

自愿型环境规制的非对称能源效率改善：信号、追赶与偏向性

创新

张昭文¹ 干春晖² 蒋耀辉¹

(1.上海财经大学商学院, 上海 200433; 2.上海社会科学院, 上海 200020)

摘要: 以绿色公共采购为代表的自愿型环境规制作为建立健全绿色低碳循环发展经济体系的重要政策工具, 打开黑箱精准识别其对企业的偏向性影响具有重要的现实意义。本文基于 2001 年至 2010 年工企、环境、创新数据库和绿色公共采购清单, 以 2006 年颁布并逐年更新的环境标志产品绿色采购清单为政策冲击, 构建双重差分模型量化对企业能源效率的影响及其机制。研究结果表明: 首先, 绿色公共采购的实施总体上降低了名录行业内企业的能源使用强度。其次, 异质性分析表明, 政策仅助力了名录行业内尚未纳入清单的非绿色采购企业实现能效改进, 但对已纳入绿色采购的企业影响并不显著。再次, 机制分析表明政策对两类企业的创新和末端治理呈现差异化的影响, 一方面促进了名录企业发明专利、实用新型专利等全局层面的实质性创新, 对绿色创新影响不显著; 另一方面, 推动了非名录企业的绿色专利水平提升和污染排放量下降, 故而规制的能效改善主要体现在对非名录企业的信号效应和追赶效应, 并影响到名录企业的偏向性创新。最后, 这一需求端冲击也会通过规模效应和创新效应促进关键上游行业能效改善, 对关键下游行业影响不显著。本文识别了绿色采购的规制边界, 丰富了自愿型环境规制因果推断的相关研究。

关键词: 自愿型环境规制; 能源效率; 绿色公共采购

中图分类号: F291.1

文献标识码: A

文章编号:

一、引言与文献综述

为应对全球气候变暖和空气质量恶化带来的挑战, 各国积极推行以关停“两高”企业、淘汰落后产能、提高污染行业进入门槛作为主要手段的命令控制型环境规制政策, 运用行政力量代替市场进行决策, 以期实现“碳达峰、碳中和”目标。然而, 短期激烈快速地“去煤化”也引发了新的问题: 河北冬季供暖不足, 长江中上游“电荒”等能源问题凸显; 2021 年以来, 寒潮叠加俄罗斯天然气供应受阻, 德国、丹麦等国均延后碳中和实现周期。中共中央政治局会议提出, “坚持全国一盘棋, 纠正运动式减碳, 先立后破”, “先立经济发展, 后推低碳转型”。因此, 如何充分发挥环境规制外部性的同时, 尽可能减少对企业、居民的负向影响, 成为建立健全绿色低碳循环发展经济体系的关键问题。其中, 以绿色公共采购为代表的自愿型环境规制政策将成为命令控制型规制的重要补充, 也是十八大以来生态文明顶层设计“四梁八柱”中的重要组成部分。

自愿型环境规制 (Voluntary Environmental Regulation) 核心在于, 政府、行业协会、社

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (22&ZD067)

作者简介: 张昭文 (1995-), 男, 广西桂林人, 上海财经大学商学院博士研究生;

干春晖 (1968-), 男, 江苏常熟人, 上海社会科学院应用经济研究所研究员, 博士生导师;

蒋耀辉 (1993-) (通讯作者), 男, 湖南永州人, 上海财经大学商学院博士研究生。

群等组织构建法律或准则，企业可以自主选择是否纳入规制体系，通过信号效应鼓励企业绿色转型。以绿色公共采购为例，企业产品只有通过中国环境标志认证才能纳入政府的绿色采购名录，企业可灵活选择是否对产品进行绿色认证并参与招标。已有文献表明，命令控制型环境规制的破坏效应主要体现在三个方面：一是关停污染企业引发的直接经济损失和人口流动(Greenstone, 2002)。二是因市场不完美造成的资源错配和结构性失业(钱雪松等, 2018; Chen et al, 2018)。三是因地方官员寻租或是晋升激励造成政策执行过程中的扭曲(王岭等, 2019; He et al, 2020; Zhang and Yu, 2022)。规制企业的发展与当地民生就业息息相关，更是关乎上下游发展、推动全球化布局的基础工业力量，简单的一刀切关停这些企业尽管在短期内能够获得环境改善效果，但对市场机制的破坏效应亦不容忽视，于能效改进和创新可能并无裨益。相较而言，自愿型环境规制尽管面向行业内所有企业，但允许企业结合自身禀赋和经营理念自发的选择是否进行绿色生产，对企业的硬性约束和扭曲较小，差异化的管理模式和激励能更好的识别出高绿色赋能的企业，以较小的成本实现边际改进。

绿色公共采购、ISO14001 环境管理体系等自愿型环境规制的兴起和落地伴随着全球环保共识的建立。随着《联合国气候变化框架公约》缔约国的增加，绿色公共采购逐步成为实现履约目标的重要政策工具(Bolton, 2008; Michelsen and de Boer, 2009)。国际上，已有研究通过定性分析与案例相结合的方法，证明了绿色公共采购在多个行业和领域的节能减排中发挥着重要作用(Miller and Lehoux, 2020; Pihlajamaa and Merisalo, 2021)。瑞士有机食品绿色公共采购的证据表明，尽管采购规模仅占总市场规模的 4%，但显著增加了有机耕地的份额(Lindström et al, 2020)。在国内，绿色采购规模的扩张也符合绿色循环发展的需要，《低碳发展意见》指出，需加大政府绿色采购的力度和范围，逐步将绿色采购制度扩展至国有企业。潘翻番等(2020)归纳了国内自愿型环境规制的研究进展和发展态势，指出当前广泛实施的自愿型环境规制工具仅有 ISO14001 环境管理体系、化工行业的“责任关怀”体系，且规制如何影响企业绩效的因果效应及其机制尚不明确。因此，精准量化绿色采购的社会效应，厘清绿色采购对企业能效的作用机制，是打通内循环、实现绿色转型的关键任务。

客观上，绿色采购试图通过干预市场竞争，引导企业自觉调整产业结构，生产对环境有益的产品，最终达到环境保护与经济协调发展的目的。然而，政策的有效性仍受到四方面的质疑：首先，绿色公共采购的减排效应并未在所有实施的经济体中显著存在，受到政府财政绩效、治理能力和采购规模等因素的影响(Lundberg et al, 2016; Nikolaou and Loizou, 2015; Plaček et al, 2021)；其次，政策旨在通过采购实现产品或服务在生命周期中的污染和成本最小化，然而制度规定的绿色标准更多聚焦在产品使用周期中的绿色环保，较少关注产成品生产过程中的能源投入，由此带来的产品生产端“污染”最终反而可能降低了企业的能源效率(Alhola et al, 2019)。再次，由于缺少大样本的调查数据，没有充足的因果推断证据显示，通过设立多组绿色采购标准的招标方式能显著提升企业的生产效率，这使政策产生的直接效益和溢出效益难以量化(Cheng et al, 2018)。最后，中国进入工业化新节点，面对新一轮科技革命，政府更难对鼓励发展的产品、路线进行有效识别(江飞涛和李晓萍, 2010; 林毅夫等, 2010)。以绿色采购为代表的需求端规制能否在达成减排目标的同时提升企业的能源效率，实现环境效益与企业效益的双赢，还有待进一步验证。

不同于清洁生产标准、落后产能淘汰等传统的直接作用于企业生产端的环境规制工具，环境标识认证直接作用于企业的产品市场，从需求端制定的标准也会倒逼企业在生产端的改进。尽管规制直接作用于特定行业或企业，但是在生产关联日益复杂的趋势下，针对特定行业的政策冲击会通过生产关联传导到经济体中的其它生产部门(Acemoglu et al, 2012)。

Acemoglu(2016)将生产网络理论与实证模型相结合,研究表明需求端的冲击(如美国联邦支出的变动)也会自下而上的传导至上游环节。在工业领域,越来越多的集团向全供应链零碳化生产迈进。以新能源汽车为例,随着行业从燃油车向纯电动汽车转型,使用阶段的碳排放大幅降低(从80%降至15%);与此对应,高能耗、高排放的汽车材料(如钢铁、铝和塑料)占碳排放的比例提高至80%,优化供应商生产流程将是未来脱碳前沿(高旭等,2021)。如何适应并把握经济的新常态,正确认识冲击引发的网络效应和次生危害,将会是未来十年可持续发展的重要课题。地区间的关联随着大市场改革的深入而更加紧密,规制的生产网络传导效应依然客观存在,但较少有研究深入分析其对能效与创新的传导效应。因此,分析规制对能效与创新的溢出效应,厘清政策基于生产网络的创新传导路径与机制是全面客观评价环境规制效应的内在要求,亦能为进一步优化环境规制政策提供重要依据。

