

资源节约型城市创建、企业策略选择与水环境治理

姚 鹏^{1, 2}, 牛 靖¹

(1. 曲阜师范大学 经济学院, 山东 日照 276826; 2. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘要:水环境是人类赖以生存的自然条件, 实施全面节约战略, 推进水资源节约与集约利用对于转变水资源使用方式, 改善水环境质量以及实现“人水和谐”具有重要意义。文章基于企业策略选择视角, 探究资源节约型城市创建的水环境治理效应及其作用机制。研究表明, 资源节约型城市创建通过推动企业降低用水强度、加强技术改造以及发挥市场的“优胜劣汰”效应等机制有效抑制了污染排放行为, 但不同企业在应对资源规制的策略选择上存在显著差异。具体而言, 高耗水企业倾向于选择降低取水量和减产等非效率的方式应对规制目标, 而非高耗水企业更希望通过提高重复用水率和增加废水治理设施数量等长效机制实现水环境治理。同时, 资源节约型城市创建的水环境治理效应在重污染行业表现得更为显著。文章的研究有助于进一步识别企业应对资源规制的微观机制, 为推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生提供重要启示。

关键词: 资源节约型城市创建; 水环境治理; 策略选择; “国家节水型城市”

中图分类号: F424 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2023)04-0079-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230115.402

一、引言

党的二十大报告指出, 深入推进环境污染防治, 统筹水资源、水环境、水生态治理, 推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生。然而水资源短缺、水生态损害和水环境污染问题已经成为当前中国生态文明建设和经济社会可持续发展的制约。面对水环境问题, 《“十四五”节水型社会建设规划》强调, 要全面推进节水型社会建设, 工业节水要坚持“以水定产”, 推进工业节水减污。因此, 实施全面节约战略, 推进水资源节约集约利用成为推动水生态环境治理、实现经济社会发展与资源环境良性循环的必然要求。

在当前强化水资源刚性约束目标下, 如何化解资源节约与经济高质量发展矛盾, 实现资源环境保护与经济协同发展? 解决这一问题, 需弄清当前水生态环境问题的成因, 进而探索水生态环境治理的举措。既有研究表明, 传统的粗放型发展模式和税费征管强度的有限性造成水生态环境污染问题(李力行等, 2022; 孙晓华等, 2022)。一方面, 受粗放式经济发展模式影响, 中国部分工业企业可能还未摆脱高投入、高消耗、高污染、低效率的特征, 对水资源的使用缺乏节约和集约利

收稿日期: 2022-10-12

基金项目: 山东省高等学校优秀青年创新团队(2021RW008); 山东省自然科学基金青年项目(ZR2021QG048); 中国博士后科学基金第 67 批面上项目(2020M672032)

作者简介: 姚 鹏(1986-), 男, 山东济南人, 曲阜师范大学经济学院副教授, 山东大学经济学院博士后;
牛 靖(1997-)(通讯作者), 女, 山东滨州人, 曲阜师范大学经济学院硕士研究生。

用意识,加剧了水资源短缺;另一方面,中国长期以来实行水资源费征收管理机制,在实际征收过程中可能存在征收标准较低和征缴力度不足等问题,使得水资源要素价格被低估,导致部分高耗水企业能够以较低的成本获取大量水资源进行粗放型生产与污染排放,造成水资源利用效率低下以及水污染问题(高萍和包静,2020)。

基于以上分析,解决水资源短缺、水环境污染与生态损害的问题,一方面需要扭转地方政府以GDP为核心的行为导向,放弃粗放式的发展模式;另一方面,应建立提高资源使用成本的机制,促使企业提高资源利用效率,实现资源节约与环境保护。“国家节水型城市”评选为上述问题提供了可行的解决思路,即通过预先设定评选标准,激励地方政府开展水资源节约与水环境治理领域的横向标尺竞争(Fredriksson和Millimet,2002),自主申报并参与城市荣誉称号评选,以出台资源使用管理条例等方式加强地方规制,促使企业建立节水型生产方式。企业作为水资源节约与水污染防治的主体,面对地方政府的规制压力,其内部生产及治污方式将会面临怎样的变革?不同企业又将对地方政府的约束目标采取何种策略选择?本文将探讨资源节约型城市创建与水污染治理之间的关系及其作用机制,并进一步探讨不同行业企业的策略选择。

事实上,水资源短缺和水环境污染问题一直受到学者的广泛关注。与水资源短缺的相关研究主要集中于水资源税改革对环境效应及经济效应的评估(刘晔等,2022),水污染治理的研究则主要围绕“水十条”“国控点”环境监测制度和“十一五”减排政策等水环境治理政策对河流污染、工业水污染强度、上下游污染回流效应、跨界污染等问题进行了探讨(李静等,2015;沈坤荣和金刚,2018;沈坤荣和周力,2020;卢佳友等,2021),然而这些文献侧重于评估命令控制型政策的宏观效应,忽视了地方政府积极参与资源节约型城市创建对企业产生的影响。基于此,本文从企业策略选择视角出发,探讨资源节约型城市创建的水环境治理效应及其内在机制,为协同推进资源环境保护与经济社会高质量发展提供理论借鉴和政策参考。本文研究发现,资源节约型城市创建通过推动企业降低用水强度、加强技术改造以及发挥市场的“优胜劣汰”效应等机制实现了“节水即减排”的效果。但是不同企业在应对资源规制的策略选择上存在显著差异。具体而言,高耗水企业倾向于选择降低取水量和减产等非效率的方式应对规制目标;而非高耗水企业更希望通过提高重复用水率和增加废水治理设施数量等长效机制实现水环境治理。同时,水环境的治理效应在重污染行业表现得更为显著,政策的时期效应随时间推移逐渐减小,并且“自上而下”的“试点和评选”的政策效果小于“自下而上”的“自主申报和评选”形式的政策效果。

本文的边际贡献主要有以下三个方面:首先,就研究视角而言,“国家节水型城市”评选作为集行政命令控制、市场激励特点于一体的综合型资源规制,具有资源节约型评比竞赛的特质,激励地方政府关注水资源环境,为实现资源节约与环境保护提供新思路。其次,从研究内容来看,本文基于高耗水行业与非高耗水行业的二元结构,探讨了不同企业在实现水环境治理方面的策略选择。既有文献侧重对企业减排效果的异质性分析(苏丹妮和盛斌,2021;李欣等,2022),忽视了不同企业在减排路径上的策略选择,而本文则重点关注高耗水行业企业与非高耗水行业企业在水环境治理路径方面的异质性选择。最后,从研究意义来看,关于水污染治理的现有文献更加侧重以污染物监测或控制方式来实现水环境治理的单一目标(李静等,2015;沈坤荣和金刚,2018),而“国家节水型城市”创建强调“节水即减排、节水即治污”理念,注重以源头防治与末端治理的方式来实现水资源节约与水环境保护双重目标。

