

国有企业与区域创新效率

——基于外部性的分析视角

程强¹ 尹志锋² 叶静怡¹

(1. 北京大学 经济学院, 北京 100871; 2. 中央财经大学 经济学院, 北京 100081)

摘要:本文从区域视角考察国有企业形成的外部性对区域创新效率的影响。研究发现,国有企业有利于提升区域创新效率。国有企业承担更多的社会责任并面临着相对软的预算约束,需要和可以承担不确定程度更高、外部性更大的创新活动,并通过外部性传导机制对区域创新效率发挥正向促进作用。本文的结论不仅为我国不同区域创新效率差异提供了一种新的解释,而且为更全面地评价国有企业在我国创新中的作用提供了证据。

关键词:区域创新效率;国有企业;创新过程;外部性;软预算约束;随机前沿模型

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2015)04-0010-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.04.002

一、问题提出

我国区域技术创新投入与产出的转化效率是国家创新体系效率的基础,不仅为我国技术进步对经济贡献率提升提供基本支持,而且关系到经济的可持续发展。近年来,在我国提出加快建设创新型国家背景下,学界对区域创新效率的关注度越来越高,出现了一批基于省份区域创新效率影响因素的实证文献。这些文献发现,有效的知识产权保护制度有利于促进区域内高校的技术创新^[1];高技术产业在一个区域中的比重与区域创新效率呈反向关联^[2];外资研发投入对区域创新的影响效率取决于本土企业的吸收能力^[3];金融机构创新参与度与区域创新效率成正向关联^[4];以高校为主要创新主体的区域创新效率比以企业为主要创新主体的区域创新效率高^[5]。

外部性是影响技术创新效率的重要因素。知识、技术具有不完全排他性特征,由此决定发明人的研发投入存在一定外部性,这使得区域创新效率不仅依赖于区域内各个研发投入主体自身的投入—产出转化效率,而且还可能受到不同主体研发投入所产生的外部性影响^[6-9]。已经有文献从成熟产业外部性和人力资本外部性两个角度实证研究其对区域创新效率的影响^[10-12]。本文的贡献是从企业视角研究外部性对区域创新效率的影响。具体地,我们将考察一个地区国有企业占比所形成的外部性对区域创新效率的影响。尽管与其他所有制性质的企业相比,国有企业自身的创新效率相对较低^[13-15],但我国国有企业与私人企业相比承担更多的社会目标 and 责任,这将导致其创新活动可能

收稿日期:2015-03-10

作者简介:程强(1988—),男,天津人,北京大学经济学院博士研究生,研究方向为政治经济学与发展经济学;尹志锋(1982—),男,湖南人,中央财经大学经济学院讲师,研究方向为创新经济学;叶静怡(1955—),女,广东人,北京大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为发展经济学。

基金项目:国家社会科学基金项目(12BJL041)。感谢北京市教育委员会共建项目:提升北京创新能力,打造环渤海经济新引擎项目的资金支持。感谢加州大学伯克利分校曹思未博士的建议,感谢北京大学经济学院发展经济学讨论班的杨洋、张睿、赵奎、林佳、刘雯、韩佳伟等同学的建议和讨论,感谢北京大学经济学院2011级本科生助研张婷和王颖青帮助查找有关资料和数据。

集中在外部性较大的领域,通过外部性传导机制对区域创新效率发挥正向促进作用,而国有企业相对软的预算约束^[16],为国有企业从事外部性较大、风险程度更高的研发活动提供了支持。本文从外部性视角对我国国有企业在区域创新中作用的实证研究,为评价国有企业在我国创新中的作用提供了一个新思路,这是本文的另一个贡献。

二、研究设计

本研究旨在考察国有企业通过外部性作用机制对区域创新效率的影响。研究具体分为两步:其一,计算区域创新效率;其二,考察国有企业对创新效率的影响及其作用机制。在研究设计上,我们基于2000—2011年省级面板数据,用随机前沿模型计算了中国各省份的区域创新效率,并进一步分析了规模以上企业中国有企业产值比重对区域创新效率的影响。需要指出的是,一些文献也涉及国有企业占比对区域创新效率的影响,譬如虞晓芬等在2005年所做的研究^[17]。我们的研究与其存在如下区别:一方面,从数据使用上,我们使用的数据时间范围为2000—2011年,力求反映最新的区域创新特征;另一方面,与只是将国有企业占比作为一个控制变量相比,本文将国有企业的占比作为影响区域创新效率的核心因素,并深入到其影响区域创新效率的作用机制探讨。因此,本文的研究更为聚焦。

1. 区域创新效率计算

随机前沿模型(SFA)是计算创新效率的一种常用的参数估算方法。该模型最早由 Battese and Coelli^[18]提出,随后得到了广泛的使用^[19]。有学者把该方法运用于国家创新效率的计算^[20],有学者把该方法运用于我国各个地区工业企业技术创新效率的计算^[21],还有学者把该方法运用于我国行业创新效率的计算^[22-23]。本文借鉴上述文献,采用随机前沿模型计算区域创新效率。

运用随机前沿模型计算区域创新效率的关键在于如何选取产出变量与投入变量。关于产出变量,在已有研究中,有的采用新产品开发项目数^[13]、有的采用新产品销售收入^[24]来刻画创新产出,而专利申请数量和授权数量是目前使用最广泛的创新产出衡量指标^[5,17,25],且考虑数据的可获得性,本文将用专利数来衡量创新产出。关于投入变量,区域内研发和试验经费投入(R&D投入)通常被认为是最主要的衡量创新投入的变量,此外,知识资本的作用也不容忽视^[6,26]。关于知识资本的度量,Furman and Hayes^[27]及李习保^[5]认为人均GDP可以大体反映一个国家或地区已经实现的知识存量。我们遵循这两篇文献的做法,用区域人均GDP来衡量区域的知识存量。创新活动从投入到产出有一个过程,即产出具有滞后性。已有文献用不同时长来刻画这一滞后性,有用1年的,也有用2年、3年的,有的甚至用更长的时间^[5,13,28]。本文参照刘顺忠和官建成^[29]的做法,选用1年期滞后进行SFA计算^①。