据此,本文将绿色公共采购视为自愿型环境规制的代表性工具,分析其对企业能效的影响及作用机制。将2001年至2010年的工企、环境、创新数据库与逐年更新的《关于环境标志产品政府采购实施的意见》中公示的绿色采购清单进行匹配,构建大样本的环境绩效数据集。研究表明,绿色公共采购显著的降低了名录行业的能源使用强度,得到与Zhang and Jiang (2022)相似的结论。然而,本文进一步区分了名录行业内企业,即纳入绿色采购的名录企业和非名录企业,分组回归的结果表明,政策并没有降低纳入名录企业的能源使用强度,仅降低了非名录企业的能源使用强度。从影响能效的前端要素投入、中端工艺改进、末端污染治理这三类机制来看,对于非名录企业,绿色公共采购的实施助力其明确了绿色转型的方向,显著提高了其绿色创新与末端治理水平;对于名录企业,政策的实施增加了其在发明专利、实用新型专利上的投入,以维持在行业内的领先地位。生产网络传导的结果表明,绿色采购这一需求端规制从规模效应和创新机制两个方面促进了上游关联前10%的行业的能效改进,但对下游行业无显著影响。

与现有文献相比,本研究的创新之处主要体现在三个方面。首先,当前的绿色采购研究聚焦于如何在行业标准、组织决策和部门管理方面构建一个更有效的系统,少有论文关注其的社会效益(Cheng et al, 2018; Sönnichsen and Clement, 2020)。本研究使用大样本数据,并通过DID模型构造准自然实验,以量化绿色采购标准和名录的设立对企业能效的净效应。此外,通过一系列稳健性检验,如排除同期政策效应、安慰剂测试和倾向性得分匹配(PSM),确保了研究结果的可信度。第二,在研究政策的直接效应的同时,本文考察了绿色采购对同行业尚未纳入名录的企业,以及上游关联产业产生的追赶效应和溢出效应。通过投入产出数据对产业关联程度进行量化,以识别政策的网络影响,这为全面描述绿色采购的社会效益提供了新证据。第三,囿于样本可得性,现有研究多使用地区层面或问卷调查数据量化能源效率,前者仅反映一地的平均效应而难以识别政策的异质性影响,后者则可能因样本的限制产生自选择问题导致结论有偏。本研究通过匹配微观企业大样本数据,将单位能耗作为评价政策效果的关键指标。此外,对政策机制和行业特征进行分解,准确识别异质性效应,为进一步优化政策提供了经验证据。

余文安排如下:第二部分为政策背景与理论分析,第三部分为数据选择和研究方法,第四部分为实证检验,第五部分为机制分析,最后一部分为研究结论与政策建议。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景与基准假设

绿色公共采购的兴起和落地伴随着全球环保共识的建立。1997年通过的《京都协定书》作为《联合国气候变化框架公约》的补充条款，是第一个具有法律约束力的气候变化国际协定，旨在通过控制温室气体的排放，共同面对全球气候变化带来的挑战。2002年，中国正式核准《京都协定书》并于同年通过《政府采购法》，积极开展各项节能减排工作。法案通过后的十年间，中国政府的采购规模以年均超过10%的速度增长，采购市场对企业的吸引力不断提升，成为供应商难以忽视的买方势力(Zhang and Jiang, 2022)。在此基础上，2004年财政部与国家发展改革委共同发布了《节能产品政府采购实施意见》并公布了节能产品（计算机、投影仪、汽车等）和节水产品（便器、淋浴器、水龙头等）清单，旨在降低各部门能源费用，向全社会推广节水节电意识进而扩大节能产品市场，从产品的终端提高能源利用效率(步晓宁和赵丽华, 2022)。

如前所述，仅控制产品使用过程的污染，轻视产品在生产过程中的能耗也可能造成社会总体能效的损失。为进一步通过采购实现产品全流程能源效率的提升，2006年财政部和环保总局联合颁布了《关于环境标志产品政府采购实施的意见》，制定了环境标志产品绿色采购清单，并固定了配套的采购方式和强制退出机制，以保证采购过程的公平、公开：一方面，政策要求各级政府优先采购清单中的产品，这一过程需要委托相关机构或部门进行集中采购；另一方面，一旦产品不再符合准入条件或企业有违法违规行为（如提供虚假资料、承诺；将环保清单以外产品替代环保清单内产品；扰乱和破坏市场秩序），将进入强制退出程序，经财政部核查取消相应产品名单资格直至消除影响，该企业所有产品在两年内不再列入采购名录。

尽管政府相关公告中并没有给出明确的行业筛选标准，但本文通过对照《国务院关于加快发展循环经济的若干意见》（国发[2005]22号）、《国务院办公厅关于建立政府强制采购节能产品制度的通知》（国办发〔2007〕51号）和绿色采购清单进行归纳。绿色公共采购的设立旨在推进环境友好型社会建设，发挥政府采购的环境保护功能，入选行业需至少满足两点：一是设立了对应的环境保护行业标准。也就是说，产品不仅质量合格，而且在生产、使用和处理处置过程中符合特定的环境保护要求。与同类产品相比，这类产品具有低毒少害、节约资源等环境优势。二是具有较大的减排潜力。2007年，中国政府机构人均能耗、单位建筑能耗均高于社会平均水平。据此，政府将具有通用性、适合集中采购、有较好的规模效益的行业（比如汽车、计算机、打印机），或是产品节能效果突出，效益比较显著的行业（比如水泥、塑料、陶瓷）纳入采购清单。

与原有的节能产品名单相比，环境标志产品政府采购清单有两点改进。首先，打破了地方保护主义。对于一般性的地方采购，企业中标机会并不均等，如果绿色采购仅对特定某几家企业生效，那么政策的能源效率提升作用将非常有限。客观上，地方官员为保证辖区内经济增长和社会稳定，倾向采购本地产品，阻碍构建大市场的纵向治理因素长期存在(刘志彪和孔令池, 2021)。同时，地方国企的投资决策和人事调动受到政府的直接影响，政企合谋的情况时有发生(聂辉华和蒋敏杰, 2011)。然而，绿色采购清单由中央设立，这一举措有效遏制了政企共谋。一般来说，只要公司的产品通过中国环境标志认证，就能满足进入绿色采购清单的基本条件(Geng and Doberstein, 2008)。其中，中国环境标志认证和绿色采购清单由中央机构——环境保护总局和财政部审核制定。绿色公共采购通过与绿色生产标准绑定，明确

了企业改进的方向，提高了政企合谋的成本。因此，政策的执行削弱了企业采购机会不均等的问题。

其次，政策规定了每个产品的环境标志认证和实施标准，以确保产品在满足节能要求的同时，从设计、生产、使用到废弃处理处置，乃至回收再利用的全过程符合环境保护的要求并进行动态调整(陈文娴和王寒, 2006)。尽管样本期内绿色采购清单中的行业种类不变，但行业内企业及其产品的清单每年在不断更新，绿色清单内企业和产品数量在逐年增加，市场竞争愈发激烈。公示清单具体包含企业名称、产品规格或型号、环境标志编号及有效期等信息。以轻型汽车为例，2006年第一期清单仅涵盖5家企业的98款产品，2010年第五期清单涵盖32家企业的674款产品。同时，行业绿色生产执行标准，依据国内外技术发展水平在不断修订和更新，以满足市场上产品迭代和竞争的需要。以轻型汽车为例，环境标志产品技术要求于2001年颁布后，分别于2005年和2013年两次进行修订。而且环境标志认证的有效期为三年，迫使清单内企业不断改善能效以满足新的标准。在政策实施后，名录内行业的所有企业都有动力提高能效。企业为获得政府采购订单，会通过改进自身的生产技术、满足生产工艺等形式提升能源效率，始终保持高质量的生产，以达到政府要求的清洁生产目标。

最后，绿色采购因地制宜的设计了退出机制。具体而言，企业退出分为主动退出和强制退出两种情况。前者是因供应商自身原因（如停产、无货）或意愿，主动申请退出，企业向财政部反映并核实后，将从本期环保清单中取消相应产品资格，且两年内该企业所有产品不再列入环保清单。后者是因产品不再满足准入条件，或是企业存在违法违规行为。企业除承担相关法律责任外，还将记入企业信用记录，两年内该企业所有产品不再列入环保清单。

据此，本研究提出命题1。

命题1：绿色公共采购的实施能提高采购行业内企业的能源效率。

（二）机制分析

本节将围绕直接影响企业能源使用强度的生产环节进行分析，分为前端要素投入、中端工艺改进、末端污染治理三部分。从前端来看，政府绿色采购对企业清洁生产提出了更高的要求，企业主动选择更严格的清洁生产标准与污染排放限额。其中减少高污染化石能源（如高硫煤）在生产中的占比，可直接有效的满足减排要求。但在工业生产中，需要产生足额的热能和动能，因此企业会转而增加对相对清洁能源（如低硫煤、天然气等）的需求，以弥补减少高污染化石能源造成的热力缺口，进而实现企业能源利用结构的优化。

