

# 节能消费激励政策能否引领制造企业绿色转型?

雷玉桃 孙菁靖

(华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006)

**摘要:** 依托中国典型的节能消费激励政策——“节能产品惠民工程”, 利用渐进双重差分法, 探究了节能消费激励政策能否协同引领制造企业绿色转型这一问题。研究发现, 节能消费激励政策会约束制造企业绿色效率提升, 在经过动态效应分析以及安慰剂检验、倾向得分匹配等一系列稳健性检验之后, 结果仍然成立。从外部机制看, 政策对企业外部环境规制并无有效作用; 从内部机制看, 政策虽有助于提升企业绿色创新能力, 但无法促进企业要素生产效率提高和降污减排技术进步, 是其抑制制造企业绿色转型的两大内因。进一步异质性分析表明, 国有制造企业绿色效率在政策响应上劣于非国有制造企业, 财务资源基础越强的制造企业受政策约束越弱。研究不仅揭示了中国节能消费激励政策实施的困境, 而且还阐明了其可能对生产领域微观企业绿色化发展产生的扭曲效应, 对于未来协调和完善中国供需两端的环境政策具有启示意义。

**关键词:** 节能产品惠民工程; 制造企业; 绿色转型; 污染减排; 双重差分

**中图分类号:** F124      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1671-9301(2021)03-0017-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.03.002

## 一、问题提出

节能消费强调消费者在满足基本生活需要的同时, 更要考虑自身消费行为对生态环境平衡、资源消耗和社会可持续发展的影响。消费作为生产的最终目的和动力, 消费端的绿色转型对生产端的绿色发展具有引导和倒逼作用<sup>[1]</sup>。近年来, 在高质量发展理念的指导下, 充分发挥节能消费对生产性污染防治的基础作用愈加突显<sup>[2]</sup>。2015年习总书记将倡导推广绿色消费上升为形成绿色发展方式和生活方式的六大任务之一。2017年十九大报告提出, “要加快建立绿色生产和消费的法律制度和政策导向” “倡导简约适度、绿色低碳的生活方式”。2020年十九届五中全会指出, “到2035年广泛形成绿色生产生活方式”。2021年中央财经委员会第九次会议也强调, “加快形成节约资源和保护环境的产业结构、生产方式、生活方式”。为促进全社会节能减排和经济发展方式转变, 2009年国家发改委和财政部联合印发了《关于开展“节能产品惠民工程”的通知》(简称“节能产品惠民工程”), 目标在于撬动国内节能消费市场, 振兴节能环保产业, 加快制造企业节能技术研发, 以形成消费与生产两大领域绿色协同发展的长效机制。实践中, 制造企业是政策执行的重要参与者, 那么, 旨在激活节能消费的政策能否对制造企业产生污染减排的协同效应, 进而引领其绿色转型? 制造企业绿色效率提升的内在表现如何? 以及政策实施过程中的作用又将如何? 厘清这些问题对中国进一步统筹绿色发展方式、加强科学治污具有重要意义。

收稿日期: 2021-02-14; 修回日期: 2021-04-14

作者简介: 雷玉桃(1976—)女, 重庆人, 管理学博士, 华南理工大学经济与金融学院教授、博士生导师, 研究方向为产业经济学、环境经济学; 孙菁靖(1993—)女, 江西上饶人, 华南理工大学经济与金融学院博士研究生, 研究方向为产业经济学、环境经济学。

基金项目: 国家社会科学基金项目(19BJY102)

已有关于消费对生产影响的研究,首要关注的是居民消费是否会引导产业升级。凯恩斯学派表示,收入增长会促进居民提升消费层级,进而引致产业结构的转换调整<sup>[3]</sup>。随着各界改善生态环境的呼声不断增强,也有一些研究致力于倡导绿色创新消费行为,认为社会公众转变传统高碳消费方式、形成绿色消费偏好,有助于倒逼生产领域加快新技术、新材料和新产品的研发,提高资源环境绩效<sup>[4]</sup>。对于生产环节的绿色发展,较多学者是基于行业和省级维度来探索驱动制造业绿色转型的可能因素,环境规制和绿色创新是讨论最为热烈的两大因素<sup>[5-6]</sup>。新古典经济学认为,环境监管短期内会对企业施加制度遵循成本、挤占企业生产性投资,从而降低制造业绿色效率<sup>[7]</sup>;波特假说支持者认为,适度且灵活的环境管制能够激励企业绿色创新、提高效率进而推动制造业绿色转型<sup>[8]</sup>;部分研究还指出环境规制对制造业绿色转型具有非线性影响和空间溢出效应<sup>[9-10]</sup>。绿色创新作为生产与环境领域实现“共赢”的关键途径,绝大多数学者都得出其有利于制造业绿色增长的一致结论<sup>[11]</sup>。以上研究为深入理解制造企业绿色转型的驱动因素奠定了基础,但遗憾的是,前人并没有将中国节能消费激励政策与生产领域的绿色转型问题结合到一起分析,尤其是缺乏微观制造企业层面的考量。

消费激励政策是政府为刺激经济复苏采取的措施,直接提振消费的包括退税、补贴和发放消费券等方式。国内外已有不少研究对消费激励政策效果进行了评估,但都聚焦于对居民消费的拉动作用及其局限性分析<sup>[12]</sup>,鲜有文献将政策效应延伸至生产领域。在资源环境约束不断升级、生产领域节能政策边际效应逐步递减的背景下,各国开始关注消费环节的节能减排潜力,尝试建立起涵括可持续发展理念的节能消费激励政策体系。“节能产品惠民工程”是中国为引致消费方式绿色转变的最为典型的长效激励政策<sup>[13]</sup>,但国内学者对此政策效应的探究仍然不足。在仅有的几篇相关文献中,基本上是从设计机理、成本效益等方面对该政策进行了综合评价,表示政策推广释放了明显的资源环境和经济效益<sup>[14]</sup>。也有少数研究考察了政策执行对家电企业绩效的影响<sup>[15]</sup>,但目前尚未有证据表明是否与制造企业绿色转型存有关联。尽管有一些研究探讨了节能政策与企业污染减排的关系<sup>[16]</sup>,不过是依据生产领域的政策来展开的,而消费领域节能政策与生产环节绿色发展的研究,还未见到。如果将消费与生产两方面的环境治理单独分析和对待,会导致忽略制造企业绿色转型所需的一些重要因素。

结合上述考虑,本文发现已有研究尚未触及以下问题:从污染减排的视角,制造企业绿色转型的内在机理是什么?节能消费激励政策能否引致制造企业绿色转型?环境规制和绿色创新是影响制造业绿色发展的外在和内在的关键因素,但对于微观企业以及在节能消费激励政策的大环境下,这两条途径是否都会带来影响?是否还有其他重要途径产生作用?鉴于此,本文对制造企业绿色转型的理论内涵进行界定,利用“节能产品惠民工程”作为准自然实验,就节能消费激励政策对制造企业绿色转型的作用机制展开详尽分析,并进一步讨论企业所有制和财务资源基础的异质性效应。

本文的边际贡献主要有:(1)从相关文献看,本文基于消费视角拓展了影响制造企业绿色转型的可能政策因素,深入剖析了“节能产品惠民工程”影响制造企业绿色效率的作用机制并进行异质性分析;(2)本文结合绿色索洛模型,从理论上得出制造企业绿色转型的内在机理是要素生产效率和降污减排技术两部分的综合提升,再将DEA测量范式沿用至微观企业层面,由此进一步补充完善节能消费激励政策影响制造企业绿色效率的内在机制;(3)对企业绿色创新较为准确的衡量标准是企业绿色专利数据,但从已有文献的解析看,难以对减少或治理污染排放的技术(称为降污减排技术)和绿色产品的研发技术进行区分,为加以辨别本文利用DEA模型的技术进步分解项,来刻画与制造企业绿色转型联系更为紧密的降污减排技术进步,在一定程度上拓展了微观企业绿色创新的差异化研究。

