

政府创新补贴对中国工业自有研发支出的影响研究

——基于空间计量模型

蒋伏心, 侍金环

(南京师范大学 商学院, 南京 210023)

摘要:从空间关联视角再审视政府创新补贴的效应,并基于2001—2017年我国省际面板数据,运用空间面板模型分析了政府创新补贴对中国工业自有研发支出的影响。结果表明,政府创新补贴显著激励了本省市工业自有研发支出,同时,也正向影响相邻省市工业自有研发支出。在控制了内生性问题后,该结论依然成立。另外,在不同所有制和创新水平下,政府创新补贴对工业自有研发支出的空间影响效果存在差异。根据研究结论,本文提出加大政府创新补贴力度并充分考虑溢出效应、融合政府激励和市场驱动以及营造支持成功创新的环境等4项政策建议。

关键词:政府创新补贴;工业自有研发支出;空间杜宾模型;空间溢出

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)1—0082—07

一、问题提出与文献综述

当前,工业研发支出不充分已经成为制约中国工业技术水平、限制中国工业全球竞争力的关键因素,刺激工业研发支出增长成为中国实现创新引领工业发展的迫切需要。工业研发支出不充分是市场机制运行下的自然结果,这是由于工业研发项目具备公共品特性,正外部性强、造价高的同时成功率低,自发投入的创新资本量总低于需求量^[1],工业研发投入持续处于非饱和状态。出于最优化社会效益的目的,作为国家技术创新体系中的重要构建者的政府对企业进行创新补贴以充分推动工业创新发展和工业科技进步^[2]。然而,创新补贴政策的实施带来了意想不到的结果,即某些情况下,政府补贴创新的行为没有起到扩大工业研发支出总额的作用,反而挤出工业自有研发支出,这显然不是政府补贴创新的初衷。因而,政府补贴创新对工业自有研发支出的影响机制和效果值得学术界讨论。

经过梳理,目前共有3种截然不同的关于政府创新补贴与自有研发支出关系的学术论点。张辉等^[3]认为政府补贴可以弥补企业研发投入正外部性导致的私人效益损失,有效激励企业的创新投入。王刚刚等^[4]认为政府创新补贴能够通过释放依赖于政府信用的技术认证和监管认证信号使得企业获得更多的外部认证性融资,激励企业的创新投入。王德祥和李昕^[5]同样认为政府创新补贴的政策效果是促进企业创新投入增加。Wolff和Reinthal^[6]使用OECD数据做相关研究也得出了类似的结论。可以看出,第一种论点支持政府创新补贴整体上正向影响企业创新投入,激励企业自有研发支出增加。然而,Catozzella和Vivarelli^[7]基于意大利数据、Marino等^[8]基于法国数据、章元等基于中国中关村高新技术企业数据^[9]却均发现政府创新补贴负向影响企业创新投入,他们均支持政府补贴对企业创新投入存在挤出效应,即第二种观点认为,政府创新补贴负向影响企业创新投入。第三种观点认为政府创新补贴与企业创新投入的正负关系取决于特定条件,如政府创新补贴类型^[10]、样本数据特征^[11]和行业差异^[12]等异质性条件。经过上述文献分析,一方面,可以明显发现政府创新补贴与企业创新投入的关系目前未有定论,还存有研究讨论的余地;另一方面,上述研究结论均建立在地区间经济要素相互独立的前提假设上,实际上,在资本、技术和劳动力流动相当便捷的当代,要素的空间关联性已经不容忽视^[13],有必要将空间地理关系纳入效应分析和模型实证的考虑范围内,以获得更为精准的效应影响分析。

基于此,本文首先从空间关联角度重新审视政府创新补贴对工业自有研发支出的影响效应;其次,区别于现有空间计量研究以简略的方式确定空间计量模型,本文应用LR、LM和Wald多项检验系统性确定适宜

收稿日期:2019—11—16

基金项目:国家自然科学基金“协同创新与空间关联对区域创新绩效的影响研究”(71573138)

