

财政分权、政府研发补贴与企业研发投入

邹洋¹, 王茹婷²

(1. 南开大学经济学院, 天津 300071; 2. 南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心, 天津 300071)

摘要: 本文主要基于财政分权的视角, 利用省级面板数据模型实证分析政府研发补贴对企业研发投入的影响, 发现政府研发补贴对企业研发投入有显著的激励作用, 但是财政支出分权度的提高削弱了政府研发补贴的激励作用, 两者综合作用的结果仍为正。本文还发现企业主营业务收入越多, 企业研发投入增加越多; 国有控股企业资产占比越低, 越有利于促进企业研发投入。政府研发补贴、企业主营业务收入和国有控股企业资产占比在各省存在较大差异, 三者对企业研发投入的影响大小和方向不同, 其综合作用的结果导致各省企业研发投入大幅增加, 同时使之产生较大差异。

关键词: 财政分权; 政府研发补贴; 企业研发投入; 企业主营业务收入; 国有控股企业资产占比

中图分类号: F812.2

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2018)09-0032-11

一、引言

随着我国经济步入新常态发展轨道, 政府大力推进创新型国家建设, 技术创新投入不断加大。2006年, 我国研发经费支出总额为3003.1亿元, 占GDP的比例为1.39%; 到2013年增长到11846.6亿元, 年均增长速度为18.7%, 占GDP的比例则提高到2.08%, 首次突破《国家中长期科学和技术发展规划纲要》(2006~2020年)提出的2%目标。其中政府资金虽然从2006年的742.1亿元增加到2013年的2500.6亿元(年均增长16.4%), 但是其占研发经费内部支出总额中的比例逐年下降, 由2006年的24.7%下降到2013年的21.1%(详见表1)。此外, 从分地区来看, 2013年研发经费投入强度达到或超过全国平均水平的只有8个省, 并且其中6个省的经费支出额就达到了我国研发经费总额的58.2%, 可见, 我国研发资源在各地区间的配置不均衡(详见表2)。

表1 2006~2013年我国研发经费内部支出情况

类型	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
总额(亿元)	3003.1	3710.2	4616	5802.1	7062.6	8687	10298.4	11846.6
政府资金(亿元)	742.1	913.5	1088.9	1358.3	1696.3	1883	2221.4	2500.6
政府资金占比	24.7%	24.6%	23.6%	23.4%	24%	21.7%	21.6%	21.1%
研发经费投入强度 (占GDP的比例)	1.39%	1.40%	1.47%	1.70%	1.76%	1.84%	1.98%	2.08%
总额比上年增长		23.6%	24.4%	25.7%	21.7%	23%	18.6%	15%
政府资金比上年增长		23.1%	19.2%	24.7%	24.9%	11%	18%	12.6%

注: 数据来源于2008~2014年《中国科技统计年鉴》, 由作者整理计算得出。

收稿日期: 2017-08-15

基金项目: 天津市哲学社会科学规划项目(TJYY17-002)

作者简介: 邹洋(1968-), 男, 安徽肥东人, 南开大学经济学院副教授, 南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心副教授; 王茹婷(1993-), 女, 浙江舟山人, 南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心研究人员。

表 2 2013 年我国研发经费分地区支出情况

研发经费占全国比重前六名	江苏(12.6%)	广东(12.2%)	北京(10%)	山东(9.9%)	浙江(6.9%)	上海(6.6%)		
投入强度达到全国平均水平 (按投入强度由高到低排列)	北京	上海	天津	江苏	广东	浙江	山东	陕西

注：数据来源于《2013 年全国科技经费投入统计公报》，由作者整理。

从上面的分析可以看出，近年来我国研发经费投入水平虽有很大提高，但是政府资金占比不断下降，各地区之间研发资源分布严重失衡。政策制定者非常关心政府研发补贴能否促进企业自身研发投入和如何在不同地区合理配置研发资源的问题。大量学者也对政府研发补贴和企业研发投入之间的互补或替代关系进行了实证检验，研究结论互相矛盾(David, et al., 2000)^[1]，存在较大差异性。有的学者支持存在部分或完全“挤出”效应的观点，或认为政府研发补贴的激励效应不够高效，如国外的 Busom (2000)^[2]，Wallsten (2000)^[3]等；国内的姚洋、章齐 (2001)^[4]，解维敏等 (2009)^[5]等。但是也有学者持相反观点，认为政府研发补贴具有“挤入”效应，如国外的 Czarnitzki (2004)^[6]，González 等 (2005)^[7]，Hussinger (2008)^[8]，Klette & Møen (2012)^[9]，Guerzoni & Raiteri (2015)^[10]等，国内的王俊 (2011)^[11]，邹洋等 (2016a^[12]；2016b^[13])等。国外学者还区分企业规模和类型、支持规模和频率等不同情况，考察了政府补贴对企业研发支出的影响差异，如 Lach (2002)^[14]，Görg & Strob (2007)^[15]，Aschhoff (2009)^[16]等。国内学者主要区分政府资助形式和时期、创新类型、溢出效应大小和补贴类型等不同情况进行分析，如朱平芳、徐伟民 (2003)^[17]，安同良等 (2009)^[18]，张杰等 (2015)^[19]等。Zúñiga-Vicente, et al. (2014)^[20]在总结过去 50 多年关于政府研发补贴和私人研发投入之间关系的实证文献基础上，提出一些研究假设，认为补贴历史、时滞效应、资金约束、研发组成和研发资金来源等很多重要问题没有被深入研究。

