

的低下<sup>[25]</sup>。可见,庞大的董事会规模增加了协调成本、降低了决策效率,难以识别出更多的研发机会从而不利于企业开展研发活动。因为,本文提出如下假设。

H<sub>1d</sub>:董事会规模负向影响企业 R&D 投入。

4. 高管持股比例对 R&D 投入的影响。Morck 等在针对高管持股比例与企业绩效的研究中发现两者具有显著的非线性联系,并提出著名的“利益趋同假说”和“壕沟防御假说”<sup>[26]</sup>,Cheng 等、韩亮亮等发现该假说同样可以解释高管持股比例与 R&D 投入的关系<sup>[27-28]</sup>。通常,企业更倾向于选择附带授予条件的股票期权作为股权激励的方式,这种方式不仅限制了高管出售股票套现的行为,还将高管与企业的利益长期捆绑在一起。当高管持有企业一定股权时,高管与股东实现利益协同,降低了代理成本,避免了高管的短视行为,利于开展 R&D 活动。随着高管股权份额的增长,在缺乏有效的监督机制下,自利动机可能会驱使高管谋求自身利益、掠夺公司资源,壕沟防御效应抵消了高管与股东的协同效应;同时,当高管持有公司大量股权时,高管会更加谨慎地做出决策以降低投资风险,此时可能会出于防御心理而减少 R&D 投入。因此,本文提出如下假设。

H<sub>1e</sub>:高管持股与 R&D 投入呈倒 U 型关系。

#### (二) 政府补助与 R&D 投入

R&D 投入具有明显的正向外部性,企业的研发成果很可能被竞争对手以较低的成本复制和模仿,导致企业付出高额的 R&D 资本投入却无法获得预期的回报,政府补助作为一只“无形的手”,可以适度地矫正由于外部性带来的“市场失灵”问题。同时,政府补助可以为企业提供隐形融资担保,刺激企业谋求债权融资从而缓解资金压力,减小企业在研发创新方面与社会最优水平的差距,鼓励企业技术创新从而增加 R&D 投入<sup>[29]</sup>。但是,政府补助不仅仅是通过增加企业资本来影响企业 R&D 活动,根据高阶梯队理论,企业的行为受到高管特质的影响,翟淑萍等的研究证明了高管持股比例会影响政府补助对 R&D 活动的激励作用<sup>[3]</sup>。当高管存在利益趋同现象时,会更多地将政府补助用于 R&D 活动,发挥政府补助的激励作用;而当高管存在壕沟防御现象时,为降低技术研发失败风险,高管可能更倾向于减少 R&D 投入。因此,本文提出如下假设。

H<sub>2</sub>:政府补助能促进企业 R&D 投入,但这一作用受到高管持股比例的调节。当高管持股比例适中时,增强了政府补助对 R&D 投入的激励作用;当高管持股比例过高或过低时,抑制了政府补助对 R&D 投入的激励作用。

#### (三) R&D 投入的滞后性

企业的创新行为有助于提高企业的核心竞争力,优化技术服务,促进产品迭代更新。Sougiannis 提出,企业每增加 1% 的 R&D 投入,将带来 5% 的市场收益,但是这种收益具有滞后性<sup>[30]</sup>。贲友红也指出 R&D 投入对当期绩效具有负向影响而对后期绩效具有正向影响,且滞后效应在滞后两期最显著<sup>[31]</sup>。在企业财务会计中,研发阶段的支出应计入期间费用,开发阶段的支出只有满足资本化条件的部分才可以计入无形资产。费用化的研发支出会冲减当期利润,无形资产的确权及无形资产的使用均需要一定的周期,同时新的产品和技术也需要一定的时间被市场所接纳从而给企业带来价值,所以当期的 R&D 投入会降低当期的绩效水平,但从长远来看,R&D 投入会带来绩效的提升。因此,本文提出如下假设。

H<sub>3</sub>:R&D 投入会显著降低本期绩效水平,对企业绩效的提升具有滞后效应。

#### (四) R&D 投入的中介作用

学术界针对公司治理结构、企业 R&D 投入和企业绩效三者的研究已取得一定进展,舒谦等在对私有企业样本进行研究后,证明了治理结构与 R&D 投入的交互项显著作用于公司绩效<sup>[32]</sup>,李伟等的研究证明了治理结构在 R&D 投入与企业价值的关系中充当调节变量,以往学者的研究证明了三者之间绝非简单的传递关系<sup>[33]</sup>。根据上文假设,本文认为公司治理结构可以显著影响企业 R&D 投入,而

R&D投入又会降低当期企业绩效而提升后期绩效,同时,杨典的研究也证明了治理结构对企业绩效的影响是真实存在的<sup>[8]</sup>,根据温忠麟提出的中介效应模型<sup>[34]</sup>,公司治理结构、企业R&D投入和企业绩效满足中介效应的作用路径,因此,本文提出如下假设。

H<sub>4</sub>: R&D投入在治理结构和企业绩效的关系中起中介作用。

#### 四、样本选择与模型设计

##### (一) 样本选择

本研究以2010—2015年披露R&D信息的创业板上市公司为样本,数据来源于CSMAR数据库和巨潮资讯网,为保证数据的完整性和可靠性,在样本选择过程中进行如下筛选:①选择上市时间为2010年1月1日前的样本;②剔除未披露R&D信息或信息披露不完整的样本;③剔除ST、\*ST类样本和金融类样本。最终选取了155家上市公司的930个观测值进行实证研究,为消除极端异常值,本文对所有连续变量进行了1%的Winsorize处理,所用统计软件为Stata12.0和Spss20.0。

##### (二) 基本模型与变量度量

研究表明R&D活动是推动企业技术创新、促进企业产业升级、提升企业经营绩效的动力源泉。在公司股东、董事会和高管之间相互制衡、彼此约束并进行权利的争夺与较量的过程中,公司治理结构会影响企业的R&D投入决策。为寻找治理结构中影响R&D投入的因素,并探究R&D投入与企业绩效的关系,本文构建如下回归模型:

$$r\&d_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 stateshr_{i,t} + \alpha_2 cr_{i,t} + \alpha_3 cr_{i,t}^2 + \alpha_4 eqb_{i,t} + \alpha_5 dsize_{i,t} + \alpha_6 msh_{i,t} + \alpha_7 msh_{i,t}^2 + \sum_{i \geq 3} a_i control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (1)$$

$$r\&d_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 sub_{i,t} + \beta_2 msh_{i,t} + \beta_3 msh_{i,t} \times sub_{i,t} + \sum_{i \geq 3} \beta_i control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (2)$$

$$roe_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 r\&d_{i,t-k} + \sum_{i \geq 3} \gamma_i control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (3)$$

模型(1)用来测量内部治理结构对R&D投入的影响,在模型中加入了二次项 $cr^2$ 、 $msh^2$ 以检验股权集中度、高管持股比例对R&D投入的非线性影响;模型(2)用来探究政府补助是否受到高管股权激励的调节,在模型中加入了交叉项 $msh \times sub$ 来检验调节作用;模型(3)加入了滞后项来检验滞后效应是否存在。其中, $t$ 代表上市公司 $t$ 年度的数据, $k$ 代表R&D滞后对企业绩效影响的滞后期数, $control$ 表示控制变量。变量定义如表1所示。

表1 变量定义与说明

| 变量类型  | 变量符号            | 变量说明                              |
|-------|-----------------|-----------------------------------|
| 被解释变量 | <i>roe</i>      | 企业绩效,资产收益率                        |
| 解释变量  | <i>r&amp;d</i>  | 研发强度,研发投入占营业收入的比重                 |
|       | <i>stateshr</i> | 是否有国有股份,0表示没有,1表示有                |
|       | <i>cr</i>       | 股权集中度,前五大股东持股比例                   |
|       | <i>eqb</i>      | 股权制衡度,第二至第五大股东持股比例之和与第一大股东持股比例的比值 |
|       | <i>dsize</i>    | 董事会规模                             |
|       | <i>msh</i>      | 高管持股比例                            |
|       | <i>sub</i>      | 政府补助金额取对数                         |
| 控制变量  | <i>lev</i>      | 资产负债率                             |
|       | <i>size</i>     | 企业规模,营业收入取对数                      |
|       | <i>growth</i>   | 企业成长性,主营业务收入增长率                   |
|       | <i>inc</i>      | 市场竞争程度,行业主营业务利润率的标准差              |
|       | <i>rsb</i>      | 寻租行为,业务招待费占营业收入的比例                |
|       | <i>year</i>     | 年度虚拟变量                            |

#### 五、实证研究与结果分析

##### (一) 描述性统计与相关系数分析

根据《全球企业研发调查报告》发布的调研数据,目前国际领先行业的研发投入水平为6.8%—11.7%,表2结果表明,我国创业板研发强度的均值为7.24%,已跻身全球领先水平,可见创业板作为我国经济发展的领头羊,正在不断迸发出新的活力。国有持股比例水平平均值为0.114,说明我国创业板企业国有股份比例较低,可见国家对创业板企业的干预较少。前五大股东持股比例均值为55.27%,

股权制衡指数均值为 0.993,反映了我国创业板行业股权结构较为合理,股权的集中与制衡共存,一定程度上控制了代理成本,减少了利益侵占问题。董事会规模最大值为 12,均值为 8.25,数据波动不大,对于尚在飞速发展阶段的创业板企业来说,董事会规模略显臃肿,可能会降低决策的效率。高管持股比例均值为 19.86%,处于大多数学者认同的适当水平,有利于高管与股东利益的协调,但是标准差较大,反映出股权激励行为在不同的企业存在较大的差异。政府补助处于较高水平且标准差较小,可以看出我国政府向创业板高科技新兴产业注入了充足的资本,提供了强有力的支撑。

创业板企业资产负债率的均值较低,偏向于保守型的发展策略,可能会导致丧失可观的投资机会,创业板企业正处于成长期,应把握时机合理利用资金杠杆撬动企业发展。创业板企业的企业规模和成长性均处于较高水平,可见创业板企业作为国民经济发展的引擎,充分吸引和调动了社会资本,推动了科技成果的转化,助力我国经济的腾飞。行业竞争程度的最大值与最小值差异较大,可见不同行业的市场竞争情况具有明显区别。寻租行为的均值为 0.4193%,数据波动不大,创业板企业多为新兴中小高新技术企业,政企关系相对较弱,不存在严重的寻租行为。

## (二) 治理结构对 R&D 投入的影响机制分析

根据模型(1)、模型(2)、模型(3)及本文合理筛选后的样本,三个回归模型 Hausman 检验的相伴概率为 0.000,在 1% 的显著性水平上拒绝了随机效应模型的原假设,故本文选用固定效应模型。为解决回归方程的异方差、序列相关和截面相关问题,本文采用 Driscoll & Kraay 提出的异方差 - 序列相关 - 截面相关稳健性标准误修正模型进行回归分析<sup>[35]</sup>。

表 3 列示了治理结构、政府补助与 R&D 投入的回归结果。模型 1 研究了控制变量对 R&D 投入的影响,模型 2 中加入了国有持股(*stateshr*)、股权集中(*cr*)和制衡度(*eqb*)、董事会规模(*dsize*)、高管持股比例(*msh*)等变量后  $R^2$  明显提高,证明模型 2 中加入的变量提高了对方程的解释程度。

在模型 2 中,国有持股的回归系数为 -1.0671,且通过了 5% 的显著性检验,假设  $H_{1a}$  得证。由此本文认为我国创业板的国有持股份额限制了企业的 R&D 活动,国有产权属性决定了企业发展的短视局限性,从而牵制了企业研发创新的行为。

股权集中度的一次项系数为负、二次项系数为正,且通过了 5% 的显著性检验,为假设  $H_{1b}$  提供了证据,即股权集中度与企业 R&D 投入的关系是一条 U 型曲线。该结论证实了股权集中度较低时大股东对小股东利益侵占现象的存在,这可能与我国公司治理、证券交易方面的法律不够完善,行业规则不够规范等原因有关;而股权较为集中有助于企业降低代理成本、提高决策效率、解决信息不对称问题,有利于企业开展 R&D 活动。

股权制衡度对企业 R&D 投入的影响系数为 1.9750,且在 1% 的水平上显著,假设  $H_{1c}$  成立,这一结论与陈德萍等的研究结论相同<sup>[20]</sup>,在股权集中的情况下,股东之间的相互制衡更利于公司治理。股权制衡能在一定程度上同时解决“代理问题”和“利益侵占问题”,此时提高了企业的风险承受能力,企业的所有者更乐意将资源配置到企业创新研发的活动中,支持企业的 R&D 活动。

董事会规模对 R&D 投入的影响系数为负,可见庞大的董事会规模不利于企业的 R&D 投入,但是系数不显著,无法证明假设  $H_{1d}$ 。周杰等的研究也证明了董事会规模与 R&D 投入之间不存在显著的

