

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.010

欢迎按以下格式引用:马大来,叶红.供给侧结构性改革视角下中国科技成果转化绩效研究:基于空间面板数据模型的实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2020(1):45-60.Do:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.010.

Citation Format: MA Dalai, YE Hong. Research on China's scientific and technological achievements transformation performance from the perspective of supply-side structural reform: An empirical analysis of spatial panel data model [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2020(1):45-60. Do:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.09.010.

供给侧结构性改革视角下 中国科技成果转化绩效研究 ——基于空间面板数据模型的实证分析

马大来¹, 叶红²

(1.重庆理工大学 管理学院,重庆 400054;2.重庆工商职业学院,重庆 400052)

摘要:通过构建科技成果转化的评价指标体系,文章采用至强有效前沿的最小距离法(mSBM)测度了中国1998—2016年各省份的科技成果转化绩效,并且在分析科技成果转化绩效空间相关性的基础上,结合供给侧结构性改革背景,使用空间面板数据模型实证考察了科技成果转化绩效的影响因素。结果表明:中国科技成果转化绩效呈现出明显的省际差异性,大多数东部沿海省份的科技成果转化绩效相对较高,而中西部内陆省份的科技成果转化绩效则不尽如人意;分地区看,东部地区的科技成果转化绩效最高,中部地区次之,西部地区最低;纳入空间效应后,科技成果转化绩效在不仅在全局空间上呈现出空间依赖性,而且在局部空间上表现出空间异质性,且大部分省份的科技成果转化绩效位于空间集聚区内,少量省份处于空间离群区内;空间计量模型结果显示,产业结构、金融结构、人力资本结构、经济发展水平、外商直接投资有效促进科技成果转化绩效提升,而产权结构和政府干预则对科技成果转化绩效表现出抑制作用。

关键词:供给侧结构性改革;科技成果转化绩效;mSBM;空间计量模型;影响因素

中图分类号:F204;F062.4

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2020)01-0045-16

修回日期:2019-09-19

基金项目:重庆市社会科学规划项目“供给侧改革背景下重庆市全要素绿色能源效率与提升机制研究”(2017BS34);重庆市教委人文社会科学研究项目“重庆市科技成果转化的供给侧结构性改革研究”(17SKG146);国家社会科学基金项目“三峡库区扶贫开发、生态承载和社会治理复合系统协调发展路径研究”(16BGL122)

作者简介:马大来(1987—),男,山东潍坊人,重庆理工大学管理学院副教授,博士,主要从事科技创新与低碳发展研究,Email:madalai@163.com。

一、问题提出

改革开放以来,中国的科技实力取得了长足发展,在许多前沿领域已经接近或者达到世界先进水平,逐步实现由“跟跑者”向“并行者”“领跑者”角色转变。与此同时,尽管中国已经成为仅次于美国的第二大经济体,但是经济增长中不协调、不平衡、不可持续的短板依旧严重,尤其是大多数产业仍处于链条的最低端,且具有高附加值的研发领域十分薄弱。数据显示,当前中国的科技进步贡献率仅为55%,而德国、美国等发达国家的科技贡献率普遍超过80%。来自世界产权组织(WIPO)的报告表明,2011年中国超过美国成为专利申请第一大国,但是专利技术的实施率仅为0.29%。由此可见,科技成果供给低效、与经济发展联系不紧密已经成为制约中国科技创新的重要问题。因此,探讨实现科技成果高效转化的有效路径,将科技创新成果真正转变成推动经济社会发展的现实动力,提高经济发展质量,这对于中国加快实施创新驱动发展战略无疑具有重要意义。

在2015年11月的中央财经小组会议上,习近平总书记首次提出供给侧结构性改革,为中国深化经济社会改革指明了方向。而供给侧结构性改革的核心命题,就是采用改革的办法推进结构性调整,矫正要素配置扭曲,扩大有效供给,进而提升供给侧结构对需求侧变化的适应程度。不少学者的研究表明,影响中国科技成果转化不仅有产业结构、金融发展以及人力资本等要素配置的因素,也包括产权改革等体制机制因素;因此,推进供给侧结构性改革,改变影响中国科技成果转化的不利因素,这无疑为科技成果的有效供给提供重要思路。除此之外,由于中国地域广大,资源禀赋、经济发展等差异导致科技创新呈现出区域不平衡性,那么中国科技成果转化是否也有显著的空间差异性,这同样也是不可忽略的重要因素。有鉴于此,中国的科技成果转化绩效究竟有多高?又是否呈现出典型的空间依赖性?供给侧的结构性调整是否能够有效提升科技成果转化绩效?这些都是本文所要探讨的重点。

二、文献回顾

一般而言,科技成果转化是连接科技知识与现实生产力的重要桥梁,同时也是将科学技术转化为现实效益的主要途径。科技成果转化绩效则是综合反映了相关要素投入与产出结果之间的比例关系。提升科技成果的转化绩效,无论对于一个企业还是对于一个国家,其重要意义不言而喻^[1]。因此,国内外学者对科技成果转化展开大量研究。通过梳理已有文献,发现相关研究集中在三个方面:一是科技成果转化的表现形式。科技成果转让、建设科技园、产学研结合以及企业自我研发是当前科技成果转化的四种主流模式^[2-3]。二是科技成果转化绩效的评价指标。按照不同的标准划分,主要分为单一指标、复合指标和指标体系三种类型,但考虑到全面性和灵活性原则,大部分学者主要采用构建指标体系的方法来表征科技成果转化绩效^[4-5]。三是科技成果转化绩效的评价方法。主流的方法有两种:第一种是数据包络分析方法(DEA),例如Chapple等^[6]、罗彪和卢蓉^[7]等学者采用DEA方法评价了科技成果转化绩效;第二种是随机前沿分析法(SFA),陈关聚^[8]、董洁和黄付杰^[9]等学者采用该方法分别从行业和区域角度测算了中国的科技成果转化绩效。此外,还有部分学者采用神经网络法、模糊评价法、TOPSIS法等开展科技成果转化的绩效评价^[10-12]。

伴随着中国提出了创新驱动发展战略,国内学术界高度重视当前科技成果转化低效的问题。已有研究表明,资金投入不足、人才配置不合理、体制僵化以及机制不灵活是当前阻碍中国科技成

果转化的重要因素^[13]。有鉴于此,不少学者从结构调整、资源配置等视角探讨提升科技成果转化绩效的路径。钟优慧采用 DEA 方法测算了中国 2002—2012 年的科技成果转化效率,并实证分析了人力资本结构对科技成果转化效率的影响,结果表明人力资本结构优化对提升科技成果转化效率有显著提升作用^[14]。苏世彬和李莘探讨了要素价格扭曲对科技成果转化效率的影响,结果表明劳动要素和资本要素的价格扭曲对科技成果转化效率提升产生了显著的负面影响^[15]。刘永千使用层次分析法评价了上海市的科技成果转化能力,结果显示科技成果转化效率仍有改善空间,且资金、人才等要素对提升科技成果转化能力的贡献度最大^[16]。何悦等的研究结果印证了科技转化机制不健全、资源配置不合理是导致大学科技成果转化低效的重要原因^[17]。何彬和范硕的研究则发现,产业结构、资源禀赋等因素对中国大学科技成果转化绩效有显著的影响^[18]。

