中国式财政分权与区域创新能力

——基于 R&D 边际创新产出及要素市场扭曲的解释框架

薛 婧¹,张梅青¹,王静宇²

(1. 北京交通大学经济管理学院,北京 100040; 2. 北京航空航天大学经济管理学院,北京 100086)

摘 要:本文构建基于要素市场扭曲、研发投入竞争的 R&D 边际创新产出解释框架,利用改进后的知识生产函数及含有交叉项的空间计量模型,运用 2007 - 2016 年中国省级面板数据进行实证分析,并结合偏微分效应分解,研究支出分权、收入分权及财政压力对研发投入创新转化的影响。结果显示,财政分权制度、R&D 政府与企业投入、FDI、互联网普及、金融业发展、人力资本提升均是本地创新能力增强的重要驱动因素;支出分权显著强化政府研发投入对区域创新的直接效应和空间溢出,缓解要素市场扭曲并倾向于 "竞优";收入分权削弱地方政府提高政府资源利用效率的动力,具有干扰要素市场及研发投入向创新转化的可能;财政压力促使地方政府吸引创新要素和企业转移;总体上,分权有助于 R&D 向经济增长转化。地方政府行为已受到"创新标尺"的影响,支出分权和收入分权结构的调整和匹配是我国财政制度改革的题中之义。

关键词: 财政分权; R&D; 创新; 知识生产函数; 空间计量模型; 偏微分效应分解

一、引言

随着增长动力不足、发展不均衡不充分等现实问题的日益凸显,中国经济发展模式由追赶型向创新型模式转化已成为新常态背景下亟需完成的重要任务^[1]。近年来,我国提出并实施创新驱动发展战略和"万众创新"政策,大幅度增加创新投入,开展吸引人才集聚的"抢夺大战"。然而,现实的创新能力却无法满足经济发展需求^{[1][2]},仍然面临区域创新不足的困境^[3],并在一定程度上忽视了研发投入向创新产出转化能力的区域差异性。基于永续盘存法[®]和 R&D 存量产出比指标^[4]衡量东、中、西部 R&D 的投入效率[®](如图 1 所示)可以发现,尽管 R&D 存量的相对创新产出转化能力逐年提高,但是整体而言东部和

中西部研发投入的创新效应存在差异,并且三大区域研发投入的经济效率逐年降低。因此,如何避免研发投入向创新转化和经济转化的无效化、如何尽快提升各区域研发投入向创新产出和经济增长的转化能力,从财政体制角度回答这些问题对"降本增效"、实现"创新驱动"转型、财税体制深化改革具有至关重要的意义。

基于财政分权视角解释经济增长的研究成果较为丰富^{[5][6][7][8]},然而区域创新能力影响因素中财政分权却是十分关键而被长期忽视的维度^[9]。财政分权制度是区域经济运行的重要制度背景,显著影响着地方政府行为,而地方政府又是创新驱动战略实施的主力^[10],在培养和提升区域创新能力过程中实际扮演

作者简介:薛婧(1990 –),女,山西太原人,北京交通大学经济管理学院博士研究生,研究方向:产业经济、区域经济;张梅青(1961 –),女,内蒙古呼和浩特人,北京交通大学经济管理学院教授、博士生导师,研究方向:产业经济;王静宇(1988 –),女,河北保定人,北京航空航天大学经济管理学院博士后,研究方向:企业管理。

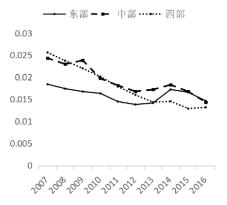
^{*} 基金项目: 国家社会科学基金重大项目"集约、智能、绿色、低碳的新型城镇化道路研究"(13&ZD026)。

① 参考多数既有研究初期存量 $K_0=\frac{I_0}{\delta+g}$ 的测算采用折旧率 $\delta=15\%$; $K_{i,i+1}=K_{i,i}(1-\delta)+I_{i,i}$

② R&D 投入创新转化效率 = R&D 存量 / 专利申请量,R&D 投入经济转化效率 = R&D 存量 / GDP,比值越低表示 R&D 投入的创新效应或经济效应越高。原始数据来源 《中国科技统计年鉴》、各省市统计局和国家统计局网站。

着潜移默化且举足轻重的角色[11]。无论政府还是企业由研发投入到形成创新产出均基于财政分权的制度背景。现有研究大多关注政企研发投入、制度等对技

术进步的单一影响,将这些变量同时纳入研究框架的较为匮乏^[12],且财政分权到创新能力的传导机制仍然处于黑箱之中^[13]。



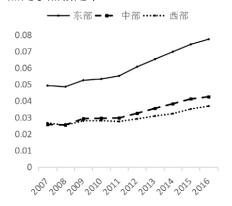


图 1 (a) 中国东、中、西部 R&D 投入效率 (b) 中国东、中、西部 R&D 存量与 GDP 比数据来源:根据《中国科技统计年鉴》及各省分年度统计年鉴原始数据测算得出。

与此同时,我国的财政分权体制又具有特殊性,其本质是收入权上移、支出权下放的过程,直接增加了地方政府的财政压力[11],所以,诸多研究仅通过财政支出分权指标或收入分权指标刻画中国式财政分权并不全面。此外,既有实证分析偏重于探讨创新绝对产出,而在一定程度上忽视了边际创新产出水平与制度因素的关系,导致财政分权与 R&D 投入创新效率之间的关系十分模糊。由于 R&D 政府直接投入和企业投入的主体不同,与政府关联程度不同,受到财政分权的影响程度也应有所区别。那么,R&D 投入的区域创新效应是否会随着地区财政分权水平的不同而不同?对于区域创新产出,财政分权对区域创新产出究竟是援助之手还是攫取之手?中国式分权下的地方政府究竟为创新而竞争还是为增长而竞争?