表 2 变量的描述性统计

| 变量              | 观测值 | 平均值     | 标准差     | 最小值     | 最大值     |
|-----------------|-----|---------|---------|---------|---------|
| <i>roe</i>      | 930 | 0.0843  | 0.0679  | -0.0834 | 0.3805  |
| <i>r&amp;d</i>  | 930 | 7.2376  | 7.0420  | 0.0000  | 42.3200 |
| <i>stateshr</i> | 930 | 0.1140  | 0.3180  | 0.0000  | 1.0000  |
| <i>cr</i>       | 930 | 55.2681 | 12.3668 | 27.2197 | 78.4581 |
| <i>eqb</i>      | 930 | 0.9934  | 0.6835  | 0.1061  | 3.0535  |
| <i>dsize</i>    | 930 | 8.2452  | 1.4143  | 5.0000  | 12.0000 |
| <i>msh</i>      | 930 | 19.8624 | 18.6572 | 0.0000  | 66.6667 |
| <i>sub</i>      | 930 | 15.6948 | 1.1677  | 11.9184 | 18.2429 |
| <i>lev</i>      | 930 | 0.2217  | 0.1492  | 0.0203  | 0.6241  |
| <i>size</i>     | 930 | 20.0480 | 0.7873  | 18.3933 | 22.0547 |
| <i>growth</i>   | 930 | 0.2347  | 0.3222  | -0.2991 | 1.5540  |
| <i>inc</i>      | 930 | 17.7355 | 2.5566  | 16.9421 | 62.4096 |
| <i>rsb</i>      | 930 | 0.4293  | 0.5527  | 0.0031  | 8.9772  |

关系<sup>[25]</sup>,原因可能是创业板企业的董事会成员多为公司股东和高管,容易影响董事会发挥独立的监督作用,而独立董事大多存在“不独立、不懂事”的问题,导致董事会机构无法达成多元决策、协同共治的作用。

高管持股比例的一次项系数为正、二次项系数为负,通过了显著性检验,说明在高管持股比例较低时,在利益趋同效应下高管增加企业 R&D 投入以实现高管与股东的协同共赢;而高管持股比例提高到一定水平时,壕沟防御效应使高管畏惧风险,在自利动机下降低企业的 R&D 投入,青睐风险较小的投资项目。由此假设 H<sub>1c</sub> 得证,高管持股比例与企业 R&D 投入存在显著的倒 U 型关系。

### (三) 高管持股比例的调节效应分析

表 3 所示,模型 3 和模型 4 说明了高管持股比例 (*msh*) 在政府补助 (*sub*) 的作用路径中起调节效应。在模型 3 中,政府补助对 R&D 投入的相关系数为 0.2473,并且通过显著性检验,

可以证明政府补助显著正向影响企业的 R&D 投入,政府这双“无形的手”可以通过提供补助来激励企业进行研发投入,一定程度上弥补了外部性挫伤企业研发创新积极性的问题。

目前学术界缺乏对于政府补助对企业 R&D 投入的影响路径研究,本文尝试打开这个“黑箱”。模型 4 考虑了交乘项 *msh* × *sub* 对研发投入的影响,可以看出交乘项的系数为 0.0009 并且通过了显著性检验,结合模型 3 的回归结果可以看出高管持股比例确实调节了政府补助对 R&D 投入的作用路径,假设 H<sub>2</sub> 得到初步的证明。

为验证高管激励差异导致的“利益趋同效应”和“壕沟防御效应”在政府补助的作用路径中是否真实存在,本文参考了 Morck 等的研究<sup>[26]</sup>,将全部样本按照高管持股比例划分为两组,持股比例在 5% - 25% 的样本为控制组,落在该范围内的样本高管持股比例适中,股权激励效应良好;持股比例小于 5% 或者大于 25% 的样本为对照组,落在该范围内的样本高管持股比例过低或者过高,存在股权激励不足或股权激励过度的问题。分组后,控制组有 312 个观测值,对照组有 618 个观测值,分组回归的结果如表 3 所示。

模型 5 和模型 6 分别报告了控制组和对照组中政府补助与企业 R&D 投入的相关情况。由模型

表 3 治理结构、R&D 投入和企业绩效的回归结果

| 变量                      | M1          | M2          | M3          | M4          | M5           | M6          |
|-------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|
| <i>lev</i>              | -1.5315 *   | -1.5515     | -1.4587 *   | -1.6663 *   | -10.2972 *** | -5.8906 *** |
|                         | (0.6917)    | (0.8401)    | (0.7124)    | (0.7066)    | (3.0113)     | (1.9247)    |
| <i>size</i>             | -2.8421 *** | -2.7400 *** | -2.9979 *** | -2.7944 *** | -3.4961 ***  | -2.7657 *** |
|                         | (0.3259)    | (0.3549)    | (0.3408)    | (0.3159)    | (0.6005)     | (0.428)     |
| <i>growth</i>           | -1.0226 **  | -1.1117 **  | -0.9676 **  | -1.0329 **  | -0.1334      | 1.2469      |
|                         | (0.2649)    | (0.2939)    | (0.2739)    | (0.2759)    | (1.1324)     | (0.8494)    |
| <i>inc</i>              | -0.3763 *** | -0.3945 *** | -0.3877 *** | -0.3878 *** | 0.1420       | 0.1556 *    |
|                         | (0.0479)    | (0.0397)    | (0.0463)    | (0.0482)    | (0.1469)     | (0.0935)    |
| <i>rsb</i>              | 0.0021 *    | 0.0022 *    | 0.0021 *    | 0.0022 *    | 0.0054 ***   | 0.0068 ***  |
|                         | (0.0010)    | (0.0009)    | (0.0010)    | (0.0009)    | (0.0019)     | (0.0011)    |
| <i>stateshr</i>         |             | -1.0671 **  |             |             |              |             |
|                         |             | (0.3850)    |             |             |              |             |
| <i>dsize</i>            |             | -0.0613     |             |             |              |             |
|                         |             | (0.1319)    |             |             |              |             |
| <i>msh</i>              |             | 0.0702 **   |             |             |              |             |
|                         |             | (0.0248)    |             |             |              |             |
| <i>msh</i> <sup>2</sup> |             | -0.1148 *   |             |             |              |             |
|                         |             | (0.0518)    |             |             |              |             |
| <i>cr</i>               |             | -0.2547 **  |             |             |              |             |
|                         |             | (0.0774)    |             |             |              |             |
| <i>cr</i> <sup>2</sup>  |             | 0.2273 **   |             |             |              |             |
|                         |             | (0.0753)    |             |             |              |             |
| <i>eqb</i>              |             | 1.9750 ***  |             |             |              |             |
|                         |             | (0.3414)    |             |             |              |             |
| <i>sub</i>              |             |             | 0.2473 *    |             | 2.9523 ***   | 1.3245 ***  |
|                         |             |             | (0.1088)    |             | (0.3266)     | (0.2304)    |
| <i>msh</i> × <i>sub</i> |             |             |             | 0.0009 *    |              |             |
|                         |             |             |             | (0.0004)    |              |             |
| <i>_cons</i>            | 68.1835 *** | 71.2653 *** | 67.6220 *** | 67.0999 *** | 26.5583 **   | 36.2520 *** |
|                         | (7.0819)    | (6.4711)    | (6.8248)    | (6.8290)    | (11.2743)    | (8.1141)    |
| <i>Year</i>             | yes         | yes         | yes         | yes         | yes          | yes         |
| <i>N</i>                | 930         | 930         | 930         | 930         | 312          | 618         |
| <i>R</i> <sup>2</sup>   | 0.1619      | 0.1883      | 0.1643      | 0.1633      | 0.3679       | 0.2073      |
| <i>F</i>                | 2304.3136   | 193.7034    | 443.0720    | 361.6632    | 15.8763      | 14.4027     |
| <i>P</i>                | 0           | 0           | 0           | 0           | 0            | 0           |
| <i>SUEST</i>            |             |             |             |             |              | 0.0006      |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著水平为 0.01、0.05 和 0.1;yes 表示年度效应绝大多数显著。

5 和模型 6 的回归分析结果可见,控制组中政府补助对企业 R&D 投入的影响系数为 2.9523,大于对对照组的影响系数 1.3245。为加强研究的谨慎性,本文对两个样本组的组间系数差异进行 SUEST 检验,检验结果显示在 1% 的显著性水平上,两组样本政府补助的回归系数存在显著差异,分组回归进一步证明了假设 H<sub>2</sub>,即高管持股比例调节了政府补助对企业 R&D 投入的作用路径。

(四) R&D 投入的滞后效应分析

表 4 报告了 R&D 投入与当期企业绩效、滞后一期和滞后二期的企业绩效的回归结果。模型 7 展示了控制变量对企业绩效(roe)的影响, R<sup>2</sup> 为 0.3838,说明控制变量能解释企业绩效变化的 38.8%。在模型 8 中引入了 R&D 投入的作用,在 10% 显著性水平上 R&D 投入的系数为负,可得 R&D 投入负向影响当期企业绩效。同时,模型 8 中 R<sup>2</sup> 为 0.3893,相较模型 7 有所增加,说明加入 R&D 投入指标后提高了对方程的解释程度。模型 9 和模型 10 分别是 R&D 投入对滞后一期和滞后二期的绩效水平的影响分析,由表 4 可见,R&D 投入对滞后一期的绩效的影响不显著,而对滞后二期的绩效为正向影响,并且相关系数显著。回归结果为 H<sub>3</sub> 提供了证据,R&D 投入负向影响本期的企业绩效,对企业绩效的提升具有滞后效应,滞后期为两期。这与孙莹的研究结论相同<sup>[17]</sup>,R&D 对企业绩效水平有短暂的负向影响,而对企业的长期发展有着重要推动作用。

表 4 R&D 投入与当期、滞后二期企业绩效的回归结果

| 变量             | M7                      | M8                      | M9                      | M10                   |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|
| lev            | 0.1441<br>(0.1005)      | 0.1421<br>(0.1018)      | -0.0285<br>(0.0136)     | -0.0262<br>(0.0297)   |
| size           | 0.0550 ***<br>(0.0085)  | 0.0513 ***<br>(0.0079)  | 0.0638 ***<br>(0.0042)  | 0.0258<br>(0.0136)    |
| growth         | -0.0117<br>(0.007)      | -0.0130 *<br>(0.0063)   | -0.0574 ***<br>(0.0025) | -0.0198 *<br>(0.0071) |
| inc            | 0.0045 ***<br>(0.0004)  | 0.0040 ***<br>(0.0005)  | 0.0046 **<br>(0.0016)   | -0.0001<br>(0.0034)   |
| rsb            | -0.0000 ***<br>(0.0000) | -0.0000 ***<br>(0.0000) | 0.0000<br>(0.0000)      | 0.0000 **<br>(0.0000) |
| r&d            |                         | -0.0013 *<br>(0.0006)   | 0.0000<br>(0.0004)      | 0.0014 **<br>(0.0003) |
| _cons          | -1.0336 ***<br>(0.1489) | -0.9426 ***<br>(0.1382) | -1.2901 ***<br>(0.0998) | -0.4624<br>(0.2841)   |
| Year           | yes                     | yes                     | yes                     | yes                   |
| N              | 930                     | 930                     | 775                     | 620                   |
| R <sup>2</sup> | 0.3838                  | 0.3893                  | 0.3469                  | 0.3098                |
| F              | 8.61E+06                | 4599.0831               | 758.7237                | 47.7076               |
| P              | 0.0000                  | 0.0000                  | 0.0000                  | 0.0044                |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著水平为 0.01、0.05 和 0.1;yes 表示年度效应绝大多数显著。

(五) 基于 Bootstrap 方法的中介效应检验

目前学术界对于中介效应的检验有三种主流的方法<sup>[36]</sup>,分别是逐步检验法、系数差异法和系数乘积法。随着国内外学者对中介效应的研究,学者们发现逐步检验法在中介效应较弱时检验的效率很低,而系数差异法容易造成第 I 类错误,因此,目前中介效应的检验多采用系数乘积法进行研究。

系数乘积法中最主流的方法是 Bootstrap 方法,其本质是通过重复抽样以产生替代原始样本的 Bootstrap 样本,将得到的样本系数乘积(即 a × b)按照数值大小排序,位于第 2.5 个百分点和第 97.5 个百分点之间的数就构成了 95% 的置信区间,若此区间内 [BootLLCI, BootULCI] 不包含 0,就证明系数乘积显著,确认中介效应的存在。相较于其他方法,Bootstrap 方法对总体的分布没有严格要求,因此本文采用 Bootstrap 方法对 R&D 投入在治理结构与公司绩效的关系中是否起中介作用进行检验,对三者的逻辑关系作进一步研究。在进行中介检验前,本文对所有连续变量进行了中心化处理。在 Bootstrap 抽样过程中,抽样次数为 5000 次,置信区间为 95%。检验结果如表 5 所示。

