

# 市场型和命令型政策工具的节能减排 技术创新效应

——基于中国工业行业专利数据的实证

王班班, 齐绍洲

**[摘要]** 进入“十三五”时期,中国迫切需要走出一条经济发展和节能减排“双赢”的道路,创新是关键驱动力。那么,不同的节能减排政策工具,如市场型和命令型工具是否能有效促进节能减排技术创新?为此,本文构建了中国工业行业节能减排专利、能源价格指数和政策执行措施的面板数据进行实证检验。结果发现:①市场型工具的效果存在外溢性,而命令型工具则更针对节能减排技术创新,并对创新程度更高的发明专利效应更强。②政策工具向行业的有效传导是诱发技术创新的前提,因此,市场型工具在电力行业的作用受到限制,而命令型工具在国有化程度高的行业效果更强。③在高耗能行业和成本难以转嫁的行业,更容易诱发技术创新。当然,两种政策工具的效果还存在行业异质性:对于电力、石化等国有化程度高的上游行业,命令型工具更为有效,而对于钢铁、有色金属等产能过剩行业,市场型工具效果更明显。因此,在当前经济增速换挡、企业成本转嫁能力减弱的背景下,市场型工具有助于实现“去产能”和工业生产方式绿色升级的“双赢”,而命令型工具对国有化程度高的行业依然有显著为正的短期效应,应在行业间充分发挥政策组合的互补和协同作用。

**[关键词]** 减排政策工具; 市场型工具; 命令型工具; 技术创新; 专利

**[中图分类号]**F424.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)06-0091-18

## 一、问题提出

进入“十三五”时期,中国迫切需要走出一条经济发展和节能减排双赢的道路。经济增速换挡,结构调整深化,当前中国的节能减排工作正面临着与过去截然不同的经济环境。此时,以创新作为发展的驱动力,充分发挥节能减排政策工具的诱发技术创新效应至关重要。为了控制与经济增长相伴随的化石能源消耗和温室气体排放<sup>①</sup>,中国自“十一五”时期以来加强了政策约束力度,并逐渐形

**[收稿日期]** 2016-02-20

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“基于碳价格映射的中国工业能源结构优化研究”(批准号 71503087)。

**[作者简介]** 王班班(1986—),女,湖北武汉人,华中科技大学经济学院讲师;齐绍洲(1965—),男,河南宝丰人,武汉大学气候变化与能源经济研究中心主任,教授,博士生导师,碳排放权交易湖北省协同创新中心主任。通讯作者:王班班,电子邮箱:wangbanban@hust.edu.cn。

① 温室气体排放和化石能源消耗很大程度上是同源的。因此,限制碳排放的政策往往也能控制化石能源消耗,反之亦然。

成了 2030 年中长期节能减排政策框架<sup>①</sup>。在政策体系的演进过程中, 市场型工具被提到重要位置。2013—2014 年, 中国在七个省市启动了碳交易试点, 尝试以“碳定价”来内部化企业排放的外部性成本, 并计划在 2017 年启动全国碳交易市场。这将是最大规模的市场型减排政策工具的实践。

市场型工具最主要的特征是对排放制定价格, 如碳税、碳交易等; 而命令型工具 (Command-and-Control, CAC) 则为直接的政策管控。理论一般认为, 从达成减排目标来考量, 上述市场型工具是成本有效的, 优于命令型工具。然而, 仅有相当有限的文献检验了两种政策工具在中国的诱发技术创新效应。对命令型工具, Tanaka et al.<sup>[1]</sup>通过对酸雨和二氧化硫两控区的研究发现, 更严格的环境规制有助于提高企业的生产率。韩超和胡浩然<sup>[2]</sup>则发现中国清洁生产标准对全要素生产率的影响存在一次性的挤出效应和累积的学习效应, 最终后者将超过前者。对市场型工具, 杨芳<sup>[3]</sup>在地区层面找到了能源价格诱发创新的证据, 而涂正革和谌仁俊<sup>[4]</sup>认为中国二氧化硫交易试点并未提高地区生产率。这些文献具有以下局限: ①除了杨芳<sup>[3]</sup>, 其他文献讨论的是政策工具对企业生产率的影响, 并非针对企业专门化的节能减排技术创新活动, 而后者对节能减排的影响更直接。②现有文献一般对单一的具体政策进行研究, 并未就市场型和命令型政策工具对技术创新的不同诱发效果进行比较, 特别是比较两种工具在发展中国家的实施效果。一方面, 发展中国家可能面临能源要素价格扭曲或市场扭曲<sup>[5,6]</sup>; 另一方面, 发展中国家政策执行效率较低<sup>[7]</sup>, 但政府也可能更加适应政策管控。中国作为最大的发展中国家, 情况更为特殊。③现有文献并未就市场型或命令型政策工具诱发技术创新的行业异质性进行深入分析, 而异质性特征可能导致不同行业对两种工具的敏感性存在区别。

作为对已有文献的补充, 本文对比研究了市场型和命令型政策工具对节能减排技术创新的不同诱发效果和作用机理。论文的边际贡献在于: ①利用专利数据, 更有针对性地考察政策工具对节能减排技术创新的作用, 而不局限于对全要素生产率的影响。②侧重对比评价市场型或命令型政策工具诱发创新的不同效果, 特别研究了中国现行的节能减排政策体系在行业间实施强度差异带来的影响。③基于行业间所有制、能源消耗、成本转嫁能力等特征差异, 对两种工具诱发节能减排技术创新的行业异质性进行了分析。

## 二、经验观察与作用机理

相当数量的研究认为, 技术效应是减缓中国碳排放, 降低碳强度的主导因素<sup>[8]</sup>。那么, 哪些因素可以诱发节能减排技术创新? 从理论上讲: ①能源价格的提高是诱发因素之一。Hicks<sup>[9]</sup>指出, 技术进步的偏向会节约正在变得昂贵的生产要素, 形成诱发技术进步理论的思想 (Induced Technical Change, ITC)。ITC 理论在能源气候变化领域也得到了验证, 一些研究表明能源价格可以诱发节能减排的技术进步, 如 Newell et al.<sup>[10]</sup>、Teheri and Stevenson<sup>[11]</sup>、Popp<sup>[12]</sup>、杨芳<sup>[3]</sup>和 Noailly and Smeets<sup>[13]</sup>。②节能减排政策亦可以诱发技术创新。环境规制的“波特假说”认为, 环境规制强度的提高有助于企业的技术创新。针对清洁技术创新, 一些实证研究也认为政策可以产生积极的激励效果, 如 Johnstone et al.<sup>[14]</sup>。③节能减排技术创新还可能存在路径依赖。Ruttan<sup>[15]</sup>认为, 技术进步的方向依赖于过去的积累, 当前盛行的技术和知识也将影响未来的技术选择; 而 Aghion et al.<sup>[16]</sup>通过研究“清洁”技术和“污染”技术创新发现, 技术进步的方向存在路径依赖, 但能源价格提高会诱发创新转向更清

① 在“十一五”规划中, 中国第一次设定能源强度下降 20% 的约束性指标, 并在随后几年提出了一系列减排政策目标, 如在 2009 年哥本哈根气候大会上向国际社会承诺 2020 年碳强度下降 40%—45%, 在“十二五”规划中提出碳强度和能源强度实现双降 (17% 和 16%) 等。及至 2015 年巴黎气候大会前夕, 中国在自主贡献方案中明确了 2030 年减排路线图。至此, 中国中期节能减排政策框架已基本清晰。

洁的技术。

上述前两类节能减排技术创新的诱发因素分别对应两类环境政策工具。一是市场型政策工具,既可以通过价格控制实现,如碳税;也可以采用数量控制,如排放权交易。但二者均能为污染的负外部性定价,从而使其内部化,在确定性的理论条件下完全等价。二是以政府行政管理制为特征的命令型政策工具,又称为“命令与控制”政策,如对企业施加强制型的减排目标、标准等,传统上往往更多地被政策制定者所采纳。二者的有效性对实现中国中长期减排目标至关重要。市场型工具可以引起能源价格的外生加价,尽管理论预期其成本有效性更高,但由于中国能源价格尚未完全市场化,而在现行的行政体系下减排任务可层层分解至地方甚至企业,命令型工具可能取得相当的成效。鉴于此,两种工具在中国的诱发技术进步效应和作用机理还需要进行实证检验。