鉴于此,本文试图解释具有区域性差异的 R&D 政府投入、企业投入边际创新效应是否与财政分权和财政压力有关。理论分析部分基于要素市场扭曲及研发投入竞争构建 R&D 边际创新产出分析框架,厘清中国式财政分权作用于区域创新能力的机制,并利用我国省域数据和空间计量模型检验财政支出分权、收入分权以及财政压力对区域创新能力的影响。通过进一步讨论,将研发投入的经济增长效应纳入实证分析中,为我国地区财政制度改革、区域创新驱动发展战略实施提供经验证据支撑。

二、文献综述

20 世纪 90 年代后,研究者开始关注提升区域创新能力的要素。对于我国创新能力的形成和提升,研究与试验发展投入在众多影响因素中是不可或缺的条

件^[15]和主要来源^[16]。刘小鲁(2011)的实证分析结果显示 R&D 对创新能力累积的影响程度高于 $FDI^{[17]}$ 。尽管如此,关于不同来源的 R&D 投入影响创新的比较分析仍然相对匮乏(张治河等,2014) $^{[18]}$ 。

岳鹄和张宗益 (2008) 利用 1997 至 2006 年省级 面板数据验证了 R&D 投入与区域创新环境与创新产 出水平的正向相关关系,研究指出了 R&D 投入与创 新环境是解释创新产出存在区域差异的主要变量[19]。 而制度背景、政府行为是衡量创新环境的重要维度。 一些研究分析了地方政府财政支出与区域创新的关 系,如蒋文华、周钰玲和谭建立(2017)基于门限 面板模型研究了地方政府的财政能力对省级创新产出 能力的影响与地方经济发展水平有关[10],李健和盘 宇章(2018)运用省级面板数据验证了地方政府财 政支出对地区创新水平具有显著正向影响[2]。我国早 期关于制度与创新的研究主要通过将市场化水平这一 变量引入知识生产模型以观测制度环境对创新产出的 影响系数[19][20]。本质上,市场化指标衡量了市场配 置资源的能力。此后,部分研究关注了财政分权对地 方政府创新投入的影响[21][22]及企业研发投入的影 响[21][22][23],然而并未形成统一的结论。

而关于财政分权与区域创新能力的关系,财政支出权力的集中被视为僵化的象征,并对伴随创新的风险、成本和不稳定性保持质疑,或者容易引致鲁莽的投资行为、滞后的创新项目,因此,Acemonglu et al. (2007) 和 Taylor (2007) 认为权利的下移是保障长期技术创新的必要制度基础^{[24][13]}。由于财政分权相比集权能够为政策制定者和创新主体提供高级别的信

息^[25],增加了地方政府的裁量权^{[26][3]},因此对创新产出具有显著的促进作用。卞元超和白俊红(2017)运用面板数据模型针对财政分权和创新产出的关系进行了研究,并指出目前以创新为标尺的区域竞争对地方政府行为更具解释力,财政分权通过刺激地方政府的技术投入进而影响创新活动^[27]。事实上,相关实证研究主要验证了财政分权对区域创新存在"竞优"现象,关于影响机制的深入探讨仍然留有很大的空间。

总体而言,创新是从投入到产出的整体过程,既有文献多数探讨了分权对 R&D 投入的作用,对创新产出的影响并未得到足够的关注^[27]。一些研究说明了制度因素尤其是财政分权在创新效应研究领域的重要意义,但是在既有关于财政分权与创新产出关系的研究中,财政分权对 R&D 投入创新转化的影响、财政分权对区域创新水平的作用机制尚不明确。与此同时,对于创新能力的空间关联性及创新能力影响因素的空间外溢性考虑不足。最后,大部分研究将科技研发投入视为一个整体,中国式财政分权背景之下将研发投入按照来源进行区别分析十分关键。

三、理论基础与研究假设

根据 Griliches (1979) 和 Jaffe (1989) 构建、完善的知识生产函数^{[28] [29]},采用 Cobb – Douglas 生产函数形式,将创新能力与研发投入、人力资本水平等的关系写成下式:

$$INO = A K^{\alpha} L^{\beta} X^{\gamma} \tag{1}$$

$$LnINO = lnA + \alpha LnK + \beta LnL + \gamma LnX$$
 (2)

其中,INO 代表创新能力,K 表示研发经费投入,L 表示人力资本水平,X 表示其他影响创新能力的控制变量,如 FDI 等。

(一) 中国式分权与研发投入的边际创新产出

要素市场扭曲的实质是在于要素价格的扭曲,是要素实际价格与边际产出的偏离程度。而研发投入属于创新生产要素投入 $^{[2]}$ [30],因此其扭曲程度可以表示为 $\pi(i)=\frac{\alpha}{r(i)}$,其中,r(i) 表示创新要素的实际价格, α 表示创新要素边际产出,即 α 是创新资本实际价格和扭曲程度的函数,其中创新资本的扭曲程度 $\pi(i)$ 和要素市场整体的扭曲程度息息相关 $^{[2]}$ 。

一些研究认为,财政分权对要素市场扭曲主要通过非市场化地压低劳动力要素价格^[31]、利用金融资本价格差异错配信贷资源以及扭曲生产性基础设施供给致使要素市场的整体扭曲^[32]。在事权下放财权上

154

移的中国式财政分权背景下, 当地方政府对于生产要 素具有一定程度的定价权、分配权、管制权时,地方 政府为追求 GDP 增长或者保护本地经济偏好于对创 新的"竞次"。对于劳动力要素,地方政府出于地方 保护默许辖区内企业压低受教育程度较低员工的工 资,强制实现地区的劳动力成本优势,即地方政府促 使辖区内企业利用优惠的要素成本获得超额利润,抑 制了企业研发投入的动力[32]。李平和季永宝(2014) 认为,中国渐进式的改革引发了各类生产要素价格被 低估,促使企业选择低廉的要素进行生产活动而放弃 创新,甚至会挤压高收入者的劳动报酬,导致创新人 才流失[31]。与此同时,区域整体工资水平处于低位, 弱化了对创新的需求,造成"需求引致创新"的失 效[33]。在金融信贷资源方面,为了追求短期经济增 长而放弃不具备短期增长效应的创新活动,利用信贷 资金的价格差异调控信贷资源在不同所有制企业或者 不同增长效应企业之间的配置,使得具有短期增长效 应的企业获得充足的资金资本,而创新研发类的行业 则无法得到足够的资金资源。