综上,我们采用获得授权的专利数来衡量创新产出,采用研发投入流量、知识资本存量来衡量创新投入,并将模型设定为:

$$\ln grant_{it} = \alpha_1 \ln R\&D_{it-1} + \alpha_2 \ln perGDP_{it-1} + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln grant$ 为各省被授权的专利数对数值^②, $\ln R\&D$ 为各省研发总投入的对数值; $\ln perGDP$ 为人均国内生产总值的对数值。对于用货币度量的变量,我们以2000年为基期,按照各省区不变价格计算了人均GDP,并且按照白俊红等^[25]的做法,以 $(0.55 \times \text{消费价格指数} + 0.45 \times \text{固定资产投资价格指数})$ 为平减指数对R&D投入进行了平减。

基于式(1)的回归结果,我们进一步通过式(2)的运算,得到我国各省份创新效率的指标:

$$TE_{it} = \exp(-\hat{u}_{it}) \quad (2)$$

2. 国有企业对区域创新效率的影响

一个地区的创新效率首先依赖区域内各企业和机构的研发投入及其创新产出,因此,国有企业对区域创新效率的贡献,首先表现为其自身的研发投入与创新产出的效率。考察我国不同所有制企业创新效率的相关文献发现,在我国转轨过程中国有企业的创新效率较低,民营企业的创新效率较

高,外资企业的创新效率最高^[13]。因此,从自身效率的视角看,与其他所有制企业相比,国有企业对区域创新效率的贡献最小。

创新性知识所具有的非竞争性和不完全排他性特征^[6],决定了一个地区的创新效率不仅直接依赖区域内各企业和机构的研发投入和创新产出,而且受到创新投入所产生的外部性的影响。区域内不同所有制企业或机构的研发投入有可能具有不同的外溢程度或外部性,这种外部性差异来自创新过程的阶段性特征和投资主体偏好差异。创新过程可以区分为三个阶段^[30]:第一阶段是基础研究期,即一项创新的“实验室阶段”。这一阶段的投入起点规模大、周期长、收益低,所形成的基础知识的非竞争性和不完全排他性最强,外部性最大。第二阶段是工业化探索期,包括一项新技术或新产品的小试、中试以及工业化标准生产试验等。这一阶段具有投入大、风险高等特征,工业化探索期的创新成功,不仅可能促进已有产业的发展,而且可能催生一个新兴产业,因此,具有非常强的投资外部性效应。第三阶段是创新成果迸发期,是一项技术基本成形以后,诸多针对性改进使其不断成熟的过程。与基础研究和工业化探索相比,这一阶段的技术升级和完善不仅所需投资规模小,而且技术的专有性程度更高,外部性相对小,预期收益相对大。私人企业以利润最大化为目标,外部性越强的研发投入,对私人企业的吸引力就越弱,因此,外溢效应相对大的第一、二阶段的研发投入,对私人投资的吸引力比较小。公共研发机构和研究型大学的研究资源主要来自政府的公共投入,并服务于社会公共目标,因而成为第一、二阶段研发活动的最重要参与者。尽管国有企业按照现代企业制度进行了一系列改革,在经营模式上有了非常大的转变,但仍然保留了不同于私人企业的某些特征,因而有可能成为外部性较强的研发投入承担者。首先,部分国有企业由工业主管部门转制而来,仍然保持着为行业发展提供公共服务的传统(例如中国石油天然气集团公司及中国石油化工集团公司是集合原石油部、化工部、纺织部的资源成立的,现在集团公司内的大部分专家仍然是我国燃油排放标准制定、价格评议、核心技术设备升级等相关委员会的核心成员,此外,包括中核集团、中国航天集团以及刚刚从铁道部脱胎而出的中国铁路总公司都属于类似的情况);其次,国有企业负责人通常由政府任命,导致其可能以“政府部门代理人”的隐性身份来决策;再次,国有企业通常要服从政府发展需要,承担一部分政策性责任^[16];最后,与其承担的政策性责任相关联,国有企业预算约束是软性的,即一旦发生亏损,政府通常会采取追加投资、增加贷款、减少税收、提供财政补贴等方式来对其进行额外支持。基于上述讨论,本文认为国有企业可能从事和承担外部性较大的研发投入,并通过外部性这一传导机制对区域创新效率的提升发挥作用。

从实证角度看,国有企业研发投入在地区研发投入中的占比,是反映国有企业对区域创新效率提升作用的适宜指标,但受限于数据可得性,我们不能获得省份-所有制层面的研发投入数据。考虑到国有企业产值占比与国有企业研发投入占比通常具有较高的相关性^③,我们用其来近似地替代国有企业的研发占比,并用国有企业中工资和企业数量在区域中的占比进行稳健性检验^④。此外,从我国国有企业改革的历史演变进程看,我国企业所有制结构经历了由国有企业、集体企业等公有制企业为主体向多种所有制企业并存的转变历程,本文使用的样本数据显示,国有企业产值在GDP中的比重已经从2000年的20.0%下降至2011年的13.9%左右,产值比重的下降是否伴随对区域创新效率贡献的下降?这是本文试图回答的问题,即从产值比重视角考察国有企业对区域创新效率的影响。

我们设定如下模型来实证研究国有企业对区域创新效率的影响:

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Stateowned_{it} + \beta_2 Governmentinvest_{it} + \beta_3 SecondGDP_{it} + \beta_4 TradeperGDP_{it} + \beta_5 Techpeople_{it} + \beta_6 BigEnterprise_{it} + u_i + v_{it} \quad (3)$$

其中, *Stateowned* 为规模以上企业产值中国有企业的产值占比,是我们所关心的核心变量。基于相关研究,我们还同时控制了其他变量,包括产业结构^[2],用国内生产总值中二次产业比重(*SecondGDP*)来表征;区域的开放程度^[5],用外贸总额与国内生产总值的比值(*TradeperGDP*)来表征;政府支持力度,用地方财政科技支出占地方R&D研发试验经费的比例(*Governmentinvest*)来表

征;人口素质差异指标,用常住人口中企事业单位专业技术人员和高校教职工占比(*Techpeople*)来衡量;企业规模变量^[17],采用规模以上企业产值中大中型企业的产值比重(*BigEnterprise*)来衡量。

我们分别用固定效应模型和随机效应模型进行参数估计,并通过豪斯曼检验来选择合适的模型,分析的结果都显著地支持固定效应模型,故本文只报告固定效应模型下的回归结果^⑤。

三、数据与结果

1. 数据来源

本研究采用的省级层面的数据来自国家统计局网站、《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》以及各省统计报告,包括中国 29 个省、直辖市及自治区(由于部分年份数据缺失,新疆、西藏除外)2000—2011 年的相关数据,总计 12 个年份,样本为 348 个。具体地,用于计算区域创新效率的数据,包括专利申请量、专利授权量及省市研发投入量(R&D),来自历年的《中国科技统计年鉴》;用于刻画知识存量的地区国内生产总值数据来自历年的《中国统计年鉴》;用于刻画国有企业比重的数据,包括国有企业产值比重、国有企业工资额比重以及国有企业数量比重等,则通过国家统计局公布的年度统计指标计算而得^⑥;其它关键变量数据包括地区进出口总额、常住人口、高校教职工总数、高级技术职称人员总数等,来自国家统计局网站和历年的《中国统计年鉴》;地方科技财政投入数据来自各省的统计报告和财政预决算报告。

2. 描述性统计

首先,基于回归式(1)及式(2),我们计算得到各省市各年份的创新效率值。从表 1 可以看出,中国各省份的区域创新效率存在较大差异。浙江省、广东省等排名较靠前,其共同特点是,相对于专利产出,投入的 R&D 经费较少。而北京市、天津市等排名较后,其 R&D 投入与专利产出的对应比值比浙江省高出很多,其中北京的研发投入比浙江高出 1 倍多,而专利产出却只是浙江的 1/3 左右,因此,以专利数作为创新度量指标时,前者的创新效率要明显低于后者^⑦。

表 1 中国各省份创新效率的描述性统计

省份	区域创新效率(滞后 1 期)				平均研发(R&D)投入		平均专利授权	
	平均值	最小值	最大值	排名	数值/亿元	排名	数值/项	排名
浙江省	0.844	0.8331	0.8527	1	204.4	6	54940	3
广东省	0.8384	0.8272	0.8474	2	354.5	2	61644	2
四川省	0.6853	0.6655	0.7013	3	110.2	8	13578	7
贵州省	0.6327	0.6106	0.6507	4	12.9	26	1828	24
江苏省	0.5765	0.5522	0.5962	5	346.9	3	65071	1
河南省	0.5609	0.5362	0.5811	6	79.6	12	8719	11
重庆市	0.5511	0.5261	0.5716	7	39.6	18	6467	14
湖南省	0.5497	0.5247	0.5702	8	68.9	15	7408	13
山东省	0.5145	0.4885	0.5359	9	258.6	4	25870	4
安徽省	0.4847	0.4581	0.5067	10	65.4	16	9226	10
云南省	0.4775	0.4507	0.4996	11	20	24	2319	22
广西壮族自治区	0.42	0.3924	0.4429	12	22.7	22	2262	23
湖北省	0.4074	0.3797	0.4304	13	100.8	10	8352	12
福建省	0.3956	0.3678	0.4186	14	72.3	13	9953	8
河北省	0.3588	0.3311	0.382	15	70.4	14	5988	16
江西省	0.3316	0.304	0.3547	16	36.3	21	2583	20
黑龙江省	0.3206	0.2931	0.3436	17	53.3	17	5506	17
辽宁省	0.2748	0.2482	0.2973	18	135.8	7	9908	9
山西省	0.2616	0.2354	0.2838	19	37.6	20	2490	21
陕西省	0.2595	0.2333	0.2817	20	102.7	9	4835	18
吉林省	0.2421	0.2165	0.2639	21	39.5	19	2853	19
甘肃省	0.2274	0.2023	0.2488	22	19.5	25	1156	26
上海市	0.2176	0.1929	0.2387	23	239	5	23397	5
海南省	0.2154	0.1908	0.2364	24	2.8	29	437	28
宁夏回族自治区	0.2002	0.1763	0.2207	25	4.8	27	474	27
内蒙古自治区	0.1764	0.1537	0.1959	26	21.5	23	1327	25
北京市	0.1452	0.1246	0.1632	27	411.6	1	18278	6
天津市	0.137	0.117	0.1545	28	95.2	11	6316	15
青海省	0.0969	0.0804	0.1114	29	3.5	28	214	29

其次,基于表1的计算结果和基本回归模型(3),我们计算出了主要变量的描述性统计信息(见表2)。从总体看,各个变量均落在合理的区间。其中,技术创新效率值位于0.0804~0.8527之间,表现出较大的差异性;而规模以上企业产值中国有企业的产值比重在各地也存在较大的差别,最低为10%左右,最高接近90%。

