

R&D 税费减免对中国企业生产率 激励效应的非线性研究¹

宋建² 王怡静³

摘 要 R&D 税收激励政策是实施创新驱动战略的重要政策工具,深入理解 R&D 税费减免对创新企业生产率的激励效应与内在逻辑,是事关建设创新型国家和塑造发展新优势的重要问题。本文在归纳典型事实基础上构建了 R&D 税费减免提升企业生产率决策模型,并利用 2008—2014 年中国科技调查企业数据实证检验。研究发现,在中国创新企业中,R&D 税费减免强度与企业生产率之间存在先升后降的非线性关系。在低减免强度的企业中,R&D 税费减免对企业生产率产生了促进效应,而在高减免强度企业中,R&D 税费减免对企业 TFP 产生了抑制效应。本文进一步验证了 R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应,即“内部企业创新”和“外部政府干预”是 R&D 税费减免非线性影响企业生产率的两个渠道。本文研究为“十四五”实施更大力度的普惠性政策增加了新的认识,为提升企业技术创新能力提供了有益启示。

关键词 R&D 税费减免;创新企业;全要素生产率;PSM-DID

0 引言

R&D 税收激励政策不仅是实施创新驱动战略,建设创新型国家的重要政策工具,也是“十四五”期间提升企业技术创新能力、全面塑造发展新优势的重要抓手。研发活动是企业技术创新的基础性和决定性环节,鼓励企业创新成为当今世界各国一致的政策取向,尤其是 OECD(经济合作与发展组织)国家普遍采

¹ 本研究为 2021 江苏省社会科学基金一般项目“产业关联视角下工业机器人使用对服务业就业影响的机制研究”(项目编号:21EYB014)的阶段性成果。

² 宋建,南京审计大学政治、经济研究院副教授,E-mail:s_ongking@163.com。

³ 王怡静,南京审计大学经济学院硕士研究生,E-mail:iwangyijing@163.com。

用 R&D 税收激励政策鼓励本国企业扩大 R&D 投资,以减少本国企业 R&D 投资的市场风险,弥补由于市场失灵所导致的企业 R&D 收益损失。统计数据显示,“十三五”前 4 年,享受 R&D 税费减免政策的企业累计达 84.3 万户次,减免企业所得税 8730 余亿元,“十四五”规划进一步明确“实施更大力度的研发费用加计扣除、高新技术企业税收优惠等普惠性政策”激励企业加大研发投入。在此背景下,探究 R&D 税费减免对企业生产率的激励效应问题,对重新审视普惠性政策和提升企业技术创新能力具有重要的现实意义。

为了鼓励企业进行技术创新,政府会选择不同的激励政策,通常采用资本补贴和税收优惠以降低企业的研发成本 (Greenwald and Stiglitz, 1986)。创新激励政策是为了弥补利益驱动的企业由于研发活动所带来私人利益的增值小于社会福利的增值而导致的私人投资不足 (David et al., 2000; Crespi et al., 2016)。一般而言,补贴政策的约束性较强,而税收优惠在选择产业与企业的对象上是中性的,更具灵活性,能够赋予企业更大的自主选择权,有利于企业深度挖掘发展潜力并形成核心竞争力,充分释放市场对企业科技创新的引导作用,而最大限度地减少了政府直接补贴的自由裁定权,增加了公平性 (Crespi et al., 2016)。因此,不少文献从税收优惠政策方面对企业创新的激励效应作了充分的讨论 (Yang et al., 2012; 李林木和郭存芝, 2014; 杨国超和芮萌, 2020), 其中研发费用加计扣除作为一项重要的税收优惠政策举措备受学者关注 (任海云和宋伟宸, 2017; 程瑶和闫慧慧, 2018; 冯泽等, 2019; Chen and Yang, 2019)。这主要因为 R&D 税费减免能够增加企业流转资金,减少企业内部研发投入成本,在一定程度上降低了研发失败所带来的风险和损失,将研发活动带来的收益内部化,激励企业的研发投入 (Hall and Van Reenen, 2000)。

在现实中,政府有明确的理由推行研发税收优惠政策,却没有充分的证据证明一定是有效的,而且有些学者研究发现税收优惠政策对企业研发投入效果并不理想。这主要是因为,一方面,利益驱动的企业在追求利润最大化时,可能使用税收优惠带来的资金盈余首先为私人收益最高的项目提供资金,或更专注于具有短期前景的项目,往往这些项目不一定能带来较高的社会收益 (David et al., 2000; Czarnitzki et al., 2011), 从而导致税收优惠政策没能够弥补私人收益与社会收益之间的差距。另一方面,由于企业与政府之间存在信息不对称,税收激励政策可能面临潜在道德风险,企业为了达到政策条件而加大研发投入或者增加专利申请,以此获得更多的税收优惠,最终结果是降低了企业研发效率,违背了政策制定者的初衷。而且税收优惠政策不具有排他性,企业可以同时享受多项税收优惠政策。在这种情况下,多项优惠政策产生的效果可能是叠加的正效应,能够激发企业进行研发活动,同样差异性优惠政策带来的作用可能相互抵消 (杨国超等, 2017)。因此,税收优惠政策作为仅仅面向企业研发投

入的激励政策,其能否有效识别实际研发投入,并进一步促进研发产出,最终提升企业生产率,是现阶段研究的主要问题。

关于税收优惠政策对 R&D 活动的作用效果,现有结论并不统一。早期研究发现税收优惠政策在激励企业技术创新投入方面的作用不明显(Eisner et al., 1984; Mansfield, 1986; Chirinko et al., 1999)。Eisner et al. (1984) 认为税收优惠政策对于研发投资的激励有限,并有可能阻碍私人部门的研发投资; Mansfield (1986) 研究发现税收激励政策对企业 R&D 投入的效果并不明显。然而,更多的学者认为税收优惠政策能够刺激研发投入,对于推动企业加大技术创新投入有着重要作用。现有文献可归类为:税收激励政策推动美国(Hall and Van Reenen, 2000)、加拿大(Czarnitzki et al., 2011)、挪威(Cappelen et al., 2012)、荷兰(Lokshin and Mohnen, 2012)、日本(Kobayashi, 2014)等发达国家企业投资方面的研究;税收激励政策对部门行业间(Castellacci and Lie, 2015)、地区间(Harris et al., 2009)、长期与短期(Rao, 2016)等方面影响的研究。针对中国税收优惠政策激励效应的研究,基本证实了税收优惠政策显著促进企业研发投入与产出的结论(Yang et al., 2012; 李林木和郭存芝, 2014; 任海云和宋伟宸, 2017; 程瑶和闫慧慧, 2018; 冯泽等, 2019; Chen and Yang, 2019), 且与企业所处生命周期、行业特征以及企业所处外部市场环境(任海云和宋伟宸, 2017)有关,在制造业和规模大的企业(Chen and Yang, 2019)存在显著影响。另外一支文献是研究企业 R&D 投入对企业生产率的激励效应,且大多数证实研发有助于企业生产率的显著提升(Mansfield, 1965; Griliches, 1998; Guellec and Van Pottelsberghe De La Potterie, 2001; Higón, 2007; Bravo-Ortega and Marín, 2011; Doraszelski and Jaumandreu, 2013; Bond and Guceri, 2017; Castellani et al., 2019)。现有文献关于税收优惠的研究主要集中于 R&D 税费减免如何影响特定企业的 R&D 活动,然而,税收激励政策对企业生产率的影响没有得到全面的理解。

与本文直接相关的文献,一是 Huang (2015) 证实了以往的税收抵免对各行业当前的税收抵免具有因果效应,且与企业规模和盈利能力显著相关;二是戴小勇和成力为(2019)分析产业政策对中国制造业生产率和加成率的影响,发现政策补贴降低了企业加成率和全要素生产率,而税收减免对企业全要素生产率和加成率均存在显著的促进作用。可见,学者对研发税收优惠政策效应的研究围绕线性激励讨论,缺少必要的非线性探究。为此,本文通过典型事实分析发现,享受 R&D 税费减免的创新企业 TFP 明显高于无 R&D 税费减免的创新企业,且在中国本土创新企业 R&D 税费减免强度与企业 TFP 之间存在先升后降的非线性关系。基于此,本文构建了 R&D 税费减免提升企业生产率决策模型,从微观视角对非线性关系作出解释。然后,利用独特微观企业创新调查数据库并以拐点和均值区间划分,结合 PSM-DID 方法进行实证检验,最后验

证了“内部创新渠道”和“外部环境渠道”是 R&D 税费减免非线性影响企业生产率的两个渠道,低 R&D 税费减免强度企业“内部创新渠道”的促进效应优于“外部环境渠道”的抑制效应,高 R&D 税费减免强度企业“内部创新渠道”的抑制效应起主导作用。

本文的创新点主要体现在以下几个方面。第一,区别于 Huang(2015)、戴小勇和成力为(2019)等的研究,将 R&D 税费减免纳入企业生产率提升模型,拓展了现有税收优惠政策与企业生产率的理论研究,为理解税收减免如何引致创新企业生产率提升的经济学机制增加了新的认识。第二,现有税收优惠政策激励效应的研究主要集中于发达国家,缺乏对我国创新企业的翔实探究。少数已有文献主要使用上市公司数据研究税收减免政策的激励效应,而上市公司数据可能存在样本选择问题导致参数估计结果有偏。本文使用国内目前研究微观企业创新活动最为全面的全国创新调查企业数据库,从微观层面提供税收优惠政策对创新企业生产率提升的直接证据。第三,研究视角上,从中国企业发展的现实情况出发,证实 R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应,也就是中国企业中 R&D 税费减免对企业 TFP 激励效应的非线性是通过“内部企业创新”和“外部政府干预”两个渠道产生作用的。这对研究税收优惠政策与企业生产率之间关系的文献做了有益补充,为提升企业技术创新能力和实施更大力度的普惠性政策提供了可能的渠道。

本文具体安排如下:第 1 部分为典型事实与理论框架。第 2 部分计量模型设定与研究设计。第 3 部分为实证结果与分析,讨论了 R&D 税费减免的异质性,并采用 PSM-DID 对非线性作了证实。第 4 部分从创新环境与制度环境对内

1 典型事实与理论框架

1.1 典型事实

我们基于 2008—2014 年中国创新调查企业数据,采用 OP 法和 LP 法测算创新企业 TFP。我们感兴趣的问题是,与非 R&D 税费减免企业相比,享受 R&D 税费减免企业 TFP 是否有显著的变化?从图 1^①中可以看出,享受 R&D 税费减免的创新企业显著高于无 R&D 税费减免的企业,随着时间的推移两者的差距

^① 图 1 和图 2 均使用 binscatter 作图,bins 个数选择 40 且控制了本文选取的相关变量。

有扩大的趋势。在 2008—2011 年间, R&D 税费减免企业比非 R&D 税费减免企业的 TFP 大约高 0.04, 而 2012—2014 年间这一差值达到了 0.18。这其中的原因可能是 2008—2012 年中国政府将 R&D 税费减免优惠政策以法律的形式予以确认, 而 2013 年后在总结国家自主创新示范区试点经验基础上, 将试点政策推广到全国。当然, 上述结论只是初步的, 因为除了 R&D 税费减免之外, 创新企业 TFP 还受到其他诸多因素的影响。为此, 我们需要从理论上对这一现象进行论证, 并结合中国创新调查数据进行检验, 以识别 R&D 税费减免对创新企业生产率提升的因果效应。

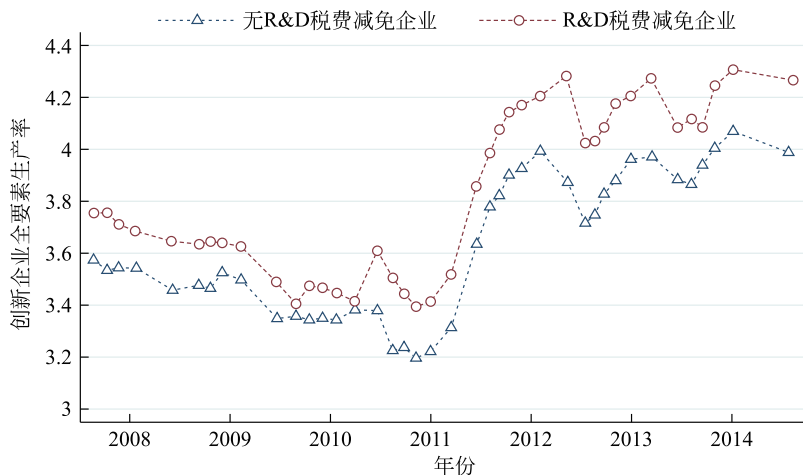


图1 中国创新企业 R&D 税费减免与企业生产率

注: 数据来自中国创新企业调查数据库

享受 R&D 税费减免的创新企业生产率明显高于没有享受减免的企业。图 2 展示了创新企业 R&D 税费减免强度与生产率之间的相关关系, 可以看出随着企业 R&D 税费减免强度增加, 创新企业全要素生产率水平提高, 而 R&D 税费减免强度持续增加后企业生产率出现了下降。从图 2 的拟合线显示 R&D 税费减免强度与企业生产率之间呈现倒“U”型关系的典型事实。针对两者之间的倒“U”型关系, 迫切需要探究的问题是, 中国科技创新企业为什么存在这种现象? 其内在机制如何? 为此, 我们需要从理论上对企业生产率提升进行分析, 厘清 R&D 税费减免强度与企业生产率提升的内在逻辑关系。

1.2 理论框架

以上典型事实为分析 R&D 税费减免对企业生产率的激励效应提供基本判断, 为此我们借鉴 Götz (1999)、Ederington 和 McCalman (2011, 2013) 构建模型思路, 将 R&D 税费减免这一因素纳入分析框架, 在企业异质性理论的基础上探究