但是,近几年经济学家逐步认识到"中国式财 政分权"对于区域创新能力的影响具有两种可能。 在唯GDP论的阶段,地方政府官员盲目追求经济增 长,创新等提高增长质量的因素对政府行为影响不 大,反而形成了市场分割、要素市场扭曲的现象。早 期的"民工荒"现象即代表了劳动力工资的扭曲。 随着创新驱动战略和"万众创新"的提出和实施, 考量官员绩效和地方政府能力不再单纯唯 GDP 论, 地方政府趋向于改善地区基础设施水平、对外开放条 件等形成 "资源优化配置"[8]。以 Cary (1974)、Weingast (1995)、Oates (1999) 为代表的"市场保护 联邦主义"指出,权利下放会引发"Delaware"效 应,为了招商引资,地方政府偏好于改进创新主体面 临的法律、税务、监管环境[7][35][6],避免地方政府 以掠夺性的手段和方式对待创新者,并给予利于发展 的政策和公共产品。财政分权程度的加深会提高政府 的敏捷程度、竞争力和结构优化水平,以适应创新的 创造性破坏[13]。

地方政府不再唯 GDP 论的阶段,中国式财政分权意味着地方政府通过不断扩大的执行权力吸引人才和其他要素资源的流入,比如近期各省、自治区和直辖市的"人才大战"通过具有吸引力的工资及落户条件吸引人力资本集聚。在经济转型期,地方政府试图通过挤压劳动力要素价格的扭曲手段将失去效力。

对于信贷资本,黎精明和郜进兴(2010)指出,由于下级政府对大部分信贷资源不具有控制权,因此财政分权反而能够在一定程度上避免信贷资源在国有部门和非国有部门之间的失衡配置^[36],进而缓解资本要素的市场扭曲^[2],鼓励创新效率较高的非国有部门提高创新产出并推动创新扩散。与此同时,财政分权可以避免政府对要素资源跨地区、跨行业的配置行为,在相对稳定且有限的政府可控资源总量背景下,财政分权代表了政府资源配置的内部稀释^[36]。即,当其他资本投入不变时,财政分权程度的加深将有助于缓解要素市场扭曲,创新资源投入效率受到创新主体与政府的关系以及政府对创新资源的配置功能的影响^[20],即进而作用于研发投入的边际创新产出。

因此,研发投入向创新产出转化的能力与财政分 权的关系可以写成下式:

$$\frac{\partial \ LnINO}{\partial \ LnR\&D} = \alpha_1 + \alpha_2 LnFIS \tag{3}$$

(二) 中国式分权与地区研发投入竞争

张宗和和彭昌奇(2009)认为影响创新的因素分为直接因素和间接因素,其中研发投入是直接因素,制度因素是间接因素,间接因素会通过直接因素对创新产生影响^[20]。Weingast(1995)和 Drezner(2001)指出,纵向分权提高区域创新规模的同时^[7],也有利于研发工作的多样性^[11]和创新竞争,这对研发投入的质量具有正向作用。

部分分析认为财政分权体制下地方政府干预企业 创新活动从而抑制企业研发投入,这主要是因为科技 研发活动是一种生产性的公共物品,虽然能够在长期 内增加产出、扩大政府的财政收入,但是缺乏短期经 济刺激作用。尽管如此,我国地方政府正由 "GDP" 崇拜转向 "R&D"崇拜[1],地方政府绩效考核体系 中逐步纳入了创新的刚性要求,部分上级政府将下级 政府的财政科技经费投入作为晋升的唯一权衡标准, 促使下级地方政府基于创新展开竞争[27]。基于这一 背景,不仅地方政府自身的 R&D 直接投入增加,同 时也会在财政分权程度较高的情况下通过税收优惠、 政府补贴等方式鼓励企业加大研发投入,提升区域创 新能力[21]。根据卞元超和白俊红(2017)的研究, $\frac{\partial \ LnINO}{\partial \ LnFIS} = \alpha_3 + \alpha_2 LnR\&D$ 可以用来描述地方政府以 R&D 投入为标尺展开竞争的创新效应[27]。LnR&D 表 示地方政府通过刺激各主体加大 R&D 投入进而提升 区域创新能力,为"创新而竞争"显著促进了创新 产出的生成[21]。

财政压力是中国式财政分权不可忽视的特征之一,地方政府面临的财政压力越大意味着地方政府提供公共服务等的支出能力大于其本身的税收能力。财政压力下地方政府为扩大税基以保持稳定的财政收入往往通过大力推动工业来实现,其中包括了战略性新兴行业^[14],而这些行业恰恰是区域创新产出的主要来源。因此,财政压力并不一定是区域创新能力的抑制条件。

综上所述,将交互项引入模型,如下所示:

$$LnINO = lnA + \alpha_1 LnK + \alpha_2 LnK \times LnFIS + \beta LnL + \gamma LnX$$
 (4)

四、空间计量模型构建及相关检验

(一) 空间计量模型设定和选择

创新的空间外溢是指创新投入在区域之间的外溢,是创新要素在空间上的相互影响^[1]。大量研究使用空间自回归模型和空间误差模型对 R&D 投入和创新产出展开研究。随着研究的深入和 LeSage & Pace (2009) 偏微分效应分解方法的提出^{[37](p166)},空间杜宾模型被用来解释研发活动对创新的影响^{[38][12]}。普通面板模型具有空间无关联和均质性的假设^[12],考虑到主要变量对创新的空间溢出效应,本文初始模型设定为含有解释变量和被解释变量空间滞后项的空间杜宾模型(如式 5 所示),并采用 LM 和 Wald 检验方法检验模型是否适用。根据 LM 和 Waild 检验结果(如表 1),拒绝原假设,无法退化为空间误差模型和空间自相关模型。

$$LnINO_{ii} = LnA + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} LnINO_{ji} + \alpha_{1} LnRD_{ii} + \alpha_{2}$$

$$LnRD_{ii} \times Ln \ FIS_{ii} + \alpha_{3} Ln \ FIS_{ii} + \varphi LnFDI + \gamma \ LnX_{ii} + \theta \sum_{j=1}^{N} W_{ij} (LnRD_{ii} + LnRD_{ii} \times Ln \ FIS_{ii} + Ln \$$