作者简介:蒋伏心(1956—),男,江苏南京人,博士,南京师范大学教授,研究方向:技术创新与管理;侍金环(1994—),江苏灌云人,南京师范大学硕士研究生,研究方向:技术创新与区域经济。

的空间计量模型;最后,在考虑空间效应之余,本文还探究了所有制和技术水平异质性影响下,政府创新补贴与中国工业自有研发支出间的关系。本文使用 2001—2017 年中国工业省际面板数据,从空间视角研究政府创新补贴与工业自有研发支出的关系,并进行内生性和稳健性检验;同时,考虑地区禀赋和技术水平差异等异质性存在,对基准回归模型和研究结论作进一步讨论。本文研究将有利于从新视角重新审视政府创新补贴与研发支出间的关系,具备理论意义和政策参考价值。

二、机理分析

(1)挤出效应。本文认为政府创新补贴可能挤出中国工业自有研发支出。这是由于,政府创新补贴是特定只能使用于创新活动的资本形式,而企业自有资本除了研发也可以用于生产经营和规模扩张。其次,相比于自有资本或借贷资本的机会成本,政府创新补贴无使用成本。显然,企业在创新活动中会优先使用政府创新补贴,占据原先自有资本或借贷资本的位置^[14]。

(2)门槛效应。另一方面,政府创新补贴属于市场机制外的政府干预行为,补贴数额较大时会扰乱创新资料市场和高技能劳动力市场,导致要素价格扭曲^[15],虚涨创新成本,拔高创新成本门槛,使得未达到创新门槛的企业自发退出创新活动,缩减社会整体自有研发支出。

(3)成本效应。政府创新补贴的无息特性除了产生挤出效应,也可以产生成本效应。一方面,对于进行中的创新项目而言,无息政府补贴降低企业实际创新成本^[16],提高投资回报率,为进一步提高创新成功率以确保收益,企业会自发追加研发投入;另一方面,无息政府补贴也使得原本预计低于社会平均收益的创新项目变得有利可图^[17],企业会增加开展这些创新项目,整体上增加企业自有研发支出。

(4)光环效应。政府补贴创新的行为能够产生广泛的社会影响,即光环效应。这是因为,政府作为具备公信力的国家行政机关,其针对创新项目的审查监督机制^[18-19]受到社会投资者的信任。企业外部投资者出于降低信息不充分风险的目的^[20],往往会跟随政府投入创新资金,这不仅扩展了企业自有研发投入的资金来源,同时也由于资金供给的增加降低了资金的使用成本,降低创新成本。

(5)空间效应。一个地区的政府创新补贴可能从以下两条路径影响到周边地区的工业自有研发支出。我们知道,一个地区由政府补贴创新产生的新技术和新知识可以溢出到周边地区^[21],提升周边地区创新活动的成功概率,带动周边地区增设新研发项目,整体上提高周边地区自有研发支出总额。另一方面,在一个省份大力补贴创新时,周边省份也会改革本省的创新补贴政策^[22],这样才能确保当地企业不会由于其他省份优惠政策力度大而迁移流失,也能更好地增强辖区的工业创新能力和科技水平,发展当地经济,提升政绩。即一省的政府创新补贴通过刺激邻省补贴创新,达到影响周边省份工业自有研发支出的结果。同时,不同地区的企业出于相互竞争或博弈的考虑,在制定本企业研发支出时,也会考虑周边地区企业的研发支出决策。

综上,政府创新补贴可以通过挤出效应和门槛效应缩减工业自有研发支出,也可以通过成本效应和光环效应增加工业自有研发支出。并且,政府创新补贴与工业自有研发支出间可能存在着空间溢出效应。最终,政府创新补贴与工业自主研发支出的关系取决于上述效应之和。

