

简政放权与政府补贴如何影响技术创新^{*}

夏后学 谭清美

内容提要:当简政放权与政府补贴同时作用于企业技术创新时,它们之间存在怎样的相互关系?这是关乎政府决策取向的基本问题。本文基于世界银行对中国企业营商环境的调查数据对这一问题进行了实证检验。研究结论显示:从整体上看,简政放权与政府补贴对企业技术创新具有互补效应,在不同的情景下,它们之间的互补效应存在差异,甚至可能存在替代效应。在制度环境好的样本企业中,简政放权与政府补贴具有显著的互补效应;在制度环境差的样本企业中,它们之间的互补效应不明显。在高研发密集的样本企业中,简政放权与政府补贴具有显著的互补效应;在低研发密集的样本企业中,它们之间存在替代效应。进一步的研究发现:当前继续推进简政放权将促进更多的企业开展工艺创新;简政放权对企业管理创新的边际贡献要低于技术创新。本文认为,在简政放权与政府补贴存在互补效应的情景下,政府可以采取适当缩减补贴资金、进一步加大简政放权力度的举措来促进企业创新,降低信贷过度的风险。

关键词:简政放权 政府补贴 企业创新

作者简介:夏后学,南京航空航天大学经济与管理学院博士研究生,211106;

谭清美(通讯作者),江苏省军民融合产业发展研究中心主任,南京航空航天大学区域研究所所长、教授、博士生导师,211106。

中图分类号:F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)05-0129-18

一、引言

“简政放权、放管结合、优化服务”是中国政府自2013年始着力施行的重要战略方针,是转变政府职能、激发市场活力、清除企业创新障碍的重要手段。在“一站式”网上并联审批、“五证合一、一照一码”等精简行政的激励下,中央层面累计取消、停征、减免超过400项行政事业性收费和政府性基金项目,每年减轻企业和个人负担近千亿元,涌现出“长沙经验”、“深圳行动”、“佛山做法”等简政放权典型案例。联合

^{*} 基金项目:国家社会科学基金一般项目“智能生产与服务网络体系中军民融合产业创新平台及其供给战略”(15BGL029);国家自然科学基金面上项目“风电技术装备协同创新的实现机制与政策设计研究”(71373005);江苏省普通高校研究生科研创新计划项目“新常态下装备制造业集聚的环境效应与创新能力研究”(KYZZ15_0097)。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

国机构“世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)”发布的《世界知识产权指标》(World Intellectual Property Indicators)指出,2015年中国专利授权量约为36万件,超过美国成为专利授权量最大的国家。^①而最新数据也显示,2016年上半年中国新设市场主体日均超过4万户,日均新登记企业1.4万户;国内发明专利授权量16.4万件,同比增长41%,成效显著。^②

作为另外一种激励企业创新的必要方式,政府补贴对企业R&D投入和产出的影响持续受到学者们关注。政府补贴常见的形式包括资金支持、担保、财政贴息、贷款以及税收激励等。其中,财政贴息又可分为两种形式,一种形式表现为政府财政部门通过国有银行或行政机构直接将贴息资金拨付给受益企业;另一种形式表现为政府财政部门将贴息资金拨付给贷款银行,由贷款银行向企业提供信贷。目前,在政府补贴影响企业创新的研究中,有三类研究成果较为典型:一类研究成果从凯恩斯经济学理论与熊·彼特技术创新理论出发,认为政府补贴能够促进企业技术创新(安同良等,2009;张同斌、高铁梅,2012),这是因为政府补贴通过解决创新过程中出现的知识泄露以及非完全专有性引致的市场失灵问题(Stiglitz,1989;白俊红、李婧,2011),有效降低了企业创新的边际成本和不确定性,分散或转移创新风险(González和Pazó,2008;鲍宗客,2016)。这些研究不仅强调政府补贴对企业技术创新具有积极影响,而且还重点讨论了政府补贴与企业研发支出存在的互补或替代关系。另外一类研究成果认为,政府补贴扭曲了企业投资行为(肖兴志、王伊攀,2014),从而间接阻碍了企业创新,这是因为政府与企业之间存在的信息不对称和委托代理问题,以及制度环境差等问题(李后建、刘思亚,2015),使得创新资源没有配置到那些最应该获得政府支持的企业,由此导致的不公平现象诱发企业投入惰性。同时,有学者认为,政府补贴会让企业形成路径依赖,以及按照政府引导来开展针对性极强的研发活动以获取相应补贴(Garcia和Mohnen,2010)。这一类研究契合社会比较理论、契约成本理论和挤出效应理论的基本观点。还有一类研究成果认为,政府补贴对企业技术创新具有“激励”和“拥挤”双重效应(Barbieri,2009;杨洋等,2015),这是因为企业禀赋差异以及企业面临的制度差异使得企业有着明显不同的特征,进而在利用政府补贴开展创新活动时也表现出了差异,而要素市场的扭曲则会进一步影响不同所有制企业的创新行为(杨洋等,2015)。这一观点表明,不同企业出身、不同制度环境以及不同市场化水平均会影响政府补贴对企业技术创新的作用效果。

在当前以市场分割为主要特征的转型经济背景下,繁冗的行政审批、权力寻租以及要素市场扭曲等制约政府补贴与企业创新之间的“化学反应”(杨洋等,2015;杨其静,2011),特别是那些研发难度大、资金需求大的高研发密集型企业,更需要简化行政审批以及消除权力寻租来提高创新成果市场化效率。国务院《2016年推进简政放权放管结合优化服务改革工作要点》指出,消除制约企业创新的繁文缛节,提高政府性基金的利用效率,使市场在资源配置中起决定性作用。可见,简政放权对发挥政府补贴的创新效应可能具有积极影响。进一步地,当简政放权与政府补贴同时作用于企业创新时,它们对企业创新将会产生怎样的交互影响?在转轨期特有的情境下,制度环境是否调节了它们对企业创新的交互影响?如果简政放权与政府补贴存在互补效应,是否意味着政府可以采取适当缩减补贴资金、进一步加大简政放权力度的举措来促进企业创新?

沿着上述问题和已有分析线索,本文将在定义适宜中国情境的研发密集度的前提下,比较简政放权与政府补贴对不同研发投入禀赋企业创新的影响。同时,本文将从制度环境差异视角,讨

① 资料来源:世界知识产权组织(<http://www.wipo.int/portal/en>)。

② 资料来源:国家工商行政管理总局(<http://www.saic.gov.cn>);国家知识产权局(<http://www.sipo.gov.cn>)。

论转轨背景下简政放权与政府补贴对企业创新的交互效应。与以往研究略有不同的是,本文把国有银行或政府机构向企业提供信贷作为政府补贴的代理变量。这样,如果简政放权与政府补贴对企业创新具有互补效应,那么可认为简政放权不仅能够促进企业创新,而且还能通过缩减信贷资金、进一步加大简政放权力度来降低当前存在的信贷过度风险(杨凯生,2015)。

二、影响机制与研究假说

(一)简政放权与企业技术创新

制度理论和市场转型理论认为,在转轨经济国家中,宏观层面的行政环境因素对研发创新可能具有重要影响(左晶晶等,2016)。图1描绘了简政放权对企业创新的影响机制。概括来讲,简政放权通过瓦解企业创新约束机制,调节政府和市场的关系,经中间环节蜕变形成新型政府与灵活市场,从而促进企业创新。中间环节改善了政府过去对企业过度干预的弊端,节省了制度性交易成本,提高了市场配置资源的决定性作用,进而有利于增加企业研发投入和提升创新成果转化效率等。从现阶段来看,简政放权引致的创新效应是正面的。不过,长期来看,根据熊·彼特技术创新理论以及创新双螺旋理论,创新成本递增与应用收益递减之间的博弈加大了创新风险。因此,在权力下放过度、监管力度不足、制度环境差等因素影响下,简政放权对企业创新可能具有截然不同的作用。