## 二、政策背景与理论框架

### (一) 政策背景

“节能产品惠民工程”是针对高效节能产品消费领域规划的长期激励项目,通过给予能效等级在

1 级或 2 级以上的节能产品补贴,降低市场销售价格,鼓励消费者选择高能效产品,进而形成消费需求端不断淘汰低效产品、制造供给端可持续生产节能产品的长效机制。具体采取的是间接补贴方式,中央财政首先对节能产品生产企业设定补助金额,然后企业依据补贴后的价格负责推广销售,最后消费者购买时可获得价格补贴。这一方面有助于调动企业积极性,提高节能产品推广效率;另一方面可以减少消费者享受补贴的中间环节,便于政策执行和政府监管。该政策是一项庞大的系统性项目,涉及节能汽车、洗衣机、空调、冰箱、热水器、平板电视、台式微型计算机等 15 个品种约 10 万个型号的产品,因其种类和型号繁多,政府采取分批调整方式,循序渐进地加强政策渗透力度。“节能补贴 1.0”时代始于 2007 年,主要集中在节能照明产品;2009 年“节能产品惠民工程”正式出台之后,将补贴范围扩大为空调、电机、平板电视、冰箱等十大高效节能品类;2011 年对已实现推广效果的节能产品启动退出机制;2013 年停止了节能家电的补贴,将补贴范围集中在节能灯、节能汽车、空调和电机四类。据国家发改委介绍,该项政策实施可基本扭转国内节能产品需求不足的现象,并随着市场份额和准入门槛的提高,将引领制造企业加快节能技术革新、推动产业向节能环保方向转型。但是,“节能产品惠民工程”在执行中要求企业先行垫付补贴资金,为防止企业虚设能效标准、骗补等违规行为的出现,相关部门设定了严格的申请及补贴流程,而对于生产工程渠道类产品的企业而言,安装和合同签订存在较长间隔期,当项目启动时很有可能政策已经结束,所以烦琐的申报环节和补贴手续拉长了补贴资金的领取周期,企业垫付资金存在较高风险。制造企业领取补贴的前提是达到政策实施细则中规定的高效产品推广数量,依据细则中的补贴额度计算,很可能无法补足企业为提高能效而改造设备等环节的成本投入,这就使资源基础较弱的企业面临更高的资金投入风险。2014 年政府依据反馈,暂停了除节能汽车外的全国统一实施补贴政策,“节能补贴 1.0”时代结束。2019 年《进一步优化供给推动消费平稳增长促进形成强大国内市场的实施方案》印发,政府鼓励开展符合地方特点的节能消费激励方案,意味着“节能补贴 2.0”时代的来临。所以“节能产品惠民工程”能否在鼓励制造企业加大生产节能产品的同时,提高企业生产效率和降污减排效率,最终推动其绿色转型仍有待考证。

## (二) 理论框架

### 1. 制造企业绿色转型的内在机理

借鉴 Brock and Taylor<sup>[17]</sup> 构建的考虑非期望产出的绿色索洛模型,对制造企业绿色转型内在机理进行界定。假设制造部门每单位期望产出  $Y^d$  都会带来  $Y^u$  单位非期望产出(主要指三废污染排放),那么总产出为  $Y = F(K, BL)$  时,非期望产出总量为  $Y^u \times F$ ;倘若可通过降污减排技术  $A_p$  来减少  $Y^u \times A_p$  单位非期望产出,则最终非期望产出为  $Y^p = Y^u \times F - Y^u \times A_p$ ;文中所指的降污减排技术是从生产各环节及末端排放中减少单位产出污染的技术总称,包括清洁生产技术和末端污染治理技术等,其进步率为  $g_p$ 。由产出弱可处置性公理可知,通过降污减排活动减少非期望产出,需要挤占部分原本用于期望产出的生产要素,所以将制造部门转向降污减排的要素投入设为  $F_p$ 。假设非期望产出函数是关于制造部门生产活动  $F$  和降污减排活动  $F_p$  的单调递增凹函数,且满足规模报酬不变,则有  $A_p = A_p(F, F_p)$ ,制造部门最终非期望产出量  $Y^p$  可以重新表示为:

$$Y^p = Y^u \times F - Y^u \times A_p(F, F_p) = Y^u \times F \times [1 - A_p(1, \sigma)] \quad (1)$$

其中  $\sigma = F_p / F$ ,代表制造部门用于减少非期望产出所需的投入产出比例。假设非期望产出下降程度不变,即  $\sigma$  为常数,令  $p(\sigma) = 1 - A_p(1, \sigma)$ ,非期望产出最终为:

$$Y^p = Y^u \times F \times p(\sigma) \quad (2)$$

当存在非期望产出时,制造部门原有的总产出  $Y = F(K, BL)$  只能表示潜在产出,而实际产出是  $Y(Y^d, Y^u) = (1 - \sigma) \times F(K, BL)$ 。不过此时依旧满足标准索洛模型的前提,因此可将制造部门的期

望产出、资本存量和处置后的非期望产出表示为人均量级形式:

$$y^d = (1 - \sigma) \times f(k) \quad (3)$$

$$\dot{k} = sf(k) (1 - \sigma) - k(\delta + n + g) \quad (4)$$

$$y^p = Y^u \times p(\sigma) \times f(k) \quad (5)$$

在绿色索洛模型中基期的  $k$  同样会收敛于唯一的  $k^*$ , 因此当制造部门增长达到稳态时, 其污染排放的增长率  $G_p = g + n - g_p$ 。这意味着制造企业若要实现绿色转型, 可从以下两条内在路径出发: 一是提高产出效率保持人均产出增长, 即  $g > 0$ ; 二是降低污染排放增长率, 即  $G_p < 0$ , 这也等同于制造企业的降污减排技术增长率要超过总产出增长率 ( $g_p > g + n$ )。经以上推理可知, 要素生产效率的提升和降污减排技术的进步, 共同带来了持续的效益增长和污染减少, 结合这两方面就表现为制造企业绿色效率的内在提升。

## 2. 节能消费激励政策与制造企业绿色转型

制造企业是否愿意提高绿色效率, 将污染代价内在化, 一定程度上取决于外部环境规制的管控力度。波特假说认为, 企业在追寻利润最大化时, 适度的外部环境政策压力能够激励企业改进传统污染技术, 利用绿色创新产生的额外收益减少合规成本, 以最低成本降低污染、提高绿色效率。节能消费激励政策属于转变消费方式的“行为引导型”措施<sup>[18]</sup>, 此时用于调节企业生产过程中污染排放的外部环境政策, 还会受到第三方消费者行为变化程度的影响<sup>[19]</sup>, 表现为以下两种不同的作用: 一是消费者在政策的有效激励下, 会增强对节能产品的消费偏好, 形成绿色消费模式和消费理念, 对美好生态环境的现实诉求愈加强烈, 进而促使相关环境政策加强对企业生产排放的监管; 二是由于政策执行中的一系列问题, 如政策执行者与终端消费者之间存在信息不对称、经销商为达到产品推广数量而忽视了普及使用节能产品的环境益处, 导致消费者环保意识和绿色需求没有得到较大提升, 从而对环境规制政策的执行情况不敏感。因此, 当波特假说成立时, 如果节能消费激励政策能进一步正向引领制造企业的外部政策环境变化, 将有助于企业实现绿色转型; 反之, 将无法显现绿色驱动效应。

节能消费激励政策具有扩大绿色消费规模、引导绿色消费方式以及形成绿色消费结构等作用, 由政策激活的绿色消费意识必然将绿色理念和现实诉求传递至制造企业, 对其内部行为产生影响, 如调整要素配置走向、转变生产方式、改善产品结构和质量等。首先, 节能消费激励政策可能会降低企业要素生产效率从而抑制其绿色转型。政策对纳入推广范围的产品在能效和品质上均具有较高要求, 根据政府干预“掠夺之手”理论, 企业在获得政策扶持后需迎合政府制定的标准, 进行营销策略、生产计划和研发方向调整, 按照政府要求进行要素资源配置, 从而挤出了企业提高要素生产效率以绿色转型的动机和资源<sup>[20]</sup>。其次, 节能消费激励政策可以促进企业开展绿色创新, 但是否能提高企业绿色效率, 关键要看直接作用于生产排放的降污减排技术是否取得进步。绿色创新作为提升企业绿色效率的关键环节, 往往存在周期长、投入大等高风险特征, 所以企业进行绿色创新的程度, 取决于获得的激励水平<sup>[21]</sup>。节能消费激励政策可以为入选企业获得更多的市场信息, 特别是在节能产品敏感度高的制造行业中, 节能补贴有助于降低产品价格, 帮助制造企业抢占市场份额, 取得先发优势, 激励企业从事绿色创新。但受政策影响, 制造企业可能会将较多资源投入绿色产品的研究开发, 从而挤占了用于研发清洁生产技术或污染治理技术的资源, 这将不利于缓解各生产环节的污染排放, 也就无法提升绿色效率。鉴于此, 节能消费激励政策能否引致制造企业绿色转型, 还取决于其对企业要素生产效率和降污减排技术的作用方向。