表 5 中 BootLLCI (bootstrap lower level of confidence interval) 与 BootULCI (bootstrap upper level of confidence interval) 构成了在 95% 置信水平下中介路径系数 a × b 落入的置信区间。由表 5 可见,路径①、②、③、④的中介效应区间均包含 0,中介效应不显著;路径⑤的中介效应区间不包含 0,中介效应显著,中介效应大小为 -0.0006。检验结果说明 R&D 投入在股权制衡度对企业绩效的影响关系中

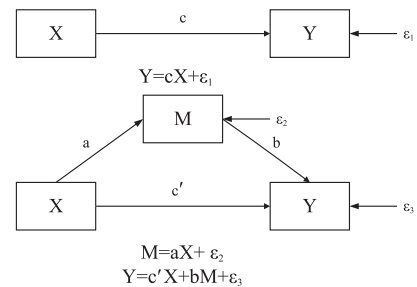


图 1 中介效应模型图

承担着中介作用,而在其他治理结构因素与企业绩效的关系中没有充当中介变量,假设 H<sub>4</sub> 部分得证。在刘和旺等的研究中,相较于非国有样本,国有样本具有更高的研发效率,但是其企业绩效却低于非国有样本<sup>[37]</sup>,这是由于国有样本没有将其研发优势转为市场优势,可见在路径①的

研究中,国有持股、R&D投入与企业绩效之间并非简单的中介关系,还需考虑市场环境、购买能力等因素的调节作用。周建等的研究中指出董事会规模与企业绩效无显著性联系<sup>[38]</sup>,上文中也证明董事会规模对企业 R&D投入不存在显著影响,结合本文路径②的检验结果,本文认为董事会规模、R&D投入与企业绩效之间不存在中介关系。路径③与路径④的影响系数均为 0.0000,这可能是源于 bootstrap 检验的原理是对中介模型中的系数 a、b 的乘积进行检验,从公司微观层面来看,影响企业 R&D投入和企业绩效的因素数不胜数,这可能导致系数 a、b 数值较小,两者的乘积更加微小,导致了 a × b 的系数在保留四位小数后报告为 0.0000,由于指标观测值的固有限制,导致本文不能对路径③和路径④的研究做出明确的结论,造成本文研究的局限性。

在路径⑤对于股权制衡、R&D投入与企业绩效的研究中,检验结果证明了 R&D投入的中介作用,在张其秀、舒谦等的研究中也发现股权制衡可以显著调节 R&D投入与企业绩效的关系<sup>[39-40]</sup>,本文实证结果表明,股权制衡是通过 R&D投入这个中介桥梁来影响企业绩效的。

#### (六) 稳健性检验

为了保证研究的有效性,本文进行了如下三方面的稳健性检验;(1)如表 6 所示,用总资产收益率 ROA 衡量企业绩效水平,研究结果不变;(2)如表 7 所示,用前十大股东持股比例衡量股权集中度,研究结果不变;(3)如表 8 所示,考虑到股权结构与 R&D投入的内生性问题,选取滞后一阶的股权集中度、股权制衡度作为工具变量,采用二阶段最小二乘法进行回归,研究结果不变。通过以上三方面的稳健性检验,表明本文的研究具有稳健性。

表 5 R&D投入中介效应的 bootstrap 检验

| 路径                | Number | Effect  | BootLLCI | BootULCI |
|-------------------|--------|---------|----------|----------|
| ①stateshr→R&D→roe | 5000   | 0.0008  | 0.0000   | 0.0022   |
| ②dsize→R&D→roe    | 5000   | -0.0001 | -0.0004  | 0.0000   |
| ③msh→R&D→roe      | 5000   | 0.0000  | 0.0000   | 0.0000   |
| ④cr→R&D→roe       | 5000   | 0.0000  | 0.0000   | 0.0001   |
| ⑤eqb→R&D→roe      | 5000   | -0.0006 | -0.0015  | -0.0001  |

表 6 稳健性检验一

| 变量             | M11                     | M12                     | M13                     | M14                    |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| lev            | 0.0176<br>(0.0510)      | 0.0154<br>(0.0521)      | -0.0312<br>(0.0172)     | -0.0097<br>(0.0179)    |
| size           | 0.0383 ***<br>(0.0049)  | 0.0342 ***<br>(0.0047)  | 0.0414 ***<br>(0.0026)  | 0.0171<br>(0.0091)     |
| growth         | -0.0023<br>(0.0036)     | -0.0038<br>(0.0030)     | -0.0393 ***<br>(0.0023) | -0.0145 **<br>(0.0040) |
| inc            | 0.0048 ***<br>(0.0004)  | 0.0043 ***<br>(0.0004)  | 0.0054 *<br>(0.0020)    | -0.0005<br>(0.0033)    |
| rsb            | -0.0000 **<br>(0.0000)  | -0.0000 **<br>(0.0000)  | -0.0000 *<br>(0.0000)   | 0.0000<br>(0.0000)     |
| r&d            |                         | -0.0015 **<br>(0.0005)  | 0.0000<br>(0.0002)      | 0.0014 **<br>(0.0003)  |
| _cons          | -0.7278 ***<br>(0.0872) | -0.6286 ***<br>(0.0886) | -0.8674 ***<br>(0.0775) | -0.296<br>(0.1957)     |
| Year           | yes                     | yes                     | yes                     | yes                    |
| N              | 930                     | 930                     | 775                     | 620                    |
| R <sup>2</sup> | 0.3809                  | 0.3952                  | 0.3943                  | 0.3534                 |
| F              | 5.34E+05                | 7609.4617               | 243.855                 | 5.4227                 |
| p              | 0.0000                  | 0.0000                  | 0.0000                  | 0.0000                 |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表显著水平为 0.01、0.05 和 0.1;yes 表示年度效应绝大多数显著。

## 六、结论与建议

本文以 2010—2015 年存续期为 6 年的 155 家创业板上市企业为样本,考察了治理结构对企业 R&D投入和绩效水平的影响,并对政府补助的作用路径进行了探讨,研究结果表明:

(1) 治理结构显著影响 R&D投入。含有国有股份的企业会受到国有股东追求政绩考核的围制,从而制约了企业扩张的野心,减少 R&D投入;股权集中度较低时,大股东利益侵占的现象严重,而当股权集中度提升至较高水平,降低了大股东利益侵占的空间,利于企业提高 R&D投入;制衡的股权结构有效减少了大股东的利益侵占行为和小股东的搭便车行为,企业更倾向于投资 R&D活动以提高自身竞争能力;董事会规模对企业 R&D投入的影响为负且不显著,可见董事会规模对企业创新研发的

制约作用有限;股权激励的差异造成了“利益趋同效益”和“壕沟防御效益”的并存,高管持股数比例对 R&D 投入的影响呈倒 U 型曲线。因此,构建一个合理的治理结构有助于企业整合资源、优化配置、推行 R&D 活动。

(2) 高管持股比例具有调节作用。政府补助可以有效激励企业 R&D 活动,但高管行为会影响政府补助的利用效率。当股权激励水平较低时,高管与企业形成利益共同体,更青睐于做出利于企业长期发展的 R&D 活动,此时对政府补助的利用效率达到高点;物极必反,由于我国创业板企业法律法规与市场准则尚未完善,较高水平的股权激励为高管创造了攫取私力的温床,高管一方面倾向于寻找投资回收期较短的经营活动,另一方面利用权力窃取公司利益,此时,企业可能减少 R&D 活动,导致政府补助的利用水平降低。

(3) R&D 投入有正向滞后影响。R&D 投入负向影响当期绩效水平,但对企业长期绩效具有正向影响,滞后期为两期。负向影响当期绩效水平是由无形资产确认的跨周期性引起的,滞后作用是由 R&D 活动投资回收期较长的特征决定的。鉴于 R&D 投入存在滞后性,企业应该把握合适的时机进行 R&D 活动,同时保持长期充足的资本注入。

(4) R&D 投入的中介作用不显著。R&D 投入在国有持股、股权集中度、董事会规模、高管持股比例等公司治理因素与企业绩效之间均不承担中介桥梁的作用。但是股权制衡度通过影响 R&D 投入从而影响企业绩效,三者之间的关系满足中介效应模型的要求,R&D 投入在股权制衡度与企业绩效之间充当了中介变量。

显然,治理结构的各个侧面均会影响企业的 R&D 决策,政府补助激励企业管理者将更多的资源向创新研发活动配置,从而长远提升企业绩效。根据本文实证分析的结果,为促进企业稳健发展提出如下建议。

(1) 优化治理结构,促进利益主体协同共治。股权集中可以有效解决两权分离产生的代理问题,缩短决策从制定到实施的时间,股权制衡有利于吸收各方的意见,保证决策的谨慎性和集体参与性,同时可以放大高管利益趋同效应。因此,对于我国企业来说,在保持股权集中的情况下,引进机构投资者,既可以利用其专业知识趋利避害,又能避免一股独大带来决策的单一性,促进多元决策;精简董事会规模,提高独立董事和外部董事比例,同时引入专业型董事以提供技术、财务、法律方面的支持;进行适度的股权激励,提高管理者积极性的同时防止激励过度导致的窃取行为,促进大股东、外部投资者和管理者的协同共治。

(2) 整合补助资源,消除高管壕沟防御壁垒。政府补助弥补了研发活动的外部性缺陷,适度的高管股权激励政策有利于提高政府补助的利用效率,过度激励导致高管壕沟防御效应,加剧管理层挪用政府补助的行为。对于起步较晚、资金链紧张的创业板企业来说,加强政企联系,保持良好政企关系有助于在立项申报、获得补助等方面具有更高的效率。同时,创业板企业应合理利用政府补助资金,建立健全专用款项管理制度,关键岗位职权分离,避免高管利用职权徇私舞弊、非法侵占公司资产的现象,降低高管壕沟防御效应危害;发挥董事会、监事会的监督职能,完善内部监管机制,力求政府补助效用最大化,以保证充足的研发资本投入。

表 7 稳健性检验二

| 变量                     | M15                     |
|------------------------|-------------------------|
| <i>lev</i>             | -1.3931<br>(1.0253)     |
| <i>size</i>            | -2.7052 ***<br>(0.3315) |
| <i>growth</i>          | -1.1298 **<br>(0.2804)  |
| <i>inc</i>             | -0.3931 ***<br>(0.0394) |
| <i>rsb</i>             | 0.0021 *<br>(0.0009)    |
| <i>stateshr</i>        | -1.0317 **<br>(0.3906)  |
| <i>dsize</i>           | -0.0535<br>(0.1334)     |
| <i>msh</i>             | 0.0706 **<br>(0.0260)   |
| <i>msh<sup>2</sup></i> | -0.1211 *<br>(0.0536)   |
| <i>crr</i>             | -0.4527 **<br>(0.1488)  |
| <i>crr<sup>2</sup></i> | 0.3749 **<br>(0.1309)   |
| <i>eqb</i>             | 1.9505 ***<br>(0.3079)  |
| <i>_cons</i>           | 76.8245 ***<br>(6.7970) |
| <i>Year</i>            | yes                     |
| <i>N</i>               | 930                     |
| <i>R<sup>2</sup></i>   | 0.1938                  |
| <i>F</i>               | 1093.5294               |
| <i>P</i>               | 0                       |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著水平为 0.01、0.05 和 0.1;yes 表示年度效应绝大多数显著。

(3) 改善研发机制,技术引领创新驱动转型。技术创新是企业进行产业升级、提高竞争优势的必要手段。企业若想实现从资源导向到技术导向的转型,可以从两个方面入手:一方面加大对研发活动的长期资本投入,关注研发活动的长期技术积累,用发展的眼光来看待研发问题,避免投资的短视性,同时,把握好进行研发投入的时机以应对研发活动的滞后效应;另一方面引进高新技术人才,关注科研人力资本带来的技术收益,同时对员工进行技术创新培训,充分发挥员工的主观能动性。企业只有落实研发创新战略、高质量发展新动能,才能在激烈的市场竞争中拥有技术优势而立于不败之地。

本文的局限性在于,由于创业板企业存续期较短、数据披露不完善导致筛选后的样本量较低,此外,受限于 bootstrap 方法的抽样原理,本文未能完全证明研发投入在治理结构因素与企业绩效的传导路径中是否承担中介作用。未来的研究可以从以下两个角度展开:一方面是扩大研究的样本数量,将创业板企业的实证经验迁移到其他领域的公司治理的研究中,降低选择性偏误;另一方面,关注研发投入的中介作用,聚焦于研发投入在提升企业绩效过程中的作用机理。

表8 稳健性检验三

| 变量                   | M16                      | M17                     |
|----------------------|--------------------------|-------------------------|
| <i>cr</i>            | -0.0896 ***<br>(0.0257)  |                         |
| <i>eqb</i>           |                          | 0.9827 ***<br>(0.3630)  |
| <i>lev</i>           | -10.6079 ***<br>(1.5975) | -9.9621 ***<br>(1.6508) |
| <i>size</i>          | -1.6625 ***<br>(0.3279)  | -1.6784 ***<br>(0.3264) |
| <i>growth</i>        | 0.5929<br>(0.7325)       | 0.4572<br>(0.7430)      |
| <i>inc</i>           | 0.2941 ***<br>(0.1076)   | 0.2894 ***<br>(0.1067)  |
| <i>rsb</i>           | 0.0068 ***<br>(0.0014)   | 0.0068 ***<br>(0.0014)  |
| <i>_cons</i>         | 41.6842 ***<br>(6.8099)  | 36.7921 ***<br>(6.7869) |
| <i>Year</i>          | yes                      | yes                     |
| <i>N</i>             | 775                      | 775                     |
| <i>R<sup>2</sup></i> | 0.1861                   | 0.1743                  |
| <i>P</i>             | 0                        | 0                       |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著水平为 0.01、0.05 和 0.1;yes 表示年度效应绝大多数显著。

参考文献:

[1]唐建荣,许文婷,丁紫瑶,等.真实盈余管理治理路径研究——基于机构投资者异质性视角[J].管理现代化,2017(6):19-21.

