

人力资本对区域创新效率影响的实证研究

冯江茹

(山西大学 商务学院,太原030031)

摘要:城市“抢人大战”持续上演,凸显了人才是城市发展的重要引擎,创新是引领发展的第一动力。那么,人力资本对区域创新效率的影响机理如何?不同地区人力资本对创新效率作用差异怎样?采用2011—2017年30个地区(因数据缺失,不包括西藏地区和港澳台地区)的面板数据,构建面板随机前沿模型测度了我国各地区的创新效率,进而使用包含空间自回归误差项的空间自回归模型(SARAR)探析人力资本对区域创新效率的影响作用。研究表明,资本投入能显著提高创新效率,我国的区域创新效率处于弱规模报酬阶段,各地区创新效率有明显差异,人力资本与创新效率显著正相关。最后依据实证结论提出了创新和人才施政等方面的政策建议。

关键词:人力资本;区域创新效率;面板随机前沿模型

中图分类号:F127 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)12—0123—08

随着我国经济发展从规模扩张转向质量提升阶段,经济发展动力也开始逐渐依靠创新驱动,而人才是创新驱动的根基。始于2017年的一轮轮“人才新政”频出,全国许多城市上演“花式抢人”大战。2017年7月19日,成都发布“人才新政12条”,推行“先落户后就业”。同年8月,“长沙人才新政22条”正式落地,长沙计划用5年时间,吸引100万名青年人才在长沙就业创业。随后郑州市出台史上最高“含金量”招贤纳士政策,“零门槛”落户范围覆盖大专、本科毕业生和留学归国人员。而武汉自2017年2月打出“五年留下百万大学生”口号后,连续数次持续推出新政策。步入2019年以来,更多的城市加入了升级版“抢人大战”行列,例如,西安、广州、海口进一步放宽落户的年龄限制,常州、西安取消购房落户面积限制,南京则降低了社保缴纳门槛。可见,各地在购房、落户等方面所实施的不同程度的福利措施,目的都是为了引才、留才、用才。在创新驱动战略背景下,对人才的渴望达到了新的高度,各城市以实际行动诠释了人才是推动创新的重要动力。

那么,这场悄然兴起的“抢人大战”背后的本质是什么?抢人究竟是在抢什么?习近平总书记强调“人才是第一资源,创新是第一动力”。李克强总理也在政府工作报告中指出,人力资源是创新发展的最大“富矿”。由此可见,区域创新离不开人力资本。那么,人力资本对区域创新效率影响机理如何?在考虑空间效应的前提下,不同地区人力资本对区域创新效率的影响程度怎样?回答这些问题对揭示“城市抢人大战”背后原因,深刻理解“得人才者得发展,得人才者得创新”的论调无疑具有重要意义。

一、文献综述

区域创新一直是创新经济学和区域经济学领域的热门话题,自Freeman^[1]提出“国家创新体系”概念以来,创新引起了学术界的极大关注。学者们围绕创新的内涵、测度、影响因素等方面开展了大量研究。在创新衡量方面,大多学者直接使用创新产出来表征创新能力^[2-5];也有一些学者对区域创新的测度使用创新绩效^[6-9]。但一些学者认为直接采用创新产出、创新绩效衡量区域创新水平尚不够全面。高艳^[10]指出由于专利性质的不同,所蕴含的技术含量也不一致;Hong等^[11]认为不能仅仅用创新产出来表征创新能力,还应考虑创新投入,因此采用创新效率来测度创新能力。创新效率是指产出与投入的比率,当实现相同的创新产出所需的投入减少,或者相同的投入产生更多的创新产出时,创新效率就会提高。区域创新的影响因素主要考虑了人力资本^[12]、产业集聚^[13]、FDI^[14-15]和金融发展水平^[16]等。学者们就人力资本对区域创新的影响也展开了相应研究,但对人力资本的度量各不相同。Salike^[17]采用禀赋、人口、生产力、支持和健康等指标综合衡量人力资本;梁文群等^[18]对人力资本的度量选取人力资本存量和人力资本教育结构两个方面,其中人力资本存量

收稿日期:2019—12—24

基金项目:山西省软科学研究项目“创新集聚支撑新型城镇化发展的模式、机理及路径研究”(2016041026-1)

作者简介:冯江茹(1982—),女,河北石家庄人,硕士,副教授,研究方向:区域经济与产业经济。

既反映人力资本总量,也可以反映人力资本质量;邓俊荣和龙蓉蓉^[19]将异质型人力资本按照受教育程度划分为4类:体力劳动者、基础型人力资本、技能型人力资本和创新型人力资本。