本文应用地理距离空间权重矩阵,并将其标准化,其权重元素为 W_{ii} , d_{ii} 是地区i与地区j的地理距

为避免重要变量和交互项之间出现多重共线性问题,本文对 R&D 政府投入、企业投入、财政分权、FDI 指标进行中心化处理及 VIF 检验。结果如表 1 所示,VIF 结果显示模型已消除共线性。同时,根据 Hausman 检验结果(如表 1)采用固定效应模型。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
LM	0.0002	0.0003	0.0000	0. 0001	0. 0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wald	0.0005	0.0002	0.0000	0. 0033	0.0030	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
VIF	4. 53	4. 37	4. 41	4. 39	4. 64	4. 72	5. 04	5. 23	5. 32
Chi2	>0	>0	>0	>0	>0	>0	>0	>0	>0

表 1 VIF 检验、Hausman 检验, LM 检验及 Wald 检验结果

(二) 变量说明及 R&D 投入存量、FDI 存量估算本文所有数据来源于相关年度的《中国科技统计年鉴》、《中国商务统计年鉴》。《国家统计年鉴》和国家统计局分省年度统计数据以及全国各省、自治区、直辖市的统计局。样本期为 2007 - 2016 年,包括全国 30 个省、自治区、直辖市(西藏数据缺失)。

- 1. 区域创新能力 INO。本文的被解释变量为区域创新能力 (INO),根据现有研究,区域创新能力主要代表了区域内的创新产出水平,因此本文采用各省、自治区和直辖市的专利申请量作为区域创新能力的代理变量。
- 2. R&D 政府投入存量、企业投入存量、FDI 存量。基于既有研究, R&D 投入(式5中由 RD 表示, 后区分政府投入 RD_ GOV 和企业投入 RD_ COM)

以及 FDI 是区域创新能力的直接驱动要素。由于研发投入与 FDI 对区域创新能力的影响具有时间累积性,因此本文沿用既有研究采用的永续盘存法对 R&D 政府投入存量、企业投入存量与 FDI 存量进行估算,如公式所示:

$$K_0 = \frac{I_0}{\delta + g} \tag{6}$$

$$K_{i,t+1} = K_{i,t}(1-\delta) + I_{i,t} \tag{7}$$

其中, K_0 为初期资本存量, I_0 为初期资本流量,G为年均增长率。根据多数既有研究,R&D 初期存量的测算采用折旧率 $\delta=15\%$,FDI 初期存量的测算采用折旧率 $\delta=9.6\%$ 。本文对各省 R&D 资本存量和 FDI 存量典型年份的估算如表所示。

表2	典型年份中国省际 R&D	资本左量和 FDI 左量	(単位・ク元)
1X 4	典主十 7 中国自协 1037	贝伊什里州工儿计里	(+ 12. 16.76)

	R&D	存量	R&D 政府	投入存量	R&D 企业	′投入存量	FDI	 存量
年度	2007	2016	2007	2016	2007	2016	2007	2016
北京	1714. 759	4714. 326	1449. 201	2650. 273	16. 984	1607. 493	240. 708	1020. 839
天津	337. 552	1652. 282	38. 588	291. 823	0. 924	1232. 967	288. 718	697. 535
河北	277. 067	1144. 534	90. 886	174. 463	0. 033	920. 278	101. 223	273. 515
山西	148. 247	495. 974	53. 795	84. 256	0. 836	387. 098	47. 438	154. 739
内蒙古	57. 612	446. 018	23. 596	57. 692	0. 369	369. 053	65. 683	141. 656
辽宁	579. 206	1432. 895	132. 520	359. 540	6. 058	999. 944	458. 615	907. 536
吉林	165. 274	467. 693	84. 533	163. 768	1. 035	282. 571	217. 586	194. 622
黑龙江	241. 542	571. 061	76. 733	215. 647	1. 385	316. 747	68. 403	116. 572
上海	986. 816	3172. 729	261. 156	1081. 806	4. 651	1847. 052	936. 087	2373. 199
江苏	1230. 582	5992. 311	305. 916	537. 579	9. 995	5025. 211	1457. 757	3244. 356
浙江	826. 081	3352. 747	86. 809	256. 745	2. 994	2939. 503	578. 782	1196. 854
安徽	195. 933	1380. 824	64. 275	280. 650	0. 262	1032. 635	74. 826	240. 052
福建	231. 104	1295. 542	22. 985	121. 973	1. 148	1112. 327	402. 769	817. 674
江西	138. 126	581. 740	41. 160	87. 711	0. 042	465. 263	105. 165	278. 984
山东	830. 832	4684. 036	81. 512	361. 193	2. 936	4134. 848	384. 012	868. 455
河南	282. 332	1450. 828	90. 933	169. 414	1. 759	1209. 873	93. 149	255. 429
湖北	323. 871	1810. 021	186. 359	365. 440	2. 873	1367. 943	112. 131	317. 911