三、模型设定和变量说明

(一)空间权重矩阵设定和空间相关性测量

在设定空间计量模型之前,首先得选择适宜的空间权重矩阵,以矩阵数值大小代表两省市间空间关系强弱,数值越大表示两者间空间联系越强。本文采用应用最广泛的空间邻接权重矩阵作为本文的空间权重矩阵,其权重赋予方法是,如果地区 i 与地区 j 有共同的边界,则假定权重值为 1,否则为 0。同时,本文也使用空间距离权重矩阵作为空间权重矩阵的替代变量以作稳健性分析,其权重赋予方法将在下文介绍。

应用空间计量模型的前提条件是被解释变量具有空间自相关性,本文使用莫兰指数度量工业自主研发支出是否存在空间自相关性,莫兰指数的公式为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中: w_{ij} 代表空间权重矩阵(i, j)元素,用以度量区域 i 与区域 j 之间的距离; x_i, x_j 分别代表区域 i 、区域 j 的工

业自有研发支出; $\bar{x}$ 代表工业自有研发支出的均值。

式(1)计算得出的莫兰指数的取值范围在 $[-1,1]$,如果莫兰指数大于 0,说明工业自有研发支出存在空间正自相关,即工业自有研发支出高的省市间彼此相邻,同时工业自有研发支出低的地区间彼此相邻。如果莫兰指数小于 0,说明工业自有研发支出存在空间负相关,即工业自有研发支出高的省市与工业自有研发支出低的省市相邻。如果莫兰指数等于 0,说明工业自有研发支出在空间上不存在相关关系,不能使用空间计量模型。

(二)空间面板计量模型设定

空间计量模型的一般公式如下:

$$\begin{cases} y = \tau w_1 y + x b + \delta w_2 x + u \\ u = \lambda w_3 u + \gamma w_4 \varepsilon + \varepsilon \end{cases}$$

(2)

其中: y 代表被解释变量; x 代表解释变量; b 代表本区域解释变量影响系数; u 代表误差项; ε 代表随机扰动项; $w_1 \sim w_4$ 分别代表被解释变量、解释变量、误差项和随机扰动项的空间权重矩阵; $\tau, \delta, \lambda, \gamma$ 分别代表相应的空间回归系数; τ 度量空间滞后 $w_1 y$ 对 y 的影响; δ 度量邻居解释变量对 y 的影响; λ, γ 作用类似。根据空间效应体现方式的不同,空间计量模型具体分为空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型。其中,空间滞后模型和空间误差模型是空间杜宾模型的特殊形式。本文将在下文进行一系列检验来明确适合本文的空间计量形式。

(三)变量说明与数据来源

被解释变量是地区工业自有研发支出。本文借鉴章元等^[9]的做法,使用地区工业研究与实验性发展内部支出减去补贴的余额代表地区工业自有研发支出。

解释变量是政府创新补贴。控制变量包括产业盈利能力,技术市场活跃度,知识产权保护水平,宏观经济状况。本文使用地区年度工业利润代理产业盈利能力,产业盈利能力强不仅意味着该地区工业有充裕的资金支付研发账单,同时代表着其有投资创新项目以保持或扩大自身市场份额的需要;本文使用技术市场活跃度和知识产权保护水平来衡量创新环境,技术市场越活跃,知识产权保护力度越强,保证企业实现创新成果收益^[23],创新环境越好,工业自有研发投入动力不足在很大程度上得到缓解。具体而言,本文使用技术产权市场合同成交额代表地区技术市场活跃度,以及借鉴胡海青等^[24]的做法,使用专利未被侵权数代表知识产权保护水平,其具体测量方法为,一省截至当年累计授权专利数减去该省当年专利侵权受理案件数,专利未被侵权数越大表示该省知识产权保护水平越高。本文使用人均 GDP 代表地区宏观经济状况,宏观经济状况影响着企业投资创新的信心,在外部经济环境明朗时,企业乐于增加研发支出以获得未来竞争优势;在经济滑坡时,企业更倾向于缩减研发开支,优先维持生产规模,保持日常经营稳定。

本文使用的是中国 31 个省市 2001—2017 年的面板数据,数值来源于相应年份的《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》、国家知识产权局统计年报和 EPS 数据平台。

