

环境管制、税收贡献与企业能源效率

——以“万家企业”政策为例

摘要：作为世界上最大的碳排放国家，我国在承诺碳达峰与碳中和之前，就已陆续实施了许多环境管制政策以实现节能减排，其中一项重要政策便是在2011年12月公布的，由发改委等十二个部门联合印发的《万家企业节能低碳行动实施方案》（简称“万家企业”政策）。本文使用2007-2015年全国企业税收调查数据，利用“万家企业”政策提供的外生制度断点进行了断点回归设计。研究发现：（1）环境管制政策在整体上提高了企业的能源效率；（2）企业税收贡献与其单位产值节能目标之间存在显著的负相关关系；（3）在控制其他条件相同的情况下，税收贡献大的企业在受到环境管制后，其能源效率的提升幅度相比税收贡献小的企业小。本文的研究结果，揭示了企业税收贡献这一财政激励在环境属地管理体制中的重要影响，为我国环境管理体制未来的改革方向提供了新的论据。

关键词：环境管制、税收贡献、企业能源效率、断点回归设计

一、引言

2020年9月，国家主席习近平在第七十五届联合国大会一般性辩论上宣布：中国将提高国家自主贡献力度，使国内二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值，在2060年前实现碳中和。到了2021年，这一“碳达峰”与“碳中和”的目标更是被写进了我国的“十四五”规划《纲要》中，成为我国“十四五”时期必须着手推进的一项重点工作。由此可见我国在节能减排、保护环境方面的坚定决心。面对“碳达峰”与“碳中和”的雄伟目标，我国一直以来展现的应对全球气候变化的行动之实，以及共建美丽地球的意愿之诚，已为我国做出这一承诺提供了充足的底气。作为世界上最大的碳排放国家，我国在承诺“碳达峰”与“碳中和”之前，就已陆续实施了许多环境管制政策以实现节能减排，与此同时，我国的经济发展也创造了举世瞩目的成就。那么我国过去是如何兼顾环境管制的有效性和经济社会发展的呢？回答这一问题，对我国未来进一步实现经济高质量发展具有重要意义。2011年12月公布的《万家企业节能低碳行动实施方案》（发改环资[2011]2873号，简称“万家企业”政策）就为回答上述问题提供了很好的自然实验。

“万家企业”政策是由国家发展和改革委员会、财政部、交通运输部等十二个部门

联合印发的一项节能减排政策，是贯彻落实“十二五”规划《纲要》和《“十二五”节能减排综合性工作方案》（国发[2011]26号）的重要政策文件。该政策以“2010年综合能源消费量达到1万吨标准煤以上”为主要标准，在全国范围内选出16078个单位进行重点节能监控，并分别为其规定了节能目标，这些单位被称为“万家企业”。据统计，所有“万家企业”在2010年的能源消费总量约占当年全国总量的60%以上。“万家企业”政策的执行遵循“统筹协调，属地管理”原则，即省级及以下地方政府在政策实施前负责将政策节能总目标分解至所辖“万家企业”，并在政策实施后负责督促企业完成节能目标。所有企业的节能目标汇总之后便是“万家企业”政策的节能总目标：在“十二五”期间内实现需节约能源共2.5亿吨标准煤。而我国在“十二五”期间的节能总目标是，实现节约能源共6.7亿吨标准煤。由此可见，做好“万家企业”的节能管理工作，是实现我国“十二五”期间节能减排目标、促进我国节能减排事业发展的重要支撑和保证。

“万家企业”政策执行的基本原则之一为“统筹协调，属地管理”，具体为“国家发展改革委负责统筹协调，会同有关部门指导、监督各省、自治区、直辖市开展万家企业节能低碳行动；各省、自治区、直辖市节能主管部门负责组织指导和统筹推进本地区万家企业节能低碳行动，做好监督实施及考核工作。”由此可知，这一环境属地管理的模式，使得省级以下地方政府成为了企业实施节能的直接监督者。然而，当严格的环境管制降低了企业产出效益时，地方政府为了保证本地税收的稳定性，在属地管理的模式下，环境管制的有效性将会受到地方政府经济决策的影响。由于地方政府的收支规模对纳税大户企业所贡献税收的波动极为敏感，为稳定地方财政收入，并保证地方公共服务的正常提供，地方政府将尽最大努力保障本地纳税大户企业的正常发展与运营，避免其受到不利的政策冲击。因此，环境管制政策将很难完全作用于纳税大户企业上（席鹏辉，2017）。而从企业的角度看，企业为了保证自身的经营发展，也有动机规避环境管制措施，因此企业对地方政府的税收贡献就成为了企业面对地方政府环境管制时重要的议价筹码，税收贡献越大的企业，其环保议价能力越强。

由于“万家企业”政策在颁布的同时就已公布了各“万家企业”在整个政策期间内的节能目标，并明确指出企业名单及其节能目标都固定不变，所以地方政府在政策实施后的职责主要是督促所辖“万家企业”完成节能目标，并接受上级政府的节能目标完成度考核，因此地方政府的差异化管制和纳税大户企业的环保议价能力很难在政策实施后发挥作用。而在政策正式颁布前地方政府确定各企业节能目标的阶段，纳税大户企业便可凭借其强大的议价能力，使得地方政府为其规定较小的节能目标。另一方面，地方政府为了保证本地区节能总目标的实现，则可能为税收贡献较小的“万家企业”规定较大

的节能目标，其中一些企业为了完成节能目标，甚至可能无法继续经营而关停，地方政府便能够更快速、直接地实现本地区的节能目标。进而地方政府可以在保证税收收入稳定的情况下完成节能目标，实现“双赢”。若这一逻辑链条成立，则企业的税收贡献与其节能目标之间的关系将会呈现负相关关系，并且在“万家企业”政策实施后，税收贡献大的企业能源效率提升幅度将较小，而税收贡献相对小的企业能源效率提升幅度将较大。其中，企业能源效率定义为企业总产值与综合能源消费量的比值，用于衡量环境管制政策的实施效果。

为了检验以上猜想，本文以“万家企业”政策为例，利用企业层面的数据，探究环境管制政策对税收贡献不同的企业能源效率的影响。这一研究为环境管制领域的相关研究提供了税收贡献这一新的切入视角，揭示了地方政府的税收偏好和企业议价能力对环境管制政策有效性的影响，也为我国制定和完善环境管制政策、高质量实现“双碳”目标提供了重要参考，因此具有重要的理论意义与现实意义。

在理论意义上，本文为环境管制领域的相关研究提供了税收贡献这一新的切入视角，揭示了地方政府的税收偏好和企业议价能力对环境管制政策有效性的影响。传统环境联邦主义指出，环境管制政策的实施应主要由基层地方政府负责(Oates and Schwab, 1988)。然而地方政府在进行环境管制相关决策时，还需考虑到本地区经济发展与财政收支状况，因此企业的税收贡献是政府需要考虑的一个重要激励。但在现有的环境管制研究中，文献多探讨政治激励对地方政府环境管制行为的影响，企业税收贡献这一角度并没有获得应有的关注。同时，从企业角度看，企业税收贡献所代表的政策议价能力也为多数文献所忽视。因此，本文的研究补充了现有成果。

在现实意义上，本文的研究为我国制定和完善环境管制政策、高质量实现“双碳”目标提供了重要参考。基于我国的特殊国情和制度背景，我国的环境管理体制主要分为环境属地管理和垂直管理两种类型。与现实情况一致，本文的研究结论将印证，在环境属地管理制度下，地方政府为了保护本地企业发展会进行差异化的环境管制，从而在一定程度上制约了环境管制的政策效应。而这一结论成为了推行实施环境垂直管理体制的重要论据，为我国未来环境治理体制改革提供了重要的参考。

二、制度背景

（一）环境属地管理体制和垂直管理体制

长期以来，我国多数政府职能部门实行的行政管理体制是“属地管理”体制，其基本特征是“条块结合，以块为主，分级管理”。其中，“条”指的是中央部委单位及其领

导的垂直管理系统，而“块”指的是各层级地方政府及其领导的职能部门系统。“条块结合”即表示地方政府的职能部门既受所属地方政府管辖，又听从上级职能主管部门领导。

“以块为主，分级管理”体现为职能部门的人事调动、财政资金以及物资配套这些关键要素都由地方政府具体安排，而上级职能主管部门主要负责具体“事权”安排。在这一管理体制下，若中央和地方的政策目标出现冲突，地方职能部门将更倾向于执行地方政府的指令（尹振东，2011）。

我国的环境属地管理体制，始于 1973 年正式将环境保护建设列入预算内基建投资计划。自此，环保部门作为地方政府的下属职能部门，单位的“人、财、物”皆归属于地方政府掌管。然而在这种“以块为主”的环境管理体制下，地方政府为了保证本地经济发展，不仅轻视环境保护的重要性，甚至对环保部门的环境监测和监察执法进行多方面阻碍和干预，严重影响了地方的环保治理成效（赵琳等，2019）。

实行环境垂直管理体制是破解属地管理体制“条块”矛盾的重要改革措施。因此，进入 21 世纪以来，随着因地方环保治理不力而导致环境的逐渐恶化，呼吁实行环境垂直管理体制的声音日益增多。垂直管理体制是指地方职能部门的事权和“人、财、物”权都归属于中央部委单位或省级职能部门安排，地方职能部门不再由地方政府管理。因此，在垂直管理体制下，地方职能部门的独立性大大增强，进而实施垂直管理体制被普遍认为是摆脱地方政府干预的有效措施。

在环境治理领域实施垂直管理体制，地方环保部门的独立性显著增加，能够有效破解属地管理下的困境。因此在 2016 年 9 月，中共中央办公厅和国务院办公厅印发了《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》（以下简称《意见》），提出要“建立健全条块结合、各司其职、权责明确、保障有力、权威高效的地方环境保护管理体制”。《意见》针对存在于地方环境管理体制的诸多问题采取了一系列改革举措，推进长期以来存在的以“块”为主的属地管理体制，逐步向以“条”为主、强化省以下监测监察执法的垂直管理体制转变。

（二）万家企业节能低碳行动实施方案

2011 年 12 月 7 日，中国国家发展和改革委员会、财政部、交通运输部等十二个部门联合印发了《万家企业节能低碳行动实施方案》（简称为“万家企业”政策，发改环资[2011]2873 号）。该政策以“2010 年综合能源消费量达到 1 万吨标准煤以上”为主要标准，在全国范围内选出 16078 个单位进行重点节能监控，并分别为其规定了节能目标，这些单位被称为“万家企业”。据统计，所有“万家企业”在 2010 年的能源消费总量约占当年全国总量的 60%以上。“万家企业”政策的执行遵循“统筹协调，属地管理”原则，即省级及

以下地方政府在政策实施前负责将政策节能总目标分解至所辖“万家企业”，并在政策实施后负责督促企业完成节能目标。所有企业的节能目标汇总之后便是“万家企业”政策的节能总目标：在“十二五”期间内实现节约能源共 2.5 亿吨标准煤。而我国在“十二五”期间的节能总目标是，实现节约能源共 6.7 亿吨标准煤，并且要求与“十一五”时期相比，单位国内生产总值能耗需降低 16%、单位国内生产总值二氧化碳排放需降低 17%。由此可见，做好“万家企业”的节能管理工作，是实现我国“十二五”期间节能减排目标、促进我国节能减排事业发展的重要支撑和保证。

具体来看，纳入“万家企业”名单的企业类型共有 5 种，分别是工业企业、交通运输企业、宾馆饭店企业、商贸企业，以及学校。表 1 展示了“万家企业”的具体入选规则，以及各类企业的具体数量。由表 1 可知，企业入选“万家企业”名单的主要规则是“2010 年综合能源消费量在 10000 吨标准煤及以上”，除此之外，还对车辆数及货物吞吐量（交通运输企业）、营业面积（宾馆饭店企业、商贸企业）、在校生人数（学校）等条件作了要求。

对多数企业而言，如果该企业 2010 年的综合能源消费量大于等于 10000 吨标准煤，则该企业有很大的概率将入选“万家企业”名单，进而必须在“十二五”期间完成其分配到的节能目标，并受到国家有关部门的能源监控。反之，若该企业 2010 年的综合能源消费量小于 1 万吨标准煤，则其入选“万家企业”的可能性很小，进而不会受到“万家企业”政策的管制，也没有需要强制完成的节能目标。

表 1 “万家企业”入选标准

类型	工业企业	交通运输企业	宾馆饭店	商贸企业	学校
入选企业数量	14641	546	103	234	554
入选标准	1. 2010 年综合能源消费量 ≥10000 吨	1. 2010 年综合能源消费量 ≥10000 吨； 2. 拥有 600 辆及以上车辆的客运、货运企业； 3. 货物吞吐量 5 千万吨以上的沿海、内河港口企业；	1. 2010 年综合能源消费量 ≥5000 吨； 2. 营业面积 8 万平方米及以上的宾馆饭店	1. 2010 年综合能源消费量 ≥5000 吨； 2. 营业面积 5 万平方米及以上的商贸企业	1. 2010 年综合能源消费量 ≥5000 吨； 2. 在校生人数 1 万人及以上的学校

来源：作者根据《关于印发万家企业节能低碳行动方案的通知（附件一）》整理得出。

表 2 各年“万家企业”节能目标责任考核结果

	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
“万家企业”累计实现的节能总量（标准煤）	1.7 亿吨	2.49 亿吨	3.09 亿吨	无资料
占“万家企业”政策节能总目标的比例	69%	97.72%	121.13%	无资料