下文结构安排如下:第二部分为制度背景、理论分析与研究假说;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果分析;第五部分探讨资源节约型城市创建与水环境治理的作用机制;第六部分为水环境治理效应的异质性分析;第七部分为结论与政策建议。

二、制度背景、理论分析与研究假说

(一)制度背景

规制往往是解决环境问题的有效机制,但现有环境规制政策多以命令型或者市场型为主。中国自2002年起逐步推进“国家节水型城市”评选工作,以水资源节约与水环境保护为导向,旨在通过强化地方政府资源节约与保护的责任主体意识,实现“人水和谐”。“国家节水型城市”是全国城市节水工作最高荣誉,是“国家生态园林城市”和“中国人居环境奖”的前置条件,也是“全国文明城市”的特色标识和加分项,故其能够激励地方政府积极参与申报。与既有环境规制只强调污染治理不同的是,“国家节水型城市”在倡导资源节约的同时要求改善水生态环境,其考核标准涵盖综合节水、工业节水以及环境生态节水等多方面,并以强制性规制措施与激励性措施推进“国家节水型城市”评选工作。

通过系统梳理与对比资源节约型城市创建和既有环境规制的基本特点(赵玉民等,2009)发现,两者之间存在着一定的联系与区别。首先,从规制目标与规制性质角度来看,环境规制的目标或者性质往往是单一的,而资源节约型城市创建是集资源节约与环境保护双重目标、命令控制与市场激励双重性质的综合型规制政策;其次,就规制目标的具体内容而言,环境规制的目标是降低排污者的排污水平,降低社会整体污染程度,而资源节约型城市创建旨在通过推进资源节约和循环利用形成节约型生产生活方式,以实现环境保护;最后,在规制目标的实现上,环境规制更加关注以减排为导向的环境污染末端治理,而资源节约型城市创建更注重通过资源节约与环境保护,以源头防治和末端治理兼并的方式达到节能减排的目的。

(二)理论分析与研究假说

1. 资源节约型城市创建与水环境治理

无管制的污染排放会降低全社会的环境承载容量和自然环境质量,最终给各个经济单位甚至整体经济的产出带来负外部性(陈诗一,2009)。国家提出实施全面节约战略,推进资源节约和集约利用,通过强化水资源刚性约束,把经济社会活动限定在水资源承载能力范围之内。作为中国首次以资源节约为目标导向的城市荣誉评选,“国家节水型城市”评选兼具“命令性约束”与“激励性约束”特征,旨在通过评比竞赛的治理模式强化地方政府资源节约的责任主体意识,从而激励地方政府在水资源节约与水环境治理方面展开竞争:一方面,作为创建“国家节水型城市”的主要责任方与监督方,地方政府会依据考核标准,出台地方法律法规及节约用水管理条例,以加强水资源费、污水处理费的收缴力度等强制性规制手段来促使高耗水、高污染、高排放企业改变粗放式发展模式(韩超等,2017);另一方面,地方政府以“减排补助”“提标补助”和奖励节水工作突出的单位等激励性规制手段来增强“节能减排”的补贴力度,有效推进水环境治理(刘丹鹤和汪晓辰,2017)。

企业作为污染防治的主体,其策略选择及水环境治理成效是推动经济与资源环境协调发展的关键。“国家节水型城市”考核标准要求对重点行业及重点用水单位进行用水监控管理,推行定额计划用水管理和超定额累进加价制度,其实质是对耗水更多的部门进行更为严格的规制。因此,用水强度不同的企业会面临非对称的水资源规制压力,进而产生非对称的政策规制效应(Tombe和Winter,2015)。对高耗水行业而言,水资源是其重要的生产原料,因此其面临的水资源规制压力比非高耗水行业更大,而且由于其和高污染行业的高度吻合性,使得资源节约型城市创建的水环境治理效应在高耗水行业中表现得更加明显。基于以上分析,提出以下假说:

假说1:资源节约型城市创建能够推动企业节水减排,实现水环境治理,并且水环境治理效应在高耗水行业中表现得更加明显。

2. 资源节约型城市创建影响水环境治理的机制分析

在“国家节水型城市”考核标准以及地区具体节水办法指导下,地方政府资源规制将引导企业通过源头防治、末端治理与企业退出等策略选择全面开展资源节约型城市创建活动。由于行业耗水程度和企业用水强度的显著异质性,导致节水规制对高耗水行业和非高耗水行业以及行业内企业的影响程度存在差异(沈春苗和郑江淮, 2022)。因此,本文基于高耗水行业与非高耗水行业的二元结构,探讨资源节约型城市创建影响企业行为的内在机制,具体如图 1 所示。

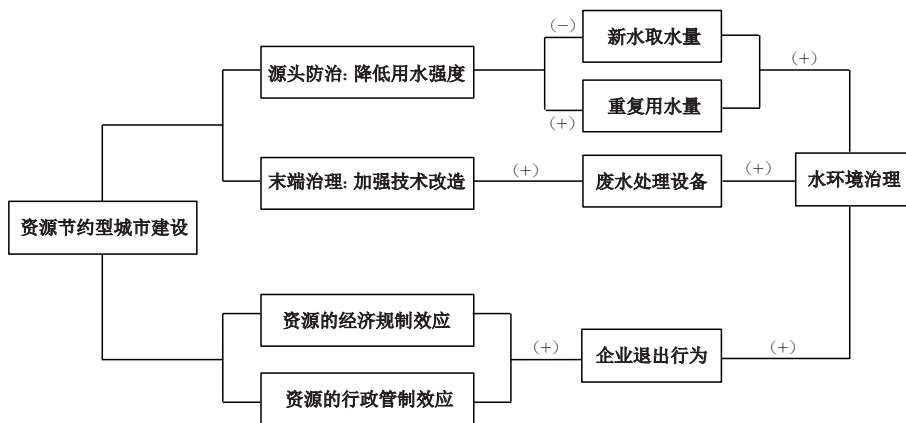


图 1 资源节约型城市创建促进水环境治理的影响机理

注：“-”表示减少或降低，“+”表示提高或促进。

(1) 源头防治机制

源头防治是解决环境问题的重要途径,如果企业注重长期发展,那么“国家节水型城市”评选将推动企业选择有利于持续减排的源头治理,即企业可能通过引进更清洁的生产方式从污染源降低水污染物的排放。在“国家节水型城市”评选中,省、自治区建设厅与发展改革委员会节水主管部门根据《节水型城市考核标准》对工业企业的万元工业增加值取水量、工业取水量、工业用水重复率、工业废水达标率等相关节水指标进行随机抽查,对企业造成规制压力,促使企业通过改进生产工艺提高生产过程的节水能力,促使企业提高用水效率,降低用水强度,从而实现节水与减排的“双目标”(庞瑞芝等, 2021)。

