

策略性创新抑或真实性创新*

——来自中国企业设立研发机构的证据

张杰¹ 陈容² 郑姣姣²



(1. 中国人民大学中国经济改革与发展研究院,北京 100872;

2. 中国人民大学经济学院,北京 100872)

内容提要:自身是否拥有研发机构,是判断企业能否开展自主创新的重要标志。然而,政府补贴政策驱动下的中国企业设立研发机构行为,究竟是策略性创新抑或真实性创新却引发了普遍质疑。通过设立联立方程模型,本文实证检验了设立研发机构对中国企业自主创新能力的激励效应,得到的稳健性发现是:企业设立研发机构的行为与中国企业自身创新投入之间存在背离效应。从所有制异质性的角度来看,企业研发机构并未对国有和集体性质企业自身创新投入产生显著效应,而对独立法人和私人所有性质企业自身创新投入产生显著的抑制效应,却对港澳台和外商投资性质企业自身创新投入产生显著的促进效应。这就说明,中国以国有和集体性质企业、独立法人和私人所有性质企业为主的本土企业设立研发机构行为,表现出策略性创新行为决策动机。这些经验证据既为中国情境下企业设立研发机构和自主创新能力之间关系的背离理论假说,提供了有效的支持证据,也为今后中国政府创新政策的调整和改革方向,提供了有价值的参考依据。

关键词:企业研发机构 企业自主创新 抑制效应 政府创新补贴政策

中图分类号:F42 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)03—0005—19

一、引言

当前,困扰和束缚中国企业自主创新能力提升的突出因素之一,就是企业设立的研发机构在数量和质量两个方面均远远不足。科技部在2013年的报告中强调,“中国企业研发机构数量少、规模小、创新能力弱”,已成为制约企业自主创新能力提升的重要因素。国家统计局的数据显示,2011年中国规模以上工业企业中设立研发机构的只有2.55万家,只占全部规模以上工业企业的7.8%。其中大中型工业企业中设立研发机构的有1.2万家,占全部大中型工业企业的19.8%。为了响应中央提出的实施创新驱动发展战略的要求,各级政府采取各种形式的创新补贴政策,鼓励和促进企业设立研发机构,2013年《国务院办公厅强化企业技术创新主体地位、全面提升企业创新能力的意见》(国办发[2013]8号)发布,明确提出“支持企业建立研发机构”,并且指出,按照国家和省级有关鼓励科技创新创业的一系列文件规定,严格落实企业研发机构的税收优惠和奖励政

收稿日期:2021-08-26

* 基金项目:中国人民大学科研项目“中国全面推进关键核心技术创新突破和构建创新型国家的机制体制障碍与改革举措”(21XNL008)。

作者简介:张杰,男,教授,经济学博士,研究领域是产业经济,电子邮箱:zhangjie0402@ruc.edu.cn;陈容,女,讲师,经济学博士,研究领域是创新经济,电子邮箱:rongchen1982@126.com;郑姣姣,女,博士研究生,研究领域是创新经济,电子邮箱:zhengpachym@163.com。通讯作者:陈容。

策。因此,积极鼓励地区内企业设立研发机构,就成为地方政府推动地区经济结构转型升级的重要政策抓手。这就必然会引发的一个重要研究问题:各种以运用财政资金为主要形式的补贴、资助和奖励等激励企业设立研发机构的创新政策,究竟能否达到促进企业自主创新能力提升的预期目标?

与既有研究相比,本文可能的贡献之处:第一,丰富和拓展了创新政策领域的研究视角。既有的研究文献多数是研究中国情境下政府创新政策对企业创新的直接激励效应,几乎未有政府政策驱动下企业设立研发机构行为的创新激励效应的相关研究。因此,深入到中国情境下探究企业设立研发机构对自身创新的激励效应,并揭示政府创新政策背后可能造成的扭曲效应,是对该领域的重要拓展甚至开创性的研究;第二,通过构建企业设立研发机构行为逻辑中的策略性创新和真实性创新内在决策动机的分析框架,提供了不同于以往研究文献视角的经验发现。为该领域增添了深入理解中国政府创新政策的可能激励效应及其内在机制的重要经验证据。

二、文献综述与研究假设

1. 文献综述

众多研究发现,政府创新补贴政策对企业研发投入具有一定的挤出效应或替代效应,这已经在肖兴志和王伊攀(2014)^[1]、庄子银(2007)^[2]、黎文靖和郑曼妮(2016)^[3]等的研究中得到证实。但是需要认识到的客观规律是,对于处于创新追赶阶段的发展中国家,必须依赖政府这只“看得见的手”和市场这只“看不见的手”的协同作用,方可有效促进微观企业自主创新能力的培育和提升。处于特定创新追赶阶段的发展中国家的各级政府,需要制定和实施各种类型的中长期创新发展战略,采取各种形式的政府创新鼓励政策,来有效地引导和激励本国企业自主创新能力的培育和提升。这是由于创新过程中特别是基础研究、关键核心技术创新、关键共性技术创新过程中的技术溢出效应会导致创新外部性困局(张杰,2019)^[4];制度因素方面,类似于中国这样的发展中国家的企业自主创新能力相对较弱而国家创新体系尚处于构建之中(Eaton和Kortum,2002)^[5],知识产权保护制度相对不完善(吴超鹏和唐菂,2016)^[6],政府对关键要素市场的干预以及要素市场扭曲对企业或产业创新行为和绩效存在负面影响(戴魁早和刘友金,2016a^[7];2016b^[8]);同时,中国面临来自处于创新前沿和技术领先阶段的发达国家创新竞争甚至技术封锁等因素(王春法,2009^[9];傅晓霞和吴利学,2013^[10]),在发达国家跨国公司和国际大买家控制的全球价值链分工和贸易体系下,发展中国家企业面临“锁定效应”“压榨效应”及其带来的自主创新能力缺失等问题(刘志彪和张杰,2007)^[11]。各级政府为了积极响应和落实中央部署的创新驱动发展战略,偏向于直接运用政府财政资金来扶持、补贴和资助微观企业的各种创新投入活动,从而实现激励本土企业自主创新能力提升的既定目标(张杰和郑文平,2018)^[12]。

事实上,各级政府运用以财政资金为主的创新扶持和补贴政策,可以在一定程度上对这些制度性缺陷形成对冲和弥补效应,形成促进本土企业自主创新能力提升的有效激励。这已经在朱平芳和徐伟民(2003)^[13]、Zhu和Xu(2006)^[14]、解维敏等(2008)^[15]、杨洋等(2015)^[16]、张杰等(2015)^[17]、陆国庆等(2014)^[18]、Guo等(2016)^[19]、Xin等(2017)^[20]等的研究中得到证实。

然而,在中国各级政府官员普遍并不具备甄别具有潜在创新能力的企业或产业有效信号机制的前提下,政府官员只能采取简单易操作的“所有制偏向”“规模偏向”或“创造GDP能力或创造税收能力偏向”等选择型产业政策和“优势优质”企业筛选策略(江飞涛和李晓萍,2015)^[21]。更为重要的是,当前中国对企业骗取政府创新补贴资金的法律执行机制和惩罚力度相对较弱(Allen等,2005)^[22],较弱的法律监督机制会纵容企业在申请研发机构过程中的机会主义行为盛行(Gilliam等,2015)^[23],会造成企业在设立研发机构中弄虚作假行为的普遍存在。而且由于政府监管机制的

相对不完善,导致地方政府官员和企业之间在实施补贴政策鼓励企业设立研发机构的活动中,存在大量的官商合谋和寻租腐败行为(江飞涛和李晓萍,2018)^[24],刺激出大量逆向选择和道德风险行为的发生,从而严重削弱甚至扭曲政府创新扶持政策应具有的正向激励效应(安同良等,2009^[25];李平等,2007^[26]),这就严重削弱政府创新政策激励机制的有效性。