来源：作者整理自 2012、2013、2014 年《万家企业节能目标责任考核结果》¹。

根据国家发展和改革委员会对“万家企业”政策完成情况的后续评估可知（见表 2），绝大多数“万家企业”在政策期间都完成了本单位的节能目标，并在 2014 年就已超额完成了政策规定的总目标，政策的总体实施效果优良，为完成我国“十二五”节能减排目标做出了重要贡献。

三、文献综述

（一）地方政府环境监管责任研究

传统的环境联邦主义认为，由于地方政府对本地环境的实际情况更为了解，所以与环境保护相关的决策应主要由基层地方政府负责（Oates and Schwab, 1988）。然而随着时代发展以及部分国家的国情特殊性，传统的环境联邦主义观点受到了挑战，因此环境保护责任的归属问题仍然是现有环境联邦主义文献关注的焦点（李伯涛等，2009）。在我国的背景下，环境治理责任的归属问题主要是探讨应采取分权式的属地管理还是集权式的垂直管理模式。祁毓等（2014）从四个维度测算了环境的分权程度，发现分权程度越高，地区环境污染越严重。张华等（2017）发现环境分权显著提高了地区碳排放水平，从而建议实行环境垂直管理改革以优化环境治理格局。

“万家企业”政策实行的是环境属地管理模式。尽管从政策制定角度看，中央政府拥有很高的权威，但在属地管理模式下，环境管制工作主要是由地方政府直接执行的，从而地方政府在环境管制上具有一定的自由裁量空间（Lo, 2015）。因此地方政府作为监督企业节能行为的执行者，它的行为选择将直接影响环境管制政策的执行效果。在这种属地管理的模式下，中央和地方之间实际上存在着多目标的委托代理关系（钱颖一等，

¹ 详见《中华人民共和国国家发展和改革委员会公告 2013 年第 44 号》、《中华人民共和国国家发展和改革委员会公告 2014 年第 20 号》、《中华人民共和国国家发展和改革委员会公告 2015 年第 34 号》。

1993), 地方政府面临着经济发展、环境保护等多重目标。而在我国以经济增长为主的官员考核和晋升体制下, 地方政府出于扩大税源、提升财政收入以及政治前途的考虑, 通常不愿以牺牲经济增长为代价实施环境保护政策。所以当中央政府决定进行环境管制时, 地方政府执行政策的意愿和能力可能不足, 进而使得环境管制政策不能得到有效贯彻 (Ackerman and Stewart, 1985; Tong, 2007)。

目前已有不少研究具体分析了引发地方政府环境监管困境的原因, 包括晋升激励 (Jia, 2017; Chen et al., 2018)、政治周期 (郑石明, 2016)、地方政府官员行为偏好 (韩超等, 2016)、环保体制以及法治环境 (梁平汉和高楠, 2014) 等。而为了破解这一困境, 保障地方政府能切实履行环境监管职能, 中央政府通常采取的措施包括: 建立环保目标责任制, 将环境绩效指标纳入地方政府官员的政绩考核范围 (Li et al., 2016; Chen et al., 2018), 实施环境保护督察并进行环保垂直管理体制改革 (Zhang et al., 2018; 赵琳等, 2019), 进行环保约谈 (石庆玲等, 2017), 以及强化环境保护的法治建设 (范子英和赵仁杰, 2019) 等。

影响地方政府环境治理力度的另一个重要因素是财政激励。只有在有力的财政激励下, 地方政府才有动力维护市场秩序, 实现本地区的经济社会发展 (Jin et al., 2005)。因此在环境管制可能冲击地区经济时, 财政激励将是地方政府需要着重考虑的因素。目前文献主要从财政的分权和集权角度, 分析财政激励在地方政府环境治理中的作用。一部分学者认为, 财政分权会导致环境恶化, 如张克中等 (2011) 发现, 中国的财政分权与碳排放之间存在正相关关系, 即财政分权度的提高降低了地方政府在碳排放管制方面的努力, 从而使得地区碳排放量提高。刘建民等 (2015) 则发现, 财政分权会加剧地区环境污染。在财政集权方面, 部分学者也发现了由此带来的环境治理困境。陶然等 (2009) 认为, 无论是经济发达还是资源禀赋较差的地区, 在分税制改革后普遍面临着财政集权改革带来的财政压力, 所以地方政府只能通过低价的生产要素和宽松的环境管制促进地区经济发展, 而这种高污染、高能耗的发展模式却严重破坏了生态环境。席鹏辉等 (2017) 则进一步证明, 在财政集权下, 税权上移带来的财政压力增加会导致地方政府放松环境管制, 进而地区工业污染加剧。因此面对财政压力, 放松环境管制成为了地方政府保证本地经济增长、工业企业发展的重要手段 (谢贞发等, 2017)。

由上述分析可知, 地方政府在环境属地管理体制下, 具有干预环境管制的动机和空间, 并且财政激励是影响其管制力度的重要因素。考虑到企业税收贡献是地方政府财政激励的重要组成部分, 因此环境管制具体落实到不同企业时, 其管制力度将受到企业税收贡献的影响而存在差异 (席鹏辉, 2017; 鲁建坤等, 2021)。

（二）企业税收贡献与议价能力研究

在财政激励下，地方政府普遍具有保护本地税源的动机。Bai et al. (2019) 发现，税收竞争、税源保护等因素会显著影响中国各地的环境质量。因此，当环境管制权下放到各级地方政府时，地方政府可能受限于财政激励而保护纳税大户企业，从而难以实现全面的环境管制职能，制约了环境管制的政策效应，甚至影响其有效性。由于纳税大户企业为地方政府提供了主要的税收收入，因此在地方政府受到财政激励的背景下，纳税大户企业拥有了在环境保护等社会治理过程中较强的议价能力 (Lorentzen et al., 2014; 席鹏辉, 2017)。

议价能力 (Bargaining Power) 一般是指在交易或谈判中拥有强势的有利条件，主要用于薪酬谈判、关税谈判和寡头竞争等情形 (Schelling, 1956)。当某一方在谈判或交易中表现出更加强势或者左右格局的情形时，可以认为该方拥有更强的议价能力。对于议价能力，已有文献主要探讨了议价能力的影响因素及其产生的经济效应。Rutten et al. (2017) 探讨了东南亚地区小农户在大规模土地交易中的议价能力，发现小农户可以利用土地交易中各利益集团相互依存关系的弱点，如政客对其农村选民的依赖、投资者对土地和特定小农户劳动力的依赖等，增强自身的议价能力，以争取更有利的交易条件；Ha et al. (2021) 对越南中小企业的研究发现，企业的规模大小和法律地位 (正式或非正式注册) 将影响企业在贿赂政府时的议价能力，规模大且正式注册的企业可以从行贿中获得更多的利益；谢申祥等 (2019) 以中国微观企业数据为样本，发现稳定的贸易政策可以提升劳动者的工资议价能力，进而提升劳动者的工资；可以看到，依赖程度、信息掌握程度、政策稳定性等因素都会直接影响议价能力。

另一部分文献则讨论了谈判双方议价能力的变化对社会经济产生的影响。Guschanski (2021) 对 OECD 国家制造业和服务业工人议价能力的研究发现，全球化下的离岸外包使得工人的议价能力下降，进而导致了工人工资份额的下降；童锦治等 (2015) 研究发现，不论是供应商还是经销商，议价能力越低，企业的名义流转税税负在“营改增”后上升幅度都会越大。同时，议价能力变化所形成的外部性效应也受到了一些学者的关注。如 Angrist (2002) 发现男女性别比的上升提高了美国婚姻市场中女性的议价能力，这不仅促进了女性结婚的概率，还减少了劳动市场中女性占比；Gilligan et al. (2020) 在乌干达的背景下，研究了家庭内部的妇女议价能力对健康作物种植技术推广的影响，发现妇女议价能力的提高有助于该技术推广，为农业营养干预政策的设计和 implementation 提供了新的视角。

对于企业面对地方政府环境管制时的议价能力，税收贡献显然是一个重要的影响因

素。席鹏辉（2017）的研究发现，纳税大户企业在地方环境治理中拥有着强大的议价能力，能够一定程度地豁免于环境管制，所以当地区污染密集型企业中纳税大户占比越大时，地区污染增长越快；李鹏升和陈艳莹（2019）、Li and Chen（2019）指出，污染企业的工业产值越高、纳税总额越大、职工人数越多时，其对地方经济和官员政绩考核的贡献也越大，因而在地方政府实行环境管制时拥有越高的议价能力，使其免于严格的环境管制，进而降低了环境管制的动态绿色全要素生产率效应。

（三）环境管制下的企业行为研究

企业为了实现环境管制政策的节能减排目标，可能采取的措施包括调整生产规模、投资规模、雇员人数等，以及改变生产效率等，且在短期和长期的行为模式也有所不同。

新古典经济理论的“遵循成本假说”指出，实施环境管制政策会增加企业的成本，影响企业的利润水平，使得企业的经营绩效受到负面影响（Walter，1982）。诸多实证研究证明了这一假说。Gray and Shadbegian（1998）使用美国造纸厂的普查数据，发现环境管制政策使得在减排方面投资较高的工厂在生产资本上的支出显著减少，即环境投资“挤出”了工厂的生产性投资，并且这些企业还将一部分投资转移给了减排要求较为宽松的工厂。Greenstone（2002）研究了美国1970年《清洁空气法案》修正案对企业和地区经济发展的影响，结果发现，污染密集型企业所在地区的就业、资本存量和总产出都受到了严重的负面冲击。Kahn and Mansur（2013）则发现企业更倾向于将工厂设在电价较低、环境管制较宽松的地区，以规避环境管制给企业发展带来的负面影响。对于市场化的环境管制，Zhang and Wang（2021）的研究发现，碳排放权交易政策也会使得受影响企业的投资规模显著减少，企业发展受阻。

然而，环境管制对企业的影响并不一定是负面的。波特假说（Porter，1991；Porter and Van der Linde，1995）认为，合理、适度的环境管制政策能够激发企业进行技术改进与创新，从而抵消企业生产成本的增加，并可以引发创新技术的扩散效应和产业结构的转型升级，实现减少环境污染与促进经济发展的双赢局面。实证研究发现，严格的环境管制政策可以对企业创新活动产生积极影响。Galloway and Johnson（2016）通过研究针对电力行业的环境规制政策，发现政策实施有助于行业内部的知识溢出，促进其他企业的技术创新，提高企业的生产效率。韩超等（2020）发现，企业在环境管制节能目标的约束下，虽然企业进行了减产，但企业的能源效率得到了提升。万攀兵等（2021）发现环境技术标准可以实现污染排放强度降低和生产率提升的“双赢”，从而有助于推动制造业企业绿色转型。在就业方面，Li et al.（2021）发现，命令控制型的环境管制政策能显著促进就业，且政策强度每增加1%，净就业增长率就增加8.04%。

面对环境管制时，对于企业在短期和长期的权衡，Huang et al. (2021) 的研究指出，在短期内，环境管制政策将促使企业减少生产规模（如关闭生产线）以实现节能目标。而在长期，企业将增加绿色创新，提高能源效率，以实现节能目标。Zhang et al. (2020) 利用中国企业和地区层面的数据证明，在实施区域节能政策的情况下，企业倾向于在短期内缩小企业规模、减少研发投入，而倾向于在长期内进行探索性创新。此外，在长期的情况下，环境管制政策还增加了低生产率企业的退出概率，降低了污染密集型企业的进入概率，在一定程度上也实现了产业结构的优化 (Du and Li, 2019; Yang et al., 2021)。

反映环境管制政策有效性最直接的指标，就是企业的能源效率，即企业的总产值除以企业的能源消耗量。能源效率被称为世界“第一燃料”，是实现经济增长和能源消费脱钩的最关键因素 (IEA, 2020)。提升能源效率可以实现多重效益，例如减少能源消耗、节约能源成本、减少排放和污染，以及加强保障能源安全 (Zhang et al., 2019)。依据上述分析可知，环境管制在使企业实现节能的同时，很可能使得企业总产值下降，进而使得企业的能源效率发生变化。但对于能源效率的具体增减，则取决于能源消耗量和总产值的相对变化大小。理想的情况是，环境管制使得企业能源消耗量减少的幅度大于企业总产值减少的幅度，这意味着，企业在产生相同总产值的情况下，消耗尽可能少的能源，或在消耗相同能源的情况下，产生尽可能多的总产值，即企业的能源效率提升了，从而实现了节约能源与企业发展的“双赢”。

(四) 文献述评

上述分析分别从地方政府环境监管责任、企业税收贡献与议价能力和环境管制下的企业行为三方面探讨了现有文献的研究成果，发现存在以下可进一步研究的空间：

首先，已有大量文献认为环境治理与经济增长、政治晋升等因素密切相关，也有文献开始关注财政激励这一因素在环境污染形成过程中的作用，但对于财政激励在我国环境治理中是否发挥作用，以及这一作用的具体表现形式，目前相关研究的讨论并不充分。因此本文将对此进行补充。

其次，“万家企业”政策作为“十二五”期间一项极具代表性的环境管制政策，对于我国当前及今后时期的环境管制政策制定具有重要参考意义。而目前文献中针对“万家企业”政策进行的实证研究较少，仅有的研究主要关注了政策对就业的影响 (Li et al., 2021)，对绿色专利的影响 (邓玉萍等, 2021)，以及对出口的影响 (康志勇等, 2018)。

最后，鉴于我国企业层面的能源消耗和总产值数据较难获取，目前在对于中国环境管制政策的研究中，学者多从中国省级地区层面或工业行业层面等宏观、中观层面考察环境管制政策的作用，较少涉及企业层面的分析，因此很难有效识别环境管制政策对企