[2]朱斌,李路路.政府补助与民营企业研发投入[J].社会,2014(4):165-186.

[3]翟淑萍,毕晓方.高管持股、政府资助与高新技术企业研发投入——兼议股权结构的治理效应[J].科学学研究,2016(9):1371-1380.

[4]Kamien M I, Schwartz N L. Market structure and innovation: A survey[J]. Journal of Economic Literature, 1975, 13(1): 1-37.

[5]O'Sullivan M. The innovative enterprise and corporate governance[J]. Cambridge Journal of Economics, 2000, 24(4): 393-416.

[6]姚战琪.跨国公司研发投入的经济学分析[J].世界经济,2001(11):69-73.

[7]Fey C F. External sources of knowledge, governance mode, and R&D performance[J]. Journal of Management, 2005, 31(4): 97-621.

[8]杨典.公司治理与企业绩效——基于中国经验的社会学分析[J].中国社会科学,2013(1):72-94.

[9]肖利平.公司治理如何影响企业研发投入?——来自中国战略性新兴产业的经验考察[J].产业经济研究,2016(1):60-70.

[10]鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014(6):115-128.

[11]Le S A, Walters B, Kroll M. The moderating effects of external monitors on the relationship between R&D spending and firm performance [J]. Journal of Business Research, 2006, 59(2): 270-287.

[12]李婧,贺小刚.股权集中度与创新绩效:国有企业与家族企业的比较研究[J].商业经济与管理,2012(10):40-51.

[13]梁莱歆,张焕凤.基于DEA的我国电子信息业上市公司R&D绩效实证研究[J].科技管理研究,2006(2):60-63.

[14]Johnson L D, Pazderka B. Firm value and investment in R&D[J]. Managerial & Decision Economics, 2010, 14(1): 15-24.

[15]戴小勇,成力为.研发投入强度对企业绩效影响的门槛效应研究[J].科学学研究,2013(11):1708-1716.

[16]白旭云,由丽萍,徐枫巍.中小企业盈利能力与R&D投入关系实证研究——基于深市制造业上市公司的数据分析[J].科技进步与对策,2012(24):104-107.

[17]孙莹.战略性新兴产业公司治理、研发投入延迟效应与企业绩效关系研究[J].科技进步与对策,2017(5):66-72.

[18]唐跃军,左晶晶.所有权性质、大股东治理与公司创新[J].金融研究,2014(6):177-192.

[19]李文贵,余明桂.民营化企业的股权结构与企业创新[J].管理世界,2015(4):112-125.

[20]陈德萍,陈永圣.股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007—2009年中小企业板块的实证检验[J].会计研究,2011(1):38-43.



- [21] 罗正英,李益娟,常响. 民营企业的股权结构对 R&D 投资行为的传导效应研究[J]. 中国软科学,2014(3):167-176.
- [22] 赵景文,于增彪. 股权制衡与公司经营业绩[J]. 会计研究,2005(12):59-64.
- [23] 曹国华,林川. 基于股东侵占模型的大股东减持行为研究[J]. 审计与经济研究,2012(5):97-104.
- [24] Yermack D. Higher market valuation of companies with a small board of directors[J]. Journal of Financial Economics,1996,35(3):451-469.
- [25] 周杰,薛有志. 公司内部治理机制对 R&D 投入的影响——基于总经理持股与董事会结构的实证研究[J]. 研究与发展管理,2008(3):1-9.
- [26] Morck R,Shleifer A,Vishny R W. Management ownership and market valuation: An empirical analysis[J]. Social Science Electronic Publishing,1988,8(88):293-315.
- [27] Cheng S. R&D Expenditures and CEO Compensation[J]. Accounting Review,2004,9(2):305-328.
- [28] 韩亮亮,李凯,宋力. 高管持股与企业价值——基于利益趋同效应与壕沟防守效应的经验研究[J]. 南开管理评论,2006(4):35-41.
- [29] 陈德球,董志勇. 社会性负担、融资约束与公司现金持有——基于民营上市公司的经验证据[J]. 经济科学,2014(2):68-78.
- [30] Sougiannis T. The Accounting Based Valuation of Corporate R&D[J]. Accounting Review,1994,69(1):44-68.
- [31] 贲友红. 我国企业研发投入对经营绩效滞后性影响的研究——以医药制造企业为例[J]. 价格理论与实践,2017(4):155-158.
- [32] 舒谦,陈治亚. 治理结构、研发投入与公司绩效——基于中国制造业上市公司数据的研究[J]. 预测,2014(3):45-50.
- [33] 李伟,冒乔玲. 中小板上市公司技术创新对企业绩效影响的实证研究——基于公司治理调节效应的视角[J]. 科技管理研究,2016(6):159-162.
- [34] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [35] Driscoll J C,Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially eependent panel data[J]. Review of Economics & Statistics,1998,80(4):549-560.
- [36] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.
- [37] 刘和旺,郑世林,王宇锋. 所有制类型、技术创新与企业绩效[J]. 中国软科学,2015(3):28-40.
- [38] 周建,金媛媛,袁德利. 董事会人力资本、CEO 权力对企业研发投入的影响研究——基于中国沪深两市高科技上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理,2013(3):170-180.
- [39] 张其秀,冉毅,陈守明,等. 研发投入与公司绩效:股权制衡还是股权集中? ——基于国有上市公司的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理,2012(7):126-132.
- [40] 舒谦,陈治亚. 股权结构对研发投入与经营绩效关系的调节效应分析[J]. 统计与决策,2018(4):182-184.

[责任编辑:高 婷]

## A Logical Analysis on the Corporate Governance, R&D and Firm Performance: Discussion on the Path of Government Subsidies

TANG Jianrong, LI Qing

(School of Business, Jiangnan University, Wuxi 214122, China)

**Abstract:** Taking the 2010—2015 listed companies in GEM as a sample, we use panel data and its robustness standard mis-correction model to discuss the relationship of governance structure, R&D investment and corporate performance. The results show that: state-owned shareholding negatively influences the R&D investment, the balance ownership structure positively influences the R&D investment, the ownership concentration and managerial shareholding both have the nonlinear relationship with R&D investment; The “convergence of interest effects” and the “entrenchment effects”, based on the executive incentive, moderating the role of government subsidies; R&D activity has a significant hysteresis effect, which negatively affects the current corporate performance, however, it also has a significant positive effect on the two-stage lag performance. Optimizing the corporate governance structure and solving the agency problem from the root cause is the basic path to improve the efficiency of R&D activity and promote the steady development of enterprises.

**Key Words:** agency problem; corporate governance; R&D investment; corporate performance; government subsidy; R&D innovation; alignment effect; the entrenchment effect

# 环境税会倒逼企业绿色创新吗?

于连超,张卫国,毕 茜

(西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

**[摘要]**征收环境税,内在化环境成本,会倒逼企业绿色创新以实现涵盖经济效益、环境效益和社会效益在内的综合效益吗?基于波特假说的理论基础,以2007—2015年中国沪深A股工业上市公司为研究对象,实证检验了环境税对企业绿色创新的影响。研究发现:环境税显著地促进企业绿色创新,并呈现滞后性特征,即当期环境税显著地提高企业下期和下下期的绿色创新水平。拓展性检验与分析后发现,环境税对企业绿色创新的促进作用主要体现在国有企业、大规模企业、低融资约束企业中。研究结论在理论上丰富了环境税经济后果研究和企业绿色创新影响因素研究的文献,在实践上为完善中国环境税制和提高企业绿色创新提供了重要的启示。

**[关键词]**环境税;企业绿色创新;产权性质;企业规模;融资约束;环境规制;环境会计

**[中图分类号]**F272.3 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2019)02-0079-12

## 一、引言

改革开放四十年来,中国经济总额增长了超过80倍,经济总量跃居世界第二。但当“后发优势”“比较优势”等红利渐渐消失,经济增长进入到新常态,传统的粗放型经济增长方式将会被取代,创新发展和绿色发展会在“十三五”甚至更长时期内成为中国发展的方向和着力点。一方面,实现创新发展的最根本问题就是要增强自主创新能力,企业作为自主创新的核心主体,在增强中国创新能力的过程中发挥着核心主导作用<sup>[1]</sup>。另一方面,面对资源与环境的约束,经济增长乏力。环境污染事件频发,环境问题一再成为人们关心的热点话题,是人们对美好生活向往的拦路虎。环境问题的缘由较大程度上归因于工业企业的污染排放,工业排放的废水、废气和固体废物总量大、种类多、危害大<sup>[2]</sup>。因此,如何有效地协调企业创新发展和绿色发展的关系?企业绿色创新是一条有效途径,备受国内外学者的关注。

企业绿色创新驱动因素的核心在于建立和完善环境规制政策,不仅应当重视政府的作用,而且更应当充分有效地发挥市场在资源配置中的作用。环境税作为一种基于市场的经济激励型环境规制,是推动企业绿色创新的最有效的经济诱导安排。国外发达国家的环境税制涵盖污染税、资源税、能源税和交通税四大类,形成较为完善的环境税制体系,推动企业绿色创新,但中国环境税制体系还处于探索阶段<sup>[3]</sup>。中国正在加速改革和完善环境税制政策,以期更好地驱动绿色创新。2007年,中国开始着手环境保护费改税政策制定,推进环境税制改革。2016年12月25日,《环境保护税法》正式立法,2018年1月1日起正式施行。推进环境保护费改税,有利于解决先前排污费制度存在的执法刚性不足、行政干预较多、强制性和规范性较为缺乏等问题,有利于促进形成治污减排的内在约束机制,有利于推进生态文明建设、加快经济发展方式转变<sup>[4]</sup>。秦昌波等研究发现,征收环境税有效地促进

**[收稿日期]**2018-06-10

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(17BJY060);重庆市研究生科研创新项目(CYB18079);西南大学2019年中央高校基本科研业务费重大项目(SWU1909205)

**[作者简介]**于连超(1991—),男,天津人,西南大学经济管理学院博士研究生,从事环境会计与财务管理研究, E-mail: lianchao@sina.com;张卫国(1965—),男,安徽芜湖人,西南大学经济管理学院教授,博士生导师,从事财务管理、战略管理与区域经济研究;毕茜(1968—),女,江苏常州人,西南大学经济管理学院教授,博士生导师,从事环境会计与财务管理研究。

污染减排,也会抑制经济增长,但减排作用远远大于抑制作用<sup>[5]</sup>。征收环境税实现短期内污染减排经济后果的同时,是否会倒逼企业绿色创新以实现污染减排和实体经济增长的长期经济效果?本文以企业绿色创新为切入点,试图回答:环境税会倒逼企业绿色创新吗?如果成立,此倒逼作用还会受到哪些因素的影响?回答这些问题,有助于在理论上丰富环境税经济后果研究和企业绿色创新影响因素研究的文献,在实践中为完善中国环境税制和提高企业绿色创新提供重要的启示。

本文主要贡献体现在以下方面:第一,现有研究较多地关注环境税的宏观经济效应,如经济效应、就业效应等,较少地关注环境税的微观经济后果。而征收环境税,将环境成本内在化,对微观企业产生深刻的影响。本文从企业绿色创新角度研究环境税的微观经济后果,丰富了环境税经济后果研究的文献。第二,现有文献主要从环境规制、政府监管、上下游因素、内部因素等方面来研究企业绿色创新的驱动因素,较少地关注环境税作为一种经济激励型的环境规制工具,其将如何影响企业绿色创新。本文从环境税视角研究其对企业绿色创新的影响,丰富了企业绿色创新影响因素研究的文献。第三,研究方法上创新。现有研究对于企业绿色创新的测度主要基于问卷调查方法,缺乏客观性。本文从企业绿色专利申请量角度衡量企业绿色创新,从外部角度客观地对企业绿色创新进行测度,为企业绿色创新定量化研究提供了崭新的视角。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是理论分析与研究假设;第四部分是研究设计;第五部分是实证分析;第六部分是结论与启示。