四、空间相关、模型识别检验与模型估计

(一)空间自相关检验

表 1 报告了 2001—2017 年中国各地区工业自有研发支出的莫兰指数。从结果来看,中国各地区工业自有研发支出表现出显著正向空间相关性。但其空间相关性是源自于解释变量——政府创新补贴,还是误差项,或者两者皆有,有待下文分析验证。从时间维度来看,本文发现中国各地区工业自有研发支出的莫兰指数值和显著性都在增长,这说明中国各地区工业自有研发支出的空间依赖越来越紧密。因此,将变量的空间相关性纳入政府创新补贴和中国工业自有研发支出实证模型中,合理且必要。

(二)空间计量模型选择

首先,采用豪斯曼检验确定本文空间计量模型应选择

表 1 2001—2017 年中国工业自有研发支出
莫兰指数变化状况

年份	莫兰指数	Z	P	年份	莫兰指数	Z	P
2001	0.016	1.984	0.206	2010	0.046	2.040	0.041
2002	0.027	1.926	0.58	2011	0.047	2.141	0.032
2003	0.036	1.968	0.126	2012	0.049	2.129	0.033
2004	0.036	1.988	0.036	2013	0.052	1.927	0.004
2005	0.036	1.892	0.008	2014	0.057	1.848	0.015
2006	0.037	1.904	0.007	2015	0.059	1.835	0.016
2007	0.041	2.105	0.035	2016	0.065	1.835	0.007
2008	0.045	2.045	0.041	2017	0.056	1.892	0.039
2009	0.046	2.031	0.042				

固定效应模型还是随机效应模型,表 2 检验结果表明,采用固定效应模型更为合理。另外,LR 检验结果表明,在固定效应的前提下,时间和空间双固定效应更符合本文模型特征;其次,借鉴 Elhorst^[25]选择具体空间计量模型形式的检验思路,本文先分析选择空间滞后模型还是空间误差模型,LM 检验结果表明,本文模型同时兼有空间滞后和空间误差效应,则应选用能够包容两种效应的空间杜宾计量模型;接着,本文反向证明,即检验本文空间杜宾计量模型能否缩减为只具有单一效应的空间滞后计量模型或空间误差计量模型,但是 Wald 检验都拒绝了这个假设。因此,综合表 2 的判别结果来看,本文模型应设定为双固定效应的空间杜宾计量模型。

(三)空间杜宾计量模型估计

1. 空间杜宾计量模型回归结果

本文基于空间邻接权重矩阵的双固定效应空间杜宾计量模型的回归结果见表 3。

可以看出,政府创新补贴不仅对本省工业自有研发支出有正向直接效应,同时对邻省工业自有研发支出有正向间接效应,两者共同构成政府创新补贴对中国工业自有研发支出的总效应。在其他变量不变时,政府创新补贴增加 1%,带动中国工业自有研发支出上浮 4.144%。并且,本文的控制变量如预期般显著影响中国工业自有研发支出,起到了很好的控制作用。具体而言,工业行业盈利能力对各省市自身和周边地区工业自有研发支出均产生了积极影响;其次,技术市场活跃度和知识产权保护水平在 5% 的显著性水平上对工业自有研发支出的直接效应均显著为正,间接效应也同样表现出显著正向溢出效应。最后,本文发现宏观经济状况对工业自有研发支出的影响系数不显著,即宏观经济状况对工业自有研发支出不存在明显的直接效应或空间溢出效应。

2. 稳健性检验

本文使用两种方法进行稳健性检验。第一种方法是将空间权重矩阵置换为空间距离权重矩阵,该矩阵以省之间的距离的倒数为权重。第二种方法是对数据进行缩尾处理,将样本中小于 1% 分位数的数据换成 1% 分位数处的数值,大于 99% 分位数的数据换成 99% 分位数处的数值,以平滑数据。

表 4 的 1~3 列报告了基于空间距离权重矩阵的空间计量模型的回归结果,可以明显看到,与表 3 回归结果相比,政府创新补贴和控制变量的系数、显著性变动幅度不大。表 4 的 4~6 列报告数据平滑处理后的空间计量模型的回归结果,结论同上。说明本文上节的研究结论稳健可信。