综合以上分析,政府补贴政策驱动下的企业设立研发机构的行为,很有可能对企业自主创新能力造成的是复杂效应,因此本文归纳和提炼出在中国情境下企业设立研发机构和自主创新能力之间的分离性理论假说。该理论假说的含义是:倘若没有政府补贴政策的扭曲性激励作用,企业设立研发机构的行为,必然按照市场竞争原则以及遵循自身创新投入利益最大化的逻辑来实施,企业设立研发机构和自主创新能力之间的关系,是“一个硬币的两面”问题,二者合二为一,由此,研发机构作为企业实施创新研发的主要载体平台,设立研发机构行为必然代表企业具有一定的自主创新能力。然而,倘若企业设立研发机构的行为,是在政府补贴政策驱动下的决策动机,普遍存在由于政府补贴政策产生的扭曲性激励作用。在此状态下,企业设立研发机构和自主创新能力之间的关系,很有可能就存在特殊的背离现象,这就导致企业设立研发机构的行为,由于存在难以避免的创新资源耗散效应,而对企业自主创新能力提升造成阻碍效应甚至抑制效应。

2. 理论模型框架下的研究假设

为说明上述中国情形下企业设立研发机构与自主创新能力之间的分离性理论假说,本文设定一个简单的信号博弈模型。企业设立研发机构有两类目的,一是开展创新以获取外部创新资源,助力实现高质量发展,从而在市场竞争中获取一定优势;二是获取政府为促进创新而实施的创新扶持政策的补贴。因为目的不同,企业所设立的研发机构会有两种不同的创新行为,真实性创新行为与策略性创新行为,策略性创新行为是指企业设立研发机构并不是为了促进企业自主创新能力提升,而是为了获取政府创新补贴;真实性创新行为指企业设立研发机构,是为了促进自主创新能力提升。假定这两种创新并不能为政府精确辨别。

假定企业设立研发机构开展创新成本为 $C(x)$,相应的收益为 $I(x)$, x 表示的是不能被政府准确识别的“假”信号水平,也就是企业设立研发机构的数量。发送同样水平的信号,企业设立研发机构开展真实性创新时的成本 $C(RI,x)$ 远远大于开展策略性创新的成本 $C(FI,x)$ 。当企业设立研发机构以开展真实性创新时,预期收益增加,即 $I(RI,x) > 0$,而企业设立研发机构以开展策略性创新时,不会带来预期收益的增加,即 $I(FI,x) = I(0) = 0$ 。企业开展真实性创新的边际收益大于边际成本。企业设立研发机构这一行为可能得到的期望收益可归为三类:一是仅依赖真实性创新提升企业效率而获得的收益($I(RI)$);二是仅通过策略性创新得到的政府补贴(S);三是开展真实性创新所能获得的收益与得到的政府补贴之和($I(RI) + S$)。为简化处理,假定企业设立研发机构所能获得的政府创新扶持政策补贴是相同的。

就政府官员而言,对企业研发机构发放补贴的行为可得到两方面的收益:一是对切实开展真实性创新的企业研发机构发放补贴所实现的社会性收益(D);二是对企业所设立的研发机构发放补贴有助于地方政府官员提升自身“数字政绩”及可能实现的“寻租”收入(G)。当政府不能精准识别企业研发机构的创新行为时,地方政府官员就不能就其行为获得社会性收益,相反地,地方政府官员因其不适宜的补贴行为蒙受相应的社会性损失($-D$)。

在此博弈中,发送者为企业研发机构,接收者为政府官员,类型为企业的真实性创新与策略性创新,信号是企业研发机构所发送的具体“假”信号,行动是政府是否给予补贴。博弈顺序为:
 ①自然决定企业的创新类型,真实性创新(RI)或策略性创新(FI),企业开展真实性创新和策略性创新的概率分别为为 q 和 $(1 - q)$ 。
 ②企业知道自身类型,并据此决定所发送的“假”信号水平。
 ③政府通过企业申请补贴提交的报告可以观察到关于企业研发机构数量的“假”信号,并据此决定

为企业提供补贴(S)或不提供补贴(nS)。④企业与政府实现其最终收益。

在完全信息条件下,企业设立研发机构开展创新的具体信息是公共信息,因此真实性创新的企业一定能得到补贴,而策略性创新的企业一定不能得到补贴,因而开展真实性创新的企业所发送的最优“假”信号为 $x^*(RI)$,开展策略性创新的企业会选择放弃。 x_p 表示企业即使得到政府创新扶持政策的补贴,也无法弥补为获得该补贴而设立的开展策略性创新的研发机构数量的成本。

根据上述设定,对上述博弈进行分析。

(1)当 $x_p < x^*(RI)$ 时,不存在混同于“假”信号 x_p 的均衡;当 $x_p > x^*(RI)$ 时,存在混同于“假”信号 $x^*(RI)$ 的均衡。由于企业知道政府在发放补贴时更倾向于给“假”信号水平更高的企业,也就是研发机构数量更多的企业,因此企业在保证自身利益时倾向于发送更高的“假”信号水平。当 x_p 小于完全信息条件下开展真实性创新的企业所发送的最优信号水平 $x^*(RI)$,此时,不管政府的策略情况,开展策略性创新的企业都只能得到为负的结果,该类企业有激励偏移混同于“假”信号水平 $x^*(RI)$ 的均衡。

当 x_p 大于 $x^*(RI)$ 时,开展真实性创新的企业与开展策略性创新的企业均选择向政府发送 $x^*(RI)$ 的“假”信号,政府会以先验概率 q 推断企业创新类型。认为该企业为真实性创新的研发机构,并对其发放补贴的预期收益为 $q(D+G) + (1-q)(-D+G)$,认为该企业为策略性创新的研发机构,政府选择不补贴的预期收益为 $q(-D) + (1-q)(D)$ 。由于政府官员特有的激励机制,政府给予补贴带来的晋升收益远大于正确发放补贴带来的收益,即条件 $2D-G < 0$ 得以成立,那么无论先验概率 q 为多少,政府都倾向于向企业发放补贴。此时,对于开展真实性创新的企业而言,发送该信号水平是最优的,那么,在 $x^*(RI)$ 开展真实性创新的企业没有激励偏离均衡;对于开展策略性创新的企业而言,发送该信号水平的预期收益为 $S - C(FI, x^*(RI))$,由 $x^*(RI) < x_p$ 且 $C(FI, x) > 0$ 可知 $S - C(FI, x^*(RI)) > 0$,显然,开展策略性创新的企业也没有偏离该信号水平的激励。

(2)当 $x_p > x^*(RI)$ 时,不存在分离均衡;当 $x_p < x^*(RI)$ 时,当且仅当条件 $I(RI, x^*(RI)) - C(RI, x^*(RI)) - [I(RI, x_p) + S - C(RI, x_p)] < 0$ 与条件 $2D < G$ 成立,存在分离均衡。当 $x_p > x^*(RI)$,此时,政府对不可观测的企业所开展的创新类型的推断为 $\mu(RI, x) = \begin{cases} 0, & x < x_p \\ 1, & x \geq x_p \end{cases}$ 。政府依

据对企业创新类型的推断,对于发送信号水平 $x < x_p$ 的虚假创新,由于 $2D-G < 0$,则政府选择对其给予补贴,此时对于开展策略性创新的企业没有偏离均衡的动机,而选择发送 $x < x_p$ 的任一信号水平。对于开展真实性创新的企业而言,政府必定会对发送信号水平为 $x \geq x_p$ 的企业给予补贴, $x_p > x^*(RI)$ 时,当其选择以 $x^*(RI)$ 的“假”信号开展创新得到的收益 $(I(RI, x^*(RI)) - C(RI, x^*(RI)))$,而在“假”信号水平 x_p 上获得的收益为 $I(RI, x_p) + S - C(RI, x_p)$ 。若前者大于后者,那么开展真实性创新的企业就有激励偏离规模水平 x_p ,分离均衡不成立;若前者小于后者,那么开展真实性创新的企业没有激励偏离规模水平 x_p ,分离均衡成立。当 $x^*(RI) > x_p$ 时,开展真实性创新的企业一定会选择 $x^*(RI)$ 的信号水平,具有偏离均衡的动机,因此分离均衡不成立。