湖南	182. 812	1348. 340	23. 063	172. 069	1. 149	1121. 921	95. 017	208. 161
广东	1103. 924	5899. 317	62. 305	493. 758	3. 454	5123. 723	1451. 551	2759. 896
广西	62. 750	381. 011	28. 587	86. 123	0. 314	271. 648	85. 392	173. 146
海南	6. 676	59. 871	15. 806	25. 231	0.016	31. 325	100. 466	221. 465
重庆	123. 722	800. 217	12. 123	113. 995	0.065	641. 956	34. 843	254. 398
四川	398. 396	1662. 485	358. 665	754. 707	8. 560	804. 397	75. 632	321. 516
贵州	48. 954	207. 502	15. 932	48. 400	0. 411	141. 995	7. 737	52. 903
云南	72. 946	353. 269	62. 515	113. 386	0. 253	219. 491	45. 083	117. 163
陕西	385. 951	1117. 729	302. 949	736. 706	0. 538	533. 174	58. 240	168. 677
甘肃	91. 370	436. 699	52. 296	98. 706	0. 234	160. 308	12. 455	31. 531
青海	12. 333	82. 967	4. 617	15. 381	0. 219	30. 505	7. 981	20. 660
宁夏	18. 953	80. 941	3. 414	18. 582	0. 041	64. 534	20. 562	29. 072
新疆	28. 869	160. 057	24. 744	48. 070	0. 364	120. 483	10. 372	32. 491

数据来源:根据《中国商务统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》及各省分年度统计年鉴原始数据测算得出。

3. 财政支出分权、财政收入分权和财政压力。结合已有的分析,财政分权分为财政支出分权和财政收入分权,分别用 EXP = 人均预算内地方财政支出/人均预算内中央财政支出以及 REV = 人均预算内地方财政收入/人均预算内中央财政收入表示^[39]。此外,由于中国式财政分权导致了地方政府面临财政支出与财政收入的不匹配,因此,为了更为准确地刻画中国式财政分权,本文将财政压力指标纳入模型,即

PRE = 财政赤字/GDP。在公式(5)中统一标示为 FIS。

4. 控制变量。模型的控制变量包括互联网使用人数、金融业增加值与 GDP 之比代表的金融发展水平、人均高等学校教职工代表的人力资本水平(根据单位根检验结果,R&D 人员全时当量数据未通过检验)。各变量描述性统计如表 3 所示。

变量	含义	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值					
PAT	专利申请量	300	5. 616	8. 813	0. 039	51. 2429					
RD_ COM	R&D 企业投入	300	515. 461	858. 425	0. 016	5123. 723					
RD_ GOV	R&D 政府投入	300	215. 486	361. 466	3. 414	2650. 273					
EXP	财政支出分权	300	5. 989	2. 856	2. 308	14. 876					
REV	财政收入分权	300	1. 189	0. 949	0. 357	5. 058					
PRE	财政压力	300	0. 121	0. 093	0.008	0. 516					
FDI	外商直接投资	300	370. 965	554. 805	7. 737	3244. 355					
INT	互联网用户数	300	1700. 937	1351. 342	60. 000	8024. 000					
FIN	金融发展	300	0. 055	0. 029	0. 017	0. 171					
EDU	人力资源水平	300	0. 002	0.001	0. 001	0. 007					

表 3 各变量描述性统计

(三) 实证检验及结果分析

本文模型 1 至 3 中财政分权指标由支出分权 EXP 表示,模型 4 至 6 中由收入分权 REV 表示,模型 7 至 9 中由财政压力 PRE 表示。

根据模型结果(模型 1 和模型 4),企业投入、 政府投入、财政分权、外商直接投资、互联网和金融 发展程度、人力资本水平的提升均对本地创新产出具有显著正向的推动作用。根据偏微分效应分解的进一步检验,正向直接效应说明,R&D 政府投入与企业投入、分权制度、FDI、互联网普及、金融业发展、人力资本水平提高都是本地创新能力增强的重要驱动因素。

当模型中加入政府投入与分权的交互项后(模型 2、5、8),各变量的系数方向和显著程度并未发生较大变化,政府 R&D 投入与支出分权交互项系数在 5% 显著性水平下为 0.096、与收入分权交互项系数显著为 -0.077、与财政压力交互项系数显著为 0.152。政府 R&D 投入与支出分权交互项的本地效应和溢出效应显著为正,政府研发投入与收入分权的交互项产生显著负向的直接效应和非显著的空间溢出效应。财政压力与政府研发投入交互项的本地效应显著为正(模型 8)。

当模型中加入企业投入与分权的交互项后(模型 3、6、9),企业 R&D 投入与支出分权交互项系数不具有显著性、与收入分权交互项系数显著为 - 0.026、与财政压力交互项系数显著为 0.152。企业 R&D 投入与支出分权交互项的本地效应不显著,但是空间效应显著为正。模型 6 中企业研发投入与收入分权的交互项产生显著负向的直接效应和显著正向的空间溢出效应。财政压力与企业研发投入交互项的本地效应为正、溢出效应为负(模型 9)。

政府研发投入对创新产出始终具有显著正向的直接效应和外溢效应,财政支出分权加强了它的创新产出直接效应和间接效应,财政收入分权弱化了政府研发投入的直接效应,对其间接效应无影响,财政压力强化了政府研发投入的直接效应,对其间接效应无影响。

企业研发投入有利于本地创新产出,对邻近地区

的创新产出具有负向影响。交互项并入后,企业研发投入对邻近地区创新产出的影响与支出分权正相关, 无截距,对本地创新产出的影响与收入分权负相关、 对邻近地区的影响与收入分权正相关,而财政压力则 进一步强化其正向本地效应和负向间接效应。

一方面说明了支出分权能够明显地缓解要素市场扭曲,而财政收入分权具有加剧要素市场扭曲的可能性。另一方面,支出分权和财政压力激发了地区之间的创新投入的竞争,而收入分权对研发投入的区域竞争无显著影响。也就是说,R&D 政府投入对本地创新能力的影响随着支出分权程度的加深而不断提高,但是收入权的增加减弱了政府提高自身资源配置效率的动力,财政压力的出现则促使地方政府进行要素的合理优化配置。与此同时,这一结果也验证了卞元超和白俊红(2017)的假设,财政分权在一定程度上可以激发地区之间创新投入的竞争[27]。