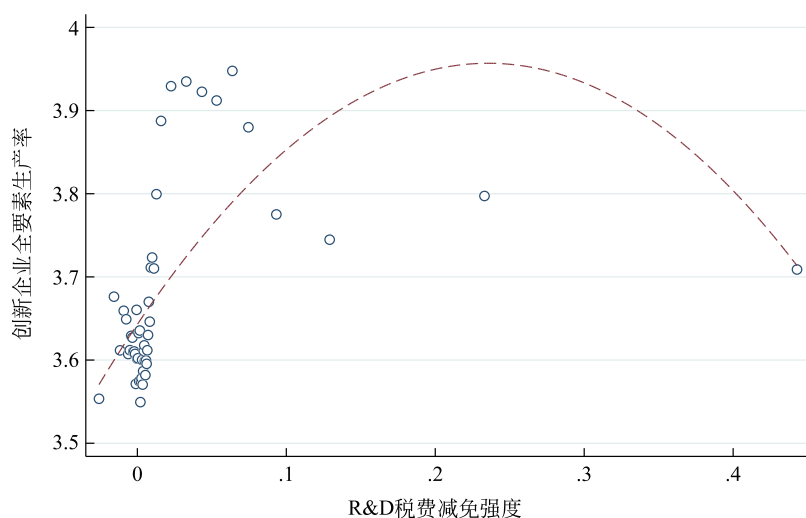


图2 R&D 税费减免强度与创新企业生产率

注:数据来自中国创新企业调查数据库

创新企业生产率提升决策行为。

1.2.1 消费者

考虑这样一种经济体,所有企业的全部产品在市场上销售,样本期内企业的数目保持稳定。基本假定为,产品市场上存在两个不同的生产部门,即标准化产品生产部门和差异化产品生产部门。其中,标准化产品的消费量为 C_{0t} ,差异化产品的消费量为 C_{1t} 。由此,可以得出产品市场中代表性消费者的跨期效应函数为:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} (C_{0t} + \log C_{1t}) dt \quad (1)$$

进一步地,我们设定本地代表性消费者的差异化产品消费函数为 CES 形式:

$$C_{1t} = \left[\int_0^{M_t} (q_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中, σ 为产品间的替代弹性,且 $\sigma > 1$, M_t 为 t 时间差异化产品的种类, q_{it} 为 i 产品在 t 时间的消费量。假设代表性消费者预算约束为 E , 利用式(2)的消费者效用最大化,得出产品 j 在 t 时间的消费量为:

$$q_{jt} = E \frac{p_{jt}^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} \quad (3)$$

其中, p_{jt} 为产品 j 在 t 时间的价格, P 为本地区的产品价格指数。上文发现,创新企业的全要素生产率明显高于非创新企业,而有研发费用减免的创新企业全要素生产率明显高于没有研发费用减免的创新企业,为了研究 R&D 税费减免

对创新企业全要素生产率的影响,我们按市场上企业生产率水平的高低,将异质性企业划分为低生产率企业和高生产率企业。因此,市场中产品价格指数的 $1-\sigma$ 次幂形式为:

$$P^{1-\sigma} = n_{\text{no}} [r_{\text{no}} (p_{\text{no}}^h)^{1-\sigma} + (1 - r_{\text{no}}) (p_{\text{no}}^l)^{1-\sigma}] + n_{\text{inno}} [r_{\text{inno}} (p_{\text{inno}}^h)^{1-\sigma} + (1 - r_{\text{inno}}) (p_{\text{inno}}^l)^{1-\sigma}] \quad (4)$$

其中, no、inno 分别表示非创新企业、创新企业, n 表示企业的数目, r 表示不同类型企业中高生产率企业所占比例, $0 \leq r \leq 1$, p^h 为高生产率企业的产品价格, p^l 为低生产率企业的产品价格。

1.2.2 异质性企业

根据企业异质性理论假定,企业生产过程中只有劳动一种生产要素投入,为了分析简便,劳动力工资率标准化为 1。由于本文将企业按照生产率水平的高低划分为低生产率企业和高生产率企业,因此低生产率企业的生产函数假定为 $l_{ii} = f + q_{ii}$, 高生产率企业的生产函数假定为 $l_{ii} = f + q_{ii}/\varphi$ 。其中, l 为企业生产中劳动的投入量, f 为企业生产中的固定成本投入, $\varphi > 1$ 表示高生产率企业的全要素生产率水平。企业全要素生产率的提升需要的成本为 D_i , 满足 $D'_i < 0 < D''_i$ 且 $D(0) = \infty$, $D(\infty) = 0$, 企业投入成本包括研发、技术引进等必要成本。

1.2.3 企业 R&D 税费减免

对于中国实际情况而言,2008 年国家税务总局实行《企业研究开发费用税前扣除管理办法(试行)》规定,新产品设计费、研发活动直接消耗的材料、研发人员费用、研发设备费用等八种类型的研发活动产生费用,按照本年度实际发生额允许从本年度应纳税所得额中加计扣除。2015 年中国财政部《关于完善研究开发费用税前加计扣除政策的通知》同样对企业开展研发活动中实际发生的研发费用作了规定。因此,本文假定企业 R&D 税费减免强度为 τ , 即创新企业单位产品的减免额与 R&D 投入的比值, α 为创新企业单位产品的 R&D 投入与边际成本的比值, $\tau\alpha$ 为创新企业单位产品的 R&D 税费减免的加成率。在垄断竞争环境下,各类企业的产品按照边际成本加成法定价。因此,非创新企业生产产品的销售价格为:

$$p_{\text{no}}^h = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)\varphi}, \quad p_{\text{no}}^l = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \quad (5)$$

创新企业生产产品的销售价格为:

$$p_{\text{inno}}^h = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)(1 + \tau\alpha)\varphi}, \quad p_{\text{inno}}^l = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)(1 + \tau\alpha)} \quad (6)$$

在垄断竞争情形下,考虑到异质性企业的边际成本差异,在先不考虑高生产率采用研发、技术引进等成本的条件下,由公式(3)和(6)可以得到在两类创

新企业的利润函数为:

$$\pi_{\text{inno}}^h = \frac{\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)(1+\tau\alpha)} \varphi \right]^{1-\sigma} E}{\sigma P^{1-\sigma}} - f, \quad \pi_{\text{inno}}^l = \frac{\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)(1+\tau\alpha)} \right]^{1-\sigma} E}{\sigma P^{1-\sigma}} - f \quad (7)$$

1.2.4 企业生产率提升决策

1.2.4.1 最优化行为分析

假定企业生产经营时间从0开始,初始阶段创新企业都为低全要素生产率的企业,企业从 T_a 时期开始提升全要素生产率。因此,根据生命周期函数可以得到创新企业提升全要素生产率后的利润函数为:

$$\Pi(T_a) = \int_0^{T_a} e^{-\beta t} \pi_{\text{inno}}^l dt + \int_{T_a}^{\infty} e^{-\beta t} \pi_{\text{inno}}^h dt - e^{-\beta T_a} D(T_a) \quad (8)$$

由上式我们可以发现,创新企业利润是时间周期的累积函数,而且与创新企业生产率提升或者选择新技术的时间点 T_a 有关。为此,通过对利润函数求 T_a 的一阶导数可以得到求解利润最大化问题的最优解,从而得到企业新技术选择的最优时点 T_a^* 。因此,由公式(7)和(8)可以得到创新企业提升全要素生产率的门槛条件为:

$$\frac{\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)(1+\tau\alpha)} \right]^{1-\sigma} E (\varphi^{\sigma-1} - 1)}{P^{1-\sigma} \sigma} = \beta D(T_a^*) - D'(T_a^*) \quad (9)$$

将产品价格指数方程(4)和创新企业销售价格式(6)带入式(9)并求解 r_{inno} ,可以得到高全要素生产率创新企业比重的函数,也即创新企业全要素生产率提升路径函数为:

$$r_{\text{inno}} = \frac{E}{\sigma n_{\text{inno}} [\beta D(T_a^*) - D'(T_a^*)]} - \frac{n_{\text{no}} [r_{\text{no}} (\varphi^{\sigma-1} - 1) + 1] (1 + \tau\alpha)^{1-\sigma}}{n_{\text{inno}} (\varphi^{\sigma-1} - 1)} - \frac{1}{(\varphi^{\sigma-1} - 1)} \quad (10)$$

进一步地,我们通过求解创新企业生产率提升的路径函数在R&D税费减免强度为 τ 时的一阶导数,得到创新企业中高生产率企业所占比例与R&D税费减免强度之间的关系,由于产品间的替代弹性 $\sigma > 1$,高生产率企业的生产率水平 $\varphi > 1$,所以:

$$\frac{dr_{\text{inno}}}{d\tau} = \frac{n_{\text{no}} \alpha [r_{\text{no}} (\varphi^{\sigma-1} - 1) + 1]}{n_{\text{inno}} (\varphi^{\sigma-1} - 1)} (\sigma - 1) (1 + \tau\alpha)^{-\sigma} > 0 \quad (11)$$

由上式我们发现, $dr_{\text{inno}}/d\tau > 0$,也就是创新企业高生产率企业所占比例与R&D税费减免强度呈正比。根据 Ederington 和 McCalman (2011, 2013) 的研究,

得出在企业数目稳定的情况下,高生产率企业所占比例在贸易壁垒的一阶导数为正,也就是贸易壁垒的提高导致企业生产率水平的提升。其原因在于贸易壁垒的增加降低了本地企业所面临的非本地企业的竞争,有效维持了企业的市场份额,降低了企业的外部风险,进而激励了企业对研发、技术引进、扩大规模等生产率提升行为的投资。Mohr(2002)的研究假定,如果企业通过研发、技术引进等活动采用新技术,在生产要素固定的情形下,企业将会生产更多的产品,且新产品生产技术的生产率更高。而本文是从企业研发的直接效应分析,R&D 税费减免强度可以降低企业的研发成本,降低企业研发失败的内部风险。R&D 税费减免显著提升了创新企业采取生产率提升行为的概率,企业数目稳定的情况下,可以说明 R&D 税费减免通过促进企业采取生产率提升决策,显著提升了创新企业生产率。

为了进一步分析创新企业高生产率企业所占比重与 R&D 费税激励之间的关系,对公式(10)求 R&D 税费减免强度 τ 的二阶导数,可得:

$$\frac{d^2 r_{\text{inno}}}{d\tau^2} = - \frac{n_{\text{no}} \tau^2 \sigma [r_{\text{no}} (\varphi^{\sigma-1} - 1) + 1]}{n_{\text{inno}} (\varphi^{\sigma-1} - 1)} (\sigma - 1) (1 + \tau \alpha)^{-(\sigma+1)} < 0 \quad (12)$$

由于前文假定 $\sigma > 1, \varphi > 1$, 所以可得式(12)小于 0, 即 $d^2 r_{\text{inno}} / d\tau^2 < 0$ 。与对式(11)的分析类似, 式(12)表明随着创新企业 R&D 税费减免强度的增加, R&D 税费减免对高生产率的创新企业比重提高的促进作用在下降, R&D 税费减免对高生产率的创新企业的促进作用在降低。也就是 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的促进作用随着 R&D 税费减免强度的提高而下降。据此, 本文提出以下研究命题:

命题 1: R&D 税费减免促进了创新企业生产率, 而且 R&D 税费减免强度与创新企业生产率之间存在非线性的倒“U”型关系, 较低的 R&D 税费减免强度促进了创新企业生产率的提升, 超过一定强度的 R&D 税费减免将抑制创新企业生产率提升。

1.2.4.2 非线性效应讨论

R&D 税费减免对中国企业生产率激励效应呈现非线性特征, 从经济学的角度分析主要是因为 R&D 税费减免对企业全要素生产率的影响可能存在正负两个方面的交替效应, 即内部技术性环境和外部制度性环境两个维度 (Powell and DiMaggio, 1991)。简单来说, 在内部技术性环境中, 企业通过研发创新、技术引进等创新活动促进企业开发更多新技术、新产品, 以提升企业产品生产效率; 而在外部制度环境中, 企业通过满足外部的规则和要求来获取回报, 主要体现为政府与企业关系、政府对市场干预程度。从企业内部技术环境分析, Cappelen et al. (2012)、Castellacci and Lie (2015) 的研究认为, R&D 税费减免可以降低企业纳税所得额, 从而有助于企业节约当期的经营现金流量, 间接增加资本供给

量,鼓励企业进行研发与技术引进。另外,企业的研发创新活动存在不确定性强、前期投入大等难题,并且研发成果转化成最终产品的生产过程也存在风险和不确定性,因此,企业在面临是否开展研发创新项目时,如果政府采取适当的创新政策,将激励企业增加自身的研发投入、开发新技术与研发新产品,创新活动促进了技术进步和生产率的提升,即“激励效应”(杨国超和芮萌,2020)。该阶段下 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率提升的正向效应大于负向效应。以上是基于真实研发效率动机的加计扣除,而基于虚假研发效率的动机,随着 R&D 税费减免强度的增加,为了能够拿到加计扣除所带来的税收递减收益,企业会在申报加计扣除时夹带一些原则上不属于研发费用范围或是不可计入加计扣除范围的 R&D 税费减免,由于增加的研发投入是人为归集而来,获得收益又用于企业其他经营支出,甚至是管理者在职消费,负向效应逐渐超过正向效应,会导致 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率提升的促进作用下降。

为了进一步分析 R&D 税费减免对创新企业全要素生产的影响存在正负两个效应,本论文把通过影响企业决策行为来影响全要素生产率的提升路径式(10)用隐函数 $TFP(\tau, D)$ 代替, τ 表示 R&D 税费减免强度, D 表示创新企业全要素生产率的提升需要成本,也就是创新企业生产率决策,由前述的分析可得:

$$\frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} > 0, \quad \frac{\partial^2 TFP(\tau, D)}{\partial \tau^2} < 0 \quad (13)$$

上式只考虑了 R&D 税费减免通过企业内部技术创新与产品研发的决策行为影响企业全要素生产率的提升机制,而实际上 R&D 税费减免还可以通过外部制度环境的政府市场干预间接影响企业全要素生产率。第一,不同的企业所面临的制度环境强度上是有差别的,企业可能通过满足外部的规则和要求(而非提升内部效率)而获得回报,通过调整内部结构,主动迎合高新技术企业的认定条件,从而获取相应的税收优惠。而在获取认定之后,企业将节省下来的资金投向创新活动以外的其他用途,从而不利于企业生产率的提升(Hall and Van Reenen, 2000; 杨国超等, 2017; 杨国超和芮萌, 2020)。显然, R&D 税费减免强度越高,企业人为满足制度规则的意愿越强,对创新企业生产率的阻碍作用越强。第二,政府干预增强了企业所面临的制度环境特征,为了满足高新技术企业认定标准,企业可能主动地(但是非必要地)提升其创新投入,减少税收支出。但是,过度的创新投入势必给企业带来额外的负担,对于具有政企关联的企业来说,还需要弥补政企关联所带来的其他成本,从而妨碍其他创新投入的增加。进一步地,关联减弱了企业所面临的技术环境特征(于蔚等, 2012; 杨国超和芮萌, 2020),一定的市场竞争促进企业创新行为,增加创新所带来的额外利润(Aghion et al., 2005; 聂辉华等, 2008)。而具有政治关联的企业,相对其他企业