表2 模型变量的描述性统计

变量名	变量含义	平均值	方差	最小值	最大值
<i>TE</i>	区域技术创新效率(对数值)	0.3912	0.2007	0.0804	0.8527
<i>Stateowned</i>	规模以上企业产值中国有企业的产值比重	0.4811	0.2010	0.1079	0.8903
<i>Governmentinvest</i>	地方R&D经费中科技财政投入的比重	0.3268	0.2163	0.0632	1.3636
<i>Techpeople</i>	地区常住人口中企事业单位专业技术人员和高校教职工占比	0.0176	0.0042	0.0121	0.0383
<i>SecondGDP</i>	国内生产总值中二次产业比重	0.4601	0.0779	0.1974	0.5905
<i>TradeperGDP</i>	外贸总额与国内生产总值的比值	0.0333	0.0422	0.0036	0.1721
<i>Bigenterprise</i>	规模以上企业产值中大中型企业的产值比重	0.6785	0.0996	0.3149	0.8623

3. 国有企业对区域创新效率的提升作用

表3是基于式(3)的回归结果。第一列的回归结果表明,规模以上企业产值中国有企业产值占比每增加一个单位,会使区域创新效率显著提升0.117个单位,这一系数说明国有企业在提升区域创新效率上,存在较强的拉动能力。在我们分别控制住了政策投入变量、劳动人口素质变量、产业结构变量、地区开放程度变量以及企业规模变量之后,国有企业产值占比对区域创新效率的影响系数稍有降低,从0.117左右降至0.106左右,但依然在0.01水平上显著,表现出良好的稳健性。这一结果支持了我们上文提出的假设,即国有企业对区域创新效率具有提升作用。

表3 基本模型的回归结果[®]

	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)
<i>Stateowned</i>	0.117 *** (12.57)	0.115 *** (12.25)	0.116 *** (13.02)	0.100 *** (6.06)	0.0999 *** (6.10)	0.106 *** (6.46)
<i>Governmentinvest</i>		0.00746 (0.84)	0.00892 (1.09)	0.00732 (0.91)	0.00740 (0.93)	0.00727 (0.83)
<i>Techpeople</i>			0.768 (0.77)	1.186 (1.29)	1.144 (1.11)	1.392 * (1.72)
<i>SecondGDP</i>				-0.0604 (-1.30)	-0.0600 (-1.28)	-0.0622 (-1.37)
<i>TradeperGDP</i>					-0.0241 (-0.32)	0.0499 (0.83)
<i>Bigenterprise</i>						-0.0465 *** (-3.96)
<i>Constant</i>	0.335 *** (74.92)	0.334 *** (69.74)	0.319 *** (16.96)	0.348 *** (11.10)	0.349 *** (10.73)	0.372 *** (11.55)
N	348	348	348	348	348	348
R-sq	0.721	0.724	0.729	0.739	0.739	0.776

注:括号中为基于稳健标准误计算的t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

除企业规模外,其它变量对区域创新效率的影响不显著。首先,地区R&D经费中的政府科技财政支出比重这一变量对区域创新效率的影响并不显著,这可能是由于政府科技财政支出的方式还比较粗放,而且缺乏对科研项目资金使用情况的有效监管^[31-32];其次,以地区常住人口中企事业单位专业技术人员和高校教职工占比代表的区域人口素质,对区域创新效率的影响也不显著,表明区域人力资本在提升区域创新效率上的作用还没有发挥出来;再次,以二次产业产值在地区生产总值中的占比代表的地区产业结构状态,对区域创新效率的影响同样不显著,这可能是由于二次产业占比即工业部门占比对创新的影响存在正反两个方面:一方面,与一次产业和三次产业相比,二次产业中技

术创新的空间更大,二次产业比重越高,越可能促进区域创新;另一方面,二次产业比重的提高,也显示出产业成熟度的提高,越是成熟的产业,创新的难度也就越大,这对区域创新效率又会带来不利影响。二次产业对创新的影响正反相抵,就可能出现不显著的结果;最后,地区开放程度对区域创新效率提升的影响也不显著。一个地区的开放程度不影响其创新效率,或者是由于进口贸易没有引起技术竞争,没有诱发专利申请,或者是由于出口贸易具有劳动密集型特征^[33-34],不形成对技术创新和专利申请的拉动作用。

大中型企业占比对区域创新效率存在显著的负向影响。为什么大企业比例越高,地区创新效率越低?一个可能的原因是大企业与小企业的创新特征存在差异。相对而言,大企业倾向于流程创新,中小企业倾向于产品创新^[35]。流程创新以规模化生产为基础,以企业的资产设备为依托,被其它企业模仿的可能性较小,产生的外部性相对低;产品创新则较容易被模仿,模仿者通过逆向工程等方式学习、消化、吸收和模仿别人的创新技术,所以产品创新的外部性相对高。从这个意义上看,区域内大企业占比越高,企业创新的外溢效应就越小,从而地区创新效率越低。另一个可能的原因是大企业对技术和市场的垄断对创新效率形成不良的影响。一些大企业依靠市场份额优势和垄断地位即可获得高额收益,不仅自身缺少创新动力,而且他们的垄断行为还会破坏区域公平竞争环境,打击其他企业的创新积极性,降低区域创新效率。

4. 稳健性检验

(1) 多期滞后

为了检验上述结论的稳健性,我们分别用滞后0期、1期、2期、3期重新计算了区域创新效率,并对基准模型进行了重新回归。结果显示,国有企业对区域创新效率依然存在显著正向影响。随着滞后期的增加,回归系数稍有变化,在0.106~0.157范围内波动(见表4)。