## 二、文献综述

### (一) 环境税的经济后果研究

现有文献关于环境税的经济后果研究主要包括宏观和微观两个层面。(1)宏观层面。环境税的“双重红利”一直是学者们关注的焦点。一般来说,“双重红利”包含两层含义:其一是征收环境税有利于改善环境质量,即“环境红利”;其二是征收环境税减轻扭曲,提高效率,增加就业,甚至促进经济增长,即“社会红利”<sup>[6-7]</sup>。基于环境税的“双重红利”假说,大量学者展开了丰富的学术研究。秦昌波等研究表明,征收环境税对污染减排的效果远远大于对经济增长的抑制作用<sup>[5]</sup>。范庆泉等研究发现,渐进递增的动态环境税实现降低污染排放和促进经济增长的双重红利<sup>[8]</sup>。邢斐和何欢浪认为,适当征收环境税促进绿色贸易发展<sup>[9]</sup>。征收环境税不仅存在环境效应、增长效应,还存在效率效应、就业效应和分配效应<sup>[10-16]</sup>。(2)微观层面。征收环境税无疑会增加企业成本,对微观企业行为产生深刻的影响。毕茜和于连超研究发现,环境税显著地促进企业绿色投资,但具有异质性<sup>[17]</sup>。于连超等研究发现,环境税对企业研发投入的正向影响存在门槛效应<sup>[18]</sup>。

### (二) 企业绿色创新的影响因素研究

现有文献关于企业绿色创新的影响因素研究,可以概括为环境规制、政府监管、上下游因素、内部因素等方面。贾军等研究发现,投向发展中国家和发达国家的对外直接投资显著地促进母国的绿色技术研发<sup>[19]</sup>。而具体到微观企业绿色创新层面的研究包括:(1)环境规制。环境规制对企业绿色创新的影响存在三种观点:其一是环境规制抑制企业绿色创新。较强的环境规制会导致企业成本上升过快,使得企业无法承担,阻碍企业绿色技术创新,降低企业生产效率<sup>[20-21]</sup>。其二是环境规制促进企业绿色创新。适当的环境规制导致企业成本上升,但会促使企业绿色产品创新和绿色过程创新,从而获得创新补偿效应<sup>[22-23]</sup>。其三,环境规制与企业绿色创新的关系不确定或者不是线性关系。蒋伏心等研究发现,环境规制与企业技术创新之间的关系是“U”型<sup>[24]</sup>。张倩和曲世友却研究发现,环境规制强度与企业采纳绿色技术的程度呈现倒“U”型关系<sup>[25]</sup>。因此,环境规制如何影响企业绿色创新,一直存在争论,尚未形成统一的观点。(2)政府监管。Berrone 等研究发现,政府监管压力和 ENGO 组织的压力均有效地促进企业绿色创新<sup>[26]</sup>。(3)上下游因素。上下游因素主要围绕顾客、供应商和

市场等方面展开。Kammerer 研究发现,当产品降低污染且具有附加价值时,顾客愿意为高价格的绿色产品付费,则顾客收益显著地影响企业绿色技术创新<sup>[27]</sup>。Chiavarino 等研究表明,绿色市场和低成本的能源需求对企业绿色创新具有重要影响<sup>[28]</sup>。张刚和张小军采用案例研究法发现,预期经济收益、冗余资源和利益相关者压力显著地影响企业绿色创新<sup>[29]</sup>。(3)内部因素。国外学者研究发现,企业内部环境导向显著促进企业采用环境友好战略<sup>[30]</sup>,企业内部环境导向有效地促使企业与供应商、顾客之间的绿色合作创新<sup>[31]</sup>。王锋正和陈方圆研究表明,董事会治理有效促进企业绿色创新<sup>[32]</sup>。张渝和王娟茹研究表明,企业环境伦理显著地促进企业绿色创新意愿,进而提高企业绿色创新<sup>[33]</sup>。于连超等研究发现,盈余信息质量显著地促进企业创新<sup>[34]</sup>。

### (三) 文献述评

现有文献为后续研究提供了逻辑起点,但仍存在以下不足:(1)现有关于环境税的经济后果研究主要集中于宏观层面,缺乏微观层面的研究。征收环境税,无疑会增加企业成本,如何影响企业绿色创新行为,尚需进一步研究。(2)现有关于企业绿色创新的影响因素研究主要包括环境规制、政府监管、上下游因素、内部因素等方面,较少地关注环境税对企业绿色创新的影响。环境税作为一种经济激励型环境规制工具,其特点显著区别于其他环境规制工具,是否会倒逼企业绿色创新,值得进一步研究。(3)研究方法存在局限性。一方面,以往研究关于企业绿色创新的测度主要基于问卷调查方法,缺乏客观性;另一方面,以往文献较少地关注环境税的内生性问题,将会导致因果效应识别不足。

## 三、理论分析与研究假设

环境规制与企业创新之间的关系一直是国内外学者们争论的焦点。在新古典经济学框架下,环境规制抑制企业创新。较强的环境规制,使得企业成本负担过重,阻碍企业创新的意愿和能力,抑制企业创新<sup>[20-21]</sup>。但在1995年,“波特假说”提出,与新古典经济学背道而驰,一再引起学者们的关注<sup>[35]</sup>。“波特假说”认为:适当的环境规制,促进企业创新,尽管短期内企业成本上升,但是从长期来看企业能够获得创新补偿效应,进而促进企业创新行为<sup>[22-23]</sup>。还有学者发现,环境规制与企业绿色创新的关系不显著或不是简单的线性关系。蒋伏心等研究发现,环境规制与企业技术创新之间的关系是“U”型<sup>[24]</sup>。

环境税作为一种经济激励型环境规制工具,其特点主要体现在以下方面:第一,与其他环境规制工具相比,环境税是将企业生产过程中产生的外部环境成本内部化的有效途径<sup>[36]</sup>。因此,环境税增加企业成本的方式更直接、更有效。第二,与命令控制型环境规制工具相比,环境税的立法力度、执法力度更高<sup>[3]</sup>。环境影响评价制度、“三同时”制度等命令控制型环境规制工具呈现出执行难度大、执行标准难以掌控、执行结果难以量化等弊端,所以命令控制型环境规制工具的效果并不好。而环境税的征税对象、税目、税率、加征和减免政策等均是明确的,执行标准确定、执行难度较小、税收收入准确,发达国家的经验证据也证实了环境税的优势。第三,与其他以市场为基础的经济激励型环境规制相比,环境税是一种基于价格的手段。排污权交易、碳排放权交易等其他以市场为基础的经济激励型环境规制是基于总量的手段,规定企业的污染排放总量,在污染排放总量内企业之间可以交易排污权。其劣势在于企业排污总量的确定较难,可能由于未达到一定的标准对企业减排的作用甚微。而环境税作为一种基于价格的手段,调整更加灵活,进而更有效地激励企业行为<sup>[4]</sup>。

与传统的技术创新相区别,企业绿色创新追求的是涵盖经济效益、环境效益和社会效益在内的综合效益。借鉴许士春等的分析框架<sup>[37]</sup>,在理性经济人假设下,企业决策建立在企业价值最大化的基础上,而面对环境税,企业的目标是在既定的收益下实现成本的最小化。征收环境税,使得企业成本增加,主要表现在三个方面:(1)环境税成本。记为 $tp$ ,其中 $t$ 代表企业环境税税率, $p$ 代表企业报告的污染排放量。一般来说,企业报告的污染排放量小于或等于其实际的污染排放量。(2)减排成本。记为 $\alpha\psi(e)$ ,其中: $\alpha$ 代表企业绿色创新能力, $\psi(e)$ 代表企业减排成本函数, $e$ 代表企业实际的污染排

放量。假定  $\psi(e)$  是  $e$  的单调减函数,且是严格凸函数。(3) 罚款成本。记为  $\pi\omega(e-p)$ ,  $\pi$  代表企业被查到少缴环境税的概率,  $\omega(e-p)$  代表企业被处以罚款数额与未报告的污染排放量的函数关系。同时,假定  $\omega(e-p)$  的一阶导数为正,二阶导数也为正。因此,在完全竞争市场上企业  $i$  和企业  $j$ ,假定  $\alpha_i > \alpha_j$ , 企业  $i$  的成本函数如公式(1)所示,企业  $j$  的成本函数如公式(2)所示,其中  $\mu_j$  是企业  $j$  追赶企业  $i$  的绿色创新能力所付出的额外成本。

$$C_i = tp_i + \alpha_i\varphi(e_i) + \pi\omega(e_i - p_i) \quad (1)$$

$$C_j = tp_j + \alpha_j\varphi(e_j) + \pi\omega(e_j - p_j) + \mu_j \quad (2)$$

为了分析环境税对企业绿色创新的影响,简化推导过程,先推导企业  $i$  成本函数的最小值,构造拉格朗日函数,如公式(3)所示。

$$L = tp_i + \alpha_i\varphi(e_i) + \pi\omega(e_i - p_i) - \lambda(e_i - p_i) \quad (3)$$

由于以上函数是凸函数,满足库恩塔克条件。根据库恩塔克条件,得到企业  $i$  的最优污染排放量,如公式(4)所示,同时得到企业  $i$  未报告的污染排放量,如公式(5)所示。

$$e_i^* = \{e_i/\alpha_i\varphi'(e_i) + t = 0\} \quad (4)$$

$$q_i^* = \{q_i/t - \pi\omega'(e_i - p_i) = 0\} \quad (5)$$

同理可得,企业  $j$  的最优排放污染量和未报告的污染排放量,分别见公式(6)和公式(7)所示。

$$e_j^* = \{e_j/\alpha_j\varphi'(e_j) + t = 0\} \quad (6)$$

$$q_j^* = \{q_j/t - \pi\omega'(e_j - p_j) = 0\} \quad (7)$$

根据  $\alpha_i > \alpha_j$  和  $\psi(e)$  是凸函数,在相同税率  $t$  下,得到企业  $i$  与企业  $j$  最优排放污染量和未报告的污染排放量之间的关系,即  $e_i^* > e_j^*$ 、 $q_i^* = q_j^*$ ,进一步得到企业之间实际的污染排放量之间的关系,即  $e_i > e_j$ 。根据企业  $i$  与企业  $j$  的成本函数,如果企业  $i$  采用  $\alpha_j$  的绿色创新能力创新,得到企业  $i$  的净收益(记为  $\Delta I$ ),如公式(8)所示。

$$\Delta I = \alpha_i\varphi(e_i^*) - \alpha_j\varphi(e_j^*) + t(e_i^* - e_j^*) - \mu_j \quad (8)$$

根据公式(8)所示,如果  $\Delta I \geq 0$ ,企业  $i$  就会进行绿色创新,企业  $i$  的净收益由三个部分组成,即减排成本的降低,环境税成本减少,绿色创新的成本增加(减项)。如果减排成本的降低额和环境税成本减少额之和大于绿色创新的成本,企业  $i$  就会进行绿色创新。接下来,对公式(8)两边同时对环境税税率  $t$  求微分,得到公式(9)。

$$d\Delta I/dt = \alpha_i\varphi'(e_i^*)d(e_i^*)/dt - \alpha_j\varphi'(e_j^*)d(e_j^*)/dt + (e_i^* - e_j^*) + t(d(e_i^*)/dt - d(e_j^*)/dt) \quad (9)$$

根据公式(9)所示,当企业达到最佳时,企业此时处于最优排放量状态,即  $t = -\alpha_i\psi'(e_i^*) = -\alpha_j\psi'(e_j^*)$ ,得到  $d\Delta I/dt = e_i^* - e_j^* > 0$ 。当环境税税负提高,企业净收益也会提高,进而激励企业进行绿色创新。一方面,环境税促进企业绿色产品创新。环境税实质上增加企业非绿色产品的成本,降低其竞争力。在市场竞争和企业价值最大化目标下,企业会选择淘汰非绿色产品,转向绿色产品创新,进而降低环境税税负,增强企业竞争力。另一方面,环境税促进企业绿色过程创新。环境税的环境成本压力,很大程度上归因于企业生产过程的非绿色化,突出表现在原材料和能源采购、生产工艺、检验、运输、废物处理等生产过程中。在竞争和企业价值最大化的驱动下,企业积极地使用绿色能源和原材料,转向绿色生产工艺、废物资源再利用,实现绿色生产过程创新,增强其竞争力。因此,本文提出以下主假设。