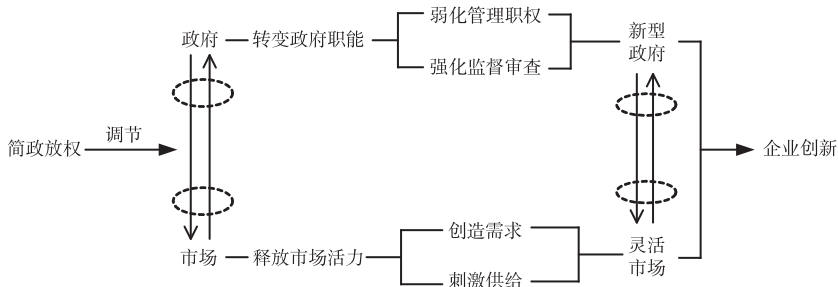


图1 简政放权对企业创新的影响机制

提高了市场配置资源的决定性作用,进而有利于增加企业研发投入和提升创新成果转化效率等。从现阶段来看,简政放权引致的创新效应是正面的。不过,长期来看,根据熊·彼特技术创新理论以及创新双螺旋理论,创新成本递增与

应用收益递减之间的博弈加大了创新风险。因此,在权力下放过度、监管力度不足、制度环境差等因素影响下,简政放权对企业创新可能具有截然不同的作用。

从政府干预的视角看,多数文献支持弱化政府干预是提高创新投资效率的重要手段(肖利平,2016;高山行等,2013)。事实上,简政放权将经营管理权下放给企业,是弱化政府干预的行政表现,同时也是提高市场化程度、增加竞争激励的外部性举措,这对促进企业创新有着积极作用(纪晓丽,2011)。据此,兼顾到本文考察的是短期效应,故提出如下研究假说:

假设1:简政放权对企业创新具有显著的正向影响。

(二)简政放权与政府补贴的交互影响

国务院《2016年推进简政放权放管结合优化服务改革工作要点》指出,中央政府层面核准的企业投资项目削减比例累计达到原总量的90%以上。从企业所处的外部环境看,简政放权与政府补贴共同存在于社会中,无论企业能否享有简政放权与政府补贴带来的双重红利,企业的创新行为在大多数情形下^①都会受到简政放权与政府补贴的激励,并且这种激励存在交互影响(图2)。例如,“放管服”战略的深化有效遏制了政府与企业之间的信息不对称问题,缩短了公有资金获批周期,改善了僵硬的制度环境。同时,新政治经济学理论认为,如果政府出台的某项政策损害了或增加了企业利益,则企业家会对政府部门进行游说以求改变或加强该项政策(吕铁、王海成,2015)。

① 即便是那些没有获得信贷支持的企业,在简政放权和已获信贷支持的企业激励下,也可能会主动寻求获得信贷支持的机会。

因此,当简政放权对政府补贴释放的创新效应具有正向调节作用时,企业家可能会游说政府进一步加强简政放权力度。

基于公共支出视角下的内生经济增长理论(Barro, 1990; Rioja, 2003; 刘勇政、冯海波, 2011; 孙永强、巫和懋, 2012), 本文构建包含消费者、厂商与政府在内的两经济部门分析框架: 农业经济部门(r) 和非农经济部门(u)。设定两经济部门投入的劳动力分别为 L_r 和 L_u , 令 $\delta = L_u / L_r + L_u$ 。

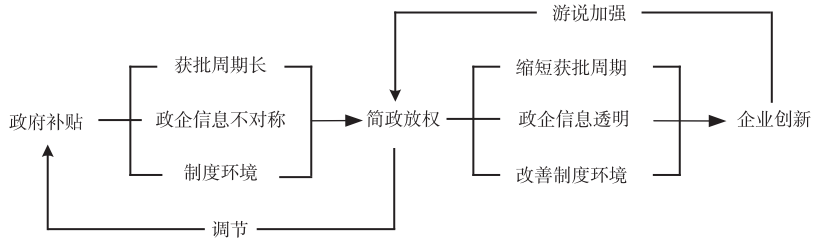


图2 简政放权与政府补贴的交互影响

消费者向厂商提供需求并在预算约束下实现自身效用的最大化; 厂商在完全竞争的市场中追求最大化利益, 其生产函数遵循 C-D 函数形式并满足规模收益不变的条件; 政府通过征税, 在平衡预算下向企业提供有效公共品作为生产投入要素。具体阐述如下:

1. 消费者

假设消费者的效用取决于自身对产品以及服务的选择, 效用函数可表述为:

$$\begin{cases} \max U = U_M^a U_S^b U_A^c \\ \text{s. t. } P_M U_M + P_S U_S + P_A U_A = I \end{cases} \quad (1)$$

U_M, U_S, U_A 分别为工业品、服务以及农产品的消费组合, P_M, P_S 和 P_A 分别为三类产品的价格, a, b, c 分别为消费者总支出中三类产品所占的份额, I 为消费者总收入(预算约束)。

2. 厂商

在一定的技术水平下, 厂商的创新产出由私人投入和公共投入共同决定。私人投入包括厂商拥有的资本和劳动力, 公共投入来自政府提供的有效公共品。设定两经济部门企业的创新产出函数为:

$$Q_r = A_r K_r^\alpha G_r^\beta L_r^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

$$Q_u = A_u K_u^\gamma G_u^\varphi L_u^{1-\gamma-\varphi} \quad (3)$$

A 表示技术水平, K, L 分别为厂商投入到生产中的私人资本和劳动力, G 为政府为厂商生产提供的有效公共品或公共支出, $G = G_r + G_u$ 。 G_r 表示农业经济部门所获政府提供的有效公共品比重。在不同的制度环境下, 政府为企业生产提供的公共支出表现出一定差异: 在制度环境好的情境中, 政府公共支出基本不会“缩水”; 在制度环境差的情境中, 政府提供的公共支出出现“缩水”或“扩张”, 导致实际支出与原支出的比例为 θ (刘勇政、冯海波, 2011)。^① 即在制度差的环境中政府实际支出 $G_{real} = \theta G$, 由于制度差而损失的公共支出为 τG 。为突出制度环境对企业创新产出的影响, 本文把制度差的程度定义为: $\varepsilon = \frac{\tau G}{Q}$ 。 Q 表示两经济部门厂商在某时刻为全社会带来的创新产出, 有 $Q = Q_r + Q_u, \theta + \tau = 1$ 。 令 $q = \frac{Q}{L}, k = \frac{K}{L}, g = \frac{G}{L}$, 则式(2)和式(3)可改写为: $q_r = A_r k_r^\alpha g_r^\beta, q_u = A_u k_u^\gamma g_u^\varphi$ 。

① 当政府提供的公共支出“缩水”时: $0 < \theta < 1$; 当政府提供的公共支出“扩张”时: $\theta > 1$ 。

当两经济部门的厂商根据利润最大化及零利润原则进行生产时,劳动获得的工资收入(ω)等于劳动的边际产品,即:

$$\omega = \partial Q / \partial L = q - Lq' \cdot K / L^2 = q - kq' \quad (4)$$

由 q_r 和 q_u 以及式(4),得到两经济部门劳动力的工资收入:

$$\omega_r = A_r(1 - \alpha) k_r^\alpha G_r^\beta = (1 - \alpha) q_r \quad (5)$$

$$\omega_u = A_u(1 - \gamma) k_u^\gamma G_u^\varphi = (1 - \gamma) q_u \quad (6)$$