关于人力资本对创新影响的研究已有文献主要通过两个视角进行:第一,人力资本结构对创新的影响。昌先宇和赵彦云^[20]研究表明高级人力资本可以通过创新路径促进经济增长。李杏和侯佳妮^[21]研究发现人力资本学历结构对创新倾向和创新绩效都具有正面影响,而人力资本性别结构只对创新倾向产生作用。李静等^[22]指出市场失灵引致的人力资本错配会影响到创新能力。第二,人力资本积累对创新的影响。Meyer^[23]认为区域创新与该地区年龄结构主要呈驼峰型关系;姚东旻等^[24]研究了人口老龄化通过人力资本进而影响到创新;张辉和石琳^[25]通过研究发现高等教育对区域创新的影响最为关键。罗军^[26]认为融资约束通过影响人力资本积累抑制了企业自主创新,随着融资约束的缓解,人力资本积累对企业自主创新的促进作用逐渐加大。

上述研究对明晰人力资本的创新影响效应无疑具有很大帮助,但在以下3个方面仍需进一步拓展。第一,关于区域创新的测度较多文献使用了创新产出,但考虑到不同区域在行政级别、经济规模等方面存在较大差异,使用综合对比创新投入和创新产出的创新效率更有利于反映不同区域创新效果。第二,作为衡量创新差异的重要依据,创新效率的测度显得至关重要,本文在创新效率方法上避免DEA模型的一些不足,使用面板随机前沿方法进行测算。第三,大多数研究在构建计量模型时忽略了空间效应的存在,而理论和经验均表明区域创新具有明显的空间溢出性,同时随着信息科技和交通网络的不断完善,区域之间不可避免地存在较强的空间相关性。因此构建计量模型分析人力资本对区域创新效率的影响时应考虑空间效应。

综上所述,本文使用面板随机前沿测度各省市创新效率,再结合人力资本和创新的溢出效应,建立空间自相关模型揭示人力资本对创新效率的影响机理,为辨析当前城市引人政策动机及出台相应人才政策提供参考。

二、基于随机前沿的创新效率测度方法

创新效率的测度决定着分析结果,首先需要解决区域创新效率测度问题。现有创新效率的研究方法主要有数据包络分析和随机前沿法两类,与数据包络相比,随机前沿方法在参数检验和对随机因素的处理上有比较明显的优势。为此,本文将在设定随机前沿生产函数形式的基础上,计算我国各创新主体的创新效率,不仅考虑到可能存在的随机冲击的影响,同时研究了投入要素的产出弹性。新经济增长理论认为创新是科技进步的核心动力,也自然成为推动经济增长的重要因素。创新活动实质上就是新知识的创造、生产过程。创新产出是由研发投入和研发活动的技术水平综合决定的。因此本文使用一般Cobb-Douglas生产函数的基本思想,构建创新的生产函数基本形式为

$$Innovation_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} \quad (1)$$

其中: i 和 t 分别表示地区和年份; $Innovation$ 表示创新产出; K_{it} 表示资本投入; L_{it} 表示劳动力人员投入; β_1, β_2 表示用来衡量资本和劳动重要程度的参数; A_{it} 表示地区 i 在第 t 年的创新生产率,其内涵主要是包括影响创新产出的资本、劳动等直接要素之外的要素。

式(1)知识生产函数 $f(K, L, \beta)$ 的标准定义是在给定投入 K, L 条件下的最大产出,但在现实中可能达不到此最大产出的前沿面;而且生产函数还会受到随机冲击。因此式(1)的生产函数可改写为

$$Innovation_{it} = f(K_{it}, L_{it}, \beta) \xi_{it} e^{v_{it}} \quad (2)$$

其中: β 表示待估参数; ξ_{it} 表示效率水平,满足 $0 < \xi_{it} \leq 1$,如果 $\xi_{it} = 1$,则正好位于效率前沿; $e^{v_{it}} > 0$ 表示随机冲击。该方程意味着生产函数的前沿 $Innovation_{it} = f(K_{it}, L_{it}, \beta) \xi_{it} e^{v_{it}}$ 是随机的。

假设生产函数表达式为 $f(K_{it}, L_{it}, \beta) = e^{\beta_0} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2}$ (Cobb-Douglas生产函数,且共有2个投入品),则对式(2)两边取对数可得:

$$\ln Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \ln \xi_{it} + v_{it} \quad (3)$$

由于 $0 < \xi_{it} \leq 1$,故 $\ln \xi_{it} \leq 0$ 。定义 $u_{it} = -\ln \xi_{it} \geq 0$,则方程可写为

$$\ln Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

其中: $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$, $u_{it} \sim N(\mu, \sigma_u^2)$, $u_{it} = u_i \exp[-\eta(t - T_i)]$ 。