命题2.1：政府绿色采购激励名录行业内企业改进能源使用结构，减少对高污染能源的使用，增加对相对清洁能源的使用。

从中端看，考虑到市场上分散的消费者很难形成统一的绿色需求，以及创新的投资和风险，企业缺乏创新的动力(Bleda and Chicot, 2020)。相比之下，绿色采购为企业和消费者树立了环境友好产品的标杆，其重要示范作用有效缓解了市场上的信息不对称(Zhang et al, 2021)。面对更加透明、可比的市场竞争，已纳入采购名录的企业可能通过生产技术的创新以实现更为实质性的技术进步，为企业节能创新提供了方向和动力(Chicot and Matt, 2018)。对于名录行业内尚未纳入采购清单的企业，引入绿色工艺、增加绿色创新投入不仅是满足清洁生产要求、进入绿色采购市场的门槛，也是追赶前沿企业、缩小竞争差距的必由之路，因

而在绿色创新方面的表现的可能更为积极。对于已纳入采购名录的企业，面对更加透明、可比的市场竞争，名录企业可能通过生产技术的创新以实现更为实质性的技术进步(黎文靖和郑曼妮, 2016)，以期在订单采购中获得质量与价格优势。此外，为了占领采购市场，名录内的企业凭借绿色管理和市场份额的优势，率先实现自主创新，进而代表企业的政策性创新可以通过各种方式在行业内扩散(Simcoe and Toffel, 2014; Zacchia, 2020)。

命题 2.2：政府绿色采购提升了名录行业的创新水平，其中对非名录企业的绿色创新激励作用更强。

从末端看，不同于落后产能淘汰任务、空气质量改善等命令式的规制，绿色公共采购并不直接约束企业的污染排放流程，考虑到脱硫脱硝改造等末端治理的成本，名录企业理论上并没有进一步减排的经济激励。但对于非名录企业，满足末端治理的基准要求是纳入环境标志产品的前提，以轻型汽车为例，认证中对生产流程中涂装工艺、油气处理、材料使用等环节的废气、废热处理提出了明确要求，这也倒逼自愿纳入规制的企业进行清洁生产与治理。

命题 2.3：政府绿色采购降低了名录行业的污染排放水平，其中对非名录企业的激励作用更强。

（三）非对称影响的网络效应

生产网络的概念最早由宏观经济学家提出，被认为是连接宏观经济波动和微观企业决策的核心机制(Acemoglu and Azar, 2020)。具体到政府采购，需求多为最终产品，政策对名录行业的影响更可能通过产业链向上游传递(Liu, 2019)。与企业绿色供应链管理的动机类似，名单上的企业会要求上游企业提供质量更好、更清洁的中间品。自愿受到规制的企业通过提高能源效率和减少污染排放，使其生产过程符合采购的标准(Zhu et al, 2005)。同样以轻型汽车为例，环保标识对汽车零件与材料中铅、汞、石棉纤维等有毒有害物质含量与可回收利用性提出了更高的要求，这就要求上游装备制造业提供更高质量和环境友好的产成品。对于关键的上游行业，名录行业绿色生产需求的变动，会迫使其改变制造流程和工艺以生产高质量、低毒少害的中间品。

命题 3：政府绿色采购将推动上游关键行业降低能源使用强度，以实现整条产业链的清洁生产。

三、研究方法 with 数据选择

（一）研究方法

本文构造双重差分模型考察政府绿色采购政策对企业能源效率的直接效应，基准模型的设置如下：

$$EnergyIntensity_{it} = \alpha_1 Treat_i \times Time_t + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varphi_r + \varepsilon_{it} \# (1)$$

$EnergyIntensity_{it}$ 用以衡量*i*企业在*t*时的能源使用强度，数值越低表明企业能效越好； $Treat_i$ 为企业分组变量，受规制企业为 1，否则为 0，若企业主营业务所在行业属于清单内的行业，则认为该企业是受规制企业。 $Time_t$ 为时间分组变量，2006 年及之后为 1，反之则为 0； $Controls_{it}$ 代表企业层面的控制变量， μ_i 为企业固定效应， δ_t 为时间固定效应， φ_r 为行业

固定效应^①， ε_{it} 为残差项。 α_1 用以衡量政府绿色采购政策对企业能源效率的直接影响，如显著为正则表明政府绿色采购政策能显著促进规制行业内企业提升能源效率。

为进一步刻画名录内企业与同行业内非名录企业的异质性影响，在对照组不变（均为非名录行业内企业）的前提下，构建实验组仅涵盖名录内企业的多期 DID 模型：

$$EnergyIntensity_{it} = \alpha_1 Listed_i \times Post_{it} + Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varphi_r + \varepsilon_{it} \# (2)$$

其中 $Listed_i$ 是识别名录企业的二值变量，若*i*企业是采购清单内的企业， $Listed_i$ 定义为1，否则定义为0； $Post_{it}$ 是识别政策实施时期的二值变量，若*t*时期已被纳入名录， $Post_{it}$ 定义为1，否则定义为0，固定效应与控制变量设计均与基准回归相同，此时样本内不包含同行业的其他非名录企业。

为进一步对比绿色采购对同行业内非名录企业的影响，构建 DID 模型如下：

$$EnergyIntensity_{it} = \alpha_1 NonListed_i \times Time_t + Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varphi_r + \varepsilon_{it} \# (3)$$

此时样本分组变量为 $NonListed_i$ ，若*i*企业是采购清单行业内的非名录企业， $NonListed_i$ 定义为1，反之为0。此时对照组同样为非名录行业的企业，也就是说，样本（对照组）中不包括已纳入清单的绿色采购企业。需要强调的是，由于样本期内绿色采购的行业范围未发生变动，故 $Time_t$ 代表的时间分组变量2006年及之后为1，反之为0，与基准回归一致。

（二）数据选择

1.数据介绍

研究以2006年中国首个环境标志产品绿色采购清单的颁布为外生冲击。数据集来自2001年至2010年的中国工业企业数据库，其中包括所有国有工业企业和年主营业务收入超过500万元的非国有工业企业。参照Hsieh and Klenow (2009)的做法，本研究对数据库进行清理：

- （1）参照《国民经济行业分类与代码》（GB/T 4754-2002）对所有行业代码进行重新匹配；
- （2）删除年主营业务收入低于500万的企业；
- （3）删除从业人员低于8人的企业；
- （4）删除主营业务收入和工业总产值数值低于0的企业。为了避免异常值对实证结果的影响，对连续变量进行了1%的缩尾处理。通过工企数据的组织机构代码和企业名称，与环境数据进行匹配获得企业能耗信息。

自2019年以来，将工企数据与环境数据匹配已成为分析排污与能效问题的关键数据集（陈登科, 2020; 陈钊和陈乔伊, 2019），其中环境数据库提供了占中国主要污染物排放总量85%的企业的工业产出、能源投入和污染排放的信息，是分析中国环境问题的权威样本。但使用2001年至2010年数据面临一个问题，十年前的数据对2023年及之后的中国是否还具有现实价值和指导意义。事实上，十年来我国制造业企业的能源消费结构未发生根本性改变。根据国家统计局数据，煤炭消费量从2010年的34.90亿吨上涨到2020年的40.48亿吨，占比从69.2%下降到56.9%，可以看出十年间中国为实现“双碳”目标，全社会做出的诸多努力取得了一定成效。但煤炭消费仍占主流，现有的可再生能源、其他化石能源依然无法取代煤炭在工业生产中的重要地位，中国的“双碳”之路任重道远。综合已有文献和发展的典型事实，

^①一般而言，控制个体固定效应后没有必要再控制行业固定效应。然而为避免因企业所属行业变化可能引发的遗漏变量问题（事实上，回归发现是否加入行业固定效应确实会改变核心解释变量的系数，尽管波动较小），本文出于审慎考虑将行业固定效应予以保留。

本文认为采用工企与环境数据库匹配得到的微观大样本数据具备代表性。

2.变量设定

被解释变量。参照既有文献的普遍做法，定义为得到的一单位产出所需消耗的煤炭量 (Lyubich et al, 2018)。样本期内煤炭占中国能源消费的比例基本保持在 70%，且能源消费结构的变动较小，因此，将煤炭作为能源消耗的代理变量能较好地反映中国工业企业的能源投入(陈钊和陈乔伊, 2019)。具体计算方法如下：

$$EnergyIntensity = \frac{Coal\ Consumption}{Total\ Output} \# (4)$$

主要解释变量。对于名录行业的识别，本文整理了环境标志产品政府采购清单中所涵盖的所有行业^①，将清单内行业匹配至中国工业企业数据库中的行业名称与行业代码，得到受政府绿色采购清单影响的行业内所有企业。对于名录企业与非名录企业的识别，来源于2006年至2010年的环境标识产品采购清单，本文手工录入企业名称并与工企与环境合并的数据库进行匹配，通过唯一识别码规避因改名造成的样本损失，总计识别出120家名录内企业。

图1绘制了两类企业的能效变动情况，其中红色为名录内企业，蓝色为对应行业的非名录企业。从企业间的横向比较看，名录内企业的能源使用强度始终低于对应行业内的非名录企业，其能效水平在行业中居于领先地位。但从时间跨度的纵向比较来看，名录内企业的能源使用强度在2006年前后变化不大，反而略有上升。但行业内非名录企业的能源使用强度呈下降趋势，尽管不能简单的用直观图示法推断变量的相关性和因果效应，但一个合理的解释是，纳入名录的企业需通过环境标识认证，故而本身的能源使用强度就更低。遗憾的是，绿色采购政策作为准入门槛，对已纳入名录企业的激励有限，名录内企业进一步提高能效带来的边际收益难以覆盖需投入的边际成本。对于还没纳入名录的企业，这一具体且可实现的绿色采购标准是可信的激励，能有效鼓励行业内所有企业实现绿色转型。