## 三、研究设计与数据说明

### (一) 制造企业绿色效率测算

依据制造企业绿色转型的内在机理分析, 本文采用基于非期望产出的超效率 SBM-DEA 模型和

ML 指数进行测算。假设每个企业为一个决策单元(  $DMU_i, i = 1, 2, \dots, n$  ), 每个  $DMU$  都含有 3 种投入产出向量, 即包含  $p$  种投入、 $q_1$  种期望产出及  $q_2$  种非期望产出, 分别设为向量:  $x \in R^p, y^d \in R^{q_1}, y^u \in R^{q_2}$ , 定义矩阵  $X, Y^d, Y^u$  如下:  $X = [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{p \times n}, Y^d = [y_1^d, y_2^d, \dots, y_n^d] \in R^{q_1 \times n}, Y^u = [y_1^u, y_2^u, \dots, y_n^u] \in R^{q_2 \times n}$ , 且  $X > 0, Y^d > 0, Y^u > 0$ , 有限生产可能集合可定义为:

$$P(x_0, y_0) = \{(\bar{x}, \bar{y}^d, \bar{y}^u) \mid \bar{x} \geq \sum_{i=1, i \neq k}^n \lambda_i x_i, \bar{y}^d \leq \sum_{i=1, i \neq k}^n \lambda_i y_i^d, \bar{y}^u \geq \sum_{i=1, i \neq k}^n \lambda_i y_i^u, \bar{y}^d \geq 0, \lambda \geq 0\} \quad (6)$$

模型的线性规划形式可表示为:

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{p} \sum_{j=1}^p \left( \frac{\bar{x}}{x_{jk}} \right)}{\frac{1}{q_1 + q_2} \times \left( \frac{\sum_{r=1}^{q_1} \bar{y}^d}{y_{rk}^d} + \frac{\sum_{s=1}^{q_2} \bar{y}^u}{y_{sk}^u} \right)} \quad (7)$$

$$\begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{i=1, i \neq k}^n x_i \lambda_i, j = 1, 2, \dots, p \\ \bar{y}^d \leq \sum_{i=1, i \neq k}^n y_{ri}^d \lambda_i, r = 1, 2, \dots, q_1 \\ \bar{y}^u \geq \sum_{i=1, i \neq k}^n y_{si}^u \lambda_i, s = 1, 2, \dots, q_2 \\ \lambda_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, n; i \neq k \\ \bar{x} \geq x_k, j = 1, 2, \dots, p \\ \bar{y}^d \leq y_k^d, r = 1, 2, \dots, q_1 \\ \bar{y}^u \geq y_k^u, s = 1, 2, \dots, q_2 \end{cases}$$

为研究多个时期观测值的动态规律, 依据 Chung *et al.* [22] 使用 ML 指数进行分析。将方向向量定义为  $d^t = (y^t, -g^t)$ , 则第  $t$  期到第  $t+1$  期的 ML 指数为:

$$ML\_GTFP_t^{t+1} = \left[ \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, g^t; y^t, -g^t))}{(1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, g^{t+1}; y^{t+1}, -g^{t+1}))} \times \frac{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, g^t; y^t, -g^t))}{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, g^{t+1}; y^{t+1}, -g^{t+1}))} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

其中  $ML\_GTFP > 1$  表示制造企业绿色效率提高,  $ML\_GTFP < 1$  表示绿色效率降低。ML 指数还可表示为效率变化指数( $ML\_EFFCH$ ) 和技术进步变化指数( $ML\_TECH$ ) 的乘积:

$$ML_t^{t+1} = ML\_EFFCH_t^{t+1} \times ML\_TECH_t^{t+1} \quad (9)$$

$$ML\_EFFCH_t^{t+1} = \frac{(1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, g^t; y^t, -g^t))}{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, g^{t+1}; y^{t+1}, -g^{t+1}))} \quad (10)$$

$$ML\_TECH_t^{t+1} = \left[ \frac{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, g^t; y^t, -g^t))}{(1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, g^t; y^t, -g^t))} \times \frac{(1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, g^{t+1}; y^{t+1}, -g^{t+1}))}{(1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, g^{t+1}; y^{t+1}, -g^{t+1}))} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (11)$$

其中  $ML\_EFFCH$  指因生产效率变化带动的产出变化,  $ML\_TECH$  指因技术进步等无形要素变化带动的产出变化。 $ML\_EFFCH > 1, ML\_TECH > 1$  分别代表效率改善与技术进步;  $ML\_EFFCH < 1, ML\_TECH < 1$  分别代表效率下降与技术退步。

## (二) 识别策略与模型设定

本文研究重点是“节能产品惠民工程”对制造企业绿色转型的影响机制,可利用双重差分法(DID)来识别。基本思路是:将观察期内政策中标企业视为实验组,未中标企业视为对照组。由于企业初次进入中标名单的时间有先后差异,所以利用政策虚拟变量  $policy$  进行包含多维固定效应的渐进 DID 估计。设定如下:

$$GTFP = \beta_0 + \beta_1 policy + \beta_2 X + \theta_i + \mu_i + \tau_j + \gamma_r + \varepsilon \quad (12)$$

其中,当企业  $i$  从  $t$  期开始持续进入中标名单时,则  $t$  期及之后的  $policy$  设为 1,之前设为 0;对于政策实施期间始终未中标的同行业企业  $policy$  直接赋值为 0。 $GTFP$  表示制造企业的绿色效率。 $X$  为控制变量向量。 $\theta_i$  为年份固定效应, $\mu_i$  为个体固定效应, $\tau_j$  为行业固定效应, $\gamma_r$  为地区固定效应, $\varepsilon$  为随机扰动项。

## (三) 样本与数据

本文以 2006—2014 年沪深 A 股上市制造企业为样本,依据任胜钢等<sup>[23]</sup>对初始样本进行手工筛选:(1)按照《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)和《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)留取制造业范畴内的企业样本。(2)删除财务状况异常的 ST 和\*ST 类样本。(3)剔除上市年份在 2006 年以后的样本。(4)去除重要运营及财务指标(如总资产、员工人数、管理费用等)有遗漏或为负值的样本。(5)参考一般会计准则(GAAP)对样本作出删除。(6)确定政策推广行业:依据财政部和国家发改委官方网站发布的补贴产品,通过匹配发现涉及电气机械和器材制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,汽车制造业,通用设备制造业和专用设备制造业。(7)确定中标企业:在各批次的推广目录中,披露了达到补贴条件的企业,本文手动匹配了满足标准的上市企业。最终保留了 199 家企业,包含中标企业 33 家。

其他企业特征的数据来自国泰安(CSMAR)数据库和万得资讯(Wind);绿色专利数据来自国家知识产权局(SIPO),按照世界知识产权组织(WIPO)的国际绿色专利分类号 IPC 信息进行识别;环境规制及污染物排放数据来自《中国环境统计年鉴》《中国城市统计年鉴》;其他变量数据来自 EPS 数据库。对于无法匹配或存在矛盾的数据,通过收集上市公司年报及巨潮资讯网披露的准确信息进行手工校正;名义变量进行了平减处理。

## (四) 变量设定及测度

1. 节能消费激励政策( $policy$ )。将中标制造企业设为实验组(赋值为 1),其他同行业公司设为对照组(赋值为 0)。

2. 制造企业绿色效率( $GTFP$ )。依据崔兴华和林明裕<sup>[24]</sup>,假设 2005 年的 ML 指数为 1,再与各期 ML 指数相乘,最终得到 2006—2014 年的  $GTFP$ 。测算使用的投入产出指标介绍如下:(1)关于企业级的投入变量,大多数文献采用年末员工数量作为劳动投入,主营业务成本作为中间投入,同时倾向于将总资产、固定资产或是固定资产与无形资产的总和进行资本存量测算再作为资本投入,但其中存在的问题是,主营业务成本在会计上一般包含了上述资产的消耗量,所以将两者均纳入投入指标会造成重叠,影响效率评价的准确度。本文以主营业务成本、员工数量和管理费用作为投入指标。(2)期望产出方面,营业利润、净利润是常用选项,不过两者均是企业收入减去成本后的净产出,且有可能为负值,会引起 DEA 模型计算有误。借鉴胡玉凤和丁友强<sup>[25]</sup>以收入法计算制造业企业增加值。(3)非期望产出指标,借鉴赵细康<sup>[26]</sup>计算企业污染(废水、 $SO_2$ 、烟粉尘)排放量来表征。

3. 环境规制( $er$ )。按照赵玉民等<sup>[27]</sup>对不同环境规制的界定,本文考虑命令型、经济型和自愿型三种类型的环境规制。命令型规制( $mer$ )使用工业二氧化硫去除量占地区生产总值(2006 年 = 100)的比值来表征;经济型规制( $eer$ )使用排污费征收金额来表征;自愿型规制( $ver$ )使用环保系统人员数