### 1. 经验观察

本文构建了中国工业行业的节能减排专利、能源价格指数和政策执行措施的面板数据<sup>①</sup>。观察行业数据可以发现:一方面,从价格诱发效应看,中国工业行业节能减排专利数量逐年增长,并和能源价格指数具有相似趋势(图1);节能减排专利占比总体而言也呈上升趋势,但2010年左右有所回落(图2)。本文试图检验市场型工具引起的外生能源价格加价对节能减排技术创新的诱发作用。然而,中国并未在全国范围长期实践市场化减排政策工具,在数据缺乏的情况下,可参考 Cullen and Mansur<sup>17</sup>的碳价格映射方法,将碳价格视为能源价格的外生加价,利用能源历史数据进行实证分析,并根据两者之间的映射关系计算对排放的潜在影响。本文也将能源价格历史数据作为实证研究的代理变量,并尽可能控制能源价格的内生性问题,以能源价格外生加价的影响来估算市场型工具潜在的诱发技术进步效应<sup>②</sup>。

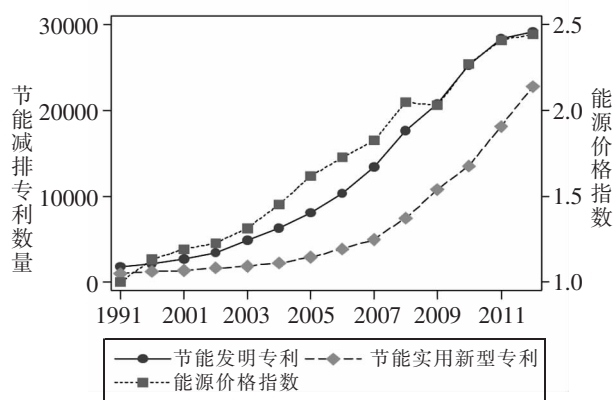


图1 节能减排专利数量和能源价格指数的趋势

资料来源:作者绘制。

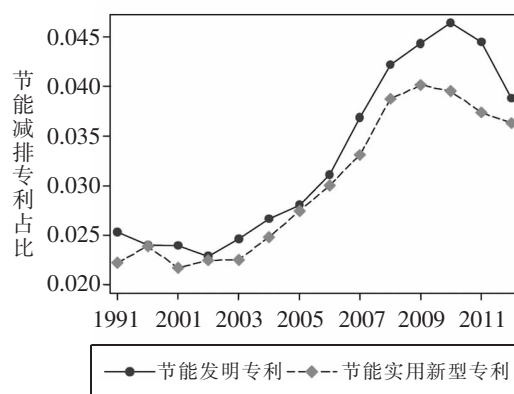


图2 节能减排专利占比的趋势

资料来源:作者绘制。

另一方面,自“十一五”时期以来,中国将能源强度下降目标作为约束性指标写入五年规划。尽管如此,工业节能专利数量在此前后不存在明显的趋势变化,这是否意味着政策目标的提出在中国

① 由于化石能源消耗和温室气体排放之间具有同源性,在此对涉及这两类的专利和政策合并考虑。

② 类似方法也在评估碳税影响等研究中被运用<sup>18、19</sup>。当然,该方法只能作为数据缺失时的替代,回归结果体现与碳价格水平对应的能源价格外生加价的潜在效应,对此 Cullen and Mansur<sup>17</sup>也进行了充分的讨论。

未产生诱发创新效应? 这一结果可能和行业间政策目标落实情况的差异有关。在本文统计的 29 个工业行业中, 有 9 个行业实质上并未受到国家发展和改革委员会(国家发改委)、工业和信息化部(工信部)、环境保护部(环保部)等相关部门的直接政策约束。对照政策执行组和无政策执行组的节能减排发明数量及占比均值, 可以发现数量上两组差距逐渐拉大(图 3), 占比上 2006 年以后政策执行组有明显的提升, 而无政策执行组则基本不变<sup>①</sup>(图 4)。

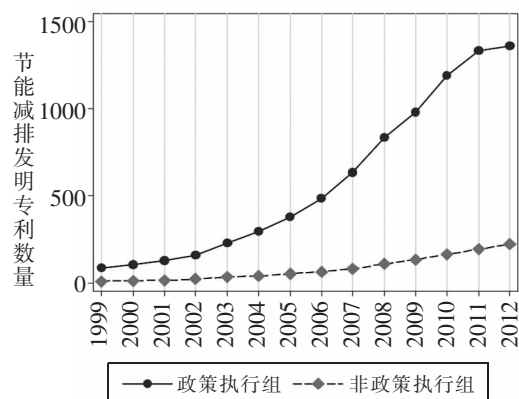


图 3 政策执行组和非政策执行组节能减排专利数量趋势

资料来源: 作者绘制。

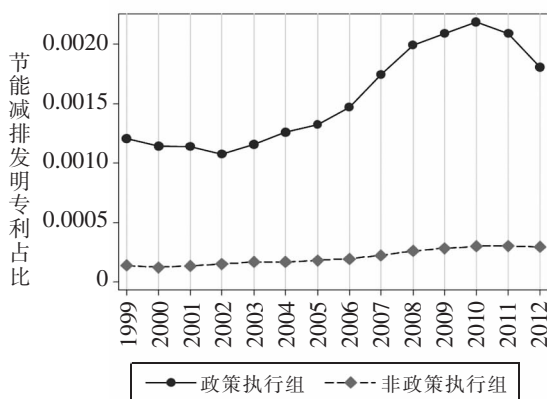


图 4 政策执行组和非政策执行组节能减排专利占比趋势

资料来源: 作者绘制。

## 2. 作用机理

由于研发市场存在一定程度的市场失灵, 仅靠市场激励难以形成社会最优的清洁技术研发水平<sup>[20]</sup>, 因而政府的激励作用十分关键。“波特假说”认为, 设计良好的环境规制可以激励企业创新, 使其更具有竞争优势<sup>[21]</sup>。那么, 市场型或命令型政策工具对节能减排技术创新的诱发机理如何? 在不同条件下有何区别? Jaffe and Palmer<sup>[22]</sup>进一步将“波特假说”区分为三类: “弱波特假说”认为环境规制将激励企业创新以抵消环境成本; “狭义波特假说”认为, 只有设计良好和有效执行的政策才能取得上述效果; “强波特假说”则进一步认为环境规制有助于提升企业竞争力。从政策实施到诱发创新的整个作用过程看, 本文分两个层次对“弱波特假说”和“狭义波特假说”进行考察。

(1) 政策工具需有效传导至企业, 这是基于“狭义”波特假说的考察。市场型工具的效果类似于在能源价格的基础上形成一个外生加价, 因此, 能源价格的市场化是市场型工具有效传导的条件。对企业能源采购价格的保护和干预则会扭曲价格信号。例如, 由于电力行业在保障生产和民生方面的特殊性, 其在很长一段时间面对不同程度的能源价格保护。因此, 市场型工具形成的碳价格对电力行业的诱发技术进步效应可能非常有限。

对命令型工具, 国有企业是重要的政策传导渠道。尽管由于缺乏竞争, 国有企业的生产率表现可能不及非国有企业, 但其无疑是中国节能减排政策的重要参与主体。“十一五”时期以来, 国家将减排目标层层分解, 并纳入国有企业的绩效考核中, 与企业“一把手”的职位挂钩。这种机制可能增强中国的政策执行效果, 甚至可能是保障中国节能减排政策效果的关键所在。与此同时, 国有企业

<sup>①</sup> 政策执行组和非政策执行组的节能减排实用新型专利趋势对比结果可向作者索取。实用新型专利占比在政策执行组的增长早于 2006 年政策节点, 将在实证结果部分予以讨论。



也更容易获得国家对技术创新的支持或补贴,从事高水平的研发动力更强。

(2)政策工具需带来显著的成本压力或经济激励,这是“弱波特假说”的条件,即企业对清洁技术的研发和运用可以节约甚至抵消环境规制带来的成本。在这种情况下,一方面,企业的能源消耗规模越大,政策工具带来的经济激励或成本压力越大,从而提升节能减排技术创新的动力。中国的六大高耗能行业为化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、石油加工炼焦及核燃料加工业、电力热力的生产和供应业。经笔者计算,这六大行业的能源消费量占工业能源消费量的70%以上,能源成本份额也高于其他行业。同时,其中钢铁、电解铝、水泥、玻璃等产品存在严重的产能过剩。如果市场型或命令型政策工具在高耗能行业可以产生更强的诱发技术创新效应,将有助于在去产能的同时促进产业结构调整 and 工业生产方式清洁化。当然,高耗能行业往往也面临着更多的节能减排政策管控,政策执行力度本身可能存在内生性问题,本文也将对此进行稳健性检验。另一方面,企业的成本转嫁能力有限,才能形成技术创新的压力,否则政策的有效性将受到影响。面对环境规制,电力、石油等不同行业成本转嫁的现象也已得到了实证研究的验证<sup>[23,24]</sup>。具体而言,成本转嫁的难易程度取决于需求价格弹性,也和经济增速有关。如果最终产品的需求价格弹性大,提高产品价格将使企业销量大幅下降并蒙受损失,则企业更倾向于进行节能减排技术创新,这也是政策效果产生行业异质性的原因之一。此外,在经济形势上行的情况下,需求旺盛,企业一般具有更大的转嫁空间;而经济增速放缓时,最终产品价格往往也较低,企业更难进行成本转嫁。