(2) 创新产出的另一个测度

为了进一步验证本文结论的稳健性,我们采用另一个创新产出测度,即用专利申请量代替专利授权量,计算出相应的区域创新效率并重新进行了回归,结果见表5的第4列。对比第1列的回归结果可知,用专利申请量计算区域创新效率,国有企业对区域创新的促进作用更强,系数更大,这表明国有企业在专利申请这个维度上,对区域创新带来的外部性更大。与此同时,我们还分别用国有企业数量占规模以上企业数量的比重、城镇单位工资总额中国有单位的工资总额比重^⑥作为刻画国有企业相对规模的变量重复上述回归。表5列2、列3及列5、列6的结果表明,无论是以数量,还是以工资总额衡量的国有企业经济占比,其与以专利授权量、专利申请量为基础计算得到的区域创新效率均具有显著的正相关性。

5. 国有企业提升区域创新效率机制的进一步讨论

上一部分检验国有企业对区域创新效率的影响时,我们控制了地方财政科技投入占地方R&D经费的比重、地区开放程度、大中型企业在规模以上企业中的比重等变量,说明本文计量得到的国有企业对区域创新效率所产生的正向影响,并不是通过财政补贴、进出口贸易和规模效应等传导机制实现的,这在一定程度上支持了我们基于技术创新理论、创新过程的三阶段特征和不同所有制企业偏好所提出的传导机制假说,即国有企业的独有特征,决定了其对区域创新效率的影响可能是通过外部性这一传导机制实现的。

表4 稳健性检验——多期滞后

	基本模型	滞后0期	滞后2期	滞后3期
<i>Stateowned</i>	0.106 *** (6.46)	0.157 *** (6.27)	0.122 *** (6.31)	0.121 *** (6.27)
<i>Govementinvest</i>	0.00727 (0.83)	0.00979 (0.76)	0.0113 (1.13)	0.0131 (1.35)
<i>Techpeople</i>	1.392 * (1.72)	2.185 * (1.73)	1.659 (1.68)	1.213 (1.08)
<i>SecondGDP</i>	-0.0622 (-1.37)	-0.0866 (-1.25)	-0.0853 (-1.44)	-0.0938 (-1.57)
<i>TradeperGDP</i>	0.0499 (0.83)	0.0550 (0.60)	0.0320 (0.45)	-0.0103 (-0.13)
<i>BigEnterprise</i>	-0.0465 *** (-3.96)	-0.0643 *** (-3.49)	-0.0487 *** (-3.30)	-0.0478 *** (-3.35)
<i>Constant</i>	0.372 *** (11.55)	0.366 *** (7.58)	0.424 *** (9.75)	0.437 *** (10.07)
N	348	348	319	290
R-sq	0.776	0.768	0.740	0.738

注:括号中为基于稳健标准误计算的t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表 5 稳健性检验^①——不同创新产出测度

	以专利授权量计算的创新效率			以专利申请量计算的创新效率		
	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)
<i>Stateowned</i>	0.106 ***			0.221 ***		
- 国有企业产值比重	(6.46)			(5.85)		
<i>Stateowned</i>		0.0734 ***			0.169 ***	
- 国有企业数量比重		(9.55)			(8.28)	
<i>Stateowned</i>			0.136 ***			0.309 ***
- 国有企业工资额比重			(7.91)			(8.13)
<i>Governmentinvest</i>	0.00727	-0.00208	0.00379	0.0237	0.000609	0.00751
	(0.83)	(-0.43)	(0.74)	(1.24)	(0.05)	(0.57)
<i>Techpeople</i>	1.392 *	1.164 **	-1.000	4.015 *	3.289 **	-1.386
	(1.72)	(2.36)	(-1.05)	(1.83)	(2.18)	(-0.59)
<i>SecondGDP</i>	-0.0622	-0.0898 ***	-0.0197	-0.135	-0.151 *	0.00111
	(-1.37)	(-2.81)	(-0.37)	(-1.14)	(-1.80)	(0.01)
<i>TradeperGDP</i>	0.0499	-0.00710	0.150 **	0.120	0.0155	0.241
	(0.83)	(-0.16)	(2.10)	(0.68)	(0.14)	(1.34)
<i>BigEnterprise</i>	-0.0465 ***	-0.0145	0.0634 **	-0.104 ***	-0.0350	0.157 **
	(-3.96)	(-1.22)	(2.15)	(-3.15)	(-1.02)	(2.38)
<i>Constant</i>	0.372 ***	0.407 ***	0.274 ***	0.435 ***	0.489 ***	0.182 *
	(11.55)	(17.44)	(6.02)	(4.76)	(7.51)	(1.78)
N	348	348	174	348	348	174
R-sq	0.776	0.784	0.627	0.693	0.748	0.609

注:括号中为基于稳健标准误计算的t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

国家科技进步奖的获奖情况在宏观上支持了我们的假说。中国科技进步奖授予在科技开发、技术创新、推广应用方面取得重大科技成果的个人和单位,这些技术成果一般都会对社会发展起到巨大的推动作用,对后继科学研究起到基础性作用。从国家科技进步一等