本文基于财政分权的角度，研究政府研发补贴对企业研发投入的影响。与既有文献相比，本文的创新之处主要有三点：一是关于财政分权对政府研发补贴的影响以及政府研发补贴对企业研发投入的影响，虽然有很多学者都进行了研究，但是很少从财政分权的视角研究政府研发补贴对企业研发投入的影响，本文考察政府研发补贴的综合边际效应，可以作为既有相关研究不足的一个补充。二是本文认为政府研发补贴、企业主营业务收入和国有控股企业资产占比在各省存在较大差异，三者对企业研发投入的影响大小和方向不同，综合作用的结果导致各省企业研发投入显著增加，但是同时使之产生较大差异，各省研发资源配置严重失衡。该结论对回答我国企业研发投入不断增加但各地区之间研发资源分布失衡的经济和制度原因问题是一个有益的尝试。三是按照财政支出分权度大小，把样本分成两个子样本进行估计，增强论文分析结果的可靠性和稳健性。

二、理论分析

财政分权制度赋予了地方政府公共支出裁量权，使地方政府能够自主决策研发补贴的支出强度，进而影响企业的科研创新投入。由于财政分权制度主要是通过对政府研发补贴支出产生作用，进而影响企业的研发经费投入，所以下面分别从理论上分析财政分权对政府研发补贴的影响以及政府研发补贴对企业研发投入的影响。

(一) 财政分权对政府研发补贴的影响分析

财政分权结构下的政治、经济背景，都会在一定程度上作用于地方政府的公共支出决策，从而

影响政府的研发资助行为。在以 GDP 增长率为核心指标的考核和晋升体制下,地方政府努力增加公共支出,大力支持地方经济发展。而财政分权赋予了地方政府对当地公共经济资源的支配能力,地方政府可以依据当地的发展需求配置资源,达到发展经济的目的。一方面,政府为了响应中央的科技创新政策会支持当地企业的研发活动,希望通过企业的技术研发转化为生产力促进长期经济增长。分权结构下的经济竞争明显存在区域不平衡的现象,不同经济发展水平的地区会形成不同的科技创新环境,而技术、人才等科研要素会流向经济发达、科研水平高、管制宽松的地区。因此,地方政府有必要积极推行制度创新,努力优化资源配置,加大政府研发资助,给予企业更加宽松的科技创新环境开展研发活动。赵文哲(2008)^[21]认为,在分权结构中,地方政府为吸引外来资本会积极实行制度改革,优化资源配置,努力推动前沿技术进步。此外,不同经济水平的地区对科技创新的要求也是不同的。经济发达地区有更强大的经济科技实力和迫切的发展需求开展科研创新活动,因此地方政府对研发活动的支持力度就更高。同时,经济水平较高地区的地方政府也有更加充足的补贴预算来支持企业的研发活动。

另一方面,由于企业研发活动和科技创新是一个长期的过程,难以在较短周期内极大地推动 GDP 增长,如果地方政府急于追求 GDP、税收等绩效增长,则会将财政资源更多地用于基础设施等建设项目,而减少科技补贴投入。财政分权制度下放中央政府的财权与事权,为地方政府加快经济发展提供了激励。然而,财政分权虽然赋予了地方政府自主的预算支出权,却产生了公共产品供给不足等问题,并衍生出一些负面效应。傅勇、张晏(2007)^[22]通过省级面板数据研究发现,财政分权以及政府间的相互竞争,会扭曲政府的公共支出结构。周业安(2003)^[23]基于博弈模型分析,认为财政分权下的政府竞争,不利于经济资源的有效配置,会损害经济的增长。研发补贴作为地方政府的一项科技性公共支出,其支出强度由地方政府自主决策,因此会受到分权制度的影响。在已有的研究财政分权与地方政府科技支出关系的研究中,顾元媛、沈坤荣(2012)^[24]认为,科研创新活动的服务周期较长,对官员任期内的财税指标增长贡献不大,因此地方政府对科研补贴投入并不十分重视。潘镇等(2013)^[25]认为,地方政府在官员考核和晋升体制的激励下,会响应中央的科技政策,提高科技投入,但是地方政府对 FDI 的激烈争夺会导致其财政支出偏向基础设施,从而挤出科技公共产品的投入。此外,许罡等(2012)^[26]通过资本市场的事实经验证明,地区的财政分权程度越高,地方政府提供的科技补助越少。

(二) 政府研发补贴对企业研发投入的影响分析

根据企业投资行为的基本模型,当企业研发投资的边际收益等于边际成本时,企业的研发投资水平达到最优。当研发投资的边际成本减少或边际收益增加时,企业会增加研发投入;反之,当研发投资的边际收益减少或边际成本增加时,企业会减少研发投入(Howe & Mcfetridge, 1976)^[27]。如果政府研发补贴被看作是外生的,则它会影响企业研发投资的边际成本或边际收益,或对两者都有影响,对企业研发支出产生“挤入”或“挤出”效应。

政府研发补贴通过帮助企业克服启动经费困难、降低共同成本或提高吸收能力提高企业研发的效率、增加企业其他项目的成功机会和传递未来需求的信号,减少企业固定成本、降低资本机会成本和增加期望收益或降低期望成本使企业的边际收益增加,对企业研发支出产生“挤入”效应:(1)企业获得政府研发合同和直接补贴,会降低其研发投资的边际资本成本,特别是新办企业可以降低其筹措外部资金的成本(这里的政府研发合同是指政府为了获得某项研发成果或购买某项研发密集型公共产品、与企业签订的,由企业接受委托、利用政府提供的资金开展研发活动(如公共航天航空和国防项目)的合同,政府研发合同与直接补贴不同,前者包括购买研究成果,而后者则不然,两者都会降低企业研发的边际成本);(2)给企业带来学习和训练效果,使企业获得最新的科技发展知识,提高其自身研发项目研究的效率;(3)企业可利用政府资金来建立实验设施、购买耐