用水强度的降低往往来源于企业用水量的减少,由于企业用水量由新水取水量和重复用水量两部分组成,在水资源既定的情况下,企业可以通过减少新水取水量和提高重复用水效率实现用水总量和用水强度的“双控制”,同时减少污水排放(赵阳等, 2021)。在行业用水强度的二元结构下,高耗水行业与高污染行业具有高度吻合性,所以高耗水企业往往废水排放量较多(于连超等, 2021)。重复用水量包括企业通过自建污水处理设施,对达标外排污水进行处理后回收利用的水量。因此,废水处理成本与其排污量正相关。企业提高重复用水量将增加污水治理投资,使得部分原本投入生产的资本等要素转移到污水处理上,给企业带来额外的成本消耗(于斌斌等, 2019)。作为追求利益最大化的主体,高耗水企业在权衡节水成本与废水处理成本后,更倾向于通过减少取水量实现资源节约与环境保护。而对于非高耗水行业而言,其大多为非重污染企业,节水成本与污水处理成本相对较小,其会采取减少取水量与提高重复用水量两种方式降低用水强度。综上所述,提出以下假说:

假说 2: “国家节水型城市”推动企业降低用水强度来实现水环境治理。在渠道策略选择上,高耗水企业更倾向于通过减少取水量降低用水强度,非高耗水企业则以减少取水量与提高重复用水量两种方式实现节水减排。

(2) 末端治理机制

为获得“国家节水型城市”称号,地方政府除对企业用水量进行严格限制,还会规定污染排放量水平,要求企业必须执行严格的环境规制措施或者通过改良污水处理技术,减少废水排放。末端处理是直接去除污染物实现减排的简单有效方式,是企业实现规制目标最直接、最有效率的途径(步晓宁和赵丽华,2022)。如果企业更在乎短期利益,并且预期末端处理成本小于源头防治成本,那么其将依赖末端治理积极响应地方政府的规制目标。在末端治理方式的选择上,技术改造具有周期短、投资少、污染少、效益好、消耗低等方面的优势(戴魁早和骆蓓函,2022)。因此,企业往往通过购买清洁生产设备和先进治污设备进行技术改造以达到末端排放标准。在各城市的节约用水管理条例中均提到,要鼓励企业进行节水技术改造,推广节水工艺,并在政策、技术和资金等方面给予企业支持,这有助于缓解企业技术改造的成本压力,驱动企业更新改造用水工艺及设备、增加废水处理设施等,以达到节水减排的目的(张彩云和吕越,2018)。但环保技术改造往往会挤占企业大量资金,在短期内降低企业利润率。由于高耗水行业与高污染行业的高度吻合性,导致其废水处理成本相对于非高耗水企业而言更大,其可能缺乏技术改造的动力(叶祥松和刘敬,2018)。而非高耗水企业的污染程度较小,面对水资源规制压力,其在末端治理上会通过购买新的治污和更节水的生产设备等方式,实现资源节约与环境保护。基于此,提出以下假说:

假说3:“国家节水型城市”推动企业加强技术改造实现水资源节约和水生态环境保护。但是受废水处理成本限制,技术改造在非高耗水行业表现得更加明显。

(3) 企业退出机制

第一,资源的经济规制效应。价格机制的失效会导致环境资源的浪费和破坏(金碚,2005)。因此,为实现节水减排,“国家节水型城市”评选对水资源实行严格的价格管理,通过收费机制提高水资源的使用成本,从而发挥经济规制效应(王书斌和徐盈之,2015)。一方面,“国家节水型城市”考核指标要求全面征收水资源费和污水处理费,并且污水处理费征收标准要足以补偿运行成本,并达到“保本微利”,通过强化水资源费和污水处理费的征缴力度将企业的外部成本内部化,以限制和约束企业的污染排放行为;另一方面,部分城市对企业用水量和污染排放实行“超罚”制度,对高耗水、高排放行业实施水费加价缴纳制度,导致高耗水企业将承担更高的生产成本。这种资源规制差异会造成非对称的规制效应,发挥“优胜劣汰”的作用(金碚,2009):对于竞争力较强的企业而言,其不仅在短期内可以承受更高的成本,而且有能力通过生产工艺改造和技术创新来实现合规化生产,促进水资源的节约和集约利用。但对于竞争力较弱的企业而言,强征缴力度将使其面临沉重的规制成本,丧失了以低廉价格获取资源使用权的成本优势,可能面临减产或停工停产的风险(Albrizio等,2017)。

第二,资源的行政管制效应。资源的行政管制旨在通过政府部门制定的环保标准和规范约束企业的生产行为,引导企业进行绿色生产。为达到“国家节水型城市”考核指标,一方面,部分城市要求严格水资源用途管制,地方政府的生产限制和“关停并转”等措施可能会导致高耗水行业中的部分企业面临退出风险(李蕾蕾和盛丹,2018);另一方面,地方政府可能对企业在清洁生产技术、污水处理能力等方面提出更高的要求,较高的资金壁垒和技术壁垒提升了高耗水企业的生存门槛(张华和魏晓平,2014)。对于高耗水行业中竞争力较弱的企业而言,其可能因无力承担合规成本而在短期内无法实现对高耗水、高排放落后工艺、生产技术及设备的更新换代,所以行政管制下的“市场选择机制”会迫使这部分企业退出市场。综上所述,提出以下假说:

假说4:“国家节水型城市”评选产生的非对称规制效应将通过企业退出策略的调整来实现水环境治理。

三、研究设计

(一)识别策略与变量选取

由于不同城市被评为“国家节水型城市”的年份不同,本文采用多期双重差分模型探究“国家节水型城市”评选对水环境治理的影响。基准回归模型设定见式(1):

$$\ln_fspf_{cit} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{cit} + \gamma Control_{cit} + \mu_i + \theta_c + \lambda_t + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