奖获奖名单中,我们可以看到项目的主要完成单位几乎都是高校、科研机构 and 国有企业。我们根据公开数据,整理了2006—2011年各年份的国家科技进步一等奖数量及国有企业参与情况(见表6)。数据显示,部分获奖项目的主要完成单位都是国有企业,至少有一个国有企业参与的项目占非常高的比例,而私有企业参与的项目则寥寥无几。例如,2006年获得国家科技进步一等奖的项目共有11个,其中主要完成单位全部是国有企业的项目有4个,至少有1家国有企业参与的项目有9个,中外合资企业完成的项目有1个,参与完成的有1个,而独资私人企业或外资企业则榜上无名。虽然其它年份有少数中外合资企业及独资私有企业参与完成了部分获奖项目,但国有企业在参与完成获奖项目的各类所有制企业中,始终占据压倒性的优势地位。与此同时,在有国有企业参与的获奖项目中,国有企业的合作者大多为高校及科研院所,表明国有企业在进行较为基础的科技创新过程中,与其它研究主体建立了非常紧密的合作关系,而合作单位基本上不是私人企业和外资企业。

接下来,我们将用数据对该传导机制假说做进一步验证。我们在表7第2、3列的回归中,将国有企业产值在区域中的占比分别替换成私营企业占比与外资企业占比。如果研发投资的外部性效应不

表 6 国家科技进步一等奖获奖项目的企业参与情况(2006—2011年)

年份	获奖总数	主要完成单位				
		全是国有企业	至少有一家国有企业	至少有一家中外合资企业	至少有一家外资企业	至少有一家独资私有企业
2006	11	4	9	2	0	0
2007	10	1	8	1	0	2
2008	12	1	8	1	0	1
2009	8	2	6	2	0	1
2010	16	3	11	2	0	2
2011	8	2	4	1	0	1

注:作者根据《中国科学技术奖励年鉴》相关数据整理。

是国有企业所独有的,那么,就会出现或者私人企业、或者外资企业的产值占比对区域创新效率的影响显著为正的情况。回归结果显示,私营企业产值占比和外资企业产值占比对区域创新效率的影响分别是显著为负和不显著。这说明,私营企业、外资企业不存在对区域创新效率的提升作用,通过外部性机制对区域创新产生正向影响是国有企业所特有的。

最后,我们检验软预算约束变化对国有企业影响区域创新效率状况的变化。前面讨论已指出,国有企业之所以参与和投资创新过程外部性较大的第二阶段的研发活动,一个重要的原因是国有企业的软预算约束。能够从政府部门获得追加投资、追加贷款、更多财政补贴并减少税收,是国有企业有能力承担外部性大、利于行业技术发展项目研究的前提条件。相关研究表明,随着我国经济体制改革的推进,国有企业的预算约束正在经历一个由软至硬的变化过程。国有企业偿债能力低、亏损时仍能获得新增贷款等现象,在2003年之后有了显著减少,这既与2003年国有银行的股份制改革有关^[36],也与2003年成立国资委以改革国有资本经营管理方式有关。基于此,我们将2003年看作一个事件点,考察2003年前后国有企业对区域创新效率的影响,以间接检验国有企业通过外部性影响区域创新效率的假说。

为保证分样本数据量的可比性,我们以4年为一期。结果显示(见表8),2000—2003年期间,国有企业产值在区域产值中占比的回归系数为0.0864,而在2004—2007年期间,该系数下降至0.0660,这说明预算约束程度越软,国有企业参与和投资外部性更大的研发活动的可能性就越大,通过外部性对区域创新效率产生的正向影响就更大。

四、结论和进一步讨论

本文以专利授权量作为创新产出衡量指标,使用2000—2011年省级面板数据,用随机前沿模型(SFA)计算了中国省(市)际的区域创新效率,并基于创新外部性视角,实证研究了国有企业对我国区域创新效率的作用效果。本文的基本结论如下:

第一,以国有企业产值占比所表示的国有企业规模对区域创新效率具有显著正向影响。

第二,在控制住政府创新投入强度、产业结构、企业规模、经济开放程度以及人力资源素质等相关变量下,国有企业产值占比对区域创新效率仍然具有显著正向影响,多期滞后和不同代表变量的回归结果与基本回归结果没有根本差异,表明第一个结论是稳健的。

第三,国有企业的特殊性质决定其能够参与和投资外部性较大的研发活动,并通过投资外部性这一传导机制促进区域创新效率的提升,而私人企业和外资企业不具有这种外部性作用。国有企业

表7 不同所有制企业的对比分析

	回归(1)	回归(2)	回归(3)
<i>Stateowned</i>	0.106 *** (6.46)		
<i>Privateowned</i>		-0.141 *** (-7.96)	
<i>Foreignowned</i>			-0.0561 (-1.61)
<i>Govementinvest</i>	0.00727 (0.83)	-0.00875 (-0.94)	0.0207 (1.58)
<i>Techpeople</i>	1.392 * (1.72)	0.445 (0.56)	2.531 ** (2.59)
<i>SecondGDP</i>	-0.0622 (-1.37)	-0.0614 (-1.48)	-0.265 *** (-7.62)
<i>TradeperGDP</i>	0.0499 (0.83)	-0.00325 (-0.05)	0.0107 (0.11)
<i>BigEnterprise</i>	-0.0465 *** (-3.96)	-0.0398 *** (-3.26)	-0.0241 (-1.37)
<i>Constant</i>	0.372 *** (11.55)	0.466 *** (18.57)	0.489 *** (18.05)
N	348	348	348
R-sq	0.776	0.788	0.553

注:括号中为基于稳健标准误计算的t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表8 一个可能的原因——软预算约束

	以2003年为时间节点	
	前四年2000—2003	后四年2004—2007
<i>Stateowned</i>	0.0864 *** (7.67)	0.0660 *** (3.91)
<i>Govementinvest</i>	0.00195 (0.27)	-0.00337 (-0.62)
<i>Techpeople</i>	0.346 (0.50)	0.239 (0.14)
<i>SecondGDP</i>	-0.0172 (-0.44)	-0.108 *** (-2.87)
<i>TradeperGDP</i>	-0.0808 (-1.18)	-0.289 * (-1.88)
<i>Bigenterprise</i>	-0.00928 (-1.52)	-0.0157 (-0.77)
<i>Constant</i>	0.366 *** (13.67)	0.429 *** (16.80)
N	116	116
R-sq	0.748	0.673