久性研究设备和支付组成特殊研究团队的固定成本,从而以较低的成本增加来进一步开展其自身的研发项目研究;(4)传递将来公私部门产品需求的信号,会提高相关创新活动的边际收益。此外,政府研发补贴还可能带来信息溢出(源于政府研发活动所创造的公共科学与工程知识进步)、新科学家和工程师训练等长期动态效果(David 等, 2000)^[1]。

但是,政府研发补贴通过抬高研发要素价格、与企业研发活动产生重叠这两方面路径,也会对企业研发支出产生“挤出”效应:(1)如果政府研发补贴只增加了研发投入要素的需求,抬高了企业研发投入要素的价格,如研发人员的工资水平,这将增加企业研发的边际成本,在边际收益不变的情况下,企业均衡的研发支出水平将减少;(2)如果政府对一些本应由企业进行的研发活动,进行过多干预,会导致企业研发活动的预期收益下降,也会减少其自身的研发支出。Wallsten (2000)^[3]指出,政府补贴计划有时也不得不支持商业前景好的项目,因为研发活动的收益很难度量,而选民只看到项目的成功和失败以及企业雇佣员工的数量,而不会关心研发活动收益评估的综合性。在这种情况下,政府研发补贴提供给私人边际收益高、即使没有政府补贴企业也会开展的研发项目,这会导致企业减少自身的研发支出。另外,企业获得了政府研发合同,可能减少其他非合同研发投资;其他相同技术领域中未获得政府合同的企业由于“搭便车”,也会减少其研发投资(David 等, 2000)^[1]。

综上所述,政府研发补贴会影响企业研发投资的边际成本或边际收益,或对两者都有影响,结果通过各种路径对企业研发支出会产生“挤入”或“挤出”效应。

三、财政分权指标度量 and 数据分析

本文以中国 2002 ~ 2013 年 27 个省(市、自治区)(由于部分核心数据缺失,剔除海南、西藏、青海和新疆)大中型工业企业的面板数据为分析样本,其中中央与地方财政支出、全国和各省的 GDP 和人口数、大中型工业企业以及其中的国有控股企业资产总额的原始数据来源于历年的《中国统计年鉴》,工业企业研发经费内部支出、科技经费筹集(政府资金、企业资金)及内部支出的原始数据来源于历年的《中国科技统计年鉴》。

(一) 财政分权指标度量

财政分权度有多种衡量标准和计算方法,由于本文的核心解释变量为政府研发补贴,所以选择财政支出分权度为分析指标。参考龚锋和雷欣(2010)^[28]提出的指标构建方法,财政支出分权度指标的计算公式如下:

$$fd_{i,t} = \left[\frac{fe_{i,t}/pop_{i,t}}{fe_{i,t}/pop_{i,t} + fe_{c,t}/pop_{N,t}} \right] * [1 - (gdp_{i,t}/gdp_{N,t})] \quad (1)$$

其中, $fd_{i,t}$ 表示第 i 省第 t 年的财政支出分权度, $fe_{i,t}$ 表示第 i 省第 t 年地方政府本级预算支出, $fe_{c,t}$ 是表示中央政府第 t 年本级预算支出; $pop_{i,t}$ 和 $pop_{N,t}$ 分别表示第 i 省和全国第 t 年的人口规模; $gdp_{i,t}$ 和 $gdp_{N,t}$ 分别表示第 i 省和全国第 t 年的国内生产总值。为准确度量地方政府财政支出分权度,需要消除经济规模的影响,所以公式(1)中有一个经济规模的缩减因子乘积项,即 $[1 - (gdp_{i,t}/gdp_{N,t})]$ 。同时,考虑到政府财政支出通常与人口规模存在很强的相关关系,公式(1)中地方和中央政府本级预算支出分别除以各省和全国人口数,得到人均财政支出数,这样可以消除人口规模对财政支出的影响。对样本数据的统计分析表明,财政支出分权度与其他水平数据的相关程度比较小,相关系数最大值为约 0.24,最小值约为 -0.09(见表 3)。

表 3 财政支出分权度与其他水平数据之间的相关系数

变量	<i>fd</i>	<i>ce</i>	<i>ge</i>	<i>br</i>	<i>ratio</i>
<i>fd</i>	1				
<i>ce</i>	0.0803	1			
<i>ge</i>	0.2396	0.759	1		
<i>br</i>	0.1608	0.9203	0.7492	1	
<i>ratio</i>	-0.0853	-0.6559	-0.37	-0.6054	1

注：*fd* 表示财政支出分权度，*ce* 表示企业自身研发经费投入，*ge* 表示政府研发补贴，*br* 表示企业主营业务收入，*ratio* 表示国有控股企业资产占比。

(二) 数据分析

对所有变量(除了比例指标财政支出分权度和国有控股企业资产占比之外)都取其自然对数(原始数据计量单位都统一为万元)进行处理。表 4 上部、中部和底部分别报告各变量之间的相关系数、描述性统计值和方差膨胀因子(VIF: Variance Inflation Factor)。

表 4 样本描述性统计值

变量	<i>lnce</i>	<i>lnge</i>	<i>fd * lnge</i>	<i>lnbr</i>	<i>ratio</i>	<i>fd</i>
<i>lnce</i>	1					
<i>lnge</i>	0.8067	1				
<i>fd * lnge</i>	0.6177	0.7839	1			
<i>lnbr</i>	0.9149	0.7762	0.701	1		
<i>ratio</i>	-0.7406	-0.4386	-0.3115	-0.7167	1	
<i>fd</i>	0.1938	0.2597	0.7999	0.3486	-0.0853	1
均值	13.4619	10.4461	7.8603	7.8528	0.5615	0.7501
最大值	16.294	12.872	11.1668	9.1216	0.944	0.902
最小值	9.952	7.2814	4.5985	6.3458	0.14	0.5263
标准差	1.2077	1.1143	1.3662	0.5373	0.1882	0.0857
观测值	324	324	324	324	324	324
VIF(不包含 <i>fd</i>)		3.54	3.01	5.21	2.43	
VIF(包含 <i>fd</i>)		101.27	263.24	5.32	2.62	107.19