其中, ω_r 、 ω_u 分别为两经济部门的实际工资。

3. 政府

政府通过征收产品税 m 为公共支出融资,假设政府在各个时期内保持预算平衡,则政府预算约束方程为: $I_G = mQ$ 。 I_G 为政府为支持企业创新生产增加的公共投资。进一步地,我们将政府向企业提供的公共支出 G 分解为三个部分:(1)简政放权为企业减负,可看作简政放权为企业带来的公共投入 G_j 。(2)政府直接补贴、融资补贴、贴息等亦可看作政府为支持企业创新而增加的公共投入 G_p 。(3)政府为支持企业创新增加的其他投入 G_o (包括非货币性投入等)。这样, q_r 和 q_u 可改写为: $q_r = A_r k_r^\alpha G_{jr}^\beta G_{pr}^\beta G_{or}^\beta$, $q_u = A_u k_u^\gamma G_{ju}^\varphi G_{pu}^\varphi G_{ou}^\varphi$ 。

4. 理论推导与研究假说

我们从整体上推导政府向企业提供的公共投入 G 对企业创新的影响。由上文定义得:

$$\epsilon = \frac{\tau G}{Q} = \frac{\tau G}{Q_r + Q_u} = \frac{\tau G}{Q_u \left(\frac{Q_r}{Q_u} + 1 \right)} = \frac{\tau G}{Q_u \left[1 + \left(\frac{1 - \gamma}{1 - \alpha} \right) \left(\frac{1}{\delta} - 1 \right) \left(\frac{\omega_u}{\omega_r} \right) \right]} \quad (7)$$

进一步整理得:

$$\epsilon \left[1 + \left(\frac{1 - \gamma}{1 - \alpha} \right) \left(\frac{1}{\delta} - 1 \right) \left(\frac{\omega_u}{\omega_r} \right) \right] - \frac{\tau G}{Q_u} = 0 \quad (8)$$

根据式(8),由隐函数求导法则不难得出: $\frac{\partial Q_u}{\partial G} = \frac{Q_u}{G} > 0$ 。

上述表明,短期内,增加政府公共投入对非农经济部门企业创新具有积极影响。同理可证,增加政府公共投入对农业经济部门企业创新同样具有积极影响。进一步地,我们根据上文定义,政府公共投入可被分解为 G_j 、 G_p 和 G_o 三个部分,并且短期内政府以简政放权、资金补贴等形式支持企业创新的力度不会降低,故增加任一类成分均能提高政府公共投入力度,即 $\frac{\partial G}{\partial G_{j/p/o}} > 0$ 。据此,我们

有: $\frac{\partial Q_u}{\partial G_{j/p/o}} = \frac{\partial Q_u}{\partial G} \cdot \frac{\partial G}{\partial G_{j/p/o}} > 0$ 。

可见,简政放权、政府补贴均能促进非农经济部门企业创新。同理可证,简政放权、政府补贴对农业经济部门企业创新同样具有积极作用。不仅如此,当产出弹性保持不变,在简政放权/政府补贴力度增大时,有利于释放政府补贴/简政放权的创新效应。从本文研究视角看,政府机构或国有银行给予企业信贷资金是本文关注焦点,这项资金是政府补贴的组成部分,带有明显的国有色彩。对国有资本而言,其收益受交易成本的影响较小(李建标等,2016),并且在批发流通行业和工业行业等竞争性行业领域,国有资本较非国有资本拥有更高的效率(谢莉娟、王诗籽,2016)。据

此,提出如下研究假设:

假设 2:政府补贴对企业创新具有显著的正向影响,简政放权与政府补贴共存有利于企业创新(互补效应)。

与政策环境、银行信贷以及市场化程度的研究类似(许和连、成丽红,2016),简政放权与政府补贴的交互效应受到两个主要因素的影响:公有资源配置和外部制度环境。本文推断,高研发密集型企业与低研发密集型企业具有不同的资源配置水平以及迥异的生产决策,简政放权对这两类企业资源配给的调节作用可能存在差异;在不同的制度环境下,由于政府配置资源的优势不同,故简政放权与政府补贴的交互影响同样可能存在较大差异。

情形一:不同研发密集型企业的交互效应比较。从资源配置的视角看,从事重大技术装备研制、高附加值产品生产销售等领域的高研发密集度的大中型企业是财政补贴的主要对象(陈玲、杨文辉,2016)。《中国信贷人权利的法律保护》调查报告指出,87.8%的金融机构认为大型企业的贷款违约率要低于小企业。^①因此,高研发密集型企业有着更高层次的 G_p 。在信贷配给过程中,金融机构设置的贷款程序,如信用评估、贷款审批等增加了企业外部交易成本(郭华等,2016)。同时,政府“吃大户”的行为也有可能对企业创新形成负面影响。通过简政放权,这些繁琐的报批手续以及绵长的创新成果市场化时间等将显著缩减,进而有利于发挥政府资金引致的创新效应。此外,相对于低研发密集型企业而言,研发投入强度大的企业有着更为强烈的创新意愿。在产出弹性保持不变的情况下, G_p 越大越有利于企业创新,简政放权与政府补贴的交互作用也就越强烈。据此,提出如下假设:

假设 3:相对低研发密集型企业来说,简政放权与政府补贴的互补效应在高研发密集型企业中更显著。

情形二:不同制度环境下的交互效应比较。在制度环境差的地区,政府担保和金融机构的贷款是影响企业创新的两种渠道(李后建、张剑,2015),那些与政府存在政治关联企业更容易获得银行贷款以及市场准入机会(余明桂、潘红波,2008)。同时,在制度环境差的地区,政府在社会资源配置中的地位相对更高(陈建林,2015),政府干预银行信贷资源配置的可能性更高(杨其静,2011)。由 $0 < \gamma < 1$ 、 $0 < \alpha < 1$ 和 $0 < \delta < 1$ 可得: $\frac{\partial Q_a}{\partial \epsilon} < 0$ 。即制度差的程度越高越不利于企业创新。

进一步地,由隐函数求导法则可得: $\frac{\partial G}{\partial \tau} < 0$,表明制度越差越不利于政府向企业增加公共投入。从政府投入细分视角看,由于 $\frac{\partial G}{\partial \tau} = \frac{\partial G}{\partial G_{j/p/o}} \cdot \frac{\partial G_{j/p/o}}{\partial \tau} < 0$ 以及 $\frac{\partial G}{\partial G_{j/p/o}} > 0$,故可得 $\frac{\partial G_{j/p/o}}{\partial \tau} < 0$,这表明制度环境差对政府补贴和简政放权均有负向影响。在制度环境好的地区, τ 较小甚至为零,由于制度因素而损失的政府补贴甚微。此外,政府支配银行信贷资源配置的作用相对更小(苏坤,2012),社会信用度也较高,简政放权与政府补贴对企业创新的积极影响也就更为显著。据此,本文提出如下研究假设:

假设 4.1:相对于制度环境好的地区,简政放权与政府补贴的替代效应在制度环境差的地区更显著(政治关联的影响力更强时)。

假设 4.2:相对于制度环境差的地区,简政放权与政府补贴的互补效应在制度环境好的地区更显著(政治关联的影响力更小时)。

^① 资料来源:中国人民银行研究局“中国信贷人权利的法律保护”课题组,http://www.docin.com/p-738540107.html。

三、研究设计

(一) 研究模型

为验证简政放权与政府补贴对企业创新的交互效应,本文利用企业层面的 Probit 或 Logit 二值选择模型,通过简政放权与政府补贴的交互项系数来判断二者存在替代关系还是互补关系,构建如下基本模型:

$$Prob/Logit(CI_{ijc} = 1) = \varphi[a_0 + a_1 \times JZ_{ijc} + a_2 \times BT_{ijc} + a_3 \times (JZ_{ijc} \times BT_{ijc}) + \mu \times X + \epsilon_j + \epsilon_c] \quad (9)$$