能够得到更好的产权保护和政府的偏袒,具有明显的竞争优势,能够降低企业面临的竞争压力。因此,即使企业因税收优惠而获得了充足的现金流,企业也缺乏动机将更多的资金投入到创新活动中去。用 $TFP(\tau, O)$ 函数表示 R&D 税费减免通过外部制度环境和政治关联等间接途径,即政府干预对企业生产率的影响, O 为政府干预市场途径,则根据上述文献研究结果,定有:

$$\frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} < 0, \quad \frac{\partial^2 TFP(\tau, O)}{\partial \tau^2} > 0 \quad (14)$$

假设 R&D 税费减免的两种途径对创新企业全要素生产率影响的总效应为 $TFP(\tau)$, 满足下面的关系式:

$$TFP(\tau) = TFP(\tau, D) + TFP(\tau, O) \quad (15)$$

对公式 (15) 求 R&D 税费减免的一阶导数,可以得到 R&D 税费减免通过两种途径影响企业全要素生产率的总效应过程:

$$\frac{\partial TFP(\tau)}{\partial \tau} = \frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} + \frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} \quad (16)$$

公式 (16) 的总效应符号受到两种分效应的影响,而这两种效应具有完全不同的影响方向。因此,总效应可能是大于零也可能是小于零的,即 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的影响在考虑两种影响途径时是非单调的函数。当 R&D 税费减免强度不是很高时,处于强技术环境中企业以提升效率为目标, R&D 税费减免通过影响提升决策对创新企业全要素生产率的促进作用较高,而 R&D 税费减免通过受到政府市场干预间接途径对企业生产率的阻碍作用较低。此时, R&D 税费减免对企业生产率的促进作用大于其阻碍作用,可得:

$$\left| \frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} \right| > \left| \frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} \right| \quad (17)$$

由公式 (17), 可以得知公式 (16) 是大于零的,说明不是很高的 R&D 税费减免强度促进了创新企业生产率提升。但是 $\partial^2 TFP(\tau, D)/\partial \tau^2 < 0$ 和 $\partial^2 TFP(\tau, O)/\partial \tau^2 > 0$, 表明随着减免强度的提升, R&D 税费减免通过影响内部企业创新对生产率的促进作用逐渐降低,而通过外部政府市场干预间接途径对企业生产率的阻碍作用逐渐增加。当 R&D 税费减免达到一定强度时,通过政府干预市场途径对创新企业生产率的阻碍作用大于其通过降低研发成本、提升企业产品创新等途径影响企业生产率决策的促进作用。此时, R&D 税费减免的抑制作用超过了促进作用,可得:

$$\left| \frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} \right| \leq \left| \frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} \right| \quad (18)$$

公式 (18) 表明 R&D 税费减免超过一定强度时,减税激励政策促进企业生产率提升作用较小,而通过强外部政府市场干预等间接途径对企业生产率的阻碍作用将发挥主导作用,从而 R&D 税费减免导致企业生产率的降低。据此,本

文提出以下研究命题:

命题 2: R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应。即 R&D 税费减免在内部企业创新与外部政府干预双重渠道下对创新企业生产率产生非线性影响。

2 计量模型与研究设计

2.1 研究方法

本文旨在评估分析 R&D 税费减免对创新企业生产率的影响效应,从而揭示两者之间是否存在实际的因果关系。在现实中,政府的创新政策实施往往是非随机发生的,一方面,政府对创新企业 R&D 税费减免可能会考虑创新企业自身经营绩效和创新能力的因素,另一方面,R&D 税费减免可能与政府实施的产业政策息息相关。在经验分析中,往往存在选择性偏误和混合性偏误问题,导致估计结果出现偏误。关于变量间实际的因果推断问题,最理想的检验就是控制协变量的随机试验方法。通过比较同一家在 R&D 税费减免与非减免的情况下企业生产率之间的差异,排除其他企业特征等因素,以揭示政府 R&D 税费减免对创新企业生产率的影响效应。但是,在现实中我们并不能观测到 R&D 税费减免企业在没有减免情况下的生产率水平,因为这种情况是一种反事实(Counter Factual)。

Heckman et al. (1997) 提出倾向得分匹配方法(PSM)来处理类似上述因果推断问题。内在逻辑为通过构建一个与 R&D 税费减免创新企业(即处理组)在减免之前的主特征尽可能相似的非减免创新企业(即对照组),然后将处理组中企业与对照组中企业进行匹配,主要目的是使得匹配后两个样本企业组中匹配企业除了在生产率方面有所不同外,其他方面相同或基本类似。从而,以匹配后对照组企业,最大限度近似替代处理组企业,构建了“反事实”实验,然后通过比较处理组创新企业在 R&D 税费减免后两组企业的生产率差异,由此来确定 R&D 税费减免与创新企业生产率提升之间的因果关系。

具体而言,我们将创新企业样本分为两组,一组是受到政府 R&D 税费减免的企业(记作处理组, Treated),另一组是从未受到政法 R&D 税费减免的企业(记作对照组)。设定一个虚拟变量 $\text{tax}_i^{\text{R\&D}} = \{0, 1\}$, 当创新企业为 R&D 税费减免企业时, $\text{tax}_i^{\text{R\&D}}$ 取值为 1, 反之 $\Omega(i) = \min \|\hat{P}_i - \hat{P}_j\|$ 为 0。另外需要设定 R&D 税费减免前后的二元虚拟变量 $\text{After}_i = \{0, 1\}$, $\text{After}_i = 0$ 和 $\text{After}_i = 1$ 分别表示创新企业在 R&D 税费减免前、后期。因变量 tfp_{it} 是用来表示创新企业 i 在年份 t 的全要素生产率水平,该变量在一定程度上可以反映创新企业的创新能力与创

新绩效,是本文关注的结果变量。R&D 税费减免企业在 $\text{After}_i = 0$ 和 $\text{After}_i = 1$ 两期的生产率变化记作 Δtfp_i^1 ,非 R&D 税费减免企业在两期的生产率变化记作 Δtfp_i^0 。企业 i 在获得政府 R&D 税费减免和没有获得政府 R&D 税费减免状态下企业生产率差异(即处理组企业的平均处理效应,ATT):

$$\lambda = E(\lambda_i | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) = E(\Delta \text{tfp}_i^1 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) - E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) \quad (19)$$

采用最邻近匹配法为 R&D 税费减免企业配对相近的对照组企业。进一步地,构建 Logit 模型:

$$P = \Pr\{\text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1\} = \Phi\{X_{i,t-1}\} \quad (20)$$

通过对公式(20)进行估计,可得出处理组和对照组的概率预测值 $\hat{P}_i$ 和 $\hat{P}_j$ 。最近邻匹配的原则可表示为 $j \in (\text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 0)$ 。其中, $\Omega(i)$ 表示为与处理组企业相对应的对照组企业的匹配集合。与处理组相匹配的对照组企业的生产率变化 $E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 0, i \in \Omega(i))$ 可以近似替代 $E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1)$ 。公式(19)转换为:

$$\lambda = E(\lambda_i | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) = E(\Delta \text{tfp}_i^1 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) - E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 0, i \in \Omega(i)) \quad (21)$$

与公式(21)相对应的实证检验公式表示为:

$$\text{tfp}_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Treated}_i \times \text{After}_i + \beta_3 \text{After}_i + \varepsilon_i \quad (22)$$

在公式(22)的基础上,进一步引入影响企业生产率 tfp_i 的其他控制变量以降低遗漏变量的干扰,得到完整的倍差法模型为:

$$\text{tfp}_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Treated}_i \times \text{After}_i + \beta_3 \text{After}_i + \lambda Z_i + \gamma_i + \varepsilon_i \quad (23)$$

其中,主要的匹配变量(X_i)为:企业年龄(age),采用企业样本期与企业注册的开业时间差值表示,为了避免出现企业年龄为 0 的样本,则进一步对企业样本期与企业注册的开业时间差值加 1 进行处理。企业出口(exp),采用企业出口交货值与企业销售额的比值核算。企业出口活动是影响企业生产率的重要因素,尤其是企业异质性理论中强调高生产率企业更容易选择出口。市场竞争(HHI),按照二分位行业科技活动人员额计算的赫芬达尔-赫希曼指数。市场势力(Markpower),采用数据库中企业自身形成国家或行业标准,显然,在一定程度上该数值越大代表企业所拥有的市场势力越强。企业利润率(Profit_{*i*}),采用企业营业利润与企业销售额的比重 γ_{region} 测算。本文按照企业实收资本所占份额(大于等于 50%)划分为国有企业(State)、民营企业(Private)及外资企业(Foreign),其中民营企业主要是指本土的集体企业与私营企业。另外,还加入了企业 γ_i 的虚拟变量,控制未观测到的固定效应因素, ε_i 表示随机扰动项。

2.2 PSM 匹配效果检验

基于 Becker and Ichino(2002)对倾向匹配方法的介绍,选用非替代性的一对一最邻近匹配方法,采用逐年匹配的方法为各年的处理组找到匹配的对照组。为了确保匹配结果的可靠性,我们还进行了匹配平衡性检验,这里样本平衡性检验结果报告于表 1 中,匹配平衡性条件要求满足: $\text{tax}_i^{\text{R\&D}} \perp X_i | P(X_i)$,即如果在给定企业获得政府 R&D 税费减免概率 $P(X_i)$ 的情况下,企业是否获得 R&D 税费减免与其特征向量之间是相互独立的。

表 1 PSM 匹配样本的平衡性检验结果

变量名称	样本	均值		标准 偏差/%	标准偏 差减少 幅度/%	t 统计量		V(T)/ V(C)
		处理组	对照组			t	p> t	
Exp	匹配前	0.113	0.110	1.0	80.70	2.30	0.021	0.85 *
	匹配后	0.112	0.112	0.2		0.370	0.709	0.87 *
Markpower	匹配前	0.174	0.058	37.3	93.40	92.09	0.000	2.74 *
	匹配后	0.109	0.117	-2.5		-4.68	0.000	0.93 *
HHI	匹配前	0.008	0.010	-24	98.90	-52.88	0.000	0.73 *
	匹配后	0.008	0.008	0.3		0.53	0.596	1.00
Capdeep	匹配前	4.703	4.402	25.0	94.30	55.67	0.000	0.83 *
	匹配后	4.650	4.668	-1.4		-2.76	0.006	0.92 *
Profit	匹配前	0.089	0.057	33.8	95.80	76.90	0.000	1.04 *
	匹配后	0.085	0.083	1.4		2.68	0.007	0.96 *
Age	匹配前	16.540	14.750	25.8	93.30	59.00	0.000	1.12 *
	匹配后	16.040	16.160	-1.7		-3.16	0.002	0.83 *
State	匹配前	0.037	0.027	5.3	72.30	12.20	0.000	.
	匹配后	0.032	0.035	-1.5		-2.67	0.008	.
Private	匹配前	0.813	0.819	-1.4	25.10	-3.18	0.001	.
	匹配后	0.813	0.809	1.0		1.95	0.051	.
Foreign	匹配前	0.146	0.148	-0.6	36.60	-1.33	0.184	.
	匹配后	0.150	0.152	-0.4		-0.69	0.490	.

注:(1) * 表示在 5%的显著性水平;(2)标准偏差减少幅度表示处理组和对照组样本指标均值差异。

此外,如果标准偏差的绝对值越小,则说明匹配效果越好(Smith and Todd, 2005)。根据 Rosenbaum and Rubin(1985),如果匹配后的标准偏差的绝对值小于 20%,可认为匹配效果较好,以此为基础的倾向得分估计是有效的。表 1 汇报了处理组与对照组企业匹配变量的平衡性检验结果。从中可以看到,所有匹配变量的标准偏差,其绝对值在匹配之后都小于 2.5%,从图 3 中可以直观地看

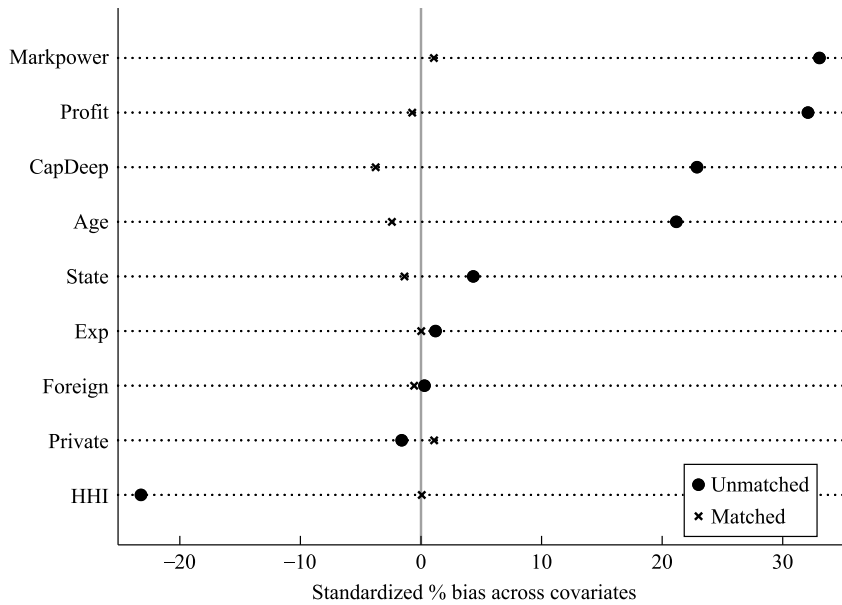


图 3 匹配前后处理组与对照组的标准偏差的绝对值

出,说明本文选取的匹配变量和匹配方法是合理的。同时,匹配之后的 t 统计量都不显著,这可以说明在进行匹配后匹配变量在处理组和对照组之间并不存在显著的差异,匹配效果理想。所有 t 检验结果接受原假设,因此平行假设得到满足。