注:括号中为基于稳健标准误计算的t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

预算约束程度越软,参与和投资外部性大的研发活动的可能性就越大,通过外部性对区域创新效率产生的正向影响就越大。

基于上述结论,我们提出如下政策建议:第一,充分发挥国有企业在提升区域创新效率中的关键作用。我们的研究发现,国有企业在创新分工中处于非常独特的位置,相对于其它研究主体,如高校、科研院所,其所具有的企业特征使其能够将技术创新与市场较好地对接;相对于非国有企业,国有企业所具有的一定的政府支持与社会责任,使其有能力也有意愿从事一些非国有企业所不愿承担的、具有一定外部性、可收益性较弱的研究。因而,我们应全面认识国有企业在创新中的独特作用,充分发挥国有企业在创新方面的优势,使其在较为基础的前端研究领域有所作为。

第二,加强对处于相对基础阶段创新的政策支持。我们的研究表明,随着国有企业软预算约束问题逐步得到缓解,其对于区域创新效率的提升作用是递减的。这在一定程度上意味着,随着国有企业预算约束软化问题治理的深入,国有企业可能与其它企业一样,主要从事一些较为后端、收益较快的创新研究,并使得类似于第二阶段的创新研究出现空洞或供给不足,这势必影响创新链条的完整性及区域创新效率的提升。因此,在建立有效、合理、规范的国有企业融资制度,强化国有企业硬预算约束机制的同时,在涉及国有企业创新投入方面的融资制度安排上,政府可以通过国家扶持、银行增信等方式,进一步鼓励国有企业在基础性和前瞻性更强、辐射面更广的创新领域投资。

参考文献:

- [1]朱晏敏,周蓉,吴晓玲.知识产权保护与高校知识创新[J].上海大学学报(社会科学版),2001(4):95-98.
- [2]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新效率及其影响因素[J].中国人口·资源与环境,2009(6):142-147.
- [3]Xiao-hui Liu, Buck, T.,2007,“Innovation Performance and Channels for International Technology Spillovers: Evidence from Chinese High-tech Industries”, *Research Policy*,36(3):355-366.
- [4]Tadesse, S.,2002,“Financial Architecture and Economic Performance: International Evidence”, *Journal of Financial Intermediation*,11(4):429-454.
- [5]李习保.中国区域创新能力变迁的实证分析:基于创新系统的观点[J].管理世界,2007(12):18-30,171.
- [6]Romer, P. M.,1990,“Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*,98(5):71-102.
- [7]Eaton, J., Kortum, S.,1999,“International Technology Diffusion: Theory and Measurement”, *International Economic Review*,40(3):537-570.
- [8]Coe, David T., Helpman, E.,1995,“International R&D Spillovers”, *European Economic Review*,39(5):859-887.
- [9]Hejazi Walid, Safarian, E. A.,1999,“Trade Foreign Direct Investment and R&D Spillovers”, *Journal of International Business Studies*,30(3):491-511.
- [10]Henderson, V., Kuncoro, A., Turner, M.,1995,“Industrial Development in Cities”, *Journal of Political Economy*,103(5):1067-1090.
- [11]Glaeser, E., Kallal, H., Scheinkman, J., et al.,1992,“Growth in Cities”, *Journal of Political Economy*,100(6):1126-1152.
- [12]孟祥财,叶阿忠.知识外部性、研究开发与经济可持续增长——理论分析与基于中国数据的实证研究[J].财经研究,2009(35):132-143.
- [13]吴延兵.中国哪种所有制类型企业最具创新性[J].世界经济,2012(6):3-25,28-29,26-27.
- [14]盛丰.生产效率、创新效率与国企改革——微观企业数据的经验分析[J].产业经济研究,2012(4):37-46.
- [15]吴延兵.不同所有制企业技术创新能力考察[J].产业经济研究,2014(2):53-64.
- [16]林毅夫,刘明兴,章奇.企业预算软约束的成因分析[J].江海学刊,2003(5):49-54,206.
- [17]虞晓芬,李正卫,池仁勇,施鸣炜.我国区域技术创新效率:现状与原因[J].科学学研究,2005(2):258-264.
- [18]Battese, G. E., Coelli, T. J.,1995,“A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*,20(2):325-332.