3. 内生性检验

本文采用空间 GMM 法来解决基准回归中可能存在的内生性问题。本文选用的工具变量是政府创新补贴的滞后一期变量,当期政府创新补贴与往期政府创新补贴的相关性是显然的,而当期工业自有研发支出不能影响过去的政府创新补贴。所以,理论上,政府创新补贴的滞后一期同时具备相关性和

表 2 空间计量模型识别检验结果

检验方法	检验方法	统计量	P
Hausman 检验	随机效应	274.419	0.000
	检验结果	固定效应	
LR 检验	空间固定	887.047	0.000
	时间固定	146.976	0.000
	检验结果	时间空间双固定效应	
LM 检验 R-LM 检验	LM-SAR	41.971	0.003
	R-LM-SAR	15.460	0.001
	LM-SEM	22.855	0.000
	R-LM-SEM	16.184	0.000
	检验结果	空间杜宾模型	
Wald 检验	空间滞后	104.978	0.000
	空间误差	98.545	0.000
	检验结果	空间杜宾模型	

表 3 空间杜宾计量模型估计结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
政府创新补贴	2.542***	1.603***	4.144***
产业盈利能力	7.820***	2.851**	10.671**
技术市场活跃度	14.118**	4.103**	18.221**
知识产权保护水平	16.745**	7.500***	24.245***
宏观经济状况	0.077	0.053	0.130
时间效应	控制		
空间效应	控制		
R ²	0.881		
rho	0.000		

注:*,**、***分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

表 4 稳健性检验结果

变量	矩阵更换			数据缩尾		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
政府创新补贴	2.546***	2.142**	4.687***	2.632***	1.949***	4.581***
产业盈利能力	6.823***	2.616**	9.440***	7.345*	2.698***	10.043***
技术市场活跃度	11.010**	4.856**	15.866**	11.779***	3.286**	15.065*
知识产权保护水平	18.940***	8.553*	27.492***	18.571***	9.172***	27.742**
宏观经济状况	0.123	0.059*	0.182	0.107	0.073	0.180
时间效应	控制			控制		
空间效应	控制			控制		
R ²	0.852			0.884		
rho	0.013			0.000		

注:*,**、***分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

外生性,符合工具变量要求,实证上,它也通过了弱工具变量检验。表 5 报告了使用空间 GMM 法的空间杜宾计量模型的回归结果,结果表明,政府创新补贴对中国工业自有研发支出的影响系数变得更高,更为准确。

(四)进一步讨论

1. 分区域

本文把 31 个地区样本归入东、中、西 3 个区域分别进行空间计量回归(结果见表 6)。回归结果显示:在东部,政府创新补贴对工业自有研发支出的正向直接效应、正向溢出效应系数值最大,且非常显著;在中部,政府创新补贴对工业自有研发支出具有不显著的正向直接效应,以及显著的正向溢出效应;在西部,政府创新补贴对工业自有研发支出的正向直接效应显著,负向溢出效应不显著。这可能是由于,东部地区的工业面临的国际化竞争相对激烈,企业需要通过创新活动打造核心竞争力,故其对政府创新补贴敏感性强,创新补贴对该地区工业影响效应更高;而西部地区工业发展相对落后,地区间倾向于争夺有限的创新资源,政府补贴创新的优惠仅使得其他地区的工业研发项目迁移到本地区,却未能刺激周边地区更多地增加工业研发投入。

2. 国有与非国有

区分样本企业的国有性质与非国有性质的必要性在于,所有权性质在一定程度上代表政府创新补贴的倾斜度,国有企业在我国政府补贴对象中占据绝对重要位置。鉴于此,本文认为基准回归结论可能受到企业所有权性质差异的影响,故按企业所有权性质对工业行业分组以作进一步探讨。