综上所述,尽管当前国内外学者对于科技成果转化绩效的研究有一定积累,但是仍旧存在两个方面的短板:其一,现有科技成果转化的评价指标体系较多重视经济效益、社会效益指标,忽略科技成果转化所产生的环境效益,这与中国倡导绿色发展战略明显不符;其二,在探讨影响科技成果转化绩效的结构性因素时,多数文献基于单一视角开展研究,譬如产业结构、人力资本结构等,不仅较少涉及产权结构、金融结构等因素,而且更是鲜有文献将所有结构要素纳入供给侧结构性改革的框架内。有鉴于此,本文在以下两点实现了拓展:一是构建了包括环境效益在内的科技成果转化绩效的评价指标体系;二是在供给侧结构性改革的背景下,探讨影响中国科技成果转化绩效的主要结构性因素,并开展系统性的实证考察,有利于克服已有研究的视角过于单一的缺陷。

三、测算方法、指标体系和数据来源

(一) 至强有效前沿的最小距离法

本文采用当前 DEA 中较为前沿的 mSBM 模型来测算中国的科技成果转化绩效。借鉴 Jahanshahloo 等^[19]的研究成果,本文提出了至强有效前沿的最小距离法,简称 mSBM。较之以往其他类型的 DEA 模型,该方法的最大特色是通过寻找在生产前沿上距离最小的投影点,从而实现投入产出最有效的配置,基于此测算出被考察对象的效率值。

假定构建一个包含投入产出变量的完整生产体系,该体系被划分为 n 个决策单元,每个决策单元均由 m 个生产要素和 s 个产出结果所构成。为方便表征,要素投入、产出结果分别由公式 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R_+^{m \times n}$ 、 $Y^g = (y_1^g, y_2^g, \dots, y_n^g) \in R_+^{s \times n}$ 表示。 $DMU_0 = (x_0, y_0^g, y_0^b)$ 表示将要测算的决策单元。所有可能性的生产集合由向量 $P^l(x) = \{(x, y) : x \text{ 能生产 } y\}$ 所表征。那么在所有生产集合的上面,至强有效前沿产出单元则由 $F^s(P)$ 所表示。

在整个生产体系的投入产出运行过程中,通过对在生产前沿上寻找出距离最小 L_1 的基础上,那么至强有效前沿的最小距离法的基本模型为:

$$\begin{aligned}
 (\text{mSBM}) \quad \min & \left(\sum_{i=1}^m s_{i0}^- + \sum_{r=1}^s s_{r0}^+ \right) + M \left(\sum_{i=1}^m \bar{s}_{i0}^- + \sum_{r=1}^s \bar{s}_{r0}^+ \right) \\
 & s_{i0}^- \geq 0, \quad i = 1, \dots, m \\
 & s_{r0}^+ \geq 0, \quad r = 1, \dots, s
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 \max & \left(\sum_{i=1}^m s_{i0}^- + \sum_{r=1}^{s_1} s_{r0}^+ \right) \\
 \text{s.t.} & \sum_{j \in E_1} \lambda_j x_{ij} + \bar{s}_{i0}^- = x_{i0} - s_{i0}^- \\
 & \sum_{j \in E_2} \lambda_j y_{ij} - \bar{s}_{r0}^+ = y_{i0} + s_{r0}^+ \\
 & \lambda_j \geq 0, \bar{s}_{i0}^- \geq 0, \bar{s}_{r0}^+ \geq 0
 \end{aligned} \tag{2}$$

在式(1)中, $s_{i0}^-, s_{r0}^+, \bar{s}_{i0}^-, \bar{s}_{r0}^+$ 代表投入要素和产出结果的松弛变量,意味着在效率改进过程中投入产出所能改变的程度。 M 为模型中的常数项,一般为取值较大的正数。式(2)则为该模型的约束条件。假如将式(1)和式(2)两者实现结合,则整个模型表现出一个典型的二层线性规划,即为本文所提出的 mSBM 模型,亦或称之为至强有效前沿的最小距离法。相比较于传统最大距离法的 SBM 模型,mSBM 模型是对其进一步优化改进。假如该模型的约束条件式(2)转化为:

$$\min \left(\frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_{i0}^- / x_{i0}}{1 + \frac{1}{s} \sum_{r=1}^s s_{r0}^+ / y_{r0}} \right) \tag{3}$$

将式(1)和式(3)实现结合,则该模型由 mSBM 模型转变成传统的 SBM 模型。但是 SBM 模型要成立,前提条件是要保证分子取值最小化,分母取值实现最大化。而分子、分母要想取值合理,只要保证公式 $\sum_{i=1}^m s_{i0}^- / x_{i0}$ 、 $\sum_{r=1}^s s_{r0}^+ / y_{r0}$ 等取值最大即可。一般而言,这两个公式取值大小由松弛变量 \bar{s}_{i0}^- 、 \bar{s}_{r0}^+ 所决定。因此,在效率测算过程中,只有确保松弛变量实现最大化的取值,才能实现整个模型的约束条件取值最小化。以上比较表明,mSBM 和 SBM 两个模型在测算原理上呈现出明显的对立性。相较于传统的 SBM 模型,mSBM 模型最大优点是实现了生产前沿投影点由最大距离向最小距离的转变,即经过最小幅度的投入产出变动即可以实现效率最优化的改进。在现实的经济生产活动中,采用 mSBM 测算出的效率值,能够以最小的变动成本实现最优化的资源配置,有利于节约经济资源,这对于生产者制定经济决策无疑有较大的参考价值。

(二) 指标体系构建

要准确测度本文的核心内容——科技成果转化绩效,前提是要构建科学合理的评价指标体系。按照目的性、全面性、对应性、精简性和可操作性的原则,同时结合中国科技创新的实际情况,本文构建了表征科技成果转化的投入产出指标体系。该指标体系包括人力、资本和技术三类投入要素,经济效益、社会效益和环境效益三类产出结果。经过筛选后,本文最终设计出由 9 个具体指标所构成的科技成果转化评价指标体系(见表 1)。

在整个评价指标体系中,本文选取的投入指标包括:(1)人力投入。选取 R&D 人员全时当量作为人力投入指标,具体指从事研发的全时人员数加非全时人员按工作量折算为全时人员数的总和。(2)经费投入。选取 R&D 内部经费支出表征经费投入,具体包括用于 R&D 项目(课题)时的直接费用或者相关的间接费用两个部分。同时,为消除价格通货膨胀的影响,借鉴朱有为和徐康宁^[20]的研究成果,以 1997 年为基期,将不同年份的 R&D 内部经费支出利用组合 R&D 价格指数进行平减。此外,本文采用公式为 $RDS_{i,t} = (1 - \delta)RDS_{i,t-1} + RDF_{i,t}$ 的“永续存盘法”将 R&D 经费的流量指标转化为存量