注：*lnce* 表示企业自身研发经费投入的自然对数，为被解释变量；*lnge* 表示政府研发补贴的自然对数，为核心解释变量；*fd * lnge* 表示财政支出分权度 *fd* 与 *lnge* 的乘积，是一个交叉解释变量；*lnbr* 为企业主营业务收入的自然对数，*ratio* 为国有控股企业资产占比。

从表 4 上部可以看出，核心解释变量 *lnge*、交叉解释变量 *fd * lnge*、控制变量 *lnbr* 与被解释变量 *lnce* 都正相关，其相关系数分别约为 0.8、0.9 和 0.6(这也可以从图 1(1)至(3)中的二维散点图和回归的拟合趋势线直观看出来)；而控制变量 *ratio* 与被解释变量 *lnce* 负相关，相关系数约为 -0.7(这也可以从图 1(4)中的二维散点图和回归的拟合趋势线直观看出来)，其他解释变量之间的相关系数都低于 0.8。从表 4 中部可以看出，各变量差异较大，如国有控股企业资产占比的均值约为 0.56，最大值约为 0.9，而最小值仅约为 0.1；财政分权度的均值约为 0.75，最大值约为 0.9，最小值约为 0.5，从全国来看，财政支出分权度水平较高。从表 4 底部可以看出，包含 *fd* 的 VIF 最大值为 263.24，远大于经验法则的数值 10，说明变量之间存在多重共线性问题；而不包含 *fd* 的 VIF 最大值为 5.21，低于经验法则的数值 10，说明变量之间不存在多重共线性问题，所以模型中不应该包含 *fd*。

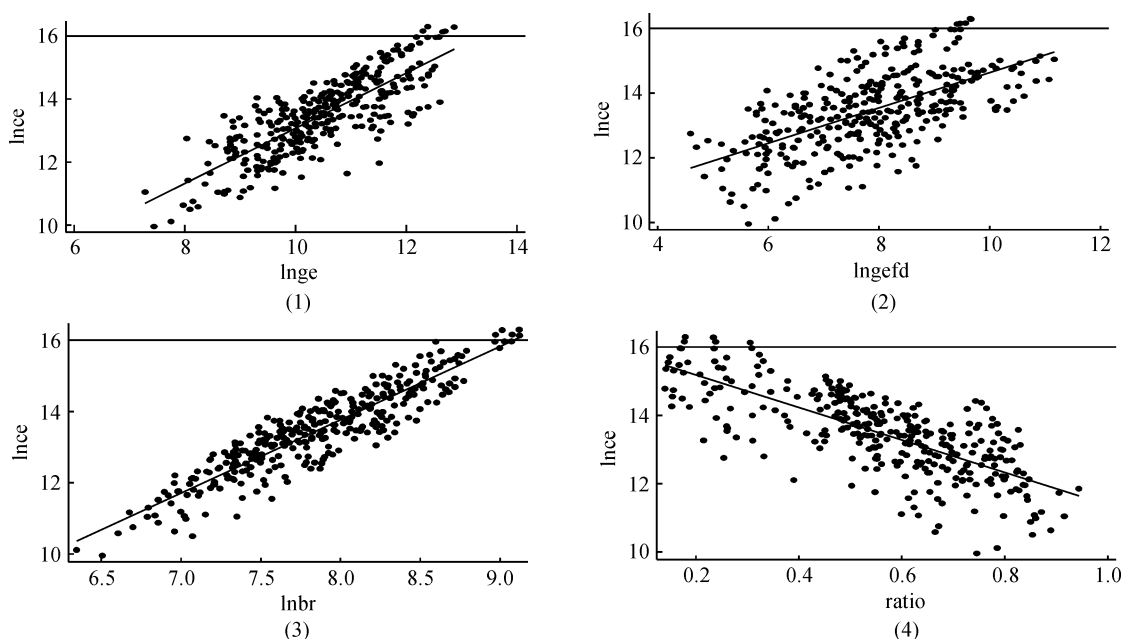


图 1 模型中各解释变量与被解释变量的二维散点图与拟合线

四、实证模型、估计结果及分析

(一) 实证模型

本文以企业研发投入为被解释变量，以政府研发补贴为解释变量，并在模型中引入财政支出分权度与政府研发补贴的交叉项，建立面板数据模型。此外，还加入控制变量，包括企业主营业务收入和国有控股企业资产占比相比。最终，建立如下模型：

$$\ln ce_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ge_{i,t} + \alpha_2 fd_{i,t} * \ln ge_{i,t} + \alpha_3 \ln br_{i,t} + \alpha_4 ratio + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $\ln ce$ 表示企业自身研发经费投入的自然对数，为被解释变量； $\ln ge$ 表示政府研发补贴的自然对数，为核心解释变量； $fd * \ln ge$ 表示财政支出分权度 fd 与 $\ln ge$ 的乘积，是一个交叉解释变量； $\ln br$ 表示企业主营业务收入的自然对数； $ratio$ 表示国有控股企业资产占比； i 代表为不同省份， t 代表不同时期； φ_i 表示个体效应， $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项； $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 表示待估计的未知参数。