从表 7 的回归结果可以发现,对于工业非国有企业而言,政府创新补贴对自有研发支出的直接效应和空间溢出效应均显著为正,即政府创新补贴显著带动本地区及相邻地区企业的研发投入。这可能是由于,非国有企业大多是中小企业,资金主要用于维持运营和规模扩张,可用于从事高风险、正外部性的创新活动的资金不足,其对政府创新补贴敏感度较高,政府创新补贴的挤入效应更强。对于工业国有企业而言,政府创新补贴对自有研发支出的直接效应为负但不显著,其间接效应显著为正,说明比起挤入效应,补贴的挤出效应更突出。

3. 创新能力强弱

本文以各地区年度专利申请数量代表地区技术水平,以均值为界,将其归入技术水平较高地区和技术水平较低地区分别进行空间计量回归,结果见表 8。可以发现,技术水平较高的地区,政府创新补贴对本地区、其他地区工业自有研发支出的正向影响系数大于技术水平较低地区的影响系数。这可能是由于,在大众创新的战略背景下,创新能力强的地区较创新能力弱的地区,更迫切需要创新资本,其有许

表 5 工具变量法估计结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
政府创新补贴	2.638***	1.959***	4.597***
产业盈利能力	7.467***	2.626***	10.093***
技术市场活跃度	16.992***	3.459***	20.451**
知识产权保护水平	11.252**	9.572**	20.824***
宏观经济状况	0.087	0.075	0.162
时间效应	控制		
空间效应	控制		
R ²	0.866		
rho	0.000		

注:*,**、***分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

表 6 三区域空间计量模型估计结果

区域	项目	直接效应	间接效应	总效应	时间效应	空间效应	R ²	rho
东部	政府创新补贴	2.774***	1.950***	4.724***	控制	控制	0.868	0.000
	产业盈利能力	6.865***	2.669***	9.534***				
	技术市场活跃度	16.400**	3.864**	20.265**				
	知识产权保护水平	13.283***	9.492***	22.775***				
	宏观经济状况	0.155	0.083	0.238				
中部	政府创新补贴	2.510***	1.849***	4.358*	控制	控制	0.856	0.001
	产业盈利能力	6.837***	2.660***	9.497***				
	技术市场活跃度	10.679***	3.883***	14.562***				
	知识产权保护水平	19.502***	4.992***	24.494***				
	宏观经济状况	0.111*	0.053	0.164*				
西部	政府创新补贴	2.311***	-1.776	0.535**	控制	控制	0.895	0.003
	产业盈利能力	6.850***	2.616***	9.466***				
	技术市场活跃度	10.818**	3.842*	14.660**				
	知识产权保护水平	9.328***	7.431***	16.759***				
	宏观经济状况	0.114	0.083	0.197				

注:*,**、***分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

表 7 以企业所有权性质分组的估计结果

变量	国有			非国有		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
政府创新补贴	-2.481	1.658***	-0.823*	2.751***	1.709***	4.461***
产业盈利能力	6.893***	2.655***	9.548***	7.734***	2.654***	10.388***
技术市场活跃度	10.444***	3.862**	14.306**	12.580**	3.856***	16.435***
知识产权保护水平	18.298**	7.498***	25.796***	9.525***	7.406***	16.931***
宏观经济状况	0.116	0.088*	0.204	0.117	0.096	0.212
时间效应	控制			控制		
空间效应	控制			控制		
R ²	0.861			0.884		
rho	0.0000			0.021		

注:*,**、***分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

多创新项目需要政府财政上的支持,故其对政府补贴有较高敏感性,单位补贴的效果更高。

表 8 以地区创新水平高低分组的估计结果

变量	创新水平较高			创新水平较低		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
政府创新补贴	2.698***	1.993***	4.691***	2.670***	1.767***	4.437***
产业盈利能力	7.898***	2.610***	10.508***	7.747***	2.669*	10.416**
技术市场活跃度	10.390**	3.814**	14.204**	12.420***	3.870**	16.290**
知识产权保护水平	17.848**	7.467***	25.315**	11.707***	7.448***	19.155***
宏观经济状况	0.079	0.094**	0.173*	0.125**	0.082*	0.207*
时间效应	控制			控制		
空间效应	控制			控制		
R^2	0.806			0.875		
ρ	0.013			0.005		