来表征。以上指标能够从政府、市场和民众三个维度有效反映环境政策的实行力度。依据上文理论分析,“节能产品惠民工程”可能会通过影响民众环保意识进而督促环境管制,而各类环境规制中自愿型规制更贴合逻辑,因此后文将自愿型规制作为外部机制来检验,命令型和经济型规制作为地区变量加以控制。

4. 企业绿色创新( $g\_patent$ )和降污减排技术( $g\_tech$ )。选取企业绿色发明专利申请数来衡量企业绿色创新。该指标构建的关键步骤是绿色专利筛选,本文利用WIPO推出的IPC绿色专利分类号进行甄别,再进一步与SIPO检索到的上市公司专利信息加以匹配,得到每年企业的绿色发明专利申请数。考虑到WIPO定义的绿色创新包括内容较多,绿色技术涉及减少污染物排放、资源能源使用、废弃物处置等方面的工艺或产品创新,用于指代助力于制造企业绿色转型的降污减排技术不够准确。参考尤济红和王鹏<sup>[28]</sup>,使用ML指数的技术进步分解项来加以区分。

5. 其他企业特征控制变量包括企业收入( $income$ )、企业成本( $cost$ )、管理费用( $expense$ )、董事会治理结构( $board$ )、上市年龄( $age$ )、资产负债率( $ratio$ )、盈亏性质( $profit$ )。其中,董事会治理结构=独立董事人数/董事会人数;上市年龄=当年年份-企业上市年份+1;资产负债率=总负债/总资产。

### (五) 描述性分析

表1比较了政策实施前后实验组与对照组的特征,发现:(1)对于大多数企业特征,两组样本之间的平均差异都较小且具有一致性;(2)观察期内,实验组的污染排放水平在政策实施前后均高于对照组,且政策实施后两者差距扩大;(3)实验组的企业产值增长幅度在政策实施后大于对照组,但绿色效率的变化情况与之相反。初步表明,“节能产品惠民工程”似乎在提高企业产值上取得了成功,但与此同时也增加了企业污染排放、降低了绿色效率,可能是政策实施对企业要素生产效率和降污减排技术提升没有发挥有效作用。

表1 政策实施前后实验组与对照组特征描述

| 指标                    | 政策实施前    |          |          | 政策实施后    |          |          | 二阶差分 $g$ |
|-----------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|                       | 实验组 $a$  | 对照组 $b$  | 一阶差分 $c$ | 实验组 $d$  | 对照组 $e$  | 一阶差分 $f$ |          |
| 废水排放(吨)               | 13.113 5 | 12.558 0 | 0.555 5  | 13.204 2 | 12.533 5 | 0.670 7  | 0.115 2  |
| SO <sub>2</sub> 排放(吨) | 5.400 2  | 5.056 1  | 0.344 1  | 5.072 9  | 4.667 9  | 0.405 0  | 0.060 9  |
| 烟粉尘排放(吨)              | 7.038 3  | 6.322 6  | 0.715 7  | 6.748 4  | 6.031 3  | 0.717 1  | 0.001 4  |
| 企业产值(万元)              | 12.965 9 | 11.646 1 | 1.319 8  | 13.654 7 | 12.259 5 | 1.395 2  | 0.075 4  |
| 企业绿色效率                | 0.258 1  | 0.230 1  | 0.028 0  | 0.312 5  | 0.315 2  | -0.002 7 | -0.030 7 |

注:差分公式为  $c = a - b$   $f = d - e$   $g = f - c$ 。

图1刻画了实验组和对照组的GTFP均值,可简单作出判断:两组GTFP均值在2009年前变化趋势基本一致,整体上实验组略高于对照组,而在2009年后的大多数时期,实验组GTFP均值明显低于对照组。其中2010—2012年两组GTFP均值都呈下降态势,而且实验组变化速率要比对照组快,后两年虽然均有上升,但实验组增长速率低于对照组,两组之间差距也慢慢扩大。初步推断,“节能产品惠民工程”可能诱发了实验组企业绿色效率降低。

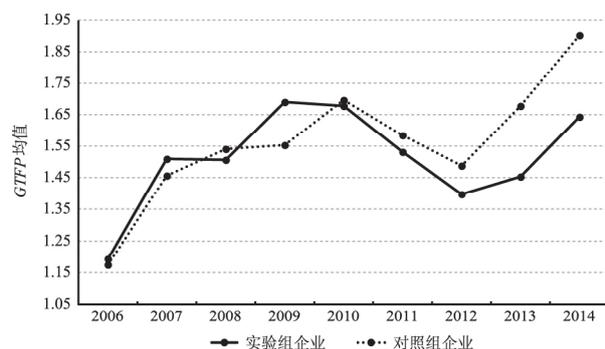


图1 实验组与对照组的GTFP均值变化

## 四、基准结果与稳健性检验

## (一) 基准回归结果

本文首先探究了“节能产品惠民工程”对制造企业绿色转型产生的效应,结果见表2。列(1)是控制了年份、地区、行业效应后的平均政策影响, *policy* 系数显著为负。列(2)加入了相关解释变量和企业特征控制变量, *policy* 系数为 -0.129 4,且在5%水平上显著,说明“节能产品惠民工程”会引致制造企业绿色效率显著下降。列(3)、列(4)控制了不随年份变动的个体效应,其结果与前两列基本一致。OLS和FE估计差异不大,说明结果相对稳健。

对于其他解释变量,两种估计下除了命令型规制(*mer*)系数符号有变化,经济型(*eer*)和自愿型规制(*ver*)系数均差异不大。列(4)中,各类规制系数在5%以上的显著水平下都为正,说明总体上加强环境规制力度有利于提升制造企业绿色效率,在本文研究范畴内,环境规制的“波特假说”效应成立。企业绿色创新(*g\_patent*)的影响为正,说明加强企业绿色创新能力有助于实现绿色转型。

对于企业特征控制变量,企业收入(*income*)、董事会治理结构(*board*)、上市年龄(*age*)、资产负债率(*ratio*)和盈亏性质(*profit*)对企业绿色效率的影响显著为正,表明规模越大、业绩越好、董事会治理水平越好、上市持续时间越长的企业,越有能力开展绿色投资、进行清洁化生产,从而提高绿色效率;而企业成本(*cost*)和管理费用(*expense*)的影响显著为负,这也与现实预期相符,企业经济负担越重,绿色转型动力越弱。

## (二) 动态效应与平行趋势检验

DID的关键前提是实验组与对照组满足平行趋势假定,结合 Jacobson *et al.* [29] 的事件研究法对2006—2014的动态处理效应进行检验,可微调式(12)得到如下模型:

$$GTFP = \varphi_0 + \sum_{t=2006}^{2014} \varphi_t policy + \varphi_2 X + \theta_t + \mu_i + \tau_j + \gamma_r + \varepsilon \quad (13)$$

将2006年作为基准年,  $\varphi_t$  为2006—2014年的一系列估计值。参考 Beck *et al.* [30] 绘制满足95%置信条件的、剔除均值效应前后的平行趋势图(见图2)。结果显示2006—2008年系数不显著,且在0值附近波动,表明2009年之前实验组和对照组没有显著差异。2008年之后回归系数由正转为负,但直到2011年开始显著为负,其绝对值在后两年逐渐增大,表明政策效应存在约两年时滞,且有增强态势。自2008年开始系数为负,原因可能在于全球金融危机导致制造企业要素利用不足,使其绿色效率初步表现出下滑趋势。政策影响滞后的原因可能是,初期需求端的节能消费信号较弱,企业绿色投资的内外部环境变化不大。政策影响逐渐加强可能是由于制造企业为了达到补贴条件,存在政策套利和研发操纵行为,从而强化了绿色投资的低效率与政策的扭曲效应。