在模型中加入两个控制变量，理由说明如下：(1) 企业内部来源资金是研发投入决策的主要决定因素 (Himmelberg & Petersen, 1994)^[29]，企业研发投入与其内部现金流显著相关 (Hall, 2002)^[30]，通常主营业务收入越多，企业内部现金流越大，企业增加研发投资的可能性越大，为实现长期竞争力的提升，实际的研发投入会越大。所以在模型中加入企业主营业务收入这一控制变量。预期该变量的影响最大，系数估计值的符号为正。(2) 国有企业自身具备充足的科研创新资金，抗风险能力强，有更好的实力条件开展研发活动，也有更高的成功率取得科研创新成果。然而，国有企业的所有权性质决定其受到地方政府的约束较大，产权关系模糊，缺乏明确的激励机制，可能会弱化其科技创新的动力。

(二) 估计结果

为了便于比较，对于模型(2)，利用 STATA 13 分析软件，采用各种方法进行估计，具体估计结果如下。

1. 面板 OLS 和 GLS 估计结果

混合最小 2 乘法 (Pooled OLS)、固定效应 (Fixed Effect, FE) 和随机效应 (Random Effect, RE) 估计结果分别在表 5 第 (1)、(2) 和 (3) 列中报告。F 检验表明, 固定效应模型比混合模型更合适; 豪斯曼检验表明, 固定效应比随机效应模型更合适; 修正的 Wald 异方差检验表明, 固定效应模型估计误差项存在异方差; Wooldridge 自相关检验表明, 误差项存在 1 阶序列相关。为了克服各省之间可能存在而又无法识别的异方差, 所报告的系数的标准差按照省份进行聚类, 允许每个省份在不同年份的误差项相关, 模型估计结果报告在表 5 第 (2) 列 (从估计结果可以看出, 各系数估计值在统计上均显著)。Beck 和 Katz (1995)^[31] 提出面板校正标准误 (Panel Corrected Standard Errors, PCSE) 的估计方法, 该方法可以有效地处理复杂的面板误差结构, 如同步相关、异方差和序列相关等, 特别在样本量不够大时有效。允许不同的截面存在异方差现象, 权数选择截面加权 (cross-section weights) 的方式, 采用 PCSE 方法, 模型的估计结果报告在表 5 第 (4) 列, 该方法与混合 OLS 的系数估计值 (表 5 第 (1) 列) 相同, 但是标准差变得更小。采用广义最小 2 乘法修正异方差和 1 阶序列相关, 得到的估计结果如表 5 第 (5) 列所示, 从该列可以看出, 系数估计值符号没有发生任何变化, 只是数值变得小些, 部分系数估计值显著性增强。

表 5 模型 OLS 和 FGLS 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pooled OLS	FE OLS (Robust Std. Err.)	RE OLS (Robust Std. Err.)	PCSE (Panel-corrected Std. Err.)	FGLS (Std. Err.)
常数	0.8354 (1.2105)	1.5908 (1.6912)	2.1133 (1.1534)	0.8354 (0.8303)	0.9192 (0.646)
lnge	0.4325 *** (0.096)	0.627 *** (0.0107)	0.5329 *** (0.0866)	0.4325 *** (0.0576)	0.5914 *** (0.0366)
fd * lnge	-0.1376 (0.0811)	-0.3299 * (0.1344)	-0.2179 *** (0.0713)	-0.1376 *** (0.0402)	-0.1938 *** (0.0344)
lnbr	1.2668 *** (0.1582)	1.1254 ** (0.2488)	1.0606 *** (0.1483)	1.2668 *** (0.1359)	1.0973 *** (0.0886)
Ratio	-1.3487 *** (0.3077)	-1.6439 *** (0.4916)	-1.4844 *** (0.2205)	-1.3487 *** (0.168)	-1.3447 *** (0.1933)
R ²	0.8970	0.8513	0.8904	0.8970	
异方差检验 (Modified Wald test)		567.66 (0.0000)			
Wooldridge 自相关检验		23.769 (0.0000)			
F-test		13.99 (0.0000)			
Hausman-test			42.62 (0.0000)		

注: 第 3、4 列回归系数估计值下边括号内报告的是考虑了组间异方差和组间同期相关的稳健标准误差, *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

2. 固定效应两阶段 GMM 估计结果

在进行计量分析时, 政府研发补贴的内生性问题也需要关注。企业为了获得政府研发补贴, 会进行大量准备性的研发投资, 在这种情况下从数据中很难发现企业对获得政府研发补贴后的反应 (Lichtenberg, 1984)^[32]。为了获得更有效的估计结果, 本文考虑政府研发资金的内生性问题, 采用工具变量法对模型进一步进行估计。选择的工具变量包括两个: 一个是各省财政收入的自然对数, 另一个是政府研发补贴滞后 1 期的数值, 这两个变量对政府研发补贴会产生直接影响, 而对被

解释变量企业研发投入不会产生直接影响,与误差项不相关。通常,各地区财政收入越高,表明其越有财力提供更多的政府研发补贴;各地政府研发补贴具有连续性,前期的政府研发补贴会对当期的政府研发补贴产生影响,所以用这两个工具变量比较合适。因为选择的工具变量个数多于内生解释变量的个数,采用 GMM 估计会更有效。首先,为解决遗漏变量问题,采用固定效应模型(前面在没有考虑内生性问题情况下,已经知道选择固定效应模型更合适),对模型进行变换;然后,对变换后的模型使用两阶段 GMM。固定效应两阶段 GMM 的估计结果如表 6 第(1)列所示(系数估计值后面括号内的数值表示异方差稳健的标准误差,下同)。从表 6 第(1)列的估计结果可以看出, Kleibergen-Paap rk LM 统计值在 1% 的显著水平下拒绝“工具变量识别不足”的原假设, Cragg-Donald Wald F 统计值大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验 15% 水平上的临界值,因此拒绝工具变量是弱识别的假设; Hansen J 统计值接受“工具变量过度识别”的原假设,说明工具变量是外生的。这些统计值表明,我们选择的工具变量是有效的。对政府研发补贴进行稳健的内生性检验,结果表明原假设“政府研发补贴是外生的”在 10% 的显著水平下被拒绝,这说明对于全样本政府研发补贴确实是内生解释变量。