注：*、**、***分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性检验。

五、结论与建议

本文从空间关联角度重新审视政府创新补贴对中国工业自有研发支出的影响效应,经过实证研究发现,政府创新补贴显著激励本地区工业自有研发支出,同时,也正向影响相邻地区工业自有研发支出,即政府创新补贴对中国工业自有研发支出具有正向直接效应和正向空间溢出效应。同时,工业行业盈利能力越强,技术市场越活跃,知识产权保护水平越高以及宏观经济状况越好,越激励中国工业自由研发投入。

基于上述结论,结合全文分析,本文提出如下政策建议。

一是继续加大政府创新补贴力度。目前,政府创新补贴对中国工业自有研发支出的挤入效应大于挤出效应,应充分发挥财政补贴的激励作用,以促进工业实现创新驱动发展。同时,应保持创新补贴政策的稳定性和持续性,使得企业可以对创新补贴形成预期,以便于合理规划研发项目、安排研发支出和有效配置创新资源。

二是考虑政府创新补贴的空间溢出效应,注重补贴具有较好创新外溢效应的产业链。并且,建立起各省市统筹创新的长效机制,深化地区间协作创新,搭建畅通的技术输送、资本流动和跨区域人才合作的创新溢出通道,以充分发挥空间溢出效应,协调区域创新发展。

三是融合政府激励与市场驱动,注重发挥市场对创新活动的内生激励,建立真正由市场主导的创新项目设立、科研经费分配和技术成果评价的国家创新模式,政府则扮演好营造良好创新环境、建立健全创新机制的角色。

四是营造支持成功创新的社会环境。与外部制度条件密切配合,充分发挥政府创新补贴对工业研发创新的促进效应。通过全面推进科技体制改革,建设企业技术创新信息平台,促进科技资源的共享与科技成果的转化;发展技术中介机构,鼓励科技成果走向市场。同时,通过强化知识产权保护制度保护企业研发项目的正常收益,在中国当前的情景下会提高政府创新补贴政策的实施效果。

参考文献

[1] 余菲菲, 钱超. 政府科技补助对企业创新投入的门槛效应——基于科技型中小企业的经验研究[J]. 科研管理, 2017, 38(10): 40-47.

[2] 张帆, 孙薇. 政府创新补贴效率的微观机理: 激励效应和挤出效应的叠加效应——理论解释与检验[J]. 财政研究, 2018(4): 48-60.

[3] 张辉, 刘佳颖, 何宗辉. 政府补贴对企业研发投入的影响——基于中国企业企业数据库的门槛分析[J]. 经济学动态, 2016(12): 28-38.

[4] 王刚刚, 谢富纪, 贾友. R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J]. 中国工业经济, 2017(2): 60-78.

[5] 王德祥, 李昕. 政府补贴、政治关联与企业创新投入[J]. 财政研究, 2017(8): 79-89.

[6] WOLFF G B, REINTHALER V. The effectiveness of subsidies revisited: Accounting for wage and employment effects in business R&D[J]. Research Policy, 2008, 37(8): 1403-1412.

[7] CATOZZELLA A, VIVARELLI M. The possible adverse impact of innovation subsidies: Some evidence from Italy[J]. International Entrepreneurship and Management Journal, 2016 (12): 351-368.

[8] MARINO M, LHUILLERY S, PARROTTA P, et al. Additionality or crowding-out? An overall evaluation of public R&D subsidy on private R&D expenditure[J]. Research Policy, 2016, 45(9): 1715-1730.

[9] 章元, 程郁, 余国满. 政府补贴能否促进高新技术企业的自主创新? ——来自中关村的证据[J]. 金融研究, 2018 (10): 123-140.

[10] 张杰, 陈志远, 杨连星. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 4-17, 33.