主假设:环境税显著地促进企业绿色创新。

## 四、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

考虑到会计准则变更和数据可得性,本文选择2007—2015年中国沪深A股工业上市公司为研究对象,同时进行如下筛选:(1)剔除样本期内被ST、\*ST、PT的样本;(2)剔除关键变量缺失的样本;

(3)剔除控制变量缺失的样本。本文数据来源如下:(1)企业绿色创新。企业绿色创新的数据是由笔者从国家知识产权局的专利检索及分析网站手工搜集所得,涵盖工业上市公司主体、全资子公司、控股子公司和合营公司的绿色专利申请量。(2)环境税。环境税的数据源于企业年度报告的财务报表附注。(3)控制变量。控制变量源于国泰安数据库。同时,为了避免异常值的影响,对所有连续变量均进行前后1%的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 企业绿色创新

企业绿色创新是指绿色能源、绿色生产、绿色产品等方面创新,其中:绿色能源是指利用可再生能源的技术创新,例如太阳能、新材料等;绿色生产是指改进设计和生产方式,采用新进工艺和设备,提高综合利用效率,实现节能减排目的的技术创新;绿色产品是指产品使用过程中或使用过后不会损害或者降低损害生态环境的技术创新。因此,笔者将企业绿色创新定义为:通过提高工艺、改善设计、使用替代可再生能源,提高综合利用效率,实现节能减排目的的技术创新。企业绿色创新包括绿色创新投入和绿色创新产出两个方面,但绿色创新投入较难从企业研发投入中剥离,故本文使用企业绿色专利申请量测度企业绿色创新。

2. 环境税

一般来说,环境税存在狭义和广义的含义。狭义环境税是一种独立税种,是指单一的污染税。广义环境税的含义以经合组织(OECD)为代表,其认为:环境税是指政府征收的具有强制性、无偿性,针对特别的与环境相关税基的任何税收。本文采用广义环境税的内涵,环境税是指与环境保护相关的所有税收和收费的总称。根据我国目前的环境税体系,环境税不仅包括环境保护税,还包括资源税、消费税、车船税等与环境保护相关的所有税收和收费。因此,本文借鉴毕茜和于连超的研究方法<sup>[17]</sup>,使用广义的环境税测度环境税。

3. 控制变量

借鉴袁建国等、He 和 Tian 的研究<sup>[1,38]</sup>,本文控制如下变量:企业规模

(*Size*)、现金持有量(*Cash*)、资产负债率(*Lev*)、总资产报酬率(*Roa*)、资本支出(*Capital*)、机会成本(*TobinQ*)、股权性质(*State*)、独立董事比例(*Id*)、两职合一(*Dual*)、第一大股东持股(*Large*)、两权分离率(*Sep*)、年度效应(*Year*)和行业效应(*Industry*)。主要变量说明见表1。

(三) 模型构建

为了考察环境税对企业绿色创新的影响,本文构建多元回归模型,如模型(1)所示。

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ET_{it} / L. ET_{it} / L2. ET_{it} + \beta_k \times CV_{it} + \theta_m Year + \vartheta_n Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

五、实证分析

(一) 描述性统计

主要变量的描述性统计如表2所示。第一,企业绿色创新。企业绿色专利申请量的最小值为0,

表1 主要变量描述

| 变量名称    | 变量代码            | 变量描述                           |
|---------|-----------------|--------------------------------|
| 企业绿色创新  | <i>GI</i>       | 企业绿色专利申请量+1的和取自然对数             |
| 环境税当期   | <i>ET</i>       | 企业环境税额的自然对数                    |
| 环境税滞后一期 | <i>L. ET</i>    | 滞后一期的企业环境税额的自然对数               |
| 环境税滞后二期 | <i>L2. ET</i>   | 滞后二期的企业环境税额的自然对数               |
| 企业规模    | <i>Size</i>     | 总资产的自然对数                       |
| 现金持有量   | <i>Cash</i>     | 货币资金占总资产的比例                    |
| 资产负债率   | <i>Lev</i>      | 总负债占总资产的比例                     |
| 总资产报酬率  | <i>Roa</i>      | 净利润占平均总资产的比值                   |
| 资本支出    | <i>Capital</i>  | 购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金占总资产的比例 |
| 机会成本    | <i>TobinQ</i>   | 所有者权益和负债的市场价值之和占账面总资产的比例       |
| 股权性质    | <i>State</i>    | 国有控股取1,民营控股取0                  |
| 独立董事比例  | <i>Id</i>       | 独立董事人数占董事会人数的比例                |
| 两职合一    | <i>Dual</i>     | 董事长和总经理不是由一人兼任时取1,否则取0         |
| 第一大股东持股 | <i>Large</i>    | 第一大股东持股比例                      |
| 两权分离率   | <i>Sep</i>      | 实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差来表示        |
| 年度效应    | <i>Year</i>     | 年度虚拟变量                         |
| 行业效应    | <i>Industry</i> | 行业虚拟变量                         |

最大值为 8.448,标准差为 1.206,说明企业绿色创新呈现不均衡状态。第二,环境税。环境税的均值和中位数大致相同,最大值与最小值的差距较大,表明环境税税负存在较大差异。第三,控制变量。除了企业规模(*Size*)、投资机会(*TobinQ*)、第一大股东持股(*Large*)和两权分离率(*Sep*)的标准差较大之外,其他控制变量的标准差均较小。

(二) 相关性分析

主要变量的 Pearson 相关系数如表 3 所示。环境税与企业绿色创新的相关系数为 0.116,且在 1% 的显著性水平上显著,表明环境税与企业绿色创新显著正相关。不难发现,除了财务杠杆(*Lev*)

与企业规模(*Size*)和现金持有量(*Cash*)之间的相关系数超过 0.5 之外,其他变量之间的相关系数均较小。为了确定模型不存在严重的多重共线性问题,笔者计算了模型(1)各主要变量的方差膨胀因子 VIF 值,所有变量的 VIF 值均在 3 以内,VIF 均值均小于 1.5,故模型不存在严重的多重共线性问题。

表 3 主要变量的 Person 相关系数

|                | <i>GI</i>  | <i>ET</i>  | <i>Size</i> | <i>Cash</i> | <i>Lev</i> | <i>Roa</i> | <i>Capital</i> | <i>TobinQ</i> | <i>State</i> | <i>Id</i>  | <i>Dual</i> | <i>Large</i> | <i>Sep</i> |
|----------------|------------|------------|-------------|-------------|------------|------------|----------------|---------------|--------------|------------|-------------|--------------|------------|
| <i>GI</i>      | 1.000      |            |             |             |            |            |                |               |              |            |             |              |            |
| <i>ET</i>      | 0.116 ***  | 1.000      |             |             |            |            |                |               |              |            |             |              |            |
| <i>Size</i>    | 0.223 ***  | 0.599 ***  | 1.000       |             |            |            |                |               |              |            |             |              |            |
| <i>Cash</i>    | -0.019     | -0.223 *** | -0.314 ***  | 1.000       |            |            |                |               |              |            |             |              |            |
| <i>Lev</i>     | 0.096 ***  | 0.310 ***  | 0.516 ***   | -0.532 ***  | 1.000      |            |                |               |              |            |             |              |            |
| <i>Roa</i>     | -0.006     | -0.011     | -0.032 ***  | 0.208 ***   | -0.373 *** | 1.000      |                |               |              |            |             |              |            |
| <i>Capital</i> | -0.006     | 0.018      | -0.090 ***  | -0.058 ***  | -0.080 *** | 0.099 ***  | 1.000          |               |              |            |             |              |            |
| <i>TobinQ</i>  | -0.064 *** | -0.280 *** | -0.413 ***  | 0.242 ***   | -0.375 *** | -0.001     | -0.014         | 1.000         |              |            |             |              |            |
| <i>State</i>   | 0.052 ***  | 0.277 ***  | 0.418 ***   | -0.229 ***  | 0.374 ***  | -0.135 *** | -0.143 ***     | -0.223 ***    | 1.000        |            |             |              |            |
| <i>Id</i>      | -0.003     | -0.031     | -0.022 *    | 0.004       | -0.038 *** | -0.021 *   | -0.000         | 0.064 ***     | -0.066 ***   | 1.000      |             |              |            |
| <i>Dual</i>    | 0.025 *    | 0.143 ***  | 0.193 ***   | -0.164 ***  | 0.166 ***  | -0.045 *** | -0.071 ***     | -0.111 ***    | 0.290 ***    | -0.122 *** | 1.000       |              |            |
| <i>Large</i>   | -0.002     | 0.207 ***  | 0.211 ***   | 0.027 **    | 0.029 **   | 0.073 ***  | 0.019          | -0.045 ***    | 0.151 ***    | 0.061 ***  | 0.022 *     | 1.000        |            |
| <i>Sep</i>     | 0.026 *    | 0.123 ***  | 0.101 ***   | -0.057 ***  | 0.110 ***  | 0.015      | -0.010         | -0.070 ***    | -0.039 ***   | -0.107 *** | 0.065 ***   | 0.198 ***    | 1.000      |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。

(三) 环境税与企业绿色创新

环境税与企业绿色创新的回归结果如表 4 所示。结果显示,当期环境税的系数为 0.012,未通过显著性检验;滞后一期环境税的系数为 0.013,在 5% 的显著性水平上显著;滞后二期环境税的系数为 0.020,在 1% 的显著性水平上显著。结果表明,环境税显著地促进企业绿色创新,但呈滞后特征,即当期环境税显著地提高企业下期和下一期的绿色创新水平。平均来说,当期环境税显著地提高企业下期 0.013 个单位的绿色专利申请量,当期环境税显著地提高企业下下期 0.020 个单位的绿色专利申请量。经过分析后我们发现,环境税对企业绿色创新的影响存在滞后性,原因在于环境税成本压力的递增性和企业应对的迟钝性。在环境问题频发的情况下,环境问题正不断且持续受到政府、公众等利益相关主体的关注,环境税成本压力也会随着时间递增。正是因为环境税幻觉的存在造成企业产生短视,当期环境税的企业绿色创新效应往往很难发挥出来。一般来说,企业在下期、下下期才会表现出较高的绿色创新水平以应对环境税。因此,本文主假设得证。

(四) 环境税对企业绿色创新影响的异质性分析

环境税对企业绿色创新的影响会受到产权性质、企业规模和融资约束的影响。第一,产权性质差异。国有企业与民营企业的资源禀赋、目标、价值观等方面存在差异,突出表现在政策执行和环境责任承担上<sup>[39]</sup>。与民营企业相比,国有企业制定和执行更严格的环境税政策应对策略,不仅关注其短期节能减排效果,而且更加重视绿色创新以实现其长期节能减排效果。同时,国有企业较民营企业更加重视环境效益和社会效益,从而表现出更加显著地环境税的企业绿色创新效应。第二,企业规模差异。企业规模,较大程度上决定企业风险承担和内部控制水平<sup>[40]</sup>。与小规模企业相比,大规模企业的资源更为丰富,具有更强的抗风险能力,符合企业绿色创新风险大的特点。而且,大规模企业较小规模企业的内部控制制度更加健全,进而做出更为准确的决定,表现出更加显著的环境税的企业绿色创新效应。第三,融资约束差异。融资约束加大企业得到绿色创新所需资金的难度,抑制企业绿色创新<sup>[41]</sup>。与高融资约束企业相比,低融资约束有效地缓解企业的资金压力,从而有能力从外部获得资金支持,提高自身绿色创新水平以应对环境税。

1. 产权性质、环境税与企业绿色创新。为了验证环境税对企业绿色创新的影响是否存在产权性质差异,区分国有企业和民营企业进行分组回归,回归结果如表5所示。结果显示,在国有企业中,当期环境税的系数为0.022,未通过显著性检验;滞后一期环境税的系数为0.008,通过显著性检验;滞后二期环境税的系数为0.001,通过显著性检验;在民营企业中,当期环境税的系数为0.004,未通过显著性检验;滞后一期环境税的系数为0.024,未通过显著性检验;滞后二期环境税的系数为0.013,未通过显著性检验。结果表明,环境税显著地提高国有企业的绿色创新水平,未能显著地提高民营企业的绿色创新水平。正如以上分析,一方面,国有企业的政策执行力强于民营企业,当征收环境税时,国有企业往往从长期视角看待环境税对企业自身的影响,形成正向反馈机制,积极地进行企业绿色创新活动,提高绿色创新水平;另一方面,国有企业与民营企业的目标不同,国有企业更加追求涵盖经济效益、环境效益和社会效益的综合效益,民营企业往往以经济效益为中心,针对环境税压力,国有企业往往会选择提高绿色创新来应对。