式(1)中,下标 c 、 i 、 t 分别表示城市、企业和年份。 \ln_fspf_{cit} 为核心被解释变量,表示在城市 c 中企业 i 在 t 时期废水排放量的对数,说明了水环境的治理情况。核心解释变量 DID_{cit} 是组别虚拟变量与时间虚拟变量的交互项,用于识别该城市在 t 年是否被评选为“国家节水型城市”。对评选为“国家节水型城市”的当年及以后年份赋值为 1,其余年份赋值为 0,而未评选上的城市赋值为 0。

$Control_{cit}$ 表示城市和企业层面的控制变量集合。参考既有研究,企业层面的控制变量包括:企业的资产负债率(Lev),以企业总负债除以总资产的对数表示;企业从业人数($Labor$),采用企业就业人数取对数衡量;国有控股情况($gykg$),以工业企业数据库中的控股情况表示,分为国有控股企业和非国有控股企业两类,用于控制企业性质的影响;企业年龄(Age),以当年年份减去企业成立年份加 1 取对数表示;资本劳动比(\ln_KL),用固定资产与就业人数的比值取对数表示。城市层面的控制变量包括:城市经济发展水平(R_GDP),使用城市人均生产总值的对数作为代理变量;城市人口密度(\ln_per_midu),以城市人口密度的对数值表示;产业结构($Structure$),以第二产业从业人员比重衡量。 μ_i 为企业固定效应, λ_t 为时间固定效应, θ_c 表示城市固定效应, ε_{cit} 为随机误差项。

(二)数据来源与描述性统计

本文以 1998—2012 年中国工业企业为研究样本,企业层面数据来源于中国工业企业数据库与中国工业企业污染排放数据库,城市层面数据来源于《中国城市统计年鉴》。企业层面的数据处理方面,本文参考韩超等(2021)的研究,首先,对两个数据库根据企业代码、企业名称以及企业名称中的关键信息进行逐步匹配与合并;其次,本文参考已有文献的研究,剔除了工业增加值、固定资产合计、中间投入为负以及从业人数小于等于 8 人的观察值。主要变量的描述性统计结果见表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	\ln_fspf	企业废水排放量	430 514	10.4897	2.2616	-4.6052	20.5580
核心解释变量	DID	国家节水型城市	590 430	0.1699	0.3756	0.0000	1.0000
机制变量	\ln_WE	企业用水强度	541 422	2.8828	2.2345	-13.5924	17.8962
	$facility$	废水处理设备	347 083	0.2208	0.4975	0.0000	13.9288
	$exit_num$	企业退出数量	590 595	26.1646	51.0339	0.0000	934.0000
	$exit$	企业退出虚拟变量	590 430	0.1576	0.3643	0.0000	1.0000
企业层面控制变量	Lev	企业资产负债比	588 389	-0.5986	0.8293	-12.7804	11.0852
	$Labor$	企业从业人数	529 195	5.5126	1.1933	2.1972	12.2880
	Age	企业年龄	590 403	16.5045	15.2458	1.0000	355.0000
	\ln_KL	企业资本劳动比	526 083	4.1671	1.3711	-6.7452	14.5032
	$gykg$	企业控股情况	590 131	4.5403	1.8084	1.0000	8.0000
城市层面控制变量	R_GDP	城市经济发展水平	587 985	10.0852	0.9547	7.5440	13.0176
	\ln_pep_midu	城市人口密度	588 376	6.1325	0.7626	1.5476	7.9036
	$Structure$	第二产业从业人员比重	588 391	47.3185	12.5180	4.5000	84.4000

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

为探究“国家节水型城市”评选对企业节水减排的实质成效,首先,利用式(1)考察资源节约型城市创建的水环境治理效应。其次,考虑到“国家节水型城市”评选在不同行业间会产生非对称规制效应,进而影响企业的策略选择(Tombe 和 Winter, 2015),故在式(1)的基础上引入三重差分,即行业的耗水程度(刘金科和肖翊阳, 2022),回归结果如表 2 所示。其中,列(1)控制了企业固定效应、城市固定效应以及年份固定效应,未加入控制变量。根据回归结果,交互项系数显著为负,表明“国家节水型城市”评选促进了企业的减排。列(2)进一步加入相关控制变量,核心解释变量的系数绝对值变大,表明“国家节水型城市”对企业污染减排的效果有所增强,这一结果与韩超等(2020)、步晓宁和赵丽华(2022)等的研究结论具有一定的相似性,表明资源节约类政策能够抑制企业的污染排放。列(3)是在考虑行业耗水程度异质性的基础上,比较不同行业间水环境治理效应,结果表明水环境治理效应在高耗水行业中更加显著,假说 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

	(1)未加入控制变量 \ln_fspf	(2)加入控制变量 \ln_fspf	(3)三重差分 \ln_fspf
<i>DD</i>	-0.0768*** (-8.4832)	-0.0840*** (-9.0540)	
<i>DDD</i>			-0.0801*** (-6.9449)
控制变量		控制	控制
企业、城市、时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	402 192	343 120	343 120
<i>R</i> ²	0.8457	0.8469	0.8468

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下表同。

(二)稳健性检验

1. 双重差分模型的有效性检验

(1)平行趋势检验与动态效应

本文采用事件研究法(Beck 等, 2010)对“国家节水型城市”评选的处理组与对照组企业之间进行平行趋势检验,并进一步探究“国家节水型城市”促进水环境治理的动态效应。

$$\ln_fspf_{cit} = \alpha_0 + \sum_{j=-7/l=1}^{6/13} \beta_l D_{cit}^j + \gamma Control_{cit} + \mu_i + \theta_c + \lambda_t + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

式(2)中, D_{cit}^{-j} 或 D_{cit}^j 表示以“国家节水型城市”评选当年设定为政策发生年份,每个“国家节水型城市”的企业所处的相对政策年份, $j < 0$ 表示城市 c 评选“国家节水型城市”前 j 年,反之表示评选“国家节水型城市”后 j 年, j 的取值范围为 $[-7, 6]$ 。 l 表示系数 β 的角标, 对应取值范围为 $[1, 13]$ 。其余变量设定与基准回归模型设定相同。图 2 汇报了被解释变量的平行趋势检验和动态效应图。由图 2 可知,在“国家节水型城市”评选之前,政策实施的水环境治理效应相对年份虚拟变量均不显著,满足平行趋势检验。在政策实施之后,回归系数显著为负,并且呈现持续下降趋势,表明“国家节水型城市”的动态管理和复查机制促使地方政府的水资源与水生态环境的协同治理,进而抑制了企业的污染排放。