在式(4)中,误差项 ε_{it} 由两部分组成,第一部分为技术无效率项 u_{it} 满足独立同分布并假定其是服从截尾正态分布 $N(\mu, \sigma_u^2)$ 的非负随机变量,反映了那些在 t 年度作用于 i 区域的随机因素,第二部分 v_{it} 满足独立同分布并服从 $N(0, \sigma_v^2)$, 表示区域创新活动的随机因素或统计误差; v_{it} 和 u_{it} 之间是相互独立的。 T_i 为区域 i 的时间维度,表明 u_{it} 随时间而递减,直到最后一期 T_i 时 $u_{it} = u_i$, 故称“时变衰减模型”; η 为待估参数,如果 $\eta = 0$, 则退化为技术效率不随时间而变的模型,对此可通过检验原假设“ $H_0: \eta = 0$ ”进行判断。

利用随机扰动项中技术无效率所占的比例可以用于判定随机前沿模型的设定是否合理,将这一比例记作 γ , 则其可以表示为

$$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2), \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (5)$$

当 γ 接近于 1 时,说明模型中的误差主要是由技术非效率 u_{it} 引起,此时该区域的实际创新产出与前沿之间的差距主要来源于技术非效率所引起的损失;当 γ 接近于 0 时,表明这种差距是由外部原因引起的。 i 省份在 t 年的技术效率 (TE) 可以表示为

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

$$TE_{it} = \delta_0 + \sum_{j=1}^J \delta_j X_{jit} + W_{it} \quad (7)$$

其中: u_{it} 表示技术无效率项, u_{it} 越大表明创新效率越低,说明该地区投入等量的创新资本和劳动的前提下产出较少,即技术无效率程度越高。当 $u_{it} = 0$ 时, $TE_{it} = 1$, 说明该地区处于技术有效状态,即该地区创新活动位于生产前沿面上;当 $u_{it} > 0$ 时, $0 \leq TE_{it} < 1$, 这种状态为技术非效率,此时该区域创新活动位于生产前沿面之下。 X_{it} 表示影响技术效率的外生解释变量; J 表示解释变量的个数; δ_j 表示待估计参数,表示外生解释变量的回归系数; W_{it} 表示回归模型的随机误差项,服从均值为 0, 方差为 σ^2 的正态分布。为保证参数估计的优良性质,使用极大似然估计方法进行参数估计。

三、实证分析

(一) 变量选取

1. 创新产出与投入变量

创新效率测度需要同时考虑创新产出和创新投入。衡量创新产出的指标主要依据新产品销售收入和专利申请授权数,而专利申请授权数由于其评判标准的客观性使得各地区的专利数据具有可比性。因此本文选用专利申请授权数作为创新产出的代表性指标。创新投入变量分别从劳动力投入和资本投入两方面进行选取,使用 R&D 人员全时当量指标衡量创新劳动力投入 (lnL), 反映某地区为提高创新能力投入的劳动力数量;使用 R&D 经费支出的资本存量指标衡量创新资本投入 (lnK), 反映一个地区为提高创新投入的资本。由于 R&D 经费投入是流量指标,对创新产出有滞后影响即当期的经费投入会影响当期及将来的创新产出,所以采用永续盘存法核算 R&D 资本存量:

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{i(t-1)} + E_{i(t-1)} \quad (9)$$

其中: K_{it} 表示 i 省份第 t 期资本存量; $K_{i(t-1)}$ 表示 i 省份 $t-1$ 期资本存量; δ 表示折旧率; $E_{i(t-1)}$ 表示 i 省份 $t-1$ 期实际 R&D 经费支出。借鉴王钺和刘秉镰^[27]的做法构造 R&D 支出价格指数,由于在《中国科技统计年鉴》中, R&D 经费支出分为日常性支出和资产性支出两类。因此可以构造 R&D 支出价格指数为消费价格指数和固定资产价格指数的加权平均,即可得到 2011—2017 年我国各省份的 R&D 支出价格指数。以 2011 年为基期,通过 $E_{it} = E_{i(t-1)} P_{it} / 100$ 对名义 R&D 经费支出进行平减,得到实际 R&D 经费支出 E_{it} 。R&D 基期资本存量的核算公式为

$$K_{i0} = E_{i0} / (g + \delta) \quad (10)$$

其中: K_{i0} 表示 i 省份 R&D 资本存量的基期值; E_{i0} 表示 i 省份 R&D 经费支出的基期值; g 表示报告期 R&D 经费支出的年平均增长率。对于 g 的估计借鉴苏屹和林周周^[28]的处理方法,使用 $g = e^m - 1$ (其中 m 由 $\ln E_t = b + mt + \varepsilon_t$ 确定) 计算出我国各省份的 R&D 资本存量。