业行为的影响。

而本文利用微观层面的企业数据，使用断点回归设计，从企业税收贡献角度探究了地方政府的税收偏好和企业的议价能力对环境管制政策有效性的影响，揭示了企业税收贡献这一财政激励在环境属地管理体制中的重要影响，在试图填补上述研究空间的同时，也为我国未来环境治理体制改革提供重要的思路和方向。

四、研究设计

（一）断点回归模型设定

本文的目标是探究环境管制政策是否会提升企业的能源效率，并重点分析企业税收贡献在其中起到的异质性作用。然而受政策影响的企业（处理组）和不受影响的企业（对照组）在前定特征方面并不完全相同，若直接比较两组企业的能源效率差异，则会产生内生性问题。因此，为了克服内生性问题，本文根据“万家企业”政策执行规则的特点，将采用断点回归设计（RDD）进行实证分析。

在用于识别因果效应的计量方法中，断点回归设计被认为是最接近随机实验的实证方法，能够有效解决参数估计的内生性问题。自 Angrist and Pischke（1999）、Black（1999）以及 Van der Klaauw（2002）在断点回归领域的开创性贡献以来，越来越多的经济学实证研究使用了断点回归设计。断点回归识别策略的基本思想，是利用外生政策规则具备的非连续性特征，将样本根据特征分配到临界点两侧，当某个可观测的变量大于临界值时，经济个体就会接受政策处理，为实验组；而当该变量小于临界值时，经济个体则不会接受政策处理，为对照组。在断点回归的相关文献中，通常将这一区分实验组与对照组的变量称作驱动变量（running variable）。在所有经济个体都不能完全操纵驱动变量的情况下，临界点两侧一定邻域内的样本即可看作是受到政策随机影响的“双胞胎”，因此被解释变量的非连续变动就可以视作是由政策处理所引起的。

“万家企业”的入选标准为本文的研究提供了理想的制度断点规则。由表 1 展示的“万家企业”入选标准可知，入选“万家企业”的企业类型共有五种，不同类型企业的入选标准中除了对综合能源消费量的规定外，还有其他方面的要求，因此当企业 2010 年综合能源消费量大于 10000 吨标准煤时，企业并不一定入选“万家企业”名单，但其入选的概率远大于 2010 年综合能源消费量小于 10000 吨标准煤的企业；而当企业 2010 年的综合能源消费量小于 10000 吨标准煤时，企业也并不一定落选，但其落选的概率远大于 2010 年综合能源消费量大于 10000 吨标准煤的企业。这一断点规则具体可以用（1）

和 (2) 式表示:

$$E_i = Energy_i - 10000 \quad (1)$$

$$P(W_i = 1|E_i) = \begin{cases} g_1(E_i), & \text{if } E_i \geq 0 \\ g_0(E_i), & \text{if } E_i < 0 \end{cases}, 1 > g_1(E_i) > g_0(E_i) > 0 \quad (2)$$

其中, $Energy_i$ 表示企业 i 在 2010 年的综合能源消费量 (吨标准煤), 它是根据企业 i 在 2010 年的电力、煤炭和石油的消费量乘以各自的“标准煤折算系数”得到。具体的, 电力、煤炭和石油的标准煤折算系数分别为 0.1229 Kgce/kW·h, 0.7143Kgce/Kg 和 1.4571 Kgce/Kg, 系数来源于《中国能源统计年鉴》附录 4《各种能源折标准煤参考系数》。 $Energy_i$ 的计算公式见 (3) 式:

$$z_i = electricity_i * 0.1229 * 10 + coal_i * 0.7143 + oil_i * 1.4571 \quad (3)$$

(3) 式中, $electricity_i$ 表示企业 i 在 2010 年的电力消费量 (10^4 千瓦时), $coal_i$ 是企业 i 在 2010 年的煤炭消费量 (吨), oil_i 是企业 i 在 2010 年的石油消费量 (吨)。

E_i 是驱动变量, 定义为 $Energy_i$ 减去 10000, 使其临界点由 10000 吨标准煤变为 0 吨标准煤, (1) 式称为“驱动变量的去中心化处理”; W_i 为处理变量, 用于刻画企业 i 是否入选“万家企业”, $W_i = 1$ 表示企业 i 入选“万家企业”, $W_i = 0$ 表示企业 i 没有入选; $g_1(E_i)$ 表示企业 i 在 2010 年的综合能源消费量大于 10000 吨标准煤时入选“万家企业”的概率, $g_0(E_i)$ 表示企业 i 在 2010 年的综合能源消费量小于 10000 吨标准煤时入选“万家企业”的概率, 且 $1 > g_1(E_i) > g_0(E_i) > 0$, (2) 式表明 $P(W_i = 1 | E_i)$ 是 E_i 的非连续函数, 以 $E_i = 0$ 为临界点。

以上断点规则符合断点回归设计中的模糊断点回归 (Fuzzy Regression Discontinuity, FRD) 设计原理, 因此本文选择此方法, 并通过两阶段最小二乘方法 (2SLS) 进行参数估计 (Imbens and Lemieux, 2008; Lee and Lemieux, 2010), 以探究环境管制政策是否会提升企业的能源效率。回归方程如下, (4) 式为第一阶段回归方程, (5) 式为第二阶段回归方程。

$$W_i = \alpha_1 + \theta T_i + f(E_i) + X_{it} + \lambda_t + \tau_c + \varphi_j + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_{it} = \alpha_2 + \beta W_i + f(E_i) + X_{it} + \lambda_t + \tau_c + \varphi_j + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, W_i 为处理变量, 用于刻画企业 i 是否入选“万家企业”, $W_i = 1$ 表示企业 i 入选“万家企业”, $W_i = 0$ 表示企业 i 没有入选; T_i 是表示驱动变量 E_i 与临界点关系的虚拟变量, $T_i = 1(E_i \geq 0)$, $T_i = 0(E_i < 0)$, 也是处理变量 W_i 的工具变量; Y_{it} 表示被解释变量“企业能源效率”; X_{it} 表示控制变量; λ_t 是年份固定效应; τ_c 是地区固定效应; φ_j 是行业固定效应; ε_i 为残差项; α_0 、 α_1 、 α_2 都代表常数项; θ 是第一阶段回归方程的关键系数,

代表企业综合能源消费量对企业是否成为“万家企业”的影响； β 是第二阶段回归方程的关键系数，代表环境管制政策（是否成为“万家企业”）对企业能源效率的影响，是本文主要关注的回归系数。

$f(E_i)$ 表示驱动变量 E_i 的多项式函数，本文将同时估计线性和非线性设定下的结果，即设定 $f(E_i)$ 多项式的阶数为 0-3 次²。以 3 阶多项式为例， $f(E_i)$ 的具体形式如下：

$$f(E_i) = (1 - T_i) \sum_{p=0}^3 \gamma_p (E_i)^p + T_i \sum_{p=0}^3 \gamma'_p (E_i)^p \quad (6)$$

其中， γ_p 和 γ'_p 为多项式函数中的参数，设置两个参数意味着允许参数在临界点两侧取不同值，以捕捉函数在临界点两侧的异质性。另外，为了使估计结果兼具精确性和一致性，本文将在基准回归中使用 IK 算法（Imbens and Kalyanaraman, 2012）得出的最小均方误差（MSE-optimal）最优带宽进行估计，并在稳健性检验中进一步使用其他带宽进行估计，以保证结果的稳健性。

在检验了环境管制政策的有效性后，本文将进一步分析企业税收贡献在这一影响路径中起到的异质性作用。参考 Bronzini and Iachini（2014）在断点回归异质性分析中的研究设计，在回归方程中加入了处理变量和企业税收贡献虚拟变量的交乘项，第二阶段具体回归方程如下（仍以 3 阶多项式为例）：

$$Y_i = (1 - W_i) \sum_{k=1}^2 \alpha_k Tax_i^k + W_i \sum_{k=1}^2 \beta_k Tax_i^k + (1 - T_i) \sum_{k=1}^2 \sum_{p=0}^3 \gamma_{kp} Tax_i^k (E_i)^p + T_i \sum_{k=1}^2 \sum_{p=0}^3 \gamma'_{kp} Tax_i^k (E_i)^p + X_{it} + \lambda_t + \tau_c + \varphi_j + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中， $Tax_i^k (k = 1, 2)$ 为两个表示企业 i 税收贡献的虚拟变量，如果企业 i 的税收贡献低于中位数，则虚拟变量 $Tax_i^1 = 1$ ， $Tax_i^2 = 0$ ，如果企业 i 的税收贡献高于中位数，则虚拟变量 $Tax_i^1 = 0$ ， $Tax_i^2 = 1$ 。 $\beta_k (k = 1, 2)$ 是该回归方程中的关键系数， β_1 和 β_2 分别表示政策对税收贡献低和税收贡献高的企业能源效率的影响，两者之间具体数值的差异即表示两类企业的能源效率提升幅度的差异，是本文主要关注的回归系数。这种虚拟变量与交乘项的设置方式克服了分组回归方法中系数无法直接比较的问题，其结果也比使用单一交乘项中仅体现差异的结果更加全面，是在断点回归设计中加入交乘项最完备的设置

² Lee and Lemieux（2010）建议，在断点回归设计中，驱动变量的多项式阶数最高应该尝试到 8-9 次，而后续研究进展表明（Gelman and Imbens, 2014）驱动变量的多项式阶数以低于 2 次为宜。同时，标准模型选择准则（Akaike Information Criterion and Schwartz Bayesian Criterion）也将拒绝更高阶的多项式。因此本文使用 0-2 阶多项式函数，并尝试 3 阶多项式以保证 0-2 阶结果稳健。

方式。

此外， α_k 、 γ_{kp} 和 γ'_{kp} 为回归方程中的参数； λ_t 是年份固定效应； τ_c 是地区固定效应； φ_j 是行业固定效应； ε_i 为残差项。

（二）数据与变量

本文在实证研究中使用的数据包括来自中国国家统计局的 2007-2015 年全国企业税收调查数据（简称“税调数据”），以及由中国国家发展和改革委员会公布的“万家企业”名单。由于“万家企业”政策的正式实施时间为 2011 年 12 月 7 日，所以本研究将基准回归的样本时间限定在 2012-2015 年。以下阐述数据的处理过程。

首先，从中国国家发展和改革委员会官方网站上获得“万家企业”名单，其中共有 16078 家企业。需要说明的是，中国政府在“十一五”期间（2006-2010 年）曾实施了“千家企业节能行动实施方案”（简称“千家企业”政策）。这项政策是“万家企业”政策的前身，其规定与“万家企业”政策类似，即以“2004 年综合能源消费量大于等于 18 万吨标准煤”为主要标准，在全国 9 个高耗能行业中选出 1008 家企业，进行重点节能监管。由于“万家企业”中包含了多数“千家企业”，而“千家企业”在 2010 年之前就已受到各地区节能主管部门的监管，因此为了避免“千家企业”政策效果的干扰，本文在“万家企业”名单中剔除了曾入选“千家企业”的企业，余下 15041 个“万家企业”。

其次，以企业组织机构代码为匹配依据，将这 15041 个“万家企业”名单与 2010 年税调数据进行匹配，发现其中有 11416 个“万家企业”，而另外 3985 个“万家企业”不在 2010 年税调数据中。这是因为税调数据是由随机抽样调查所得，所以不能保证涉及所有“万家企业”。匹配完成后，利用税调数据中的企业煤消耗量、电消耗量和油消耗量计算出各个企业 2010 年综合能源消费量（断点回归设计的驱动变量）。

最后，再将“万家企业”名单与 2012-2015 年的税调数据逐年进行匹配，以获得本研究所需的其他变量。虽然“万家企业”政策指出，为保持政策连续性，“万家企业”名单在“十二五”期间是不变的，但是本研究在数据匹配过程中却发现，2012-2015 年逐年匹配的样本数量是递减的，2012 年是 10205 家，2013 年是 9696 家，2014 年是 7577 家，2015 年是 4772 家。造成匹配数量逐年递减的原因有两方面：一是在“万家企业”节能政策实施期间（2012-2015 年），每年都有一小部分“万家企业”出现重组、关停、搬迁、淘汰等情况，从而导致这部分样本缺失；二是因为税调数据是根据随机抽样调查获得，且每年被调查的企业并不完全相同，因而无法完全覆盖所有“万家企业”。但由于税调数据抽样的随机性，基于匹配后样本得出的实证结论仍然是可信的、可靠的。

本文主要的被解释变量为“企业能源效率”：定义为企业总产值与综合能源消费量

的比值，并取自然对数形式。其中，企业各年综合能源消费量的计算方式与(3)式一致。由于能源效率这一变量同时反映了企业总产值和企业能源消耗量的情况，与单纯使用能源消耗量表示节能效果相比，能源效率变量所包含的信息更为全面，且因为能源效率表示的是企业综合能源消费量被企业总产值反向平滑，因此也更易于在不同企业之间进行比较。

本文所使用的“税收贡献”变量共有两种类型：(1) 税收贡献度：定义为企业税收占该企业所在省份税收收入的比重。需要说明的是，由于本文研究的是地方政府对企业税收贡献的反应，所以此处的企业税收特指企业上缴的地方税总额。而将税收贡献度的分母定为全省税收收入而非地市级甚至区县级，则是考虑到省级以下各层级政府的税收分成比例并不固定，作为分子的企业地方税额也难以确定。而各企业上缴的省级地方税额可从税调数据中直接获取。(2) 税收贡献率：定义为企业税收与企业总资产的比值，用于衡量企业利用单位资产所做出的税收贡献，反映了企业所产生的税收贡献与其所占用社会资源的比例关系。此处的企业税收为企业缴纳的所有税收，同时包含地方税和中央税。在本文的研究背景下，由于节能目标制定的时间在2011年，因此2010年的企业税收贡献度和贡献率将是地方政府重要的考虑因素。而为了保证实证结果的稳健性，也考虑了各企业2007-2010年平均的税收贡献情况，以考察地方政府对政策实施前数年企业税收贡献的重视程度。综上所述，本文具体使用了四个表示税收贡献的变量，分别是2010年税收贡献度、2010年税收贡献率、2007-2010年平均税收贡献度和2007-2010年平均税收贡献率。