其中, CI_{ijc} 表示城市 j 、行业 c 的企业 i 是否有技术创新行为,如果有则赋值为1,否则赋值为0; JZ_{ijc} 表示城市 j 、行业 c 的企业 i 受到的简政放权力度; BT_{ijc} 表示城市 j 、行业 c 的企业 i 是否获得了信贷支持,如果是则为1,否则为0; $JZ \times BT$ 为它们的交互项, X 表示控制变量集; ϵ_j 、 ϵ_c 分别用来控制地区差异和行业差异。从本文构造的交互项来看, JZ 和 BT 均为0-1变量,故由此构造出的交互项也必定为0-1变量,交互项的取值当且仅当 JZ 和 BT 的取值均为1时才为1。此时,简政放权与政府补贴对企业创新的影响不再是独立的,其中一个自变量对因变量的影响都会受到另外一个自变量的影响(谢宇,2013)。

(二) 数据来源与样本选择

本文数据选自世界银行联合国统计局对中国企业营商环境开展的《China—Enterprise Survey 2012》调查数据。^①该调查数据根据企业注册域名,采用分层随机抽样的方法收集了北京、上海、成都、郑州、武汉、南京等25个城市大中小型企业的营商数据,囊括2700家民营企业以及148家国有企业,是目前可以获取的涉及政企关系、政府机构或国有银行信贷与企业创新的为数不多的调查数据。它涵盖电子工业、批发零售业、食品制造业、交通设备制造业等20余个行业。而且,该调查数据的主要访谈对象为企业总经理、部门经理等中高层领导人员,他们拥有良好的教育背景和社会阅历,在回答相关提问时,对问题的理解能力和对企业经营环境的判断能力要优于一般受访对象。在剔除数据缺失以及可能存在异常值的样本(从业人员少于5人的样本企业)后,本文手工搜集了1156份有效样本。

(三) 变量定义

1. 因变量。在表征企业技术创新的指标选择上,我们借鉴Cuijpers(2011)、吕铁和王海成(2015)的做法,采用“推出了新的技术或新的设备”或“推出了新的产品或新的服务”来界定企业技术创新,这基本涵盖了企业技术创新的两种形式,即产品创新和工艺创新。如果企业开展了工艺创新或产品创新,则赋值为1,否则赋值为0。

2. 自变量。简政放权的根本涵义是将经营管理权下放给企业,减少企业在业务审批及许可证申请等方面的损耗,让业务审批及许可证申请等不再是企业经营障碍。世界银行的调查数据在“企业—政府关系”版块设置了相关提问,即“业务审批及许可证申请是否为企业经营障碍”。^②如果企业管理者认为业务审批及许可证申请是企业经营障碍,则表明简政放权力度需要进一步加

① 更为详细的介绍请见:世界银行(<http://www.enterprisesurveys.org/data/exploreconomies/2012/china>)。

② 原文在“J. BUSINESS-GOVERNMENT RELATIONS”版块中的“Business licensing and permits”。如需英文版说明及完整调查数据请通过邮箱 tanchang_nuaa@sina.com 向作者索取。

大,赋值为0;如果企业管理者认为业务审批及许可证申请不是企业经营障碍,则表明简政放权力度满足企业发展需要,赋值为1。这样,在二值选择模型下,当业务审批及许可证申请不是企业经营障碍时有利于提升企业创新意愿,可认为简政放权对企业技术创新有正向影响。

表 1 变量定义

	名称	定义
因变量	企业技术创新	采用“推出了新的技术或新的设备”或“推出了新的产品或新的服务”衡量。
自变量	简政放权	业务审批及许可证申请是否为企业经营障碍。
	政府补贴	国有银行或政府机构是否授予了企业信贷支持。
分类变量	研发密集度	研发投入占销售收入比重低于 1.50% 为低研发密集企业;研发投入占销售收入比重高于 1.50% 为高研发密集企业。
	制度环境	采用企业经理的主观感受作为判断标准。
控制变量	研发投入	如果企业存在研发投入则赋值为 1, 否则赋值为 0。
	资金约束	有无透支账户作为企业资金约束的代理变量。
	企业规模	Ln(企业员工数量)。
	企业存续年限	Ln(2012-企业正式注册时间)。
	企业所有制类型	民营企业设定为 1, 非民营企业设定为 0。
	市场竞争程度	采用竞争对手的行为给企业带来的经营障碍作为衡量标准。
	行业	如果观测值属于该行业, 赋值为 1, 否则为 0。
地区	如果观测值处于该地区, 赋值为 1, 否则为 0。	

对政府补贴的衡量,本文采用世界银行调查数据在“金融”版块设置的提问“国有银行或政府机构是否授予了企业信贷资金”表征。如果国有银行或政府机构授予了企业信贷资金,则赋值为 1, 否则赋值为 0。

3. 分类变量。本文有两个分类变量,一是研发密集度,二是制度环境。Som 等(2015)在对德国制造业进行非研发创新研究时指出,研发投入占销售收入的比重少于 2.5% 的企业为低研发密集型企业,研发投入占销售收入的比重大于 2.5% 的企业为高研发密集型企业。由于本文使用的是 2012 年采集的数据,故这一分类标准可能不太适用于当时情形。《2011 年全国科技经费投入统计公报》显示,中国 2011 年的研发投入强度为 1.84%, 规上企业 R&D 经费内部支出占主营业务收入的比重仅为 0.71%。^① 因此,我们根据这两项数据的均值,认为如果企业 R&D 经费支出占销售收入的比重高于 1.50%, 则该企业属高研发密集型,反之,则认为该企业属低研发密集型。在制度环境的度量上,我们以受访对象的主观感受为判断标准,世界银行调查数据对此设置了相关提问,即“是否同意政府行政执法是公平、公正和不腐败的”。具体处理上,我们将回答“强烈不同意”和“倾向于不同意”的样本设置为制度环境差的样本,将回答“倾向于同意”和“强烈同意”的样本设置为制度环境好的样本。

4. 控制变量。本文的控制变量包括:(1)研发投入,如果企业存在研发投入则赋值为 1, 否则

^① 资料来源:《中国科技统计年鉴 2015》。2014 年,规上企业 R&D 经费内部支出占主营业务收入的比重为 0.84%, 按照平均增幅计算,2015 年规上企业 R&D 经费内部支出占主营业务收入的比重约为 0.90%。

赋值为0。(2)资金约束,为避免出现受访者刻意隐瞒公司财务的情况,这里以有无透支账户作为企业资金约束的代理变量。拥有透支账户的法人一般具有良好的信誉、较规范的管理机制以及运营正常的内部环境。如果企业拥有透支账户则赋值为1,否则为0。(3)企业规模,采用企业员工数量的对数值衡量。(4)企业存续年限,定义为2012年减去企业正式注册时间并取其对数。(5)企业所有制类型,在转轨期特殊的情境下,民营企业和非民营企业在创新投入与创新产出上存在显著差异(吕铁、王海成,2015)。本文将民营企业设定为1,非民营企业设定为0。(6)市场竞争程度,沿用李后建、刘思亚(2015)的做法,采用竞争对手的行为给企业带来的经营障碍作为衡量标准。世界银行调查数据将竞争对手带来的经营障碍分为“无障碍、轻微障碍、较大障碍、大障碍以及非常严重的障碍”五类,本文将此调整为打分制:无障碍为0分;轻微障碍为1分;较大障碍为2分;大障碍为3分;非常严重的障碍为4分。这样,得分越高表明市场竞争越激烈,反之则表明市场竞争越不激烈。最后,我们还引入了行业和地区的哑变量,控制地区和行业因素对企业创新可能产生的影响。