2. 核心解释变量

人力资本作为核心解释变量,使用各地区从业人员的平均受教育年限来表示。目前度量人力资本的方法有累积成本法、平均受教育法等,大多数学者采用平均受教育年限度量人力资本,用我国从业人员的受教育水平与相应劳动力比重的乘积表示。具体计算公式为:各地区人力资本水平=未上过学劳动力占比 $\times 1$ +小学劳动力占比 $\times 6$ +初中劳动力占比 $\times 9$ +高中劳动力占比 $\times 12$ +大专及本科劳动力占比 $\times 16$ +研究生劳动力占比 $\times 19$ 。

3. 控制变量

除了自身技术水平的因素会造成创新效率差异外,其他外部因素也会对创新效率产生影响。因此除人力资本作为核心解释变量外,还需考虑产业结构、对外开放水平及交通密度等控制变量的影响(表1)。

(1)产业结构(*industry*):用第三产业占比衡量产业结构,可以用来反映一个地区经济发展程度。

(2)对外开放(*open*):用进出口总额来衡量,反映一个地区的外贸活跃度,从侧面反映该地区从外部获取先进知识的能力。

(3)交通密度(*traffic*):用公路里程数和铁路里程数之和占全省总面积来衡量,反映一个地区对人力资本的吸纳能力。

表1 变量说明与符号表示

变量	符号表示	指标	单位	备注
劳动力投入	$\ln L$	R&D人员全时当量	人年	取对数
资本投入	$\ln K$	R&D经费投入	万元	永续盘存法,取对数
创新产出	$\ln z$	专利申请授权数	项	取对数
人力资本	<i>human capital</i>	从业人员平均受教育年限	年	—
产业结构	<i>industry</i>	第三产业占比	%	第三产业占比
对外开放	<i>open</i>	进出口总额	元	根据汇率折算,取对数
交通密度	<i>traffic</i>	公路与铁路里程和占全省总面积	%	—

(二)数据来源

由于从2011年起,规模以上工业企业的统计范围从年主营业务收入为500万元及以上的法人工业企业调整为年主营业务收入为2000万元及以上的法人工业企业,而西藏地区和港澳台地区数据缺失,因此本文研究的范围是2011—2017年我国30个地区的面板数据。其中R&D人员全时当量、R&D经费投入、专利申请授权数等指标来源于《中国科技统计年鉴》,人力资本、产业结构、对外开放、交通密度来源于国家统计局,汇率数据来源于中国人民银行网站。

(三)创新效率的测度与分析

根据模型(4),首先采用固定效应最小二乘虚拟变量法进行参数估计,结果见表2。由于个体的虚拟变量均很显著,证明存在个体效应,即无效率项与投入变量无关,适宜建立随机效应模型。

由于个体效应的存在,构建时变衰减随机效应模型并采用极大似然估计法估计参数,参数估计结果见表3。

从表3可以看出,参数 γ 估计值为0.745,说明随机前沿模型的设定是合理的。在混合误差中,由人为因素影响的技术无效率误差占主导地位,技术无效率误差在总误差中占74.5%,随机误差仅占25.5%。时变系数 η 的估计值为0.032,其 P 值小于5%,所以拒绝 $\eta=0$ 的原假设,认为技术效率是随时间变化的,所以采用时变衰减的随机效应模型,不需再做随

表2 固定效应模型参数估计结果

省份	系数	显著性	省份	系数	显著性
2	-1.526	0.000	17	0.082	0.000
3	0.680	0.000	18	0.489	0.000
4	3.258	0.000	19	-10.346	0.002
5	6.463	0.000	20	8.727	0.000
6	-3.245	0.000	21	31.614	0.000
7	7.744	0.000	22	4.682	0.000
8	3.680	0.000	23	2.437	0.000
9	-5.178	0.000	24	12.290	0.000
10	-10.907	0.000	25	13.099	0.000
11	-6.885	0.000	26	4.975	0.000
12	1.954	0.000	27	10.611	0.000
13	0.518	0.000	28	23.567	0.000
14	3.677	0.000	29	16.931	0.000
15	-9.853	0.000	30	13.411	0.000
16	-0.827	0.000	截距	-106.251	0.000