从图 4 中可以直观地看出,控制组全部在共同取值范围内,处理组仅有少部分不在共同取值范围内,在进行匹配时仅会损失少量样本。

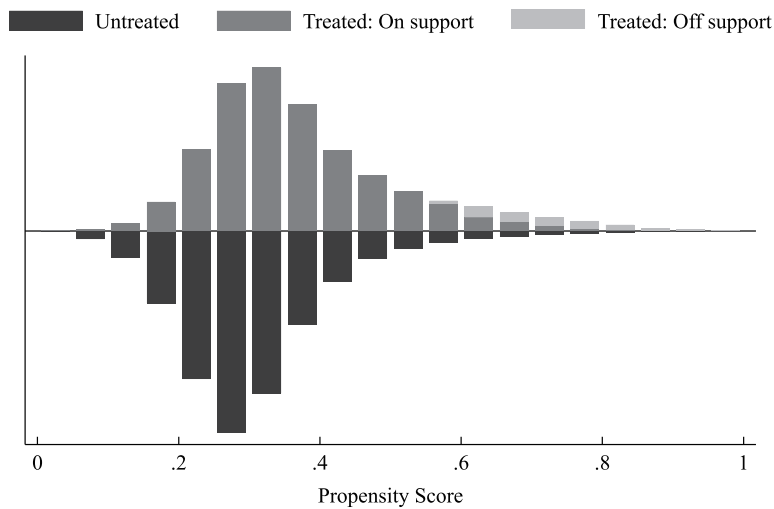


图 4 倾向匹配得分的共同取值范围

从图5匹配前后的概率密度图可以看出,匹配前后两组样本倾向得分的概率分布是有差异的,对照组分布较为左偏。经匹配,得到的概率分布密度函数图已经非常接近,说明本文运用PSM进行样本的选择是有效的,图示也明确表明控制组与处理组满足共同支撑条件。

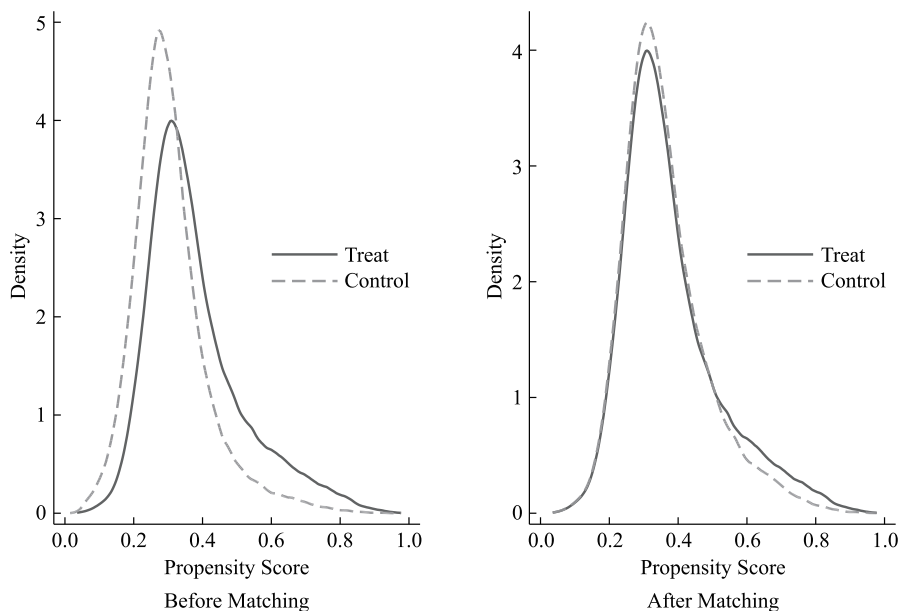


图5 匹配前后处理组和对照组得分值的核密度分布对比

2.3 核心变量测算

本文主要采用了OP法(Olley and Pakes, 1996)和LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)测算创新企业TFP。在企业数据库中,变量固定资产(K)、职工人数(L)的时间跨度为2008—2014年,而工业增加值(Y_{add})在2008—2009、2011—2014年内没有汇报,若直接采用OP法(Olley and Pakes, 1996)来估计整个样本期内企业生产率,会存在问题。LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)核算企业生产率的被解释变量为工业增加值对数值或工业总产值的增加值,庆幸的是中国工业企业数据库中工业总产值(Y)的时间跨度为2008—2014年。因此,需要参考数据库其他变量辅助核算出企业2008—2009、2011—2014的TFP。

具体而言,采用要素报酬核算工业增加值年份缺失变量^①,数据库中劳动要

^① 根据经济增长理论,企业按照最优化原则进行生产,当实现利润最大化时,要素产出弹性为要素报酬与工业增加值的比值。

素报酬(应付工资总额)的样本期为2010—2014年,可以先按照应付工资总额估算出2010—2014年的工业增加值。然后,资本报酬数据无法从数据库中获取,根据公式“资本报酬=利息支出÷负债总额×固定资产”,估算出2008和2009年的工业增加值。需要说明的是,劳动报酬核算法准确性高于资本报酬核算,所以本文先用前者估算,再用后者进行更新。^①另外,OP法核算生产率考虑企业退出并用投资作为生产率的代理变量,并不是所有企业每一期都有投资行为,而LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)把中间要素作为生产率的代理变量,一定程度上避免了OP法核算损失的有效信息。

另外,本文中机制变量选择了企业内部创新与外部政府市场干预。企业产品创新,采用企业新产品销售收入的对数值进行测算;政府市场干预,采用《中国分省份市场化指数报告(2018)》(樊纲、王小鲁等)的市场化指数中政府与市场关系指数进行度量。

2.4 数据来源与处理

本文所使用的数据来源于2008—2014年国家统计局的《全国创新调查企业数据库》,该数据库是国家统计局按照国家统计法进行调查的国家级统计数据库。该数据库企业均为规模以上且有科技创新活动的企业,其提供了工业企业以及科技服务企业详细的科技创新活动信息,是目前关于企业创新企业活动微观数据最全面的数据库之一。目前国内不少文献使用该数据库进行大量研究(张杰等,2020;孙文浩和张杰,2020)。我们还对数据库做了以下处理:(1)我们对此数据库按照现有文献中处理办法,对GB/T 4754—2011的国民经济行业标准修改与调整,按照GB/T 4754—2002行业划分标准进行统一处理。2009和2010年数据库中企业控股情况、隶属关系、开工年份等信息缺失,我们将2013和2014年的创新企业信息汇总成一个创新企业信息集,然后对各个年份中企业信息缺失的数据进行填补。(2)创新调查企业是规模以上《中国工业数据库》中的部分企业,先按照“企业代码”匹配,没有匹配上的再按照“企业名称”匹配,形成一个包含科技创新活动与生产活动的工业企业微观数据库,年均匹配率达到92%。选取劳动数、企业销售额、资本存量、利息支出、资产总计、营业利润等生产经营活动变量数据。(3)删除企业劳动缺失值,删除科技人员小于0和缺失值,删除企业用于内部研发活动经费的缺失值和当年科技活动经费支出强度大于1的值,其中84752家企业享受到研发减免。

^①需要说明的是,采用该方法的前提是不考虑要素扭曲。王贵东(2018)针对工业增加值估算方法作了详细说明,该方法相对增值税率核算和工业总产值核算,具有较大的优势。

另外,本文涉及劳动数、企业销售额、资本存量、利息支出、资产总计、营业利润等变量均取自中国规模以上工业企业数据库,先按照“企业代码”与创新企业匹配,没有匹配上的再按照“企业名称”匹配,最后保留配上的创新企业数。删除企业劳动缺失值,删除科技人员小于 0 和缺失值,删除企业用于内部研发活动经费的缺失值和当年科技活动经费支出强度大于 1 的值,这样就包含了本文所需的创新企业生产与创新变量。为了消除异常值的影响,本文将所需核心变量和控制变量(除去虚拟变量外)均在第 1 和第 99 百分位进行 Winsor 处理。表 2 为变量描述性统计。

表 2 变量描述性统计

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
TFP _{LP}	227600	6.583	1.067	3.397	6.583	9.302
TFP _{OP}	227600	3.745	0.896	0.779	3.774	6.115
TaxCredit _{R&D}	248840	0.019	0.067	0.000	0.000	0.547
TaxCredit	257455	0.024	0.078	0.000	0.000	0.642
TaxCredit _L	257458	0.037	0.121	0.000	0.000	1.125
TaxCredit _A	248019	0.118	0.411	0.000	0.000	4.198
TaxCredit _I	186552	0.211	0.918	0.000	0.000	12.630
Exp	257458	0.035	0.118	0.000	0.000	0.916
Markpower	257700	0.105	0.349	0.000	0.000	2.197
HHI	257497	0.009	0.011	0.001	0.004	0.075
CapDeep	245006	4.496	1.287	0.129	4.486	8.560
Profit	245196	0.073	0.104	-0.284	0.051	0.713
Age	256058	15.679	8.684	5.000	14.000	60.000

3 实证结果与分析

3.1 基准回归

基于前文 R&D 税费减免对创新生产率产生非线性影响,本文首先用创新企业 R&D 税费减免强度进行基准检验,R&D 税费减免强度变量采用的是研究研发费用加计扣除减免税与企业用于科技活动的经费支出的比重测算。本文使用 7 年中国科技创新企业构成的面板数据,因此异方差可能是需要重视的问题。本文主要采用个体固定效应和高维固定效应模型进行估计,而对随机效应模型和固定效应模型的选择时采用 Hausman 检验进行检验,结果显著拒绝了随机效应模型,具体结果如表 3 所示。

表 3 R&D 税费减免与创新企业生产率基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全部样本				PSM			
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
TaxCredit _{R&D}	0.123 *** (0.034)	0.185 *** (0.034)	1.131 *** (0.100)	1.403 *** (0.100)	1.123 *** (0.106)	1.415 *** (0.106)	0.218 ** (0.092)	0.269 *** (0.088)
TaxCredit _{R&D} ²			-2.466 *** (0.230)	-2.982 *** (0.230)	-2.455 *** (0.243)	-3.019 *** (0.243)	-0.566 *** (0.211)	-0.656 *** (0.202)
Exp	0.763 *** (0.019)	0.785 *** (0.019)	0.761 *** (0.019)	0.783 *** (0.019)	0.790 *** (0.026)	0.809 *** (0.026)	0.255 *** (0.026)	0.219 *** (0.024)
Markpower	0.002 (0.008)	0.004 (0.008)	0.000 (0.008)	0.002 (0.008)	-0.007 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.008 (0.009)	-0.005 (0.009)
HHI	-4.023 *** (0.335)	-5.876 *** (0.336)	-4.024 *** (0.335)	-5.880 *** (0.336)	-6.369 *** (0.546)	-8.806 *** (0.544)		
CapDeep	0.012 *** (0.003)	0.095 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)	0.095 *** (0.003)	0.026 *** (0.004)	0.102 *** (0.004)	0.040 *** (0.005)	0.112 *** (0.004)
Profit	0.262 *** (0.025)	0.140 *** (0.025)	0.261 *** (0.025)	0.139 *** (0.025)	0.198 *** (0.034)	0.046 (0.034)	0.568 *** (0.034)	0.596 *** (0.033)
Age	0.011 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)	0.000 (0.001)
State	-0.101 ** (0.045)	-0.083 * (0.045)	-0.100 ** (0.045)	-0.082 * (0.045)	-0.123 * (0.063)	-0.127 ** (0.063)	-0.092 (0.058)	-0.067 (0.054)
Private	0.057 * (0.034)	0.062 * (0.034)	0.058 * (0.034)	0.063 * (0.034)	0.018 (0.051)	0.029 (0.051)	-0.061 (0.045)	-0.062 (0.042)
Foreign	0.004 (0.038)	-0.008 (0.038)	0.004 (0.038)	-0.007 (0.038)	-0.029 (0.055)	-0.045 (0.055)	-0.043 (0.049)	-0.040 (0.045)
_cons	3.389 *** (0.040)	5.750 *** (0.039)	3.382 *** (0.040)	5.742 *** (0.039)	3.402 *** (0.058)	5.833 *** (0.058)	3.618 *** (0.054)	6.165 *** (0.049)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份-行业固定	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
行业-省份固定	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
年份-省份固定	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
N	200770	200800	200770	200800	121090	121090	91106	91106
R ²	0.020	0.032	0.021	0.034	0.023	0.038	0.635	0.768
Hausman	1582.37	2993.10	1643.76	3110.06	1108.27	2017.67		
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		

注：括号内为稳健性标准误；*、**、***表示 10%、5%、1% 的显著性水平。高维固定效应模型中自动删除了仅在一年中出现的 29984 个样本，变量 HHI 与固定效应共线自动删除。

为了增加文章结果的稳健性，我们采用了 OP 和 LP 两种方法测算 TFP 作

为因变量。在列(1)和列(2)中,首先验证了 R&D 税费减免强度对企业生产率的线性关系,从个体固定效应估计结果看,R&D 税费减免强度增强在 1% 的统计水平上显著促进了中国企业生产率提升。为了探究 R&D 税费减免强度对中国企业生产率的非线性影响,则在列(3)~(8)中进行了研究设计。列(3)和列(4)选择全部样本进行估计,可以看出,在控制了一系列的相关影响因素的条件下,结果显示文章主要关心的 R&D 税费减免强度一次项的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正值,二次项的估计系数在 1% 的统计水平上显著为负值。基于上文匹配好的数据,在列(5)~(8)中重新估计两种不同企业生产率的非线性效应。在列(5)和列(6)中,显然个体固定效应模型的估计结果 R&D 税费减免二次项的系数显著为负值。考虑到研究结果的可靠性,本文在列(7)和列(8)中采用高维固定效应,控制了个体固定效应、年份-行业、行业-省份、年份-省份最为严格的固定效应,结果显示 $\text{TaxCredit}_{\text{R\&D}}^2$ 的系数均在 1% 的统计水平上显著为负。这说明 R&D 税费减免强度对创新企业全要素生产率的影响存在一个拐点,在 R&D 税费减免强度达到拐点之前,R&D 税费减免强度的提升能够显著地促进创新企业全要素生产率的提升,但是当 R&D 税费减免强度的增加逐渐达到拐点时,R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的提升作用在下降,到达拐点时促进作用将为零。当 R&D 税费减免强度越过拐点后,R&D 税费减免将会抑制创新企业全要素生产率的增长。因此,表 3 中 R&D 税费减免强度变量一次项和二次项的估计系数验证了文章前文中提出的研究假设,即 R&D 税费减免与创新企业全要素生产率之间存在一种倒“U”型关系。这里我们需要思考的问题是,不同属性企业是否表现出不同的效应?或者不同技术行业表现又不一样?以及为什么 R&D 税费减免会对创新企业产生非线性的影响?