表2 基准回归结果

| 变量              | OLS                      |                           | FE                       |                            |
|-----------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|----------------------------|
|                 | (1)                      | (2)                       | (3)                      | (4)                        |
| <i>policy</i>   | -0.125 8 **<br>(0.061 5) | -0.129 4 **<br>(0.058 3)  | -0.082 5 **<br>(0.034 1) | -0.074 7 **<br>(0.029 7)   |
| <i>ver</i>      |                          | 1.045 1 *<br>(0.565 4)    |                          | 1.160 0 ***<br>(0.152 1)   |
| <i>g_patent</i> |                          | 0.003 5<br>(0.023 8)      |                          | 0.031 6 **<br>(0.014 6)    |
| <i>mer</i>      |                          | -0.020 5<br>(0.022 1)     |                          | 0.023 3 **<br>(0.010 1)    |
| <i>eer</i>      |                          | 0.181 5 **<br>(0.076 1)   |                          | 0.178 6 ***<br>(0.028 4)   |
| <i>income</i>   |                          | 0.786 7 *<br>(0.422 1)    |                          | 1.441 3 ***<br>(0.118 5)   |
| <i>cost</i>     |                          | -0.723 7 *<br>(0.368 0)   |                          | -1.198 2 ***<br>(0.109 0)  |
| <i>expense</i>  |                          | -0.087 2<br>(0.082 8)     |                          | -0.220 5 ***<br>(0.024 0)  |
| <i>board</i>    |                          | 0.070 0<br>(0.149 1)      |                          | 0.143 7 **<br>(0.067 4)    |
| <i>age</i>      |                          | 0.159 7 **<br>(0.064 4)   |                          | 0.117 9 *<br>(0.065 2)     |
| <i>ratio</i>    |                          | 0.107 2 **<br>(0.051 2)   |                          | 0.057 5 **<br>(0.025 3)    |
| <i>profit</i>   |                          | 0.098 5 *<br>(0.059 0)    |                          | 0.007 7<br>(0.023 1)       |
| <i>_cons</i>    | 0.029 9<br>(0.072 8)     | -10.835 4 **<br>(4.526 7) | 0.294 6 ***<br>(0.007 0) | -14.028 0 ***<br>(1.483 9) |
| 年份固定            | 是                        | 是                         | 是                        | 是                          |
| 地区固定            | 是                        | 是                         | 否                        | 否                          |
| 行业固定            | 是                        | 是                         | 否                        | 否                          |
| 个体固定            | 否                        | 否                         | 是                        | 是                          |
| N               | 1 791                    | 1 791                     | 1 791                    | 1 791                      |
| R <sup>2</sup>  | 0.269 8                  | 0.347 7                   | 0.732 8                  | 0.839 6                    |

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的统计显著水平。

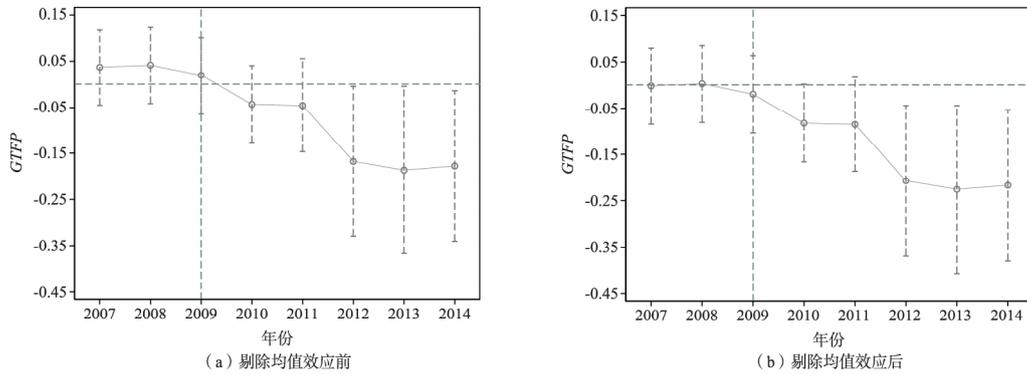


图2 平行趋势检验

### (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

#### 1. 安慰剂检验

考虑到基准结果有可能受到年份、地区、行业等未知因素驱动,通过在全样本中随机分配政策实施企业进行安慰剂检验。从涉及的199个企业中开展1000次抽样,每次选取33个企业作为实验组,其他为对照组重新估计,以测试 $policy$ 是否显著影响 $GTFP$ ,如有则说明结果存在偏差。图3报告了随机分配后系数 $t$ 值的核密度分布情况,显示在OLS和FE下,绝大部分估计系数的 $t$ 值都在 $[-2, 2]$ 区间内,其 $p$ 值都超过了0.1,表示政策效应在1000次随机抽样中基本没有影响。

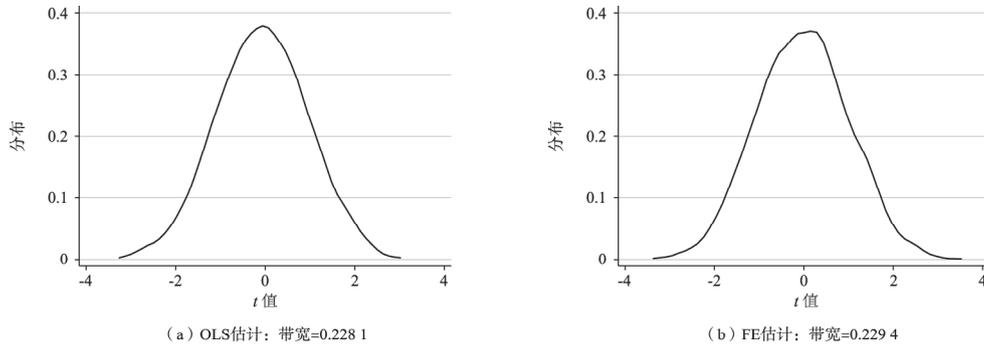


图3 安慰剂检验

注: X坐标表示来自1000个随机分配的 $policy$ 估计系数的 $t$ 值, Y坐标表示对应的 $p$ 值, 曲线是 $t$ 值的核密度分布。

#### 2. 反事实检验

2009—2014年的制造企业绿色效率降低,是不是因为实验组与对照组之间的 $GTFP$ 变化差异是由时间层面的随机因素引起的?为了检测这种可能性,将2009年以后的样本删除,设定虚拟政策干预点为2007年和2008年,再重新估计。表3显示,将政策实施时间提前一年或两年, $policy_{2007}$ 和 $policy_{2008}$ 系数均不显著,意味着实验组与对照组的 $GTFP$ 不随时间发生显著变化。

#### 3. PSM-DID估计

由于样本涉及范围较广,可能在地域、

表3 反事实检验结果

| 变量              | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|-----------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $policy_{2007}$ | 0.004 9<br>(0.055 9) | 0.052 9<br>(0.034 0)  |                       |                       |
| $policy_{2008}$ |                      |                       | -0.021 7<br>(0.058 8) | 0.021 7<br>(0.032 5)  |
| $_{cons}$       | 2.577 2<br>(3.297 7) | -1.468 5<br>(2.205 2) | 2.646 2<br>(3.248 3)  | -1.533 4<br>(2.215 3) |
| 控制变量            | 是                    | 是                     | 是                     | 是                     |
| 年份固定            | 是                    | 是                     | 是                     | 是                     |
| 地区固定            | 是                    | 否                     | 是                     | 否                     |
| 行业固定            | 是                    | 否                     | 是                     | 否                     |
| 个体固定            | 否                    | 是                     | 否                     | 是                     |
| N               | 597                  | 597                   | 597                   | 597                   |
| $R^2$           | 0.380 5              | 0.922 8               | 0.380 7               | 0.922 3               |

注: 括号内为稳健标准误。

行业和企业特征上存在一定差异。为了避免偏误,分别利用1:1卡尺内最近邻匹配法和核匹配法的倾向得分匹配(PSM)对实验组和对照组进行匹配。估计前进行了匹配平衡性检验,表4结果显示匹配后协变量 $t$ 值不显著,说明两组之间没有显著差异,匹配有效。表5为两种匹配方法下的PSM-DID结果,均显示“节能产品惠民工程”显著抑制了制造企业绿色转型,因而结论仍然稳健有效。

## 五、影响机制与异质性分析

### (一) 机制探析

#### 1. 外部环境规制

从制造企业绿色转型的外在条件看,环境规制是缓解市场失灵将企业污染成本内部化的重要途径。前文已表明“波特假说”成立,那么“节能产品惠民工程”不利于制造企业绿色转型,是不是因为无法引致环境规制水平提升?将 $policy$ 对自愿型规制( $ver$ )回归,结果如表6列(1)、列(2)所示, $policy$ 对 $ver$ 的回归系数均不显著且为负,表明政策不能从外在规制方面给制造企业绿色转型释放动力。

对公众普及绿色环保意识是“节能产品惠民工程”的目标之一,而公众对美好生态环境的需求也是促使政府或社会组织加强环境监管的重要根源。这一结果可能与政策未能有效帮助终端消费者形成环保认知有关,一方面政策实施过程中执行者因市场环境不确定、成本过高等因素,未将完整的政策信息传递给终端居民消费者或企业用户,造成二者间信息不对称;另一方面各级经销商为完成既定销量,在营销中过度体现高效节能产品的价格优势,忽略了对产品环保性能的宣传,而这些都不利于绿色环保意识的形成和普及。