指标,其中 $RDS_{i,t}$ 代表第 i 省份第 t 年的 R&D 资本存量, $RDF_{i,t}$ 代表第 i 省份第 t 年的 R&D 资本流量,折旧率 δ 的取值为 15%^[21]。1997 年基期资本存量的计算公式为 $RDS_{i,1997} = RDF_{i,1997} / (g_i + \delta)$, g_i 为第 i 省份 R&D 资本流量的年均增长率。(3) 技术投入。张权认为,授权专利专门指对产品、方法或者工艺提出新的技术方案,不仅是一种最重要的科技成果形式,而且是转化为新产品最直接的技术要素^[22]。因此,本文选取专利申请授权量表示技术投入。

表 1 科技成果转化评价指标体系

指标层次	一级指标	二级指标	单位
投入指标	人力投入	R&D 人员全时当量	万人
	经费投入	R&D 内部经费支出	万元
	技术投入	专利申请授权量	万项
产出指标	经济效益	新产品销售收入	亿元
		技术服务收入	亿元
	社会效益	全社会从业人员	万人
		城镇居民人均可支配收入	万元
		农村居民人均纯收入	万元
	环境效益	环境综合指数	—

本文从经济效益、社会效益和环境效益三个方面设计产出指标:(1) 经济效益。选取新产品销售收入、技术服务收入两个指标表征经济效益。其中,新产品销售收入是科技成果市场转化所带来的直接经济效益,反映科技成果的市场接受程度。同时,为消除价格通货膨胀带来失真的影响,借鉴严太华等^[23]的研究结论,本文使用工业品出厂价格指数将名义新产品销售收入平减为以 1997 年为基期的实际新产品销售收入。技术服务收入也是科技成果市场转化所带来的重要经济效益,同样采用工业品出厂价格指数进行平减,转变为 1997 年的不变价格。(2) 社会效益。选取全社会从业人员、城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入三个指标表征社会效益。其中,全社会从业人员的数量直接反映出一个地区的就业水平好坏;城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入则反映出城乡居民的收入情况,是该地区居民生活水平高低的重要体现。同样,为消除通货膨胀的负面影响,本文采用居民消费价格指数进行平减,将城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入两个指标转化为以 1997 年为基期的不变价格。(3) 环境效益。采用环境综合指数表征环境效益,具体通过对空气质量优良率、工业废水处理率和工业固体废物综合利用率等三个指标,运用熵值法予以计算出。该指标综合反映了地区环境质量的优良程度。其中:空气质量优良率具体以空气质量达到二级以上监测天数占全年监测总天数的比重表示,是体现该地区空气质量好坏的重要指标;工业废水处理率指工业废水处理量与工业废水排放量之间的比值,反映该地区对水源水质的保护情况;工业固体废物综合利用率具体以工业固体废物综合利用量占工业固体废物产生量的比重来表示,是衡量该地区固体废物循环回收利用的重要体现。

(三) 数据来源

为充分遵循数据搜集的全面性和可获得性两个原则,本文最终选择中国 1998—2016 年 30 个省份(香港与澳门特别行政区、西藏自治区、台湾地区除外)的面板数据作为实证分析的考察样本。由

于科技成果资源从投入转化为最终产出具有一定的时滞性,取滞后期为1年,即:投入指标的数据为1997—2015年,产出指标的数据为1998—2016年。所有指标的数据均来自于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境年鉴》与各地方统计年鉴。

四、科技成果转化绩效评价及其空间相关性

(一) 科技成果转化绩效的静态时序分析

基于前文构建的科技成果转化评价指标体系,本文采用 maxDEA 软件测算出中国 1998—2016 年 30 个省份的科技成果转化绩效,其具体结果见图 1。根据图 1 的测算结果,在样本考察期内,仅有北京和上海的平均科技成果转化绩效为 1,实现科技转化效果的最优,而其他省份的科技成果转化绩效均低于 1,离生产前沿面尚存在一定距离。从各省份科技成果转化绩效的平均值看,全国排名前五位的省份分别为北京、上海、天津、广东和浙江,其平均科技成果转化绩效均超过 0.93。这些省份的科技成果转化绩效之所以较高,一方面,这些省份均位于东部沿海地区,经济发展水平较高,且拥有数量众多的高校和科研院所,储备了充足的科研人员,为科技成果产出与转化提供了充足的经费和人力支持;另一方面,市场化水平较高,科技与市场紧密结合,科技成果转化的经济社会效益较高,加之体制机制较为灵活,因而科技产出转化较为理想,有相对成熟的科技成果转化模式。科技成果转化绩效位居全国后五位的省份分别是山西、甘肃、内蒙古、青海和贵州,其平均效率值均不足 0.55。这些省份的效率值之所以较低,其原因在于,经济发展水平较为落后,科技研发经费不足,加之高校和科研院所的数量较少,专门从事科研活动的人员数量严重不足。此外,科技转化的体制机制僵化,不能与市场形成有效结合,导致研发投入和产出效益出现不对称问题。可见,中国科技成果转化绩效呈现出显著的省域差异性,科技成果转化绩效较高的省份主要分布在东部沿海地区,而中西部内陆省份的科技成果转化绩效则相对较低。加快科技成果转化相对低效的中西部省份的发展速度,不仅有助于缩小不同省份间科技成果转化的差距,而且对于提升中国整体的科技发展水平具有重要意义。

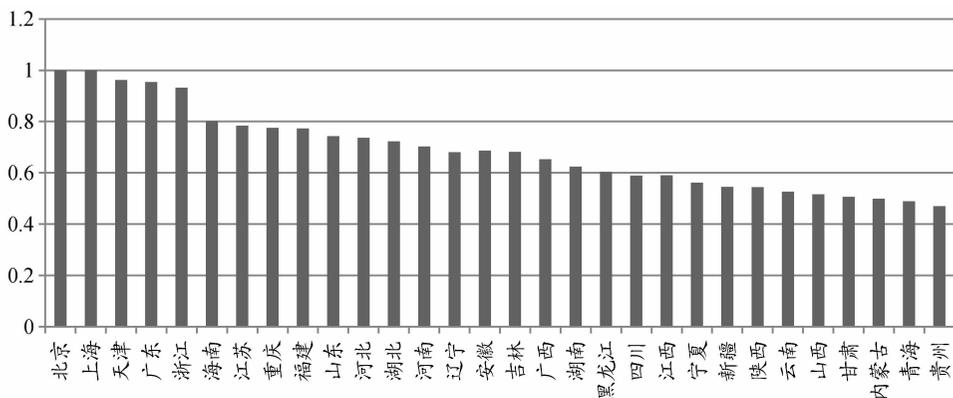


图 1 中国 30 个省份的平均科技成果转化绩效

为进一步考察中国科技成果转化绩效的动态变化过程,图 2 给出了全国及其东、中、西部的 1998—2016 年期间科技成果转化绩效的变动趋势。由图 2 可知,除东部地区外,全国与中西部地区的科技成果转化绩效变化较为一致。其中,东部地区的科技成果转化绩效在考察期内的个别年份有所上升,但整体上变化不大。中部地区的科技成果转化绩效变化呈现两个截然不同的阶段,2004