3.2 R&D 税费减免的异质性效应分析

3.2.1 企业异质性分析

不同所有制企业会因为内部技术环境以及外部制度环境不同,也可能会因为企业的内部创新能力不同或者政治关联情况的存在使得不同所有制企业受到 R&D 税费减免的强度不同,因此,本部分将考察在不同所有制企业中研究假设是否成立。表 4 分别汇报了匹配后子样本 R&D 税费减免对不同所有制企业全要素生产率的影响效应,仍然按照 OP 法和 LP 法分别进行估计,而且在 Hausman 检验后选择了个体固定效应模型进行分析。

列(1)~(3)是以 OP 法测算 TFP 为因变量验证民营企业、国有企业以及本土企业三个不同所有制样本,而列(5)~(7)的因变量是以 LP 法测算的 TFP,发现 R&D 税费减免强度一次项的估计系数显著为正值,二次项系数显著为负值。这说明,在本土企业样本中文章的假设依然是成立的,也就是 R&D 税费减免强

度对民营企业和国有企业存在先升后降的倒“U”型关系。在列(1)中,当本土企业 R&D 税费减免强度小于 0.235 时,R&D 税费减免对本土创新企业全要素生产率具有促进效应,而当抵免强度大于 0.235 时,转变为抑制效应。在列(2)中,当民营企业 R&D 税费减免强度小于 0.237 时,R&D 税费减免对民营创新企业全要素生产率具有促进作用,而当抵免强度大于 0.237 时,转变为抑制效应。在列(3)中,国有创新企业全要素生产率由激励效应转向抑制效应的临界点为 0.180。可以发现,随着 R&D 税费减免强度的增加,R&D 税费减免对全要素生产率的促进作用表现为国有创新企业相比民营创新企业先由正变负,同样,在列(5)~(7)也得出同样的结论。另外,在列(4)和列(8)中,外资企业 R&D 税费减免强度的一次项为正,二次项为也显著为负。从而,得出了 R&D 税费减免与创新企业生产率之间的倒“U”关系在本土创新企业和外资企业中均存在。

表 4 R&D 税费减免影响企业生产率的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	本土企业	民营企业	国有企业	外资企业	本土企业	民营企业	国有企业	外资企业
TaxCredit _{R&D}	1.448 *** (0.124)	1.418 *** (0.126)	1.491 * (0.798)	1.129 *** (0.208)	1.159 *** (0.125)	1.128 *** (0.126)	1.534 * (0.818)	0.866 *** (0.208)
TaxCredit _{R&D} ²	-3.078 *** (0.284)	-2.988 *** (0.288)	-4.134 ** (1.792)	-2.370 *** (0.486)	-2.508 *** (0.285)	-2.419 *** (0.289)	-4.233 ** (1.838)	-1.856 *** (0.487)
Exp	0.848 *** (0.036)	0.850 *** (0.036)	1.012 *** (0.342)	0.632 *** (0.040)	0.806 *** (0.036)	0.810 *** (0.036)	0.987 *** (0.351)	0.658 *** (0.040)
Markpower	-0.018 (0.011)	-0.026 ** (0.012)	0.075 (0.055)	0.040 * (0.021)	-0.022 * (0.011)	-0.029 ** (0.012)	0.052 (0.057)	0.043 ** (0.021)
HHI	-8.254 *** (0.656)	-8.886 *** (0.674)	3.183 (3.154)	-8.992 *** (1.009)	-5.916 *** (0.659)	-6.426 *** (0.677)	3.614 (3.236)	-6.461 *** (1.010)
CapDeep	0.100 *** (0.005)	0.104 *** (0.005)	0.045 (0.029)	0.108 *** (0.009)	0.019 *** (0.005)	0.023 *** (0.005)	-0.036 (0.029)	0.043 *** (0.009)
Profit	0.060 (0.041)	0.098 ** (0.042)	-0.496 ** (0.233)	0.132 ** (0.063)	0.223 *** (0.041)	0.260 *** (0.042)	-0.409 * (0.239)	0.246 *** (0.063)
Age	0.013 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)	0.008 * (0.005)	0.044 *** (0.003)	0.007 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.008 * (0.005)	0.035 *** (0.003)
_cons	5.804 *** (0.030)	5.763 *** (0.031)	6.539 *** (0.222)	5.719 *** (0.069)	3.432 *** (0.030)	3.412 *** (0.031)	3.776 *** (0.227)	3.110 *** (0.069)
N	88401	85003	3398	32158	88401	85003	3398	32158
R ²	0.033	0.034	0.018	0.051	0.018	0.019	0.015	0.038
Hausman	723.94	742.52	30.94	221.15	1266.45	1173.01	71.26	326.72
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:括号内为稳健性标准误;*、**、***表示 10%、5%、1%的显著性水平;均采用企业个体固定效应模型估计。余表同此。

3.2.2 技术行业异质性分析

虽然我们在表 3 中控制了行业效应、地区效应,但令人担忧的问题可能是,类似医药制造业、计算机、通讯和电子设备、专用设备制造业等高技术行业,会因为政府特殊政策的扶持而使得 R&D 税费减免强度发生变化,可能会影响 R&D 税费减免对创新企业生产率的作用效应。为此,我们将各行业研发强度均值与制造业总体行业均值比较,将 41 个制造业行业划分为高技术行业(>1.5)、中技术行业(<1.5 & >1.0)、中低技术行业(<1.0 & >0.5)、低技术行业(<0.5)(见附件)四类样本,分别进行实证检验,具体结果如表 5 所示。

表 5 R&D 税费减免影响企业生产率的技术行业异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高技术行业		中高技术行业		中低技术行业		低技术行业	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
TaxCredit _{R&D}	0.913 *** (0.156)	1.190 *** (0.153)	1.100 *** (0.212)	1.398 *** (0.210)	0.577 * (0.334)	0.659 ** (0.330)	1.099 *** (0.343)	1.244 *** (0.340)
TaxCredit _{R&D} ²	-2.119 *** (0.358)	-2.648 *** (0.351)	-2.323 *** (0.480)	-2.916 *** (0.474)	-1.702 ** (0.793)	-1.861 ** (0.783)	-2.553 *** (0.793)	-2.836 *** (0.786)
Exp	0.730 *** (0.038)	0.734 *** (0.038)	0.822 *** (0.055)	0.871 *** (0.054)	0.959 *** (0.088)	0.977 *** (0.087)	0.797 *** (0.068)	0.805 *** (0.068)
Markpower	-0.012 (0.016)	-0.011 (0.015)	-0.021 (0.020)	-0.019 (0.020)	-0.075 *** (0.028)	-0.054 * (0.028)	0.067 ** (0.028)	0.071 *** (0.027)
HHI	-22.254 *** (1.337)	-30.650 *** (1.313)	3.688 *** (0.923)	4.327 *** (0.912)	-20.003 *** (1.485)	-25.377 *** (1.466)	-3.047 *** (1.164)	-4.851 *** (1.153)
CapDeep	0.010 (0.007)	0.097 *** (0.007)	0.036 *** (0.009)	0.116 *** (0.008)	0.010 (0.014)	0.074 *** (0.013)	0.013 (0.012)	0.088 *** (0.012)
Profit	0.228 *** (0.051)	0.093 * (0.050)	0.250 *** (0.065)	0.097 (0.065)	0.082 (0.101)	-0.088 (0.099)	0.612 *** (0.100)	0.492 *** (0.099)
Age	0.005 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.009 *** (0.002)	0.016 *** (0.002)	0.018 *** (0.003)	0.023 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)	0.014 *** (0.003)
State	-0.052 (0.108)	-0.103 (0.107)	-0.191 (0.126)	-0.273 ** (0.125)	-0.224 (0.195)	-0.169 (0.193)	-0.115 (0.180)	-0.098 (0.178)
Private	0.078 (0.089)	0.049 (0.087)	-0.173 (0.105)	-0.236 ** (0.104)	-0.066 (0.166)	-0.003 (0.164)	0.046 (0.139)	0.058 (0.138)
Foreign	0.041 (0.095)	-0.011 (0.093)	-0.150 (0.113)	-0.247 ** (0.112)	-0.102 (0.177)	-0.047 (0.175)	-0.104 (0.154)	-0.114 (0.152)
_cons	3.676 *** (0.098)	6.113 *** (0.097)	3.458 *** (0.119)	5.899 *** (0.117)	3.615 *** (0.187)	6.178 *** (0.185)	3.240 *** (0.158)	5.775 *** (0.156)
N	49108	49108	36144	36144	16480	16480	19358	19358

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高技术行业		中高技术行业		中低技术行业		低技术行业	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
R^2	0.028	0.051	0.019	0.034	0.051	0.074	0.027	0.035
Hausman	1128.06	1806.84	232.75	471.71	155.78	398.96	114.38	194.57
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

列(1)和列(2)是高技术行业的估计结果,显然 R&D 税费减免强度一次项系数在 1%的统计水平上显著为正,二次项在 1%的统计水平上显著为负。这说明 R&D 税费减免与高技术行业创新企业生产率间存在倒“U”型关系,而且作用效应的拐点大约在 0.215~0.225 之间。列(3)和列(4)估计了中高技术行业的创新企业,列(5)和列(6)估计了中低技术行业的创新企业,发现 R&D 税费减免的一次项系数显著为正值,二次项系数显著为负值,由此验证了中技术行业中 R&D 税费减免对创新生产率的作用效应仍然呈现一种显著的倒“U”型关系,而且作用效应由正转向负的临界值大约在 0.170~0.240 之间。可以得出,随着 R&D 税费减免强度的增加,R&D 税费减免对中技术行业创新企业生产率先由激励效应转向抑制效应。在低技术行业中,R&D 税费减免与创新企业生产率之间的倒“U”型关系也通过显著性检验。

3.3 稳健性讨论

3.3.1 替换变量

根据国家税务总局颁布的《企业研究开发费用税前扣除管理办法(试行)》(国税发[2008]116号),文件中规定研发费用未形成无形资产的按照实际发生额的 50%直接抵扣,形成无形资产的 150%在税前摊销。《财政部国家税务总局科技部关于完善研究开发费用税前加计扣除政策的通知》(财税[2015]119号)进一步规定“企业委托外部机构或个人进行研发活动所发生的费用,按照费用实际发生额的 80%计入委托方研发费用并计算加计扣除,受托方不得再进行加计扣除。委托外部研究开发费用实际发生额应按照独立交易原则确定”。前文以研究研发费用加计扣除减免税与企业用于科技活动的经费支出度量创新企业 R&D 税费减免强,为此,我们扣除了委托外单位开展科技活动经费支出,以研究研发费用加计扣除减免税与企业内部科技活动经费支出比值重新核算(TaxCredit)。同时,参考现有文献度量,我们又选取了研究研发费用加计扣除减免税与科技活动人员的比值(TaxCredit_L)、研究研发费用加计扣除减免税与企业资产总计的比值(TaxCredit_A)、研究研发费用加计扣除减免税与企业应交

所得税的比值(TaxCredit_{*t*}),具体估计结果如表 6 所示。

表 6 稳健性分析:更换 R&D 税费减免强度测算变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
TaxCredit	1.270 *** (0.091)	1.649 *** (0.091)						
TaxCredit ²	-2.448 *** (0.190)	-3.137 *** (0.190)						
TaxCredit _{<i>L</i>}			0.625 *** (0.051)	0.830 *** (0.051)				
TaxCredit _{<i>L</i>} ²			-0.662 *** (0.064)	-0.871 *** (0.064)				
TaxCredit _{<i>A</i>}					0.077 *** (0.014)	0.112 *** (0.014)		
TaxCredit _{<i>A</i>} ²					-0.024 *** (0.005)	-0.038 *** (0.005)		
TaxCredit _{<i>t</i>}							0.037 *** (0.007)	0.042 *** (0.007)
TaxCredit _{<i>t</i>} ²							-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)
Exp	0.799 *** (0.025)	0.828 *** (0.025)	0.801 *** (0.025)	0.832 *** (0.025)	0.805 *** (0.026)	0.831 *** (0.026)	0.781 *** (0.030)	0.799 *** (0.030)
Markpower	-0.005 (0.010)	-0.001 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.019 * (0.011)	-0.015 (0.011)
HHI	-6.412 *** (0.521)	-8.925 *** (0.521)	-6.416 *** (0.520)	-8.922 *** (0.520)	-6.440 *** (0.520)	-8.952 *** (0.520)	-7.033 *** (0.584)	-9.560 *** (0.586)
CapDeep	0.028 *** (0.004)	0.103 *** (0.004)	0.026 *** (0.004)	0.102 *** (0.004)	0.026 *** (0.004)	0.100 *** (0.004)	0.046 *** (0.005)	0.117 *** (0.005)
Profit	0.180 *** (0.033)	0.030 (0.033)	0.165 *** (0.033)	0.016 (0.033)	0.132 *** (0.033)	-0.015 (0.033)	-0.007 (0.041)	-0.165 *** (0.041)
Age	0.011 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.019 *** (0.001)
State	-0.108 * (0.062)	-0.106 * (0.061)	-0.119 * (0.061)	-0.117 * (0.061)	-0.126 ** (0.062)	-0.128 ** (0.062)	-0.189 *** (0.070)	-0.179 ** (0.070)
Private	0.025 (0.050)	0.044 (0.050)	0.018 (0.049)	0.036 (0.049)	0.014 (0.050)	0.032 (0.050)	-0.019 (0.055)	0.007 (0.055)
Foreign	-0.040 (0.054)	-0.048 (0.054)	-0.042 (0.053)	-0.050 (0.053)	-0.050 (0.054)	-0.064 (0.054)	-0.119 ** (0.060)	-0.129 ** (0.060)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
_cons	3.366 *** (0.056)	5.790 *** (0.056)	3.388 *** (0.056)	5.811 *** (0.056)	3.406 *** (0.056)	5.854 *** (0.056)	3.378 *** (0.063)	5.845 *** (0.064)
N	127397	127397	127452	127452	127386	127386	100741	100741
R ²	0.025	0.042	0.024	0.041	0.022	0.037	0.024	0.040
Hausman	1251.85	2242.61	1263.27	2256.13	1308.98	2234.42	1233.47	1918.57
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

从列(1)和(2)的估计结果看,扣除委托外单位开展科技活动经费后,R&D 税费减免强度的二次项系数均在 1% 的统计水平上显著为负。列(3)和列(4)是以科技人员核算的企业研发费用减免强度,结果显示二次项 TaxcCredit_L^2 的估计系数均显著为负;列(5)和列(6)是以企业资产总计核算的企业研发费用减免强度,同样显示二次项 TaxcCredit_A^2 的估计系数稳健为负;列(7)和列(8)是以企业所得税测算的企业研发费用减免强度,显然二次项 TaxcCredit_I^2 的系数仍然为负。以上我们针对本文核心解释变量企业研发费用减免强度从多个方面进行度量,二次项系数均显著为负。这一方面说明研发费用减免强度对企业生产率的影响是非线性的,也就是随着研发费用减免强度增加企业生产率呈现出“先升后降”的趋势;另一方面增加了本文基准结果的稳健性,增强了所得结论的可靠性。