同时，本文在回归中还加入了与企业前定特征相关的控制变量，分别是企业年龄、企业是否为国有企业（虚拟变量），以及企业是否为高新技术企业（虚拟变量），以消除企业前定特征对企业能源效率提升可能带来的影响。在断点回归设计的基本框架下，Lee and Lemieux（2010）建议，当控制变量为个体的前定特征，且在临界点出不发生跳跃，则无须在回归中加入控制变量。然而加入控制变量可以对断点回归结果的稳健性提供证据，即加入控制变量后，断点回归的结果应当不会发生显著改变，同时，加入控制变量将有助于减少估计值的抽样变异性（sampling variability），令回归结果更接近真实值。因此本文根据文献传统，同时考察不加入控制变量的估计结果和加入控制变量的结果。此外，本文在所有回归中均控制了地区固定效应和行业固定效应，并对标准误在四位数行业层面进行聚类。

表 3 描述性统计

A 部分：面板数据							
变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	单位	
ln(能源效率)	1,102,102	0.210	0.112	0.136	1.197	—	
2010 年 税收贡献度	1,102,102	0.037	0.112	0.00005	0.824	‰	
2010 年 税收贡献率	1,102,102	7.528	9.303	0.023	38.543	%	
07-10 年平均 税收贡献度	1,102,102	0.024	0.088	0.00008	0.698	‰	
07-10 年平均 税收贡献率	1,102,102	7.195	4.806	0.053	33.322	%	
企业年龄	1,102,102	21.595	11.310	7	78	年	
是否为国有 企业	1,102,102	0.091	0.287	0	1	—	
是否为高新 技术企业	1,102,102	0.044	0.206	0	1	—	
B 部分：能源效率分年度数据							
变量名	临界点左侧			临界点右侧			最优 带宽 (吨)
	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差	
2012 年 ln(能源效率)	3354	0.200	0.135	2408	0.260	0.089	3940.66
2013 年 ln(能源效率)	3038	0.245	0.147	2238	0.330	0.091	3897.95
2014 年 ln(能源效率)	2857	0.321	0.134	2004	0.374	0.090	4781.15
2015 年 ln(能源效率)	3587	0.388	0.129	1649	0.418	0.087	6347.62

注：作者整理自 2007-2015 年全国企业税收调查数据库。

表 3 报告了本文主要变量的描述性统计结果。其中，A 部分是在 2007-2015 年面板数据下各变量的整体情况。B 部分展示了本文的关键被解释变量企业能源效率（取自然对数）的分年度情况，具体包括 2012-2015 年企业能源效率（取自然对数）分别在临界点左侧和右侧最优带宽内的样本量、平均值以及标准差，同时汇报了在每一年断点回归

中使用的由最小均方误差计算得出的最优带宽 (MSE-optimal bandwidth)。直接比较 B 部分中显示的临界点左右两侧的平均值可以发现, 每年的企业能源效率都有所提升, 表明“万家企业”政策具备一定的企业能源效率提升作用。而提升作用的具体情况将在后文的实证分析中进一步展示。

五、实证结果分析

(一) 断点回归有效性检验

使用断点回归设计进行因果识别必须首先通过有效性检验 (Imbens and Lemieux, 2008)。在模糊断点回归设计的分析框架下, 共有两项有效性检验, 一是考察经济个体是否操纵了驱动变量, 二是考察第一阶段回归的关键系数是否显著异于零。这两项检验皆可借助简单的图示法进行验证。

断点回归识别策略的有效性首先要求经济个体不能操纵驱动变量。根据前文所述的政策背景可知, “万家企业”政策是在 2011 年末开始实施, 而企业是否入选“万家企业”名单则主要是依据企业 2010 年的能源消费量。因此从理论上讲, 企业不可能提前一年预判“万家企业”政策的所有细节, 并由此调整本企业的能源消费量。但是仍无法排除极端情况的存在, 即企业在 2010 年的能源消费量是可以被操纵的, 例如企业可能通过向本地节能主管部门少报能源消费数据, 以降低本企业入选“万家企业”名单的可能性。在这种情况下, 断点回归的估计结果有可能是有偏的。为了避免这种极端情况的影响, 需要对驱动变量是否被操纵进行检验 (McCrary, 2008)。

“操纵检验 (manipulation test)”的基本思路是考察驱动变量的概率密度函数图像在临界点两侧是否连续。McCrary test (McCrary, 2008) 是这一检验的传统方法, 这是一种基于非参数局部多项式密度估计量的检验方法, 但使用该方法可能出现边界偏差, 且结果较依赖于箱体值和带宽的选择, 因此结果不够稳健。而 Cattaneo et al. (2018) 在 McCrary (2008) 基础上提出的边界自适应核密度估计法, 则克服了 McCrary test 中存在的问题, 该方法中的估计量是完全边界自适应和数据驱动的, 不需要预先规定箱体值或进行其他的数据转换, 并且这一估计量在临界点处的结果要比传统估计量更精确。因此, 本文使用这一方法进行“操纵检验”, 并展示相应的概率密度函数图像。若该密度函数在临界点附近的过渡是连续平滑的, 则说明样本的驱动变量不存在被操纵的情况。

图 1 展示了本文驱动变量 (企业 2010 年综合能源消费量减 1 万) 的操纵检验图像结果, 图中的实线表示密度函数, 实线附近的阴影区域为 95%置信区间, 直方图展示了

不同区间的密度情况。可以看到，密度函数在临界点 0 附近的过渡平滑，没有明显的跳跃，且两侧的置信区间大部分重合，这说明样本密度在临界点附近相当，没有因企业低报能耗而出现企业在临界点左侧附近堆积的情况，因此本文的研究数据不存在大量企业操纵驱动变量的问题。同时需要说明的是，由于样本中临界点右侧的企业（实验组）在总量上要少于位于临界点左侧的企业（对照组），所以图中临界点左侧的企业密度在远离临界点后逐渐增加，而非企业操纵其驱动变量所致。

进一步使用边界自适应核密度估计方法（Cattaneo et al., 2018）进行估计，所得出的 p 值为 0.2077，也拒绝了密度函数在临界点处跳跃的原假设，即不存在被操纵的情况，通过了“操纵检验”。

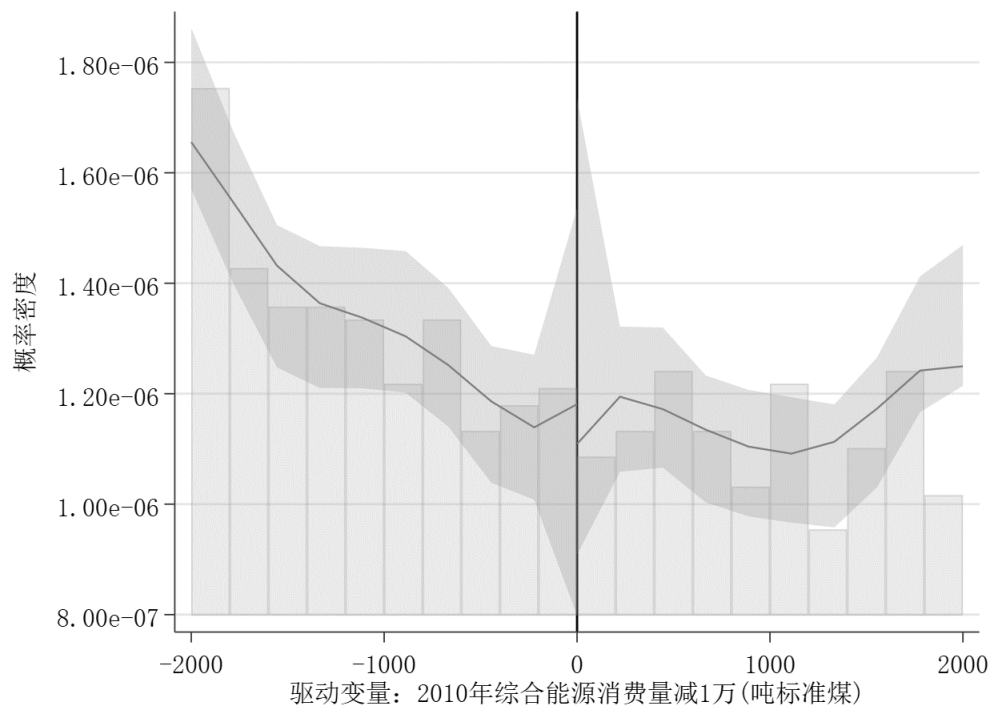


图 1 驱动变量的操纵检验

模糊断点回归设计有效的另一个条件是，第一阶段回归的图像在驱动变量的临界点处存在明显的跳跃。图 2 为第一阶段回归的图像结果，表明了驱动变量（企业 2010 年综合能源消费量）和处理变量（是否成为“万家企业”）之间的关系。由图可知，处理变量在临界点处有一个非常明显的向上跳跃，表明当企业 2010 年能源消费量大于 10000 吨标准煤时，企业入选“万家企业”名单的概率明显增加，且远大于企业 2010 年能源

消费量小于 10000 吨标准煤时入选“万家企业”的概率，与“万家企业”政策的规定一致。

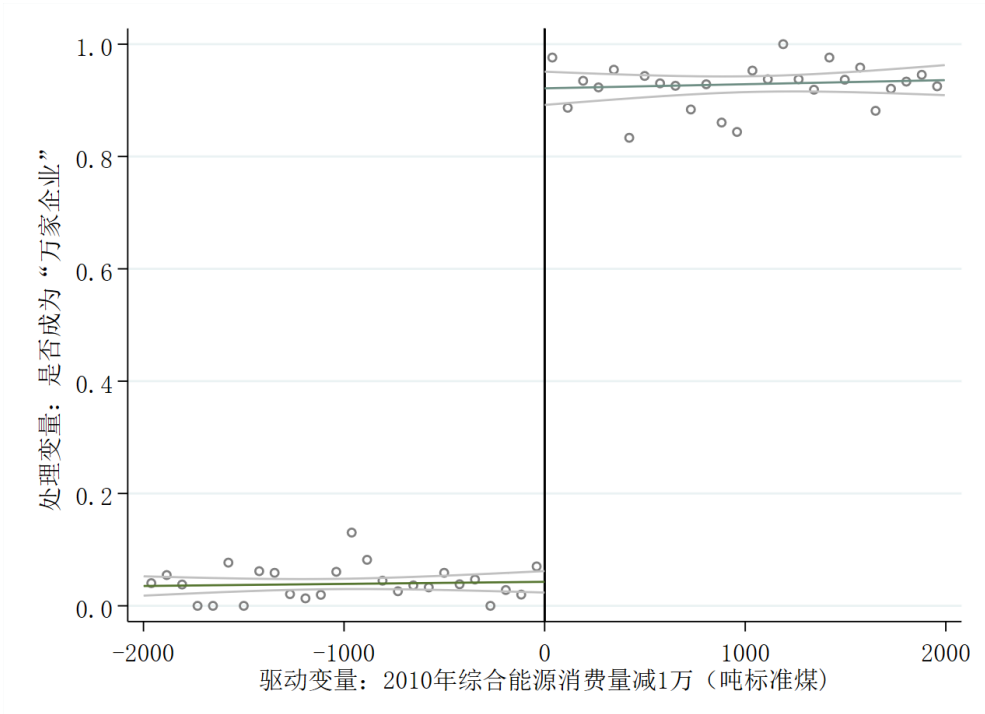


图 2 驱动变量和处理变量的关系

(二) 环境管制对企业能源效率的影响

由于断点回归通常使用截面数据进行因果识别，而环境管制政策的效果存在滞后性和延续性，所以本文在汇报面板数据总结结果的同时，也汇报样本期（2012-2015）内四年分别断点回归的结果，以便于观察企业在“万家企业”政策影响下的动态效应。由于不同年份样本量有所差异，因此在回归中使用的带宽皆为各年样本下的最小均方误差最优带宽（MSE-optimal bandwidth），以同时保证回归结果的精确性和一致性。

本节主要考察“万家企业”政策对企业能源效率的总影响和年度动态效应。图 3 展示了“万家企业”政策对 2012-2015 年企业能源效率的影响，都是在最优带宽下的断点回归图。从图中可以明显看到，四年的企业能源效率在临界点附近都存在跳跃，其中 2012 年和 2013 年的企业能源效率在临界点附近的跳跃幅度较大，而 2014 年的跳跃相对较小，2015 年的跳跃则更小。这说明企业的能源效率在政策前期产生了较大幅度的提升，而在后期的提升幅度变小。总体上看，“万家企业”政策显著提升了企业能源效率，产生了较好的政策效果。



图3 “万家企业”政策对2012-2015年企业能源效率的影响

表4更详细地展示了企业能源效率的整体变化，以及在2012-2015年的具体变化幅度，是在0阶多项式回归下得出的结果。需要说明的是，本文对每组回归都分别进行了0-3阶的多项式回归，以保证结果在不同阶数多项式下的稳健性，同时汇报了各阶数多项式回归下的“赤池信息准则 (Akaike information criterion, 简称AIC)”值，以衡量不同阶数多项式回归模型的拟合优性，AIC值越小，表示回归模型的拟合优性越高。但限于正文篇幅，本文将各阶多项式回归的结果都置于附录表A1中，只选出AIC值最小的0阶多项式结果呈现于表4中。