年之前呈现出明显的上下波动态势,2004年之后则表现出平稳上升的趋势。同中部地区一样,西部地区的科技成果转化绩效变化也分为两个不同阶段,2006年之前同样上下剧烈波动,2006年之后则表现较为平稳。从三大地区的科技成果转化绩效的差异性看,区域分化尤为明显。东部地区的科技成果转化绩效平均值高达0.8513,远高于全国0.6866的平均水平;中部地区的科技成果转化绩效平均值为0.6414,接近全国的平均水平;而西部地区的平均效率值仅有0.5599,低于全国的均值水平。由此可见,中国东部地区的科技成果转化最为高效,中部地区次之,西部地区最低。

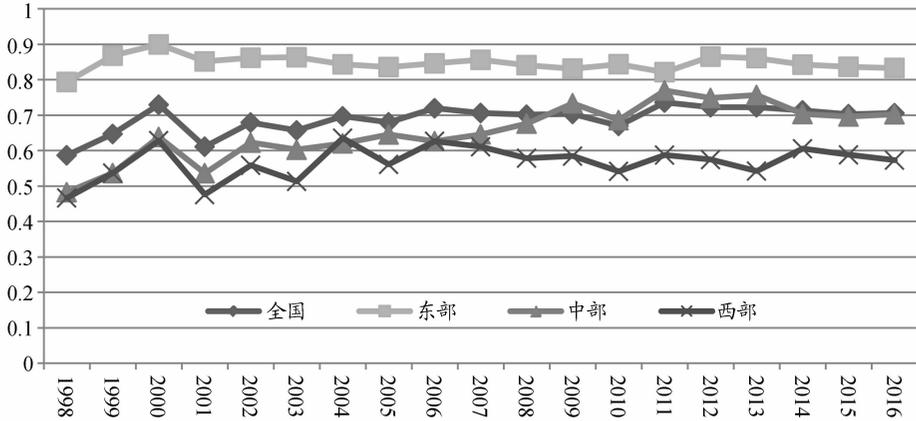


图2 1998—2016年全国及其三大地区科技成果转化绩效变动趋势

(二) 科技成果转化绩效的空间相关性分析

中国的区域面积广大,不同省份之间的地理位置、经济发展存在显著的差异性,因此在科技成果转化过程中,不可避免地存在资源的流动与交换。一般而言,一个省份的科技成果转化往往会对其省份产生重要影响,这就表现出显著的空间溢出效应。省份之间的距离越近,这种溢出效应表现越强烈,尤其是相邻省份表现得更为突出,这就是本文所要考察的科技成果转化绩效的空间相关性。空间相关性具体表现为空间集聚性和空间异质性两个方面,前者指由于溢出效应的存在,邻近省份的科技成果转化绩效表现出较强的相似性,发生了集聚现象;后者则由于空间不均质性的原因,不同省份的科技成果转化绩效具有中心和外围的差别,发生了离群现象。一般而言,表征空间相关性的量化指标为全局 Moran's I,其具体的公式如下^[24]:

$$\text{Moran's I} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij}} \quad (4)$$

在式(4)中, n 代表在空间上所考察的单元数量。 x_i 和 x_j 分别为 i 地区、 j 地区的观测值,具体表征不同空间单元的空间数值属性, $\bar{x} = (\sum_{i=1}^n x_i)/n$,代表所有空间单元观测值的平均数。一般而言,全局 Moran's I 的最终取值始终在-1和1的区间之内,并且不同的取值代表了不同的空间相关性。当 Moran's I 取值为最大值1时,表示所有空间单元的观测值具有显著的空间正相关性;当 Moran's I 取值为最小值-1时,则意味着所有空间单元的观测值呈现出显著的空间负相关性;仅当 Moran's I 取值为0时,表明各个空间单元之间是独立的,不存在任何的相关性。 \mathbf{W}_{ij} 为公式中的空间权重矩阵,一般常用的是邻接权重矩阵,其基本形式由0和1所构成。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 地区和 } j \text{ 地区相邻} \\ 0 & i \text{ 地区和 } j \text{ 地区不相邻} \end{cases} \quad (5)$$

全局 Moran's I 被测算出来后,还有失真的可能性存在,故其显著性检验是有必要的。有鉴于此,本文选择 Z-score 正态分布方法验证 Moran's I 的显著性。假如 Moran's I 的 Z-score 统计量通过了 10%、5%、1% 三种显著水平的检验,则意味着 Moran's I 具有真实性。Z-score 正态分布的表达式如下:

$$Z(d) = \frac{[\text{Moran's I} - E(\text{Moran's I})]}{\sqrt{\text{VAR}(\text{Moran's I})}} \quad (6)$$

全局 Moran's I 只能反映所有空间单元在全局上的空间分布特征,而对于其在局部上的空间分布情况则无法考察,这里需要引入局部空间散点图(LISA)。为深入考察不同省份科技成果转化绩效在局部上的空间分布特征,本文通过采用局部空间相关性指标——局部散点图(LISA)来研究被考察对象内部详细的空间异质性问题。其中,局部 Moran's I 的公式为^[25]:

$$\text{Moran's I} = \frac{n^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (7)$$

基于式(4)一式(6),本文采用 Geoda 软件计算出中国 1998—2016 年 30 个省份科技成果转化绩效的全局 Moran's I 指数,其具体结果如表 2 所示。由表 2 可以看出,科技成果转化绩效的 Moran's I 取值在样本考察期内均为正数,且在 5% 或 1% 的临界水平上表现显著,由此验证出中国省际间科技成果转化绩效具有显著的空间相关性特征。与此同时,随着时间推移, Moran's I 呈现出缓慢上升的趋势,表明这种空间相关性逐渐增强,这反映出空间因素对科技成果转化绩效的变迁具有重要影响。省际间的科技成果转化绩效并不是相互独立的,相互之间不存在任何的联系,相反在空间上具有显著的空间集聚性特征,即相邻省份的空间模仿效应表现强烈。由此表明,在深入研究中国省域间科技成果转化绩效时,这种强烈的空间相关性特征是不应该被忽略的,相反要予以充分重视。假如这一重要特征未能被纳入整个研究的框架,则可能导致实证分析结果出现重大偏差。

为深入观察科技成果转化绩效在局部上的空间分布特征,图 3 给出 1998—2016 年中国科技成果转化绩效的局部散点图(LISA)。整个局部散点图分为四个截然不同的象限,其中第一象限为高值集聚区域、第三象限为低值集聚区域,这两个象限均为典型的空间集聚区,代表自身的科技成果转化绩效水平较高(低),且四周相邻省份的科技成果转化绩效也较高(低);二、四象限则属于空间离群区,代表自身的科技成果转化绩效较高(低)而周围相邻省份的科技成果转化绩效则较低(高)。此外,在具体的空间属性上,位于一、三象限的省份是典型的中心区域,而二、四象限的省份则是非典型的外围区域。其中,位于第一象限的有北京、上海、天津、浙江、江苏、福建、山东和河北等 8 个省份,占有统计省份的 26.67%,这些地区均是典型的高值集聚区;位于第二象限的有辽宁、河南、安徽、内蒙古、江西和广西等 6 个省份,占有统计省份的 20.00%,这些地区是非典型的空间离群区;湖北、湖南、吉林、黑龙江、山西、陕西、重庆、四川、宁夏、青海、甘肃、新疆、贵州、云南等 14 个省份则处于第三象限,为典型的低值集聚区,占全部统计省份的 46.67%;仅有广东和海南等 2 个省份位于第四象限,同样为空间离群区,占有统计省份的 6.67%。以上可知,中国大部分省份属于典型的高值集聚区(H-H)和低值集聚区(L-

