154 - 164.
- [17] 王晓红 张少鹏 张奔. 校企知识流动效率测度及影响因素分析——基于空间面板 Tobit 模型的实证研究 [J]. *科技进步与对策* 2020(20) : 107 - 115.
- [18] 吴玉鸣 何建坤. 研究型大学研发与首都区域专利产出的动态计量经济分析 [J]. *科研管理* 2007(2) : 93 - 98.
- [19] 王淑英 秦芳. 基于空间面板模型的高校创新产出溢出效应的实证研究 [J]. *软科学* 2015(7) : 64 - 68.
- [20] 廖述梅. 高校研发对企业技术创新的溢出效应分析 [J]. *科研管理* 2011(6) : 11 - 17 + 35.
- [21] 王晓红 张奔. 校企合作与高校科研绩效: 高校类型的调节作用 [J]. *科研管理* 2018(2) : 135 - 142.
- [22] ZHANG B , WANG X H. Empirical study on influence of university-industry collaboration on research performance and moderating effect of social capital: evidence from engineering academics in China [J]. *Scientometrics* ,2017 ,113(1) : 1 - 21.
- [23] 白雪洁 李爽. 基于动态网络 SBM 模型的中国高技术产业创新效率 [J]. *中国科技论坛* 2016(5) : 39 - 45.
- [24] 沈能 彭慧 姚炯. 多渠道国际研发溢出与创新效率空间收敛研究 [J]. *科学学研究* 2019(6) : 1091 - 1101 + 1141.
- [25] 赵增耀 章小波 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应 [J]. *中国工业经济* 2015(1) : 32 - 44.
- [26] 王晓红 张少鹏 张奔. 风险投资集聚与高技术产业创新——产学知识流动的中介作用和关系导向的调节作用 [J]. *西安交通大学学报(社会科学版)* 2020(6) : 22 - 32.
- [27] BERCHICCI L. Towards an open R&D system: internal R&D investment , external knowledge acquisition and innovative performance [J]. *Research policy* ,2013 42(1) : 117 - 127.
- [28] ESCRIBANO A , FOSFURI A , TRIBO J A. Managing external knowledge flows: the moderating role of absorptive capacity [J]. *Research policy* ,2008 38(1) : 96 - 105.
- [29] CASSIMAN B , VEUGELERS R. In search of complementarity in innovation strategy: internal R&D and external knowledge acquisition [J]. *Management science* ,2006 52(1) : 68 - 82.
- [30] BRONZINI R , PISELLI P. The impact of R&D subsidies on firm innovation [J]. *Research policy* ,2016 45(2) : 442 - 457.
- [31] 李新功. 政府 R&D 资助、金融信贷与企业技术创新 [J]. *管理评论* 2016(12) : 54 - 62.
- [32] 冯严超 王晓红. 国际技术溢出渠道对技术创新影响的比较研究 [J]. *工业技术经济* 2018(5) : 97 - 104.

(责任编辑:黄明晴;英文校对:葛秋颖)

(下转第 108 页)

Effect of Intellectual Property Right System on Technology Progress of Pharmaceutical Industry in China:

Empirical Study Based on FDI Perspective

FANG Zhongxiu¹, WANG Haisu²

(1. School of Economics and Business Administration, Central China Normal University, Wuhan 430079, China;

2. School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: This paper focuses on the technology spillover from FDI, and explores the influence effect of intellectual property right (IPR) system on technology progress of pharmaceutical industry by constructing a variable coefficient individual fixed effects model and using the data of China's pharmaceutical industry from 1997 to 2015. The study finds that the stricter IPR system directly plays a negative role in promoting technology progress of domestic enterprises, however, both the promotion of foreign enterprises' technology progress and domestic enterprises' accumulated technology progress can offset the negative influence of strengthening IPR protection on technology progress of domestic enterprises. During this procedure, endogenous motive force of development, such as human capital investment, begins to play a significant role. The paper comes up with the following conclusions: Firstly, appropriate IPR protection should be implemented to effectively guarantee the specificity and returns of knowledge innovation to improve the environment for overseas investment and maintain innovative impetus of developers. Secondly, the opening-up policy should be deepened and industrial technology be promoted by making good use of qualified international human resources. Thirdly, local human resource development should be strengthened further to advance the ability of independent research and innovation of local firms and prompt technology progress as well as economic growth.

Key words: IPR system; technology progress; FDI; pharmaceutical industry

(上接第 66 页)

Endogenous Innovation Efforts, Space Spillover and High-tech Industry Innovation Performance:

From the Perspective of Industry-University Knowledge Flow

WANG Xiaohong¹, ZHANG Shaopeng¹, ZHANG Ben²

(1. School of Economics and Management, Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China;

2. School of Economics and Management, Harbin University of Science and Technology, Harbin 150080, China)

Abstract: Today, high-tech industries have gradually become an important engine of China's economic development, and it is of great significance to promote the innovation performance of high-tech industries. Based on the provincial panel data from 2011 to 2018, the article uses the spatial Durbin model to study the impact mechanism of high-tech industry innovation performance. The results show that: (1) There is a significant positive space spillover effect in China's high-tech industry innovation performance. (2) Endogenous innovation efforts have a significant promotion effect on high-tech industry innovation performance. (3) There is a significant positive correlation between the efficiency of industry-university knowledge flow and the innovation performance of high-tech industries, and it positively moderates the promotion of endogenous innovation efforts on the innovation performance of high-tech industries. (4) The robustness of the main regression results is verified by replacing the main variables and combining the estimation results of the dynamic spatial Durbin model, and the spatial heterogeneity research based on the three regions of the east, central and western regions are also consistent with the main regression results. Based on this, it is recommended that the government should increase investment in innovation resources for the development of high-tech industries from both R&D funding and R&D personnel. At the same time, the government should promote construction of a collaborative innovation mechanism between industry and universities, improve regional technological transformation capabilities, and lay foundation for improving the innovation performance of high-tech industries.

Key words: high-tech industry; technological innovation; endogenous innovation efforts; knowledge flow in industry-university; spatial spillover effects