四、计量检验与结果分析

(一)全体样本的回归结果

表2报告了全体样本的回归结果。作为对照,表2同时使用了OLS进行线性概率模型(LPM)估计。为避免多重共线性的影响,我们利用Pearson相关系数矩阵对本文研究样本进行相关性分析,发现简政放权、政府补贴以及它们的交互项相关系数均在0.30以下,这表明模型不存在严重的多重共线性。^①整个方程绝大多数系数的联合显著性较高,准确预测比率达79%,表明模型设定合理;Logit模型和Probit模型在准R²、平均半弹性以及准确预测几率等方面几乎一致。从结果来看,简政放权、政府补贴及其交互项的系数均为正,表明简政放权与政府补贴均有利于企业技术创新,在简政放权满足企业发展需要同时企业获得信贷支持的情形下(简政放权为1,信贷支持也为1),简政放权对政府补贴的创新效应具有正向调节作用,它们之间存在互补关系。假设1和假设2得到验证。

具体来看,Logit几率比结果表明,在1%的显著性水平下,当简政放权满足企业发展需要时,相对于简政放权不满足企业发展需要的样本来说,企业开展技术创新的几率比会增加91%;获取信贷支持的企业开展技术创新的几率比是没有获得政府补贴的企业的1.93倍。平均半弹性的估计结果表明,认为业务审批及许可证申请不是经营障碍的企业比重每增加一单位,将提升企业技术创新意愿0.16%或0.17%,这一结论支持了增强简政放权力度有利于提升企业创新意愿的论点。从简政放权与政府补贴的交互项来看,同样在1%的显著性水平下,在简政放权力度满足企业发展需要以及企业获得信贷支持的情形中,简政放权对信贷支持具有正向调节作用。这一结论表明,在企业获得政府信贷资金的前提下,增强简政放权力度有利于释放政府信贷资金的创新效应。

控制变量方面,企业所有制、存续年限、研发投入以及资金约束对企业技术创新具有显著影响。非民营企业要比民营企业更热衷于开展技术创新,该结论在一定程度上支持了许和连、成丽红(2016)的研究,即国有企业在规模经济、人力资本、融资渠道等方面的优势使其比民营企业有着更高的创新意愿。本文认为,在考虑简政放权的情景中,过去国有企业僵硬的监管机制和繁冗的审批程序

^① 一个合理的解释是,本文构造的简政放权与信贷支持均为0~1变量,二者的交互项也为0~1变量,在一定程度上弱化了它们之间的相关性。

将得到改善,从而增强了国有企业开展技术创新的动力。与多数文献的研究结论类似,企业存续时间越久、研发投入力度越大越有利于企业技术创新,而资金约束显著制约企业技术创新。

表 2 全体样本回归结果

变量	OLS	Probit	Logit	Logit 几率比	平均半弹性 (Logit)	平均半弹性 (Probit)
简政放权	0.1513*** (0.0500)	0.3990*** (0.1389)	0.6465*** (0.2268)	1.9088*** (0.4329)	0.1611*** (0.0571)	0.1696*** (0.0599)
政府补贴	0.1253*** (0.0336)	0.3809*** (0.1047)	0.6623*** (0.1776)	1.9393*** (0.3444)	0.1650*** (0.0446)	0.1619*** (0.0451)
简政放权×政府补贴	0.1177*** (0.0217)	0.3990*** (0.0765)	0.6753*** (0.1301)	1.9646*** (0.2556)	0.1682*** (0.0334)	0.1696*** (0.0337)
企业所有制类型	-0.0705** (0.0349)	-0.3414* (0.1730)	-0.5472* (0.3120)	0.5785* (0.1805)	-0.1363* (0.0781)	-0.1451* (0.0740)
企业存续年限	0.1115*** (0.0238)	0.4155*** (0.0930)	0.7509*** (0.1622)	2.1189*** (0.3437)	0.1871*** (0.0408)	0.1766*** (0.0402)
资金约束	-0.0739*** (0.0178)	-0.2306*** (0.0611)	-0.3874*** (0.1030)	0.6788*** (0.0699)	-0.0965*** (0.0260)	-0.0980*** (0.0265)
研发投入	0.1140*** (0.0244)	0.4463*** 0.0927	0.7650*** (0.1635)	2.1488*** (0.3513)	0.1906*** (0.0420)	0.1897*** (0.0406)
企业规模	0.0052 (0.0109)	0.0159 (0.0424)	0.0433 (0.0717)	1.0443 (0.0749)	0.0108 (0.0178)	0.0068 (0.1802)
市场竞争程度	0.0147 (0.0244)	0.0821 (0.0926)	0.1427 (0.1610)	1.1534 (0.1857)	0.0356 (0.0402)	0.0349 (0.0394)
常数项	0.2301*** (0.0855)	-0.9014*** (0.3283)	-1.7174*** (0.5642)	0.1795*** (0.1013)		
行业效应	YES	YES	NO	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	NO	YES	YES	YES
R ²	0.1689					
F	25.97					
Pseudo-R ²		0.1510	0.1518	0.1518		
P 值		0.0000	0.0000	0.0000		
准确预测比率		79.15%	79.07%	79.07%		

注:表中括号内为稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。下同。

(二)不同研发密集型企业的回归结果

表3报告了简政放权与政府补贴对不同研发密集型企业创新的影响,以及它们之间存在的交互效应。从结果来看,在1%的显著性水平下,简政放权与政府补贴对低研发密集型企业的技术创新具有正向影响,相对政府补贴来说,简政放权更能提升低研发密集型企业的创新意愿。对此,较为合理的解释是,低研发密集型企业的生产决策多以创新跟随为主,企业内部开展研发创新的动力不强,信贷支持对此类企业的创新激励相对更低。从高研发密集型企业的结果来看,在1%的显著性水平下,获取信贷支持的企业开展技术创新的意愿比没有获取信贷支持的企业高1.58倍。在10%的显著性水平下,认为业务审批及许可证申请不是经营障碍的企业更热衷于开展技术创新。换言之,简政放权使得业务审批及许可证申请不再是企业经营障碍时,企业有着更强烈的倾

向来开展技术创新。从简政放权与政府补贴的交互项来看,在低研发密集型企业的估计结果中,简政放权与政府补贴的交互项系数显著为负,表明适当弱化信贷支持、进一步加大简政放权力度,是提升低研发密集型企业创新意愿的有益举措。在高研发密集型企业的估计结果中,简政放权与政府补贴的交互项系数显著为正,表明增强简政放权力度直至达到业务审批及许可证申请不是企业经营障碍时,其对政府补贴的创新效应具有正向调节作用。假设 3 得到证实。

表 3 不同研发密集度企业的回归结果

变量	低研发密集型企业			高研发密集型企业		
	OLS	Probit	平均半弹性 (Probit)	OLS	Logit 几率比	平均半弹性 (Logit)
简政放权	0.2882*** (0.0808)	0.8149*** (0.2292)	0.2284*** (0.0677)	0.1550** (0.0707)	2.0211* (0.7540)	0.1441* (0.0874)
政府补贴	0.5371*** (0.0719)	0.1298*** (0.2053)	0.4853*** (0.1486)	1.0472*** (0.0450)	1.5841*** (0.6104)	0.1297*** (0.0611)
简政放权×政府补贴	-0.3789*** (0.0831)	-0.6387*** (0.2545)	-0.3005*** (0.1413)	0.4414*** (0.0844)	2.9417*** (0.7054)	0.1874*** (0.0512)
企业所有制类型	-0.1101*** (0.0340)	-0.9097* (0.5124)	-0.2550* (0.1441)	0.0775 (0.0870)	0.3215 (0.3021)	-0.1197* (0.08)
企业存续年限	0.0397* (0.0236)	0.1942 (0.1271)	0.0545 (0.0362)	0.0372 (0.0557)	2.8741*** (0.8917)	0.2014*** (0.0755)
资金约束	-0.0947*** (0.0294)	-0.4527*** (0.1458)	-0.1269*** (0.0421)	-0.0108 (0.0319)	0.4074* (0.1247)	-0.1452*** (0.0219)
研发投入	0.0304* (0.0169)	0.0457** (0.0801)	0.0439* (0.0231)	0.1232** (0.0541)	1.7109** (0.6549)	0.1010** (0.0481)
企业规模	0.0263** (0.0108)	0.1435** (0.0616)	0.0402** (0.0174)	0.0051 (0.0220)	1.9541** (0.2017)	0.0157 (0.0241)
市场竞争程度	0.0263 (0.0292)	0.1280 (0.1524)	0.0359 (0.0429)	0.0712 (0.0519)	0.9814 (0.1712)	0.0016 (0.0520)
常数项	0.4331*** (0.0985)	0.1171 (0.6037)		-0.2273 (0.1779)	0.1045** (0.0775)	
行业效应	NO	NO	NO	NO	NO	NO
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.1786			0.3536		
F	13.10			140.70		
Pseudo-R ²		0.1897			0.1469	
P 值		0.0000			0.0000	
准确预测比率		85.49%			86.21%	