(2)安慰剂检验

为排除政策冲击的非随机和不可观测因素的干扰,本文参考 La Ferrara 等(2012)的研究,通过虚构处理组的方式进行安慰剂检验,即由计算机随机生成被评选为“国家节水型城市”的样本城市,数量与当年实际数量相一致,再使用式(1)进行估计并重复这一过程 500 次。安慰剂检验结果如图 3 所示,基于随机样本得到的估计系数分布在 0 附近,基准回归估计系数的绝对值独立于安慰剂检验估计系数的绝对值之外,表明基准回归结果是稳健的。

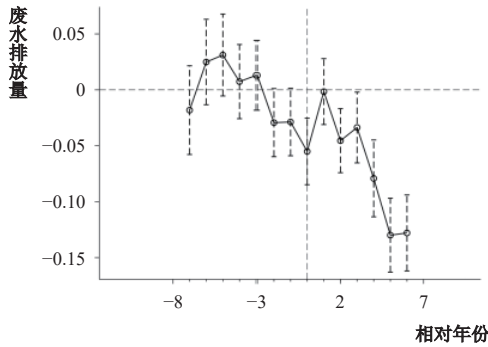


图 2 平行趋势检验

注: x 轴表示政策实施相对年份, y 轴表示被解释变量回归系数,虚线区间表示 95% 的置信区间。

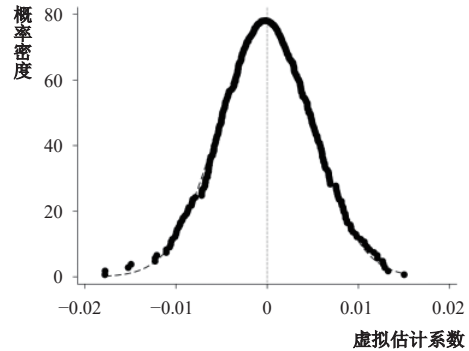


图 3 安慰剂检验

注: x 轴表示虚拟估计系数, y 轴表示估计系数概率密度。

2. 多时期 DID 的双重稳健估计量: csdid

处理效应跨时期同质性假设是双重差分模型估计推断处理效应的重要假设之一,但该假设在实践应用中往往难以满足,导致估计结果可能存在一定偏误。因此,本文利用 csdid 来缓解这一估计偏误问题(Callaway 和 Sant'Anna, 2021),同时考察“国家节水型城市”的平均处理效应及不同年份的所有组别平均效应,实证结果如表 3 所示。csdid 在处理不同组的平均处理效应(ATT)时,存在缺失值的样本不会进入回归,对同时期的所有组别平均效应中不含 2011 年。研究发现,在使用 csdid 后,“国家节水型城市”评选在样本期间的平均减排效应以及不同年份的减排效应均保持稳健。

表 3 csdid 的平均处理效应及分时期效应

	(1)csdid—总体ATT		(2)csdid—分时期效应		
<i>DID</i>	-0.0521** (-2.8122)	<i>T</i> 2002	-0.0486** (-1.9695)	<i>T</i> 2007	-0.1700 (-5.1766)
		<i>T</i> 2003	-0.0859** (-2.5133)	<i>T</i> 2008	-0.0951*** (-2.7550)
		<i>T</i> 2004	-0.1698*** (-4.2547)	<i>T</i> 2009	-0.0845** (-2.1841)
		<i>T</i> 2005	-0.1112*** (-3.7429)	<i>T</i> 2010	-0.0333 (-1.3570)
		<i>T</i> 2006	-0.0450*** (-1.1676)	<i>T</i> 2012	0.1484*** (-1.3570)
控制变量	控制	控制变量	控制	控制变量	控制
企业、时间固定效应	控制	企业、时间固定效应	控制	企业、时间固定效应	控制
<i>N</i>	303 159	<i>N</i>	303 159	<i>N</i>	303 159

3. 内生性检验

由于政策的事前效应使得政策与企业减排之间可能存在逆向因果关系,因此,为排除该逆向因果对结果造成的偏误,本文选取地级市政府工作报告中与环境相关词汇的环境词频数(*EN*)和环境词汇比重(*ER*)作为政策的工具变量,相关词汇如排污、减排、化学需氧量等(陈诗一和陈登科,2018)。一方面,该指标较为全面地衡量了地方政府环境治理力度,同时该词频包括与废水治理相关的环保词频,会对地方水生态环境保护行为产生一定的引导作用(张鹏等,2017),满足工具变量选择的相关性;另一方面,地方政府工作报告一般发生在年初,该年度的企业废水排放指标无法反向影响事先已经确定好的政府工作报告,同时单个企业的行为不能影响地级市政府的决策(毛其淋和王澍,2019),故满足工具变量选取的外生性。

此外,本文进一步综合考虑工具变量的要求以及“国家节水型城市”的特点,从以下角度选取工具变量:首先,从自然地理的角度选取河流密度作为工具变量。在相关性上,河流密度越高的城市,水域面积越大,受到上级的监督力度越大(Ghanem 和 Zhang, 2014)。地级市官员可能积极参与“国家节水型城市”评选(余泳泽等,2020)。而河流密度取决于当地自然条件,不会受到企业污染排放的影响,符合外生性条件。其次,由于河流密度的分布不随时间变化,需要引入一个随时间变化的变量与工具变量相乘,构建面板工具变量。因此,选择地级市市委书记年龄作为时间变化量。理由是,较年轻的地级市官员职业生涯较长,更有可能公开节能减排的数值目标,进而积极响应政策考察(姚洋等,2020),参与“国家节水型城市”评选。而年龄作为个体变量,也不会受到企业污染排放的影响。因此本文选取河流密度规模分布的倒数与地级市市委书记年龄的乘积(*DA*)作为政策的工具变量。

表4汇报了利用两阶段最小二乘法(2SLS)估计“国家节水型城市”建设对企业减排的影响。列(1)、列(3)中两个工具变量第一阶段回归结果均表明,用环境词频和环境词汇比重、河流密度的规模分布倒数与地方政府官员年龄的乘积作为工具变量满足相关性条件。第二阶段*KP-LM*检验和*KP-F*检验均在1%的置信水平上显著拒绝原假设,表明不存在工具变量识别不足和弱工具变量问题。同时,“国家节水型城市”对企业废水排放的估计结果整体在10%的显著性水平下为负,基准回归结果较为稳健。