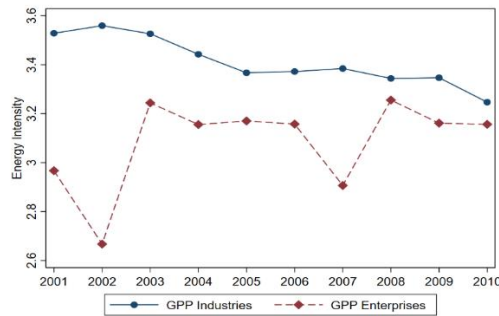


图1 行业内名录内企业（红）与行业内非名录内企业（蓝）能源使用强度变动

综合考虑计量的精准和故事的完备，假定公共绿色采购的行业引领与激励作用更符合实际。因此在基准回归中，文章在重点验证绿色采购对行业层面的影响是否显著和稳健的同时，再分析名录企业与非名录企业分组回归的异质性影响。

控制变量。选取企业人均资本、企业规模、企业年龄、国有控股与外资控股作为企业层面控制变量。人均资本的计算方法是用企业的总资产除以雇员人数；企业的规模由雇员总数表示；企业年龄是用样本报告的年份减去企业的成立年份来计算。此外，研究引入了三个城

^①具体包括轻型汽车、复印机、打印机和传真机、水性涂料、人造木板、木地板、家具、彩色电视机、轻型墙板、塑料门窗、白乳胶、建筑用塑料管、建筑陶瓷、卫生陶瓷等。

市层面的控制变量和两个省级层面控制变量：人口、地区国内生产总值（GDP）、外商直接投资规模（FDI），环境治理投资和环境规制意愿。其中，人均资本、企业规模等企业层面控制变量均来自中国工业企业数据库；煤炭、天然气、燃油消耗量以及二氧化硫排放、废气排放均来自环境数据库；专利总量、发明专利、实用专利、绿色专利均来自中国专利数据库；人口、GDP、FDI来自中国城市统计年鉴，环境治理投资来源于生态环境统计年报，环境规制意愿用地方政府年度报告中有关环境监管的文字比例表示。为了缓解异方差问题，所有的连续控制变量都被处理为自然对数。主要变量的描述性统计见表1**错误!未找到引用源。**。

表1 绿色采购实证的描述性统计

变量类型	变量名	Variable abbreviation	N	Mean	SD	Min	Max
核心变量	能源使用强度	Energy intensity	213,901	4.1754	1.7939	0.0000	6.7453
	是否为采购名录行业内企业	Treat	215,743	0.0476	0.2128	0.0000	1.0000
企业层面控制变量	人均资本	Capital	215,741	5.3802	0.9510	2.9867	7.8975
	企业规模	Scale	215,743	5.5395	1.1058	3.0910	8.6002
	企业年龄	Age	215,743	2.3257	0.8705	0.0000	4.0943
	是否国有企业	SOE	215,743	0.1668	0.3728	0.0000	1.0000
	是否外资控股	FFE	215,743	0.0578	0.2334	0.0000	1.0000
地区层面控制变量	环境规制意愿	ER	215,376	0.0027	0.0022	0.0000	0.0203
	环境治理投资	EPI	215,743	11.8463	0.9134	6.1529	13.6461
	地区生产总值	GDP	215,376	9.1822	0.7954	5.7042	10.7367
	地区常住人口	Population	215,376	8.5751	0.5197	6.2596	9.2535
	外商直接投资	FDI	215,376	6.1546	1.2691	1.8688	8.5333
机制检验中使用的变量	煤炭消耗	Coal	215,743	7.8540	1.9585	3.4965	12.2066
	总产出	Total output	215,743	8.1999	1.5180	5.0499	11.7027
	天然气消耗	Natural gas	117,431	0.1996	1.0860	0.0000	7.5417
	原油消耗	Fuel oil	121,888	0.6113	1.8585	0.0000	15.5812
	专利总量	Patent	215,743	0.0686	0.3486	0.0000	7.7213
	发明专利	Invention patent	215,743	0.0386	0.2411	0.0000	7.7209
	实用新型专利	Utility patent	215,743	0.0422	0.2718	0.0000	6.1985
	绿色专利	Green patent	215,743	0.0073	0.0934	0.0000	4.3307
	二氧化硫排放量	SO2 emission	215,188	10.1518	2.0344	0.0000	18.6735
	废气排放量	Waste gas emission	213,921	8.1308	2.1660	3.4340	13.7870
	工业粉尘排放	Industrial soot	139,084	3.9550	5.5673	0.0000	18.6072

四、实证分析

(一) 基准模型与动态效应

表 2 报告了基准回归的结果，用以量化绿色采购对企业能效的影响。在第 (1) 列中，交互项 $Treat \times Time$ 系数为负，且在 1% 的水平上显著，这表明政策实施后，对应采购行业内企业的能源效率有了明显的改善。为了验证政策的动态影响，在实验组和年份之间构建了交互项，以量化该政策在不同年份的影响。结果如列 (4) 显示，实验组和控制组的差异在政策实施的第一年开始显现，交互项的系数从 2006 年的 -0.0235 变为到 2010 年的 -0.0856，表明政策的影响呈现逐年扩大的趋势，效果逐渐显现。

表 2 基准结果

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity (Treat=NonListed)
Treat×Time	-0.0609*** (0.0222)				
Listed×Post		-0.0799 (0.0783)			
NonListed×Time			-0.0590*** (0.0225)		
Treat× Post0				-0.0235 (0.0264)	-0.0223 (0.0270)
Treat×Post1				-0.0550* (0.0302)	-0.0511* (0.0302)
Treat×Post2				-0.0911*** (0.0326)	-0.0897*** (0.0324)
Treat×Post3				-0.0889*** (0.0282)	-0.0821*** (0.0294)
Treat×Post4				-0.0856** (0.0361)	-0.0923** (0.0377)
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	213,312	203,078	212,782	213,312	212,782
R ²	0.881	0.881	0.881	0.881	0.881

注：*、**和***分别表示显著性为 10%、5%和 1%，本节为按行业和年份聚类的双向稳健标准误，下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

政策冲击前实验组与对照组不存在显著差异是确保实证结论可信的关键，其检验结果见图 2。模型设定 2005 年为基准以比较政策发生前后的系数变动，并利用虚线汇报了系数 90%置信区间，从而判断系数在统计意义是否与 0 值存在差异。2006 年以前，实验组与对照

组的能源效率没有明显差距，验证了平行趋势假设的成立。政策实施后，实验组的能源强度相对于对照组有了明显的下降，与动态效应结果保持一致。

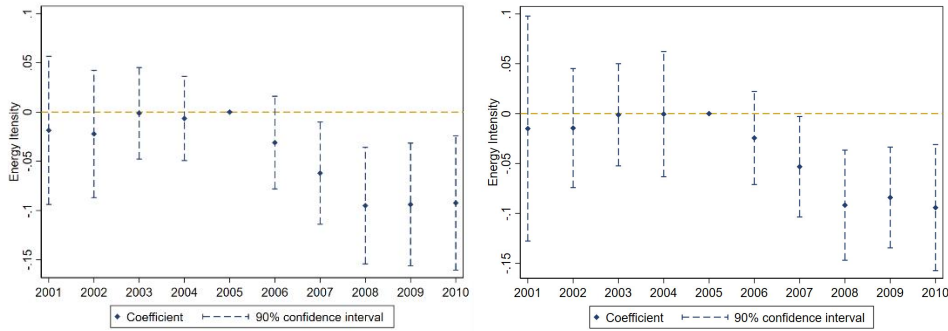


图2 名录行业（左）与非名录企业（右）样本平行趋势检验图

2. 排除同期政策影响

尽管 DID 模型能通过实验组和对照组，政策冲击前与冲击后两次差分消除全局性和其他时间段政策冲击的干扰，但如果存在 2006 年前后的准同期政策对两组样本的冲击存在系统性差别，结果则会产生偏误。通过梳理同期政策和相关文献，我们消除了四类政策的影响。

(1) 千家企业节能减排计划。面对日益严峻的资源约束，发改委对占全国能源消费总量 33% 的 1008 家重点耗能企业进行监督管理，旨在降低高污染企业的排放，提高能源效率。因此，本节将千家节能减排企业清单中的企业名称与工企数据中的组织机构代码和企业名称进行匹配，剔除改清单中的 477 家企业重新回归，列（1）和列（5）核心解释变量系数显著为负，实证结论依然稳健。

(2) “十一五”规划。规划中要求，2010 年主要污染物的总排放量要比 2005 年减少 10%。此外，决定大力推进清洁生产，减少电力、冶金、建材、化工、造纸、纺织印染、食品酿造等重点行业的污染排放。因此，本节中排除了排放控制计划中受规制行业内的样本，结果见列（2）和（6），系数在 1% 的水平上仍显著为负。