综上所述,图5总结了市场型和命令型政策工具诱发节能减排技术创新的作用机理、路径和条件。从作用机理看,减排政策工具需要有效传导至企业,并带来显著的成本压力或经济激励,才能最终诱发节能减排创新活动。从传导路径看,市场型工具通过形成外生能源价格加价,而命令型工具则通过政策目标和政策执行两个层面来增加企业成本。从作用条件看,一方面,市场型工具有效传导的条件是能源价格市场化,而命令型工具很可能通过国有企业考核来保证政策执行效果;另一方面,能源成本较大、成本难以转嫁是增加成本压力或经济激励的两个条件。作用条件的行业差异使得市场型或命令型工具在行业间的诱发创新效果也存在异质性。

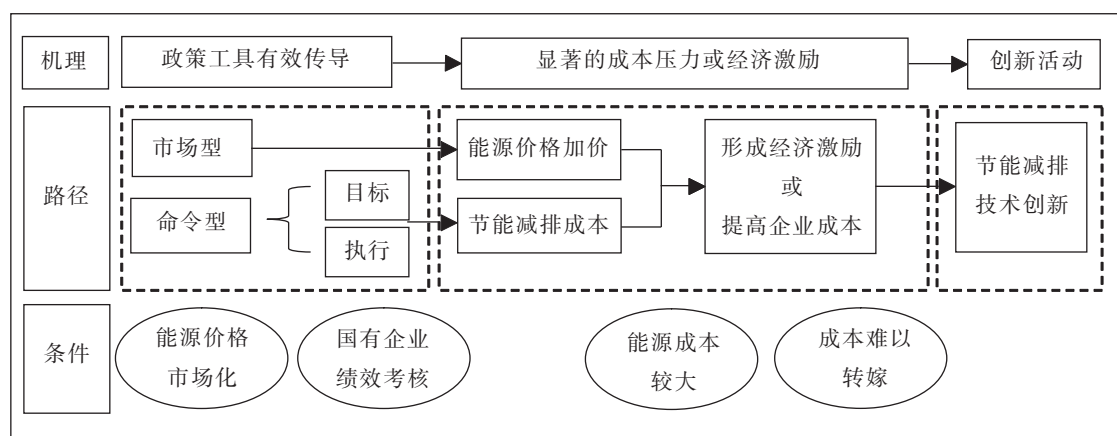


图5 市场型和命令型政策工具诱发节能减排技术创新的作用机理

资料来源:作者绘制。

### 三、研究设计、数据来源和指标处理

#### 1. 研究设计

本文的实证分为三步,其中对命令型工具将分两个层面进行检验:国家层面的政策目标和行业层面的政策执行。①市场型工具和政策目标的诱发效应检验:构建能源价格和政策目标诱发节能减排专利的静态和动态面板数据模型。②政策执行的诱发效应检验:根据不同工业行业政策执行的差异,构造双重差分模型和面板数据模型。③诱发效应的作用机理检验:在上述面板数据模型中加入价格和政策与不同所有制、行业分组的交互项以及工业品出厂价格指数进行回归。

(1)市场型工具和政策目标的诱发效应检验。由于缺乏全国层面长期的市场型政策工具实践,本文用能源价格历史数据作为代理变量。模型的因变量采用节能专利数量或占比。以数量作为因变量时,可以估计能源价格及政策目标对节能专利数量影响的弹性系数。然而,一些因素会引起申请专利保护行为的变化,如经济增长,这不仅可以提高节能减排专利数量,也将引起所有类别专利的增长。采用节能专利占比作为因变量可以控制这些因素,也能体现对节能减排技术创新更有针对性的诱发作用。静态面板数据模型设置如下:

$$\ln patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln pe_{it} + \beta_2 \ln policy_{it} + \mathbf{X}_{it} \mathbf{b} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示行业, $t$ 表示时间, $patent_{it}$ 可以是专利的数量或占比, $pe_{it}$ 为行业能源价格指数, $policy_{it}$ 为能源强度政策目标, $\mathbf{X}_{it}$ 为其他控制变量。此外, $\mu_t$ 和 $\eta_i$ 分别表示时间和行业非观测效应, $\varepsilon_{it}$ 是随机误差项。

如前文所述,能源价格和节能减排技术创新之间可能存在内生性问题。同时,技术创新的方向具有路径依赖效应<sup>[15,16]</sup>。通过在等式右边加入因变量的一阶滞后项,可以反映前期节能减排技术创新的积累对当期的影响,建立如下动态面板数据模型:

$$\ln patent_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln patent_{it-1} + \gamma_2 \ln pe_{it} + \gamma_3 \ln policy_{it} + \mathbf{X}_{it} \mathbf{r} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

动态面板数据模型一般采用差分 GMM(diff-GMM)和系统 GMM(sys-GMM)两种方法进行估计,可以部分地解决内生性问题。通过对水平方程取一阶差分,一方面能够消除不随时间变化的个体非观测效应<sup>①</sup>,另一方面变量对数的一阶差分近似等于变量的增长率,从而弱化反向因果关系。此外,系统 GMM 估计还将采用因变量一阶差分的滞后项作为水平方程中因变量滞后项的工具变量,并能在有限样本下得到比差分 GMM 估计量更小的偏差,因此这里采用系统 GMM 模型进行估计。

(2)政策目标执行的诱发效应检验。将“十一五”规划首次提出能源强度目标视为政策冲击,根据行业政策执行与否将其分为政策执行组(处理组)和非政策执行组(对照组),采用双重差分(Difference-in-Difference, DID)模型进行估计,即首先对政策执行前后进行差分,然后将处理组和对照组进行差分,以消除两组的共同趋势,得到政策执行效应。当然,由图 3 可知,在政策实施前节能发明专利数量在处理组和对照组的增速有差异,可以通过加入控制变量、时间趋势项来控制组间不同的趋势。综上,建立如下双重差分回归模型:

$$patent_{igt} = \alpha_0 + \alpha_1 enf_g + \alpha_2 time_t + \alpha_3 (enf_g \cdot time_t) + \alpha_4 pe_{it} + \mathbf{X}_{it} \mathbf{a} + \varepsilon_{igt} \quad (3)$$

其中,因变量可以是专利的数量和占比; $i, g, t$ 分别表示行业、政策执行分组和时间。 $enf$ 是政策执行分组的虚拟变量,在政策执行组取 1,非政策执行组取 0; $time$ 是表示政策执行前后的时期虚拟变量,2006 年后中国开始实施能源强度政策目标,取值为 1,2006 年以前取 0;这样,二者交叉相乘

① 对于随时间变化的因素可以加入时间虚拟变量进行控制。为了节约自由度,这里采用时间趋势项。

项的系数  $\alpha_3$  表示政策执行诱发节能减排技术创新的净效应。 $pe$  为能源价格,  $\mathbf{X}$  为其他控制变量。在实证中,也将控制行业和时间层面的不可观测效应。

此外,也可检验政策执行强度对节能减排技术创新的诱发效果。由于政策执行强度的差异发生在行业层面,在此采用面板数据模型进行估计:

$$patent_{it} = \delta_0 + \delta_1 enfintensity_{it} + \delta_2 (enfintensity_{it} \cdot time_t) + \delta_3 pe_{it} + \mathbf{X}_{it} \mathbf{q} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $enfintensity$  为各个行业的政策执行力度指标,  $\mu_i$  和  $\eta_t$  分别为不随时间变化和不随行业变化的不可观测效应。此外,还加入政策执行强度和政策时期分组虚拟变量的交互项,以考察国家节能政策目标是否增强了政策执行的效果。

(3) 诱发效应的作用机理检验。如前所述,本文分三个步骤进行考察。在市场型和命令型政策工具的传导效应上,分别在等式(1)和(4)中加入能源价格、政策执行强度与不同所有制、行业子类虚拟变量的交叉相乘项;在两种政策工具的成本效应上,则分别加入其与高耗能行业虚拟变量的交叉相乘项,从而考察行业异质性诱发效果。对成本转嫁,则在等式(3)的控制变量中加入行业 PPI 指数进行检验。假如能源价格和节能政策的压力传导至最终产品价格,则 PPI 中包含这二者的信息,控制 PPI 后二者的系数将不显著。反之,如果成本转嫁有限,则其并不会影响系数的显著性。