在表4中，列(1)和列(2)都表示“万家企业”环境管制政策对企业能源效率在2012-2015年的平均效应，两列都控制了年份固定效应，列(2)进一步控制了地区和行业固定效应，并在四位数行业层面聚类。结果显示政策使得企业的能源效率平均提升了4.6-5.6%，且在1%的水平下显著，表明政策确实起到了提升企业能源效率的作用，符合

政策目标。列（3）-（6）分别为 2012-2015 各年的政策效应。可以看出，不同年份的能源效率提升幅度不同，具体的，政策使得企业在 2012 年的能源效率提升了 5.7%，2013 年提升了 8.4%，2014 年提升了 5.6%，2015 年提升了 2.7%，逐年效果呈现出先升后降的趋势，表明政策的能源效率提升作用随时间变化是先强后弱的。这是因为“万家企业”政策只在政策实施初期规定了企业的节能总目标，而未详细规定分年度的目标。在此情况下，多数企业倾向于在政策前期就努力完成大部分节能目标，而在后期逐渐放松节能。国家发改委公布的《万家企业节能目标责任考核实施方案》（发改办环资[2012]1923 号），以及其后一系列考核文件也印证了这一点：截止到 2014 年，大多数企业都已完成了“万家企业”政策的节能目标。因此在政策的最后一年，即 2015 年时，多数已完成节能目标的企业受到的政策影响开始弱化。

表 4 “万家企业”政策对企业能源效率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总能源效率	总能源效率	2012年	2013年	2014年	2015年
环境管制	0.046*** (0.002)	0.056*** (0.002)	0.057*** (0.003)	0.084*** (0.004)	0.056*** (0.004)	0.027*** (0.003)
企业年龄		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
是否为国有		-0.004 (0.003)	-0.007 (0.007)	-0.001 (0.008)	-0.010 (0.007)	0.001 (0.006)
是否为高新		0.005* (0.003)	0.006 (0.007)	0.008 (0.007)	0.007 (0.006)	0.000 (0.008)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
地区固定效应	×	√	√	√	√	√
行业固定效应	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	21135	21135	5514	5090	4686	5068
R方	0.025	0.264	0.077	0.112	0.072	0.034

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

（三）企业税收贡献对能源效率的影响

1. 企业税收贡献与单位产值节能目标的关系

在证明了环境管制政策对企业能源效率产生了提升作用的情况下，本部分将进一步考察企业的税收贡献对能源效率的提升作用产生了什么影响。由前文分析可知，地方政府会在进行环境管制时考虑财政激励中企业税收贡献受到的影响，企业的税收贡献也在

一定程度上体现了企业面对地方政府环境管制的议价能力。因此税收贡献大的企业在面对环境管制时，其受到的管制力度可能较为宽松，进而其节能效果较弱。在本文的研究背景下，企业主要的约束来自于地方政府为本企业制定的节能目标，因此税收贡献大的企业被分配到的节能目标可能较小。然而各省的节能总目标是确定的，地方政府为了保证本地区节能目标的实现，则有可能对税收贡献小的企业施压，从而税收贡献小的企业能源效率提升幅度较大。

为了验证上述猜想，首先考察企业税收贡献和其节能目标之间的关系。由于节能目标制定的时间在 2011 年，因此 2010 年的企业税收贡献度和贡献率将是地方政府重要的考虑因素。为了保证稳健性，此处也考察了各企业 2007-2010 年的税收贡献度和贡献率与节能目标之间的关系，以考察地方政府对政策实施前数年企业税收贡献的重视程度。同时，由于不同企业的规模不同，其节能目标也不能直接进行比较，所以本文使用企业总产值对节能目标进行平滑，并取自然对数以使其分布更加集中，以便于通过图像直接观测。

图 4 分别展示了 2010 年企业税收贡献度和贡献率、2007-2010 年企业平均税收贡献度和贡献率与企业单位产值节能目标的关系。可以看到，通过散点拟合的直线皆向下倾斜，表明四种企业税收贡献变量与其单位产值节能目标之间都是负相关关系，说明地方政府会给税收贡献大的企业分配相对少的节能目标，而给税收贡献小的企业分配相对多的节能目标，从而使得税收贡献不同的企业受到的节能压力不同。

表 5 为企业税收贡献和企业单位产值节能目标关系的线性回归结果。回归中还加入了控制变量、行业固定效应和地区固定效应，并在四位数行业层面进行聚类。结果与图像显示的一致，四组回归的系数都显著为负，表明企业税收贡献和单位产值节能目标之间存在显著的负相关关系，说明地方政府在制定节能目标时，确实考虑了企业税收贡献这一因素。

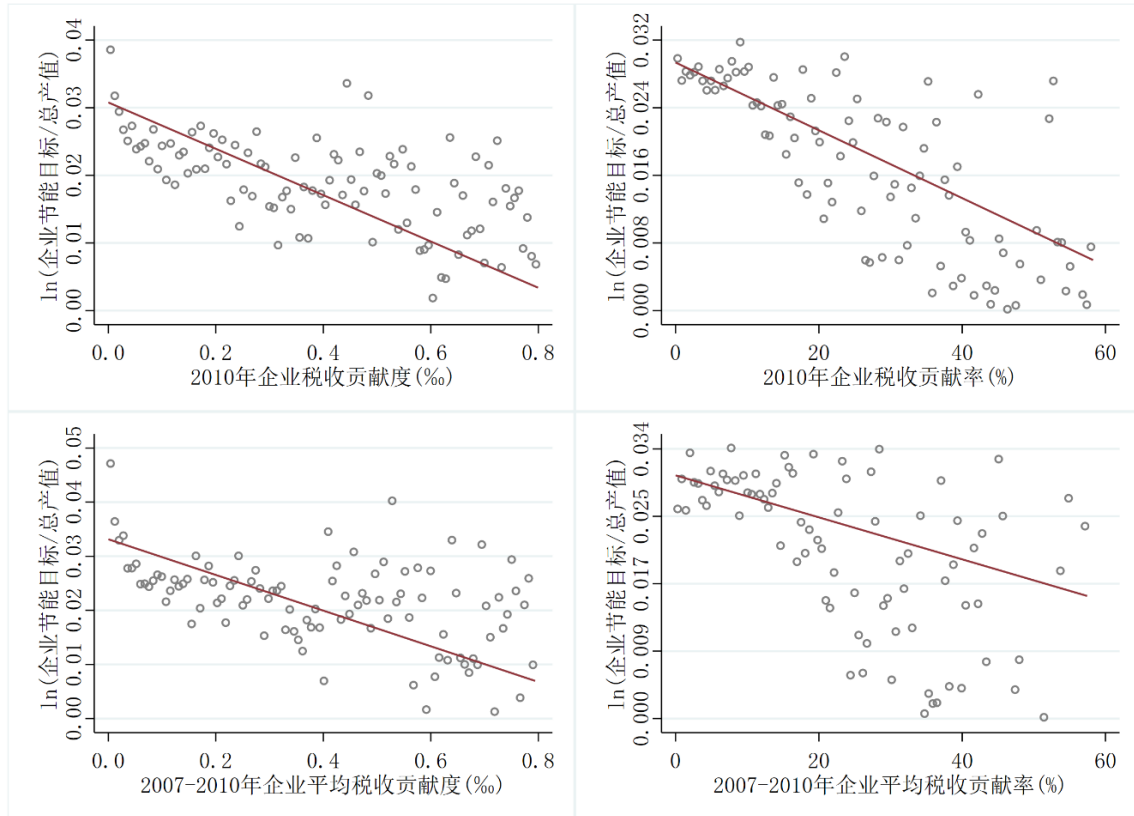


图 4 企业税收贡献和单位产值节能目标的关系

表 5 企业税收贡献和单位产值节能目标的关系

	(1) 节能目标	(2) 节能目标	(3) 节能目标	(4) 节能目标
2010年贡献度	-0.0438*** (0.0027)			
2010年贡献率		-0.0003*** (0.0001)		
07-10年平均贡献度			-0.0411*** (0.0033)	
07-10年平均贡献率				-0.0003*** (0.0001)
观测值	9982	9980	7026	6812
F值	231.303	26.322	172.238	8.654
R方	0.245	0.219	0.251	0.220
控制变量	√	√	√	√
行业固定效应	√	√	√	√
地区固定效应	√	√	√	√
行业层面聚类	√	√	√	√

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

进一步观察比较税收贡献度和税收贡献率的回归系数可以发现，2010 年的税收贡献度的系数绝对值 0.0438 要比 2007-2010 年平均税收贡献度的系数绝对值 0.0411 大，表明地方政府在考虑制定企业节能目标时，对 2010 年企业税收贡献情况的参考权重更大。因此，在后续基准回归中，本文主要使用 2010 年税收贡献度和税收贡献率来表示企业税收贡献变量，而 2007-2010 年平均税收贡献度和税收贡献率将在稳健性检验中进一步使用。

2. 企业税收贡献度对能源效率的影响

在证明了地方政府制定的（企业单位产值）节能目标与税收贡献存在负相关关系后，本小节将进一步考察在差异化的节能目标下，不同税收贡献的企业在能源效率提升方面是否存在差异。首先考察税收贡献度（企业缴纳地方税占地方政府税收收入的比重）的影响。

图 5 展示了在“万家企业”政策下，不同税收贡献度的企业在 2012-2015 年的企业能源效率提升幅度，都是在最小均方误差（MSE-optimal）得出的最优带宽下的断点回归图。从图中可以看到，不论是税收贡献度高组别还是税收贡献度低的组别，企业能源效率在临界点附近都存在一定的跳跃，这表明两类企业的能源效率在政策影响下都有所提升。从分年度的情况看，与政策对整体企业能源效率的影响类似，2012 年和 2013 年的企业能源效率在临界点附近的跳跃幅度较大，而 2014 年和 2015 年的跳跃相对较小。但从不同税收贡献度的组别来看，税收贡献度小的企业能源效率提升幅度都比税收贡献大的企业多，在 2014 年和 2015 年差异更为明显，税收贡献小的企业在这两年的能源效率提升幅度仍然很大，而税收贡献大的企业能源效率的提升则很难从图像上看出。这说明尽管“万家企业”政策显著提升了整体企业能源效率，但对于税收贡献度高的企业，能源效率的提升幅度要小于税收贡献度小的企业，说明在整体企业能源效率提升的情况下，税收贡献度小的企业是提升能源效率的主力，反映了地方政府制定差异化节能目标的后果。

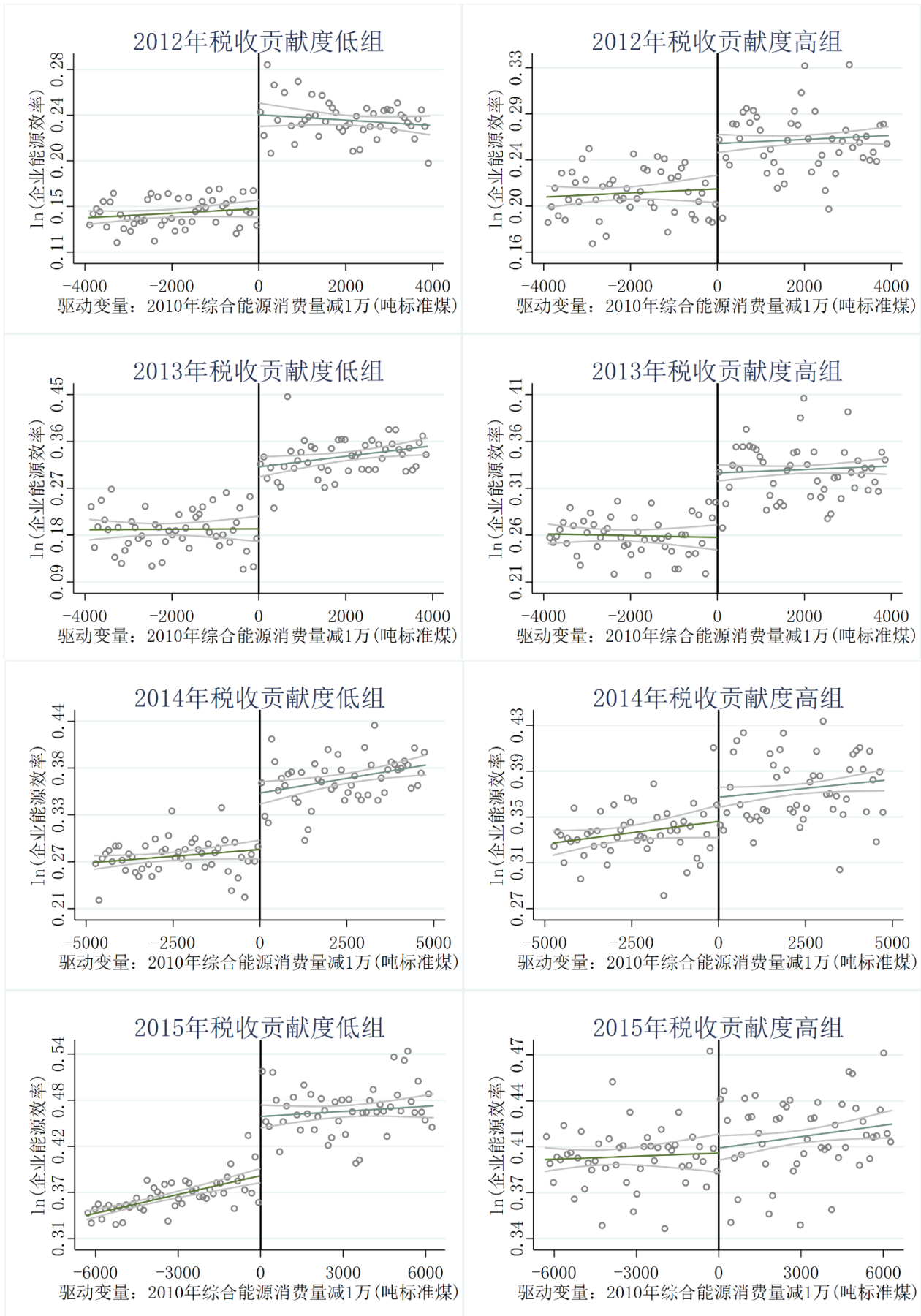


图 5 企业 2010 年税收贡献度对能源效率的影响

表 6 企业 2010 年税收贡献度对能源效率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总能源效率	总能源效率	2012年	2013年	2014年	2015年
贡献度小	0.102*** (0.005)	0.102*** (0.003)	0.080*** (0.003)	0.138*** (0.008)	0.093*** (0.004)	0.106*** (0.004)
贡献度大	0.042*** (0.002)	0.043*** (0.002)	0.046*** (0.004)	0.069*** (0.004)	0.042*** (0.004)	0.011*** (0.004)
企业年龄		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
是否为国有		-0.006* (0.003)	-0.008 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.011* (0.006)	0.000 (0.006)
是否为高新		-0.001 (0.003)	-0.002 (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.006)	-0.004 (0.007)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
地区固定效应	×	√	√	√	√	√
行业固定效应	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	21135	21135	5514	5090	4686	5068
R方	0.276	0.281	0.105	0.135	0.093	0.055