(3) 清洁生产标准。政府通过绿色采购鼓励名录行业清洁生产的同时，于 2006 年批准并发布了采购清单外的八行业清洁生产标准，对生产工艺与设备的使用、污染物的排放、废物的回收等多环节做出了规定。这一同期政策的实施可能会提高样本内对照组企业的能源效率，由此低估绿色公共采购对实验组企业能源效率的促进作用。列（3）和（7）剔除了实施清洁生产标准的八个行业的样本后，交互项系数较基准回归绝对值更大，且在 1% 水平上显著。

(4) 国家重点监控企业名录。为提高环境审计质量与提高对企业的监管水平，环保总局于 2007 年颁布了重点监控企业名单（废气），旨在减少重点污染企业的污染物排放，通过中央政府的直接监督来打破地方保护主义。其中能源使用是废气和二氧化硫等污染物的关键来源，被监控企业可以通过提高能源使用效率以满足监管要求。据此列（4）和（8）排除了受监控的废气企业，其系数仍然显著为负。

表3 排除同期政策影响的回归结果

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	千家企业	“十一	清洁生产	国家重点	千家企业	“十一	清洁生产	国家重点

	节能行动	五”污 染物总 量控制 计划	标准	监控企业	节能行动	五”污 染物总 量控制 计划	标准	监控企业
	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity
Treat×Time	-0.0623*** (0.0222)	-0.0695* (0.0359)	-0.0950*** (0.0305)	-0.0505** (0.0224)				
NonListed×Time					-0.0589*** (0.0225)	-0.0682* (0.0362)	-0.0951*** (0.0310)	-0.0489** (0.0227)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	209,397	86,675	154,157	202,945	208,899	86,402	153,777	202,457
R ²	0.881	0.858	0.893	0.877	0.881	0.858	0.893	0.877

3. 其他稳健性检验

(1) 替换被解释变量计算方法。为避免被解释变量计算方法的差异对结论的影响，本文采用两种方法作为稳健性检验：一是将企业增加值视为总产出的代理变量，重新计算能源效率；二是考虑到企业的能源消费结构的差异，将企业煤炭、燃料油和天然气的消耗量折算成企业消耗的标准煤，其中各种能源折标准煤参考系数来源于《中国能源统计年鉴（2020）》。回归结果如表4列（1）到（4）所示，系数依然显著为负。

(2) PSM-DID。考虑到样本可能存在的“自选择”问题，一个可能的原因是名录行业内企业相较于对照组行业的企业在经营规模上存在系统性差别，而规模大的企业能源改进的能力更强。因此，我们采用PSM将实验组与对照组进行一对三的临近匹配以保证样本的平衡，匹配后实验组与对照组在所有协变量上的差异都保持在5%以内，回归的结果如列（5）和（6）所示，系数仍然在5%水平上显著为负。

表4 替换被解释变量计算方法与PSM-DID回归

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
					PSM- DID	PSM-DID
	Energy intensity using value- added	Energy intensity using standard coal factor	Energy intensity using value- added	Energy intensity using standard coal factor	Energy intensity	Energy intensity
Treat×Time	-0.0239** (0.0121)	-0.0968* (0.0550)			-0.0742** (0.0320)	

NonListed×Time			-0.0231*	-0.0967*		-0.0751**
			(0.0121)	(0.0560)		(0.0323)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	121,330	107,422	121,032	107,218	39,858	39,639
R ²	0.716	0.910	0.716	0.910	0.903	0.903

二是剔除与实验组生产关联更紧密的对照组样本(余典范等, 2023)。尽管政策的溢出效应普遍存在(如控制有害气体排放引发的环境改善), 但与名录行业生产关联更紧密的非名录行业更可能通过学习、要素流动等渠道受到政策更强的影响。识别方法上, 先计算名录行业与非名录行业的上下游关联程度, 再分别进行降序排列。在对照组中同时剔除上游和下游关联排序为前 10%的样本, 最终得到与试点地区规制行业生产关联较弱的对照组, 检验结果见列(2), 系数依然显著为负。

最后, 需要说明的是, 即使考虑到对照组受到政策溢出效应的影响, 也不会改变本文的核心结论。从后文行业溢出效应检验来看, 政策会显著降低前 10%上游关联行业的能源使用强度, 但对前 10%下游关联行业影响不显著。如果对照组中行业会受到政策正向的能效改善效应, 也只会低估核心解释变量的系数, 不改变结论方向。

表 4 针对 SUTVA 的回归分析

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	聚类到行业层面	去掉上下游前百分之十行业	聚类到行业层面	去掉上下游前百分之十行业
	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity
Treat×Time	-0.0609** (0.0296)	-0.0725*** (0.0240)		
NonListed×Time			-0.0590* (0.0306)	-0.0683** (0.0328)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	213,312	175,995	212,782	175,568
R ²	0.881	0.883	0.881	0.883

(4) 安慰剂检验。本节通过随机挑选规制企业的方法进行安慰剂检验，从 2006 年样本中随机抽取 1000 家企业定义为规制组（约为 2006 年名录行业中企业的数量），再与政策发生的时间项 Time 交互代入模型。抽样回归 500 次后得到交互项系数的核密度分布，其中虚线表示基准回归系数-0.0622，远离正态分布的均值，且大部分抽样估计系数的 p 值均在 0.1 以上。因此，政策引发能源效率提升仅在特定实验组中显著存在，模型通过安慰剂检验。

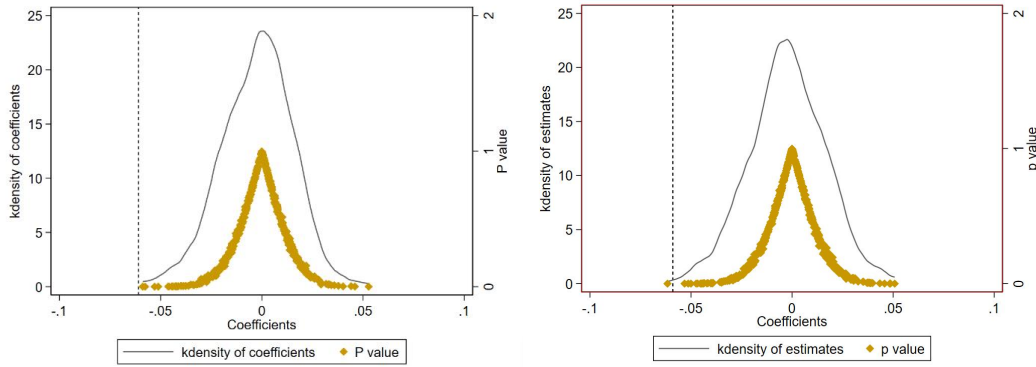


图 3 名录行业（左）与非名录企业（右）样本安慰剂检验图

（三）机制分析

基准回归表明政策引发的行业层面能效改进主要来源于对非名录企业的指引。综合两类企业能效变动图，本文认为绿色采购通过制定明确的绿色采购标准确立了企业绿色转型的门槛和方向，有效的通过这一需求端激励，实现了名录行业整体向国内一流环保水平收敛。为探究绿色公共采购对能效的影响机制，基于生产流程分类论述。前端机制结果如表 5 所示，可知政策实施后名录企业和非名录企业能源结构变动反映出相似的特征。与非名录行业内企业相比，煤炭使用量显著降低，天然气使用量显著提升，原油消耗未发生显著变动。

表 5 名录企业与非名录企业前端机制分析

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln coal	ln coal	ln natural gas	ln natural gas	ln fuel oil	ln fuel oil
Listed×Post	-0.1556** (0.0697)		1.0059* (0.5516)		0.1535 (0.3727)	
NonListed×Time		-0.0693*** (0.0205)		0.3680*** (0.1052)		0.0099 (0.0899)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	205,025	214,829	106,893	112,220	111,106	116,682
R ²	0.928	0.927	0.748	0.747	0.837	0.833

机制层面的非对称影响主要反映在中端和末端。综合表 6 列 (1) 到列 (6) 的结果可以看出, 政策实施后, 尽管两类企业的发明专利和实用新型专利水平均显著提升, 但从系数上看, 名录内企业在这两方面受到的激励更强。意味着企业纳入采购名录后, 更多将创新的方向聚焦于发明专利、实用新型专利等全局层面的实质性创新。而列 (7) 和列 (8) 的结果表明, 仅同行业非名录企业的绿色创新水平显著提升, 名录企业交互项系数为正但不显著, 表明政策有效激励了非名录企业的绿色创新决策, 但对已纳入名录内的企业影响有限。