综上所述,对于企业开展的创新来说,在政府发放固定补贴的情况下,当企业开展策略性创新成本足够小时,则有 $x_p > x^*(RI)$ 。在 $x_p > x^*(RI)$ 成立的情况下,上述博弈的均衡结果包括混同于企业真实创新的最优信号水平 $x^*(RI)$ 的均衡,以及如下所述的分离均衡:企业战略为 $(0, x_p)$,概率推断为 $\mu(RI, x) = \begin{cases} 0, & x < x_p \\ 1, & x \geq x_p \end{cases}$ 。混同均衡意味着不论是开展真实性创新还是策略性创新的企业都会倾向于向政府发送 $x^*(RI)$ 的信号水平并且被政府识别为在开展真实性创新、给予相应的创新

补贴。根据上述结果,对于企业而言,开展真实性创新所能获得的收益与开展策略性创新所能获得的收益之差为 $I(RI, x^*(RI)) - (C(RI, x^*(RI)) - C(FI, x^*(RI)))$ 。该收益之差大于 0 时,企业选择开展真实性创新;该收益之差小于 0 时,企业选择开展策略性创新。进一步地,开展真实性创新的收益为 $I(RI, x^*(RI)) + S - C(RI, x^*(RI))$,该收益小于 0 时,企业选择开展策略性创新。相反地,当企业开展策略性创新成本不小的情况下,可能存在 $x^*(RI) > x_p$ 的情形。当 $x^*(RI) > x_p$ 时,不存在混同均衡,仅考虑分离均衡。根据条件 $I(RI, x^*(RI)) - C(RI, x^*(RI)) - [I(RI, x_p) + S - C(RI, x_p)] < 0$,可知开展策略性创新的企业会选择发送任一小于 x_p 的信号水平,设立企业研发机构以开展发送信号水平大于 x_p 的真实性创新的均衡。

就现实情况来看,企业开展策略性创新的成本相对较小,对于企业而言,利用设立开展策略性创新的研发机构获取补贴是非常合算的买卖, $x_p > x^*(RI)$ 与现实情况更为相符。在该情形下,企业面临混同于信号水平 $x^*(RI)$ 的均衡,由于企业知道当向政府发送 $x^*(RI)$ 信号时,政府观测到该信号水平后,必定会对该企业发放补贴,因此企业如何选择取决于两种方案的预期收益之差 $I(RI, x^*(RI)) - (C(RI, x^*(RI)) - C(FI, x^*(RI)))$ 。

在政府创新扶持政策驱动下,企业设立开展真实性创新的研发机构所能获得的期望收益足够小,即满足 $I(RI, x^*(RI)) - (C(RI, x^*(RI)) - C(FI, x^*(RI)))$ 条件时,企业设立研发机构的行为和自主创新能力之间存在背离现象,即企业设立研发机构行为动机,并不是为了促进企业自主创新能力提升,而是为了获取政府创新补贴。因此,本文提出如下假设:

H₁: 创新扶持政策驱动下企业设立研发机构的行为,对企业自主创新能力提升存在抑制效应。

在政府创新扶持政策驱动下,企业设立开展真实性创新的研发机构所能获得的期望收益足够大,即满足 $I(RI, x^*(RI)) - (C(RI, x^*(RI)) - C(FI, x^*(RI)))$ 条件时,企业设立研发机构的行为和自主创新能力之间不存在背离现象,即企业设立研发机构行为动机,确是为了促进企业自主创新能力提升,而不是为了获取政府创新补贴。因此,本文提出如下假设:

H₂: 创新扶持政策驱动下企业设立研发机构的行为,对企业自主创新能力提升存在促进作用。

三、计量模型与估计策略

1. 联立方程模型设计与设定

假定企业创新生产函数也遵循基本的 C - D 逻辑,其中,创新投入要素包括政府创新补贴 $G_{firm, innovation}$ 、创新固定资产投资 $K_{firm, innovation}$ 和创新人力资本投入 $L_{firm, innovation}$ 。 γ, α, β 分别表示边际贡献弹性。 $R\&Dinstitutionquantity_{firm, innovation}$ 表示企业自身拥有的研发机构数量,其既是企业创新固定资产投资的核心载体,也是企业创新研发人才的运行机构。因此,将该因素设计在(1)式的前置位置,表明其对企业创新固定资产和人力资本的总体溢出效应。而 $Y_{innovation}$ 则表示企业创新研发的总支出额。

$$Y_{firm, innovation} = R\&Dinstitutionquantity_{firm, innovation} G_{firm, innovation}^\gamma K_{firm, innovation}^\alpha L_{firm, innovation}^\beta \quad (1)$$

假定市场竞争导致企业创新投入规模报酬不变,即 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。对(1)式两边取对数,即可得:

$$\ln Y_{firm, innovation} = \ln R\&Dinstitutionquantity_{firm, innovation} + \gamma \ln G_{firm, innovation} + \alpha \ln K_{firm, innovation} + \beta \ln L_{firm, innovation} \quad (2)$$

在进一步结合中国现实背景的基础上,将之转化为如下的计量模型:

$$\begin{aligned} \ln innovationspend_{it} = & \alpha_0 + \lambda R\&Dinstitutionquantity_{it} + \gamma \ln governsubsidy_{it} \\ & + \alpha \ln innovationfixedasset_{it} + \beta \ln innovationstaff_{it} \\ & + \theta X_{it} + \gamma_{firm} + \gamma_{year} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

尤为需要关注和解决的问题是,核心解释变量企业研发机构数量和被解释变量企业自主创新之间可能存在的逆向因果关系而导致的内生性问题。一方面,创新投入越多的企业,设立研发机构的能力就越强;另一方面,中国的现实状况是,企业自身拥有的研发机构数量相对越多,越是有可能获得各级政府的创新优惠和补贴政策。要有效解决上述可能的内生性问题,最为合理的方法是寻找有效的工具变量。本文拟采用如下的联立方程模型来加以检验:

$$\begin{cases} \lninnovationspend_{it} = \alpha_0 + \lambda R\&Dinstitutionquantity_{it} + \gamma \ln governsubsidy_{it} \\ + \alpha \ln innovationfixedasset_{it} + \beta \ln innovationstaff_{it} + \theta X_{it} + \gamma_{firm} + \gamma_{year} + \varepsilon_{it} \\ R\&Dinstitutionquantity_{it} = \beta_0 + \eta \ln innovatiionspend_{it} + \vartheta Z_{it} + \lambda_{firm} + \lambda_{year} + v_{it} \end{cases} \quad (4)$$

在式(4)的第一个方程式中,被解释变量 $\ln innovatiionspend_{it}$ 是企业 i 在年份 t 创新投入的相关变量。对此,一方面用企业 i 在年份 t 的科技经费总支出的对数值 ($\ln totalinnovationspend_{it}$) 来表示^①;另一方面,考虑既有文献的普遍做法,为了尽可能准确刻画微观企业层面的自主创新能力,用企业当年私人性质科技经费支出的对数值 ($\ln privateinnovationspend_{it}$) 来表示。即用企业当年科技经费总支出额减去来自政府部门的科技资金额。很显然,在中央制定的创新追赶战略和创新驱动发展战略的指引下,各级政府偏向于使用各种创新激励政策,来促使本地企业创新能力的培育和提(张杰等,2017)^[27]。因此,本文设计的剔除了政府补贴、资助、奖励等扶持资金政策方面的企业私人性质创新投入变量信息,能在更大程度上代表中国情境下微观企业的自主创新能力。核心解释变量 $R\&Dinstitutionquantity_{it}$ 见前文定义。