- [11] CLAUSEN T H. Do subsidies have positive impacts on R&D and innovation activities at the firm level?[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2009, 20(4): 239-253.
- [12] BECKER B, Hall S G. Do R&D strategies in high-tech sectors differ from those in low-tech sectors? An alternative approach to testing the pooling assumption[J]. *Economic Change and Restructuring*, 2013, 46: 183-202.
- [13] ANSELIN L. *Spatial econometrics: Methods and models*[M]. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [14] 彭红星, 王国顺. 中国政府创新补贴的效应测度与分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018, 35(1): 77-93.
- [15] 解维敏, 唐清泉, 陆姗姗. 政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, 2009(6): 86-99.
- [16] 戴小勇, 成力为. 财政补贴政策对企业研发投入的门槛效应[J]. *科研管理*, 2014, 35(6): 68-76.
- [17] LERNER J. The government as venture capitalist: The long-run impact of the SBIR program[J]. *Journal of Business*, 1999, 72(3): 285-318.
- [18] MEULEMAN M, MAESENEIRE W D. Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing[J]. *Research Policy*, 2012, 41(3): 580-591.
- [19] 郭玥. 政府科技创新补贴的信号传递机制与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018(9): 98-116.
- [20] 童锦治, 刘诗源, 林志帆. 财政补贴、生命周期和企业研发创新[J]. *财政研究*, 2018(4): 33-47.
- [21] 吴福象, 段巍. 质量竞争、技术溢出与最优补贴战略[J]. *科研管理*, 2015, 36(5): 38-46.
- [22] 罗宏, 温晓, 刘宝华. 政绩诉求与地方政府财政补贴行为研究[J]. *中国经济问题*, 2016(2): 16-28.
- [23] 吴超鹏, 唐韵. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2016, 51(11): 125-139.
- [24] 胡海青, 王钰, 魏薇. 网络联结、知识产权保护与创新绩效[J]. *科技进步与对策*, 2018, 35(23): 1-8.
- [25] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels[J]. *International Regional Science Review*, 2014, 37(3): 389-405.

Impact of Government Science and Technology Innovation Subsidy on Enterprise Independent Innovation Investment: Based on Spatial Measurement Model

Jiang Fuxin, Shi Jinhuan

(Business School, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: This paper examines the effect of government innovation subsidies from the perspective of spatial correlation, and uses the spatial panel model to analyze the impact of government innovation subsidies on China's industrial R&D expenditures based on provincial panel data from 2001 to 2016. The results show that the government's innovation subsidies have significantly stimulated the province's own industrial R&D expenditures, and at the same time, it has positively affected the industrial R&D expenditures of neighboring provinces and cities. After controlling the endogenous problems, the conclusion is still valid. In addition, under different ownership and innovation levels, there are differences in the spatial impact of government innovation subsidies on industrial R&D expenditures. According to the research conclusions, this paper proposes four policy recommendations to increase government innovation subsidies and fully consider spillover effects, integrate government incentives and market drivers, and create an environment that supports successful innovation.

Keywords: government innovation subsidies; industrial self-owned research and development expenditures; spatial Dubin model; space spillovers

(上接第 81 页)

Diversification of Crude Oil Imports while Considering the Price

Qi Ming¹, Guo Haitao¹, Zhao Jing²

(1. School of Economics and Management, China University of Petroleum (Beijing), Beijing 102249, China;

2. China Tower Co., Ltd., Inner Mongolia Branch, Hohhot 010010, China)

Abstract: The volatility of price is one of the major risks of crude oil imports. This paper presents an expended price-risk model, in which price is involved to determine the optimal crude oil import structure. We use the dataset of crude imports in 2018 for the simulation. The results imply that the Middle East is still the most significant area of crude oil imports to ensure the oil supply security in China. Imports from stable countries can effectively diversify the oil supply risks. In the long run, it is beneficial to import oil from diversified countries, such as UAE, USA, Australia, Canada, Kazakhstan, Egypt, and Qatar.

Keywords: oil imports; supply security; price-risk model; optimal strategy