(三)不同制度环境下的回归结果

表 4 报告了不同制度环境下的估计结果。从制度环境好的估计结果来看,简政放权与政府补贴对企业技术创新均有正向作用。在 5% 的显著性水平下,当简政放权使得业务审批及许可证申请不是企业经营障碍时,简政放权力度每增加一单位将提升企业技术创新意愿 0.19%。在 1% 的显著性水平下,在获得政府信贷资金的样本企业中,信贷支持力度每增加一个单位将提升企业技

术创新意愿 1.36%。从制度环境差的估计结果来看,业务审批及许可证申请不是经营障碍的企业开展技术创新的意愿要低于业务审批及许可证申请是经营障碍的企业,即简政放权降低了制度环境差样本企业的创新意愿。这说明在制度环境差的情形下,制度环境对企业创新的影响颇大。

从简政放权与政府补贴的交互项系数来看,在制度环境好的样本中,二者之间的交互项系数显著为正,表明简政放权与政府补贴对企业技术创新存在互补效应。在制度环境差的样本中,简政放权与政府补贴的交互项与企业技术创新的关系没有通过显著性检验。这表明在制度环境差的地区,简政放权与政府补贴没有明显的互补或替代效应。上述结论证实了假设 4.2,没有证实假设 4.1。

表 4 不同制度环境下的回归结果

变量	制度环境好			制度环境差		
	OLS	Probit	平均半弹性 (Probit)	OLS	Logit 几率比	平均半弹性 (Logit)
简政放权	0.2575** (0.1015)	0.7212** (0.2809)	0.1900** (0.0764)	0.1839*** (0.0596)	0.6296*** (0.2086)	1.4581 (0.9543)
政府补贴	0.4819*** (0.0940)	0.0665*** (0.2639)	1.3550*** (0.1503)	0.4474*** (0.0442)	1.2700*** (0.1307)	0.6828 (1.7609)
简政放权×政府补贴	0.3574*** (0.1037)	0.5644*** (0.3108)	1.1027*** (0.1467)	-0.2140 (0.8940)	0.6275 (0.1572)	1.4681 (1.8457)
企业所有制类型	-0.1009*** (0.0318)	-0.8556* (0.4578)	-0.2255* (0.1215)	-0.0585 (0.0506)	-0.2529 (0.2146)	-0.5528 (0.7632)
企业存续年限	0.0485* (0.0268)	0.2334* (0.1393)	0.0615* (0.0373)	0.0570* (0.0308)	0.2285* (0.1146)	0.9054* (0.4570)
资金约束	-0.0688** (0.0298)	-0.2993** (0.1443)	-0.0789** (0.0384)	-0.0862*** (0.0206)	-0.3258*** (0.0728)	-1.0929*** (0.3531)
研发投入	-0.0255 (0.0162)	-0.1305* (0.0756)	-0.0344* (0.0202)	0.0583* (0.0363)	0.0945 (0.1277)	0.4686 (0.5518)
企业规模	0.0120 (0.0117)	0.0528 (0.0600)	0.0139 (0.0158)	0.0160 (0.0141)	0.0593 (0.0534)	0.1744 (0.2282)
市场竞争程度	0.0395 (0.0297)	0.2023 (0.1473)	0.0533 (0.0392)	0.0262 (0.0358)	0.2349 (0.1331)	1.1228 (0.5428)
常数项	0.4843*** (0.1187)	0.2957 (0.6046)		0.0751 (0.0968)	-1.3526*** (0.3945)	-3.8666 (1.6435)
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	NO	NO	NO	NO	NO	NO
R ²	0.1030			0.3247		
F	8.11			47.74		
Pseudo-R ²		0.1149			0.2643	0.3235
P 值		0.0000			0.0000	0.0000
准确预测比率		85.46%			78.38%	79.79%

(四) 稳健性检验

本文从以下两个方面对上述回归结果进行稳健性检验:(1)为避免极端值带来的估计误差,本

文剔除了将简政放权视为企业极大经营障碍的样本。(2)更换因变量,借鉴 Cuijpers(2011)的做法,利用“企业采取措施降低生产成本”来重新界定技术创新。如果企业采取措施降低生产成本,则赋值为1,否则赋值为0。根据上述原则,本文对所有样本进行了重新回归。除高研发密集型企业样本没有通过检验以及个别控制变量的系数或符号发生变化外,余下样本的回归结果与上述结论基本一致。^①

五、内生性讨论

对于工具变量的选取,我们遵循两条原则:(1)尽可能多地列出与简政放权及政府补贴相关的备选变量,并确保这些变量的外生性。(2)从备选变量中剔除与扰动项相关的变量。由于扰动项不可观测,因此严格遵循这条原则具有很大困难。不过,考虑到扰动项是因变量的扰动项,故可从备选变量与因变量的相关性入手:如果备选变量与自变量相关,同时又不直接影响因变量,则可认为该备选变量是较为合适的工具变量(陈强,2014)。

我们首先考虑简政放权的内生性。从本文研究特点以及数据特征来看,企业经理每周都在政府规章条例上花费时间似乎是一个较为合适的候选工具变量,在一定程度上,它与简政放权力度存在相关关系,故企业经理每周都在政府规章条例上花费时间满足工具变量的相关性要求。同时,企业经理每周都在政府规章条例上花费时间不直接影响企业技术创新决策,满足工具变量的外生性要求。具体操作中,由于调查问卷只设置了企业经理每周花费在政府规章条例上的时间百分比,故本文将企业经理每周都在政府规章条例上花费时间的情形设定为1,将企业经理每周在政府规章条例上没有花费时间的情形设定为0。

其次,对政府补贴的内生性检验,Fisman和Svensson(2007)、马光荣等(2014)以及李后建、刘思亚(2015)为本文提供了良好借鉴。在此基础上,我们参考李后建、刘思亚(2015)的研究思路,用企业在购买固定资产时是否受到了企业外部金融机构或合作单位(如非国有银行、非银行金融机构或供应商等)的资助。这一工具变量的合理性在于,国有银行或政府机构在授予企业信贷资金时,首先会考虑企业的资信水平和抵押情况,而企业在已有贷款并将固定资产用作抵押的情况下,再次获得政府信贷资金显得较为困难。同时,由于尚未支付的贸易信贷有着巨大利息,故企业不太可能使用这笔资金为企业创新融资(李后建、刘思亚,2015)。因此,该变量满足工具变量的相关性和外生性要求。具体处理上,我们将企业在购买固定资产时受到外部金融机构或合作单位资助的情形设定为1,将企业没有受到外部金融机构或合作单位资助的情形设定为0。