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表 6 进一步展示了不同企业税收贡献度下，平均企业能源效率和在 2012-2015 各年的具体变化幅度，是在 0 阶多项式回归下得出的结果。需要说明的是，本文对每组回归都分别进行了 0-3 阶的多项式回归，以保证结果在不同阶数多项式下的稳健性，同时汇报了各阶数多项式回归下的“赤池信息准则 (Akaike information criterion, 简称 AIC)”值，以衡量不同阶数多项式回归模型的拟合优良性，AIC 值越小，表示回归模型的拟合优良性越高。但限于正文篇幅，本文将各阶多项式回归的结果都置于附录表 A2 中，表 6 只呈现了 AIC 值最小的 0 阶多项式结果。

在表 6 中，列(1)和列(2)都表示税收贡献度大和贡献度小企业的能源效率在 2012-2015 年的平均提升效应，两列都控制了年份固定效应，列(2)进一步控制了地区和行业固定效应，并在四位数行业层面聚类。结果显示政策使得税收贡献度小企业的能源效率平均提升了 10.2%，税收贡献度大企业的能源效率平均提升了 4.3%，且都在 1%的水平下显著，表明政策对两类企业都起到了提升企业能源效率的作用。列(3) - (6)分别为 2012-2015 各年下两类企业的政策效应。尽管各年份税收贡献度小和税收贡献度大的

企业回归系数都显著为正，但两者的具体提升幅度存在明显的差异，即税收贡献度大的企业能源效率提升幅度都小于贡献度小的企业。具体来说，二者的平均能源效率提升差异（即二者系数相减）为 5.9%，2012 年为 3.4%，2013 年为 6.9%，2014 年为 5.1%，2015 年为 9.5%，其中 2015 年的差距最大。

进一步，结合表 4 对整体企业能源效率的研究结果，对表 6 的结果进行分析发现，2013 年是整体能源效率提升幅度最大的一年（提升了 8.4%），也是税收贡献度小的企业能源效率提升最多的一年（提升了 13.8%），这表明了企业整体能源效率提升的主力是税收贡献小的企业。同时，2015 年整体能源效率的提升幅度是最小的（提升了 2.7%），这一年两类企业能源效率的提升幅度差距却是最大的（差距为 9.5%），表明税收贡献度大的企业在 2015 年已基本完成节能目标，而税收贡献度小的企业仍然在继续完成节能目标，结合贡献度小企业在 2012-2015 年间的能源效率提升幅度一直较高的情况，反映出税收贡献度小的企业所受到的节能压力确实大于税收贡献度大的企业。

另外，由于企业税收贡献度的定义是企业所缴纳的地方税与地方政府税收收入的比值，本节的结果也表明地方政府在进行节能目标制定以及环境管制时，确实对企业税收贡献这一财政激励非常重视。

3. 企业税收贡献率对能源效率的影响

本小节将考察在差异化的节能目标下，不同税收贡献率（企业缴纳的总税收占企业总资产的比重）的企业在能源效率提升方面是否存在差异。

图 6 展示了在“万家企业”政策下，不同税收贡献率的企业在 2012-2015 年的企业能源效率提升幅度，皆为最小均方误差 (MSE-optimal) 得出的最优带宽下的断点回归图。从图中可以看到，不论是税收贡献率高组别还是税收贡献率低的组别，企业能源效率在临界点附近都存在一定的跳跃，这表明两类企业的能源效率在政策影响下都有所提升。从分年度的情况看，2012 年和 2013 年的企业能源效率在临界点附近的跳跃幅度较大，而 2014 年和 2015 年的跳跃相对较小。但从不同组别来看，税收贡献率小的企业的能源效率提升幅度都比税收贡献率大的企业大。这说明尽管“万家企业”政策显著提升了企业能源效率，但税收贡献率高的企业，能源效率的提升幅度要小于税收贡献率小的企业，再次表明了地方政府制定差异化节能目标的后果。

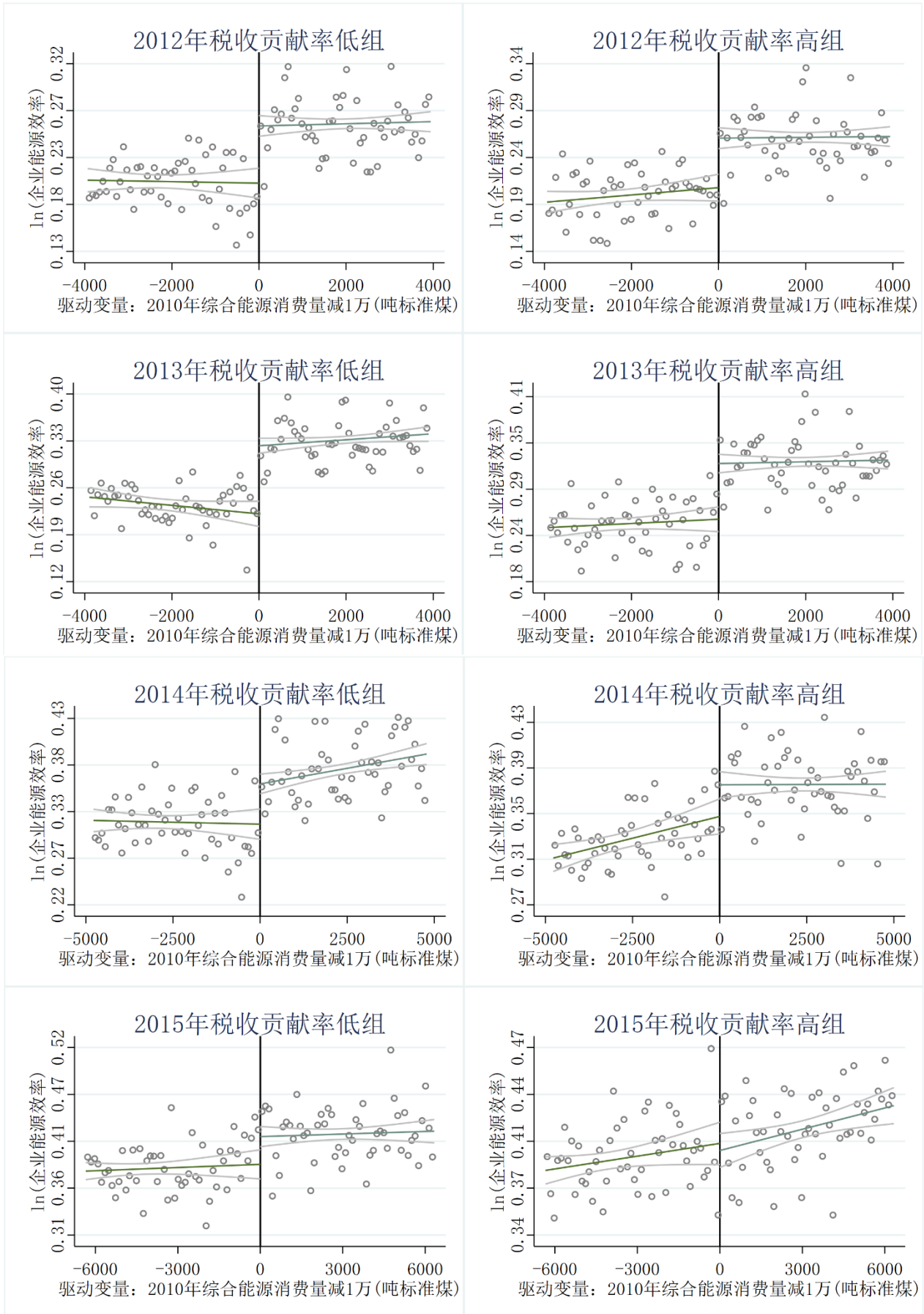


图 6 企业 2010 年税收贡献率对能源效率的影响

表 7 企业 2010 年税收贡献率对能源效率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总能源效率	总能源效率	2012年	2013年	2014年	2015年
贡献率小	0.062*** (0.002)	0.062*** (0.002)	0.057*** (0.004)	0.094*** (0.005)	0.061*** (0.004)	0.034*** (0.005)
贡献率大	0.050*** (0.002)	0.052*** (0.002)	0.056*** (0.004)	0.075*** (0.005)	0.051*** (0.005)	0.021*** (0.005)
企业年龄		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
是否为国有		-0.004 (0.003)	-0.007 (0.007)	-0.000 (0.008)	-0.009 (0.007)	0.001 (0.006)
是否为高新		0.005 (0.003)	0.006 (0.007)	0.007 (0.007)	0.006 (0.006)	-0.000 (0.008)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
地区固定效应	×	√	√	√	√	√
行业固定效应	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	21135	21135	5514	5090	4686	5068
R方	0.259	0.265	0.077	0.113	0.073	0.035

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

表 7 详细展示了不同企业税收贡献率下，平均企业能源效率和在 2012-2015 各年的具体变化幅度，是在 0 阶多项式回归下得出的结果。需要说明的是，本文对每组回归都分别进行了 0-3 阶的多项式回归，以保证结果在不同阶数多项式下的稳健性，同时汇报了各阶数多项式回归下的“赤池信息准则 (Akaike information criterion, 简称 AIC)”值，以衡量不同阶数多项式回归模型的拟合优良性，AIC 值越小，表示回归模型的拟合优良性越高。但限于正文篇幅，本文将各阶多项式回归的结果都置于附录表 A3 中，表 7 只呈现了 AIC 值最小的 0 阶多项式结果。

在表 7 中，列 (1) 和列 (2) 都表示税收贡献率大和贡献率小企业的能源效率在 2012-2015 年的平均提升效应，两列都控制了年份固定效应，列 (2) 进一步控制了地区和行业固定效应，并在四位数行业层面聚类。结果显示政策使得税收贡献率小企业的能源效率平均提升了 6.2%，税收贡献率大企业的能源效率平均提升了 5.2%，且都在 1% 的水平下显著，表明政策对两类企业都起到了提升企业能源效率的作用。列 (3) - (6) 分别为 2012-2015 各年下两类企业的政策效应。尽管各年份税收贡献率小和税收贡献率大的企

业回归系数都显著为正，但两者的具体提升幅度存在明显的差异，即税收贡献率大的企业能源效率提升幅度都小于贡献率小的企业。具体来说，二者的平均能源效率提升差异（即二者系数相减）为 1.0%，2012 年为 0.1%，2013 年为 1.9%，2014 年为 1.0%，2015 年为 1.3%。

值得注意的是，表 7 所展示的不同税收贡献率下企业能源效率提升幅度的差异与表 6 相比小很多。税收贡献度和税收贡献率在定义上的不同可以解释这一现象。企业税收贡献率被定义为企业所缴纳的所有税收与企业总资产的比值，没有直接涉及到地方政府获得的税收收入，主要反映的是企业生产的税收贡献所使用的社会资源量。因此税收贡献率与税收贡献度在回归结果上的差异进一步表明，地方政府在制定差异化节能目标时，着重考虑的是企业税收对本地财政的贡献程度。

（四）稳健性检验

本节将针对企业税收贡献对能源效率的影响进行一系列稳健性检验，具体包括（1）使用 2007-2010 年企业平均税收贡献度和贡献率对企业进行区分，再次考察不同税收贡献企业的能源效率提升幅度的差异；（2）改变断点回归中的带宽选择，重新进行估计；（3）进行安慰剂检验，将考察年份设定为政策正式实施前的 2009 年、2010 年及 2011 年，检验政策实施前企业能源效率是否也有显著提升，以及不同税收贡献企业的能源效率是否存在显著差异，以保证基准回归的结果是由“万家企业”政策以及税收贡献的差异带来的；（4）对控制变量进行平滑性检验，以保证企业能源效率的变化不是由控制变量的变化导致的。并且，根据在附录中展示的基准回归的多项式回归所得出的 AIC 值建议，0 阶多项式的估计值是最可靠的，因此在稳健性检验中，都将采用 0 阶多项式进行回归。