与表 5 第(2)列至第(5)列的估计结果进行比较,表 6 第(1)列中政府研发补贴与财政支出分权度相乘的交叉项的系数估计值大小和符号发生很大变化,且在统计上由显著变为不显著。由上面分析可知,各地区的财政支出分权度存在较大差异,这可能造成交叉项估计值发生如此大的变化。为了检验这种可能性,同时为了检验估计结果的稳健性,我们把样本分为两组:一组是财政支出分权度均值大于 0.75 的省份,另一组是财政支出分权度均值小于 0.75 的省份,前者包括 14 个省份(北京、天津、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、浙江、重庆、云南、陕西、甘肃、宁夏),后者包括 13 个省份(河北、江苏、安徽、福建、江西、山东、河南、湖南、湖北、广东、广西、四川、贵州),基于上述两组数据,仍然采用固定效应两阶段 GMM。选择的两个工具变量也与上面相同:一个是各省财政收入的自然对数,另一个是滞后 1 期的政府研发补贴。采用固定效应两阶段 GMM 的估计结果如表 6 第(2)列和第(3)列所示。各项统计值表明,我们选择的工具变量仍然是有效的。对政府研发补贴进行稳健的内生性检验,结果表明原假设“政府研发补贴是外生的”在 1% 或 5% 的水平下被拒绝,这说明对于财政支出分权度均值大于和小于 0.75 的两个子样本,政府研发补贴确实是内生解释变量。从表 6 第(2)列和第(3)列可以看出,对于财政支出分权度均值大于 0.75 的子样本,各系数估计值在 1% 的显著性水平下均显著;而对于财政支出分权度均值小于 0.75 的子样本,大部分的系数估计值在统计上均不显著。

表 6 固定效应两阶段 GMM 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本 (Robust Std. Err.)	财政支出分权度均值大于 0.75 分样本(Robust Std. Err.)	财政支出分权度均值小于 0.75 分样本(Robust Std. Err.)
<i>lnge</i>	0.2833 (0.2717)	1.0858 *** (0.2216)	0.2741 (0.2118)
<i>fd * lnge</i>	0.0723 (0.3017)	-0.8373 *** (0.2449)	0.0343 (0.2288)
<i>lnbr</i>	0.6016 * (0.3644)	1.7811 *** (0.3125)	0.4930 (0.306)
<i>Ratio</i>	-1.0239 ** (0.5018)	-1.2344 *** (0.5384)	-2.4996 *** (0.4736)
<i>R</i> ²	0.802	0.7820	0.8760
Kleibergen-Paap rk LM			
统计值(概率)	17.845 (0.0001)	11.658 (0.0029)	22.555 (0.0000)
Cragg-Donald Wald 检验			
(Stock-Yogo 弱识别检验	F 统计值 = 13.986	F 统计值 = 16.941	F 统计值 = 13.348
临界值 = 11.59 (15% 水平上))			
Hansen J 统计值(概率)	2.267 (0.1322)	0.088 (0.7664)	2.844 (0.0917)
内生解释变量的内生性			
检验统计值(概率)	3.154 (0.0757)	7.956 (0.0048)	5.319 (0.0211)

(三) 估计结果分析

比较表 5 第(5)列和表 6 第(2)列在统计上显著的估计结果可以看出,在分权度大的样本组中政府研发补贴对企业研发投入的直接影响(系数估计值约为 1.09)更大,高于全样本(系数估计值约为 0.6),在 1% 的显著水平下均显著,这说明政府研发补贴对企业自身的研发投资有比较明显的激励作用,对于分权度大的样本其激励作用更大。在大中型工业企业中,许多企业面临着创新科研成本高、风险承受能力弱的问题,政府研发资助能帮助企业承担部分风险,缓解科研创新的资金压力。虽然各种技术外溢和“搭便车”现象存在,但对整个行业的研发投资影响不是很大。因此,政府研发补贴对企业研发投入从总体上产生“挤入”效应。在财政支出分权度高的地区,地方政府为了吸引 FDI 等外部资源的流入,会更加积极地推行各项优惠政策,增加政府研发补贴水平,营造良好的研发活动氛围,吸引资金和人才等研发要素流入,结果企业研发投入增加较多。但是,财政支出分权会削弱政府研发补贴的“挤入”效应。在分权度大的样本组中财政支出分权的削弱作用更大(交叉项系数估计值约为 -0.84),而在全样本中系数估计值约为 -0.2,分别在 1% 和 10% 的显著水平下显著,这说明财政支出分权度的提高会削弱政府研发补贴的激励作用。这可能是由于财政分权度越高的地区,地方政府的预算决策权越高,支出结构越容易形成扭曲。由于政府过度追求 GDP、税收等硬性指标,可能会重视基础设施建设,而忽视周期长、见效慢的科技教育等公共产品的提供,减少研发补贴投入;而企业的生产活动需要迎合政府的 GDP、税收等指标要求,难以将过多的资金和精力投入到科研创新中,因此会减少研发投入。顾元媛、沈坤荣(2012)^[24]认为,在财政分权体制下,由于创新、教育等公共品周期较长,对官员任期内财税增长贡献不大,因此地方政府无兴趣提供研发补贴,而将资源投放在对当期生产有显著拉动力的城市改造、基础设施建设等方面;另外地方政府财权与事权的不匹配导致地方政府只关注具有短期增长效应的公共领域,以弥补财政赤字,因此财政支出分权越大的地方对企业的研发补贴反而越少;其实证分析表明,财政分权显著降低了政府 R&D 补贴,地方政府财权与事权越不匹配、地方政府公共支出领域越为扭曲。解维敏(2012)^[33]提出,在财政分权和基于 GDP 增长的官员晋升考核制度安排下,地方政府及官员为了增加财政收入、提高 GDP 增长、追求晋升,会积极利用权力和掌握的资源干预辖区内企业的经营行为,诱导企业投资于高税和短期见效快的项目,这种旨在增加财政收入和 GDP 的地方政府干预行为抑制了辖区内企业的研发投入。