表4 内生性问题:工具变量回归结果

	(1) <i>DID</i>	(2) <i>ln_fspf</i>	(3) <i>DID</i>	(4) <i>ln_fspf</i>
<i>DID</i>		-0.3133*** (-3.4177)		-0.5078* (-1.9149)
<i>EN</i>	0.1696*** (47.2500)			
<i>ER</i>	0.0842*** (18.7200)			
<i>DA</i>			-0.0005*** (-18.6500)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业、城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>		265 309		241 733
<i>F</i> 值	1 255.21		347.96	
<i>KP-LM</i> 检验		3 183.6480(0.0000)		447.3500(0.0000)
<i>KP-F</i> 检验		1 255.2150		347.9630

4. 其他稳健性检验^①

文章还做了以下稳健性检验：第一，替换被解释变量；第二，排除评选形式差异的影响；第三，排除数据质量的影响；第四，排除其他环境政策的影响；第五，PSM-DID 估计；第六，排除事前效应的影响。上述稳健性检验结果均表明研究结论保持稳健。

五、资源节约型城市创建的水环境治理机制

(一) 源头防治机制检验及策略选择

为验证“国家节水型城市”评选通过源头防治驱动节水减排的内在机理，本文选取企业用水强度(\ln_WE)作为源头防治的机制变量，以工业用水量与工业总产值的比值表示，并参考江艇(2022)对中介效应检验的分析方法。表 5 列(1)的结果表明，“国家节水型城市”评选降低了企业的用水强度，而用水强度与企业废水排放量存在同向相关关系。因此，当企业用水强度降低时，企业废水排放量也会减少，这侧面说明了“节水即减排”效应。在降低用水强度的策略选择上，本文对减少新水取水量与提高重复用水两种渠道分别进行检验。其中，变量(qsl)表示新水取水量的对数，重复用水率($cfys_rate$)以重复用水量与工业用水量的比值表示。列(2)–(5)结果表明，非高耗水行业以减少新水取用量与提高重复用水率两种方式降低用水强度，而高耗水行业仅以降低取水量方式实现节水减排，验证了假说 2。此外，水资源消耗量与污染排放量会随着产量的减少而降低，所以部分企业迫于成本压力会以减产方式实现节能减排(李力行等, 2022)。为验证企业是否通过“规模效应”实现水环境治理，本文利用产值进一步分析。列(6)、列(7)结果表明，高耗水行业会选择减少产值来降低废水排放量，说明产出水平下降带来的“减排效应”确实存在，而非高耗水行业的产值是显著增加的，验证了不同行业在源头防治渠道选择上的差异化。

表 5 源头防治机制检验及策略选择

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	用水强度	取水量		重复用水率		产值	
	\ln_WE	$H-qsl$	$L-qsl$	$H-cfys_rate$	$L-cfys_rate$	$H-y$	$L-y$
<i>DID</i>	-0.0701*** (-7.2443)	-0.0698*** (-6.0011)	-0.0897*** (-7.4184)	-0.0155 (-0.9943)	0.0151*** (4.5826)	-0.0335*** (-4.1274)	0.0288*** (2.6580)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业、城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	435 784	274 388	159 833	236 453	120 920	290 620	166 945
R^2	0.8048	0.8516	0.8445	0.1663	0.7249	0.8556	0.8525

注： $H-xx$ 表示高耗水行业， $L-xx$ 表示非高耗水行业，下表同。

(二) 末端治理机制检验及策略选择

企业一般会利用加大末端治理投入、安装污染过滤设备等技术改造方式降低污染排放强度，故本文以企业废水治理设施数量的对数($facility$)作为与企业废水处理技术相关的减排设备与资金投入的代理变量(苏丹妮和盛斌, 2021)。表 6 列(1)的回归结果表明，政策实施促进了企业废水治理设施数量的增加和企业废水排放量的减少。由于技术水平和生产能力存在差异，不同企业在生产过程中可能会产生不同的污染排放水平(Joshi 等, 2001)，企业污水处理或减少污水排放的成本不同。基于此，对高耗水行业与非高耗水行业的策略选择进行探讨，结果如表 6

^① 限于篇幅，省略分析表格，读者若是感兴趣可向作者索取。

列(2)、列(3)所示。与高耗水企业相比,非高耗水企业更倾向于通过增加废水治理设施实现末端治理,可能的原因是高耗水企业的技术改造成本较大,尽管地方政府对部分节水工艺与设备给予补贴,但该收益无法补偿其成本,假说3得到验证。

表6 末端治理机制检验及策略选择

	(1)废水处理设备 <i>facility</i>	(2)高耗水行业 <i>H-facility</i>	(3)非高耗水行业 <i>L-facility</i>
<i>DID</i>	0.0126*** (3.9631)	0.0065 (1.5530)	0.0210*** (4.1805)
控制变量	控制	控制	控制
企业、城市、时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	275 693	177 747	95 526
<i>R</i> ²	0.7478	0.7570	0.7263

(三)企业退出机制检验及策略选择

资源规制会影响企业的生产决策并进而影响企业的存续情况(周沂等,2022),为探讨“国家节水型城市”评选对企业进入退出决策的影响,本文分别选取企业退出虚拟变量(*exit*)和企业退出数量(*exit_num*)作为机制分析变量。其中,企业退出虚拟变量(*exit*)定义为:如果企业*i*在第*t*-1期存在,而在第*t*期以及之后各期均不存在,则定义*exit_t*为1,否则为0。企业退出数量(*exit_num*)为企业退出虚拟变量,对每年退出企业数量进行累计加总得到。回归结果如表7所示,列(1)是基于企业退出虚拟变量的*logit*回归,列(2)为企业退出数量的回归结果。结果表明,“国家节水型城市”评选促进了企业的退出,进而实现了减排。在企业退出的基础上,以企业退出数量为例,对异质性行业企业的退出策略进行分析。具体而言,本文分别统计了高耗水行业与非高耗水行业的历年企业退出数量,并进行回归,由列(3)、列(4)可知,高耗水行业的企业退出策略动机更强烈。原因可能是,在非对称规制下,部分高耗水企业无法承担规制成本进而选择退出策略。