## 2. 数据来源和指标处理

(1) 节能减排专利数据。构建中国工业行业节能减排专利面板数据需要解决两个方面的问题。一是确定节能减排专利的目类,即确定其对应的国际专利分类 IPC (International Patent Classification) 代码;二是将以 IPC 分类的节能减排专利数目按照行业分类代码进行归并和加总。①依据世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)发布的《绿色专利清单》中的 IPC 代码<sup>①</sup>,在中国国家知识产权局(SIPO)专利数据库中分年度检索节能减排相关的专利数量。中国专利包括三种类型:发明、实用新型和外观设计,其内含的创新程度依次递减,本文仅检索发明和实用新型专利。在时间维度上,按照专利申请日进行年度划分。本研究的时间跨度为 1999—2012 年,检索的时间为 2015 年 5—7 月,专利从申请到批准并公开往往耗时 1—3 年,按照这一规律,绝大部分 2012 年进行申请的专利在本文的搜索期内已公开。②将节能减排专利数据按照行业分类标准归并和加总至行业层面。IPC 代码和行业分类代码之间存在多对多的关系,这给归并带来难度。本文采用专利—行业索引解决这一问题。OECD 官方公布了对照索引 OTC(OECD Concordance)<sup>[25]</sup>, WIPO 也开发了 APL 索引<sup>[26]</sup>。OTC 采用两种方式加总:生产的行业(Industry of Manufacture, IOM)和应用的行业(Sector of Use, SOU)。本文认为按照应用的行业加总更有意义,它反映的是技术的需求情况。应用技术的行业才是这一技术的需求者,往往也是出资方。专利的生产行业则不具有这样的经济意义<sup>②</sup>。APL 索引尽管开发的年份更接近,但其结果与 OTC 的 IOM 归并结果类似。因此,本文选用 OTC 的 SOU 方式,将节能减排专利合并为国际标准行业分类(ISIC),再根据 ISIC 和中国标准行业分类(GB)之间的对应关系,最终转换为 29 个中国工业行业分类(见在线附录附表 1)。

(2) 能源价格。本文用经过标准化的行业综合能源成本来表示行业能源价格。由于国家统计局并未公布能源价格的绝对量数据,本文借鉴 Ma et al.<sup>[27,28]</sup>、王班班和齐绍洲<sup>[29]</sup>的方法,对煤炭、汽油、柴油和电力消耗的综合成本进行推算。①《中国物价年鉴》公布了 2002—2005 年 36 个大中城市的

① WIPO 的 Green Patents Inventory 目录详见 <http://www.wipo.int/classifications/ipc/en/est/>。本文的检索详细覆盖到其中的细分层级。

② 例如,电力行业是节能电力设备专利真正的需求者,但专利的生产,即节能设备的生产按照 IOM 的方式却被划分至设备制造业,这种情况在归并后的数据中也得到了体现。



煤炭、汽油、柴油和电力价格,求各能源的均价,并分别用煤炭采选业出厂品价格指数、石油和天然气开采业出厂品价格指数和电力、热力的生产和供应业出厂品价格指数将价格序列进行扩展;②将行业四种能源消费量按照价格加权,可估算出各行业的能源成本;③用能源成本除以各行业综合能源消费总量以得到行业综合能源价格;④将综合能源价格序列调整为 1999 年为 1 的价格指数序列。

(3)命令型政策指标。本文的政策指标分为两个层面。第一个层面是政策目标,采用每个五年规划中能源强度下降目标的百分点作为指标。其中,“十一五”期间各行业目标等同于国家目标,在“十二五”期间则等于行业公布的能源强度目标<sup>①</sup>。第二个层面是政策执行指标。通过在国家发改委、工信部、环保部网站的政策公开目录中根据行业名称、行业主要产品等关键词进行逐年搜索,并参考《中国工业经济年鉴》、《中国低碳年鉴》和相关行业年鉴中的行业政策概况,本文对各行业的节能和与能源使用相关的低碳政策、清洁生产政策进行了搜集和统计。在政策搜集和筛选中,仅保留涉及具体政策执行的行业标准、行业准入、淘汰落后产能、强制的污染物监测等政策措施。在此基础上,本文构造了两个政策执行指标:①政策执行与否的虚拟变量,即颁布了具体执行措施的行业取 1,否则取 0。②累积政策执行强度。对每一条政策执行措施,本文在政策力度、直接程度和适用范围三个维度,分三档进行打分。政策力度的打分标准参照张国兴等<sup>[30]</sup>。直接程度的打分是依据政策是否有明确的落实主体和执行措施。适用范围的打分则根据政策的行业覆盖范围是多个行业、单个行业还是某个子行业(或特定的产品、工序等)。具体的评分规则见表 1。随后,对每一个维度以 1/3 为权重进行加权得到该条政策执行强度的评分,并对各行业每一年的政策评分加总得到年度评分。由于政策在有效期内将持续产生影响,对政策评分进行逐年加总,但在累积过程中,如果一条新的政策取代该时期内的旧的政策,则减去被取代政策的评分。最终形成“累积政策执行强度”指标。该指标不仅涵盖 2006 年以后执行的政策措施,也包括了少数行业(如电力)在“十一五”时期之前实施的减排政策。

表 1 政策执行措施的打分规则

分值	政策力度	直接程度	适用范围
3	各部委颁布的条例、规定、决定	政策落实主体清晰,措施明确	多个行业
2	各部委颁布的意见、办法、方案、指南、暂行规定、细则、条件、标准	存在政策落实主体,有一定的执行措施	全行业或行业内非常重要的子行业
1	通知、公告、规划	无明确落实措施	行业内部的某个子行业、特定产品或工序

资料来源:作者整理。

(4)控制变量。①人均 R&D,用行业人均 R&D 存量表示,存量的指标构造采用永续盘存法。在创新活动中,R&D 可以看做创新的“投入”,而专利则是“产出”<sup>[31]</sup>。因此,R&D 有助于通过提高行业整体研发水平来促进节能减排技术创新。②国有资产占比,反映行业的所有制结构特征。尽管现有研究一般认为国有企业的创新活动弱于私有企业<sup>[32,33]</sup>,但由于受到更强的政策规制,国有企业在节能减排领域的技术创新活动可能更强。③行业集中度,采用行业大中型企业占比表示,一定程度反映行业的竞争水平。当然,竞争和创新之间的关系较为复杂,理论认为其存在倒 U 型等非线性关系,并可能因企业类型不同而有所差异<sup>[34]</sup>。其他指标的数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》等。主要指标的描述性统计见表 2。

① 从“十二五”时期开始,大部分工业行业才在其行业“十二五”规划中明确了能源强度、碳强度下降目标。



表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
节能发明专利数量(个)	406	429.365	1027.327	0.000	7359.841
节能发明专利占比	406	0.001	0.002	0.000	0.011
节能实用新型专利数量(个)	406	231.513	689.399	0.000	6297.791
节能实用新型专利占比	406	0.001	0.002	0.000	0.011
能源价格指数	406	1.692	0.529	1.000	3.534
能源强度政策目标(%)	406	9.652	9.736	0.000	22.000
累积政策执行强度	406	4.320	8.994	0.000	56.000
人均 R&D(万元/万人)	406	8125.761	9009.335	138.720	43224.110
国有资产占比	406	0.334	0.295	0.003	0.998
行业集中度	406	0.158	0.110	0.036	0.674

资料来源:作者计算。

## 四、实证分析及结果讨论

### 1. 市场型和命令型工具的诱发效应和特征

(1)市场型工具和政策目标的诱发效应和特征。分别以节能发明专利、节能实用新型专利的数量和占比的自然对数作为因变量进行回归(表3)<sup>①</sup>。对比静态和动态面板数据模型结果可发现,由于内生性的原因,静态面板数据模型中能源价格的诱发效应被高估。同时,市场型工具和政策目标的诱发效果具有不同的特征:①市场型工具存在溢出效应,在诱发节能减排技术创新的同时,还将促进其他类别的创新活动。部分控制了内生性问题的动态面板数据 GMM 估计量显示,能源价格对节能专利数量影响的弹性系数要明显高于对节能专利占比影响的弹性系数。这说明企业面对市场型工具时,一种措施是进行节能减排活动从而消化能源成本的上升,而另一种措施是通过创新活动降低其他生产要素和生产环节的成本,从而抵消上涨的能源成本。②政策目标对节能减排技术创新的诱发效果具有针对性,对高创新程度的发明专利,这种针对性尤其明显。从回归结果来看,政策目标对节能发明专利占比的诱发效应要强于对其数量的效应,而在节能实用新型专利的数量和占比之间则没有明显差别。当企业面临严格执行的政策目标时,除了积极进行减排活动之外,并无其他替代措施,从而有利于诱发企业从事专门的节能减排技术创新。