财权的下放减缓了地方政府的财政压力,削弱了 其提高要素资源的利用效率,甚至有可能引发地方政 府通过税收手段对要素市场进行干扰,导致企业创新 要素的流失。地方政府收入权的增加将抑制本地研发 投入的产出转化,此时,企业研发投入的边际创新产 出与财政收入分权水平呈负相关关系。反观财政压力 模型9,一方面财政压力将推动地区"竞优",缓解 要素市场扭曲,另一方面地方政府迫切吸引创新要素 流入本地、推动创新产业发展,因此形成交互项的正 向直接效应和负向间接效应。

表 4 财政支出分权的空间杜宾模型结果及偏微分效应分解结果

PAT	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	
ρ	- 0. 065	-0.196	-0. 153				
COEF.					直接效应		
RD_ COM	0. 043*	0. 043*	0. 006	0. 043*	0. 043*	0. 005	
RD_ GOV	0. 170 **	0. 165 **	0. 200 ***	0. 168 **	0. 158 **	0. 196 ***	
CROSS		RD_ GOV* EXP	RD_ COM* EXP		RD_ GOV* EXP	RD_ COM* EXP	
		0. 096**	-0.027		0. 091 **	-0.29	
EXP	0. 637 ***	0. 755 ***	0. 583 ***	0. 641 ***	0. 752 ***	0. 582 ***	
FDI	0. 284 ***	0. 267 ***	0. 313 ***	0. 281 ***	0. 261 ***	0. 316 ***	
INT	0. 389 ***	0. 405 ***	0. 235	0. 395 ***	0. 410 ***	0. 234	
FIN	0. 178*	0. 189*	0. 159*	0. 176*	0. 195 **	0. 165*	
EDU	0. 390*	0. 651 ***	0. 503 **	0. 392*	0. 616**	0. 474*	
Wx				间接效应			
RD_ COM	-0.070**	-0.055*	0. 069	-0.069**	-0.053*	0. 062	
		· ·			· ·		

RD_ GOV	1. 312 ***	1. 177 ***	0. 767*	1. 271 ***	1. 002 ***	0. 670*	
CROSS		RD_ GOV* EXP	RD_ COM* EXP		RD_ GOV* EXP	RD_ COM* EXP	
		0. 682*	0. 329 ***		0. 565*	0. 298 ***	
EXP	-0.229	0. 001	-0.655	-0. 282	-0.128	- 0. 670	
FDI	-0.150	-0. 201	-0.124	-0.176	-0.229	-0.166	
INT	-0.342	- 0. 406*	0. 221	-0.343	-0.423**	0. 160	
FIN	-0.182	-0. 298	-0.431	-0. 203	-0.313	-0.437	
EDU	0. 652	3. 725 **	3. 952 **	0. 500	3. 107 **	3. 500 **	

注: ***、* * 、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

表 5 财政收入分权的空间杜宾模型结果及偏微分效应分解结果

PAT	(4)	(5)	(6)	(4)	(5)	(6)
ρ	0. 037	0. 026	0. 019			
COEF.					直接效应	
RD_ COM	0. 041*	0. 043*	0. 004	0. 041*	0. 043*	0. 003
RD_ GOV	0. 208 ***	0. 216 ***	0. 249 ***	0. 213 ***	0. 221 ***	0. 252 ***
CROSS		RD_ GOV* REV	RD_ COM* REV		RD_ GOV* REV	RD_ COM* REV
		- 0. 077*	-0.026**		-0.077**	-0.025**
REV	0. 476 ***	0. 448 ***	0. 445 ***	0. 456 ***	0. 441 *** v	0. 439 ***
FDI	0. 284 ***	0. 314***	0. 330 ***	0. 278 ***	0. 315 ***	0. 331 ***
INT	0. 395 ***	0. 295*	0. 215	0. 400 ***	0. 296*	0. 216
FIN	0. 160*	0. 133	0. 168*	0. 158*	0. 136	0. 171*
EDU	0. 450 **	0. 306	0. 507 **	0. 459 **	0. 300	0. 511 **
WX					间接效应	
RD_ COM	-0.067**	-0.074**	0. 013	- 0. 069 **	-0.075**	0. 015
RD_ GOV	1. 514 ***	1. 621 ***	0. 638*	1. 651 ***	1. 746 ***	0. 905*
CROSS		RD_ GOV* REV	RD_ COM* REV		RD_ GOV* REV	RD_ COM* REV
		-0.170	0. 229 ***		-0.189	0. 240 ***
REV	-0.524	-0.608	-0.345	- 0. 599	- 0. 666	-0.385
FDI	-0.325	-0.251	-0. 202	-0.373	-0.287	-0.234
INT	-0.247	-0.107	-0.026	-0.241	-0.119	-0.039
FIN	- 0. 454 [*]	- 0. 455*	- 0. 483 [*]	-0.471	-0.493	-0.517*
EDU	-0.710	-0.436	3. 418 **	0. 730	-0.390	3. 699*

注: ***、* * 、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

表 6 财政压力的空间杜宾模型结果及偏微分效应分解结果

PAT	(7)	(8)	(9)	(7)	(8)	(9)
ρ	0. 005	0.002	0. 068			
COEF.				直接效应		
RD_ COM	0. 047 **	0. 070 ***	0. 042*	0. 047 **	0. 069 ***	0. 041*
RD_ GOV	0. 230 ***	0. 334 ***	0. 284 ***	0. 232 ***	0. 336 ***	0. 292 ***