L),这一比重高达73.34%;只有少量省份位于空间离群区,其所占比重仅有26.67%。可见,中国的科技成果转化绩效在局部空间分布特征上,不仅有显著的空间依赖性的存在,同时也有空间异质性的表现。

表2 1998—2016年中国科技成果转化绩效的Moran's I指数

年份	Moran's I	E(I)	Mean	Sd(I)	Z-value
1998	0.213 2	-0.034 5	-0.032 8	0.119 6	2.071 1
1999	0.209 2	-0.034 5	-0.034 2	0.120 1	2.029 1
2000	0.199 4	-0.034 5	-0.040 9	0.118 7	1.970 5
2001	0.196 3	-0.034 5	-0.041 2	0.119 4	1.933 0
2002	0.237 4	-0.034 5	-0.035 7	0.122 7	2.216 0
2003	0.241 5	-0.034 5	-0.036 1	0.120 1	2.298 1
2004	0.230 4	-0.034 5	-0.038 4	0.119 9	2.209 3
2005	0.246 1	-0.034 5	-0.030 8	0.121 7	2.305 7
2006	0.250 2	-0.034 5	-0.034 2	0.121 9	2.335 5
2007	0.251 3	-0.034 5	-0.035 8	0.121 8	2.346 5
2008	0.249 6	-0.034 5	-0.037 1	0.120 5	2.357 7
2009	0.246 2	-0.034 5	-0.033 4	0.119 7	2.345 0
2010	0.257 1	-0.034 5	-0.029 7	0.129 4	2.253 5
2011	0.236 8	-0.034 5	-0.033 8	0.119 9	2.262 7
2012	0.248 8	-0.034 5	-0.029 1	0.123 7	2.290 2
2013	0.242 9	-0.034 5	-0.031 7	0.120 3	2.305 9
2014	0.232 1	-0.034 5	-0.032 7	0.124 2	2.146 5
2015	0.258 7	-0.034 5	-0.033 6	0.127 7	2.296 0
2016	0.250 7	-0.034 5	-0.032 8	0.125 5	2.272 5

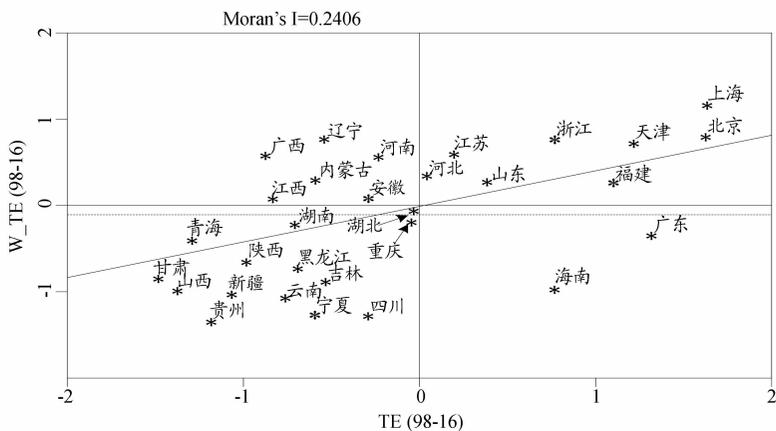


图3 1998—2016年中国平均科技成果转化绩效的局部散点图(LISA)

五、科技成果转化绩效影响因素的空间回归分析

(一) 空间计量模型构建与数据来源

根据前文的研究结果可知,科技成果转化绩效存在较大的省域差异性,因此深入考察影响科技成果转化绩效的外在因素,对于提升中国整体科技发展水平具有重要意义。供给侧结构性改革无疑给中国提升科技成果转化水平提供了重要思路。结合供给侧结构性改革核心命题——结构调整因素,本文从以下四点分析对科技成果转化绩效的影响:第一,产业结构(IND)。不同产业部门的科技成果吸收能力存在差异性,一般而言,产业结构越高级,其对科技成果的吸收能力就越强,因而产业结构优化有利于促进科技成果转化^[26]。第二,产权结构(PRO)。已有研究表明,受国家宏观经济政策的影响,不同产权制度的企业具有差异性的激励机制,这不仅会直接影响企业日常生产活动,而且会间接作用于企业对先进科技成果的采纳和吸收能力,进而对地区科技成果转化产生重要影响^[27]。第三,金融结构(FIS)。金融结构反映出市场上国有商业大银行与中小商业银行的构成关系,是衡量金融发展水平的重要体现。较之中小商业银行,国有大银行能为科技成果转化提供更好的贷款融资、风险分散和价格发现等服务,因此国有大银行占主导地位的金融结构利于提升科技成果转化绩效。第四,人力资本结构(HUM)。科技成果的研发与转化主要由高素质的科研人员完成,人力资本结构越高级,越有利于促进科技成果转化^[28]。除了以上主要的结构性因素外,经济发展水平(GDP)、外商投资(FDI)、政府干预(GOV)等是影响科技成果转化绩效重要的经济因素与政策因素,本文也将其纳入影响因素的分析框架之中^[29]。基于以上分析,本文从产业结构、产权结构、金融结构、人力资本结构、经济发展水平、外商直接投资和政府干预等七个方面考察其对科技成果转化绩效的影响。

前文验证出中国科技成果转化绩效呈现出显著的空间自相关性,但传统的普通计量模型采用的是最小二乘估计法,未能将研究对象的空间效应包含在内,可能导致实证分析结果出现较大偏差。同时还要说明的是,由于DEA方法测度出的效率值介于0和1之间,因此回归方程的因变量被限制在这个区间。Griliches的研究表明,这种情况下如果再使用传统的最小二乘法做估计,会给参数估计带来有偏向于0的情况,可能造成回归结果与实际不一致^[30]。由于空间计量模型所采用的是极大似然估计(ML),能够较好地克服传统的最小二乘法估计结果有偏的问题。有鉴于此,为提高模型估计的准确性,有必要将研究对象可能存在的空间效应包含在内,将传统的普通计量模型改进为空间计量模型。结合空间计量模型的基本形式,本文构建科技成果转化绩效影响因素的空间面板数据模型如下:

$$\begin{aligned} TE_{i,t} &= \alpha_i + \varphi_t + \beta_1 IND_{i,t} + \beta_2 PRO_{i,t} + \beta_3 FIS_{i,t} + \beta_4 HUM_{i,t} + \beta_5 GDP_{i,t} + \\ &\quad \beta_6 FDI_{i,t} + \beta_7 GOV_{i,t} + \delta \sum_j W_{ij}(TE_{i,t}) + \mu_{i,t} \\ \mu_{i,t} &= \lambda \sum_j W_{ij} * u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