2. 企业规模、环境税与企业绿色创新。为了验证环境税对企业绿色创新的影响是否存在企业规模差异,按照企业规模的中位数,区分小规模企业和大规模企业进行分组回归,回归结果如表6所示。在小规模企业中,当期环境税的系数为-0.026,未通过显著性检验;滞后一期环境税的系数为-0.024,未通过显著性检验;滞后二期环境税的系数为0.017,未通过显著性检验;在大规模企业中,当期环境税的系数为0.043,未通过显著性检验;滞后一期环境税的系数为0.018,通过显著性检验;滞后二期环境税的系数为0.044,通过显著性检验。结果表明,环境税显著地提高大规模企业的绿色

表4 环境税与企业绿色创新

| 变量                 | GI                     |                        |                        |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                    | (1)                    | (2)                    | (3)                    |
| constant           | -10.787***<br>(-3.771) | -10.507***<br>(-3.005) | -14.293***<br>(-2.791) |
| ET                 | 0.012<br>(0.565)       |                        |                        |
| L. ET              |                        | 0.013**<br>(2.492)     |                        |
| L2. ET             |                        |                        | 0.020***<br>(2.608)    |
| Size               | 0.549***<br>(4.105)    | 0.581***<br>(3.783)    | 0.710***<br>(3.171)    |
| Cash               | -0.164<br>(-0.574)     | -0.649*<br>(-1.683)    | -1.024**<br>(-2.014)   |
| Lev                | -0.756**<br>(-1.995)   | -0.372<br>(-0.800)     | 0.330<br>(0.554)       |
| Roa                | -0.605<br>(-0.875)     | 0.500<br>(0.653)       | -0.433<br>(-0.382)     |
| Capital            | 1.064*<br>(1.736)      | 1.562**<br>(2.138)     | 2.827**<br>(2.387)     |
| TobinQ             | 0.040*<br>(1.865)      | 0.036<br>(1.482)       | 0.021<br>(0.592)       |
| State              | 0.891***<br>(2.695)    | 0.478***<br>(2.694)    | 0.154***<br>(2.772)    |
| Id                 | -0.759<br>(-1.024)     | -0.751<br>(-0.771)     | -0.886<br>(-0.795)     |
| Dual               | -0.175**<br>(-2.307)   | -0.223**<br>(-2.370)   | -0.128<br>(-1.021)     |
| Large              | 0.009<br>(1.292)       | -0.001<br>(-0.132)     | 0.005<br>(0.430)       |
| Sep                | 0.013**<br>(2.288)     | 0.003<br>(0.475)       | 0.007<br>(0.756)       |
| Year Fe            | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| Industry Fe        | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| N                  | 1600                   | 1149                   | 819                    |
| R <sup>2</sup>     | 0.096                  | 0.093                  | 0.102                  |
| R <sup>2</sup> adj | 0.085                  | 0.079                  | 0.083                  |

注:\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在10%、5%、1%的显著性水平上显著,括号内代表t值,下同。



创新水平,未能显著地提高小规模企业的绿色创新水平。正如以上分析,一方面,大规模企业的资源丰富,当征收环境税时,大规模企业有能力进行绿色创新,降低环境税税额,提高自身竞争力,而小规模企业的资源有限,难以满足绿色创新所需要的资源支持,故不会积极地进行绿色创新活动;另一方面,大规模企业的内部控制健全,决策具有前瞻性,较多地从长远视角考虑问题,面对环境税税负变重,大规模企业往往选择绿色创新的根本性方式来应对,而小规模企业却选择购买环保设备、减产等暂时性措施来应对。

3. 融资约束、环境税与企业绿色创新。为了验证不同融资约束下环境税对企业绿色创新的影响是否存在差异,根据企业融资约束的中位数,区分低融资约束企业和高融资约束企业进行分组回归,融资约束的测度使用 WW 指数和 SA 指数<sup>[42-43]</sup>,回归结果分别如表 7 和表 8 所示。表 7 报告了 WW

指数分组的回归结果,在低融资约束企业中,当期环境税的系数为 -0.031,未通过显著性检验;滞后一期环境税的系数为 0.029,通过显著性检验;滞后二期环境税的系数为 0.028,通过显著性检验;在高融资约束企业中,当期环境税的系数为 -0.060,滞后一期环境税的系数为 0.021,滞后二期环境税的系数为 0.050,均未通过显著性检验。表 8 报告了 SA 指数分组的回归结果,结果一致。结果表明,环境税显著地提高了低融资约束企业的绿色创新水平,未能显著地提升高融资约束企业的绿色创新水平。正如以上分析,当企业处于高融资约束时,面对环境税税负的的压力,企业难以支撑绿色创新所需的资金压力,从而表现为消极地进行绿色创新活动;当企业处于低融资约束时,面对环境税税负的的压力,企业往往凭借其较强的资金获取能力支撑绿色创新,进而降低环境税税负的的压力。

#### (五) 稳健性检验

为了增强实证结果的稳健性,本文进行以下稳健性检验:

1. 工具变量法。正文中采用滞后模型缓解了环境税与企业绿色创新之间存在双向因果导致的内生性问题,但可能存在由于不可观测因素同时影响环境税与企业绿色创新而导致的内生性问题。为了缓解以上的内生性问题,本文使用单位面积环保系统人数(*EPS*)作为工具变量,采用二阶段最小

表 5 产权性质、环境税与企业绿色创新

| 变量                       | GI                     |                     |                       |                       |                       |                       |
|--------------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                          | 国有企业                   |                     |                       | 民营企业                  |                       |                       |
|                          | (1)                    | (2)                 | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
| <i>constant</i>          | -14.942***<br>(-2.717) | -8.538*<br>(-1.860) | -15.453**<br>(-2.088) | -9.661***<br>(-2.694) | -11.774**<br>(-2.406) | -14.892**<br>(-2.211) |
| <i>ET</i>                | 0.022<br>(0.910)       |                     |                       | 0.004<br>(0.168)      |                       |                       |
| <i>L. ET</i>             |                        | 0.008**<br>(2.232)  |                       |                       | 0.024<br>(0.847)      |                       |
| <i>L2. ET</i>            |                        |                     | 0.001**<br>(2.014)    |                       |                       | 0.013<br>(0.241)      |
| <i>CVs</i>               | 控制                     | 控制                  | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    |
| <i>Year Fe</i>           | 控制                     | 控制                  | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    |
| <i>Industry Fe</i>       | 控制                     | 控制                  | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    |
| <i>N</i>                 | 506                    | 348                 | 249                   | 1094                  | 801                   | 570                   |
| <i>R<sup>2</sup></i>     | 0.192                  | 0.232               | 0.241                 | 0.070                 | 0.079                 | 0.100                 |
| <i>R<sup>2</sup> adj</i> | 0.162                  | 0.192               | 0.189                 | 0.055                 | 0.059                 | 0.074                 |

表 6 企业规模、环境税与企业绿色创新

| 变量                       | GI                 |                    |                  |                        |                        |                        |
|--------------------------|--------------------|--------------------|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                          | 小规模企业              |                    |                  | 大规模企业                  |                        |                        |
|                          | (1)                | (2)                | (3)              | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
| <i>constant</i>          | -1.815<br>(-0.350) | 1.124<br>(0.170)   | 1.144<br>(0.131) | -17.775***<br>(-4.660) | -16.985***<br>(-3.467) | -21.632***<br>(-2.698) |
| <i>ET</i>                | -0.026<br>(-1.024) |                    |                  | 0.043<br>(1.245)       |                        |                        |
| <i>L. ET</i>             |                    | -0.024<br>(-0.777) |                  |                        | 0.018***<br>(2.596)    |                        |
| <i>L2. ET</i>            |                    |                    | 0.017<br>(0.408) |                        |                        | 0.044***<br>(2.853)    |
| <i>CVs</i>               | 控制                 | 控制                 | 控制               | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>Year Fe</i>           | 控制                 | 控制                 | 控制               | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>Industry Fe</i>       | 控制                 | 控制                 | 控制               | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>N</i>                 | 800                | 574                | 409              | 800                    | 575                    | 410                    |
| <i>R<sup>2</sup></i>     | 0.053              | 0.059              | 0.067            | 0.179                  | 0.156                  | 0.203                  |
| <i>R<sup>2</sup> adj</i> | 0.029              | 0.028              | 0.023            | 0.160                  | 0.132                  | 0.172                  |

二乘法进行回归,回归结果如表9和表10所示。结果表明,环境税显著地促进企业绿色创新,且呈滞后特征,即当期环境税显著地提高企业下期和下下期的绿色创新水平,与实证结果一致。同时,为了判断工具变量的有效性,进行弱工具变量检验,检验结果均远大于10,拒绝了存在弱工具变量的原假设,符合经验法则。

2. 更换企业绿色创新的衡量方法。正文中使用企业绿色专利申请量测度企业绿色创新,但企业绿色专利申请量可能是企业过完研发专利状态的体现,通过绝对规模量来测度可能存在一定问题。同时,根据目前财务报告披露内容,从企业研发投入中剥离出非绿色研发投入很难实现,噪音较大。为了使得研究结论的说服力更强,本文使用企业研发投入对绿色专利申请量进行平减,即使用单位研发投入的绿色专利申请量替代绝对规模的企业绿色专利申请量,重新进行回归。

3. 更换环境税的衡量方法。正文中使用广义环境税测度环境税,为了验证实证结果的稳健性,本文借鉴于连超等的方法<sup>[18]</sup>,使用狭义环境税(*NET*)测度环境税,重新进行回归。

表7 融资约束、环境税与企业绿色创新(WW指数)

| 变量                       | GI                  |                     |                    |                        |                        |                        |
|--------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                          | 低融资约束企业             |                     |                    | 高融资约束企业                |                        |                        |
|                          | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
| <i>constant</i>          | -4.849<br>(-0.198)  | -4.206*<br>(-1.723) | -2.032<br>(-0.263) | -13.448***<br>(-3.639) | -15.353***<br>(-3.657) | -21.476***<br>(-2.629) |
| <i>ET</i>                | -0.031<br>(-1.200)  |                     |                    | -0.060<br>(-1.022)     |                        |                        |
| <i>L. ET</i>             | 0.029**<br>(2.210)  |                     |                    | 0.021<br>(1.459)       |                        |                        |
| <i>L2. ET</i>            | 0.028***<br>(2.825) |                     |                    | 0.050<br>(0.669)       |                        |                        |
| <i>CVs</i>               | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>Year Fe</i>           | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>Industry Fe</i>       | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>N</i>                 | 800                 | 574                 | 409                | 800                    | 575                    | 410                    |
| <i>R<sup>2</sup></i>     | 0.194               | 0.164               | 0.172              | 0.161                  | 0.106                  | 0.179                  |
| <i>R<sup>2</sup> adj</i> | 0.119               | 0.140               | 0.102              | 0.152                  | 0.097                  | 0.151                  |

表8 融资约束、环境税与企业绿色创新(SA指数)

| 变量                       | GI                  |                    |                    |                        |                        |                        |
|--------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                          | 低融资约束企业             |                    |                    | 高融资约束企业                |                        |                        |
|                          | (1)                 | (2)                | (3)                | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
| <i>constant</i>          | -5.281<br>(-1.016)  | -4.517<br>(-0.732) | -2.653<br>(-0.327) | -16.983***<br>(-4.415) | -17.438***<br>(-3.572) | -23.586***<br>(-2.747) |
| <i>ET</i>                | -0.032<br>(-1.196)  |                    |                    | -0.055<br>(-1.056)     |                        |                        |
| <i>L. ET</i>             | 0.024***<br>(2.774) |                    |                    | 0.016<br>(0.558)       |                        |                        |
| <i>L2. ET</i>            | 0.025**<br>(2.558)  |                    |                    | 0.052<br>(0.984)       |                        |                        |
| <i>CVs</i>               | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>Year Fe</i>           | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>Industry Fe</i>       | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| <i>N</i>                 | 800                 | 574                | 409                | 800                    | 575                    | 410                    |
| <i>R<sup>2</sup></i>     | 0.164               | 0.155              | 0.166              | 0.060                  | 0.062                  | 0.081                  |
| <i>R<sup>2</sup> adj</i> | 0.146               | 0.131              | 0.135              | 0.035                  | 0.031                  | 0.037                  |

表9 工具变量法(第一阶段)

| 变量                   | <i>ET</i>          | <i>L. ET</i>       | <i>L2. ET</i>      |
|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                      | (1)                | (2)                | (3)                |
| <i>constant</i>      | -5.176<br>(-1.561) | -0.361<br>(-0.085) | -0.577<br>(-0.103) |
| <i>EPS</i>           | 0.062**<br>(2.443) |                    |                    |
| <i>L. EPS</i>        | 0.205**<br>(2.169) |                    |                    |
| <i>L2. EPS</i>       | 0.226**<br>(2.051) |                    |                    |
| <i>CVs</i>           | 控制                 | 控制                 | 控制                 |
| <i>Year Fe</i>       | 控制                 | 控制                 | 控制                 |
| <i>Industry Fe</i>   | 控制                 | 控制                 | 控制                 |
| <i>N</i>             | 1600               | 1149               | 819                |
| <i>R<sup>2</sup></i> | 0.080              | 0.076              | 0.092              |