表3 时变衰减的SFA模型参数估计结果

变量	系数	显著性
$\ln L$	0.457	0.000
$\ln K$	0.426	0.000
<i>cons</i>	3.023	0.035
μ	3.996	0.003
η	0.032	0.001
σ^2	0.183	
γ	0.745	
σ_u^2	0.136	
σ_v^2	0.047	

时间变化的随机效应模型。

R&D人员投入($\ln L$)的弹性值为0.457,且在5%显著性水平下与创新产出显著正相关,R&D人员投入每增长1%,会引起专利申请授权数上升0.457%。另外,R&D经费支出($\ln K$)的弹性系数为0.426,其 P 值小于5%的显著性水平,说明R&D资本投入对技术创新效率有显著的正向影响,每投入1%的经费支出,可以使创新效率提高0.426个百分点。从经济学要素投入的角度看,资本投入对专利申请授权数产出的贡献要大于劳动力投入对专利申请授权数产出的贡献。此外,二者的产出弹性之和小于1,说明我国区域创新活动处于微弱的规模报酬递减阶段。因此,从长期来看,我国科技领域的创新活动主要依赖资本和人员投入是不够的,一方面要继续优化创新人员和资本投入;另一方面要转变创新活动的方式。

利用随机前沿模型可以测算2011—2017年各地区科技创新效率值。测算结果表明,2011—2017年,各地区创新效率在时间上均呈上升趋势,不同地区创新效率存在明显差异,整体来看我国各地区的创新效率水平不高,距离生产前沿面还有很大距离。我国南部地区的创新效率高于北方地区,沿海地区高于内陆地区,经济发展快的地区高于经济发展缓慢的地区。其中,北京的创新效率位于全国第一,距离生产前沿面最近,浙江、江苏、广东、上海、重庆、四川的创新效率也明显高于其他地区。北京作为全国的行政中心,拥有得天独厚的科技创新资源,浙江、广东、上海、江苏位于沿海地区,在改革开放过程中得到率先发展,拥有比其他省份更为先进的生产力,与中部地区相比具有更加开放的市场环境和更为活跃的市场氛围,也是对高素质人才和高新技术产业最有吸引力的地方,科技创新的发展也比中部地区更有优势。安徽作为位于中部地区而创新效率较高的省份,明显得益于其邻近地区上海、江苏和浙江,但是依然低于北京、广东、江苏、四川,说明我国中部地区的创新效率有待进一步提高,应该更加有效地利用创新的劳动力和资本投入。

(四)人力资本对区域创新效率的影响

各地方政府为了引进人才,竞相出台各种福利政策。各地吸引高学历人才对于创新效率拉动效应如何,人才是否能提高一个地方的创新效率,需要构建模型进一步探讨人力资本对区域创新效率的影响。选取2011—2017年的30个地区(因数据缺失,不包括西藏地区和港澳台地区)的样本,以创新效率为被解释变量,以人力资本为解释变量,以产业结构、交通密度、对外开放为控制变量构建普通面板模型和空间SARAR模型来分析人力资本对创新效率的影响。首先根据模型(7),构建普通面板回归模型。通过Hausman检验,采用固定效应模型,参数估计结果见表4。

由表4结果可知,人力资本与创新效率在1%显著性水平下正相关,人力资本即一个地区劳动力的平均受教育年限每提高一个单位,促进创新效率提高0.0034,说明提高地区创新水平,还是应该提高劳动力的受教育水平及加强对人才的引进。这也解释了各地政府为什么要大力吸引人才,因为高学历人才增多,能够拉动一个地区整体的劳动力素质,进而可以提高该地区的创新效率。另外,第三产业GDP占比、交通密度均在1%水平下显著正相关,说明除了人力资本外一个地区产业结构、市场活跃度和交通的便捷程度可以促进创新效率的提高,这是由于只有活跃的市场氛围才能有充满活力的发展动力与灵活的就业条件,而便捷的交通条件增强了城市活力,便于输送大量的人力和物力。越是经济发达的地方,交通的密集程度越高,城市与城市、企业与企业之间的交流更加频繁,思想与文化的碰撞更加激烈,创新效率也越高。

随着经济的发展,我国的交通也越来越便捷,各省份之间的人员流动也越来越频繁,省际之间经济互动也越来越密切,在这样的背景下,理论和实证结论都表明创新具有明显的空间溢出效应。因此,为准确反映我国各地区的创新效率空间相关性不断加强的事实,同时应对普通回归模型因忽略空间效应的参数估计有偏问题,反映人力资本对创新效率影响的空间溢出效应并提高参数估计的准确性,进一步地使用空间面板计量模型进行实证分析。传统的空间计量模型分别考虑了空间滞后和空间误差效应两种情形,但对二者同时出现的情形考虑不足。因此本文构建SARAR模型即包含空间自回归误差项的空间自回归模型。其模型基