3.3.2 PSM-DID

为了更为深入地剖析 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率所产生的倒“U”型影响效应,从而揭示两者之间是否存在实际的因果关系。政府税收激励可能是非随机发生的,为了尽可能地避免选择性偏误和混合性偏误问题,我们根据公式(23)采用 PSM-DID 法进行估计。为了增加稳健性,本文又进行了如下处理。首先,在样本选择上,选择前文匹配好的企业样本;其次,我们按照创新企业 R&D 税费减免强度的均值和拐点区分为高 R&D 税费减免和低 R&D 税费减免的样本组^①,来进一步检验 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的作用效应。我们与前文一样采用 OP 法和 LP 法两种测算企业全要素生产率,选取个体固定效应模型进行估计,具体结果如表 7 所示。

^① 根据前面的估计结果,无法得到 R&D 费税减免的具体拐点数值,为此,我们在可行的范围内取值为 0.229、0.234。通过分位数回归,统计发现 24.16% 的拟合值是负数,因此创新企业 R&D 费税减免强度的选取 75% 分为点 0.189。

表 7 企业 R&D 税费减免效应:以拐点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		低 R&D 税费减免		高 R&D 税费减免	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.138 *** (0.007)	0.188 *** (0.007)	0.124 *** (0.008)	0.169 *** (0.008)	-0.196 * (0.101)	-0.210 ** (0.100)
Exp	0.794 *** (0.025)	0.824 *** (0.025)	0.772 *** (0.027)	0.789 *** (0.027)	0.466 *** (0.101)	0.575 *** (0.099)
Markpower	-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)	-0.017 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.039 (0.042)	-0.049 (0.041)
HHI	-6.359 *** (0.515)	-8.865 *** (0.513)	-6.223 *** (0.564)	-8.651 *** (0.560)	-4.955 *** (1.821)	-6.158 *** (1.794)
CapDeep	0.026 *** (0.004)	0.101 *** (0.004)	0.023 *** (0.004)	0.098 *** (0.004)	-0.007 (0.015)	0.074 *** (0.015)
Profit	0.165 *** (0.032)	0.017 (0.032)	0.211 *** (0.035)	0.057 * (0.034)	-0.301 ** (0.131)	-0.448 *** (0.130)
Age	0.011 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	-0.003 (0.005)	0.010 ** (0.005)
State	-0.108 * (0.061)	-0.106 * (0.061)	-0.116 * (0.066)	-0.126 * (0.065)	0.096 (0.262)	0.129 (0.258)
Private	0.016 (0.049)	0.034 (0.049)	0.029 (0.053)	0.038 (0.053)	0.042 (0.227)	0.105 (0.223)
Foreign	-0.039 (0.053)	-0.048 (0.053)	-0.017 (0.057)	-0.032 (0.057)	-0.044 (0.240)	-0.006 (0.236)
_cons	3.372 *** (0.056)	5.789 *** (0.055)	3.405 *** (0.060)	5.837 *** (0.060)	4.087 *** (0.272)	6.366 *** (0.268)
N	129348	129348	116528	116624	12820	12724
R ²	0.027	0.047	0.024	0.041	0.009	0.022

列(1)和列(2)中,两种方法测算的 TFP 作为因变量,在控制了其他影响因素之后,创新企业全部样本的估计结果显示,我们最为感兴趣的变量交互项 Treated×After,其估计系数在 1%的统计水平上显著为正,这表明 R&D 税费减免在总体上显著激励了企业全要素生产率的提升,这与本文基准回归中验证的 R&D 税费减免对企业生产率线性影响是一致的。而在基准回归中,我们发现 R&D 税费减免与创新企业之间存在倒“U”型关系,在列(3)~(6)中我们首先以拐点区分为低 R&D 税费减免和高 R&D 税费减免的样本。估计结果显示,无论是将 TFP_OP 还是 TFP_LP 作为被解释变量,在低 R&D 税费减免的样本组中,交互项 Treated×After 的回归系数始终显著为正值;在高 R&D 税费减免的样本组中,交互项 Treated×After 反而呈现显著为负的特征。这说明了 R&D 税费减免总体上可以显著促进创新企业生产率提升,并且适宜的 R&D 税费减免产生

激励效应,而过高的 R&D 税费减免会产生抑制效应,也就是随着 R&D 税费减免的持续增加,创新企业 TFP 水平呈现先上升后下降的趋势。

为了增加以上结论的稳健性,我们按照 R&D 税费减免强度的 75%分位点重新划分样本组。表 8 汇报了以均值为标准划分,低 R&D 税费减免样本组和高 R&D 税费减免样本组的估计结果。在控制了一系列影响因素后,在低 R&D 税费减免样本组中,交互项 $Treated \times After$ 的系数均在 1% 的统计水平上显著为正;在高 R&D 税费减免样本组中,交互项 $Treated \times After$ 系数显著为负。这说明替换了样本分类标准后,随着 R&D 税费减免强度的增加,R&D 税费减免与本土创新企业 TFP 之间依然表现为先激励效应后抑制效应,即存在倒“U”型关系。

表 8 企业 R&D 税费减免效应:以分位点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低 R&D 税费减免		高 R&D 税费减免	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.125 *** (0.008)	0.171 *** (0.008)	-0.164 * (0.099)	-0.178 * (0.098)
Exp	0.767 *** (0.027)	0.786 *** (0.027)	0.440 *** (0.097)	0.563 *** (0.095)
Markpower	-0.019 * (0.010)	-0.017 * (0.010)	-0.024 (0.040)	-0.031 (0.039)
HHI	-6.258 *** (0.567)	-8.709 *** (0.564)	-5.111 *** (1.771)	-6.604 *** (1.739)
CapDeep	0.023 *** (0.004)	0.098 *** (0.004)	-0.013 (0.015)	0.069 *** (0.014)
Profit	0.208 *** (0.035)	0.052 (0.034)	-0.288 ** (0.127)	-0.413 *** (0.124)
Age	0.009 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	-0.003 (0.004)	0.008 * (0.004)
State	-0.118 * (0.066)	-0.124 * (0.066)	0.119 (0.250)	0.160 (0.246)
Private	0.034 (0.053)	0.043 (0.053)	0.077 (0.217)	0.130 (0.213)
Foreign	-0.013 (0.057)	-0.030 (0.057)	0.015 (0.230)	0.061 (0.226)
_cons	3.399 *** (0.060)	5.833 *** (0.060)	4.042 *** (0.260)	6.354 *** (0.255)
N	115755	115755	13593	13593
R ²	0.024	0.041	0.008	0.020

3.3.3 平衡趋势检验

双重差分法有效性的重要前提假设是趋同假设,即如果没有执行研发费用加计扣除,R&D 税费减免企业与其他企业的全要素生产率的变化趋势应该是平行的,在政策冲击后的差异仅在于一个受政策影响而另一个不受政策影响。为了检验这一点,本文借鉴了 Jacobson et al. (1993) 的思路,利用事件分析法进行平衡趋势检验。采用以下的估计方程:

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=-4}^{k=7} \gamma_k \text{event}_{i,t_0+k} + \gamma_2 Z_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

其中, event_{i,t_0+k} 表示研发费用减免开始实施的第 k 年的虚拟变量。我们关注的是估计系数 γ_k , 表示研发减免实施第 k 年时, 实验组和对照组之间的生产率差异。如果 γ_k 在 $k < 0$ 的年份中趋势较为平缓, 则证明符合平衡趋势假定, 反之, 出现明显的上升或下降, 则说明实验组和对照组在政策执行之前, 已经有显著差异, 不满足平行趋势假定。这个估计结果在图 6 中汇报, 显然 $k < 0$ 的年份 γ_k 估计值趋势非常平缓且估计值基本为 0, 表明研发费用减免企业与无减免企业在此之前没有显著差异, 从 $k = 0$ 开始, γ_k 估计值开始显著上升, 表明研发费用减免显著提升了企业生产率。总体而言, 上述检验满足平行趋势假设。

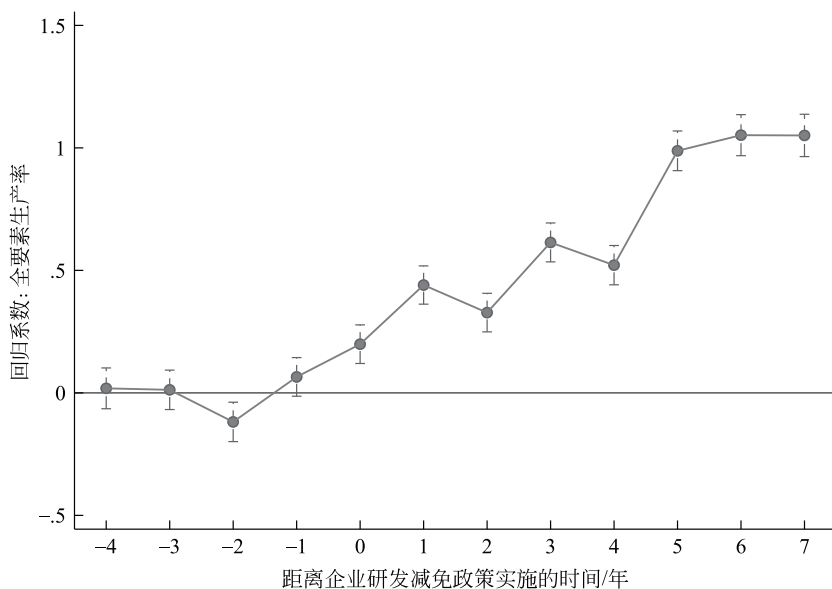


图 6 平衡趋势检验

3.3.4 技术行业的非线性估计

在基准回归中,发现不同技术行业的创新企业 R&D 税费减免效应表现出

差异性,为此,我们将创新企业按照不同技术和不同减免强度进行重新分组。表 9 是以创新企业 R&D 税费减免强度的拐点为标准划分的估计结果。在高技术行业的样本组中,列(1)和列(5)的结果显示交互项 $Treated \times After$ 的系数显著为正,而在列(2)和列(6)的估计系数显著为负,这说明在高技术行业中适宜的 R&D 税费减免强度可以为创新企业带来促进效应,而过高的 R&D 税费减免强度对创新企业生产率提升造成抑制效应。在低技术行业的样本组中,列(3)和列(7)中交互项 $Treated \times After$ 的系数显著为正,但是列(4)和(8)的高减免强度样本组没有通过显著性检验,这说明适宜的 R&D 税费减免可以促进低技术行业创新企业的生产率水平提升,而较高的抵免强度作用效应不明显。由上可知,R&D 税费减免与创新企业 TFP 之间的倒“U”型关系只有在高技术行业中是存在的,在低技术行业中较低的 R&D 税费减免可以提升创新企业生产率。这可能是由于低技术行业的创新企业内部研发投入相对不足,当政府制定较低的 R&D 税费减免强度时,会促进低技术行业企业的创新成本,从而会提升企业生产率;而高技术行业的创新企业以高研发投入为主要特征,当 R&D 税费减免强度适宜时,同样会降低企业的研发成本,降低创新失败的风险,提升企业生产率,当 R&D 税费减免强度持续提升时,创新企业会把更多的资源投入外部制度环境,尤其是政治关联等因素上,从而抑制了企业内部创新能力与创新效率,表现为创新产出的降低和企业生产率的降低。

表 9 不同技术行业 R&D 税收减免:以拐点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
$Treated \times After$	0.123*** (0.009)	-0.165** (0.080)	0.096*** (0.017)	0.164 (0.205)	0.170*** (0.009)	-0.175** (0.085)	0.124*** (0.017)	0.046 (0.272)
Exp	0.732*** (0.031)	0.365*** (0.110)	0.853*** (0.055)	0.858*** (0.234)	0.754*** (0.031)	0.518*** (0.108)	0.870*** (0.054)	1.034*** (0.303)
Markpower	-0.024** (0.012)	-0.030 (0.036)	-0.014 (0.020)	-0.103 (0.092)	-0.025** (0.012)	-0.059* (0.035)	-0.002 (0.020)	-0.010 (0.118)
HHI	-4.659*** (0.766)	-1.300 (2.294)	-9.160*** (0.928)	-15.822*** (3.403)	-7.017*** (0.759)	-2.226 (2.457)	-12.296*** (0.918)	-6.464 (4.274)
CapDeep	0.023*** (0.005)	-0.017 (0.023)	0.014 (0.009)	-0.036 (0.037)	0.101*** (0.005)	0.076*** (0.013)	0.082*** (0.009)	0.110** (0.051)
Profit	0.169*** (0.040)	-0.402*** (0.134)	0.351*** (0.073)	-0.103 (0.323)	0.012 (0.040)	-0.563*** (0.128)	0.213*** (0.072)	-0.482 (0.429)
Age	0.007*** (0.001)	-0.007 (0.012)	0.013*** (0.002)	0.008 (0.010)	0.014*** (0.001)	0.005 (0.012)	0.018*** (0.002)	0.007 (0.013)

续表								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
State	-0.130 [*] (0.077)	0.068 (0.170)	-0.109 (0.136)	0.609 (0.581)	-0.159 ^{**} (0.076)	0.085 (0.155)	-0.081 (0.135)	1.335 [*] (0.699)
Private	0.008 (0.062)	0.041 (0.135)	0.024 (0.112)	0.111 (0.429)	-0.000 (0.061)	0.103 (0.101)	0.049 (0.111)	0.167 (0.422)
Foreign	-0.013 (0.067)	-0.026 (0.124)	-0.086 (0.121)	0.093 (0.472)	-0.052 (0.066)	0.013 (0.099)	-0.077 (0.120)	0.271 (0.517)
_cons	3.466 ^{***} (0.070)	4.183 ^{***} (0.446)	3.374 ^{***} (0.126)	3.618 ^{***} (0.534)	5.877 ^{***} (0.069)	6.390 ^{***} (0.351)	5.935 ^{***} (0.125)	5.785 ^{***} (0.591)
N	81434	9986	34830	3098	81579	9841	34844	1503
R ²	0.021	0.007	0.031	0.035	0.038	0.020	0.045	0.048

同样地,我们以 R&D 税费减免强度的 75%分位点为标准划分样本组,具体结果如表 10 所示。列(1)和(5)的估计结果显示,交互项 Treated×After 在 1%的统计水平上显著为正,而列(2)和(6)中交互项系数显著为负,说明在 R&D 税费减免强度以分位点划分标准的情况下,高 R&D 税费减免对本土创新企业 TFP 产生了抑制效应,而低 R&D 税费减免对其产生了促进作用。同样地,在列(3)和(7)、列(4)和(8)中,估计结果显示低 R&D 税费减免对低技术行业产生激励效应,而高 R&D 税费减免没有产生明显的效应。以上系列的稳健性检验结果再次验证了同样的现象,即在高技术行业中,低 R&D 税费减免强度对本土创新企业 TFP 产生显著的激励效应,高 R&D 税费减免强度对其产生突出的抑制效应,随着 R&D 税费减免强度的不断增加,两者存在倒“U”型作用效应,而在低技术行业中低研发抵扣产生促进作用,高抵扣强度抑制作用不明显。