首先，将基准回归中用于表示企业税收贡献的 2010 年税收贡献度和税收贡献率替换为 2007-2010 年企业平均税收贡献度和贡献率，再次考察不同税收贡献企业的能源效率提升幅度差异，回归结果如表 8 所示。可以发现，与基准回归结果相比，尽管各组回归结果仍然都是显著为正的，但税收贡献度和税收贡献率大小两类企业之间的系数差异都减少了许多，以平均贡献度的结果为例，二者的平均能源效率提升差异（即二者系数相减）为 2.4%，2012 年为 0.7%，2013 年为 2.5%，2014 年为 2.4%，2015 年为 3.8%。而平均贡献率的差异更小，2012 年的结果甚至显示税收贡献率大的企业反而能源效率提升幅度更大。这一结果也再次证明，地方政府在分配企业节能目标时，更看重 2010 年的企业税收贡献的表现，因此使用 2010 年税收贡献进行区分时，企业能源效率的提升幅度差异更大。

表 8 替换税收贡献变量为 2007-2010 年平均税收贡献度和贡献率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	能源效率	能源效率	2012年	2013年	2014年	2015年
平均贡献度小	0.077*** (0.006)	0.077*** (0.004)	0.061*** (0.007)	0.106*** (0.010)	0.077*** (0.008)	0.060*** (0.010)
平均贡献度大	0.053*** (0.002)	0.053*** (0.002)	0.055*** (0.004)	0.080*** (0.004)	0.053*** (0.004)	0.024*** (0.004)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
控制变量	×	√	√	√	√	√
地区行业固定	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	20383	20383	5514	5090	4686	5068
平均贡献率小	0.058*** (0.003)	0.057*** (0.004)	0.047*** (0.005)	0.097*** (0.007)	0.056*** (0.007)	0.028*** (0.007)
平均贡献率大	0.055*** (0.002)	0.056*** (0.002)	0.059*** (0.004)	0.080*** (0.004)	0.055*** (0.005)	0.026*** (0.004)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
控制变量	×	√	√	√	√	√
地区行业固定	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	20383	20383	5514	5090	4686	5068

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

其次，改变基准断点回归中的带宽选择，再次进行回归。在基准回归中，最优带宽都是通过最小均方误差（MSE-optimal bandwidth）得出的，为了证明一系列基准回归结果不依赖于特定的带宽选择，在稳健性检验中，使用覆盖误差率最优带宽（CER-optimal bandwidth）再次进行估计。表 9 展示了使用覆盖误差率最优带宽的回归结果。从观测值的变化中可以看出，覆盖误差率最优带宽所覆盖的样本数量大约是最小均方误差最优带宽的一半，但在样本量减少了较多的情况下，表 9 的结果显示，回归系数与表 6 和表 7 的结果都非常相近，且税收贡献度大和税收贡献率大的企业能源效率的提升幅度也仍比贡献度和贡献率小的企业小，表明基准回归结果不依赖于特定的带宽选择，结果非常稳健。

表 9 使用 CER 最优带宽

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总能源效率	总能源效率	2012年	2013年	2014年	2015年
贡献度小	0.094*** (0.007)	0.093*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.124*** (0.014)	0.079*** (0.006)	0.087*** (0.007)
贡献度大	0.042*** (0.003)	0.041*** (0.003)	0.045*** (0.005)	0.074*** (0.006)	0.038*** (0.007)	0.002 (0.006)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
控制变量	×	√	√	√	√	√
地区行业固定	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	8805	9199	2598	2416	1758	2001
贡献率小	0.064*** (0.004)	0.063*** (0.004)	0.057*** (0.007)	0.102*** (0.008)	0.057*** (0.009)	0.029*** (0.007)
贡献率大	0.046*** (0.003)	0.046*** (0.004)	0.054*** (0.007)	0.076*** (0.007)	0.045*** (0.007)	0.002 (0.007)
年份固定效应	√	√	—	—	—	—
控制变量	×	√	√	√	√	√
地区行业固定	×	√	√	√	√	√
行业聚类	×	√	√	√	√	√
观测值	9202	8801	2598	2416	1758	2001

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

第三，进行安慰剂检验。将考察年份设定为政策正式实施前的 2009 年、2010 年及 2011 年。由于我国政策在正式颁布实施前，通常会举办政策“吹风会”，因此企业可能会形成一定的政策预期，从而提前做出行为反应。并且，一项政策的实施效果还有可能受到同时期或相近时期其他政策的影响。为了保证本文所研究的企业能源效率变化是由“万家企业”政策导致的，而非企业自身反应或其他政策所致，必须对政策正式颁布实施前的企业能源效率情况进行检验。同时，为了保证企业能源效率提升的差异是由税收贡献差异导致的，也需要检验政策实施前不同税收贡献企业的能源效率是否也存在显著差异。表 10 展示了政策正式实施前的 2009 年、2010 年和 2011 年的企业能源效率变化情况，以及不同税收贡献企业的能源效率差异情况。可以看到，尽管 2009 年、2010 年及 2011 年的企业能源效率回归系数是正的，但是在统计上皆不显著异于零，表明这三年的企业能源效率不存在明显的提升。同时，在区分企业税收贡献上，三年分别都使用了前一年的税收贡献度和贡献率进行区分，结果显示政策实施前不同税收贡献的企业能源效率之间也并无显著的差异。这些结果表明，基准回归中的企业能源效率提升以及不

同税收贡献下能源效率的差异都来自于“万家企业”政策的实施效果。

表 10 稳健性检验：2009 年、2010 年、2011 年能源效率变化情况

	(1) 能源效率	(2) 能源效率	(3) 能源效率	(4) 能源效率	(5) 能源效率	(6) 能源效率
2009年	0.052 (0.034)			0.032 (0.041)		
08贡献度小		0.037 (0.031)			0.003 (0.041)	
08贡献度大		0.143 (0.127)			0.190 (0.131)	
08贡献率小			0.033 (0.031)			0.001 (0.042)
08贡献率大			0.152 (0.126)			0.187 (0.129)
观测值	1205	1205	1205	1205	1205	1205
2010年	0.010 (0.014)			0.019 (0.021)		
09贡献度小		0.009 (0.031)			0.003 (0.062)	
09贡献度大		0.006 (0.015)			0.015 (0.023)	
09贡献率小			0.031 (0.021)			0.042 (0.032)
09贡献率大			-0.003 (0.020)			0.001 (0.030)
观测值	2890	2890	2890	2890	2890	2890
2011年	0.011 (0.018)			0.013 (0.033)		
10贡献度小		0.001 (0.033)			-0.056 (0.061)	
10贡献度大		0.009 (0.020)			0.013 (0.037)	
10贡献率小			0.038 (0.024)			0.005 (0.054)
10贡献率大			-0.011 (0.026)			0.015 (0.044)
观测值	5294	5294	5294	5294	5294	5294

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

最后，对控制变量进行平滑性检验，以保证企业能源效率的变化不是由控制变量的变化导致的。表 11 展示了平滑性检验的结果，可以看到本文所选取的三个控制变量都不受环境管制变量的影响，表明控制组和对照组样本的前定企业特征在驱动变量临界点两侧没有明显的差异，通过了控制变量的平滑性检验。

表 11 控制变量平滑性检验

	(1) 企业年龄	(2) 是否为国有企业	(3) 是否为高新企业
环境管制	0.240 (0.483)	0.005 (0.009)	0.004 (0.005)
观测值	21129	21129	21129
F值	0.248	0.261	0.440
R方	0.099	0.137	0.128
行业固定效应	√	√	√
地区固定效应	√	√	√
行业层面聚类	√	√	√

注：括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

六、研究结论与政策建议

（一）研究结论

实现“碳达峰、碳中和”是一场广泛而深刻的经济社会系统性变革，在当前我国奋力实现“双碳”目标的背景下，不断出台的环境管制政策的有效性必须得到保证。然而在环境属地管理体制下，地方政府作为落实环境监管责任的主体，也必须同时考虑环境管制给本地区经济发展可能带来的负面冲击。由于地方政府的收支规模对纳税大户企业所贡献税收的波动极为敏感，为稳定地方财政收入，并保证地方公共服务的正常提供，地方政府将尽最大努力保障本地纳税大户企业的正常发展与运营，避免其受到不利的政策冲击。因此，地方政府有动机对这类企业放松监管。而从企业的角度看，企业为了保证自身的经营发展，也有动机规避环境管制措施，因此企业对地方政府的税收贡献就成为了企业面对地方政府环境管制时重要的议价筹码，税收贡献越大的企业，其环保议价能力越强。在地方政府与企业行为的双重作用下，环境管制政策的有效性很有可能受到冲击。

为了验证上述逻辑，本文利用我国《万家企业节能低碳行动实施方案》提供的准自

然实验机会，基于全国企业税收调查数据，通过断点回归设计，探究了以“万家企业”政策为例的环境管制对企业能源效率的提升作用，并通过在断点回归中加入交乘项，重点分析了企业税收贡献对能源效率提升作用的异质性影响。

本文的主要发现可以概括为三个方面。第一，环境管制政策在整体上提高了企业的能源效率，证明了在属地管理体制下环境管制政策的整体有效性。第二，通过分析企业税收贡献与其单位产值节能目标的相关性，发现二者存在显著的负相关关系，说明地方政府在分配企业节能目标时给予了纳税大户更小的节能压力，也说明纳税大户企业在面对地方政府的环境管制时具有更大政策议价能力。第三，在控制其他条件相同的情况下，税收贡献大的企业在受到环境管制后，其能源效率得到了提升，但提升幅度相比税收贡献小的企业小，说明税收贡献大的企业在较小的节能目标约束下，其节能效果弱于税收贡献小的企业，揭示了地方政府在财政激励影响下实施差异化环境监管带来的后果。以上实证结果皆通过了一系列稳健性检验。

（二）政策建议

基于上述研究结果，本文提出以下政策建议。

1. 加快推进环境垂直管理体制变革，降低财政激励对环境管制的制约作用

从本文的研究中可知，财政激励对环境治理具有重要影响，因此减少财政激励对环境管制政策的制约作用是未来改革需要关注的方向。从政府的角度看，可以考虑适当给予地方政府尤其是基层政府一定的财权，以形成“一级事权、一级财权”的地方财政局面。但从企业的角度看，即便地方政府财力稳定，仍可能无法根除纳税大户企业面对地方政府的政策议价能力。因此，打破“以块为主”的环境管理体制格局，构建“以条为主”的环境垂直管理体制，将是解决地方政府环境治理困境的有效手段。在环境垂直管理体制下，上级环保部门对下级环保部门的领导得到了极大加强，而地方政府对环保部门的干预以及环保部门对地方政府的依赖都将被削弱，从而有效降低财政激励对环境管制的制约作用。

2. 进一步完善中央环境保护督察制度，落实地方政府环境保护监管责任

中央环境保护督察的“督政”性质具有强约束性和惩治力，从而能够在强化环境管制政策效果的同时，对地方政府的环境监管形成震慑。因此，需要将中央环境保护督察作为一项常态化工作开展，并制定环保督察规划，通过“规划驱动、督察行动”提高中央环保督察效果。同时，考虑将中央环保督察结果作为地方政府官员绩效考核或官员晋升的重要指标，以落实地方政府环境保护监管责任。此外，要推进中央环保督察相关法制法规制定，将其纳入法制化、规范化和常态化的轨道，切实提高地方政府部门的绿色

发展意识，这为我国加快生态文明体制改革，建设美丽中国，以及助力我国如期实现“双碳”目标提供了重要保障。

3. 结合地方财力情况以及节能减排潜力，制定合理适度的环境管制政策

鉴于财政激励对地方政府环境治理的重要影响，中央政府在制定环境管制政策时，应考虑不同地区在财力情况、经济发展水平、产业结构以及节能减排潜力能力上的差异，尽量做到分类施策，因地制宜，避免一刀切和运动式治理，以使地方政府能够兼顾本地区的节能减排与经济发展。

参考文献

- [1]邓玉萍,王伦,周文杰.环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J].统计研究,2021,38(07):76-86.
- [2]范子英,赵仁杰.法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据[J].经济研究,2019,54(03):21-37.
- [3]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.
- [4]韩超,刘鑫颖,王海.规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J].管理世界,2016(02):82-94.
- [5]康志勇,张宁,汤学良,刘馨.“减碳”政策制约了中国企业出口吗[J].中国工业经济,2018(09):117-135.
- [6]李伯涛,马海涛,龙军.环境联邦主义理论述评[J].财贸经济,2009(10):131-135.
- [7]李鹏升,陈艳莹.环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率[J].财贸经济,2019,40(11):144-160.
- [8]梁平汉,高楠.人事变更、法制环境和地方环境污染[J].管理世界,2014(06):65-78.
- [9]刘建民,王蓓,陈霞.财政分权对环境污染的非线性效应研究——基于中国 272 个地级市面板数据的 PSTR 模型分析[J].经济学动态,2015(03):82-89.
- [10]鲁建坤,纪珈雯,丁明.企业纳税贡献与环境治理投资[J].财经论丛,2021(09):28-36.
- [11]祁毓,卢洪友,徐彦坤.中国环境分权体制改革研究:制度变迁、数量测算与效应评估[J].中国工业经济,2014(01):31-43.
- [12]钱颖一,许成钢,董彦彬.中国的经济改革为什么与众不同——M 型的层级制和非国有部门的进入与扩张[J].经济社会体制比较,1993(01):29-40.
- [13]石庆玲,陈诗一,郭峰.环保部约谈与环境治理:以空气污染为例[J].统计研究,2017,34(10):88-97.
- [14]陶然,陆曦,苏福兵,等.地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思[J].经济研究,2009,44(07):21-33.
- [15]童锦治,苏国灿,魏志华.“营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J].财贸经济,2015(11):14-26.
- [16]万攀兵,杨冕,陈林.环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改

造的视角[J].中国工业经济,2021(09):118-136.