该模型是包含SEM和SAR两种形式的空间固定效应模型, δ 、 λ 分别表示空间自回归项和空间误差项。假如空间自回归项 δ 的取值显著为0,则该模型变为空间误差模型(SEM);若空间误差项 λ 的取值显著为0,则该模型转变成空间自回归模型(SAR)。 α_i 、 φ_t 代表该模型不同的固定效应属性,前者为空间固定效应,后者为时间固定效应。

在模型(8)中,各个变量具体涵义如下:TE为模型的因变量,代表科技成果转化绩效;IND为产业结构,用第三产业增加值比上GDP来表示,同时由于该自变量与因变量科技成果转化绩效之间存在双

向因果联系,为避免这一问题,本文选择将该变量进行滞后一期的处理;PRO 代表产权结构,用规模以上国有及国有控股企业的工业产值占工业总产值的比重来表征;FIS 代表金融结构,用金融市场上四大国有商业银行(工、建、中、农)年末贷款余额占全部金融机构的年末贷款余额的比重来表示;HUM 代表人力资本结构,用16岁以上劳动力中受教育程度大专及以上的人数占全部总人数的比重来表示;GDP 为经济发展水平,用各个省份历年人均 GDP 的自然对数来表征,同样为避免该自变量与因变量出现双向因果联系的问题,对该变量进行滞后一期的处理;FDI 代表外商直接投资,用以标准汇率将美元换算成人民币的外商直接投资额占 GDP 的比重来表示;GOV 代表政府干预,用地区的财政支出额占 GDP 的比重来表征。

为提高各变量指标数据搜集的质量,本文最终选择1998—2016年30个省份(香港与澳门特别行政区、西藏自治区、台湾地区除外)的面板数据作为实证考察的样本。所有变量的数据均来源于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国金融年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》和地方统计年鉴。

(二) 实证结果及其解释

本文首先采用最小二乘法对模型(8)开展估计,并进一步验证整个模型的残差项是否有显著的空间相关性,其具体的估计结果见表3。此外,为验证模型是否有控制固定效应的必要性,从而提升整个模型回归的精确度,表3还同时给出混合面板、空间固定效应、时间固定效应和双向固定效应等四个不同固定效应模型的估计结果。通过对四个不同固定效应模型的估计结果进行比较分析,以此判断模型孰优孰劣,从而选择出估计结果最优的模型。

表3 普通面板数据模型的估计与检验结果

变量	混合	空间固定效应	时间固定效应	双向固定效应
IND	0.008 5* (1.920 3)	0.006 8* (1.703 4)	0.011 5** (2.102 4)	0.014 2*** (2.421 4)
PRO	-0.102 7*** (2.938 2)	0.060 1* (1.702 1)	-0.121 7*** (-3.211 3)	0.030 4 (0.877 3)
FIS	0.102 8* (1.677 4)	0.146 8*** (2.385 4)	0.071 4 (1.298 1)	0.135 8** (2.011 7)
HUM	0.671 1*** (4.684 1)	-0.102 9 (-0.572 2)	0.522 3*** (3.466 7)	-0.063 4 (-0.272 5)
GDP	0.008 9 (1.012 7)	0.027 1** (2.258 4)	0.018 7* (1.822 4)	0.026 7* (1.886 4)
FDI	2.354 1*** (9.018 6)	1.198 7*** (4.865 1)	1.413 3*** (5.875 4)	1.422 1*** (5.124 8)
GOV	-0.587 3*** (-8.257 1)	-0.322 1*** (-2.431 7)	-0.401 1*** (-4.984 5)	-0.341 1*** (-2.531 2)
R-squared	0.571 1	0.128 9	0.594 2	0.079 4
Log-L	382.368 1	542.652 9	425.358 4	602.214 2
DW	1.692 4	1.752 2	1.980 1	1.785 5
LM-sar	32.625 2***	40.255 7***	22.412 0***	2.752 1*
Robust LM-sar	7.851 4***	1.584 7	15.112 7***	2.117 8
LM-err	27.631 4***	35.298 2***	9.288 7***	1.766 5
Robust LM-err	0.206 9	0.024 1	2.587 2*	1.338 7

注:1.括号中数据为 T 检验值;2.*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;3.模型估计、空间自相关检验使用 Matlab7.11。

由表3的估计结果可知,首先比较四个模型的拟合优度的判定系数大小,混合模型、空间固定效应模型、时间固定效应模型和双向固定效应模型分别为0.571 1、0.128 9、0.594 2和0.074 9,这表明时间固定效应模型的拟合优度的判定系数要大于其他三个模型,反映出时间固定效应模型的拟合度最优;其次比较各模型的DW值,四个模型的DW值依次是1.692 4、1.752 2、1.980 1和1.785 5,同样是时间固定效应模型超过其他三个模型。通过以上比较发现,较之其他三个模型,时间固定效应模型的估计结果表现最优。有鉴于此,时间固定效应模型是本文开展实证分析最为合适的模型。与此同时,为进一步表明整个模型估计是否还有显著的空间自相关性存在,表3下半部分给出LM-sar和LM-err的检验结果。在时间固定效应模型中,LM-sar的统计值为22.412 0,LM-err的统计值则为9.288 7,且两者的统计结果均通过1%显著水平的检验,由此验证出普通模型的估计结果具有显著的空间自相关性,而传统的最小二乘法是无法解决该问题的,整个模型不可避免地存在着一定的偏差,故采用空间计量模型进行重新回归是有必要的。此外,LM-sar的统计量要远大于LM-err的统计量,表明空间自回归模型比空间误差模型更适合本文的选择。

由于传统的普通计量模型不能解决估计结果出现的空间自相关问题,因而本文选择使用空间计量模型对模型(8)进行重新估计,分别得到SAR和SEM两种结果,具体内容如表4所示。根据表4的结果,空间自回归项spat.aut.和空间误差项 $W * dep.var.$ 的系数在1%水平上显著为正,这进一步验证了使用空间计量模型的正确性。一方面,空间计量模型的拟合优度的判定系数和对数似然函数值均在原有普通模型的基础上实现了提升;另一方面,空间计量模型各变量的估计系数正负与普通模型保持一致,但是 T 检验值同样在原有基础上实现改进。这充分表明,空间计量模型的估计结果较之普通模型实现了改进和优化。此外,通过比较SAR和SEM的Log-L统计值大小后发现,前者要大于后者,说明SAR的整体解释力度更强。因此,本文主要选择空间自回归模型(SAR)各变量的估计系数进行实际的解释分析。

表4 空间面板数据模型的估计结果(时间固定效应模型)