表4 普通面板回归参数估计结果

变量	系数	T 统计量	显著性 P
<i>human capital</i>	0.003376	10.00	0.000
<i>industry</i>	0.000039	10.93	0.000
<i>open</i>	0.00004	1.68	0.095
<i>traffic</i>	0.00027	5.54	0.000
截距	-0.05394	-21.69	0.000

本形式为

$$\begin{cases} Y = \rho WY + X\beta + u \\ u = \lambda Wu + \varepsilon \end{cases} \quad (8)$$

其中: Y 表示各地区的创新效率向量; X 表示解释变量; W 表示 30×30 的空间权重阵; ρ 表示 Y 的空间滞后系数; u 表示该模型的随机误差项且具有空间相关性; β 表示解释变量的回归系数; ε 表示随机扰动项; λ 表示误差的空间滞后系数。若 $\rho=0, \lambda$ 不等于 0, 则 SARAR 模型转化为空间误差模型 (SEM), 若 ρ 不等于 0, $\lambda=0$, 则 SARAR 模型可以转化为空间滞后模型 (SLM)。

表 5 我国各地区的空间自相关检验

年份	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
莫兰指数	0.17	0.173	0.177	0.18	0.184	0.187	0.19	0.193	0.196	0.199
z	1.846	1.877	1.908	1.937	1.966	1.994	2.022	2.048	2.074	2.099
p	0.065	0.061	0.056	0.053	0.049	0.046	0.043	0.041	0.038	0.036

表 6 人力资本对创新效率的空间影响

变量	系数	Z 统计量	显著性
human capital	0.0037112	4.09	0.000
traffic	0.0059513	1.34	0.181
industry	0.0002773	3.08	0.003
open	0.0007224	1.81	0.070
ρ	0.0514784	2.32	0.000
λ	0.1008781	4.38	0.000
σ^2	0.0000168	2.98	0.003

利用 2008—2017 年我国各地区的创新效率, 进行空间自相关检验, 通常所用的检验统计量是莫兰指数。莫兰指数取值在 $-1 \sim 1$ 的范围内, 其中取值 $0 \sim 1$ 表示高值集聚或低值集聚, 取值 $-1 \sim 0$ 说明高低值之间相邻, 莫兰指数等于 0 则说明空间自相关性不明显。从表 5 中可以看出, 在 10% 显著性水平下, 莫兰指数均通过了显著性检验, 且莫兰指数均大于 0, 说明我国各地区的创新效率存在正的空间自相关性, 这表明我国各地区的创新效率的分布呈现出了空间集聚现象, 即创新效率较高的地区周边的创新效率相对也较高, 而创新效率

较低的地区创新效率较低。莫兰指数在 2008—2017 年呈上升趋势, 且 P 值在不断减小, 说明我国各地区的创新效率在空间上的自相关性不断加强。因此, 进一步构建空间计量模型研究人力资本对区域创新的空间影响。

根据模型 (8) 以创新效率为被解释变量, 以人力资本为解释变量, 交通密度、产业结构、对外开放为控制变量, 构建空间 SARAR 模型。由于解释变量的内生性, OLS 忽略了扰动性的自相关性。因此 OLS 估计是有偏差的, 传统的估计方法是采用工具变量法来解决这种问题, 然而在实证研究中很难找到好的工具变量, 本文采用 MLE 估计法避免此类问题。进行 Hausman 检验后, 用固定效应模型的 SARAR 模型研究人力资本对我国各地区的影响及空间溢出, 参数估计结果见表 6。

从表 6 可以看出, 被解释变量的空间滞后系数 ρ 为正, 且在 1% 的显著性水平下显著, 再次表明各地区的创新效率存在空间相关性, 其中 $\rho=0.051$, 说明若相邻地区的创新效率提高 1%, 会促进该地区创新效率提高 0.051%。误差自回归系数 λ 在 1% 水平下显著, 说明误差扰动项 u 存在空间依赖性, 即对创新效率有影响的遗漏变量或其他随机冲击可能存在空间相关性。在考虑到空间因素时可以看出, 人力资本、交通密度、产业结构、对外开放对创新效率的影响与普通面板回归结果一致, 且依然与创新效率呈正相关关系。这是由于越来越便捷的交通基础设施与活跃的市场氛围, 促进了高新技术产业的生产要素在省际之间的流动。