(2)政策执行的诱发效应和特征。首先检验政策执行与否的影响。对每个因变量分别采用不添加行业及年份固定效应和添加这些固定效应的模型形式<sup>②</sup>。结果显示(见表4),除了模型(8)以外,政策执行时期(以下简称时期)和政策执行分组(以下简称政策)的虚拟变量交互项系数均显著为正。此外,政策执行对节能发明数量和占比的诱发效应要大于其对实用新型专利数量和占比的效果,这与第一部分回归中的发现相一致。

进一步地,累积政策执行强度更大的行业,只有在“十一五”时期后才对节能减排技术创新产生

① 在采用节能专利占比为因变量的回归模型中,由于因变量分母已经考虑了专利总数的变化,而行业 R&D 与专利总数高度相关,因此在控制变量中不再加入人均行业 R&D。本文对只加入核心变量的模型也进行了回归,控制变量的加入并未改变核心变量的显著性。限于篇幅未报告前者的结论。

② 本文对仅包括虚拟变量及其交互项的基准模型也进行了回归,添加控制变量后并未影响核心变量的方向和显著性,限于篇幅未予以报告。

表 3 能源价格和政策目标对节能减排技术创新的诱发效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	发明专利 数量 RE	发明专利 数量 Sys-GMM	发明专利 占比 RE	发明专利 占比 Sys-GMM	实用新型 数量 RE	实用新型 数量 Sys-GMM	实用新型 占比 RE	实用新型 占比 Sys-GMM
	能源价格	1.4027*** (0.1754)	0.4936*** (0.0610)	0.2880* (0.1395)	0.2298** (0.0758)	1.9349*** (0.1881)	0.8093*** (0.0966)	0.5419*** (0.1404)
政策目标	0.0129*** (0.0032)	0.0030*** (0.0004)	0.0171*** (0.0025)	0.0074*** (0.0004)	0.0122*** (0.0035)	0.0023* (0.0009)	0.0119*** (0.0025)	0.0055*** (0.0006)
人均 R&D	0.3295*** (0.0611)	0.1140* (0.0517)			0.6185*** (0.0673)	1.0145*** (0.0964)		
因变量滞后项		0.4756*** (0.0490)		0.6561*** (0.0285)		0.4180*** (0.0354)		0.3801*** (0.0238)
国有资产占比	0.2829*** (0.0578)	0.3132*** (0.0504)	0.1932*** (0.0476)	0.0460 (0.0571)	0.0243 (0.0627)	0.2718*** (0.0378)	0.1217* (0.0480)	0.1655*** (0.0392)
行业集中度	-0.0826 (0.0632)	-0.0904*** (0.0178)	0.2005*** (0.0493)	-0.0872*** (0.0159)	0.2064** (0.0709)	-0.2600*** (0.0337)	-0.0008 (0.0496)	-0.1250*** (0.0106)
时间趋势	0.3926*** (0.0598)	0.5878*** (0.0491)	0.1336** (0.0476)	-0.0555 (0.0299)	-0.0036 (0.0669)	-0.0455 (0.0916)	0.0231 (0.0479)	0.1639*** (0.0140)
常数项	0.1084 (0.6055)	0.2209 (0.4033)	-8.2056*** (0.3774)	-3.0095*** (0.2861)	-2.5435*** (0.6958)	-6.9582*** (0.6996)	-8.8002*** (0.4167)	-5.8042*** (0.2607)
观测值	406	377	392	364	392	364	392	364
R <sup>2</sup>	0.8800		0.5260		0.8980		0.4530	
Hansen		0.9990		1.0000		0.9983		1.0000
AR(1)		0.0005		0.0000		0.0329		0.0123
AR(2)		0.7755		0.7002		0.2998		0.1813

注:括号内为标准误;\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*\*表示  $p < 0.001$ ;静态面板数据根据 Hausman 检验结果采用随机效应模型进行估计。

资料来源:作者计算。

积极的诱发作用。在表 5 模型(1)—(4)中仅加入累积政策执行强度,在模型(5)—(8)中进一步加入累积政策执行强度和时期虚拟变量的交互项。结果显示,2006 年以前累积政策执行强度系数为负,但 2006 年以后,政策执行可以显著促进节能专利数量的增长。上述结果说明,“十一五”时期以来国家对节能减排在战略规划层面的高度重视是政策产生积极效果的前提和保障。

## 2. 市场型和命令型工具诱发技术创新的作用机理

(1)政策工具的传导。市场型工具有效传导的条件在于能源价格市场化,因此,电力行业是一个例外。本文对电力行业、制造业和采矿业进行了对比(见表 6)。模型(5)—(8)结果表明,在诱发节能减排技术创新方面,电力行业主要受命令型工具影响;模型(4)显示,市场型工具仅对电力行业实用新型专利占比的回归结果显著,即只在诱发专门的、但含量较低的创新上更加有效;模型(1)—(4)显示,制造业对市场型工具更加敏感。这一结果与预期相符。当然,2015 年底启动的新一轮电力体制改革旨在厘清电力行业的价格形成机制,这在长期有助于增强包括碳交易在内的市场型工具在电力行业的诱发创新效果。但从短期看,继续辅之以命令型工具是更有效的政策组合。

表 4 政策执行对节能减排技术创新的诱发效应

变量	(1) 发明专利 数量	(2) 发明专利 数量	(3) 发明专利 占比	(4) 发明专利 占比	(5) 实用新型 数量	(6) 实用新型 数量	(7) 实用新型 占比	(8) 实用新型 占比
时期×政策	448.2807** (13.6641)	466.0866** (7.6724)	0.0005** (0.0000)	0.0005* (0.0001)	244.0784** (12.5865)	247.5899** (5.6002)	0.0003* (0.0000)	0.0004 (0.0001)
政策	85.4990** (6.0892)	2023.1504 (567.2339)	0.0010** (0.0000)	0.0068** (0.0004)	21.9185 (4.4659)	1196.3392 (437.0913)	0.0009** (0.0000)	0.0068** (0.0005)
时期	-635.3771 (237.4896)	-872.7240 (269.8778)	-0.0009 (0.0003)	-0.0013 (0.0009)	-427.1750 (157.2100)	-235.5147** (15.5366)	-0.0009 (0.0002)	-0.0011 (0.0008)
能源价格	1076.8960 (371.6808)	1091.4209 (491.5362)	0.0017 (0.0005)	0.0012 (0.0007)	727.8675 (244.0159)	685.4681 (286.4082)	0.0017 (0.0005)	0.0011 (0.0007)
国有资产占比	948.8297 (341.6356)	1061.8237 (439.2780)	0.0021 (0.0011)	0.0015 (0.0006)	580.2874 (216.8901)	1037.0828 (294.9116)	0.0023 (0.0013)	0.0010 (0.0004)
行业集中度	-1229.6164** (36.8957)	-1276.6576 (832.4168)	-0.0014 (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	-809.4371** (52.6803)	-1501.3298 (800.6794)	-0.0025 (0.0012)	-0.0010 (0.0007)
人均 R&D	0.0208* (0.0025)	0.0174 (0.0120)			0.0120* (0.0012)	0.0113 (0.0089)		
行业固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
年份虚拟变量	否	是	否	是	否	是	否	是
常数	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	406	406	406	406	406	406	406	406
R <sup>2</sup>	0.3090	0.7080	0.2130	0.9290	0.2560	0.6010	0.1840	0.9460

注:括号内为标准误;\*表示 p<0.10,\*\*表示 p<0.05,\*\*\*表示 p<0.01;标准误聚合到政策执行分组。

资料来源:作者计算。

表 5 政策累积执行强度对节能减排技术创新的诱发效应

变量	(1) 发明专利 数量	(2) 发明专利 占比	(3) 实用新型 数量	(4) 实用新型 占比	(5) 发明专利 数量	(6) 发明专利 占比	(7) 实用新型 数量	(8) 实用新型 占比
累积执行强度	16.1948*** (5.4954)	0.0000*** (0.0000)	9.1116** (4.2210)	0.0000*** (0.0000)	-63.9111** (31.3608)	-0.0001*** (0.0000)	-46.0407* (24.2621)	-0.0001** (0.0000)
累积执行强度× 时期					78.6758*** (30.3497)	0.0001*** (0.0000)	54.2943** (23.5499)	0.0001*** (0.0000)
能源价格	1099.5797*** (187.3807)	0.0012*** (0.0002)	691.6483*** (143.8079)	0.0010*** (0.0002)	1025.3027*** (188.5659)	0.0010*** (0.0002)	645.0622*** (144.4244)	0.0009*** (0.0002)
国有资产占比	1006.0869** (422.3094)	0.0017*** (0.0006)	761.5494*** (288.4538)	0.0013** (0.0005)	984.8287** (405.6851)	0.0015** (0.0006)	749.4802*** (275.8979)	0.0012** (0.0005)
行业集中度	-1578.5151** (798.2486)	-0.0008 (0.0009)	-1479.9650** (591.3019)	-0.0015* (0.0008)	-1467.0069* (785.7019)	-0.0006 (0.0009)	-1404.8496** (579.6062)	-0.0013* (0.0008)
人均 R&D	0.0213*** (0.0078)		0.0128** (0.0058)		0.0222*** (0.0076)		0.0132** (0.0056)	
控制行业	是	是	是	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	406	406	406	406	406	406	406	406
R <sup>2</sup>	0.3470	0.3200	0.2870	0.3090	0.3610	0.3520	0.3010	0.3280