[17]席鹏辉,梁若冰,谢贞发.税收分成调整、财政压力与工业污染[J].世界经济,2017,40(10):170-192.

[18]席鹏辉.财政激励、环境偏好与垂直式环境管理——纳税大户议价能力的视角[J].中国工业经济,2017(11):100-117.

[19]谢申祥,陆毅,蔡熙乾.开放经济体系中劳动者的工资议价能力[J].中国社会科学,2019(05):40-59.

[20]谢贞发,严瑾,李培.中国式“压力型”财政激励的财源增长效应——基于取消农业税改革的实证研究[J].管理世界,2017(12):46-60+187-188.

[21]尹振东.垂直管理与属地管理:行政管理体制的选择[J].经济研究,2011,46(04):41-54.

[22]张华,丰超,刘贯春.中国式环境联邦主义:环境分权对碳排放的影响研究[J].财经研究,2017,43(09):33-49.

[23]张克中,王娟,崔小勇.财政分权与环境污染:碳排放的视角[J].中国工业经济,2011(10):65-75.

[24]赵琳,唐珏,陈诗一.环保管理体制垂直化改革的环境治理效应[J].世界经济文汇,2019(02):100-120.

[25]郑石明.政治周期、五年规划与环境污染——以工业二氧化硫排放为例[J].政治学研究,2016(02):80-94.

[26]Ackerman B A, Stewart R B. Reforming environmental law[J]. Stanford Law Review, 1985.

[27]Angrist J D, Lavy V. Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement[J]. The Quarterly journal of economics, 1999, 114(2): 533-575.

[28]Angrist J D. How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002,117(3):997-1038.

[29]Bai J, Lu J, Li S. Fiscal Pressure, Tax Competition and Environmental Pollution[J]. Environmental and Resource Economics, 2019,73(2):431-447.

[30]Black S E. Do better schools matter? Parental valuation of elementary education[J]. The quarterly journal of economics, 1999, 114(2): 577-599.

[31]Bronzini R, Iachini E. Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2014, 6(4): 100-134.

[32]Cattaneo M D, Jansson M, Ma X. Manipulation testing based on density discontinuity[J]. *The Stata Journal*, 2018, 18(1): 234-261.

[33]Chen Y J, Li P, Lu Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: Evidence of a target-based performance evaluation system in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018,133:84-101.

[34]Du W, Li M. Can environmental regulation promote the governance of excess capacity in China's energy sector? The market exit of zombie enterprises[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019,207:306-316.

[35]Galloway E, Johnson E P. Teaching an old dog new tricks: Firm learning from environmental regulation[J]. *Energy Economics*, 2016,59:1-10.

[36]Gelman A, Imbens G. Why High-order Polynomials Should not be Used in Regression Discontinuity Designs[R]. National Bureau of Economic Research, 2014.

[37]Gilligan D O, Kumar N, McNiven S, et al. Bargaining power, decision making, and biofortification: The role of gender in adoption of orange sweet potato in Uganda[J]. *Food Policy*, 2020,95:101909.

[38]Gray W B, Shadbegian R J. Environmental Regulation, Investment Timing, and Technology Choice[J]. *The Journal of Industrial Economics*, 1998,46(2):235-256.

[39]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.

[40]Guschanski A, Onaran Ö. The decline in the wage share: falling bargaining power of labour or technological progress? Industry-level evidence from the OECD[J]. *Socio-Economic Review*, 2021.

[41]Ha L T, Nam P X, Thanh T T. Effects of Bribery on Firms' Environmental Innovation Adoption in Vietnam: Mediating Roles of Firms' Bargaining Power and Credit and Institutional Constraints[J]. *Ecological Economics*, 2021,185:107042.

[42]Huang J, Xiang S, Wang Y, et al. Energy-saving R&D and carbon intensity in China[J]. *Energy Economics*, 2021,98:105240.

[43]IEA. *Energy Efficiency Indicators: Statistics Report*[R]. Paris: IEA, 2020.

[44]Imbens G W, Lemieux T. Regression discontinuity designs: A guide to practice[J]. *Journal of econometrics*, 2008, 142(2): 615-635.

[45]Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator[J]. *The Review of economic studies*, 2012, 79(3): 933-959.

[46]Jia R. Pollution for promotion[J]. *21st Century China Center Research Paper*, 2017 (2017-05).

[47]Jin H, Qian Y, Weingast B R. Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style[J]. *Journal of Public Economics*, 2005,89(9-10):1719-1742.

[48]Kahn M E, Mansur E T. Do local energy prices and regulation affect the geographic concentration of employment?[J]. *Journal of Public Economics*, 2013, 101: 105-114.

[49]Lee D S, Lemieux T. Regression discontinuity designs in economics[J]. *Journal of economic literature*, 2010, 48(2): 281-355.

[50]Li H, Zhang B, Wen L, et al. On the relationship between the energy conservation and emissions reduction policy and employment adjustment by manufacturing firms: Microdata from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021,297:126652.

[51]Li H, Zhao X, Yu Y, et al. China's numerical management system for reducing national energy intensity[J]. *Energy Policy*, 2016,94:64-76.

[52]Li P, Chen Y. The Influence of Enterprises' Bargaining Power on the Green Total Factor Productivity Effect of Environmental Regulation—Evidence from China[J]. *Sustainability*, 2019,11(18):4910.

[53]Lo K. How authoritarian is the environmental governance of China?[J]. *Environmental Science & Policy*, 2015,54:152-159.

[54]Lorentzen P, Landry P, Yasuda J. Undermining authoritarian innovation: the power of China's industrial giants[J]. *The Journal of Politics*, 2014, 76(1): 182-194.

[55]McCrary J. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test[J]. *Journal of econometrics*, 2008, 142(2): 698-714.

[56]Oates W E, Schwab R M. Economic competition among jurisdictions: efficiency enhancing or distortion inducing?[J]. *Journal of public economics*, 1988, 35(3): 333-354.

[57]Porter M E, Van der Linde C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *The Journal of economic perspectives*, 1995,9(4):97-118.

[58]Porter M E. America' Green Strategy[J]. *Scientific American*, 1991,264(4):168.

[59]Rutten R, Bakker L, Alano M L, et al. Smallholder bargaining power in large-scale land deals: a relational perspective[J]. *The Journal of Peasant Studies*, 2017,44(4):891-917.

[60]Schelling T C. An Essay on Bargaining[J]. The American Economic Review, 1956,46(3):281-306.

[61]Tong Y. Bureaucracy Meets the Environment: Elite Perceptions in Six Chinese Cities[J]. The China Quarterly, 2007,189:100-121.

[62]Van der Klaauw W. Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: A regression–discontinuity approach[J]. International Economic Review, 2002, 43(4): 1249-1287.

[63]Walter I. Environmentally induced industrial relocation to developing countries[J]. Environment and trade, 1982:235-256.

[64]Yang M, Yuan Y, Yang F, et al. Effects of environmental regulation on firm entry and exit and China’s industrial productivity: a new perspective on the Porter Hypothesis[J]. Environmental Economics and Policy Studies, 2021,23(4):915-944.

[65]Zhang B, Chen X, Guo H. Does central supervision enhance local environmental enforcement? Quasi-experimental evidence from China[J]. Journal of Public Economics, 2018,164:70-90.

[66]Zhang J, Zhang W, Song Q, et al. Can energy saving policies drive firm innovation behaviors? Evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020,154:119953.

[67]Zhang P, Shi X P, Sun Y P, et al. Have China's provinces achieved their targets of energy intensity reduction? Reassessment based on nighttime lighting data[J]. Energy Policy, 2019, 128: 276-283.

[68]Zhang Y, Wang W. How does China's carbon emissions trading (CET) policy affect the investment of CET-covered enterprises?[J]. Energy Economics, 2021,98:105224.

附录

表 A1 “万家企业”政策对企业能源效率的影响：0-3 阶多项式回归

	(1) 0阶	(2) 1阶	(3) 2阶	(4) 3阶
平均能源效率	0.056*** (0.002)	0.042*** (0.003)	0.027*** (0.004)	0.021*** (0.004)
观测值	21135	21135	21135	21135
AIC	-28600.13	-28539.70	-28589.76	-28510.47
2012能源效率	0.057*** (0.003)	0.035*** (0.005)	0.025*** (0.006)	0.021*** (0.006)
观测值	5514	5514	5514	5514
AIC	-8377.959	-8376.976	-8368.693	-8352.518
2013能源效率	0.084*** (0.004)	0.058*** (0.006)	0.035*** (0.007)	0.028*** (0.008)
观测值	5090	5090	5090	5090
AIC	-6962.993	-6960.056	-6933.778	-6915.175
2014能源效率	0.056*** (0.004)	0.032*** (0.006)	0.028*** (0.008)	0.025*** (0.008)
观测值	4686	4686	4686	4686
AIC	-7153.954	-7152.343	-7150.442	-7136.543
2015能源效率	0.027*** (0.003)	-0.002 (0.006)	-0.005 (0.008)	-0.007 (0.008)
观测值	5068	5068	5068	5068
AIC	-7732.94	-7732.71	-7729.633	-7710.935

注：本表结果都控制了地区固定效应和行业固定效应，平均能源效率还控制了年份固定效应。括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。由表可知，0 阶多项式的 AIC 值最小，回归模型的拟合优良性最高。

表 A2 企业 2010 年税收贡献度对能源效率的影响：0-3 阶多项式回归

	(1) 0阶 能源效率	(2) 1阶 能源效率	(3) 2阶 能源效率	(4) 3阶 能源效率
贡献度小	0.102*** (0.003)	0.062*** (0.007)	0.041*** (0.008)	0.028*** (0.009)
贡献度大	0.043*** (0.002)	0.032*** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.014*** (0.004)
观测值	21135	21135	21135	21135
AIC	-29079.69	-28973.54	-29019.51	-29069.09
2012贡献度小	0.080*** (0.003)	0.046*** (0.006)	0.023*** (0.008)	0.017* (0.009)
2012贡献度大	0.046*** (0.003)	0.025*** (0.006)	0.017** (0.007)	0.013* (0.007)
观测值	5514	5514	5514	5514
AIC	-8548.090	-8545.282	-8541.640	-8526.102
2013贡献度小	0.138*** (0.008)	0.082*** (0.017)	0.048*** (0.017)	0.045** (0.019)
2013贡献度大	0.069*** (0.004)	0.047*** (0.006)	0.026*** (0.008)	0.017* (0.009)
观测值	5090	5090	5090	5090
AIC	-7098.531	-7093.849	-7070.082	-7050.799
2014贡献度小	0.093*** (0.004)	0.044*** (0.008)	0.035*** (0.011)	0.024** (0.012)
2014贡献度大	0.042*** (0.004)	0.023*** (0.007)	0.019** (0.009)	0.017* (0.009)
观测值	4686	4686	4686	4686
AIC	-7256.200	-7251.038	-7246.050	-7237.632
2015贡献度小	0.106*** (0.004)	0.043*** (0.010)	0.027** (0.011)	0.021* (0.012)
2015贡献度大	0.011*** (0.004)	-0.010 (0.007)	-0.011 (0.009)	-0.013 (0.009)
观测值	5068	5068	5068	5068
AIC	-7849.169	-7846.946	-7840.492	-7819.011

注：本表结果都控制了地区固定效应和行业固定效应，平均能源效率还控制了年份固定效应。括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。由表可知，0阶多项式的 AIC 值最小，回归模型的拟合优良性最高。

表 A3 企业 2010 年税收贡献率对能源效率的影响：0-3 阶多项式回归

	(1) 0阶 能源效率	(2) 1阶 能源效率	(3) 2阶 能源效率	(4) 3阶 能源效率
贡献率小	0.062*** (0.002)	0.052*** (0.004)	0.039*** (0.005)	0.035*** (0.005)
贡献率大	0.052*** (0.002)	0.034*** (0.004)	0.018*** (0.005)	0.011** (0.005)
观测值	21135	21135	21135	21135
AIC	-28607.11	-28519.19	-28553.37	-28599.42
2012贡献率小	0.057*** (0.004)	0.048*** (0.008)	0.050*** (0.010)	0.044*** (0.011)
2012贡献率大	0.056*** (0.004)	0.025*** (0.007)	0.006 (0.008)	0.004 (0.009)
观测值	5514	5514	5514	5514
AIC	-8379.421	-8376.479	-8366.955	-8348.666
2013贡献率小	0.094*** (0.005)	0.074*** (0.010)	0.048*** (0.011)	0.039*** (0.012)
2013贡献率大	0.075*** (0.005)	0.046*** (0.008)	0.025** (0.010)	0.019* (0.011)
观测值	5090	5090	5090	5090
AIC	-6962.451	-6961.946	-6939.118	-6920.878
2014贡献率小	0.061*** (0.004)	0.043*** (0.009)	0.046*** (0.010)	0.041*** (0.011)
2014贡献率大	0.051*** (0.005)	0.026*** (0.007)	0.017* (0.010)	0.014 (0.011)
观测值	4686	4686	4686	4686
AIC	-7160.219	-7158.419	-7153.988	-7136.915
2015贡献率小	0.034*** (0.005)	0.005 (0.010)	-0.013 (0.012)	-0.020 (0.012)
2015贡献率大	0.021*** (0.005)	-0.009 (0.007)	0.001 (0.009)	0.001 (0.010)
观测值	5068	5068	5068	5068
AIC	-7735.216	-7730.724	-7728.858	-7710.575

注：本表结果都控制了地区固定效应和行业固定效应，平均能源效率还控制了年份固定效应。括号内为以四位数行业为聚类修正后的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。由表可知，0阶多项式的 AIC 值最小，回归模型的拟合优良性最高。