在综合考虑数据可获得性以及尽量保证各控制变量外生性的基础上,式(4)的第一个方程式中控制变量集 X 包括:企业获得政府创新补贴因素 ($\ln governsubsidy$),用企业当年的创新投入中从政府获得的资金额对数值来表示;企业创新的固定资产投入规模 ($\ln innovationfixedasset$),用企业当年科技经费总支出形成固定资产额的对数值来表示;企业创新研发人员规模 ($\ln innovationstaff$),用企业当年科技人员合计数的对数值来表示;企业年龄因素 ($Firmage$),以企业样本期与注册时间的有效差距值来表示,为了避免当年注册造成企业年龄为0的现象,本文采取加1的方法加以预处理,考虑到可能存在的非线性影响,纳入了企业年龄的平方项;企业出口因素 ($Newproductexport_sale$),用企业新产品出口额与新产品销售额的比值来表示,考虑到新产品出口规模可能蕴含的规模经济效应,可从外部需求角度促进企业创新投入 (Aghion 等,2019)^[28];企业面临行业市场竞争程度 ($HHI_employee$),使用按照二位码区分行业中的各企业科技人员数所计算出的赫芬达尔-赫希曼指数来表示;企业市场势力因素 ($Marketpower$),用企业内部所形成的国家标准或行业标准的数量来表示,考虑到可能造成复杂的非线性影响,纳入了企业市场势力的平方项 ($Marketpower_sq$);企业所有制因素,与既有文献不同,本文用细化到三位码的企业登记注册类型信息来区分所有制类型。除了上述控制变量之外,还纳入了企业个体层面的虚拟变量和年份虚拟变量。 ε_{it} 表示服从 $i.i.d$ 的随机扰动项。

在式(4)的第二个方程式中,被解释变量 $R\&Dinstitutionquantity_{it}$ 见前文定义,核心解释变量是衡量企业创新投入的变量 $\ln totalinnovationspend_{it}$ 和 $\ln privateinnovationspend_{it}$ 。在控制变量集合 Z 中,既与 X 有不同变量,也有相同变量。其中不相同的控制变量包括:企业创新研发项目数量 ($\ln projectquantity$),用企业当前所拥有的创新研发项目数量来表示;企业研发机构人力资本因素,用两个变量加以衡量,一个是企业研发机构人员数占科技人员总数的比值 ($R\&Dinstitutionstaff_total$),另一个是企业研发机构硕士和博士学历人员占研发机构人员的比值 ($R\&Dinstitutiongraduate_staff$)。其他

① 按照国家统计局的相关统计制度规定,企业当年科技活动经费总支出 = 当年企业内部用于科技活动的经费支出 + 当年企业委托外单位开展科技活动的经费支出。

的控制变量定义均与式(4)第一个方程式相同,这里不再一一赘述。

2. 数据来源与处理说明

本文的研究数据主要来源于 2008—2014 年的国家统计局《全国创新调查企业数据库》,该数据库是目前国内研究微观企业创新最为全面、最为重要的数据库之一。依据该数据库提供的各种有效指标,获得了与本研究密切相关的中国各省份创新的各种信息。

四、研发机构对企业创新投入影响效应的检验结果

1. 联立方程的回归结果

表 1 展示了针对(4)式的回归结果。在以 $\ln totalinnovationspend$ 为被解释变量的模型 1 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数在 1% 统计水平上显著为负,表明拥有研发机构数量越多的企业,自身创新投入相对越少,企业研发机构对创新投入造成的是显著的抑制效应。在以 $R\&Dinstitutionquantity$ 为被解释变量的模型 2 中, $\ln totalinnovationspend$ 的回归系数也在 1% 统计水平上显著为负,表明企业自身创新投入越少,企业设立研发机构数量相对越少,企业自身创新投入对研发机构数量也造成的是显著抑制效应。同样的经验结果也在模型 3 和 4 中得到稳健性发现。在以 $\ln privateinnovationspend$ 为被解释变量的模型 3 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数在 1% 统计水平上显著为负,表明拥有研发机构数量越多的企业,自身私人性质创新投入相对越少,企业研发机构对私人性质创新投入造成的是显著的抑制效应,具体为当企业研发机构数量每增加一家时,企业私人性质创新投入会下降 0.37%。而在以 $R\&Dinstitutionquantity$ 为被解释变量的模型 4 中, $\ln privateinnovationspend$ 的回归系数也在 1% 统计水平上显著为负,表明企业自身私人性质创新投入越多,企业自身设立的研发机构数量相对越少。这就由此验证了本文提出的中国情境下企业设立研发机构行为和自主创新能力提升之间的分离性理论假说。

从表 1 中第一个方程和第二方程的各控制变量回归结果来看,基本上符合理论预期,这就证明,本文采用联立方程模型的策略是合理的,能够有效解决企业研发机构和创新投入变量之间由于逆向因果关系可能导致的内生性问题,因此,所得的主要估计结果是满足一致性条件的。

表 1 企业研发机构和创新投入相互影响的联立方程模型估计结果

被解释变量	联立方程 1		联立方程 2	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	$\ln totalinnovationspend$	$R\&Dinstitutionquantity$	$\ln privateinnovationspend$	$R\&Dinstitutionquantity$
$R\&Dinstitutionquantity$	-0.0038 *** (-2.77)		-0.0037 *** (-2.56)	
$\ln totalinnovationspend$		-0.0090 *** (-3.33)		
$\ln privateinnovationspend$				-0.0084 *** (-3.24)
$\ln governsubsidy$	0.0157 *** (21.75)	-0.0098 *** (-9.44)	-0.0162 *** (-21.18)	0.0085 *** (8.50)
$\ln innovationfixedasset$	0.0486 *** (82.01)	-0.0279 *** (-24.82)	0.0488 *** (78.73)	-0.0291 *** (-25.75)
$\ln innovationstaff$	0.2079 *** (118.72)		0.2107 *** (115.18)	
$Newproductexport_sale$	0.1069 *** (12.57)	-0.0363 *** (-3.05)	0.0633 *** (7.13)	-0.0406 *** (-3.41)

续表 1

被解释变量	联立方程 1		联立方程 2	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Intotalinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>	<i>lnprivateinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>
<i>lnprojectquantity</i>		0.0502 *** (10.69)		0.0507 *** (10.74)
<i>R&Dinstitutionstaff_total</i>		0.0024 *** (8.77)		0.0024 *** (8.73)
<i>R&Dinstitutiongraduate_staff</i>		1.2262 *** (61.71)		1.2225 *** (60.90)
<i>Firmage</i>	0.0142 *** (6.22)	0.0021 (0.67)	0.0119 *** (5.01)	0.0032 (0.27)
<i>Firmage_sq</i>	-0.0002 *** (-6.81)	-3.41e-06 (-0.07)	-0.0002 *** (-5.53)	-0.00002 (-0.48)
<i>HHI_employee</i>	-0.0045 (-0.07)	0.1335 * (1.85)	-0.0193 (-0.27)	0.1415 * (1.83)
<i>Marketpower</i>	-0.0081 *** (-12.10)	0.0069 *** (7.46)	-0.0086 *** (-12.19)	0.0070 *** (7.46)
<i>Marketpower_sq</i>	0.00001 *** (9.72)	-7.97e-06 *** (-5.48)	0.00001 *** (9.93)	-8.09e-06 *** (-5.56)
企业所有制/企业 个体/年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.8633	0.5251	0.8685	0.5227
F 值	2031.94 ***	251.51 ***	1831.35 ***	245.55 ***
观测值	361301	361301	357808	357808

注：*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平；括号内的数值表示*t*值，所有回归模型均经过地级城市层面的cluster处理调整，下同

2. 所有制异质性视角回归结果

不少文献发现，中国情境下企业所有制特征是影响企业获得政府创新补贴、资助和奖励政策以及自主创新能力方面差异性的重要因素（吴延兵，2012）^[29]。有鉴于此，表2模型1~模型4为国有和集体样本中企业研发机构和创新投入相互影响的估计结果，可以看出，在模型1和模型3中，*R&Dinstitutionquantity*均未对企业创新投入变量产生任何显著作用。同样，在模型2和模型4中，*Intotalinnovationspend*或*lnprivateinnovationspend*也均未对企业研发机构数量产生任何显著作用，表明研发机构数量的多少，并不是国有和集体性质企业自主创新的有效载体平台。

表2模型5~模型8展示了独立法人和私人所有性质企业研发机构和创新投入相互影响的估计结果。从中可以看出，在模型5和模型7中，*R&Dinstitutionquantity*的回归系数均在5%统计水平上显著为负。而在模型6和模型8中，*Intotalinnovationspend*或*lnprivateinnovationspend*的回归系数均在1%统计水平上显著为负，表明研发机构数量的多少，对企业自主创新投入形成了显著的抑制效应。