表6 内外部机制检验

| 变量             | 自愿型规制                   |                         | 企业绿色创新                  |                          | 要素生产效率                   |                          | 降污减排技术                  |                           |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------------|
|                | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                      | (5)                      | (6)                      | (7)                     | (8)                       |
| $policy$       | -0.004 8<br>(0.009 8)   | -0.005 7<br>(0.010 1)   | 0.348 6***<br>(0.079 3) | 0.343 8***<br>(0.077 1)  | -0.060 4***<br>(0.020 3) | -0.050 6***<br>(0.017 8) | -0.045 6<br>(0.030 4)   | -0.056 1*<br>(0.028 6)    |
| $_cons$        | 7.586 2***<br>(0.022 2) | 7.555 2***<br>(0.062 9) | 0.259 4***<br>(0.011 8) | -6.295 0***<br>(1.981 7) | 0.055 7***<br>(0.003 9)  | -1.184 1***<br>(0.337 1) | 0.117 7***<br>(0.005 7) | -10.365 5***<br>(1.299 1) |
| 控制变量           | 否                       | 是                       | 否                       | 是                        | 否                        | 是                        | 否                       | 是                         |
| 年份固定           | 是                       | 是                       | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                       | 是                         |
| 地区固定           | 是                       | 是                       | 否                       | 否                        | 否                        | 否                        | 否                       | 否                         |
| 行业固定           | 是                       | 是                       | 否                       | 否                        | 否                        | 否                        | 否                       | 否                         |
| 个体固定           | 否                       | 否                       | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                       | 是                         |
| N              | 1 791                   | 1 791                   | 1 791                   | 1 791                    | 1 791                    | 1 791                    | 1 791                   | 1 791                     |
| R <sup>2</sup> | 0.989 4                 | 0.989 5                 | 0.688 2                 | 0.695 7                  | 0.736 9                  | 0.902 3                  | 0.754 5                 | 0.786 0                   |

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的统计显著水平。

#### 2. 企业绿色创新

绿色创新可以说是直接驱动制造企业绿色转型的内在途径,故利用 $g\_patent$ 作为因变量与 $policy$ 回归。表6列(3)、列(4)显示,不管是否控制其他因素, $policy$ 系数均为正,且通过1%的显著

表4 匹配平衡性检验

| 变量        | 1:1卡尺内最近邻匹配 |       | 核匹配       |       |
|-----------|-------------|-------|-----------|-------|
|           | 匹配后 $t$ 值   | $p$ 值 | 匹配后 $t$ 值 | $p$ 值 |
| $income$  | 0.51        | 0.612 | 0.57      | 0.569 |
| $cost$    | 0.63        | 0.528 | 0.59      | 0.554 |
| $expense$ | 0.35        | 0.728 | 0.64      | 0.521 |
| $board$   | -1.46       | 0.144 | -0.99     | 0.324 |
| $age$     | 0.37        | 0.708 | 0.16      | 0.870 |
| $ratio$   | 0.31        | 0.754 | 0.43      | 0.668 |

表5 PSM-DID 估计结果

| 变量             | 1:1卡尺内最近邻匹配              |                           | 核匹配                      |                           |
|----------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
|                | (1)                      | (2)                       | (3)                      | (4)                       |
| $policy$       | -0.152 3**<br>(0.062 2)  | -0.060 3**<br>(0.030 1)   | -0.152 3**<br>(0.061 4)  | -0.060 0**<br>(0.029 9)   |
| $_cons$        | -11.218 0**<br>(4.820 1) | -15.058 8***<br>(1.571 4) | -11.195 6**<br>(4.813 2) | -15.055 4***<br>(1.569 9) |
| 控制变量           | 是                        | 是                         | 是                        | 是                         |
| 年份固定           | 是                        | 是                         | 是                        | 是                         |
| 地区固定           | 是                        | 否                         | 是                        | 否                         |
| 行业固定           | 是                        | 否                         | 是                        | 否                         |
| 个体固定           | 否                        | 是                         | 否                        | 是                         |
| N              | 1 704                    | 1 703                     | 1 707                    | 1 706                     |
| R <sup>2</sup> | 0.347 0                  | 0.852 8                   | 0.346 7                  | 0.852 7                   |

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的统计显著水平。

性检验,说明“节能产品惠民工程”确实会促使企业积极开展绿色创新活动。在此前提下,“节能产品惠民工程”应该是有利于制造企业绿色转型的,但为何得出结果与之不同?本文推测这与政策的直接目标有关,毕竟通过产品结构的高效节能化升级培育绿色消费市场才是更受关注的,为应对市场环境的潜在变化,企业在进行绿色创新时很可能更倾向于研发新的绿色产品,而减少了对直接影响企业绿色效率的技术研发投入。

### 3. 要素生产效率和降污减排技术

通过前文分析可知,提升要素生产效率和降污减排技术,是实现企业绿色转型的内生途径,沿着这一思路继续检验“节能产品惠民工程”的作用机制。将 *policy* 分别对 *tfp*<sup>②</sup> 和 *g\_tech* 进行回归。由表 6 列(5)、列(6)可知 *policy* 系数显著为负,说明“节能产品惠民工程”无法促进制造企业绿色转型的原因之一是其降低了企业的要素生产效率,这验证了本文的理论猜想,企业为迎合政策对产品生产、营销等方面设定的高标准,挤出了从事绿色转型的动机和资源。列(7)、列(8)中 *policy* 系数为负,当控制其他因素时,通过 10% 的显著性检验,从侧面印证了本文的猜测,即在“节能产品惠民工程”下企业缺乏研发降污减排技术的动力,从而抑制了企业绿色效率的增长。

## (二) 异质性分析

### 1. 按企业所有制分组

将样本按照所有制的不同分为国有和非国有制造企业,进而探讨“节能产品惠民工程”对二者的差异性影响,结果如表 7 的 Panel A 所示。对于国有企业, *policy* 系数显著为负,说明政策显著降低了国有企业绿色效率;对于非国有企业, *policy* 系数虽不显著但为正,说明政策可能有助于非国有企业提升绿色效率。“节能产品惠民工程”采取了“宽进严出”的执行方式,为提高广大制造企业参与政策的积极性,所制定的进入门槛较低,但对中标企业推广数量、推广期限和产品质量设定了较高标准,在推广目录中明确提到要对中标企业开展专项检查、对产品的能效和质量等方面进行检测抽查,这就可能造成国有企业相比于非国有企业受到更严格的监管,承担更多的执行成本和责任,从而挤占更多可用于提升绿色效率的资源和精力。

为了继续分析上述内部机制在国有和非国有企业的不同效应,对两组进一步回归,结果可见表 7 的 Panel B。列(1)、列(2)表示政策更有利于国有企业提高绿色创新能力。列(3)、列(4)显示政策会提升非国有企业要素生产效率,但不利于提高国有企业要素生产效率。列(5)、列(6)表明政策显著抑制了国有企业的降污减排技术进步。综上,“节能产品惠民工程”下国有与非国有企业相比更处于劣势,尽管政策有助于提高国有企业绿色创新的整体水平,但对其要素生产效率和降污减排技术均有显著抑制效应,无法释放驱动制造企业绿色转型的内生动力。原因可能是国有企业在应对严格的政策标准时,企业内部生产要素流动的自由程度更低,且由于“非经济性属性”国有企业对外部市场信号更不敏感,不利于有效配置资源提高要素生产效率和开展多层次的绿色创新。

表 7 企业所有制异质性分析

| Panel A: 企业所有制的异质性      |                         |                        |                         |                      |                         |                        |
|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|------------------------|
| 变量                      | 国有<br>(1)               |                        | 非国有<br>(2)              |                      |                         |                        |
| <i>policy</i>           | -0.1997***<br>(0.0514)  |                        | 0.0647<br>(0.0603)      |                      |                         |                        |
| <i>_cons</i>            | -11.5208***<br>(1.4031) |                        | -10.4194***<br>(1.7421) |                      |                         |                        |
| N                       | 1128                    |                        | 663                     |                      |                         |                        |
| R <sup>2</sup>          | 0.5526                  |                        | 0.6546                  |                      |                         |                        |
| Panel B: 企业绿色转型内部机制的异质性 |                         |                        |                         |                      |                         |                        |
| 变量                      | 企业绿色创新                  |                        | 要素生产效率                  |                      | 降污减排技术                  |                        |
|                         | 国有<br>(1)               | 非国有<br>(2)             | 国有<br>(3)               | 非国有<br>(4)           | 国有<br>(5)               | 非国有<br>(6)             |
| <i>policy</i>           | 0.4596***<br>(0.1219)   | -0.0857<br>(0.1042)    | -0.1744***<br>(0.0444)  | 0.0467**<br>(0.0223) | -0.0922**<br>(0.0466)   | 0.0458<br>(0.0549)     |
| <i>_cons</i>            | -7.1954***<br>(2.5785)  | -7.2557***<br>(2.6244) | -0.0463<br>(0.6625)     | -1.0191<br>(0.7277)  | -10.6998***<br>(1.6605) | -5.4538***<br>(1.7007) |
| N                       | 1128                    | 663                    | 1128                    | 663                  | 1128                    | 663                    |
| R <sup>2</sup>          | 0.4482                  | 0.5306                 | 0.6071                  | 0.7429               | 0.6575                  | 0.6779                 |