根据模型(2),政府研发补贴的综合边际效应为:

$$\frac{\partial \ln ce_{i,t}}{\partial \ln ge_{i,t}} = \alpha_1 + \alpha_2 fd_{i,t} \quad (3)$$

其中, α_1 为政府研发补贴的系数估计值, α_2 为政府研发补贴与财政支出分权度交叉项的系数估计值。分别根据在统计上显著的全样本固定效应 OLS 和财政支出分权度大于 0.75 的子样本固定效应两阶段 GMM 的系数估计值(表 5 第(5)列和表 6 第(2)列),计算出政府研发补贴的综合边际效应,均约为 0.4。

主营业务收入对企业研发投入的影响在分权度大的样本组中较大(系数估计值约为 1.78),在全样本中小些(系数估计值约为 1.1),系数估计值分别在 5% 和 1% 的显著水平下显著,这说明企业注重长期竞争力的提升和可持续发展,其内部来源资金流对企业研发投入有重要影响。国有控股企业资产占比对企业研发投入有强大的“挤出”效应,系数估计值在全样本和分权度大的子样本中均约为 -1.3,均在 1% 的显著水平下显著。在分权制度下,地方政府掌握了国有企业发展所需要的大量经济和行政资源,对国有企业的影响约束较大,倾向于把大量的政治和社会责任转嫁给国有企业;而国有企业则利用其与地方政府的特殊关系,能轻易获得大量的稀缺资源(包括政府研发补贴),实现短期收益。所以,由于国有企业的所有制属性,企业生产经营会受到地方政府的严重干涉,企业创新投入的边际收益低下,科技创新的动力严重不足,因此会减少研发投入。值得庆幸

的是,近年来除北京和贵州少数几个省市外,各省、市和自治区国有控股企业资产占比呈下降趋势,大中型企业产权越来越明晰,受到政府的干预越来越少,企业为提高在市场上的持久竞争力,会加大自身的研发投入。

五、主要结论与政策建议

我国研发经费投入强度不断提高,但是政府资金占比不断下降,研发资源在各地区间的配置严重失衡。在推进创新型国家建设过程中,政策制定者非常关心政府研发补贴是否影响企业研发投入的问题,如果前者“挤入”后者,那么在我国研发经费投入强度(平均2%)与发达国家(平均3%)相比仍然存在较大差距的背景下,为什么我国研发经费投入不断增加但是政府资金占比不断下降,为什么各地区之间研发资源配置不均衡?这些问题引起学术界的关注,迫切需要做出深入的研究和解答。

本文在已有文献关于财政分权对政府研发补贴的影响以及政府研发补贴对企业研发投入的影响的理论分析基础上,利用我国2002~2013年中大型工业企业的省级面板数据对财政分权、政府研发补贴和企业研发投入三者之间的关系进行实证分析,得出的主要结论如下:政府研发补贴会显著促进企业研发投入,但是财政支出分权会削弱政府研发补贴对企业研发投入的促进作用,两者综合作用的结果仍然为正;企业注重长期竞争力的提升和持续发展,主要依赖内部资金来源(即主营业务收入),极力增加研发投入;国有控股企业资产占比越高,产权关系越模糊,对企业研发投入产生的负向影响越大;由于上述影响企业研发投入的三个因素在各省之间存在较大差距,其对企业研发投入的影响方向和大小不同,综合作用的结果导致各省企业研发投入大幅增加,同时使之产生较大差异,各省研发资源配置严重失衡。

基于上述分析结果,本文提出的具体政策建议如下:首先,要改进地方政府官员的晋升机制,不能只考虑地方GDP、税收等指标的绩效考核。地方政府应该重视科技性公共产品的提供,加大政府研发补贴力度,以科技进步促进长期的经济增长。政府要推动制度创新,减少腐败寻租行为,营造良好的地区经济环境和科技创新环境,提高企业研发活动的积极性。其次,地方政府要努力向公共财政转型,合理配置研发市场资源,减少政府失灵现象的发生。政府应该逐渐归还国有企业的市场主体地位,实现政企分开,让企业有充分的自主权进行经营决策和研发投入计划。再次,地方政府在研发补贴的资助对象上要有所偏重,应该更加重视对非国有企业的研发补贴,让有限的政府研发资源发挥最大的积极作用,促进研发资源在国有和非国有企业间的均衡配置。最后,中央政府应对经济发展水平低的地区进行定向资金转移支付,鼓励地方政府加大研发经费投入,激励地方企业积极开展研发活动,减少研发资源的地区分配不均现象。

参考文献:

- [1] David, P. A., Hall B. H. & Toole A. A. Is Public R&D a Complement or Substitute for Private R&D? A Review of the Econometric Evidence [J]. Research Policy, 2000, 29 (4), pp. 497 - 529.
- [2] Busom, I. An Empirical Evaluation of the Effects of R&D Subsidies [J]. Economics of Innovation and New Technology, 2000, 9 (2), pp. 111 - 148.
- [3] Wallsten, Scott J. The Effects of Government-industry R&D Programs on Private R&D: the Case of the Small Business Innovation Research program [J]. RAND Journal of Economics, 2000, 31 (1), pp. 82 - 100.
- [4] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析 [J]. 经济研究, 2001, (10): 13 - 28.
- [5] 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.
- [6] Czarnitzki, D., Licht G. Additionality of Public R&D Grants in a Transition Economy: The Case of Eastern Germany [J]. Economics of Transition, 2006, 1, pp. 101 - 131.
- [7] González, X., Jaumandreu J. & Pazó C. Barriers to Innovation and Subsidy Effectiveness [J]. RAND Journal of Economics, 2005, 36 (4), pp. 930 - 950.