注:括号内为标准误;\*表示 p<0.10,\*\*表示 p<0.05,\*\*\*表示 p<0.01;根据 Hausman 检验结果,采用随机效应模型估计。

资料来源:作者计算。

表 6 市场型和命令型工具在电力、制造业和采矿业的诱发效应对比

变量	(1) 发明专利 数量	(2) 发明专利 占比	(3) 实用新型 数量	(4) 实用新型 占比	(5) 发明专利 数量	(6) 发明专利 占比	(7) 实用新型 数量	(8) 实用新型 占比
能源价格(对数)	1.2334*** (0.2458)	0.0120 (0.2017)	1.3201*** (0.2754)	0.0018 (0.1995)				
能源价格(对数)×制造业	0.5251*** (0.1811)	0.3488** (0.1505)	0.7011*** (0.1994)	0.6148*** (0.1489)				
能源价格(对数)×电力行业	-0.6211** (0.2575)	0.1735 (0.2259)	0.4793 (0.3021)	0.4790** (0.2236)				
累积执行强度					-74.4899** (31.4760)	-0.0001*** (0.0000)	-52.1024** (24.2387)	-0.0001** (0.0000)
累积执行强度×时期					37.4373 (24.9004)	0.0001*** (0.0000)	24.7544 (19.1748)	0.0000* (0.0000)
累积执行强度×制造业					36.5834* (19.5742)	0.0000 (0.0000)	23.7076 (15.0686)	0.0000* (0.0000)
累积执行强度×电力行业					201.4578*** (22.4990)	0.0002*** (0.0000)	152.5488*** (17.1994)	0.0002*** (0.0000)
控制行业	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是
常数	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	406	392	392	392	406	406	406	406
R <sup>2</sup>	0.8900	0.5320	0.9020	0.4770	0.5740	0.4900	0.5390	0.6250

注:括号内为标准误;\*表示  $p < 0.10$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ;其他变量包括:政策目标、人均 R&D、国有资产占比、行业集中度、行业虚拟变量、常数项;根据 Hausman 检验结果,采用随机效应估计。

资料来源:作者计算。

命令型工具有效传导的条件在于国有企业是重要主体。为此,在式(4)的基础上,加入累积政策执行强度和国有化分组、时期虚拟变量的交互项进行回归(见表 7)。模型(1)—(4)结果显示,只有在国有化程度高的分组、“十一五”时期以后,政策执行对节能减排技术创新才能产生积极的诱发效应。这一结果说明,政策执行对创新的诱发效果主要是通过国有企业来体现的。

作为对照,模型(5)—(8)结果显示,市场型工具可以显著促进国有化和非国有化行业的节能减排技术创新,但仅在诱发高程度创新活动时,对国有化行业的效应显著大于非国有化行业,这在一定程度上说明中国创新活动的市场激励不足。市场型工具并不是减排任务的硬约束,企业在面对内部化的减排成本时需要选择“最优”的排放和研发水平,权衡成本和收益,因此创新活动的市场回报尤为重要。这样,市场化程度越高,市场型工具应越多地诱发创新活动,而本文的结论正好相反。这说明企业创新活动的市场收益受限,而由于国有企业比非国有企业更容易享受国家对高含量研发活动的资助和补贴,因此,将更多地从事发明创新。

(2)显著的成本压力或经济激励。这需要满足两个条件。条件一是能源成本较大。回归结果表明,不论对市场型还是命令型工具,都更容易诱发高耗能行业的节能减排技术创新<sup>①</sup>。然而,两种政策工具在高耗能行业间的诱发创新效果还存在差异和互补(见表 8)。市场型工具对能源的加价在六大高耗能行业和非高耗能行业的诱发效应均显著为正,但对钢铁和有色金属行业的诱发效应显著

① 限于篇幅,未予以报告。



表 7 市场型和命令型工具诱发效应的所有制差别

变量	(1) 发明专利 数量	(2) 发明专利 占比	(3) 实用新型 数量	(4) 实用新型 占比	(5) 发明专利 数量	(6) 发明专利 占比	(7) 实用新型 数量	(8) 实用新型 占比
累积执行强度	-73.2907** (31.2569)	-0.0001*** (0.0000)	-54.5949** (24.6891)	-0.0001*** (0.0000)				
累积执行强度×国有化	42.2201*** (9.4338)	0.0001*** (0.0000)	28.7324*** (7.4516)	0.0000*** (0.0000)				
累积执行强度×时期	74.8635** (30.2845)	0.0001*** (0.0000)	53.8369** (23.9210)	0.0001*** (0.0000)				
能源价格(对数)					1.0218*** (0.1831)	-0.0945 (0.1419)	2.0081*** (0.1955)	0.4015*** (0.1470)
能源价格(对数)×国有化					0.4344*** (0.1269)	0.5772*** (0.1001)	-0.1809 (0.1355)	0.1556 (0.1037)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是
常数	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	406	406	406	406	406	392	392	392
R <sup>2</sup>	0.3920	0.3980	0.3240	0.3600	0.8760	0.5480	0.8990	0.4480

注:括号内为标准误,\*表示 p<0.10,\*\*表示 p<0.05,\*\*\*表示 p<0.01;控制变量包括:能源价格、人均 R&D、行业集中度;根据 Huasman 检验结果,模型(1)和(3)采用固定效应,其他采用随机效应估计。

资料来源:作者计算。

强于非高耗能行业,对石化行业在诱发高程度创新的发明专利上效果也更强。与之相对,命令型工具对电力和石化行业的诱发效应强于低耗能行业,并显著为正,但对其他行业不足以产生正向的诱发效果。如前文所述,这可能是由这些行业间政策传导效果、需求价格弹性等差异引起的。

值得一提的是,当前中国的工业经济迫切需要进行结构调整。高耗能、高污染型的产业又面临着去产能、去库存的结构调整压力。在本文研究的六大高耗能行业中,建材、钢铁、有色金属行业均存在严重的产能过剩,而市场型工具在钢铁和有色金属行业的诱发节能减排技术创新效果远远强于其他行业。在这一背景下,合理运用市场型工具的价格激励,相对经济上行时期更具有“一箭双雕”的效果。市场型工具带来能源加价,对高耗能行业将显著增加企业的生产成本或机会成本。同时,由于市场下行压力大,行业利润受到挤压,污染型、低效率的“边际产能”将首先被淘汰,存续产能则必须更多地研发并运用清洁技术以求生存发展。这样,市场型工具诱发创新的效应有助于在去产能、调结构的同时,促进工业生产方式的绿色升级。这六大高耗能行业还是 2017 年全国碳交易市场的覆盖行业。因此,可以预期,碳市场在中国下一个阶段的经济发展中不仅是重要的减排工具,对工业结构调整和工业生产方式的清洁化也将具有重要的意义。当然,对电力行业来说,命令型工具在短期依然是更有效的政策选择,需要区别对待。

条件二是企业成本难以转嫁。如果减排政策工具带来的成本压力最终传导至下游产品,则其对节能减排技术创新的诱发作用就有可能减小甚至不显著。回归结果发现成本转嫁并未影响政策工具诱发创新的有效性,在包含 PPI 的回归中,能源价格、政策执行组和时期虚拟变量的交互项等主要变量系数的显著性未受影响(见表 9)。同时,PPI 系数显著为负也表明,如果最终产品价格下降,