在末端治理层面也反映出相似的特征, 列 (9) 到列 (12) 的结果表明, 政策前后名录企业二氧化硫排放量未发生显著变动, 工业粉尘排放量核心解释变量系数为-0.1479。相对应的, 同行业非名录企业二氧化硫排放量显著降低, 工业粉尘排放量中交互项系数为-0.2633, 非名录企业的减排效果更佳。综合来看, 这反映出两类企业差异化的内部决策: 对于名录外的企业, 其全周期的绿色生产水平尚未达到国家给定的环境友好标准, 为了获得被政府绿色采购的资格, 取得政府信誉背书的同时扩宽市场规模, 因而更加积极的进行能效改进和绿色生产。但对于已纳入采购名录的企业, 进一步绿色创新面临着更大的不确定性和更高昂的研发成本, 且市场更难识别企业真实的绿色发展水平, 因此企业倾向于将有限的资源集中在研发产出水平更高、有助于维持企业领先地位的其他策略性或实质性创新, 这也限制了企业进一步减少污染物的排放, 甚至增加一部分污染物的排放以实现利润最大化的目标。

表 6 名录企业与非名录企业中端和末端机制分析

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部专利	全部专利	发明专利	发明专利	实用新型	实用新型
Listed×Post	0.1856*** (0.0565)		0.1795*** (0.0478)		0.1058** (0.0500)	
NonListed×Time		0.0868*** (0.0204)		0.0406*** (0.0117)		0.0820*** (0.0183)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	205,025	214,829	205,025	214,829	205,025	214,829
R ²	0.928	0.927	0.553	0.551	0.575	0.576
Outcome variable	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	绿色专利	绿色专利	ln SO2	ln SO2	ln industrial soot	ln industrial soot
Listed×Post	0.0474 (0.0365)		-0.0396 (0.0949)		-0.1479** (0.0590)	
NonListed×Time		0.0123*** (0.0044)		-0.0936*** (0.0275)		-0.2633* (0.1318)

Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	214,829	215,365	204,419	214,205	128,005	134,217
R ²	0.425	0.425	0.828	0.828	0.915	0.913

五、溢出效应分析

(一) 关联行业的识别

在识别政策行业间溢出效应时，有必要对名录内产业与上游产业之间的关联程度进行量化，参考诸竹君等(2020)具体计算方法如下：

$$Back_i = \sum_{b \neq i} \left(\frac{output_{ib}}{\sum_f output_{ib}} \right) \times Regulated_b \# \quad (5)$$

i 为 b 的相对上游产业， $output_{ib}$ 表示 i 行业作为中间品投入到 b 行业的总量， $\sum_b output_{ib}$ 表示 i 行业所有作为中间品被使用的总量， $Regulated_b$ 表示 b 行业的受规制情况。这一构造源于全球价值链中纵向一体化的传导，系数越大表明 i 行业的产成品更多的用在规制行业 b 的生产当中，因而 i 行业在 b 行业受到政策规制后受到的间接影响更强(Javorcik, 2004)。为避免政策实施对投入产出情况产生的逆向影响，采用2002年投入产出表数据测算。根据绿色采购政策的向上游传导强度 $Back_i$ ，通过设定90%的阈值分位数，即可得到与清单内行业关联程度较高的8个关键上游行业（2002投入产出表中共计122个行业，前10%本应选择取前13个行业，但其中“木材及竹材采运业”数据库中未有样本与之对应，故递补至第14个行业，排除其中名录行业后含8个关键上游行业，下同），为保证结论稳健，同样识别了80%到90%分位数的上游关联行业作为对照（排名为15至28的行业）。

同理，本文构建了对应的名录内产业与下游产业之间的关联程度的计算：

$$For_i = \sum_{b \neq i} \left(\frac{input_{ib}}{\sum_f input_{ib}} \right) \times Regulated_b \# \quad (6)$$

此时 i 为 b 的相对下游产业，其中分子表示 i 行业使用 b 行业产品的总量，分母表示 i 行业的所有中间使用，即生产中使用的中间品投入。表7展示了上游和下游关联前10%的行业与对应系数。客观上采购名录行业多为最终需求产品，因此对上游行业的影响远大于下游行业，考虑到微笑曲线两端的行业在产业链中拥有更强的议价能力和高附加值，因此对上游行业的控制力更强。

表7 绿色采购关键上下游行业

行业名称	上游关联度	行业名称	下游关联度
合成材料制造业	0.4582	肥料制造业	0.1308

汽车零部件及配件制造业	0.3561	文化用品制造业	0.1289
专用化学产品制造业	0.2035	玩具体育娱乐用品制造业	0.1238
电子元器件制造业	0.2000	其他电气机械及器材制造业	0.1036
基础化学原料制造业	0.1589	家用器具制造业	0.0917
橡胶制品业	0.1273	环境资源与公共设施管理业	0.0868
锅炉及原动机制造业	0.1239	日用化学产品制造业	0.0700
其他电气机械及器材制造业	0.1105		

(二) 模型设定

据此验证政府绿色采购政策的产业链传导效应，构造模型如下所示：

$$EnergyIntensity_{it} = \alpha_1 Upstream_i \times Time_t + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \varphi_r + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

需要注意的是，该回归排除了采购名录所属行业的样本，以排除政策的直接影响。 $Upstream_i$ 反映了*i*企业所在行业生产的产品被名录行业使用的情况，若*i*企业属于名录行业的关键上游行业，则定义为1，否则为0；同理可构建关键下游行业分组变量 $Downstream_i$ 与时间分组变量 $Time_t$ 的交互项进行回归。控制变量和固定效应与基准回归的设置相同，核心解释变量的交互项系数用以衡量绿色公共采购对上游和下游关联行业内企业能源效率的影响，如系数显著为负，表明政策能提升对应行业内企业的能源效率。

(三) 平均效应与动态效应

上下游溢出效应结果如表7所示，其中列(1)和(2)分别汇报了前10%关键上游行业(90%-100%分位)受到政策影响的结果，无论是否控制企业与地区因素，系数均显著为负，表明绿色公共采购的向上游传导效应成立，名录内行业通过向上的供应链管理实现了核中间品环节能源效率的优化。列(5)汇报了对应的动态效应结果，除2010年外系数均显著为负。为探索溢出效应的边界，本研究同样识别了前10%到20%的关键上游行业(80%-90%分位)，作为分组变量代入模型，结果见列(2)。需要说明的是，为确保结论准确，此时对照组已剔除了前10%关键上游行业。回归系数为正且不显著，表明名录行业的能效的溢出效应仅在核心上游关联行业中显著存在。同理列(4)汇报了90%-100%分位关键下游行业的回归结果，系数为负但不显著，同样从上下游视角验证了本文观点。

表7 向上下游传导的平均效应与动态效应

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity	Energy intensity
Upstream90-100×Time	-0.0720*** (0.0175)	-0.0618*** (0.0171)			
Upstream80-90×Time			0.0197 (0.0199)		
Downstream90-100×Time				-0.0217 (0.0202)	
Upstream×2006					-0.0508**

					(0.0230)
Upstream× 2007					-0.0555*
					(0.0287)
Upstream× 2008					-0.0787***
					(0.0234)
Upstream× 2009					-0.0960***
					(0.0279)
Upstream× 2010					-0.0399
					(0.0283)
Firm controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	203,244	202,872	183,365	202,872	202,872
R ²	0.881	0.881	0.885	0.881	0.881

(四) 平行趋势

为探究关键上游行业能效的动态变化，绘制了对应的平行趋势检验图。考虑到与基准回归中平行趋势检验图对应，同样选择汇报点估计对应 90% 的置信区间，此时 2001 年系数异于 0。但如果将置信区间扩展至 95% 或 99%，此时 0 与 2001 年系数并不存在显著差异，基本满足平行趋势假设。绿色采购政策实施后，2006 年至 2007 年关键下游行业的能源使用强度呈下降趋势但不显著。2008 年至 2009 年系数显著为负，表明政策的传导与供应链调整存在一定滞后。2010 年系数不再显著，可能的原因是上述行业受到了“十大振兴行业”等其他政策的影响(钱雪松等, 2018)，或是由于上述行业的生产网络，即投入产出关联在 2010 年前后发生较大变动，名录行业与上游行业出现了一定程度脱钩，限于数据原因还有待后续研究进一步验证。

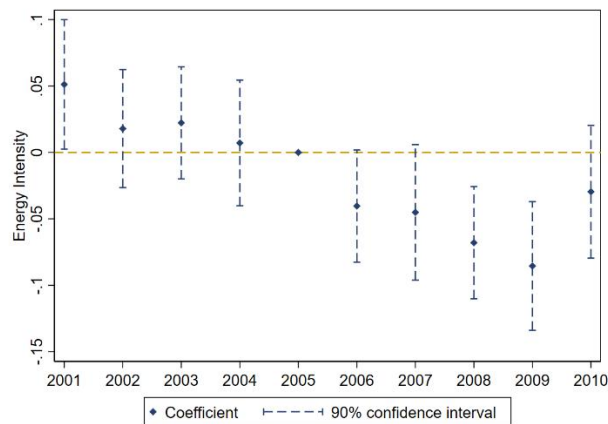


图 4 绿色公共采购向上游传导的平行趋势检验图

(四) 机制分析

既然关键上游行业实现了能效改进，本节进一步探究其作用机制，同样基于生产环节分

别刻画企业的内在机制。前端机制回归结果表 8 所示，前三列可以看到政策前后关键上游行业的煤炭、油消费未发生显著波动，天然气消费仅在 10%水平上显著为负，综合来看政策并没有改变上游关键行业的能源使用结构。列（4）到（6）结果表明行业二氧化硫、废气排放量未有显著变化，但粉尘排放量显著提升。前后对照表明，污染物的排放与能源使用存在着一定对应关系，化石能源燃烧不仅产生温室气体，还是二氧化硫、粉尘等大气主要污染的重要来源。以煤炭为例，每燃烧 1t 的煤炭可生成 0.44t 的二氧化碳、20kg 的二氧化硫以及 15kg 的粉尘，这也是我国大气环境主要污染物二氧化硫和粉尘的主要来源(丛艳辉和王博闻, 2019)。已有研究表明碳交易政策在降低碳排放强度的同时，也能有效实现 PM2.5 与 SO2 的协同减排(张国兴等, 2022)。