- [19] 傅晓霞, 吴利学. 随机生产前沿方法的发展及其在中国的应用[J]. 南开经济研究, 2006(2): 130 - 141.
- [20] Wang, E. C., 2007, "R&D Efficiency and Economic Performance: A Cross-country Analysis Using the Stochastic Frontier Approach", *Journal of Policy Modeling*, 29(2): 345 - 360.
- [21] 潘雄锋, 刘凤朝. 中国区域工业企业技术创新效率变动及其收敛性研究[J]. 管理评论, 2010(2): 59 - 64.
- [22] 韩晶. 中国高技术产业创新效率研究——基于SFA方法的实证分析[J]. 科学学研究, 2010(3): 467 - 472.
- [23] 韩晶. 基于SFA方法的中国制造业创新效率研究[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2010(6): 115 - 122.
- [24] 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.
- [25] 白俊红, 江可申, 李婧. 应用随机前沿模型评测中国区域研发创新效率[J]. 管理世界, 2009(10): 51 - 61.
- [26] Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N., 1992, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 407 - 437.
- [27] Furman, J. L., Hayes, R., 2004, "Catching Up or Standing Still? National Innovative Productivity Among 'follower' Countries, 1978—1999", *Research Policy*, 33(9): 1329 - 1354.
- [28] 聂辉华, 谭松涛, 王宇峰. 创新、企业规模和市场竞争力: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 2008(7): 57 - 66.
- [29] 刘顺忠, 官建成. 区域创新系统创新绩效评价[J]. 中国管理科学, 2002(1): 76 - 79.
- [30] 余泳泽. 我国高技术产业技术创新效率及其影响因素研究——基于价值链视角下的两阶段分析[J]. 经济科学, 2009(4): 62 - 74.
- [31] 李兵, 李正风, 崔永华. 课题制科研经费管理存在的问题与对策[J]. 中国科技论坛, 2011(7): 5 - 11.
- [32] 戴国庆. 美国联邦政府科研经费监督管理及其启示[J]. 科研管理, 2006(27): 17 - 22.
- [33] 陈晓华, 黄先海, 刘慧. 中国出口技术结构演进的机理与实证研究[J]. 管理世界, 2011(3): 44 - 57.
- [34] 张杰, 刘志彪, 张少军. 制度扭曲与中国本土企业的出口扩张[J]. 世界经济, 2008(10): 3 - 11.
- [35] Cohen, W., 2010, Fifty Years of Empirical Studies of Innovative Activity and Performance, in: Hall, B. H. and Rosenberg, N., eds., *Handbook of the Economics of Innovation*, North-Holland.
- [36] 吴军, 白云霞. 我国银行制度的变迁与国有企业预算约束的硬化——来自1999—2007年国有上市公司的证据[J]. 金融研究, 2009(10): 179 - 192.

注释:

- ①为了检验结果的稳健性, 我们还对滞后0期、2期、3期的情况计算了区域创新效率。
- ②本文同时用专利申请量重复了如上计算, 作为稳健性检验, 发现结果是一致的。
- ③我们基于2008年的经济普查数据(该普查提供了省份-所有制层面的研发数据), 计算了地区国有企业产值占比与国有企业研发投入占比的相关性, 发现相关系数达到0.733。
- ④我们基于经济普查数据计算了国有企业研发投入占比与国有企业工资占比及国有企业数量占比的相关性, 发现相关系数分别达到0.393及0.205; 从总体上看, 我们所选取的国有企业规模占比变量与国有企业研发占比变量具有较稳健的正相关性, 且在产值占比度量维度上体现出更高的相关性。
- ⑤所有豪斯曼检验的p值都为0。
- ⑥其中国有企业产值比重为国有企业销售产值与规模以上企业销售产值之比, 国有企业工资额比重为国有城镇单位就业人员工资总额与城镇单位就业人员工资总额之比, 国有企业数量比重为国有企业数量与规模以上企业数量之比。
- ⑦本文用专利数量作为创新度量指标, 没有考虑诸如科学论文、专利引用率等其他指标, 这可能是北京创新效率不如广东、浙江等省份的一个原因。另外一个原因在于企业是专利申请的主体, 广东、浙江集聚了大量企业和相应的专利量, 而北京是金融中心和研发中心, 尽管有大量的研发投入, 但这些投入的产出中相当部分可能不以专利数量表现。
- ⑧后文中, 我们用私营企业产值比重替代国有企业产值比重, 发现其系数显著为负。在基础模型中, 之所以不将国有企业产值比重和私营企业产值比重同时纳入回归方程, 是因为二者的相关系数太大, 为0.6422, 同时纳入回归方程会带来共线性问题。
- ⑨数据均来自《中国统计年鉴》。

⑩由于城镇单位工资总额和国有单位工资总额的统计起始年份为2006年,故在回归(3)中样本量有所减少。

(责任编辑:雨 珊)

State-owned Enterprises and Regional Innovation Efficiency ——From the Externality Perspective

Cheng Qiang¹, Yin Zhifeng², Ye Jingyi¹

(1. School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China;

2. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: This paper examines the contribution of state-owned enterprises (SOEs) on regional innovation efficiency in China by considering the innovation externalities of SOEs. The study finds that the SOEs could help enhance regional innovation efficiency. Compared to the non-SOEs, SOEs are expected to take more social responsibility and face relatively soft budget constraints, which enable SOEs be willing and able to undertake innovation with relative higher uncertainty and externality, and further promote the regional innovation efficiency through such innovations efforts. The explanation on mechanism could be supported by empirical tests and case study. This study could help explain the regional heterogeneity of innovation efficiency as well as deepen the understanding of innovation contribution of SOEs.

Key words: regional innovation efficiency; state-owned enterprises; innovation process; externalities; soft budget constraints; stochastic frontier model

(上接第9页)

Does Industrial Agglomeration Increase Enterprises' Product Innovation ——An Empirical Study Based on Chinese Industrial Enterprises Database

Du Weijian, Li Mengjie

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: The important impact of the industrial agglomeration on the economic performance has been verified by a great number of studies, but the researches on the effect of the industrial agglomeration on firm's product innovation are still scarce. On the basis of Martin (2011), the article constructs industrial agglomeration index of localization economies and urbanization economies, combining the data on China's industrial firms between 1998 and 2007, to systematically probe the effect of the industrial agglomeration on firm's product innovation. By our study, the industrial agglomeration has noticeable promoting effect on the firm's Innovation tendency and new products' output. Besides, we have also found the impact of the industrial agglomeration on firm's product innovation has obvious industry's heterogeneity and firm's heterogeneity. Localization economies have stronger roles for high-tech firms, while urbanization economies significantly promote the firms in the low-tech industries. State-own enterprises are more affected by the industrial agglomeration compared with private enterprises and foreign enterprises.

Key words: industrial agglomeration; localization economies; urbanization economies; product innovation; heterogeneity influence