- [8] Hussinger, K. R&D and Subsidies at the Firm Level: An Application of Parametric and Semiparametric Two-step Selection Models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2008, 23 (6), pp. 729 – 747.
- [9] Klette, T. J. & Møen J. R&D Investment Responses to R&D Subsidies: A Theoretical Analysis and a Microeconomic Study [J]. *World Review of Science, Technology and Sustainable Development*, 2012, 9 (2), pp. 169 – 203.
- [10] Guerzoni, Marco, and E. Raiteri. Demand-side vs. Supply-side Technology Policies [J]. *Research Policy*, 2015: 726 – 747.
- [11] 王俊. 政府 R&D 资助与企业 R&D 投入的产出效率比较 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, (6): 93 – 106.
- [12] 邹洋, 聂明明, 郭玲, 闫浩. 财税政策对企业研发投入的影响分析 [J]. *税务研究*, 2016, (8): 42 – 46.
- [13] 邹洋, 徐长媛, 郭玲, 闫浩. 高校中政府研发补贴对企业研发投入的影响分析 [J]. *经济问题*, 2016, (4): 55 – 62.
- [14] Lach, S. Do R&D Subsidies Stimulate or Displace Private R&D? Evidence from Israel [J]. *The Journal of Industrial Economics*, 2002, 50 (4), pp. 369 – 390.
- [15] Görg H., Strobl E. The Effect of R&D Subsidies on Private R&D [J]. *Economica*, 2007, 74 (294), pp. 215 – 234.
- [16] Aschhoff, B. The Effect of Subsidies on R&D Investment and Success: Do Subsidy History and Size Matter? [Z] *ZEW Discussion Paper*, 2009, No. 9 – 32.
- [17] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究 [J]. *经济研究*, 2003, (6): 45 – 53.
- [18] 安同良, 周绍东, 皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应 [J]. *经济研究*, 2009, (10): 87 – 98.
- [19] 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据 [J]. *经济研究*, 2015, (10): 4 – 17.
- [20] Zúñiga - Vicente J. Á., Alonso-Borrego C. & Forcadell F. J., et al. Assessing the Effect of Public Subsidies on Firm R&D Investment: a Survey [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2014, 28 (1), pp. 36 – 67.
- [21] 赵文哲. 财政分权与前沿技术进步、技术效率关系研究 [J]. *管理世界*, 2008, (7): 34 – 45.
- [22] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价 [J]. *管理世界*, 2007, (3): 4 – 22.
- [23] 周业安. 地方政府竞争与经济增长 [J]. *中国人民大学学报*, 2003, (1): 97 – 103.
- [24] 顾元媛, 沈坤荣. 地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. *中国工业经济*, 2012, (10): 77 – 88.
- [25] 潘镇, 金中坤, 徐伟. 财政分权背景下地方政府科技支出行为研究 [J]. *上海经济研究*. 2013, (1): 34 – 45.
- [26] 许罡, 朱卫东, 张子余. 财政分权、企业寻租与地方政府补助——来自中国资本市场的经验数据 [J]. *财经研究*, 2012, (12): 120 – 127.
- [27] Howe, J. D. and D. G. McFetridge: The Determinants of R&D Expenditures [J]. *Canadian Journal of Economics*, 1976, 9, pp. 57 – 61.
- [28] 龚锋, 雷欣. 中国式财政分权的数量测度 [J]. *统计研究*, 2010, (10): 47 – 55.
- [29] Himmelberg, C. P., Petersen, B. C. R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(1), pp. 38 – 51.
- [30] Hall, B. H. The Financing of Research and Development [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1), pp. 35 – 51.
- [31] Beck N., Katz J. N. What To Do (and Not To Do) with Time-Series Cross-Section Data [J]. *American Political Science Review*, 1995, 89(9), pp. 634 – 647.
- [32] Lichtenberg, F. The Relationship between Federal Contract R&D and Company R&D [J]. *American Economic Review*, 1984, 74: 73 – 78.
- [33] 解维敏. 财政分权、晋升竞争与企业研发投入 [J]. *财政研究*, 2012, (6): 30 – 32.

Fiscal Decentralization, Government R&D Subsidy and Private R&D Input

ZOU Yang¹, WANG Ruting²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin, 300071;

2. Collaborative Innovation Center for China Economy, Nankai University, Tianjin, 300071)

Abstract: Utilizing the provincial panel data model, this paper analyzes the relationship between the governmental R&D subsidy and the private R&D input from the perspective of fiscal decentralization. It is shown that the governmental R&D subsidy has an incentive effect on the private R&D input. Though fiscal decentralization will weaken the incentive effect, the comprehensive effect is still positive. In addition, we find that the more the main business income, the more the private R&D input; and the lower the shares of state-owned holding enterprise assets, the more the private R&D input. At the provincial level, the above three factors are quite different, which leads to significant and different changes in the private R&D input.

Key words: Fiscal Decentralization; Governmental R&D Subsidy; Private R&D Input; Firm Main Business Income; Shares of State-owned Holding Enterprise Assets

(责任编辑: 风 云)