表7 企业退出机制检验及策略选择

	(1) <i>exit_logit</i> 企业退出虚拟变量	(2) <i>exit_fe</i> 企业退出数量	(3) <i>H_exit</i> 高耗水企业退出数量	(4) <i>L_exit</i> 非高耗水企业退出数量
<i>DID</i>	20.9085*** (8.8712)	3.3368*** (9.1795)	1.7691*** (9.5170)	1.5677*** (7.3475)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业、城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	242 019	468 850	468 850	468 850
<i>R</i> ²		0.5153	0.5255	0.4939

六、异质性分析

(一)行业污染程度的异质性

尽管“国家节水型城市”评选以构建节水型社会为主要目标,但其政策的溢出效应使得水环境状况明显改善。为验证“国家节水型城市”的水环境治理成效是否因行业污染属性的差异而不同,本文参考牛欢和严成樑(2021)对重污染行业的设定,将样本划分为重污染行业与非重污染行业两个子样本进行回归。结果见表8列(1),交互项系数显著为负,表明授予“国家节水型城市”称号对重污染行业企业环境绩效的影响更强,实现了“节水即治污”的效果。

(二)政策时期效应的差异化

由于 2002 年第一批“国家节水型城市”采取“自上而下”的“试点和评选”方式,试点城市主要以直辖市、省会城市与省域副中心城市为主,而 2005 年及以后才扩散到其他地级市且采用“自下而上”的“自主申报和评选”的规制方式。因此,不同时期的“国家节水型城市”评选的水环境治理效应可能存在异质性,为检验这一效应的差异性,设置以下回归模型(郭峰和熊瑞祥,2018):

$$\ln_fspf_{cit} = \alpha_0 + \sum_{q=1}^5 \phi_q G_c^q \times DID_{ct} + \mu_i + \theta_c + \lambda_t + \varepsilon_{cit} \quad (3)$$

其中,如果某城市在 2002 年、2005 年、2007 年、2009 年和 2010 年被评选为“国家节水型城市”,则 G_c^q 为 1,否则为 0。其他设定同基准回归模型。结果如表 8 列(2)所示,“国家节水型城市”评选的水环境治理效应总体上

满足前文分析,并且以“试点和评选”方式确立的“国家节水型城市”的政策效应小于由各城市“自主申报和评选”的“自下而上”方式的政策效应,表明“自下而上”的方式更能够激励地方政府进行环境治理,但随着时间的推移,政策效应呈现减小趋势。

七、结论与政策建议

水环境是人类赖以生存的自然条件,“国家节水型城市”创建与评选是推进生态文明建设中具有创新性的规制政策,对于实现资源节约和集约利用与生态环境保护具有重要意义。因此,本文基于企业策略选择视角考察资源节约型城市创建的水环境治理效应,旨在通过有效的制度安排来化解水生态环境污染问题。

本文研究发现,“国家节水型城市”评选促进了企业的水环境治理,显著减少了企业的废水排放量。机制分析表明,“国家节水型城市”评选通过降低企业用水强度、加强企业技术改造以及发挥“优胜劣汰”作用实现水生态环境的治理与改善,但在减排效应大小和机制渠道的策略选择上,高耗水企业与非高耗水企业呈现出明显差异。高耗水企业倾向于选择降低取水量、减产、退出市场等非效率的方式应对规制目标,而非高耗水企业更希望通过提高重复用水率和增加废水治理设施数量等长效机制实现水环境治理。同时,水环境的治理效应在重污染行业表现得更为显著,政策的时期效应随时间推移逐渐减小。

根据上述研究结论,本文提出以下几点政策建议:第一,鼓励企业积极参与水环境治理,引导企业可持续发展策略的选择。与末端治理机制相比,源头防治机制的水环境治理效应更加事半功倍,因此应倡导企业积极通过降低用水强度等源头防治机制实现规制目标。在水环境治理的渠道选择上,应鼓励企业通过提高循环用水量、增加产值等长效机制来提高市场占有率和企业竞争力,不应该只是考虑减产、停产等短期行为,而应推动企业长远发展。第二,地方政府应该通过增加绿色投入和政府补贴来引导企业提高绿色创新能力,并且鼓励其采用绿色生产技术实

表 8 异质性分析

	(1)行业污染程度	(2)时期效应
<i>DID_ind</i>	-0.0656*** (-5.7135)	
<i>DID_2002</i>		-0.1507*** (-8.8852)
<i>DID_2005</i>		-0.1655*** (-8.6555)
<i>DID_2007</i>		0.1009*** (3.6694)
<i>DID_2009</i>		-0.0980*** (-5.2989)
<i>DID_2010</i>		-0.0912*** (-5.0943)
控制变量	控制	控制
企业、城市、 时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	343 120	343 120
<i>R</i> ²	0.8468	0.8469

现污染减排,并帮助有困难企业,推动企业绿色可持续发展,为建设资源节约型、环境友好型社会贡献力量。第三,应该认真总结并推广“自下而上”的资源规制政策经验,推动各地区根据自身环境和经济状况主动参与资源节约和环境保护的评比竞赛。与“自上而下”的“试点和考核”模式相比,“自下而上”的“申报和考核”形式的环境治理效应有更好的效果。因此,应积极鼓励地方政府“自下而上”地参与资源节约和环境保护。同时,应注意尽管短期的政策评选工作能够产生立竿见影的效果,但是也会导致部分企业通过减产方式实现减排,这不利于经济的平稳发展,故应加强城市荣誉评选之后的动态复查机制,严格审查指标变化情况,防止政策效应逐年递减,真正促进水环境本质性转变。