CROSS		RD_ GOV* PRE	RD_ COM* PRE		RD_ GOV* PRE	RD_ COM* PRE
		0. 152 ***	0. 026 ***		0. 153 ***	0. 026 ***
PRE	0.070	-0.066	0. 095	0. 074	- 0. 068	0. 094
FDI	0. 283 ***	0. 209 **	0. 302 ***	0. 279 ***	0. 210 ***	0. 304 ***
INT	0. 637 ***	0. 362 **	0. 459 ***	0. 645 ***	0. 358 **	0. 451 **
FIN	0. 132	0. 212	0. 146	0. 129	0. 124	0. 146
EDU	0. 502 **	0. 524 **	0. 511 **	0. 508 **	0. 519 **	0. 516**
WX				间接效应		
RD_ COM	- 0. 096 ***	-0. 111***	0. 114 ***	-0.097***	-0.112***	-0. 121 ***
RD_ GOV	1. 905 ***	1. 937 ***	1. 742 ***	1. 965 ***	1. 987 ***	1. 935 ***
CROSS		RD_ GOV* PRE	RD_ COM* PRE		RD_ GOV* PRE	RD_ COM* PRE
		0. 072	-0.116***		0. 073	-0. 129**
PRE	0. 351	0. 425*	0. 327	0. 380	0. 450	0. 381
FDI	-0.589*	-0. 578*	-0.432	-0.616*	- 0. 601	- 0. 456
INT	-0.651**	-0.361	- 0. 659 **	-0.667**	-0.380	-0.702**
FIN	-0.742**	-0. 981 ***	-0.731**	-0.771**	-1. 022 ***	-0.807**
EDU	1. 950 [*]	2. 426 **	2. 529 **	1. 926*	2. 539 **	2. 877*

注: ***、* *、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

(四) 进一步讨论: 中国式财政分权、研发投入 要变量的偏微分效应分解结果。

与经济增长

为观测中国式财政分权背景下研发投入的经济增长转化能力以及验证上述实证检验结果的稳定性,本文以省域 GDP 替换专利申请量作为模型的被解释变量进行估计检验和偏微分效应分解。本部分只报告重

结果显示模型具有稳健性。此外,区域经济增长相对于区域创新能力具有更加显著的空间自相关性。企业研发投入的经济转化能力较弱,政府研发投入的经济转化能力较强。财政分权有助于研发投入总体的经济转化。

表 财政分权、研发投入与经济增长的偏微分效应分解

	EXP			REV			PRE		
P	0. 456 ***	0.400***	0. 286 **	0. 362 ***	0. 386 ***	0. 338 ***	-0.012	-0.047	-0.011
					直接效应				
COM	-0.004	-0.002	0. 001	-0.003	-0.002	0	0. 002	0.004	0.001
GOV	0. 073 ***	0. 057 ***	0. 062 ***	0. 066 ***	0. 064 ***	0. 055 ***	0. 071 ***	0. 075 ***	0. 076 ***
CROSS		GOV	COM		GOV	COM		GOV	COM
		0. 052 ***	0. 010 ***		0. 020 ***	0.006***		0. 015 ***	0. 002
FIS	0. 260 ***	0. 309 ***	0. 260 ***	0. 231 ***	0. 237 ***	0. 234 ***	- 0. 090 ***	-0. 100 ***	-0.089***
					间接效应				
COM	-0.006	0. 01	0. 021 **	0. 001	0	0.004	0	0	-0.001
GOV	0. 335 ***	0. 055	0. 224 ***	0. 148	0. 149	0. 116	0. 247 ***	0. 295 ***	0. 241 ***
CROSS		GOV	COM		GOV	COM		GOV	COM
		0. 485 ***	0. 082 ***		-0.033	0. 017		0. 102 ***	-0.01
FIS	-0.13	0. 001	- 0. 258 ***	0. 209*	0. 198*	0. 203*	- 0. 143 ***	-0. 192 ***	-0. 146***

注: ***、* *、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

160

五、结论及对策建议

从财政体制角度出发规避研发投入向创新和经济转化的无效可能、协同提升研发投入向创新产出和经济增长的转化能力对实现我国各省创新驱动增长、健全财税制度以及"降本增效"具有重要意义。财政分权不仅通过影响要素市场配置作用于创新环境,同时对政府研发投入和企业研发强度产生影响^[23]。本文将要素市场扭曲、研发投入竞争纳入 R&D 边际创新产出解释框架,利用改进后的知识生产函数及含有交叉项的空间计量模型,运用 2007 - 2016 年中国 30个省市区空间面板数据进行实证分析,结合偏微分效应分解方法,研究财政支出分权、财政收入分权及财政压力对研发投入创新效应影响。并通过 GDP 替换创新产出能力指标进一步验证模型的稳健性和 R&D 投入的边际经济效应。

根据实证结果,企业投入、政府投入、财政分权、外商直接投资、互联网和金融发展程度、人力资本水平的提升均对本地创新产出具有显著正向的推动作用,并得到偏微分效应分解的进一步验证。政府研发投入对创新产出始终具有显著正向的直接效应和外溢效应。支出分权能够缓解要素市场扭曲,而财政收入分权具有加剧要素市场扭曲的可能。支出分权和财政压力激发地区之间的创新投入的竞争,而收入分权对研发投入的区域竞争无显著影响。

政府投入对本地创新能力的影响随着支出分权程度的加深而不断提高,但是收入权的增加将减少政府提高自身资源配置效率的动力,财政压力的出现则促使地方政府进行要素的合理优化配置。收入权的下放减缓了地方政府的财政压力,削弱了其提高要素资源的利用效率,甚至有可能引发地方政府通过税收手段对要素市场进行干扰,导致企业创新要素的流失。一方面,支出分权水平提高有利于地方政府 "公共人"角色的发挥,财政压力将推动地区 "竞优"缓解要素市场扭曲,另一方面地方政府通过公共支出和公共品供给推动创新要素和创新产业集聚。但是,提高区域创新能力并不能依赖无限度的分权、加剧财政压力得以实现[³⁶¹,并且对于规模较大的项目如航空航天等方面的创新需要集权程度较高的政府才能满足相应的创新投入需求。

鉴于此,本文研究结论的意义主要在于,第一, 财政支出分权度的提高有助于地方政府获取有效信息、增加公共基础设施的供给、改善要素市场扭曲, 肯定了我国财政分权制度的合理性;第二,财政收入 权的下放仍然存在促使地方政府弱化自身 "公共人" 角色、通过税收手段干扰企业创新活动的可能,因此,因谨慎适当地增加地方政府财政收入权利; 第三,财政压力背景下地方政府决策行为已经受到来自于上级政府 "创新标尺"的影响,财政支出权、收入权、赤字结构的调整和匹配是财政制度改革和完善的题中之义。

参考文献:

[1]余泳泽. 中国区域创新活动的"协同效应"与"挤占效应"——基于创新价值链视角的研究[J]. 中国工业经济 2015 (10):37-53.