变量	SAR	SEM
IND	0.012 1** (2.208 4)	0.010 9** (2.021 5)
PRO	-0.129 8*** (-3.301 4)	-0.110 2*** (-2.998 4)
FIS	0.112 1** (1.977 1)	0.060 4 (1.201 7)
HUM	0.529 8*** (3.499 7)	0.511 7*** (3.211 4)
GDP	0.019 1* (1.908 7)	0.017 9* (1.803 1)
FDI	1.432 6*** (6.028 4)	1.418 9*** (5.933 2)
GOV	-0.409 8*** (-5.012 3)	-0.418 6*** (-5.211 4)
$W * dep.var.$	0.209 8*** (4.962 6)	
spat.aut.		0.229 3*** (4.341 9)
R-squared	0.628 8	0.610 5
Log-L	430.621 9	427.355 1

注:1.括号中数据为 T 检验值;2.*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

产业结构(IND)一期滞后项的估计系数为正,且通过了5%显著水平的检验,这表明产业结构优化对加快科技成果转化起到明显促进作用。这也从侧面反映出,随着中国供给侧结构性改革的深入推进,不少地方政府大力实施“退二进三”的产业结构调整策略,以减少第二产业的过剩产能,大力发展第三产业,从而促进产业结构不断优化。相关数据表明,1997年中国第三产业增加值占GDP的比重仅为30.93%,而截至2015年这一比重高达50.47%,19年间增加了近20个百分点,远远超过一、二产业的增加速度。不断优化的产业结构,不仅增强了整个产业部门的技术吸收能力,而且对新技术提出更高的要求,利于带动地方开展产学研合作,进而提升整个地区的科技研发与转化能力。

产权结构(PRO)的估计系数为负,且通过了1%显著水平的检验,这显示出国有经济份额的提升反而不利于提升科技成果转化绩效。这进一步说明,较之于非国有企业,国有企业体制机制较为僵化,且企业生产活动与市场结合度也较差,因而其采用先进生产技术和方法的积极性不如非国有企业。因此,这也有效印证,当前中国积极推进混合所有制改革,通过实施“国退民进”策略,促使国有企业建立现代产权制度,在微观上可以完善国有企业的激励机制,从而增加企业对于新技术、新工艺吸收和采纳的积极性,这显然有利于促进地区加快科技成果转化。

金融结构(FIS)在5%显著水平上对科技成果转化绩效的影响为正,这意味着金融市场上国有银行的份额越高,越有利于提升科技成果转化绩效。一般而言,科技成果转化的运行周期长,且存在着较大的失败概率,因而“高收益、高风险”是其显著特征。小银行限于资金实力薄弱、服务水平较低的影响,并不愿意提供贷款资金用于支持这种高风险的活动。只有资金实力雄厚,且受国家创新政策引导的国有商业大银行,才能为科技成果研发与成果转化活动提供资金和服务的支持,有助于形成持续性的转化机制,从而能大幅度提升地区科技成果转化效果。

人力资本结构(HUM)在1%显著水平上对科技成果转化绩效的影响为正,表明人力资本结构高级化对提升科技成果转化绩效产生促进作用。由于科技研发与成果转化对劳动力的知识能力提出了较高的要求,而高素质的研发人才正是支撑科技成果转化的智力保障。特别是中国持续加大教育的投入力度,使得高等教育得以长足发展,劳动力的受教育水平不断提高。数据也表明,中国拥有大专及以上学历的劳动力占全部劳动力的比重由1998年的3.5%提升到2016年的19.4%,19年间增加了近16个百分点。由此可见,随着中国高素质劳动力逐年增多,为实现科技成果的高质量转化提供了丰富的人才储备。

经济发展水平(GDP)一期滞后项的估计系数为正,且通过了10%显著水平的检验,这表明人均GDP的提高有利于提升科技成果转化绩效。一方面,地区经济发展水平越高,其拥有的科技资源也就越丰富,支撑科技成果转化的物质条件也就越充足;另一方面,经济水平较高的地区,其市场化程度也较高,科技与市场的联系紧密,且科技创新的体制机制也较为完善,这些都为实现科技成果高效转化提供了必要的制度条件。同时这也较好诠释了,往往经济越发达的国家,其科技转化和利用效率也越高。

外商直接投资(FDI)在1%的显著性水平上对科技成果转化绩效的影响为正,表明地区增强吸引外资的能力有利于促进科技成果转化。通常而言,吸引外资越强的地区,其对外开放程度也越高,市场竞争激烈,对企业产出水平也提出更高的要求,必然会驱动地区加大科技的投入力度,实现生产技术革新。与此同时,在对外开放过程中,东道国能够引进国外先进的技术和管理经验,不断提升自身的科技水平,其对国外科技成果的需求和吸收转化能力也就越强。尤其是随着以研发为目的“高质量”外商投资的大量出现,更是为提升科技成果转化提供了重要渠道。

政府干预(GOV)的估计系数为负,且通过了1%显著水平的检验,表明地区财政支出增加会对提升科技成果转化绩效产生抑制作用。可能的原因是,尽管财政支出为科技成果转化提供了一定的经费支持,但是过度的政府干预扭曲了资源要素的配置,尤其是对科技与市场的结合带来严重负面影响,这反而会降低科技成果转化绩效。

六、主要结论及政策启示

本文在构建科技成果转化评价指标体系的基础上,采用至强有效前沿的最小距离法(mSBM)测算出中国1998—2016年30个省份的科技成果转化绩效;同时在分析了科技成果转化绩效空间效应的基础上,结合供给侧结构性改革背景,构建空间面板数据模型实证考察了科技成果转化绩效的影响因素。研究表明:在样本考察期内,科技成果转化绩效表现出显著的省际差异性特征,科技成果转化绩效较高的省份大多数位于东部沿海地区,而中西部内陆省份的科技成果转化绩效则不尽如人意;分地区看,东部地区的科技成果转化绩效最高,中部地区的绩效水平次之,西部地区则最低。根据全局Moran's I指数的计算结果,科技转化绩效在空间上呈现出显著的空间相关性,相邻省份间的空间模仿效应表现强烈;空间LISA图则更是直观反映出,中国大部分省份的科技成果转化绩效位于典型的空間集聚区内,仅有少量省份位于非典型的空間离群区内,这意味着科技成果转化绩效在局部空間上表现出空間异质性特征。空間面板模型的估计结果显示,产业结构、金融结构、人力资本结构、经济发展水平和外商直接投资对提升科技成果转化绩效有显著的促进作用,而产权结构和政府干预则明显阻碍了科技成果转化绩效的提升。

本文的研究结论为有效提升科技成果转化绩效,进而提升中国的科技发展水平提供一定的借鉴意义。主要的政策启示如下:中西部地区要加强与东部地区的科技交流与合作,通过制定更加优惠的科技政策和人才政策,吸引更多的高技术企业和科研人才的加入,并且为加快科技成果转化提供完善的制度平台;继续深化推进“退二进三”的产业调整策略,通过加大对传统化工、钢铁、水泥等高能耗产业改造力度,大力发展高技术产业和新兴现代服务业,提高产业部门对于科技成果的吸收和转化能力;加大国有企业的产权改革力度,通过引入市场机制激活国有企业的生产潜力,进而提升国有企业从事技术研发与转化的积极性;积极制定科技创新的金融支持政策,健全银行的信贷资金管理体制,引导更多银行为科技成果研发和转化提供贷款支持,并且严格限制中小银行的盲目信贷行为;继续落实科技兴国战略,以提升学校的教育质量为重点,大力发展高等教育,培养更多应用型和研究型的高科技人才。除此之外,大力提升经济发展水平、加大对外开放力度以及适度减少政府干预,这些同样也是促进中国科技成果转化的重要途径。