表2模型9-12列示了港澳台和外商投资企业研发机构和创新投入相互影响的估计结果，在以变量*Intotalinnovationspend*和*R&Dinstitutionquantity*的模型9和模型10中，二者并未表现出显著性。然而，在以变量*lnprivateinnovationspend*和*R&Dinstitutionquantity*的模型11和模型12中，*R&Dinstitutionquantity*或*lnprivateinnovationspend*均在1%统计水平上显著为正，表明包括港澳台和

外商投资企业研发机构对企业私人性质创新投入形成显著的促进效应,是企业自主创新的有效载体平台。

表 2 不同所有制企业研发机构和创新投入相互影响的联立方程模型估计结果

被解释变量	联立方程 1		联立方程 2	
	国有 + 集体企业			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Intotalinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>	<i>lnprivateinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	-0.0100 (-0.86)		-0.0091 (-0.75)	
<i>Intotalinnovationspend</i>		-0.0065 (-0.51)		
<i>lnprivateinnovationspend</i>				-0.0077 (-0.65)
R ²	0.9106	0.8393	0.9081	0.8557
F 值	106.79 ***	50.81 ***	108.63 ***	77.50 ***
观测值	9168	9168	8996	8996
被解释变量	独立法人 + 私人所有企业			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	<i>Intotalinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>	<i>lnprivateinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	-0.0039 ** (-2.45)		-0.0039 ** (-2.34)	
<i>Intotalinnovationspend</i>		-0.0105 *** (-3.36)		
<i>lnprivateinnovationspend</i>				-0.0098 *** (-3.25)
R ²	0.8756	0.5230	0.8665	0.5223
F 值	2173.77 ***	271.87 ***	1919.09 ***	265.34 ***
观测值	271572	271572	268656	268656
被解释变量	港澳台 + 外商投资企业			
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
	<i>Intotalinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>	<i>lnprivateinnovationspend</i>	<i>R&Dinstitutionquantity</i>
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	-0.0033 (-1.11)		0.0145 *** (4.31)	
<i>Intotalinnovationspend</i>		-0.0059 (-1.03)		
<i>lnprivateinnovationspend</i>				0.0139 *** (2.76)
R ²	0.8751	0.5259	0.8721	0.5302
F 值	657.32 ***	79.56 ***	634.19 ***	82.46 ***
观测值	79082	79082	78660	78660
全部控制变量	控制	控制	控制	控制
企业个体/年份 固定效应	是	是	是	是

3. 稳健性检验结果:工具变量法

为了保证以上得到的经验发现是可靠的,本文设计如下的简约型计量方程来加以验证:

$$\ln innovationspend_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R\&Dinstitutionquantity_{it} + \lambda X + \gamma_{firm} + \gamma_{year} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

方程(5)式中的 $\ln innovationspend_{it}$ 和 $R\&Dinstitutionquantity_{it}$ 及其他的控制变量的定义与(4)式的第一个方程相同。(5)式的核心问题是为核心解释变量 $R\&Dinstitutionquantity_{it}$ 寻找工具变量。按照 Guo 等(2016)^[19] 的研究思路,选择中国各省份的固定资产投资额占地区 GDP 比重的前三年均值变量 $Capitalinvestment_gdp_{average}$, 作为相应的工具变量。理由是:一方面,从中国的现实背景来看,中国一直处于投资驱动型发展阶段,投资在 GDP 中的比重超过 40%。更为重要的是,以各种形式的优惠政策招商引资,来促进地区投资的较快增长,已经普遍成为中国各级地方政府发展经济和官员晋升的重要手段。因此,该变量在一定程度上可以反映地方政府干预经济发展的内在动力。另一方面,由于中国各省份地区中的固定资产投资额中,既包含地方政府发展经济和干预经济的内在动机,也包含地方政府采取各种优惠政策来激励地区内微观企业设立研发机构的信息。与此同时,该变量的合理性还在于,中国各省份的固定资产投资额占地区 GDP 比重的信息,与地区内微观企业的创新研发投入并无直接关系。

表 3 展示了(5)式的回归结果。从表 3 中可以看出,在全样本、独立法人和私人所有企业样本的模型 1 和 3 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数在 1% 统计水平上显著为负。在国有和集体企业样本的模型 2 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数并不显著。而在港澳台和外商投资企业样本的模型 4 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数却在 10% 统计水平上显著为正。此外,从表 3 展示的第一阶段估计结果可看出,工具变量 $Capitalinvestment_gdp_{average}$ 的回归系数均在 1% 统计水平上显著为正,由此表明中国各省份固定资产投资占地区 GDP 比重前三期均值与微观企业研发机构之间存在正相关关系,符合工具变量的设计预期。而且不可识别检验、弱识别检验的检验结果也证明了工具变量的合理性。

表 3 不同所有制企业研发机构和创新投入相互影响的联立方程模型估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>ln totalinnovationspend</i>			
	第一阶段估计结果			
<i>Capitalinvestment_gdp_{average}</i>	0.0985 *** (3.32)	0.6324 *** (4.51)	0.0616 *** (2.81)	0.0458 *** (2.59)
	第二阶段估计结果			
<i>R\&Dinstitutionquantity</i>	-1.6178 *** (-2.96)	-0.2622 (-1.10)	-2.5691 *** (-3.72)	1.6455 * (1.91)
<i>Ingovernsubsidy</i>	0.0265 *** (3.28)	0.0103 (1.59)	0.0353 * (1.77)	0.0424 * (1.94)
<i>ln innovationstaff</i>	0.3082 *** (12.88)	0.1264 *** (6.47)	0.3547 *** (5.28)	0.3022 *** (10.34)
<i>Firmage</i>	0.0667 *** (5.29)	-0.0147 (-1.32)	0.0934 *** (2.58)	0.0752 *** (3.00)
<i>Firmage_sq</i>	-0.0009 *** (-5.36)	0.0002 (1.25)	-0.0013 *** (-2.62)	-0.0014 *** (-3.95)

续表 3

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>ln</i> totalinnovationspend			
第二阶段估计结果				
<i>Newproductexport_sale</i>	0.2476 *** (6.36)	0.4066 *** (3.40)	0.3807 *** (2.62)	0.1864 *** (4.91)
<i>HHI_employee</i>	0.5187 *** (2.56)	0.0963 (0.58)	0.5904 *** (2.87)	0.4030 * (1.84)
<i>Marketpower</i>	0.0161 *** (3.14)	0.0041 (0.74)	0.0100 ** (2.12)	0.0103 * (1.88)
<i>Marketpower_sq</i>	-0.00002 *** (-2.96)	-4.73e-06 (-0.70)	-0.00002 *** (-3.41)	-0.00004 ** (-2.21)
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	14.81 *** (0.0001)	28.48 *** (0.0000)	36.14 *** (0.0000)	5.95 ** (0.0147)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	11.00 *** (0.0009)	20.35 **** (0.0000)	49.17 *** (0.0000)	4.50 ** (0.0289)
观测值	358085	9020	268884	78686

五、动机识别的检验结果

1. 策略性创新行为因素识别:企业获取了更多高新技术企业减税么?

不容否认的是,中国企业设立研发机构的目的之一,是为了满足国家高新技术企业认定的条件,从而享受认定后的企业所得税减免政策。由此,企业获得的高新技术企业减税额,可作为识别企业设立研发机构的策略性创新行为动机因素之一。表4模型1~模型4为企业研发机构数量对当年获得高新技术企业减税额影响的2SLS检验结果。在全样本、国有和集体企业、独立法人和私人所有企业、港澳台和外商投资企业样本的模型1~模型4中,*R&Dinstitutionquantity_{it}*的回归系数均在1%或5%统计水平上显著为正,表明研发机构数量越多的企业的确获得了更多的高新技术企业减税额。

表4 企业研发机构对获得高新技术企业减税额和硕士博士学历人员占研发机构人员比重影响的2SLS检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
被解释变量	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>LnHTFInducedtax</i> (当年获得高新技术企业减税额对数值)			
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	0.2225 ** (2.27)	0.1843 ** (2.46)	1.3262 *** (2.98)	0.8417 (0.88)
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	16.80 *** (0.0000)	36.14 *** (0.0000)	14.75 *** (0.0000)	7.35 *** (0.0067)

续表 4

被解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>LnHTFInducedtax</i> (当年获得高新技术企业减税金对数值)			
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	12.50*** (0.0000)	25.97*** (0.0000)	10.98*** (0.0000)	5.56*** (0.0094)
观测值	361579	9191	271801	79108
被解释变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>R&Dinstitutiongraduate_staff</i> (企业研发机构中硕士 + 博士学历人员占研发机构人员比重)			
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	0.2713** (2.29)	-0.0542 (-0.72)	0.3336** (2.34)	0.5794 (1.62)
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	24.77*** (0.0002)	42.34*** (0.0000)	9.16*** (0.0025)	10.61** (0.0011)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	18.38*** (0.0000)	30.42*** (0.0000)	6.79*** (0.0176)	7.80** (0.0107)
观测值	342915	8403	257359	75423
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业所有制/企业 个体/年份固定效应	是	是	是	是

2. 策略性创新行为因素识别:刺激企业增加创新高学历人才数量么?