表 8 向上游传导的前端和末端机制分析

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ln coal	ln natural gas	ln fuel oil	ln SO2	ln waste gas	ln industrial soot	ln total output
Upstream×Time	0.0075 (0.0141)	-0.1585* (0.0835)	-0.0765 (0.0605)	-0.0222 (0.0223)	0.0073 (0.0185)	0.6883*** (0.2154)	0.0472*** (0.0167)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	204,815	106,786	111,007	182,840	202,858	127,882	204,815
R ²	0.928	0.747	0.837	0.726	0.903	0.915	0.857

但列（7）核心解释变量系数表明，与其他行业相比，关键上游行业的产能显著提升，这意味着上游行业一单位能源投入创造了更多的产出，进而实现了能效改进。对此存在两种竞争性解释：一是关键上游行业面对更高的中间品供给要求，行业间自发调整了投入产出结构，实现了与名录行业的逐渐脱钩，扩展了新的下游其他行业的客户，最终引发了产能的提升。为检验这一假设，需引入 2007 年 135 行业投入产出表重新计算上述 8 个关键上游行业的与名录行业的关联度，具体结果见表 9。逐个行业对照可知，4 个关键上游行业与名录行业的上游关联有所下降，另外 4 个行业关联上升，总体来看行业间投入产出关系未发现实质性变动，故数据无法支持上述观点。

二是由于绿色采购的实施激励名录行业内企业实现全环节的绿色转型，故倒逼关键上游行业提供符合环保标准的附加值更高中间品。以轻型汽车行业为例，纳入绿色采购清单的前提是满足环境标志产品技术要求（详见 HJ / T182-2005），其中规定汽车污染物排放、燃料消耗、设备等均满足对应国标（GB 18352.3-2005、GB 19578-2004）中更高阶段实验中的排放要求或生产要求。为实现产品生产与使用过程的环境友好，要求上游提供脱碳、无害的原

材料，以价值衡量的产出提升也反应出产品质量和附加值的提升(余典范等, 2023)。

表 9 2002 年与 2007 年绿色采购关键上游行业

行业名称	上游关联度 (2002 年)	行业名称	上游关联度 (2007 年)
合成材料制造业	0.4582	合成材料制造业	0.3907
汽车制造业 (名录内)	0.2718	汽车制造业	0.6329
汽车零部件及配件制造业	0.3561	(与配件制造合并)	
专用化学产品制造业	0.2035	专用化学产品制造业	0.1525
电子元器件制造业	0.2000	电子元器件制造业	0.1112
基础化学原料制造业	0.1589	基础化学原料制造业	0.1355
橡胶制品业	0.1273	橡胶制品业	0.2125
锅炉及原动机制造业	0.1239	锅炉及原动机制造业	0.1447
其他电气机械及器材制造业	0.1105	其他电气机械及器材制造业	0.1211
合计	2.0106	合计	1.9011

注：2007 年投入产出表中汽车零部件及配件制造业已与汽车制造业合并，故加总对照。

中端创新机制的检验结果同样佐证了这一观点，表 10 汇报了关键上游行业技术创新的变动情况。列（1）到（3）的结果表明，关键上游行业创新水平的提升主要来源于发明型专利。从定义来看，发明型专利与实用新型或外观设计型专利相比，在创新性上有更高的要求，需要对产品或技术方案具备更重要的独创性。列（4）表明与其他行业相比，关键上游行业的绿色创新水平显著提升，一般而言，绿色发明专利的申请难度较大，对于企业创新投入的要求较高。综合来看，关键上游行业进行的发明式创新和绿色创新被认为是更加实质性的工艺改进与研发活动(黎文靖和郑曼妮, 2016)。

表 10 向上游传导的中端创新机制分析

Outcome variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln patent	ln invention patent	ln utility patent	ln green patent
Upstream×Time	0.0331*** (0.0089)	0.0321*** (0.0068)	0.0002 (0.0054)	0.0065** (0.0026)
Firm controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Region controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	204,815	204,815	204,815	204,815
R ²	0.589	0.552	0.570	0.423

六、研究结论与政策建议

二十大以来，党和国家对实现“双碳”目标提出了更高质量的要求，其中自愿型环境规

制作为重要的政策工具，其落地和实施仍具有较大开发潜力。具体到绿色公共采购，将国有企业纳入这一标准体系预计会进一步扩张绿色采购市场规模，是建立健全绿色低碳循环发展经济体系的关键任务。据此精准量化绿色采购的直接效应和溢出效应，厘清机制，具有重要理论意义和现实意义。

本文基于历年绿色环境标识采购清单与 2001 年到 2010 年工企、环境与创新数据构建 DID 模型，分别考虑了行业内的竞争与信号追赶效应，行业间的产业链传导。前者将基准回归中的实验组（名录行业内企业）分为两部分：一是名录行业内纳入绿色采购清单的企业，二是名录行业内的非名录企业，据此均以非名录行业内企业作为对照组进行分组回归。实证表明政策并没有改善名录企业的能效，但显著提升了同行业非名录企业的能源效率。机制检验表明，政策一方面促进了名录企业发明专利、实用新型专利等全局层面的实质性创新，另一方面绿色公共采购促进了非名录企业绿色专利提升、污染排放量的下降，这反映出两类企业面对需求端规制时差异化的运营策略。后者基于 2002 年投入产出表识别名录行业前 10%、前 10%到 20%的关键上下游行业，实证表明，政策显著促进了前 10%关键上游行业的能效改进。机制检验表明，政策促进了上游行业产出和绿色创新水平的提升。综合来看，名录行业通过需求拉动，引发上游关键行业的实质性创新，从而实现了能效的改进。

据此本文提出如下三点建议：一是稳步推进绿色公共采购工作，健全绿色采购法律法规。实证表明绿色公共采购能显著降低名录行业的能源使用强度，在企业生产全流程中均能助力其绿色转型，是充分发挥市场化、多元化投入的合力，推动有为政府和有效市场从需求端实现“双碳”目标的重要政策工具。然而从现有法律法规体系来看，绿色采购相关政策碎片化严重，部分与政府绿色采购相关政策仅提供原则性指导意见，执行力度与法律相差较远(姜爱华和张鑫娜, 2020)。需要更充实的顶层设计细化采购与招标环节、夯实采购人主体责任，依法强化对绿色公共采购的监督管理。

二是强化采购项目多部门协作，充分考虑政策引发的溢出效应，实现全产业链的绿色零碳目标。实证表明绿色公共采购这一需求端规制工具能有效带动关键上游行业的能效改进，绿色采购在重视产品使用过程中节水节电的同时，应充分考虑其在生产全环节的可持续生产。这对采购主体的信息甄别与主动性提出了更高的要求，需打通各部门数据互联互通，精准识别企业经营情况、生产网络与 ESG 实践情况，最大程度拉动能源转型进程。

三是优化绿色采购流程，强化采购人主体责任与激励机制。自绿色清单颁布以来，已从第 1 期的 856 个产品型号发展到现在的 100 万个(董旭辉, 2021)。清单的扩展一方面反映出我国对绿色公共采购需求的增涨，满足绿色采购要求的企业指数级增加，但也对其识别与动态调整提出了新的要求。实证表明政策对已纳入采购清单的企业能效激励有限，一个可能的原因是，绿色环境标识产品的识别已落后于当前绿色发展进程。绿色环境标识作为一引领性标准，其调整与革新需充分与龙头企业、行业协会、新兴企业密切沟通与协作。此外需明确采购权责机制，避免采购人因害怕担责机械式服从指令，调动采购主体自主性，将绿色采购执行情况列入部门预算管理绩效考评体系。

主要参考文献：

- [1] 步晓宁, 赵丽华. 自愿性环境规制与企业污染排放——基于政府节能采购政策的实证检验[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 49-63.
- [2] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, 55(12): 98-114.