注:表中控制了企业层面变量;要素生产效率分组剔除了技术进步效应;括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著水平。

## 2. 按财务资源基础分组

资源基础观认为,企业所具备的资源是决定企业能否开展环保活动的刚性因素<sup>[31]</sup>。推广节能产品存在初始投资大、市场不规范、社会认知度低等市场障碍,因此在“节能产品惠民工程”下制造企业绿色转型的积极性容易受到企业财务资源基础的影响。本文借鉴 Hadlock and Pierce<sup>[32]</sup>的 SA 指数<sup>③</sup>来测度,该指数为负且绝对值越小,企业融资约束水平越低,财务资源基础越强,并以均值为分界点将样本划为财务资源基础强、弱两组。分组结果如表 8 的 Panel A 所示,两组系数均为负,弱财务资源基础组值更小且通过了 1% 的显著性检验,表明当企业财务资源基础较弱时,政策对其绿色转型的负

向效应更大。同样,本文依旧要了解是什么原因使财务资源基础较强的制造企业所受的政策效应更小。

具体检验方式与前文相同,分别对三个内部机制进行回归,结果见表 8 的 Panel B。由列(1)、列(2)可得,两组系数均为正,且弱财务资源基础组显著更小,说明“节能产品惠民工程”下财务资源基础较强的企业更有动力开展全面的绿色技术革新。列(3)、列(4)显示,两组系数均显著为负,且弱财务资源基础组明显更小,表明政策对要素生产效率的抑制效应在财务资源基础较弱的企业中更加突显。列(5)、列(6)中两组系数不显著,可能此时降污减排机制不明显,因此不作过多讨论。总体而言,财务资源基础较强的制造企业绿色效率所受的政策抑制效应更小,主要原因是其在绿色创新和要素生产效率两方面表现更好。

## 六、结论及政策启示

本文以“节能产品惠民工程”作为准自然实验,结合沪深 A 股上市制造企业数据,在渐进双重差分的识别框架下检验了节能消费激励政策对制造企业绿色效率的影响。研究发现,节能消费激励政策无法引领制造企业实现绿色转型。节能消费激励政策引起制造企业绿色效率的降低在企业外部环境规制上没有直接证据,但在企业绿色创新提升方面显现出有效作用。从污染减排的角度,结合绿色索洛模型的推理分析,发现要素生产效率的提升和降污减排技术的进步是制造企业实现绿色转型的两条有效内在途径,为了满足“节能产品惠民工程”制定的标准,制造企业在绿色创新方面可能更偏向于绿色产品创新,而这会挤占企业原本用于减少或治理污染的技术研发资源,制约能够引致企业绿色转型的降污减排技术进步。异质性分析表明,国有性质和财务资源基础弱的制造企业对节能消费激励政策更敏感,国有制造企业在三个内部机制中均有表现,而财务资源基础较弱的企业只在绿色创新能力和要素生产效率两方面有所体现。基于此,可得以下启示:

第一,通过节能消费激励政策放宽绿色节能产品的市场准入时,要充分考虑产品生产过程是否清洁这一问题。本文发现“节能产品惠民工程”虽然能增加制造企业产值,但同时也提高了企业排污水平,最终无法提升企业绿色效率,说明 2009 年的政策对于生产者尚不能实现经济与环境的双赢。

表 8 财务资源基础的异质性分析

| Panel A: 企业财务资源基础的异质性   |                       |                           |                            |                           |                     |                          |
|-------------------------|-----------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------|--------------------------|
| 变量                      | 财务资源基础强               |                           | 财务资源基础弱                    |                           |                     |                          |
|                         | (1)                   |                           | (2)                        |                           |                     |                          |
| <i>policy</i>           | -0.015 9<br>(0.065 9) |                           | -0.265 9 ***<br>(0.076 8)  |                           |                     |                          |
| <i>_cons</i>            | -0.854 5<br>(2.605 1) |                           | -16.435 6 ***<br>(2.691 4) |                           |                     |                          |
| N                       | 902                   |                           | 889                        |                           |                     |                          |
| R <sup>2</sup>          | 0.561 7               |                           | 0.594 7                    |                           |                     |                          |
| Panel B: 企业绿色转型内部机制的异质性 |                       |                           |                            |                           |                     |                          |
| 变量                      | 企业绿色创新                |                           | 要素生产效率                     |                           | 降污减排技术              |                          |
|                         | 财务资源基础强               | 财务资源基础弱                   | 财务资源基础强                    | 财务资源基础弱                   | 财务资源基础强             | 财务资源基础弱                  |
|                         | (1)                   | (2)                       | (3)                        | (4)                       | (5)                 | (6)                      |
| <i>policy</i>           | 0.278 7<br>(0.184 2)  | 0.268 4 **<br>(0.115 1)   | -0.054 4 *<br>(0.027 7)    | -0.208 1 ***<br>(0.056 4) | 0.026 1<br>0.051 3  | -0.049 1<br>0.052 5      |
| <i>_cons</i>            | -3.360 9<br>(3.906 8) | -9.900 0 ***<br>(3.233 5) | 1.520 0 *<br>(0.910 4)     | 0.535 9<br>(1.331 5)      | -1.350 3<br>1.809 8 | -15.767 0 ***<br>2.067 8 |
| N                       | 902                   | 889                       | 902                        | 889                       | 902                 | 889                      |
| R <sup>2</sup>          | 0.477 0               | 0.508 1                   | 0.531 7                    | 0.649 0                   | 0.714 4             | 0.642 0                  |

注:表中控制了企业层面变量;要素生产效率分组剔除了技术进步效应;括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著水平。

因此,只有充分延展消费领域环境政策对生产领域的协同减排效应,将绿色消费与绿色生产视为一体且完整的生态系统,才能进一步促进消费绿色化与生产绿色化的良性互动循环。

第二,促进节能消费激励政策与环境标志等其他相关制度的有机融合,以深化其对绿色生产的引导作用。本文发现“节能产品惠民工程”对驱动制造企业绿色转型的外部环境因素没有发挥有效作用,主要是因为政府补贴与消费者生态意识存在断层。中国环境标志对终端产品设计、采购、生产、销售、使用和处置各个环节都设有严格的环保要求,可以向消费者传递产品生命周期全过程的环保信息,有利于生活型消费者提升环保认知,对于生产型消费者也有助于其辨别和选用绿色产品,从而直接促进清洁生产,所以充分发展环境标志及其他相关制度优势是连接“政府补贴—绿色消费—绿色生产”的有效方法。

第三,建立更加完善的市场激励机制,减少因政府过度干预市场或生产对制造企业绿色转型产生的不利影响。本文发现“节能产品惠民工程”对中标企业产品生产、研发和营销等方面的过多干涉,不利于从要素生产效率和降污减排技术两方面改善企业绿色转型的内在条件。而且政府补贴只是暂时的,当节能补贴退出市场时,企业可能面临有效需求的快速下降,此时更应当考虑充分利用市场激励机制来督促企业绿色转型。比如,以市场需求为导向,激励包含绿色产品、绿色工艺、末端治理技术等不同层面的绿色创新体系建设;通过政府绿色采购加强绿色消费的实行力度,完善绿色消费对绿色生产的倒逼和引导机制。

第四,落实节能消费激励政策应充分考虑制造企业的不同特征,给予更有针对性的政策导向。本文发现“节能产品惠民工程”的抑制效果对国有和财务资源基础较弱的制造企业更为明显,这种差异表现在效率和技术两方面的不公平。因此,对于国有企业,要不断提高国有企业参与市场化的程度,逐渐破除影响生产要素在国有企业内部灵活调动的制度障碍,增强国有企业对外部市场要求改进生产效率和绿色技术相关信息的敏感性;对于财务资源基础较差的企业,政府应适当拓宽企业的融资渠道,改善绿色信贷配给机制,强化环保专项资金使用的有效性,将节能消费激励政策带来的绿色收益最大化地内化于企业利润函数,激励其提高生产效率、开展多层次的绿色技术革新。