我国经济进入新常态后, 经济驱动因素需要从过去的投资和消费逐步升级为人才与创新, 城市的核心竞争力也急需高新技术产业的发展, 而高新技术产业发展的主体与主要拉动力就是人才, 所以创新驱动实质上还是人才驱动。因此, 在这个以创新带动经济发展的大背景下, 尤其是即将崛起的新一线城市, 如西安、武汉、成都、郑州等城市, 要想推动产业结构调整来提高城市竞争力, 必须大力发展信息产业、智能制造等高新技术产业, 最重要的还是引进高素质人才, 这也解释了为什么这些城市开始不遗余力地抢夺人才。我国从业人员的平均受教育年限每增加 1 年, 带动创新效率提高 0.004 个单位。除了人才驱动外, 越来越发达的交通基础设施也为提高各省的创新效率做出了贡献, 我国四通八达的铁路网和公路网为各省市人才等要素流动搭建了桥梁, 而高铁行业的异军突起进一步加速了人力资本和生产要素在省际之间的流动, 我国交通密度每增加 1%, 会使创新效率增加 0.006 个单位。近年来, 第三产业的异军突起表明我国的市场经济体制更加充满

活力,产业结构也以第一、第二产业为主开始往第三产业转移,第三产业占比每增加1%,会使创新效率增加0.0003个单位,产业结构对创新效率的影响较为显著。

四、研究结论与政策启示

本文利用2011—2017年的数据,以专利申请授权数为产出变量,以R&D人员全时当量和R&D资本存量作为投入变量,建立随机前沿模型测度我国各地区的创新效率,然后以创新效率为被解释变量建立普通面板模型和SARAR模型,得出以下结论与建议。

(1)人力资本与创新效率显著正相关,应该继续加强教育投入,提高我国从业人员教育水平。实证结论表明提高一个地区从业人员的受教育水平,可以显著提高该地区的创新效率。而创新效率与经济的互相拉动作用,又进一步确定了人力资本对经济的拉动作用,这也很好地解释了我国二线城市开始以户口和住房等各种诱人条件吸引人才的现象。

(2)资本投入能显著提高创新效率,我国的区域创新效率处于弱规模报酬阶段。以专利申请授权量作为产出,R&D人员投入与R&D经费投入作为生产要素劳动力和资本投入的随机前沿模型中,资本投入比劳动力投入对创新效率的作用更明显,且资本投入的越多,创新效率越高。而资本与劳动力的弹性系数之和小于1,说明我国的创新效率处于弱规模报酬阶段,为了提高创新效率水平,需要加强创新劳动力和经费的投入。

(3)我国的技术创新效率整体上比较低,各地区的科技创新能力存在差异,东部沿海地区普遍高于内陆,经济发达地区高于经济不发达地区。浙江、北京、江苏、四川的创新效率距离生产前沿面最近,创新效率明显处于较高水平。而山西、内蒙古、宁夏、青海、甘肃距离生产前沿面比较远,创新效率有待提高。一个地区的地理位置、经济发展水平会影响到该地区对创新人才的吸引,进而影响到其创新效率。而反过来,创新效率不高,则创新带来的规模收益不明显,经济发展驱动力弱。

(4)交通设施、对外开放、第三产业GDP占比对创新效率有显著正向促进作用。交通对创新效率的影响主要还是由于其对生产要素的流动和经济交流提供了便捷,像浙江、广东等省市的高铁、地铁及纵横交错的公路分布,也为人才引进政策提供了条件。而第三产业GDP占比的提高也会提升创新效率,说明创新与第三产业的发展活力密切相关,以产业结构所衡量的经济发展水平可以有效提高一个地区总体的创新能力。