表 8 市场型和命令型工具在高耗能行业的诱发效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	发明专利 数量	发明专利 占比	实用新型 数量	实用新型 占比	发明专利 数量	发明专利 占比	实用新型 数量	实用新型 占比
能源价格	1.3189*** (0.2143)	0.0635 (0.1622)	2.2453*** (0.2299)	0.4576*** (0.1649)				
累计执行强度					-32.7360 (25.3619)	-0.0001*** (0.0000)	-30.4203 (20.4036)	-0.0000* (0.0000)
累积执行强度×时期					29.9204 (23.1490)	0.0001*** (0.0000)	21.3062 (18.6665)	0.0000 (0.0000)
价格或政策和行业的交乘项								
石化	0.5268** (0.2352)	0.6735*** (0.1837)	-0.6453** (0.2530)	0.1239 (0.1867)	57.4112*** (13.3358)	0.0001*** (0.0000)	25.4539** (10.6904)	0.0000*** (0.0000)
化工	0.0147 (0.3955)	-0.2654 (0.3031)	0.2045 (0.4230)	-0.0139 (0.3080)	9.5259 (11.2835)	0.0000 (0.0000)	13.2951 (9.0863)	0.0000* (0.0000)
建材	-0.2728 (0.3015)	-0.4400* (0.2372)	-0.0440 (0.3223)	-0.0125 (0.2411)	-8.1664 (14.0009)	-0.0000 (0.0000)	1.2927 (11.2675)	-0.0000 (0.0000)
钢铁	0.7001* (0.3565)	0.4688* (0.2770)	0.5274 (0.3811)	0.7506*** (0.2815)	-46.5216*** (13.5658)	-0.0000 (0.0000)	-22.0008** (10.8582)	-0.0000 (0.0000)
有色	0.3241 (0.3376)	0.7336*** (0.2593)	0.6640* (0.3608)	1.0012*** (0.2636)	-27.7597** (12.4431)	-0.0000 (0.0000)	-12.7707 (10.0212)	-0.0000 (0.0000)
电力	-0.1520 (0.2457)	0.0874 (0.1917)	-0.2893 (0.2633)	0.0908 (0.1948)	187.1297*** (14.0355)	0.0002*** (0.0000)	141.7144*** (11.2545)	0.0002*** (0.0000)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制时间	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	406	392	392	392	406	406	406	406
R <sup>2</sup>	0.8840	0.5620	0.9020	0.4840	0.6370	0.5660	0.5690	0.6380

注:括号内为标准误;\*表示  $p < 0.10$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ ;控制变量包括:能源价格、人均 R&D、国有资产占比、行业集中度;根据 Hausman 检验结果,模型(1)和(3)采用固定效应,其他采用随机效应估计。

资料来源:作者计算。

企业利润空间受挤压,节能减排创新动力增强。近两年国际大宗商品价格深度下跌,最终产品价格也受到影响,节能减排政策工具有助于倒逼企业转变发展方式,寻求节能减排技术创新。

## 五、稳健性检验

### 1. 政策执行内生性问题的匹配法检验

需要注意的是,行业间节能减排政策的执行强度可能并不是随机的。例如,高能耗、高排放的重点行业一般而言受到的监管力度也更大。在本文的样本中,电力行业的累积政策执行强度最高也反映了这一问题。为此,本节采用匹配法对前述结论进行进一步的验证。其基本思路是为处理组的每一个个体在对照组中寻找一个或若干个最相似的个体,二者的唯一差别仅在于是否受到了政策处理。因此,二者的差异反映了政策处理的效果。在表 10 模型(1)—(4)中采用倾向得分匹配法估计平均处理效应(ATE),在模型(5)—(8)中采用偏差校正匹配法估计样本平均处理效应(SATE)。

表9 成本转嫁对诱发效应的影响

变量	(1) 发明专利数量	(2) 发明专利占比	(3) 实用新型专利数量	(4) 实用新型专利占比
时期×政策	517.3652*** (133.0235)	0.0006*** (0.0001)	291.8044*** (102.3116)	0.0005*** (0.0001)
能源价格	1224.6898*** (183.2822)	0.0013*** (0.0002)	793.8091*** (140.1909)	0.0012*** (0.0002)
PPI	-335.9009*** (106.9071)	-0.0001 (0.0001)	-298.6506*** (81.6814)	-0.0003*** (0.0001)
行业固定效应	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
常数	是	是	是	是
观测值	406	406	406	406
R <sup>2</sup>	0.3650	0.3230	0.3070	0.3220

注:括号内为标准误;\*表示  $p < 0.10$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ ;其他变量包括:国有资产占比、行业集中度、人均R&D;根据 Hausman 检验结果,采用随机效应模型估计。

资料来源:作者计算。

表10 政策执行诱发效果的匹配法估计

处理效应	倾向得分匹配				偏差校正匹配			
	(1) 发明专利 数量	(2) 发明专利 占比	(3) 实用新型 数量	(4) 实用新型 占比	(5) 发明专利 数量	(6) 发明专利 占比	(7) 实用新型 数量	(8) 实用新型 占比
ATE	22.2545 (28.4195)	0.0005*** (0.0001)	-13.4592 (17.1481)	0.0004*** (0.0001)				
SATE					347.5394*** (27.0082)	0.0010*** (0.0001)	165.1893*** (19.1021)	0.0008*** (0.0001)
样本	406	406	406	406	406	406	406	406

注:①模型(1)一(4)使用 Stata psmatch2 命令进行估计,采用共同取值范围内的样本,对距离最近的4个个体进行有放回  
的匹配;倾向得分采用 Logit 模型估计。这里对多个协变量进行了平衡性检验,最终采用国有资产占比、行业集中度、行业增加值  
和碳强度。②模型(5)一(8)使用偏差校正匹配 nnmatch 命令估计。③括号内为标准误;\*表示  $p < 0.10$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  
 $p < 0.01$ 。

资料来源:作者计算。

倾向得分匹配的估计结果表明,政策执行对节能专利占比的影响显著为正,但对节能专利数量的效应不显著。而经过匹配偏差校正后,政策执行对节能专利数量和占比的诱发效应均显著为正。尽管难以从根本上解决政策内生性问题带来的偏误,但通过匹配法对样本选择问题进行处理,表明政策执行对节能专利占比的诱发效果较为稳健。

## 2. 政策指标的稳健性检验

本文中,“累积政策执行强度”指标采用了加权评分的方法构建。在此过程中,打分和权重设置都可能受主观因素的影响。为此,本文还采用累积政策计数作为政策执行强度的指标进行稳健性检验,即对行业每一年的政策进行简单计数并逐年累加。计数指标尽管不能体现不同政策执行的强度差异,但受主观因素影响相对较小。对表4至表7采用计数指标重新进行回归,主要变量的结论基本未受影响,但限于篇幅,未在正文中报告回归结果。

## 六、结论和政策含义

“十三五”时期,中国将面临深化结构改革和狠抓节能减排的双重压力。当前经济增速换挡,而减排任务依然艰巨,这就迫切需要为共赢的发展模式寻求新的动力和政策引导。其中,节能减排技术创新不仅是达成节能减排目标的关键,更是实现绿色发展的重要驱动力。对此,本文针对市场型和命令型两类政策工具的诱发技术创新效应和作用机理进行了实证检验,主要结论如下:①市场型和命令型政策工具均有助于诱发节能减排技术创新,但其诱发效应各有特点。市场型工具存在外溢性,除了节能减排技术创新之外,还有助于其他类别技术创新的共同增长,为企业提供更灵活的选择。命令型工具的诱发效应则对创新含量更高的发明专利更强,并且有赖于政策的有效执行。②政策工具向行业的有效传导是诱发技术创新的前提。因此,在能源采购价格更加市场化的行业,市场型工具更加有效。而由于电煤价格长期受到政策干预,市场型工具对电力行业的诱发效应有限。对命令型工具来说,国有企业是政策落实的主体,但命令型工具因而也存在所有制局限,仅能对国有化程度高的行业产生正的诱发创新效果。③在能源消耗量大、成本难以转嫁的行业更容易产生诱发技术创新效应。但由于行业间能源消耗、需求价格弹性等差异,市场型和命令型政策工具的诱发效果即使是在高耗能行业间也存在异质性。市场型工具对六大高耗能行业的诱发效应均为正,但对钢铁、有色金属行业的效应远远强于其他行业;命令型工具仅对电力和石化行业产生正的诱发效果。