将上述两个工具变量进行IV Probit估计后发现,企业在购买固定资产时是否受到了外部金融机构或合作单位的资助这一工具变量在本文研究中没有通过检验。因此,我们仅报告以企业经理每周都在政府规章条例上花费时间为工具变量的估计结果。

表5底部提供了对外生性原假设的沃尔德检验结果。从结果来看,除了制度环境差的样本没有通过检验之外,其余样本均通过了检验。在通过检验的样本中,绝大多数的Wald F统计量取值较大,表明本文选取的工具变量是合适的。在克服内生性之后,简政放权与政府补贴对企业技术创新的积极影响依然在1%或5%的水平下具有统计显著性,在大多数情形中二者存在互补关系。

^① 限于篇幅,详细的稳健性检验结果没有列入文中。如有需要,请向作者索取。

表 5 以企业经理每周都在政府规章条例上花费时间为工具变量的回归结果

	全体样本	制度环境差	制度环境好	低研发密集型企业	高研发密集型企业
简政放权	0.2309*** (0.1237)	0.2672 (0.6075)	0.4078*** (0.4551)	0.3119** (0.1471)	0.3655*** (0.1405)
政府补贴	0.9053*** (0.1946)	0.2611 (0.5793)	0.1824*** (0.3693)	0.0411*** (0.3165)	0.2079*** (0.2668)
简政放权×政府补贴	0.1181*** (0.3122)	0.2843 (0.5610)	0.8428*** (0.4101)	-0.8332*** (0.4059)	0.2979* (0.1698)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.5639 (0.3974)	-1.3197** (0.5411)	-3.4292*** (0.5462)	2.3889*** (0.3732)	-2.3343*** (0.5033)
行业效应	YES	YES	YES	NO	NO
地区效应	YES	NO	NO	YES	YES
Wald F 统计量	4.34	0.38	13.18	9.28	10.53
P 值	0.0373	0.5355	0.0003	0.0023	0.0012

注:限于篇幅,表中省略了控制变量的回归结果,如有需要,作者可对此表进行补全。下同。

六、进一步的研究

(一)简政放权与企业技术创新类型:工艺创新还是产品创新?

本文推断,由于简政放权减轻了企业的负担,提高了创新成果推向市场的效率,从而有利于企业进行产品创新。与此同时,要素成本上涨、融资约束加大迫使企业寻求降低生产成本的路径,从而倒逼企业开展工艺创新。表 6 汇报了简政放权对企业不同技术创新类型的影响。从结果来看,整体上简政放权对工艺创新的平均边际效应为 0.35,对产品创新的平均边际效应为 0.16,表明简政放权更有利于企业开展工艺创新。相对于低研发密集的小企业而言,高研发密集的大中型企业更热衷于开展技术创新。相对于制度环境好的样本企业,制度环境差的样本企业更倾向于开展工艺创新。对于产品创新而言,制度环境差的样本企业得到平均边际效应要高于制度环境好的样本企业。上述结论表明,在 1% 的显著性水平下,加强简政放权力度将会促进更多的企业开展工艺创新。

(二)简政放权与企业创新类型:技术创新还是管理创新?

在简政放权背景下,企业原有的用来处理行政审批事务的管理机构或组织部门可能面临重组或撤销,从而诱导企业开展内部管理创新,如推出新型管理流程、开展组织创新等。本文推断,简政放权不仅有利于企业开展技术创新,而且还有可能诱使企业开展管理创新。特别地,对于专门设置行政审批事务岗位或职能部门的企业来说,简政放权对它们是否开展管理创新有着较为显著的影响。为进一步检验简政放权与企业创新的关系类型,本文选取“企业是否推出新的管理或行政流程”作为企业是否开展管理创新的表征变量,如果企业推出新的管理或行政流程,则赋值为 1,否则赋值为 0。

从表 7 的回归结果来看,简政放权的确能够促进企业管理创新,简政放权对企业管理创新的边际贡献较低。比较而言,简政放权对企业管理创新的平均边际贡献要普遍低于企业技术创新。相对于高研发密集的企业而言,低研发密集的企业从事管理创新的意愿更为强烈。相对于制度环境差的样本企业而言,制度环境好的样本企业更倾向于开展管理创新。上述结论表明,继续加强简政放权力度将不仅有利于企业创新,而且更有利于企业开展技术创新。

表 6 简政放权对企业不同类型技术创新的影响

	工艺创新					产品创新				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
简政放权	0.3459*** (0.0441)	0.3891*** (0.0559)	0.2582*** (0.0731)	0.2715*** (0.0727)	0.3512*** (0.0599)	0.1601*** (0.0264)	0.1569*** (0.0355)	0.1767*** (0.0418)	0.1746*** (0.0430)	0.1527*** (0.0368)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区效应	YES	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO
Pseudo-R ²	0.0956	0.1367	0.0576	0.0577	0.0998	0.0746	0.0964	0.0580	0.0594	0.0813
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002	0.0003	0.0000

注：表中(1)列为全体样本的回归结果，(2)列为制度环境好的样本回归结果，(3)列为制度环境差的样本回归结果，(4)列为高研发密集企业的样本回归结果，(5)列为低研发密集企业的样本回归结果。下同。

表 7 简政放权对企业不同类型创新的影响

	管理创新					技术创新				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
简政放权	0.1143*** (0.0272)	0.1271*** (0.0352)	0.0918*** (0.0444)	0.0892** (0.0727)	0.1212*** (0.0599)	0.2150*** (0.0331)	0.2321*** (0.0485)	0.1781*** (0.0432)	0.1777*** (0.0409)	0.1951*** (0.0455)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区效应	YES	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO
Pseudo-R ²	0.0594	0.0667	0.0551	0.0062	0.0715	0.0996	0.0912	0.1087	0.1225	0.1006
P 值	0.0000	0.0000	0.0006	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000

七、主要结论

简政放权与政府补贴对企业技术创新的促进作用受到了各方关注,形成了相对独立的观点学说。作为政府补贴的组成部分,本文重点讨论了简政放权与政府信贷资金对企业技术创新的影响,以及简政放权对政府信贷的互补/替代效应。研究结论显示:(1)在大多数情形中,简政放权与政府补贴作为政府的两种决策行为,它们对企业技术创新具有互补效应。(2)在高研发密集型企业样本中,简政放权与政府补贴存在互补效应;在低研发密集型企业样本中,简政放权与政府补贴存在替代效应。(3)对于制度环境好的样本企业来说,简政放权与政府补贴对这些企业的技术创新存在显著的互补效应;而制度环境差的样本企业中,简政放权与政府补贴的交互效应没有统计显著性,表明制度环境差不利于发挥简政放权对政府补贴的调节作用。稳健性检验以及工具变量回归结果表明,上述结论在一定程度上是可靠的。进一步的研究发现,如果将企业技术创新细分为工艺创新和产品创新,那么在1%的显著性水平下,加强简政放权力度将会促进更多的企业开展工艺创新;如果将企业创新细分为技术创新和管理创新,那么在1%的显著性水平下,加强简政放权力度将会促进更多的企业开展技术创新。

特别地,本文发现,简政放权与政府补贴的互补效应只有在制度环境好的样本企业以及高研发密集的企业中显著。对于低研发密集的企业而言,尽管简政放权与政府信贷支持均能促进它们开展技术创新,但二者之间存在的替代效应提醒人们,政府应当合理制定这些企业的管理准则、行为规范和帮扶思路。从本文的研究样本来看,79.2%的低研发企业为小型企业^①,它们具有灵活的市场反应,能够根据市场变化快速地调整生产决策。因此,须针对性地下放小企业行政审批权,以简政放权代替资金补贴的创新激励作用,将小企业的创新成果交由市场检验。这样,在宏观层面,既能提升企业创新意愿,又能为化解融资难、信贷评级难等寻找可行之策。