[2]李健,盘宇章.要素市场扭曲和中国创新能力——基于中国省级面板数据分析[J].中央财经大学学报 2018 (3):87-100.

[3]王金波,佟继英.财政科教支出、产业结构变迁与技术创新能力——基于供给侧改革视角下的审视[J].经济问题探索 2018 (3):18 - 32.

[4]胡李鹏,樊纲,徐建国.中国基础设施存量的再测算[J]. 经济研究 2016 (8): 172 - 187.

[5] Charles M. Tiebout. A Pure Theory of Local Expenditures [J]. Journal of Political Economy, 1956, 64 (5):416 - 424.

[6] Wallace E. Oates. An Essay on Fiscal Federalism [J]. Journal of Economic Literature ,1999 (9): 1120 – 1149.

[7] Barry R. Weingast. The Economic Role of Political Institutions: Market – preserving Federalism and Economic Development [J]. Journal of Law , Economics , and Organization ,1995 ,11(1) ,1 – 31.

[8]余泳泽 刘大勇. "中国式财政分权"与全要素生产率 "竞次"还是"竞忧"[J]. 财贸经济,2018,(1):23-39.

[9]宣烨,冯涛,孔凯歌. 创新价值链视角下的财政分权与创新效率——基于三阶段 DEA 与 Tobit 模型分析[J]. 南京财经大学学报 2017 (1):35-45.

[10] 蒋文华,周钰玲,谭建立. 地方政府财政能力对省际创新的影响——基于门限面板和空间面板模型的实证分析[J]. 云南财经大学学报,2017,(3):89 –99.

[11] Drezner, D. State structure, technological leadership and the maintenance of hegemony. Review of International Studies, 2001, 27(1):3-25.

[12]赵凯 ,吴莞姝 ,王理想. 政企 R&D 投入、财政分权与技术进步——基于空间动态面板 Durbin 模型[J]研究与发展管理 2017 29(5):137-146.

[13] Mark Zachary Taylor. Political Decentralization and Technological Innovation: Testing the Innovative Advantages of Decentralized States [J]. Review of Policy Research 2007 24(3):231 – 258.

[14] 席鹏辉,梁若冰,谢贞发.税收分成调整、财政压力与工业污染[J].世界经济,2017,(10):170-193.

[15]陈广汉 蓝宝江. 研发支出、竞争程度与我国区域创新能力研究——基于 1998 – 2004 年国内专利申请数量[J]. 经济学家 2007 (3):101 – 107.

[16] 苏楠,肖晓勇,宋来胜.外部知识、本地知识多样化类型对地区创新能力影响的实证研究——基于2000年-2011年的动态面板数据广义矩分析[J].经济经纬2016(5):19-24.

[17] 刘小鲁. 我国创新能力积累的主要途径: R&D 技术引进还是 FDI? [J]. 经济评论 2011 (3): 88-97.

[18]张治河等. 科技投入对国家创新能力的提升机制研究[J]. 科研管理 2014 35(4):149 - 161.

[20]张宗和,彭昌奇. 区域技术创新能力影响因素的实证分析——基于全国 30 个省市区的面板数据 [J]. 中国工业经济 2009(11):35-45.

[21]周克清,刘海二,吴碧英. 财政分权对地方科技投入的影响研究[J]. 财贸研究,2011,(10):31 - 38.

[22]张梁梁 杨俊,罗鉴益. 财政分权视角下地方政府科技指出的标尺竞争——基于 265 个地级市的实证分析[J]. 当代财经 2016 (4):29-40.

[23]台航 涨凯强 孙瑞. 财政分权与企业创新激励[J]. 经济科学 2018 (1):52-69.

[24] Acemoglu , D. et al. . Technology , Information , and the Decentralization of the Firm [J]. The Quarterly Journal of Economics ,MIT Press ,2007 ,122 (4): 1759 – 1799.

[25] F. A. Hayek. The Use of Knowledge in Society

[J]. American Economic Review ,1945 ,35 (4) ,519 - 530.

[26]王春元. 地方政府行为、政府 R&D 投资与创新[J]. 财经论丛 2016 (10):29-40.

[27] 卞元超,白俊红."为增长而竞争"与"为创新而竞争"——财政分权对技术创新影响的一种新解释[J].财政研究,2017,(10):43-54.

[28] Griliches Zvi. Issues in assessing the contribution of R&D to productivity Growth [J]. Bell Journal of Economics 1979 (10):92 - 116.

[29] Jaffe, A. B.. Real effects of Academic Research [J]. American Economic Review ,1989,79(5):957-970.

[30]王宁,史晋川. 中国要素价格扭曲程度的测度[J]. 数量经济技术经济研究 2015 (9):149-162.

[31]李平,季永宝.要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新?[J].世界经济研究 2014 (1):10-15.

[32]张杰 ,周晓艳 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D? [J]. 经济研究 2011 (8):78-91.

[33] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲的研发效应及企业差异[J]. 科学学研究,2015,33(11):1660-1668.

[34] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲、区域差异与R&D投入——来自中国高技术产业与门槛模型的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2015,(9):3-20.

[35] Cary , W. L. Federalism and Corporate Law: Reflections upon Delaware [J]. Yale Law Journal ,1974 , 83(4) ,663 - 705.

[36]黎精明 郜进兴. 财政分权、要素价格扭曲与国有企业过度投资[J]. 中南财经政法大学学报,2010(1):78-84.

[37] JamesLeSage ,R. Kelley Pace. Introduction to Spatial Econometrics [M\]. CRC Press 2009.

[38] Antant Bernard C., LeSage J. Quantifying Knowledge spillovers using spatial econometric tools [J]. Journal of Regional Science. 2011 51(3):471-496.

[39]吴延兵. 中国式分权下的偏向性投资[J]. 经济研究 2017 (6):137-153.

(编辑校对: 韦群跃 陈崇仁)