本文的政策含义在于,应充分发挥节能减排政策组合的互补和协同作用,单一政策的诱发技术创新效果存在局限。①对钢铁、有色金属等产能过剩行业和其他能源采购价格趋于市场化的制造业行业,应逐步以市场型工具为主。中国并未实施碳税政策,拟于2017年启动的碳交易体系即将成为具有代表性的市场型政策工具。目前,上述主要高排放行业已确定将被纳入交易体系,这对促进节能减排技术创新具有积极的作用。在能力建设成熟、条件允许的情况下,应逐步纳入其他制造业行业,确立以市场型工具为主的市场调节措施。此外,碳价格对技术创新的激励存在滞后性,并取决于市场对新技术竞争优势的长期预期,因此应避免过度分配排放权配额而造成的碳价格暴跌,并制定碳价格“地板价”等调控机制,更好地发挥市场型工具对这些行业节能减排技术创新的促进作用。②对电力、石化等国有化程度高的上游行业,短期内仍应主要采用命令型工具。特别是电力行业尽管已被纳入2017年全国碳交易市场,但仍然有必要采取管控措施。在这些行业中,能耗限额标准、清洁生产标准、行业准入标准等政策措施已对促进节能减排技术创新发挥了积极的作用,下一阶段应继续严格执行现有标准规范,并可研究制定碳排放限额标准,引导技术升级。当然,新一轮电力体制改革的深化有助于增强市场型工具的有效性,届时碳市场对电力行业节能减排技术创新的促进作用将得以提高。③经济增速换挡对于促进节能减排技术创新来说亦是一种机遇。企业一方面面临较低的产品价格,成本转嫁能力减弱,另一方面面对工业去产能、调结构的空前压力。此时,不论是采用市场型还是命令型工具,都将迫使其寻求新的发展方式。当然,在这种经济环境下,如果现实能源价格下跌,则企业能源成本压力减弱,不利于节能减排创新活动。市场型工具尽管能产生积极的诱发创新效果,但不一定能抵消能源价格下跌的负面作用,也需要继续辅之以命令型的政策管控。因此,合理搭配和运用节能减排政策工具,将有助于实现工业去产能和绿色发展的双赢。

### [参考文献]

- [1]Tanaka, S., Y. Wesley, and G. H. Jefferson. Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from China[R]. Mimeo, 2014.
- [2]韩超,胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率[J]. 中国工业经济, 2015, (5):70-82.



- [3]杨芳. 技术进步对中国二氧化碳排放的影响及政策研究[M]. 北京:经济科学出版社, 2013.
- [4]涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015,(7):160-173.
- [5]陶小马, 邢建武, 黄鑫, 周雯. 中国工业部门的能源价格扭曲与要素替代研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009,(11):3-16.
- [6]王芃, 吴英涛. 能源产业市场扭曲与全要素生产率[J]. 经济研究, 2014,(6):142-155.
- [7]Harrison, A., B. Hyman, L. Martin, and S. Nataraj. When Do Firms Go Green? Comparing Price Incentives with Command and Control Regulations in India[R]. NBER Working Paper, 2009.
- [8]申萌, 李凯杰, 曲如晓. 技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究[J]. 世界经济, 2012,(7):83-100.
- [9]Hicks, J. The Theory of Wages[M]. London:McMillian, 1932.
- [10]Newell, R. G., A. B. Jaffe, and R. N. Stavins. The Induced Innovation Hypothesis and Energy-Saving Technological Change[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999,114(3):941-975.
- [11]Teheri, A. A., and R. Stevenson. Energy Price, Environmental Policy, and Technological Bias [J]. The Energy Journal, 2002,23(4):85-107.
- [12]Popp, D. Induced Innovation and Energy Prices[J]. The American Economic Review, 2002,92(1):160-180.
- [13]Noailly, J., and R. Smeets. Directing Technical Change from Fossil-fuel to Renewable Energy Innovation: An Application using Firm-level Patent Data[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2015,(72):15-37.
- [14]Johnstone, N., I. Haščič, and D. Popp. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts[J]. Environmental and Resource Economics, 2010,45(1):133-155.
- [15]Ruttan, V. W. Induced Innovation, Evolutionary Theory and Path Dependence: Sources of Technical Change [J]. The Economic Journal, 1997,107(444):1520-1529.
- [16]Aghion, P., A. Dechezlepretre, D. Hemous, R. Martin, and J. V. Reenen. Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry [J]. Journal of Political Economy, 2016,124(1):1-51.
- [17]Cullen, J. A., and E. T. Mansur. Inferring Carbon Abatement Costs in Electricity Markets: A Revealed Preference Approach using the Shale Revolution[R]. NBER Working Paper, 2014.
- [18]Wagner, L., L. Molyneaux, and J. Foster. The Magnitude of the Impact of a Shift from Coal to Gas under a Carbon Price[J]. Energy Policy, 2014,(66):280-291.
- [19]Pettersson, F., P. Soderholm, and R. Lundmark. Fuel Switching and Climate and Energy Policies in the European Power Sector[J]. Energy Economics, 2012,(34):1064-1073.
- [20]Popp, D. Innovation and Climate Policy[R]. NBER Working Paper, 2010.
- [21]Porter, M. E., C. van der Linder. Toward a New Concept of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [22]Jaffe, A. B., and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997,79(4):19-610.
- [23]Alexeeva-Talebi, V. Cost Pass-through of the EU Allowances: Examining the European Petroleum Markets[J]. Energy Economics, 2011,(33):575-583.
- [24]Fabra, N., and M. Reguant. Pass-through of Emissions Costs in Electricity Markets [R]. NBER Working Paper, 2013.
- [25]Johnson, D. K. N. The OECD Technology Concordance (OTC): Patents by Industry of Manufacture and Sector of Use[R]. STI Working Papers, 2002.
- [26]Lybbert, T. J., and N. J. Zolas. Getting Patents and Economic Data to Speak to Each Other: An “Algorithmic Links with Probabilities” Approach for Joint Analyses of Patenting and Economic Activity [J]. Research Policy, 2014,(43):530-542.

- [27]Ma, H., L. Oxley, J. Gibson and B. Kim. China's Energy Economy: Technical Change, Factor Demand and Interfactor/Interfuel Substitution[J]. *Energy Economics*, 2008,(30):2167-2183.
- [28]Ma, H., L. Oxley, and J. Gibson. Substitution Possibilities and Determinants of Energy Intensity for China[J]. *Energy Policy*, 2009,(37):1793-1804.
- [29]王班班, 齐绍洲. 有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度[J]. *经济研究*, 2014,(2):115-127.
- [30]张兴国, 高秀林, 汪应洛, 郭菊娥, 汪寿阳. 中国节能减排政策的测量、协同与演变——基于1978—2013年政策数据的研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014,(12):62-73.
- [31]Keller, W. International Trade, Foreign Direct Investment, and Technology Spillovers [R]. NBER Working Paper, 2009.
- [32]Xie, Z., and X. Zhang. The Patterns of Patents in China[J]. *China Economic Journal*, 2015,8(2):122-142.
- [33]吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性[J]. *世界经济*, 2012,(6):3-27.
- [34]张杰, 郑文平, 翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. *中国工业经济*, 2014,(11):56-68.

## The Effect of Market-Oriented and Command-and-Control Policy Tools on Emissions Reduction Innovation—An Empirical Analysis Based on China's Industrial Patents Data

WANG Ban-ban<sup>1</sup>, QI Shao-zhou<sup>2,3</sup>

(1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology; 2. Climate Change and Energy Economics Study Center, Wuhan University; 3. Center of Hubei Cooperative Innovation for Emissions Trading System)

**Abstract:** Stepped into the 13<sup>th</sup> Five Year Period, China urgently requires a win-win path of economic growth and emissions reduction. Innovation is the key driving force. Could the market-oriented or command-and-control (CAC) policy tools induce such innovation effectively under China's energy saving and emissions reduction (ESEC) policy scheme? To answer the question, we construct a dataset of ESEC patents, energy price index and related policy enforcement measures for China's industrial sectors and make an empirical analysis. Our results show that, firstly, market-oriented tools' inducement effect can spillover to other classifications of innovation activities while CAC is more specific, and will exert stronger inducement effect in invention patents which embodied higher level innovation activities. Secondly, the transmission of policy tools to industrial sectors is the premise for the effectiveness of policies. Therefore, the effect of the market-oriented tools on power sector is limited. For CAC policies, state-owned enterprises (SOEs) are the key for successful enforcement. Thirdly, the ESEC policies can exert stronger cost pressure in sectors with higher energy consumption and lower cost pass-through rate. Nevertheless, the inducement effect still varies among sectors. CAC policies are more effective for power, petrochemical and chemical sectors, while the market-oriented tools are more suitable for steel and non-ferrous metals, which are also experiencing severe excess capacity. The economic growth is currently changing pace and firms' cost pass-through ability is weakening. In such condition, market-oriented tools are concurrently beneficial for capacity reduction and clean transition of industrial production. Besides, the CAC policies will still have positive inducement effect in sectors with high proportion of SOEs in the short-run. Therefore, it is necessary to exert the complementary and synergistic effects of the policy combination.

**Key Words:** emissions reduction policy tools; market-oriented tools; command-and-control tools; innovation; patents

**JEL Classification:** L51 Q55 Q58

[责任编辑:王燕梅]