表10 工具变量法(第二阶段)

| 变量                 | <i>GI</i>           | <i>GI</i>              | <i>GI</i>              |
|--------------------|---------------------|------------------------|------------------------|
|                    | (1)                 | (2)                    | (3)                    |
| <i>constant</i>    | -19.928<br>(-0.775) | -12.764***<br>(-3.150) | -15.112***<br>(-3.061) |
| <i>ET</i>          | -1.901<br>(-0.369)  |                        |                        |
| <i>L. ET</i>       | 0.510***<br>(2.666) |                        |                        |
| <i>L2. ET</i>      | 0.143**<br>(2.313)  |                        |                        |
| <i>CVs</i>         | 控制                  | 控制                     | 控制                     |
| <i>Year Fe</i>     | 控制                  | 控制                     | 控制                     |
| <i>Industry Fe</i> | 控制                  | 控制                     | 控制                     |
| <i>N</i>           | 1600                | 1149                   | 819                    |
| <i>Wald chi2</i>   | 990.15              | 4985.47                | 5547.96                |
| <i>P值</i>          | 0.000               | 0.000                  | 0.000                  |

4. 更换模型设定。为了验证实证结果的稳健性,本文借鉴袁建国等的研究方法<sup>[1]</sup>,使用泊松面板固定效应模型重新进行回归。

以上稳健性检验的结果均支持本文研究结论,但由于文章篇幅所限,部分稳健性检验的结果未列出。

## 六、结论与启示

本文以波特假说为理论基础,基于2007—2015年中国沪深A股工业上市公司的经验证据,考察了环境税对企业绿色创新的影响及其影响机制。研究发现:环境税显著地促进企业绿色创新,并呈滞后性特征,即当期环境税显著地提高企业下期和下一期的绿色创新水平。进一步地探索环境税对企业绿色创新影响的异质性后发现:第一,环境税显著地提高国有企业的绿色创新水平,未能显著地提升民营企业的绿色创新水平;第二,环境税显著地提高大规模企业的绿色创新水平,未能显著地提升小规模企业的绿色创新水平;第三,环境税显著地提高低融资约束企业的绿色创新水平,未能显著地提升高融资约束企业的绿色创新水平。研究结论在缓解内生性问题和一系列稳健性测试后依然保持不变。

本文研究结论在理论上丰富了环境税经济后果研究和企业绿色创新影响因素研究的文献,在实践中为完善中国环境税制和提高企业绿色创新能力提供了重要的启示。第一,健全和完善环境税制结构。借鉴欧美完善且成熟的环境税制,建立以污染税和能源税为主的环境税制,协调不同环境税税种的关系,实现整体环境税制的优化。第二,完善环境税制设计,避免环境税的企业绿色创新效应的滞后性。环境保护税,是环境税制的重要组成部分,现已于2018年1月1日正式实施。环境保护费改税,一定程度上缓解了排污费制度固有的执法刚性不足、行政干预较多等问题,但环境保护税的税制设计与排污费制度相同,尽管体现一定的加征和鼓励政策,但较为粗糙、灵活性不足,可能会产生滞后作用。因此,中国应当加快环境保护税的税种、税率、征税方式等税制设计的完善,同时加速其他环境税税种的改革,双管齐下,倒逼企业绿色创新。第三,建立和完善企业绿色创新的激励和约束机制。研究发现,环境税的企业绿色创新效应显著地体现在国有企业、大规模企业、低融资约束企业中,而在民营企业、小规模企业、高融资约束企业中并不显著。此产权性质差异、规模差异、融资约束差异,抑制环境税的企业绿色创新效应地有效发挥,致使企业价值最大化难以实现。因此,企业应当建立和完善绿色创新的激励和约束机制,克服产权性质差异、规模差异、融资约束差异,在环境税的成本压力下,提高自身绿色创新水平。

本文研究也存在一定的不足,主要体现在以下方面:第一,企业绿色创新衡量。本文使用企业绿色专利申请量衡量企业绿色创新,但企业绿色创新涵盖两个维度,即企业绿色创新投入和企业绿色创新产出,然而在目前的财务报告披露框架下企业绿色创新投入较难从企业研发投入中剥离出来。由于数据可获得性,本文未使用企业绿色创新投入指标衡量企业绿色创新。第二,工具变量选择。在稳健性检验中,选取单位面积环保系统人数作为环境税的工具变量,以期更好地识别环境税对企业绿色创新的因果效应,工具变量的选择具有较好的理论意义,并且通过了弱工具变量等相关检验。但由于研究视角所限,可能还存在其他更好的工具变量能更好地识别环境税对企业绿色创新的因果效应。第三,影响机制探索。本文实证检验了环境税对企业绿色创新的影响,并从产权性质、企业规模、融资约束三个方面探索环境税对企业绿色创新的影响机制。但由于研究视角所限,可能还存在其他影响机制,从而未能全面地揭示环境税对企业绿色创新的影响。在以上不足的基础上,未来研究展望主要包括:第一,在数据可获得性的情况下,进一步地考虑企业绿色创新投入指标,进而全面地考察环境税如何影响企业绿色创新投入和企业绿色创新产出;第二,拓宽研究视角,发掘更优的工具变量,进而更好地识别环境税对企业绿色创新的因果效应,同时站在其他利益相关者角度拓展环境税对企业绿色创新的影响机制。

参考文献:

- [1] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. 管理世界, 2015(1): 139-155.
- [2] 龚新蜀, 张洪振, 潘明明. 市场竞争、环境监管与中国工业污染排放[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(12): 52-58.
- [3] 刘建徽, 周志波, 刘晔. “双重红利”视阈下中国环境税体系构建研究——基于国际比较分析[J]. 宏观经济研究, 2015(2): 68-77.
- [4] 杨志银. 环境保护费改税对贵州经济发展的预期效应及方案选择[J]. 贵州社会科学, 2016(9): 155-161.
- [5] 秦昌波, 王金南, 葛察忠, 等. 征收环境税对经济和污染排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(1): 17-23.
- [6] 梁伟, 张慧颖, 姜巍. 环境税“双重红利”假说的再检验——基于地方税视角的分析[J]. 财贸研究, 2013(4): 110-117.
- [7] Fullerton D, Metcalf G. Environmental taxes and the double-dividend hypothesis: Did you really expect something for nothing? [J]. Chicago-Kent Law Review, 1998, 71(1): 221-256.
- [8] 范庆泉, 周县华, 张同斌. 动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题[J]. 经济研究, 2016(8): 116-128.
- [9] 邢斐, 何欢浪. 贸易自由化、纵向关联市场与战略性环境政策——环境税对发展绿色贸易的意义[J]. 经济研究, 2011(5): 111-125.
- [10] Antelo M, Loureiro M L. Asymmetric information, signaling and environmental taxes in oligopoly[J]. Ecological Economics, 2009, 68(5): 1430-1440.
- [11] Bårceña-Ruiz J C. Environmental taxes and first-mover advantages[J]. Environmental & Resource Economics, 2006, 35(1): 19-39.
- [12] Chiroleu-Assouline M, Fodha M. Double dividend hypothesis, golden rule and welfare distribution[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2006, 51(3): 323-335.
- [13] Ciaschini M, Pretaroli R, Severini F, et al. Regional double dividend from environmental tax reform: An application for the Italian economy [J]. Research in Economics, 2012, 66(3): 273-283.
- [14] Faehn T, Gómez-Plana A G, Kverndokk S. Can a carbon permit system reduce Spanish unemployment? [J]. Energy Economics, 2009, 31(4): 595-604.
- [15] Kallbekken S S, Len H. Public acceptance for environmental taxes: Self-interest, environmental and distributional concerns[J]. Energy Policy, 2011, 39(5): 2966-2973.
- [16] Orlov A, Grethe H. Carbon taxation and market structure: A CGE analysis for Russia[J]. Energy Policy, 2012, 51(6): 696-707.
- [17] 毕茜, 于连超. 环境税的企业绿色投资效应研究——基于面板分位数回归的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 76-82.
- [18] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税的创新效应研究[J]. 云南财经大学学报, 2018, 34(7): 78-90.
- [19] 贾军, 魏洁云, 王悦. 环境规制对中国 OFDI 的绿色技术创新影响差异分析——基于异质性东道国视角[J]. 研究与发展管理, 2017(6): 81-90.
- [20] Gray W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. American Economic Review, 2001, 77(7): 998-1006.
- [21] Dean T J, Brown R L. Pollution regulation as a barrier to new firm entry: Initial evidence and implications for future research[J]. Academy of Management Journal, 1995, 38(1): 288-303.
- [22] Horbach J. Determinants of environmental innovation: New evidence from German panel data sources[J]. Research Policy, 2008, 37(1): 163-173.
- [23] Lin H, Zeng S X, Ma H Y, et al. Can political capital drive corporate green innovation? Lessons from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 64(2): 63-72.
- [24] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(7): 44-55.
- [25] 张倩, 曲世友. 环境规制强度与企业绿色技术采纳程度关系的研究[J]. 科技管理研究, 2014, 34(5): 30-34.
- [26] Berrone P, Fosfuri A, Gelabert L, et al. Necessity as the mother of green inventions: Institutional pressures and environmental innovations [J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(8): 891-909.
- [27] Kammerer D. The effects of customer benefit and regulation on environmental product innovation: Empirical evidence from appliance manufacturers in Germany[J]. Ecological Economics, 2008, 68(8): 2285-2295.
- [28] Chiavarino B, Crestoni M E, Matre P, et al. Determinants of eco-innovations by type of environmental impact: The role of regulatory push/pull, technology push and market pull[J]. Zew Discussion Papers, 2011, 78(32): 112-122.
- [29] 张钢, 张小军. 企业绿色创新战略的驱动因素: 多案例比较研究[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2014, 44(1): 113-124.
- [30] Chan R Y K. Corporate environmentalism pursuit by foreign firms competing in China[J]. Journal of World Business, 2010, 45(1): 80

- [31] Chan R Y K, He H, Chan H K, et al. Environmental orientation and corporate performance: The mediation mechanism of green supply chain management and moderating effect of competitive intensity[J]. *Industrial Marketing Management*, 2012, 41(4): 621-630.
- [32] 王锋正, 陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. *科学学研究*, 2018(2): 361-369.
- [33] 张渝, 王娟茹. 主观规范对绿色技术创新行为的影响研究[J]. *软科学*, 2018(2): 93-95.
- [34] 于连超, 张卫国, 毕茜. 盈余信息质量影响企业创新吗? [J]. *现代财经*, 2018, 38(12): 128-145.
- [35] Porter M, Linde C V D. Towards a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [36] 陈工, 邓逸群. 我国环境税的政策效应研究——基于个体异质性 OLG 模型[J]. *当代财经*, 2015(8): 26-36.
- [37] 许士春, 何正霞, 龙如银. 环境规制对企业绿色技术创新的影响[J]. *科研管理*, 2012, 33(6): 67-74.
- [38] He J, Tian X. The dark side of analyst coverage: The case of innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3): 856-878.
- [39] 方红星, 施继坤, 张广宝. 产权性质、信息质量与公司债定价——来自中国资本市场的经验证据[J]. *金融研究*, 2013(4): 170-182.
- [40] 孙晓华, 王昀. 企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2014(5): 57-69.
- [41] Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. *European Economic Review*, 2012, 56(8): 1512-1529.
- [42] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531-559.
- [43] Hadlock C, Pierce J. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.

[责任编辑:刘 茜,高 婷]

## Can Environmental Taxes Force Corporate Green Innovation?

YU Lianchao, ZHANG Weiguo, BI Qian

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

**Abstract:** Can environmental taxes force corporate green innovation to achieve comprehensive benefits that include economic, environmental, and social benefits? Based on the theoretical basis of Porter's hypothesis, this article takes the industrial-listed companies of Shanghai and Shenzhen A-share in 2007—2015 as the research object, empirically tests the impact of environmental taxes on corporate green innovation. The study finds that environmental taxes effectively improve corporate green innovation, and show the lagging characteristics, that is, the current environmental taxes significantly increase the level of corporate green innovation in the next period or more periods. Further research finds that the positive impact of environmental taxes on corporate green innovation reflects in state-controlled enterprises, large-scale enterprises, and low financing restricted enterprises. The conclusion enriches the literature on the economic consequences of environmental taxes and the influencing factors of corporate green innovation in theory, and provides important enlightenment for perfecting China's environmental taxes system and improving corporate green innovation in practice.

**Key Words:** environmental taxes; corporate green innovation; nature of property; firm size; financing constraints; environmental regulation; environmental accounting