注释:

- ①“节能产品惠民工程”推广目录中明确要求相关企业和产品未同时参与其他补贴政策,这就基本可以消除样本受同期类似政策干扰的疑虑,因此本文尝试从其他角度来开展稳健性检验。
- ②*tfp* 运用 DEAP2.1 软件测算规模报酬可变(VRS)下的 Malmquist 指数来表示。为了使 *tfp* 能够更贴近于企业要素投入产出情况,参考任胜钢等<sup>[23]</sup>在回归中加入企业绿色专利申请总数(*all\_patent*)作为控制变量,用于剔除技术进步效应。
- ③常用的融资约束指标还有 KZ 指数和 WW 指数,但这两种指数涉及的一些变量(如现金流、企业杠杆等)存在内生干扰,而本文选用的 SA 指数由企业规模(*size*)和企业年龄(*age*)两个受事件影响较小的变量构成,更具有外生性优势,具体公式是:  $SA = -0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.040 \times age$ 。

参考文献:

- [1]石若文. 新时代高质量发展背景下绿色消费发展路径研究[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版) 2020(1): 73-78.
- [2]陈凯. 绿色生活方式内涵及其促进机制研究[J]. 中国特色社会主义研究 2019(6): 92-98.
- [3]LEONTIEF W W. The structure of American economy [M]. New York: Oxford University Press, 1951.
- [4]解振华. 高度重视环境标志制度作用 加快推动生产和消费方式绿色转型——解振华“创新引领助推绿色生产和消费论坛”特邀主旨报告[J]. 环境与可持续发展 2018(1): 5-10.
- [5]李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济 2013(4): 56-68.
- [6]谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升[J]. 产业经济研究 2017(2): 38-48.

- [7] JORGENSON D W , WILCOXEN P J. Environmental regulation and US economic growth [J]. *The rand journal of economics* ,1990 21( 2) : 314 - 340.
- [8] PORTER M E , VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of economic perspectives* ,1995 9( 4) : 97 - 118.
- [9] 余东华 胡亚男. 环境规制趋紧阻碍中国制造业创新能力提升吗? ——基于“波特假说”的再检验 [J]. *产业经济研究* 2016( 2) : 11 - 20.
- [10] FENG C , WANG M. Journey for green development transformation of China's metal industry: a spatial econometric analysis [J]. *Journal of cleaner production* 2019 225: 1105 - 1117.
- [11] 齐绍洲 林岫 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. *经济研究* 2018( 12) : 129 - 143.
- [12] HSIEH C T , SHIMIZUTANI S , HORI M. Did Japan's shopping coupon program increase spending? [J]. *Journal of public economics* 2010 94( 7/8) : 523 - 529.
- [13] 杨树. 中国城市居民节能行为及节能消费激励政策影响研究 [D]. 合肥: 中国科学技术大学 2015.
- [14] 赵书新. 节能减排政府补贴激励政策设计的机理研究 [D]. 北京: 北京交通大学 2011.
- [15] 周琨. 政府补贴政策调整对企业绩效影响研究 [D]. 太原: 山西大学 2019.
- [16] 韩超 陈震 王震. 节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究 [J]. *中国工业经济* 2020( 10) : 43 - 61.
- [17] BROCK W A , TAYLOR M S. The green Solow model [J]. *Journal of economic growth* 2010 ,15( 2) : 127 - 153.
- [18] JANG S Y , CHUNG J Y , KIM Y G. Effects of environmentally friendly perceptions on customers' intentions to visit environmentally friendly restaurants: an extended theory of planned behavior [J]. *Asia pacific journal of tourism research* 2015 20( 6) : 599 - 618.
- [19] 何凌云 仇沪毅. 消费者环保意识与政府环境规制的关系与边界 [J]. *环境经济研究* 2018( 4) : 10 - 22.
- [20] MURPHY K M , SHLEIFER A , VISHNY R W. Why is rent-seeking so costly to growth? [J]. *The American economic review* ,1993 83( 2) : 409 - 414.
- [21] BORGHESI S , CAINELLI G , MAZZANTI M. Linking emission trading to environmental innovation: evidence from the Italian manufacturing industry [J]. *Research policy* 2015 44( 3) : 669 - 683.
- [22] CHUNG Y H , FÄRE R , GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. *Journal of environmental management* ,1997 51( 3) : 229 - 240.
- [23] 任胜钢 郑晶晶 刘东华 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据 [J]. *中国工业经济* 2019( 5) : 5 - 23.
- [24] 崔兴华 林明裕. FDI 如何影响企业的绿色全要素生产率? ——基于 Malmquist-Luenberger 指数和 PSM-DID 的实证分析 [J]. *经济管理* 2019( 3) : 38 - 55.
- [25] 胡玉凤 丁友强. 碳排放权交易机制能否兼顾企业效益与绿色效率? [J]. *中国人口·资源与环境* 2020( 3) : 56 - 64.
- [26] 赵细康. 环境保护与产业国际竞争力 [M]. 北京: 中国社会科学出版社 2003.
- [27] 赵玉民 朱方明 贺立龙. 环境规制的界定、分类与演进研究 [J]. *中国人口·资源与环境* 2009( 6) : 85 - 90.
- [28] 尤济红 王鹏. 环境规制能否促进 R&D 偏向于绿色技术研发? ——基于中国工业部门的实证研究 [J]. *经济评论* 2016( 3) : 26 - 38.
- [29] JACOBSON L S , LALONDE R J , SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. *The American economic review* ,1993 83( 4) : 685 - 709.
- [30] BECK T , LEVINE R , LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. *The journal of finance* 2010 65( 5) : 1637 - 1667.
- [31] 李青原 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据 [J]. *经济研究* , 2020( 9) : 192 - 208.
- [32] HADLOCK C J , PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. *The review of financial studies* 2010 23( 5) : 1909 - 1940.

(责任编辑: 禾 日)

(下转第 56 页)

the evaluation of civilized cities as a quasi-natural experiment, and uses the multi-period difference-in-differences model to evaluate the policy effect and mechanism of civilized cities evaluation on the labor inflow of selected cities. The study finds that, first, the “civilized city” label does send a message to the floating labor force, and the places awarded the title of civilized city can attract the labor force. This conclusion remains valid following a variety of robustness and placebo tests. However, the “national civilized city” is not the only brand to attract labor inflow. So-called “low carbon cities” and “innovative cities” are also attractive to labor. Second, the process of creating a civilized city is also the process of creating public value. The evaluation of civilized city can encourage local governments to improve public services, including education, medical care, sports, transportation and the environment, thus forming an effective force to attract labor inflow. Finally, urban characteristics including administrative level, development line level, geographic location, economic strength and financial autonomy will affect the extent to which civilized cities attract labor force. The findings of this paper not only provide theoretical support for the public value of civilized city construction, but also provide research references for the “city brand” reasons behind labor mobility.

**Key words:** city brand; evaluation of civilized cities; public service supply; public value; labor inflow; difference-in-differences model

(上接第 30 页)

## Does the energy-saving consumption incentive policy improve the green transformation of manufacturing enterprises?

LEI Yutao, SUN Jingjing

(School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

**Abstract:** Based on the most typical energy-saving consumption incentive policy in China, “Promoting Energy-Efficient Appliances for the Benefit of the People”, this paper aims to test whether the energy-saving consumption incentive policy can improve the green transformation of manufacturing enterprises through a progressive difference-in-differences model. The study finds that the energy-saving consumption incentive policy significantly inhibits the green efficiency of manufacturing enterprises. After a series of robustness tests, such as dynamic effect analysis, placebo test, and propensity score matching, the results remain valid. From the perspective of external mechanism, the policy has no effect on the external environment regulation. From the perspective of internal mechanism, although the policy can help to enhance the green innovation ability of enterprises, it is unable to promote the improvement of factor production efficiency and the technological progress of pollution and emission reduction measures, which are the two major internal factors that inhibit the green transformation of manufacturing enterprises. Further heterogeneity analysis shows that the green efficiency of state-owned manufacturing enterprises is inferior to that of non-state-owned manufacturing enterprises when responding to policy, and the stronger the financial resource base, the weaker the policy constraints on manufacturing enterprises. The findings not only reveal the difficulties affecting the implementation of the energy-saving consumption incentive policy in China, but also clarify its possible distorting effect on the green development of micro-enterprises in the production field, which has implications for the future coordination and improvement of China’s environmental policies on both the supply and demand sides.

**Key words:** promoting energy-efficient appliances for the benefit of the people; manufacturing enterprises; green transformation; pollution reduction; difference-in-differences