中国各级政府及其相关部门,在实施创新鼓励政策或高新技术企业认定的过程中,偏好于将企业所拥有的高学历研发人员数量,作为甄别企业自主创新能力的重要信号机制。表 4 模型 5 ~ 模型 8 为企业研发机构数量对企业硕士和博士学历人员占研发机构人员比重影响的 2SLS 检验结果。在全样本、独立法人和私人所有企业样本的模型 5 和模型 7 中,*R&Dinstitutionquantity* 的回归系数在 5% 统计水平上显著为正。而在国有和集体企业、港澳台和外商投资企业样本的模型 6 和模型 8 中,*R&Dinstitutionquantity* 的回归系数不显著,表明在国有和集体企业以及港澳台和外商投资企业中,可能并不存在因为设立企业研发机构而造成的虚报高学历研究人员的现象,背后的原因也很容易理解,由于国有企业特有的就业稳定性,以及外资企业相对的高工资水平对高学历人才的吸引力,这就造成虚报性行为动机的弱化。相反,在独立法人和私人所有企业为主的民营企业中,既不具有国有企业的稳定性,也不具备外资企业相对高工资水平能力,就有在设立研发机构中虚报高学历研究人员激励动机的可能。

3. 策略性创新行为因素识别:激发企业非发明专利申请数量增加么?

中国企业在专利申请中,普遍存在着将实用新型专利和外观设计专利的申请数量增加,作为获取政府专利补贴的一种策略性创新行为(黎文靖和郑曼妮,2016)^[3]。相比而言,对企业发明专利申请的审查比较严格,因此,企业发明专利申请数量在一定程度上体现的是企业实质性创新行为动

机(张杰和郑文平,2018)^[12]。基于这个识别逻辑,表 5 模型 1 ~ 模型 4 为企业研发机构数量对当年非发明专利申请数量影响的 2SLS 检验结果。在全样本、国有和集体企业、独立法人和私人所有企业样本的模型 1 ~ 模型 3 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数在 1% 或 5% 统计水平上显著为正。而在港澳台和外商投资企业样本的模型 4 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数不显著。表 5 模型 5 ~ 模型 8 报告了企业研发机构数量对企业当年发明专利申请数量影响的 2SLS 检验结果,在全样本、独立法人和私人所有企业样本的模型 5 和模型 7 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数在 5% 统计水平上显著为负。而在国有和集体企业、港澳台和外商投资企业样本的模型 6 和模型 8 中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数均不显著,表明在国有和集体企业以及独立法人和私人所有企业中,存在企业因为设立研发机构而增加非发明专利申请数量的现象。相反,在港澳台和外商投资企业中,则不存在企业因为设立研发机构而增加非发明专利申请数量的现象,并且,发明专利申请数量也未受到显著抑制影响。

表 5 企业研发机构对当年非发明和发明专利申请数量影响的 2SLS 估计结果

被解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>Applypatentquantity</i> (企业当年非发明专利申请专利数量)			
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	4.0465*** (3.98)	19.3156** (2.23)	3.9802*** (4.13)	4.7084 (0.61)
<i>lnprivateinnovationspend</i>	-0.2353 (-1.19)	-0.0545* (-1.79)	-0.4124 (-1.03)	0.2495 (0.61)
被解释变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>applypatentquantity</i> (企业当年发明专利申请专利数量)			
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	-19.2649** (-2.17)	-1.6947 (-0.27)	-17.5312** (-2.36)	-23.0720 (-1.45)
<i>lnprivateinnovationspend</i>	0.8556*** (2.68)	0.3956 (0.86)	0.8273 (1.46)	0.9550* (1.89)
全部控制变量	控制	控制	控制	控制
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	通过	通过	通过	通过
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	通过	通过	通过	通过
观测值	358085	9020	268884	78686

4. 真实性创新行为因素识别:更少的企业创新原材料支出么?

企业在设立更多数量研发机构的过程中,如果是真实性创新行为,必然会带来企业创新研发中对原材料支出额的增加,倘若策略性创新行为,必然不会带来企业创新研发中对原材料支出额的

增加。为此,表6列示了企业研发机构数量对企业内部科技活动原材料支出影响的2SLS检验结果。由此可看出,在全样本、国有和集体企业、独立法人和私人所有企业样本的模型1~模型3中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数在1%或10%统计水平上显著为负。而在港澳台和外商投资企业样本的模型4中, $R\&Dinstitutionquantity$ 的回归系数则不显著,表明在中国本土企业中,设立更多数量的研发机构并不会带来企业创新研发中对原材料支出额的增加,而在外资企业中则不存在这种现象。

表6 企业研发机构对内部科技活动原材料支出影响的2SLS检验结果

被解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	全样本	国有+集体企业	独立法人+私人所有企业	港澳台+外商投资企业
$Lninnovationmaterialspend$ (企业内部科技活动原材料支出额对数值)				
$R\&Dinstitutionquantity$	-2.1507*** (-2.68)	-0.8872* (-1.93)	-4.3101*** (-3.24)	-0.2918 (-0.44)
$lngovernsubsidy$	0.0540*** (5.31)	0.0473*** (3.43)	0.0738** (2.56)	0.0305** (1.97)
$lninnovationstaff$	0.4652*** (13.72)	0.3323*** (8.72)	0.5518*** (4.56)	0.4150*** (19.39)
$Firmage$	0.0051** (2.21)	-0.0007 (-0.13)	0.0142** (2.37)	-0.0051 (-0.70)
$Newproductexport_sale$	0.3025*** (5.35)	0.1730 (0.70)	0.5794** (2.15)	0.1780*** (6.05)
$HHI_employee$	1.8638*** (6.54)	1.9250*** (5.52)	2.0495*** (2.91)	0.7415** (1.97)
$Marketpower$	0.0214*** (2.95)	0.0152 (1.45)	0.0141* (1/80)	-0.0032 (-0.45)
$Marketpower_sq$	-0.00003*** (-2.88)	-0.00002 (-1.50)	-0.00002* (-1.92)	0.00006 (1.07)
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	13.43*** (0.0002)	34.35*** (0.0000)	19.24*** (0.0000)	6.12** (0.0134)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	9.99*** (0.0005)	24.67*** (0.0000)	22.06*** (0.0000)	4.63** (0.0213)
观测值	361583	9191	271801	79112

5. 真实性创新行为因素识别:更少的企业创新人员劳务费支出么?