参考文献

- [1] FREEMAN C. Technology policy and economic performance: Lessons from Japan[M]. London: Frances Pinter Publishers, 1987: 1.
- [2] 周锐波, 刘叶子, 杨卓文. 中国城市创新能力的时空演化及溢出效应分析[J]. 经济地理, 2019, 39(4): 85-92.
- [3] 仲伟周, 陈晨. 贸易开放、人力资本门限与区域创新发展——基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索, 2018(2): 58-66.
- [4] YOU H, LI M, JIANG J, et al. Evolution monitoring for innovation sources using patent cluster analysis[J]. Scientometrics, 2017, 111(2): 693-715.
- [5] 赖永剑. 贸易开放对区域创新能力的动态非线性影响——基于面板平滑转换回归模型[J]. 软科学, 2015, 29(5): 50-54.
- [6] 宋鹏. 我国政府研发补贴与企业创新绩效及研发能力关联性研究[J]. 软科学, 2019(5): 65-70.
- [7] 吾买尔江·艾山, 史丹丹, 郑惠. “一带一路”背景下企业海外收入与创新绩效的研究——基于政治关联的调节作用[J]. 软科学, 2019(5): 71-76, 91.
- [8] EITAN M, RENANA P. The effect of social networks structure on innovation performance: A review and directions for research[J]. International Journal of Research in Marketing, 2019(3): 3-19.
- [9] 苏屹, 安晓丽, 雷家骥. 基于耦合度门限回归分析的区域创新系统R&D投入对创新绩效的影响[J]. 系统管理学报, 2018, 27(4): 729-738.
- [10] 高艳. 人口结构性变动、区域创新与经济结构转型升级[J]. 商业经济研究, 2019(9): 189-192.
- [11] HONG J, FENG B, WU Y. Do government grants promote innovation efficiency in China's high-tech industries[J]. Technovation, 2016(57-58): 4-13.
- [12] CRESCENZI R, JAAX A. Innovation in Russia: The territorial dimension[J]. Economic Geography, 2017, 93(1): 66-88.
- [13] 杜江, 张伟科, 葛尧. 产业集聚对区域技术创新影响的双重特征分析[J]. 软科学, 2017, 31(11): 1-5.
- [14] 陈伟, 魏楠, 侯建, 等. FDI与区域创新能力关系中“门槛效应”的实证研究[J]. 软科学, 2018, 32(9): 30-33, 38.
- [15] SMITH N, THOMAS E. Regional conditions and innovation in Russia: The impact of foreign direct investment and absorptive capacity[J]. Regional Studies, 2017(9): 1412-1428.
- [16] 王栋, 赵志宏. 金融科技发展对区域创新绩效的作用研究[J]. 科学学研究, 2019, 37(1): 45-56.
- [17] SALIKE N. Role of human capital on regional distribution of FDI in China: New evidences[J]. China Economic Review,

- 2016, 37(2): 66-84.
- [18] 梁文群, 牛冲槐, 杨春艳. 基于异质性随机前沿模型的人力资本创新效应研究[J]. 科技进步与对策, 2016(15): 145-150.
- [19] 邓俊荣, 龙蓉蓉. 异质型人力资本对区域经济增长作用机制研究[J]. 科研管理, 2017(12): 116-121.
- [20] 昌先宇, 赵彦云. 中国人力资本经济增长效应的计量研究——基于省际空间面板数据的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2017(11): 10-20.
- [21] 李杏, 侯佳妮. 制度环境、人力资本分配与服务业企业创新——基于世界银行中国服务业企业调查的经验研究[J]. 南京财经大学学报, 2018(5): 1-11.
- [22] 李静, 楠玉, 刘霞辉. 中国经济稳增长难题: 人力资本错配及其解决途径[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 18-31.
- [23] MEYER J. Workforce age and technology adoption in small and medium-sized service firms[J]. Small Business Economics, 2011, 37(3): 305-324.
- [24] 姚东旻, 宁静, 韦诗言. 老龄化如何影响科技创新[J]. 世界经济, 2017, 40(4): 105-128.
- [25] 张辉, 石琳. 人力资本与区域创新研究——基于空间面板模型的分析[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2018, 32(5): 49-57.
- [26] 罗军. 融资约束与民营企业技术创新类型选择[J]. 软科学, 2018, 32(1): 73-77.
- [27] 王钺, 刘秉镰. 创新要素的流动为何如此重要——基于全要素生产率的视角[J]. 中国软科学, 2017(8): 91-101.
- [28] 苏屹, 林周周. 区域创新活动的空间效应及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(11): 63-80.

Empirical Study of Human Capital on Regional Innovation Efficiency

Feng Jiangru

(Business College of Shanxi University, Taiyuan 030031, China)

Abstract: “Urban Talent War” has become more and more fierce, highlighting talent is an important engine of urban development, and innovation is the first driving force for development. So, how does human capital affect regional innovation efficiency? What is the difference between human capital and innovation efficiency in different provinces and cities? A panel stochastic frontier model is used to measure the efficiency of regional innovation in our country using the panel data of 30 provinces in 2011-2017. And the influence of human capital on regional innovation efficiency is analyzed in the spatial autoregressive model with spatial autoregressive disturbance (SARAR). Studies show that capital investment can significantly improve the efficiency of innovation and China’s regional innovation efficiency in the stage of weak returns to scale. It also points that regional technological innovation efficiency have obvious differences, human capital and innovation efficiency significantly positive correlation. Finally, based on the empirical conclusion, this paper puts forward some policy suggestions about innovation and talent administration.

Keywords: human capital; regional innovation efficiency; panel stochastic frontier model