表 10 不同技术行业 R&D 税费减免:以分位点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
Treated×After	0.124 ***	-0.154 **	0.094 ***	0.164	0.172 ***	-0.163 *	0.123 ***	0.156
	(0.009)	(0.072)	(0.018)	(0.204)	(0.009)	(0.080)	(0.017)	(0.198)
Exp	0.732 ***	0.354 ***	0.843 ***	0.859 ***	0.750 ***	0.481 ***	0.860 ***	0.943 ***
	(0.032)	(0.114)	(0.055)	(0.227)	(0.031)	(0.109)	(0.054)	(0.221)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
Markpower	-0.026 ** (0.012)	-0.007 (0.034)	-0.014 (0.020)	-0.112 (0.090)	-0.027 ** (0.012)	-0.020 (0.036)	-0.003 (0.020)	-0.115 (0.087)
HHI	-4.736 *** (0.768)	-1.089 (2.331)	-9.252 *** (0.930)	-15.734 *** (3.301)	-7.139 *** (0.764)	-2.452 (2.336)	-12.356 *** (0.921)	-18.182 *** (3.209)
CapDeep	0.022 *** (0.005)	-0.013 (0.026)	0.014 (0.009)	-0.041 (0.036)	0.100 *** (0.005)	0.070 *** (0.013)	0.082 *** (0.009)	0.055 (0.035)
Profit	0.168 *** (0.040)	-0.415 *** (0.135)	0.343 *** (0.073)	-0.026 (0.311)	0.010 (0.040)	-0.551 *** (0.125)	0.204 *** (0.072)	-0.236 (0.302)
Age	0.007 *** (0.001)	-0.006 (0.011)	0.013 *** (0.002)	0.005 (0.010)	0.014 *** (0.001)	0.005 (0.009)	0.018 *** (0.002)	0.015 (0.010)
State	-0.137 * (0.077)	0.045 (0.167)	-0.108 (0.136)	0.606 (0.577)	-0.166 ** (0.077)	0.086 (0.148)	-0.079 (0.135)	0.659 (0.561)
Private	0.015 (0.062)	0.037 (0.132)	0.024 (0.112)	0.108 (0.426)	0.008 (0.061)	0.093 (0.096)	0.049 (0.111)	0.148 (0.415)
Foreign	-0.008 (0.067)	-0.003 (0.130)	-0.095 (0.121)	0.084 (0.469)	-0.044 (0.066)	0.046 (0.093)	-0.087 (0.120)	0.111 (0.456)
_cons	3.468 *** (0.070)	4.141 *** (0.430)	3.371 *** (0.126)	3.681 *** (0.528)	5.872 *** (0.070)	6.416 *** (0.291)	5.930 *** (0.125)	6.048 *** (0.513)
N	81038	10382	34717	3211	81038	10382	34717	3211
R ²	0.021	0.006	0.031	0.035	0.038	0.017	0.046	0.053

4 进一步分析：创新环境与制度环境的解释

本文的一个重要发现,只有适度的 R&D 税费减免强度能够提高创新企业 TFP 水平,而过高的抵扣强度则倾向于降低创新企业的 TFP,尤其是在高技术行业中的本土创新企业最为明显。那么随之而来的一个关键问题是,为何高 R&D 税费减免反而降低了创新企业的 TFP? 对于该问题的深入研究不仅有助于深化我们对 R&D 税费减免与企业生产率关系的认识,而且还可以为中国当前创新政策的优化调整提供微观基础。结合文章第二部分的理论分析,我们将从企业自主创新活动与外部制度环境两个方面对这一现象进行解释。

表 11 汇报了创新企业 R&D 税费减免的影响机制效应,其中按照前文计算

表 11 企业 R&D 税费减免非线性的机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.023 (0.015)	0.041*** (0.015)	0.023 (0.015)	0.041*** (0.015)	0.384*** (0.053)	0.446*** (0.052)	0.381*** (0.053)	0.443*** (0.052)
Treated×After× Inno	0.011*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.015*** (0.001)				
Inno	0.007*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.011*** (0.001)				
Treated×After× Inno×Dum_HRD ₁			-0.007*** (0.001)	-0.009*** (0.001)				
Treated×After× Marketindex					-0.038*** (0.007)	-0.042*** (0.006)	-0.037*** (0.007)	-0.041*** (0.006)
Treated×After× Marketindex× Dum_HRD ₁							-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
Marketindex					-0.333*** (0.006)	-0.439*** (0.006)	-0.333*** (0.006)	-0.438*** (0.006)
Exp	0.797*** (0.025)	0.825*** (0.025)	0.796*** (0.025)	0.824*** (0.025)	0.756*** (0.024)	0.774*** (0.024)	0.756*** (0.024)	0.773*** (0.024)
Markpower	-0.017* (0.010)	-0.019** (0.010)	-0.017* (0.010)	-0.020** (0.010)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)
HHI	-6.329*** (0.518)	-8.804*** (0.516)	-6.317*** (0.518)	-8.788*** (0.516)	-4.494*** (0.502)	-6.426*** (0.490)	-4.486*** (0.502)	-6.416*** (0.490)
CapDeep	0.024*** (0.004)	0.099*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.099*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.087*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.087*** (0.004)
Profit	0.165*** (0.033)	0.017 (0.032)	0.168*** (0.033)	0.020 (0.032)	0.315*** (0.032)	0.214*** (0.031)	0.316*** (0.032)	0.215*** (0.031)
Age	0.011*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.014*** (0.001)
State	-0.108* (0.061)	-0.110* (0.061)	-0.107* (0.061)	-0.108* (0.061)	-0.052 (0.059)	-0.033 (0.058)	-0.051 (0.059)	-0.032 (0.058)
Private	0.021 (0.049)	0.034 (0.049)	0.021 (0.049)	0.033 (0.049)	0.025 (0.048)	0.046 (0.047)	0.025 (0.048)	0.047 (0.047)
Foreign	-0.031 (0.053)	-0.044 (0.053)	-0.032 (0.053)	-0.045 (0.053)	0.022 (0.052)	0.033 (0.050)	0.022 (0.052)	0.033 (0.050)
_cons	3.327*** (0.056)	5.728*** (0.056)	3.328*** (0.056)	5.729*** (0.056)	6.078*** (0.074)	9.354*** (0.072)	6.075*** (0.074)	9.349*** (0.072)
N	127805	127805	127805	127805	129348	129348	129348	129348
R ²	0.031	0.053	0.031	0.054	0.080	0.135	0.080	0.135

的拐点构建了 Dum_HRD_1 虚拟变量,以区别探究高 R&D 税费减免企业与低 R&D 税费减免企业的异质性影响。从列(1)和列(2)可以看到, $Inno$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为正值,交互项 $Treated \times After \times Inno$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,这表明企业创新可以显著促进企业生产率提升,随着企业自主创新能力提升 R&D 税费减免对企业生产率的提升效应越明显、促进作用更大。前文研究发现高 R&D 税费减免对高技术行业创新企业产生抑制效应的事实,为此在列(3)和列(4)中加入 Dum_HRD_1 , $Inno$ 的系数显著为正,说明企业创新显著提升了生产率;交互项 $Treated \times After \times Inno$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,交互项 $Treated \times After \times Inno \times Dum_HRD$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为负,结合这两者结果可以发现 R&D 税费减免虽然总体上对企业生产率表现为促进效应,但是在不同组别中表现出异质性。也就是说,在低 R&D 税费减免强度的企业中,企业自主创新能力提升显著促进了企业生产率水平;在高 R&D 税费减免强度的企业中,相比前者,企业自主创新能力提升的促进效应显著降低。结合前文结论,可得 R&D 税费减免对创新企业生产的促进效应,将会随着企业产品创新能力的提升而增强,但是对高 R&D 税费减免强度企业相较于对低 R&D 税费减免强度企业的促进效应显著降低,从而 R&D 税费减免强度对企业生产率的促进效应呈现为先升后降的倒“U”型趋势。

列(5)~(8)汇报了外部制度环境中政府干预对 R&D 税费减免影响效应的估计结果。从列(5)和列(6)的估计结果看,交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 在 1% 的统计水平上显著为负,而 $Treated \times After$ 变量在 1% 的统计水平上显著为正。这意味着不考虑政府干预市场下, R&D 税费减免对企业生产率提升产生明显促进效应,而存在政府对市场进行干预时, R&D 税费减免对企业生产率产生显著的抑制效应。在列(7)和(8)中加入了区分高低 R&D 税费减免 Dum_HRD_1 变量,结果显示, $Treated \times After$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正、 $Marketindex$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为负,这说明在不考虑其他因素情况下, R&D 税费减免对企业生产率的促进效应显著,而政府的市场干预不利于企业生产率提升。进一步地,交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 的系数均在 1% 的统计水平上显著为负,说明政府市场干预程度高将抑制 R&D 税费减免的生产率促进效应。这种抑制效应在不同程度 R&D 税费减免的企业中是否出现异质性影响呢?从交互项 $Treated \times After \times Marketindex \times Dum_HRD_1$ 的结果看,区分高 R&D 税费减免与低 R&D 税费减免强度企业分类后,政府的市场干预显著降低了创新企业 R&D 税费减免的生产率效应,并且对高 R&D 税费减免企业的生产率提升的抑制效应更加明显。以上的检验结果充分表明, R&D 税费减免对企业生产率具有显著的促进效应,一方面随着企业产品创新能力的提升这种

促进效应更加明显,但是高 R&D 税费减免的企业相比低减免强度企业的生产率提升效应显著降低;另一方面,政府的市场干预对 R&D 税费减免的生产率促进效应产生了显著的抑制,并且无论是在高 R&D 税费减免企业还是低 R&D 税费减免企业这种抑制效应均显著存在。

以上分析验证了企业产品创新和政府市场干预两个影响渠道,为了尽可能保证本文结论的可靠性,我们又将创新企业 R&D 税费减免强度的分位点 Dum_HRD_2 作为区分高 R&D 税费减免和低 R&D 税费减免不同样本组的划分标准,具体结果在表 12 进行汇报。列(1)和列(2)中,交互项 $Treated \times After \times Inno$ 估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,而交互项 $Treated \times After \times Inno \times Dum_HRD_2$ 的估计系数显著为负,这进一步验证了 R&D 税费减免和企业产品创新均提升了企业生产率,而随着企业产品创新提升 R&D 税费减免的生产率促进效应逐渐降低,且高 R&D 税费减免企业的促进效应显著小于低 R&D 税费减免企业。列(3)和列(4)中,交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 的系数显著为负,交互项 $Treated \times After \times Marketindex \times Dum_HRD_2$ 的系数也显著为负,这说明政府市场干预会降低 R&D 税费减免对企业生产率的促进效应,而且高 R&D 税费减免强度企业比低 R&D 税费减免企业的抑制效应更大。列(5)和列(6)中同时加入了企业产品创新和政府市场干预两个渠道,交互项 $Treated \times After \times Inno$ 的估计系数显著为正、交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 的估计系数显著为负,这说明同时考虑企业产品创新与政府市场干预两个渠道情形下得出的结论与前文一致。我们可以得出,一方面,R&D 税费减免对企业生产率产生显著的促进效应,而这种促进作用是非线性的,同时企业产品创新显著促进企业生产率提升、政府市场干预显著降低了企业生产率的提升作用;另一方面,R&D 税费减免促进企业产品创新提升生产效应,在高 R&D 税费减免强度企业中显著低于低 R&D 税费减免强度企业,政府市场干预显著抑制 R&D 税费减免的生产率促进效应,尤其是对高 R&D 税费减免强度企业抑制程度更大。也就是说,高 R&D 税费减免对中国企业生产率激励效应的非线性影响,是通过企业产品创新和政府市场干预两个渠道共同作用产生的。由此,本文通过一系列稳健性讨论,验证了 R&D 税费减免对企业生产率非线性影响的存在性,以及解释了这一现象背后的两个可能存在的渠道。

表 12 企业 R&D 税费减免的创新效应和政策效应:以分位点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.024 (0.015)	0.041 *** (0.015)	0.381 *** (0.053)	0.442 *** (0.052)	0.349 *** (0.057)	0.394 *** (0.056)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After×Inno	0.012 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)			0.006 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)
Inno	0.007 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)			0.003 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
Treated×After×Inno×Dum_HRD ₂	-0.008 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)				
Treated×After×Marketindex			-0.037 *** (0.007)	-0.040 *** (0.006)	-0.041 *** (0.007)	-0.045 *** (0.007)
Treated×After×Marketindex×Dum_HRD ₂			-0.005 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)		
Markpower			-0.332 *** (0.006)	-0.438 *** (0.006)	-0.329 *** (0.006)	-0.432 *** (0.006)
Exp	0.796 *** (0.025)	0.825 *** (0.025)	0.756 *** (0.024)	0.773 *** (0.024)	0.760 *** (0.024)	0.777 *** (0.024)
Markpower	-0.017 * (0.010)	-0.020 ** (0.010)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.015 (0.009)	-0.017 * (0.009)
HHI	-6.298 *** (0.518)	-8.763 *** (0.516)	-4.479 *** (0.502)	-6.407 *** (0.490)	-4.561 *** (0.506)	-6.497 *** (0.494)
CapDeep	0.024 *** (0.004)	0.099 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.087 *** (0.004)	0.014 *** (0.004)	0.086 *** (0.004)
Profit	0.168 *** (0.033)	0.020 (0.032)	0.316 *** (0.032)	0.214 *** (0.031)	0.312 *** (0.032)	0.208 *** (0.031)
Age	0.010 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)
State	-0.105 * (0.061)	-0.105 * (0.061)	-0.051 (0.059)	-0.031 (0.058)	-0.052 (0.059)	-0.036 (0.058)
Private	0.022 (0.049)	0.035 (0.049)	0.026 (0.048)	0.047 (0.047)	0.033 (0.048)	0.050 (0.047)
Foreign	-0.031 (0.053)	-0.044 (0.053)	0.023 (0.052)	0.033 (0.050)	0.030 (0.052)	0.036 (0.051)
_cons	3.327 *** (0.056)	5.729 *** (0.056)	6.073 *** (0.074)	9.347 *** (0.072)	6.026 *** (0.075)	9.279 *** (0.074)
N	127805	127805	129348	129348	127805	127805
R ²	0.031	0.054	0.080	0.135	0.081	0.137