前面的实证结果表明,拥有更多数量研发机构的企业,也会拥有相对更多的高学历研究人员,企业创新研发中的创新人员劳务费支出必然相对更多。因此,企业创新研发活动中的创新人员劳务费支出,应该是甄别企业真实性创新行为的一个合理指标。为此,添加新的控制变量:企业研发人员中

本科及以上学历人员占研发人员的比重 ($Undergraduate_staff_{it}$) 和 $R\&Dinstitutiongraduate_staff_{it}$ (见前文定义)。表 7 报告了企业研发机构数量对内部科技活动人员劳务费支出影响的 2SLS 检验结果。同样可以发现,在全样本、国有和集体企业、独立法人和私人所有企业样本的模型 1 ~ 模型 3 中, $R\&Dinstitutionquantity_{it}$ 的回归系数在 5% 或 1% 统计水平上显著为负。而在港澳台和外商投资企业样本的模型 4 中, $R\&Dinstitutionquantity_{it}$ 的回归系数则不显著,表明在中国本土企业中,设立更多数量的研发机构行为,造成企业创新研发活动中创新人员劳务费支出的降低,而在水资企业中则不存在这种现象。

表 7 企业研发机构对内部科技活动人员劳务费支出影响的 2SLS 估计结果

被解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全样本	国有 + 集体企业	独立法人 + 私人所有企业	港澳台 + 外商投资企业
	<i>Lninnovationstaffspend</i> (企业内部科技活动劳务费支出额对数值)			
<i>R&Dinstitutionquantity</i>	-0.1002 ** (-2.16)	-0.4236 ** (-2.01)	-0.1400 *** (-2.76)	-0.3568 (-1.35)
<i>Lninnovationstaff</i>	0.5299 *** (37.16)	0.3577 *** (13.19)	0.5567 *** (20.81)	0.5427 *** (26.85)
<i>Undergraduate_staff</i>	-0.0063 (-0.13)	0.0867 ** (1.99)	0.0072 (0.10)	0.0560 (0.54)
<i>R&Dinstitutiongraduate_staff</i>	0.0961 *** (9.57)	0.2788 *** (4.86)	0.2703 *** (6.07)	0.0578 *** (6.47)
<i>Firmage</i>	0.0280 *** (7.35)	-0.0071 (-0.54)	0.0308 *** (5.22)	0.0350 *** (4.14)
<i>Firmage_sq</i>	-0.0004 *** (-7.82)	0.0001 (0.43)	-0.0004 *** (-5.66)	-0.0006 *** (-4.85)
<i>Newproductexport_sale</i>	0.1051 *** (8.68)	0.0930 (0.71)	0.0901 *** (3.72)	0.1305 *** (8.17)
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	28.33 *** (0.0000)	45.51 *** (0.0000)	10.69 *** (0.0011)	11.50 *** (0.0007)
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	21.02 *** (0.0000)	32.70 *** (0.0000)	7.82 *** (0.0025)	8.67 *** (0.0018)
观测值	342915	8403	257359	75423

6. 真实性创新行为因素识别:更少的企业创新资产性支出么?

很容易理解的一个逻辑是,倘若企业拥有更多数量的研发机构,也必然使得企业创新资本性支出相对越多。由此,企业创新研发中的创新资本性支出,也应该是甄别企业真实性创新行为的一个重要指标。表 8 列示了企业研发机构数量对内部科技活动资本性支出影响的 2SLS 检验结果。有

价值的发现是,在全样本、国有和集体企业、独立法人和私人所有企业、港澳台和外商投资企业样本的模型1~模型4中, $R\&D_{institutionquantity}_{it}$ 的回归系数均在1%或10%统计水平上显著为负,表明针对不同的所有制类型企业,设立更多数量的研发机构行为,导致企业创新研发活动资本性支出的降低。

综合以上各方面的经验事实,可以得出的判断是,从本土企业设立研发机构的行为动机来看,的确存在显著的策略性创新行为决策动机。一方面,在企业容易操作和弄虚作假的高学历研究人员数量、非发明专利申请数量方面以及获得高新技术减税额等方面,研发机构数量相对更多的本土企业,这些变量相对就越大;另一方面,研发机构数量的增加并未带来真金白银式的企业创新原材料支出额、创新人员劳务费支出额以及创新资本性支出额的增加,相反,却表现出特定的抑制效应。

表8 企业研发机构对内部科技活动资本性支出影响的2SLS估计结果

被解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	全样本	国有+集体企业	独立法人+私人所有企业	港澳台+外商投资企业
	$Lninnovationcapitalspend$ (企业内部科技活动资本性支出额对数值)			
$R\&D_{institutionquantity}$	-3.2345*** (-2.92)	-0.1056*** (-3.26)	-4.9733*** (-3.50)	-2.7282* (-1.90)
$Ingovernsubsidy$	0.0691*** (4.94)	0.0432*** (4.04)	0.0788** (2.32)	0.0899*** (2.69)
$Lninnovationstaff$	-0.0058 (-0.12)	-0.1952*** (-6.61)	0.0800 (0.55)	-0.0452 (-0.97)
$Firmage$	0.1594*** (6.67)	-0.0199 (-1.07)	0.2068*** (2.77)	0.1245*** (3.88)
$Firmage_{sq}$	-0.0022*** (-6.97)	0.0003 (1.26)	-0.0028*** (-2.91)	-0.0023*** (-4.16)
$Newproductexport_{sale}$	0.3110*** (4.02)	0.4094** (2.13)	0.6035* (1.89)	0.1465** (2.34)
$HHI_{employee}$	0.1123* (1.78)	-0.2733 (-1.01)	0.2617 (0.32)	-0.9999 (-1.25)
$Marketpower$	0.0275*** (2.74)	0.0047 (0.57)	0.0097 (1.08)	0.0152 (1.00)
$Marketpower_{sq}$	-0.00003*** (-2.66)	-5.45e-06 (0.08)	0.0002 (1.38)	-0.00004 (-0.32)
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是
不可识别检验 (Anderson LM 统计量)	13.05*** (0.0003)	34.21*** (0.0000)	15.43*** (0.0001)	5.86** (0.0155)
弱识别检验(Cragg-Donald Wald F statistic 统计量)	9.71*** (0.0014)	24.57*** (0.0000)	8.87*** (0.0018)	4.43*** (0.0178)
观测值	361583	9191	271801	78660

六、研究结论与政策含义

对于像中国这样处于创新驱动发展阶段的发展中国家而言,企业是否拥有自己的研发机构,既是企业具备自主创新能力的重要标志,也是企业能否开展自主创新活动的基础条件。近年来,中国各级政府倾向于将政府创新激励政策,聚焦于鼓励企业研发机构的设立,进而导致了中国企业研发机构数量的快速扩张。然而,在这种政府创新政策驱动下的企业研发机构数量的急剧扩张,究竟能否对企业自身创新投入带来应有的正向激励效应,迫切需要得到系统性的实证检验,进而从另一个侧面来验证中国政府创新激励政策的有效性。本文利用来源于中国独特的大样本微观企业数据库,在采取合适的联立方程模型的基础上,获得以下研究发现:首先,中国情境下政府创新补贴政策驱动下的企业研发机构数量增加,并未对企业自身创新投入产生有效的促进效应,相反,其对企业创新投入特别是企业私人性质创新投入造成了不可忽略的抑制效应;其次,从所有制异质性角度来看,企业研发机构并未对国有和集体性质企业创新投入产生任何显著的作用效应,其对独立法人和私人所有性质企业创新投入产生了显著的抑制效应,却对港澳台和外商投资性质企业创新投入产生显著的促进效应。这就说明,中国以国有和集体性质企业、独立法人和私人所有性质企业为主的本土企业设立研发机构行为,表现出策略性创新行为决策动机,而在水资企业中却表现出真实性创新行为决策动机。而从企业设立研发机构的内在激励动机来看,获得政府创新补贴是极为重要的激励机制。具体来看,中国本土企业的研发机构设立背后,表现出突出的获得政府创新补贴行为动机,而在港澳台和外商投资性质企业中,这种动机则不存在。最后,从识别中国情境下企业设立研发机构行为中的策略性创新或真实性创新行为因素角度来看,进一步揭示的证据是,中国本土企业设立研发机构,在很大程度上体现出的是一种策略性创新行为动机,而非真实性创新行为动机。相反,水资企业设立研发机构更多表现的是真实性创新行为动机。