参考文献:

- [1] CHEN C J. Technology commercialization, incubator and venture capital, and new venture performance[J]. Journal of Business Research, 2009, 62(1): 93-103.
- [2] 刘妹威, 陈伟忠, 王爽, 等. 提高我国科技成果转化率的三要素[J]. 中国软科学, 2006(4): 55-58, 123.
- [3] 郭强, 夏向阳, 赵莉. 高校科技成果转化影响因素及对策研究[J]. 科技进步与对策, 2012, 29(6): 151-153.
- [4] 唐五湘. 科技成果转化绩效评价指标体系的比较分析[J]. 工业技术经济, 2017, 36(1): 61-67.
- [5] 朱晓俊, 赵翔, 邢智仓. 我国科技成果转化水平的省际比较研究[J]. 科学管理研究, 2018, 36(4): 21-24.

- [6] CHAPPLE W, LOCKETT A, SIEGEL D, et al. Assessing the relative performance of U.K. university technology transfer offices: parametric and non-parametric evidence[J]. *Research Policy*, 2005, 34(3): 369-384.
- [7] 罗彪, 卢蓉. 科技成果转化效率分段评价与区域比较[J]. *中国高校科技*, 2018(7): 62-66.
- [8] 陈关聚. 中国工业企业科技成果转化效率研究: 基于 2003—2010 年面板数据的随机前沿分析[J]. *云南师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2013, 45(3): 121-128.
- [9] 董洁, 黄付杰. 中国科技成果转化效率及其影响因素研究: 基于随机前沿函数的实证分析[J]. *软科学*, 2012, 26(10): 15-20.
- [10] 王桂月, 王树恩. 基于模糊神经网络的高校科技成果转化评价研究[J]. *科技管理研究*, 2009, 29(12): 194-195, 209.
- [11] 阎为民, 周飞跃. 高校科技成果转化绩效模糊评价方法研究[J]. *研究与发展管理*, 2006, 18(6): 129-133.
- [12] 俞立平, 武夷山. 基于面板数据的地区科技成果评价研究[J]. *图书情报工作*, 2011, 55(6): 29-32, 133.
- [13] 梅姝娥, 仲伟俊. 我国高校科技成果转化障碍因素分析[J]. *科学学与科学技术管理*, 2008, 29(3): 22-27.
- [14] 钟优慧. 人力资本及其结构对科技成果转化效率的影响[J]. *韶关学院学报*, 2015, 36(11): 35-40.
- [15] 苏世彬, 李革. 要素价格扭曲对科技成果转化效率的影响: 基于省级面板数据的实证研究[J]. *科技管理研究*, 2018, 38(17): 77-80.
- [16] 刘永千. 科技成果转化能力评价研究: 以上海市为例[J]. *中国科技论坛*, 2017(1): 12-18.
- [17] 何悦, 陈丽玉, 何慧芳. 我国研究型大学科技成果转化效率评价: 基于网络 DEA 模型[J]. *科技管理研究*, 2018, 38(15): 85-92.
- [18] 何彬, 范硕. 中国大学科技成果转化效率演变与影响因素: 基于 Bootstrap-DEA 方法和面板 Tobit 模型的分析[J]. *科学学与科学技术管理*, 2013, 34(10): 85-94.
- [19] JAHANSHALOO G R, VAKILI J, ZAREPISHEH M. A linear bilevel programming problem for obtaining the closest targets and minimum distance of a unit from the strong efficient frontier[J]. *Asia-Pacific Journal of Operational Research*, 2012, 29(2): 1250011.
- [20] 朱有为, 徐康宁. 中国高技术产业研发效率的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2006(11): 38-45.
- [21] COE D T, HELPMAN E. International R&D spillovers[J]. *European Economic Review*, 1995, 39(5): 859-887.
- [22] 张权. 中国科技成果转化效率比较及对策研究[J]. *科技管理研究*, 2014, 34(13): 141-144.
- [23] 严太华, 刘松涛, 刘焕鹏. 中国高技术产业动态效率测度与收敛性分析: 基于产出导向 DSBM 模型的实证[J]. *管理工程学报*, 2015, 29(3): 222-230.
- [24] MORAN P A P. The interpretation of statistical maps[J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 1948, 10(2): 243-251.
- [25] MORAN P A P. Notes on continuous stochastic phenomena[J]. *Biometrika*, 1950, 37(1/2): 17-23.
- [26] THURSBY J G, THURSBY M C. Are faculty critical? Their role in university-industry licensing[J]. *Contemporary Economic Policy*, 2004, 22(2): 162-178.
- [27] 查建平, 唐方方, 别念民. 结构性调整能否改善碳排放绩效?: 来自中国省级面板数据的证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29(11): 18-33.
- [28] 余泳泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应: 创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J]. *管理世界*, 2013(7): 6-20, 70, 187.
- [29] GUAN J C, CHEN K H. Measuring the innovation production process: A cross-region empirical study of China's high-tech innovations[J]. *Technovation*, 2010, 30(5/6): 348-358.
- [30] GRILICHES Z. Productivity R & D and basic research at firm level in the 1970's[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(1): 141-154.

Research on China's scientific and technological achievements transformation performance from the perspective of supply-side structural reform:

An empirical analysis of spatial panel data model

MA Dalai¹, YE Hong²

(1. Management College, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054, P. R. China;

2. Chongqing Technology and Business Institute, Chongqing 400052, P. R. China)

Abstract: By constructing the evaluation index system for the scientific and technological achievements transformation, this paper uses the minimum distance to the strong frontier method (mSBM) to measure the scientific and technological achievements transformation performance in China from 1998 to 2016. On the basis of analyzing the spatial correlation of scientific and technological achievements transformation performance, combined with the supply-side structural reform background, we use the spatial panel data model to empirically examine the influencing factors of the scientific and technological achievements transformation performance. The results show that China's scientific and technological achievements transformation performance shows obvious inter-provincial differences. Most of the eastern coastal provinces have relatively high scientific and technological achievements transformation performance, while the scientific and technological achievements transformation performance in the inland provinces of the central and western regions is not satisfactory. In terms of regions, the scientific and technological achievements transformation performance in the eastern region is the highest, followed by the central region and the lowest in the west region. After incorporating the spatial effect, scientific and technological achievements transformation performance not only shows spatial dependence in the global space, but also shows spatial heterogeneity in local space. The scientific and technological achievements transformation performance in most provinces is located in the spatial agglomeration area. A small number of provinces are in a spatially separated area. The results of spatial econometric model show that industrial structure, financial structure, human capital structure, economic development level, foreign direct investment effectively promote the scientific and technological achievements transformation performance, while property rights structure and government intervention have inhibited it.

Key words: supply-side structural reform; scientific and technological achievements transformation performance; mSBM; spatial econometric model; influencing factors

(责任编辑 傅旭东)