参考文献:

- 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》,《经济研究》2009年第10期。
- 白俊红、李婧:《政府R&D资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析》,《金融研究》2011年第6期。
- 鲍宗客:《创新行为与中国企业生存风险:一个经验研究》,《财贸经济》2016年第2期。
- 陈建林:《家族所有权与非控股国有股权对企业绩效的交互效应研究——互补效应还是替代效应》,《中国工业经济》2015年第12期。
- 陈玲、杨文辉:《政府研发补贴会促进企业创新吗?——来自中国上市公司的实证研究》,《科学学研究》2016年第3期。
- 陈强:《高级计量经济学及Stata应用》,高等教育出版社2014年版。
- 高山行、蔡新蕾、江旭:《正式与非正式制度支持对原始性创新的影响——不同所有制类型企业比较研究》,《科学学与科学技术管理》2013年第2期。
- 郭华、王程、李后建:《政策不确定性、银行授信与企业研发投入》,《宏观经济研究》2016年第2期。
- 纪晓丽:《市场化进程、法制环境与技术创新》,《科研管理》2011年第5期。
- 李后建、刘思亚:《银行信贷、所有权性质与企业创新》,《科学学研究》2015年第7期。
- 李后建、张剑:《腐败与企业创新:润滑剂抑或绊脚石》,《南开经济研究》2015年第2期。
- 李建标、孙宾宾、王鹏程:《财富约束、市场时机与融资行为的实验研究——优序融资和市场择时理论的行为元素提炼》,《金融研究》2016年第5期。

^① 小企业的划分标准遵循世界银行调查数据制定的标准:工业企业从业人员在5~19人的为小企业。

13. 吕铁、王海成:《劳动力市场管制对企业技术创新的影响——基于世界银行中国企业调查数据的分析》,《中国人口科学》2015年第4期。
14. 刘勇政、冯海波:《腐败、公共支出效率与长期经济增长》,《经济研究》2011年第9期。
15. 马光荣、刘明、杨恩艳:《银行授信、信贷紧缩与企业研发》,《金融研究》2014年第7期。
16. 孙永强、巫和懋:《出口结构、城市化与城乡居民收入差距》,《世界经济》2012年第9期。
17. 苏坤:《政府控制、制度环境与信贷资源配置》,《公共管理学报》2012年第2期。
18. 谢莉娟、王诗桐:《国有资本应该退出竞争性领域吗——基于行业比较与批发业效率机制的分析》,《财贸经济》2016年第2期。
19. 谢宇:《回归分析(修订版)》,社会科学文献出版社2013年版。
20. 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》,《中国工业经济》2014年第9期。
21. 肖利平:《政府干预、产学研联盟与企业技术创新》,《科学学与科学技术管理》2016年第3期。
22. 许和连、成丽红:《制度环境、创新与异质性服务业企业 TFP——基于世界银行中国服务业企业调查的经验研究》,《财贸经济》2016年第10期。
23. 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》,《管理世界》2015年第1期。
24. 杨凯生:《资产证券化可以增加银行信贷能力》,《人民日报》2015年5月15日。
25. 杨其静:《企业成长:政治关联还是能力建设?》,《经济研究》2011年第10期。
26. 余明桂、潘红波:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》2008年第8期。
27. 张同斌、高铁梅:《财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整》,《经济研究》2012年第5期。
28. 左晶晶、唐跃军、李志成:《政府干预、市场化改革与公司研发创新》,《研究与发展管理》2016年第10期。
29. Barbieri, E., Industrial Development Policy and Innovation in Southern China: Government Targets and Firms' Behaviour. *European Planning Studies*, Vol. 18, No. 1, 2009, pp. 83—105.
30. Barro, R. J., Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp. 103—125.
31. Cuijpers, M., Guenter, H. & Hussinger, K., Costs and Benefits of Inter-departmental Innovation Collaboration. *Zew Discussion Papers*, Vol. 40, No. 4, 2011, pp. 565—575.
32. Fisman, R. & Svensson, J., Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence. *Journal of Development Economics*, Vol. 83, No. 1, 2007, pp. 63—75.
33. Garcia, A. & Mohnen, P., Impact of Government Support on R&D and Innovation. *Genetics*, Vol. 148, No. 4, 2010, pp. 1777—1786.
34. González, X. & Pazó, C., Do Public Subsidies Stimulate Private R&D Spending? *Research Policy*, Vol. 37, No. 3, 2008, pp. 371—389.
35. Rioja, F. K., The Penalties of Inefficient Infrastructure. *Review of Development Economics*, Vol. 7, 2003, pp. 127—137.
36. Stiglitz, J. E., Financial Markets and Development. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 4, No. 5, 1989, pp. 55—68.
37. Som, O., Kirner, E. & Jäger, A., *Non-R&D-Intensive Firms' Innovation Sourcing*. America: Springer International Publishing, 2015.

The Effect of Decentralization and Government Allowance on the Enterprise Technology Innovation

XIA Houxue, TAN Qingmei (Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, 211106)

Abstract: When decentralization and government public allowance play roles on the enterprise technological innovation at the same time, what is the form of relationship between them? This is a basic problem about government policy's orientation. Based on World Bank's survey data, this paper has carried on an empirical test on this issue. The results show that government decentralization and public allowance have a complementary effect on the enterprise technology innovation on the whole; the complementary effect between them exists difference in different situations and even there may be

substitution effect. Decentralization and government public allowance have significant complementary effect when the enterprises are under good institutional environment, while it isn't obvious if the institutional environment is bad. Government decentralization and public allowance have significant complementary effect in the high R&D density sample enterprises, while they have substitution effect in the low R&D density sample enterprises. Further research finds that promoting government decentralization will accelerate more enterprise to carry on technology innovation; the marginal contribution of streamlining administration and decentralizing institute to the enterprise management innovation is lower than to the enterprise technology innovation. The conclusion is given for inspiration that when complementary effect exists between decentralization and government allowance, government can take some measures such as cut credit funds appropriately and further strengthen the decentralization to promote enterprise innovation and reduce the risk of the current excessive credit and loan.

Keywords: Decentralization, Government Allowance, Enterprises' Innovation

JEL: M21, G34

责任编辑:原 宏

(上接第 19 页)

Does Urban and Rural Subsistence Security System Reduce Future Poverty? Empirical Analysis Based on Vulnerability of Poverty

XU Chao, LI Linmu (Nanjing University of Finance & Economics, 210023)

Abstract: For a long time, the related literatures on the relationship between Subsistence Security System and poverty are main concentrated in the current effects while ignoring its long-term effects. With the aid of CFPS2012 micro survey data, this paper empirically investigates the impact of the Urban and Rural Subsistence Security System to the household vulnerability of poverty. The Method of Propensity Score Matching(PSM) has been adopted in this paper to eliminate the sample selection bias as far as possible. Basic results show that Subsistence Security System has not significantly improved the vulnerability to poverty of the family, and may increase the possibility of falling into poverty in the future, in which conclusion is valid for both urban and rural households. This paper considers the reasons why the Subsistence Security System does not play a role in poverty reduction at least lay in the following aspects. Firstly, there is an aiming deviation existing in the implementation of this policy. Secondly, it crowds out the private transfer payment of the insured families. And thirdly, it reduces the willingness to work of the residents. Channel analysis has supported the conclusion above. The main contribution of this paper is to re-evaluate the effects of poverty reduction due to the Urban and Rural Subsistence Security System in a forward-looking perspective, and to provide beneficial references for government in establishing and rectifying related policies.

Keywords: Subsistence Security System, Vulnerability of Poverty, Private Transfer Payment, Willingness to Work

JEL: H24, H53, I32

责任编辑:汀 兰