5 结论与启示

企业创新是维持各国经济可持续发展的重要推动力,创新政策对创新企业竞争力提升至关重要。中国经济发展步入新常态,全面认识和理解 R&D 税费减免对创新企业生产率的影响效应和作用机制,无疑是当前具有重大现实意义的研究命题。本文得到的重要经验发现如下:(1)典型事实是,享受 R&D 税费减免的创新企业 TFP 明显高于无 R&D 税费减免的创新企业。进一步地发现,在中国创新企业中,R&D 税费减免强度与企业 TFP 之间存在先升后降的倒“U”型关系。(2)研发费用强度按照不同标准划分后,在低 R&D 税费减免的创新企业中,R&D 税费减免对企业 TFP 产生了促进效应,而在高 R&D 税费减免的创新企业中,R&D 税费减免对企业 TFP 产生了抑制效应。由此验证,中国背景下 R&D 税费减免对中国本土创新企业 TFP 的作用效应可能具有两面性。(3)从中国的现实情况来看,R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应,也就是中国企业中 R&D 税费减免对企业 TFP 激励效应的非线性是通过“内部企业创新”和“外部政府干预”两个渠道产生作用的。这就是本文对 R&D 税费减免和创新企业 TFP 之间存在倒“U”型关系这一典型事实的发生动因和内在机制的解释。

政策事实效果是检验一个国家治理能力的重要指标。现阶段,中国主要转向创新驱动发展的阶段,处于经济结构调整和产业转型升级的关键时期,尤其是“十四五”提出了“提升企业技术创新能力”“激励企业加大研发投入”,实施更大力度的研发费用加计扣除、高新技术企业税收优惠等普惠性政策。在此过程中,如果政府能够恰当地运用政策工具,国民经济就能以较小的代价实现高质量发展;反之,则会造成政府财政资源和企业经营资源的两方面损失。这就要求政府以审慎的方式运用政策工具,并依据实施效果及时地予以补充和调整。企业研发激励政策的本意是为了鼓励企业增加研发投入,提升企业创新水平。因此,从企业的角度来说,在享受政府创新优惠政策的同时,要从自身出发,通过技术创新提升 TFP,规避高研发减免对企业创新活动的替代效应。

附录

本文将 41 个制造业行业划分为高技术行业、中技术行业、中低技术行业、低技术行业。具体分类标准为,将各行业研发强度均值与制造业总体行业均值比较,具体见附表 1。

附表 1 按照研发强度划分标准的行业分类

技术层次	制造业行业	研发强度
高技术行业	医药制造业(27);专用设备制造业(35);汽车制造业(36);电气机械及器材制造业(38);计算机、通信和其他电子设备制造业(39);仪器仪表制造业(40);其他制造业(41)	大于 1.5
中高技术行业	石油和天然气开采业(07);烟草制品业(16);化学原料及化学制品制造业(26);黑色金属冶炼及压延加工业(31);金属制品业(33);通用设备制造业(34);铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业(37)	大于 1.0 且小于 1.5
中低技术行业	煤炭开采和洗选业(6);黑色金属矿采选业(8);有色金属矿采选业(9);非金属矿采选业(10);开采专业及辅助性活动(11);其他采矿业(12);食品制造业(14);酒、饮料和精制茶制造业(15);印刷业和记录媒介的复制(23);文教、工美、体育和娱乐用品制造业(24);石油、煤炭及其他燃料加工业(25);化学纤维制造业(28);橡胶和塑料制品业(29);非金属矿物制品业(30);有色金属冶炼及压延加工业(32);废弃资源综合利用业(42);金属制品、机械和设备修理业(43);燃气生产和供应业(45)	大于 0.5 且小于 1.0
低技术行业	农副食品加工业(13);纺织业(17);纺织服装、服饰业(18);皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(19);木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业(20);家具制造业(21);造纸及纸制品业(22);电力、热力的生产和供应业(44);水的生产和供应业(46)	小于 0.5

注:①行业研发强度为各行业与制造业总体均值比;②括号里为二位行业代码。

参考文献

程瑶, 闫慧慧. 2018. 税收优惠对企业研发投入的政策效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 35(2): 116-130.

Cheng Y, Yan H H. 2018. Effect of tax preferences policy on enterprise R & D investment[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(2): 116-130. (in Chinese)

戴小勇, 成力为. 2019. 产业政策如何更有效: 中国制造业生产率与加成率的证据[J]. 世界经济, 42(3): 69-93.

Dai X Y, Cheng L W. 2019. Towards more effective industrial policies: Productivity and mark-up analysis of Chinese manufacturing firms[J]. *The Journal of World Economy*, 42(3): 69-93. (in Chinese)

冯泽, 陈凯华, 戴小勇. 2019. 研发费用加计扣除是否提升了企业创新能力? ——创新链全视角[J]. 科研管理, 40(10): 73-86.

Feng Z, Chen K H, Dai X Y. 2019. Does the weighted tax deduction for R&D costs promote firms' innovative capability? —The full perspective of innovation chain[J].

- Science Research Management*, 40(10): 73-86. (in Chinese)
- 李林木, 郭存芝. 2014. 巨额减免税是否有效促进中国高新技术产业发展[J]. 财贸经济, (5): 14-26.
- Li L M, Guo C Z. 2014. Do huge amounts of tax concessions effectively promote the development of hi-tech industries in China? [J]. *Finance & Trade Economics*, (5): 14-26. (in Chinese)
- 聂辉华, 谭松涛, 王宇峰. 2008. 创新、企业规模和市场竞争力: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 31(7): 57-66.
- Nei H H, Tan S T, Wang Y F. 2008. Innovation, firm size and market competition: From the evidence of firm-level panel data in China[J]. *The Journal of World Economy*, 31(7): 57-66. (in Chinese)
- 任海云, 宋伟宸. 2017. 企业异质性因素、研发费用加计扣除与 R&D 投入[J]. 科学学研究, 35(8): 1232-1239.
- Ren H Y, Song W C. 2017. Firm heterogeneity, additional deduction policy and R&D investment [J]. *Studies in Science of Science*, 35(8): 1232-1239. (in Chinese)
- 孙文浩, 张杰. 2020. 高铁网络能否推动制造业高质量创新[J]. 世界经济, 43(12): 151-175.
- Sun W, Zhang J. 2020. Can the high-speed rail network promote high-quality innovation in manufacturing enterprises? [J]. *The Journal of World Economy*, 43(12): 151-175. (in Chinese)
- 王贵东. 2018. 1996—2013 年中国制造业企业 TFP 测算[J]. 中国经济问题, (4): 88-99.
- Wang G D. 2018. Calculation on the TFP of manufacturing enterprises in China during 1996—2013[J]. *China Economic Studies*, (4): 88-99. (in Chinese)
- 杨国超, 刘静, 廉鹏, 等. 2017. 减税激励、研发操纵与研发绩效[J]. 经济研究, 52(8): 110-124.
- Yang G C, Liu J, Lian P, et al. 2017. Tax-reducing incentives, R&D manipulation and R&D performance [J]. *Economic Research Journal*, 52(8): 110-124. (in Chinese)
- 杨国超, 芮萌. 2020. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 55(9): 174-191.
- Yang G C, Rui M. 2020. The incentive effect and catering effect of tax-reducing policy for high-tech enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 174-191. (in Chinese)
- 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究,

- 2012, 47(9): 125-139.
- Yu W, Wang M J, Jin X R. 2012. Political connection and financing constraints: Information effect and resource effect[J]. *Economic Research Journal*, (9): 125-139. (in Chinese)
- 张杰, 陈志远, 吴书凤, 等. 2020. 对外技术引进与中国本土企业自主创新[J]. *经济研究*, 55(7): 92-105.
- Zhang J, Chen Z Y, Wu F S, et al. Foreign technology introduction and local firms' innovation in China [J]. *Economic Research Journal*, 55(7): 92-105. (in Chinese)
- Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. 2005. Competition and innovation: An inverted-U relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2): 701-728.
- Becker S O, Ichino A. 2002. Estimation of average treatment effects based on propensity scores[J]. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 2(4): 358-377.
- Bond S R, Guceri I. 2017. R&D and productivity: Evidence from large UK establishments with substantial R&D activities[J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 26(1/2): 108-120.
- Bravo-Ortega C, Marín Á G. 2011. R&D and productivity: A two way avenue? [J]. *World Development*, 39(7): 1090-1107.
- Cappelen Å, Raknerud A, Rybalka M. 2012. The effects of R&D tax credits on patenting and innovations[J]. *Research Policy*, 41(2): 334-345.
- Castellacci F, Lie C M. 2015. Do the effects of R&D tax credits vary across industries? A meta-regression analysis[J]. *Research Policy*, 44(4): 819-832.
- Castellani D, Piva M, Schubert T, et al. 2019. R&D and productivity in the US and the EU: Sectoral specificities and differences in the crisis[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 138: 279-291.
- Chen L, Yang W H. 2019. R&D tax credits and firm innovation: Evidence from China [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 146: 233-241.
- Chirinko R S, Fazzari S M, Meyer A P. 1999. How responsive is business capital formation to its user cost? An exploration with micro data[J]. *Journal of Public Economics*, 74(1): 53-80.
- Crespi G, Giuliadori D, Giuliadori R, et al. 2016. The effectiveness of tax incentives for R&D+i in developing countries: The case of Argentina [J]. *Research Policy*, 45(10): 2023-2035.
- Czarnitzki D, Hanel P, Rosa J M. 2011. Evaluating the impact of R&D tax credits on innovation: A microeconomic study on Canadian firms [J]. *Research Policy*,

- 40(2): 217-229.
- David P A, Hall B H, Toole A A. 2000. Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence[J]. *Research Policy*, 29(4/5): 497-529.
- Doraszelski U, Jaumandreu J. 2013. R&D and productivity: Estimating endogenous productivity[J]. *The Review of Economic Studies*, 80(4): 1338-1383.
- Ederington J, McCalman P. 2011. Infant industry protection and industrial dynamics [J]. *Journal of International Economics*, 84(1): 37-47.
- Ederington J, McCalman P. 2013. Technology adoption, government policy and tariffication[J]. *Journal of International Economics*, 90(2): 337-347.
- Eisner R, Albert S H, Sullivan M A. 1984. The new incremental tax credit for R&D: Incentive or disincentive? [J]. *National Tax Journal*, 37(2): 171-183.
- Götz G. 1999. Monopolistic competition and the diffusion of new technology [J]. *The Rand Journal of Economics*, 30(4): 679-693.
- Greenwald B C, Stiglitz J E. 1986. Externalities in economies with imperfect information and incomplete markets [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(2): 229-264.
- Griliches Z. 1998. R&D and productivity: The econometric evidence [M]. Chicago: University of Chicago Press.
- Guellec D, Van Pottelsberghe De La Potterie B. 2001. R&D and productivity growth: Panel data analysis of 16 OECD countries [J]. *OECD Economic Studies*, (33): 103-126.
- Hall B, Van Reenen J. 2000. How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence [J]. *Research Policy*, 29(4/5): 449-469.
- Harris R, Li Q C, Trainor M. 2009. Is a higher rate of R&D tax credit a panacea for low levels of R&D in disadvantaged regions? [J]. *Research Policy*, 38(1): 192-205.
- Heckman J J, Ichimura H, Todd P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme [J]. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.
- Higón D A. 2007. The impact of R&D spillovers on UK manufacturing TFP: A dynamic panel approach [J]. *Research Policy*, 36(7): 964-979.
- Huang C H. 2015. Tax credits and total factor productivity: Firm-level evidence from Taiwan [J]. *The Journal of Technology Transfer*, 40(6): 932-947.
- Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. 1993. Earnings losses of displaced workers [J]. *The American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- Kobayashi Y. 2014. Effect of R&D tax credits for SMEs in Japan: A microeconomic

- analysis focused on liquidity constraints[J]. *Small Business Economics*, 42(2): 311-327.
- Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Lokshin B, Mohnen P. 2012. How effective are level-based R&D tax credits? Evidence from the Netherlands[J]. *Applied Economics*, 44(12): 1527-1538.
- Mansfield E. 1965. Rates of return from industrial research and development[J]. *The American Economic Review*, 55(1/2): 310-322.
- Mansfield E. 1986. Patents and innovation: An empirical study[J]. *Management Science*, 32(2): 173-181.
- Mohr R D. 2002. Technical change, external economies, and the Porter hypothesis[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 43(1): 158-168.
- Olley G S, Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- Powell W W, DiMaggio P J. 1991. The new institutionalism in organizational analysis [M]. Chicago: University of Chicago Press, 108-140.
- Rao N. 2016. Do tax credits stimulate R&D spending? The effect of the R&D tax credit in its first decade[J]. *Journal of Public Economics*, 140: 1-12.
- Rosenbaum P R, Rubin D B. 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *The American Statistician*, 39(1): 33-38.
- Smith J A, Todd P E. 2005. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. *Journal of Econometrics*, 125(1/2): 305-353.
- Yang C H, Huang C H, Hou T C T. 2012. Tax incentives and R&D activity: Firm-level evidence from Taiwan[J]. *Research Policy*, 41(9): 1578-1588.

A Nonlinear Study on the Incentive Effect of R&D Tax Credit on Chinese Enterprise Productivity

Jian Song¹ Yijing Wang²

(1. School of Economics, Institute of Politics and Economics, Nanjing Audit University;

2. School of Economics, Nanjing Audit University)

Abstract R&D tax incentive policies is an important tool for implementing innovation-driven strategies. In-depth understanding of the incentive effect and internal logic of R&D tax credits on the productivity of innovative enterprises is closely related to

building an innovative country and reshaping new development advantages. Based on the typical facts, this paper constructs a decision-making model for improving corporate's total factor productivity (TFP) and includes R&D credit factors, and then uses the data of Chinese technology survey companies from 2008 to 2014 for empirical analysis. The study found that in China's local innovative companies, there is a nonlinear relationship between the R&D tax credit intensity and the company's TFP. Among the low-density enterprises, the R&D tax credit has significantly increased the enterprise TFP, while in the high-density enterprises, it has a restraining effect. Further, we verify that R&D tax deductions enhance corporate productivity through product innovation, while government intervention in the market suppresses the productivity incentive effect of R&D tax deductions. That is, "internal enterprise innovation" and "external government intervention" are the two channels through which R&D tax relief affects enterprise productivity nonlinearly. This research has added new knowledge for the implementation of more vigorous inclusive policies during the 14th Five-Year Plan period, and provided useful enlightenment for the improvement of enterprises' technological innovation capabilities.

JEL Classification D21, L25, O31