本文的政策含义可以归结为:一方面,基于中国企业研发机构数量和质量相对不足的基本事实,鉴于拥有研发机构对提升企业自主创新能力所具有的重要性,中国各级政府将创新政策的重点聚焦于鼓励企业设立研发机构,是对中国企业自主创新能力不足现象的一种解决思路。然而,目前中国各级政府政策仅仅是局限于鼓励企业研发机构的数量扩张,而忽略了对企业研发机构质量提升的激励,这就必然会造成政府创新政策的变异行为和扭曲效应。更为重要的是,中国各级政府的政绩考核指标体系中,一些数据被赋予太多地方官员的“政绩考核”数字指标意义。要彻底扭转和改变地方政府对经济转型焦虑催生出的各种“假”创新现象,就必须从破除政绩考核体制中的“数字依赖”和“数字出官”顽疾入手。另一方面,彻底改革中国各级政府在鼓励企业设立研究机构方面的政策思路,消除其中可能的负向扭曲性激励效应。既要在各级政府实施创新政策过程中,强化事前、事中、事后层面的政府政策监管机制的完善和改革,也要在创新领域的政府和市场关系中,明确“竞争中立”基本原则。逐步杜绝各级政府在制定和实施创新政策中的随意问题和腐败寻租问题,切实提高中国创新政策的精准性、针对性和有效性。特别是要将中国各级政府针对企业设立研发机构的创新扶持政策,聚焦于鼓励那些制约产业链、产品链的基础能力提高的,处于关键核心技术创新、关键共性平台技术、基础研究和应用基础研究领域的,且具有创新外部性和技术外溢性的企业设立研发机构。

参考文献

[1]肖兴志,王伊攀.政府补贴与企业社会资本投资决策——来自战略性新兴产业的经验证据[J].北京:中国工业经济,2014,

(9):148-160.

[2] 庄子银. 创新、企业家活动配置与长期经济增长[J]. 北京:经济研究,2007,(8):82-94.

[3] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 北京:经济研究,2016,(4):60-73.

[4] 张杰. 中国关键核心技术创新的特征、阻碍和突破[J]. 南京:江苏行政学院学报,2019,(2):43-52.

[5] Eaton, J., and S. Kortum. Technology, Geography, and Trade[J]. *Econometrica*, 2002, 70, (5):1741-1779.

[6] 吴超鹏,唐菂. 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]. 北京:经济研究,2016,(11):125-139.

[7] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲如何影响创新绩效[J]. 北京:世界经济,2016,(11):54-79.

[8] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J]. 北京:经济研究,2016,(7):72-86.

[9] 王春花. 论综合国力竞争与国家创新体系[J]. 北京:世界经济,1999,(4):59-64.

[10] 傅晓霞,吴利学. 技术差距、创新路径与经济赶超——基于后发国家的内生技术进步模型[J]. 北京:经济研究,2013,(6):19-32.

[11] 刘志彪,张杰. 全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策——基于 GVC 与 NVC 的比较视角[J]. 北京:中国工业经济,2007,(5):39-47.

[12] 张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. 北京:经济研究,2018,(3):28-41.

[13] 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]. 北京:经济研究,2003,(6):45-53.

[14] Zhu, Y., and K. Xu. The Empirical Research on R&D Efficiency of Chinese High-tech Industries[J]. *China Industrial Economy*, 2006,(11):38-45.

[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]. 北京:金融研究,2009,(6):86-99.

[16] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 北京:管理世界,2015,(1):75-86.

[17] 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]. 北京:经济研究,2015,(10):4-17.

[18] 陆国庆,王舟,张春宇. 中国战略性新兴产业政府创新补贴的绩效研究[J]. 北京:经济研究,2014,(7):44-55.

[19] Guo, D., Y. Guo, K. Jiang. Government-Subsidized R&D and Firm Innovation: Evidence from China[J]. *Research Policy*, 2016, 45, (6):1129-1144.

[20] Xin, F., J. Zhang, Z. Y. Chen, et al. Do The Types of Subsidies and Firms' Heterogeneity Affect The Effectiveness of Public R&D Subsidies? Evidence from China's Innofund Program[J]. *Asian Journal of Technology Innovation*, 2017, 24, (3):1-21.

[21] 江飞涛,李晓萍. 当前中国产业政策转型的基本逻辑[J]. 南京大学学报,2015,(3):17-24.

[22] Allen, F., J. Qian, M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, (77):57-116.

[23] Gilliam, T. A., F. Hefflin, J. S. Paterson. Evidence that the Zero-earnings Discontinuity has Disappeared[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 60, (1):117-132.

[24] 江飞涛,李晓萍. 产业政策中的市场与政府——从林毅夫与张维迎产业政策之争说起[J]. 大连:财经问题研究,2018,(1):33-42.

[25] 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]. 北京:经济研究,2009,(10):87-98.

[26] 李平,崔喜君,刘建. 中国自主创新中研发资本投入产出绩效分析——兼论人力资本和知识产权保护的影响[J]. 北京:中国社会科学,2007,(3):32-42.

[27] 张杰,郑文平,新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J]. 北京:中国工业经济,2017,(10):118-136.

[28] Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, et al. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120, (2):701-728.

[29] 吴延兵. 中国哪种所有制型企业最具创新性? [J]. 北京:世界经济,2012,(6):3-25.

Strategic Innovation or Real Innovation: Evidence from Chinese Enterprises to Set Up R&D Institutions

ZHANG Jie¹, CHEN Rong², ZHENG Jiao-jiao²

(1. Institute of China's Economic Reform & Development, Renmin University of China, Beijing, 100872, China;

2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

Abstract: Have their own R&D institutions, is an important symbol of judging enterprise whether to carry out independent innovation activities. However, whether the establishment of R&D institutions by Chinese enterprises driven by government subsidies is a sham innovation or a real innovation motive has been widely questioned. By setting up an appropriate simultaneous equation model, this paper empirically tests the incentive effect of R&D institutions on the independent innovation capability of Chinese firms. The robust finding is that the R&D institutions have a significant inhibiting effect on the innovation input of Chinese firms themselves. From the perspective of ownership heterogeneity, enterprise R&D institutions do not have a significant effect on the innovation input of state-owned and collective enterprises, but have a significant inhibiting effect on the innovation input of independent legal persons and privately owned enterprises, but have a significant promoting effect on the innovation input of Hong Kong, Macao, Taiwan and foreign invested enterprises. These empirical evidences not only provide effective supporting evidence for the theoretical hypothesis of separation or deviation of the relationship between R&D institutions and independent innovation capability in China, but also provide valuable reference for the adjustment and reform direction of innovation policy of Chinese government in the future.

The policy implications of this paper can be summarized as follows: On the one hand, based on Chinese enterprise R&D relative shortage of quantity and quality of basic facts, in the R&D institutions to promote the importance of enterprise independent innovation ability, Chinese governments at all levels will be the focus of the innovation policy focused on encouraging companies to set up R&D institutions, to Chinese enterprise independent innovation ability is insufficient phenomenon of a kind of solution. However, the current government policies at all levels in China are only limited to encouraging the number expansion of enterprise R&D institutions, while ignoring the promotion and incentive effect of improving the quality of enterprise R&D institutions, which will inevitably lead to the variation and distortion effect of government innovation policies. More importantly, in the performance appraisal index system of Chinese governments at all levels, some data are given too much significance as "performance appraisal" numerical indicators of local officials that should not be undertaken. In order to completely reverse and change all kinds of "fake" innovation phenomenon caused by local government anxiety about economic transformation, we must start from the "number dependence" and "number out of the official" in the performance appraisal system. On the other hand, the policy ideas of Chinese governments at all levels in encouraging enterprises to set up research institutions should be thoroughly reformed to eliminate possible negative and distorting incentive effects. Both at all levels of government in the process of the implementation of innovation policy, strengthen the beforehand, matter and afterwards, the improvement of the level of the government policy regulation mechanism and reform, also in the field of innovation in the relationship between the government and the market, clear the "competitive neutrality", "ownership neutral" basic principles as well as the "new" national system on the more important position. We will gradually eliminate arbitrary and rent-seeking corruption in the formulation and implementation of innovation policies by governments at all levels, and make China's innovation policies more precise, targeted and effective. Especially the Chinese governments at all levels to set up R&D institutions for enterprise innovation support policy, focus on encouraging the restricted ability to improve the basis of industry chain, chain, core technology innovation, the key is in the key common platform technology, in the field of basic research and applied basic research, and creative externality and technology spillover enterprise set up R&D institutions.

Key Words: research and development institution; independent innovation; inhibiting effect; government innovation subsidy policy; identify factors

JEL Classification: O31, D21, L52

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.03.001

(责任编辑:刘建丽)