- [3] 陈文娟,王寒. 政府采购中的绿色政策目标[J]. 中国政府采购, 2006(10): 50-56.
- [4] 陈钊,陈乔伊. 中国企业能源利用效率: 异质性、影响因素及政策含义[J]. 中国工业经济, 2019(12): 78-95.
- [5] 丛艳辉,王博闻. 基于大气污染的煤炭消费总量控制研究[J]. 环境与发展, 2019, 31(10): 59-60.
- [6] 董旭辉. 近 10 年我国政府采购环境标志产品规模达 1.3 万亿元[J]. 招标采购管理, 2021(12): 9.
- [7] 高旭,吴昕, Hannon E, 廖绪昌. 从电动化到供应链, 中国车企脱碳的必由之路[J]. 汽车与配件, 2021(21): 57-59.
- [8] 江飞涛,李晓萍. 直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷[J]. 中国工业经济, 2010(9): 26-36.
- [9] 姜爱华,张鑫娜. 强化采购人主体责任, 加快建立现代财政制度[J]. 中国招标, 2020(8): 36-38.
- [10] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [11] 林毅夫,巫和懋,邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 中国经济学, 2010(0): 354-387.
- [12] 刘志彪,孔令池. 从分割走向整合: 推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J]. 中国工业经济, 2021(08): 20-36.
- [13] 聂辉华,蒋敏杰. 政企合谋与矿难:来自中国省级面板数据的证据[J]. 经济研究, 2011, 46(6): 146-156.
- [14] 潘翻番,徐建华,薛澜. 自愿型环境规制:研究进展及未来展望[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(1): 74-82.
- [15] 钱雪松,康瑾,唐英伦,曹夏平. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [16] 王岭,刘相锋,熊艳. 中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2019(10): 5-22.
- [17] 余典范,蒋耀辉,张昭文. 中国碳排放权交易试点政策的创新溢出效应——基于生产网络的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(3): 28-49.
- [18] 张国兴,樊萌萌,马睿琨,林伟纯. 碳交易政策的协同减排效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(03): 1-10.
- [19] 诸竹君,黄先海,王毅. 外资进入与中国式创新双低困境破解[J]. 经济研究, 2020, 55(5): 99-115.
- [20] Acemoglu D., U. Akcigit, and W. Kerr. Networks and the macroeconomy: An empirical exploration[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30(1): 273-335.
- [21] Acemoglu D., and P. D. Azar. Endogenous Production Networks[J]. Econometrica, 2020, 88(1): 33-82.
- [22] Acemoglu D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi. The network origins of aggregate fluctuations[J]. Econometrica, 2012, 80(5): 1977-2016.
- [23] Alhola K., S. O. Ryding, H. Salmenperä, and N. J. Busch. Exploiting the Potential of Public Procurement: Opportunities for Circular Economy[J]. Journal of Industrial Ecology, 2019, 23(1): 96-109.
- [24] Bleda M., and J. Chicot. The role of public procurement in the formation of markets for innovation[J]. Journal of Business Research, 2020, 107: 186-196.
- [25] Bolton P. Protecting the environment through public procurement: The case of South Africa[J]. Natural Resources Forum, 2008, 32(1): 1-10.
- [26] Chen Z., M. E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 88(2): 468-485.
- [27] Cheng W., A. Appolloni, A. D'Amato, and Q. Zhu. Green Public Procurement, missing concepts and future trends – A critical review[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 176: 770-784.
- [28] Chicot J., and M. Matt. Public procurement of innovation: a review of rationales, designs, and contributions to grand challenges[J]. Science and Public Policy, 2018, 45(4): 480-492.
- [29] Ferman B. Inference in Differences-in-Differences: How Much Should We Trust in Independent Clusters?[J]. MPRA Paper, 2019.
- [30] Geng Y., and B. Doberstein. Greening government procurement in developing countries: Building capacity in China[J]. Journal of Environmental Management, 2008, 88(4): 932-938.

- [31] Greenstone M. The impacts of environmental regulations on industrial activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures[J]. *Journal of Political Economy*, 2002, 110(6): 1175–1219.
- [32] He G., S. Wang, and B. Zhang. Watering Down Environmental Regulation in China[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(4): 2135–2185.
- [33] Hsieh C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [34] Javorcik B. S. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? in search of spillovers through backward linkages[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(3): 605–627.
- [35] Lindström H., S. Lundberg, and P. O. Marklund. How Green Public Procurement can drive conversion of farmland: An empirical analysis of an organic food policy[J]. *Ecological Economics*, 2020, 172.
- [36] Liu E. Industrial policies in production networks[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4): 1883–1948.
- [37] Lundberg S., P. O. Marklund, and E. Strömbäck. Is Environmental Policy by Public Procurement Effective?[J]. *Public Finance Review*, 2016, 44(4): 478–499.
- [38] Lyubich E., J. Shapiro, and R. Walker. Regulating Mismeasured Pollution: Implications of Firm Heterogeneity for Environmental Policy[J]. *AEA Papers and Proceedings*, 2018, 108: 136–142.
- [39] Michelsen O., and L. de Boer. Green procurement in Norway: a survey of practices at the municipal and county level[J]. *Journal of Environmental Management*, 2009, 91(1): 160–167.
- [40] Miller F. A., and P. Lehoux. The innovation impacts of public procurement offices: The case of healthcare procurement[J]. *Research Policy*, 2020, 49(7).
- [41] Nikolaou I. E., and C. Loizou. The Green Public Procurement in the midst of the economic crisis: is it a suitable policy tool?[J]. *Journal of Integrative Environmental Sciences*, 2015, 12(1): 49–66.
- [42] Pihlajamaa M., and M. Merisalo. Organizing innovation contests for public procurement of innovation—a case study of smart city hackathons in Tampere, Finland[J]. *European Planning Studies*, 2021, 29(10): 1906–1924.
- [43] Plaček M., V. Valentinov, C. del Campo, G. Vaceková, F. Ochrana, and M. Šumpíková. Stewardship and administrative capacity in green public procurement in the Czech Republic: evidence from a large-N survey[J]. *Environmental Sciences Europe*, 2021, 33(1).
- [44] Simcoe T., and M. W. Toffel. Government green procurement spillovers: Evidence from municipal building policies in California[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(3): 411–434.
- [45] Sönnichsen S. D., and J. Clement. Review of green and sustainable public procurement: Towards circular public procurement[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 245.
- [46] Zacchia P. Knowledge Spillovers through Networks of Scientists[J]. *Review of Economic Studies*, 2020, 87(4): 1989–2018.
- [47] Zhang Y., J. Li, and W. Tao. Does energy efficiency affect appliance prices? Empirical analysis of air conditioners in China based on propensity score matching[J]. *Energy Economics*, 2021, 101.
- [48] Zhang Z., and Y. Jiang. Can green public procurement change energy efficiency? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *Energy Economics*, 2022, 113: 106244.
- [49] Zhang Z., and D. Yu. Unintended consequences of heavy air pollution control: efficiency losses, resource misallocation, and firm innovation in China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022.
- [50] Zhu Q., J. Sarkis, and Y. Geng. Green supply chain management in China: Pressures, practices and performance[J]. *International Journal of Operations and Production Management*, 2005, 25(5): 449–468.

Asymmetric Energy Efficiency Improvement with Voluntary Environmental Regulation: Signaling, Catching Up and Technology-Biased Innovation

Zhang Zhaowen¹, Gan Chunhui², Jiang Yaohui¹

(1. College of Business, Shanghai University of Finance and Economics, 200433, China;

2. Institute of Applied Economics, Shanghai Academy of Social Sciences, 200020, China)

Summary: Since the Twentieth Congress, the Party and the State have put forward higher-quality requirements for achieving the goal of "carbon peaking and carbon neutrality", in which voluntary environmental regulation, as an important policy tool, still has greater potential for development and implementation. Specifically for green public procurement, the inclusion of state-owned enterprises in this standard system is expected to further expand the scale of the green procurement market, which is a key task in establishing a sound economic system for green, low-carbon and recycling development.

This paper constructs a DID model based on the green environmental labelling procurement list of past years and the database of industrial enterprises, environment and innovation from 2001 to 2010. The intra-industry competition and signal catch-up effect, and the inter-industry industry chain transmission are considered respectively. The empirical evidence shows that the policy does not improve the energy efficiency of listed firms, but significantly improves the energy efficiency of non-listed firms in the same industry. Mechanism tests show that the policy promotes substantive innovations such as invention patents and utility model patents of listed firms. At the same time, green public procurement promotes the improvement of green patents and the reduction of pollution emissions by non-listed firms. This reflects the differentiated operational strategies of the two types of firms in the face of demand-side regulation.

In the identification of spillover effects, the study identifies key upstream and downstream industries in the top 10 per cent, top 10 per cent to 20 per cent of the listed industries based on the 2002 input-output table. Empirical evidence shows that the policy significantly contributes to energy efficiency improvements in the top 10 per cent of key upstream industries. Mechanism tests show that the policy promotes upstream industry output and green innovation levels. Taken together, the listed industries have achieved energy efficiency improvements through demand pull, triggering substantial innovation in key upstream industries.

Accordingly, this paper puts forward three suggestions: First, steadily promote green public procurement work and improve green procurement laws and regulations. The second is to strengthen multi-sectoral collaboration in procurement projects, fully consider the spillover effects triggered by the policy, and realise the green zero-carbon goal of the whole industry chain. Third, optimise the green procurement process and strengthen the main responsibility and incentive mechanism of purchasers.

Key words: voluntary environmental regulation; energy efficiency; green public procurement