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, (4): 49-63.
- [2]陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, (2): 20-34.
- [3]陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究, 2009, (4): 41-55.
- [4]戴魁早,骆茗函. 环境规制、政府科技支持与工业绿色全要素生产率[J]. 统计研究, 2022, (4): 49-63.
- [5]高萍,包静. 水资源费改税政策实施效果评估——以河北省为例[J]. 财政科学, 2020, (12): 5-16.
- [6]郭峰,熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 经济学(季刊), 2018, (1): 221-246.
- [7]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.
- [8]韩超,王震,田蕾. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 2021, (8): 82-105.
- [9]韩超,张伟广,冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017, (4): 115-134.
- [10]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
- [11]金碚. 资源环境管制与工业竞争力关系的理论研究[J]. 中国工业经济, 2009, (3): 5-17.
- [12]金碚. 资源与环境约束下的中国工业发展[J]. 中国工业经济, 2005, (4): 5-14.
- [13]李静,杨娜,陶璐. 跨境河流污染的“边界效应”与减排政策效果研究——基于重点断面水质监测周数据的检验[J]. 中国工业经济, 2015, (3): 31-43.
- [14]李蕾蕾,盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 136-154.
- [15]李力行,聂卓,席天扬. 多维度治理与国家能力: 增值税征管和企业排污的视角[J]. 世界经济, 2022, (6): 112-135.
- [16]李欣,顾振华,徐雨婧. 公众环境诉求对企业污染排放的影响——来自百度环境搜索的微观证据[J]. 财经研究, 2022, (1): 34-48.
- [17]刘丹鹤,汪晓辰. 经济增长目标约束下环境规制政策研究综述[J]. 经济与管理研究, 2017, (8): 86-93.
- [18]刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, (1): 72-88.
- [19]刘晔,黄实,黄张妍. 水资源税改革能实现双重红利效应吗?[J]. 税务研究, 2022, (9): 55-63.
- [20]卢佳友,周宁馨,周志方,等. “水十条”对工业水污染强度的影响及其机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, (2): 90-99.
- [21]毛其淋,王澍. 地方金融自由化如何影响中国企业出口?: 以城市商业银行发展为例[J]. 世界经济研究, 2019, (8): 11-29.
- [22]牛欢,严成樑. 环境税收、资源配置与经济高质量发展[J]. 世界经济, 2021, (9): 28-50.
- [23]庞瑞芝,林婷,王群勇. 绿色政绩考核下地方政府自主性约束行为与企业污染减排[J]. 当代财经, 2021, (7): 114-126.

- [24]沈春苗,郑江淮. 环境规制如何影响了制造企业的成本加成率[J]. *经济理论与经济管理*, 2022, (4): 27-39.
- [25]沈坤荣,金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. *中国社会科学*, 2018, (5): 92-115.
- [26]沈坤荣,周力. 地方政府竞争、垂直型环境规制与污染回流效应[J]. *经济研究*, 2020, (3): 35-49.
- [27]苏丹妮,盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J]. *经济学(季刊)*, 2021, (5): 1793-1816.
- [28]孙晓华,袁方,翟钰,等. 政企关系与中央环保督察的治理效果[J]. *世界经济*, 2022, (6): 207-236.
- [29]王书斌,徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. *中国工业经济*, 2015, (4): 18-30.
- [30]姚洋,席天扬,李力行,等. 选拔、培养和激励——来自 CCER 官员数据库的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2020, (3): 1017-1040.
- [31]叶祥松,刘敬. 异质性研发、政府支持与中国科技创新困境[J]. *经济研究*, 2018, (9): 116-132.
- [32]于斌斌,金刚,程中华. 环境规制的经济效应:“减排”还是“增效”[J]. *统计研究*, 2019, (2): 88-100.
- [33]于连超,张卫国,毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, (5): 109-118.
- [34]余泳泽,孙鹏博,宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. *经济研究*, 2020, (8): 57-72.
- [35]张彩云,吕越. 绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J]. *经济管理*, 2018, (1): 71-91.
- [36]张华,魏晓平. 绿色悖论抑或倒逼减排——环境规制对碳排放影响的双重效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, (9): 21-29.
- [37]张鹏,张靳雪,崔峰. 工业化进程中环境污染、能源耗费与官员晋升[J]. *公共行政评论*, 2017, (5): 46-68.
- [38]赵阳,沈洪涛,刘乾. 中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J]. *经济研究*, 2021, (7): 113-126.
- [39]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.
- [40]周沂,郭琪,邹冬寒. 环境规制与企业产品结构优化策略——来自多产品出口企业的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022, (6): 117-135.
- [41]Albrizio S, Kozluk T, Zipperer V. Environmental policies and productivity growth: Evidence across industries and firms[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 81: 209-226.
- [42]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.
- [43]Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [44]Fredriksson P G, Millimet D L. Strategic interaction and the determination of environmental policy across U.S. States[J]. *Journal of Urban Economics*, 2002, 51(1): 101-122.
- [45]Ghanem D, Zhang J J. Effortless perfection: Do Chinese cities manipulate air pollution data?[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 203-225.
- [46]Joshi S, Krishnan R, Lave L. Estimating the hidden costs of environmental regulation[J]. *The Accounting Review*, 2001, 76(2): 171-198.
- [47]La Ferrara E, Chong A, Duryea S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- [48]Tombe T, Winter J. Environmental policy and misallocation: The productivity effect of intensity standards[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 72: 137-163.

Resource-saving City Creation, Corporate Strategy Choice and Water Environmental Governance

Yao Peng^{1, 2}, Niu Jing¹

(1. School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 276826, China;

2. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Summary: Water resource shortage, water ecological damage and water environmental pollution have become bottleneck constraints to the construction of ecological civilization and sustainable economic and social development in China at present. Therefore, implementing a comprehensive conservation strategy and promoting the economical and intensive use of water resources are of great significance to achieve resource conservation and ecological environmental protection. To this end, this paper examines the water environmental governance effect of resource-saving city creation using a multi-period DID method based on the perspective of corporate strategy choice. The study shows that, resource-saving city creation effectively curbs polluting emissions through mechanisms such as promoting enterprises to reduce water consumption intensity, strengthening technological transformation, and bringing into play the market's effect of winning and losing, but there are significant differences in the strategy choice of heterogeneous enterprises in response to resource regulation. Specifically, high water-consuming enterprises tend to choose inefficient ways to respond to regulation objectives, such as reducing water intake, cutting production, and withdrawing from the market; while non-high water-consuming enterprises are more interested in long-term mechanisms to achieve water environmental governance, such as increasing the reuse rate and increasing the number of wastewater treatment facilities. Further analysis shows that, the selection of "National Water-saving Cities" is a resource-saving competition, local government officials with strong political incentives will pay more attention to the coordinated development of "resource – economy – environment", and the effect of water environment governance shows a distinct "race" motivation. At the same time, the water environmental governance effect is more significant in heavily-polluted industries, and the period effect of the policy decreases over time. The marginal contributions of this paper are as follows: First, it provides new ideas for achieving resource conservation and environmental protection through scientific assessment of the environmental governance effect of comprehensive resource regulation policies. Second, it innovatively explores the strategic choice of heterogeneous enterprises in achieving water environmental governance based on the dichotomous structure of high water-consuming industries and non-high water-consuming industries. Third, it advocates the concept of "water conservation is emission reduction; water conservation is pollution control", focusing on the dual objectives of water conservation and water environmental protection by "combining" source prevention and end-of-pipe treatment.

Key words: resource-saving city creation; water environmental governance; strategy choice; "National Water-saving Cities"

(责任编辑 顾 坚)