

“能耗双控”与企业绿色创新

李宇坤, 张映芹

(陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119)

孙清和制
→ 创新制度

摘要：“能耗双控”是中国实现碳达峰、碳中和的重要抓手，与早期聚焦于单位能耗强度降低目标存在明显不同，其对绿色创新的影响关系到新发展理念能否得到有效贯彻。基于制度理论框架，利用2017—2020年中国A股重污染行业上市公司数据，实证分析能耗双控制度对企业绿色创新的影响及其潜在机制。结果表明，能耗双控制度显著促进企业绿色创新，其中，能耗总量目标控制的作用更加显著，能耗强度目标控制的作用不太显著；机制检验发现，环境监管执法力度和环境类政府补助在其中发挥中介作用；进一步异质性分析结果表明，能耗总量目标控制与企业绿色创新之间的关系在地方经济增长压力较低、企业财务柔性较高时更加显著。

关键词：能耗双控；绿色创新；制度理论；经济增长压力；财务柔性

DOI:10.6049/kjbydc.2022060738

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



中图分类号:F273.1

文献标识码:A

0 引言

气候变化是当前讨论最激烈的社会经济问题之一。面对日益加大的环境保护压力，企业管理者开始将环境治理纳入公司战略之中^[1]。近年来，学者们越来越多地将制度理论作为研究企业环境保护行为的重要视角^[2-3]。制度理论强调，政府对环境问题的关注使得环境治理成为评价企业合法性的重要指标，从而对辖区内企业产生环境监管合法性压力，这种环境合法性压力将促使企业改变其环境战略^[2]。然而，已有文献关于制度压力与企业环境治理的关系尚未得到一致结论，不同的公司在相同制度压力下表现不同，即一些公司比其它公司更积极地投身于环境治理。一个合理的解释是，制度压力不仅表现为环境法规、标准等监管带来的压力，而且受到制度执行程度的影响^[4]。特别是中国这样一个幅员辽阔、地区经济差异很大的国家，不同企业在经济效益与环境保护之间的权衡势必导致环境规制的异质性结果。本文基于制度理论和政治锦标赛理论，通过考察“能耗双控”制度实施情况，探究制度压力对企业绿色创新的异质性影响。

能耗双控制度始于2016年国务院下发的《“十三五”节能减排综合工作方案》，其中明确提出“2020年全国万元国内生产总值能耗比2015年下降15%，能源消费总量控制在50亿吨标准煤以内”。该制度的核心在于中央政府将环境约束总任务分解到各个地区，通过对地方政府节能减排目标责任进行考核，引导地方政

府在经济发展中更加注重环境绩效，实现经济增长与环境保护双赢。与欧美发达国家不同，中国仍处于市场转型发展阶段，政府在经济活动中仍然具有重要影响^[5]。特别是在政治锦标赛治理模式下，地区经济发展对于地方官员晋升具有重要影响，可能导致地方政府以牺牲环境为代价换取经济增长^[6]。基于“十一五”规划开始的环境约束性指标制度，相关研究发现环保目标责任制的实施虽然对企业绿色创新有积极作用，但很大程度上是企业应对政府环境治理压力的策略性创新行为^[7]。能耗双控制度与早期的环境约束性指标制度的主要区别在于：能耗双控制度中新增的能源消费总量控制任务所引致的地方政府环境治理压力远远超过之前“十一五”、“十二五”规划中的能耗强度控制任务。中国目前仍处于经济中高速增长阶段，能源消耗是经济增长的动力源泉，所以，只要GDP增速高于能源消费总量增速，就能实现能耗强度下降目标。但是，由于能源效率反弹效应的存在，使得技术进步引起的能源效率提升反而可能增加能源消费总量(林伯强，2022)。这可能也是一些经济发达地区2021年没有完成能耗总量目标控制的原因。由此可以看出，能源消费总量控制对地方经济发展质量和环境治理提出了更高要求。

从理论上讲，面对不断增强的政府环境治理压力，绿色创新成为企业响应政府需求、获得和保持合法性的重要途径。然而，企业绿色创新兼具技术创新的知识溢出外部性和环境外部性，而且绿色创新投资周期长、收益不确定性高，容易产生市场失灵问题。“波特

假说”认为,适宜的环境规制可以刺激企业增加绿色创新投入,产生创新补偿效应^[8]。一些研究从排污权交易制度、新修订的《中华人民共和国环境保护法》等视角提供了支持波特假说的证据^[9]。但也有一些文献指出,环境规制可能增加企业环境合规成本,削弱企业资源整合和创新能力,从而抑制企业绿色创新^[10]。如果企业运营成本因为环境规制而大幅上升,那么其可能更加倾向于进行环境保护末端治理投资,以快速响应外部监管压力,从而在生存与发展中寻得平衡^[4],最终可能导致绿色创新投入被挤出。

鉴于此,本文利用“十三五”规划中的地区能耗双控任务目标和中国上市公司绿色专利数据,考察能耗双控制度对企业绿色创新的影响。本文边际贡献主要体现在如下几个方面:第一,本文实证分析能耗双控制度经济后果,有助于科学、准确地评估和理解能耗双控制度对企业绿色创新的影响,从而为碳达峰、碳中和背景下完善能耗双控制度提供依据;第二,能耗双控作为中国环境治理的一项创新性制度,从设计之初就因为地区经济发展程度和资源禀赋差异而存在显著不同,本研究可以揭示相同制度由于实践执行程度不同而对企业环境治理产生差异化影响的原因,进而丰富制度压力与企业绿色创新相关文献;第三,已有研究考察了地方领导晋升对地区经济增长、地方债务、产能过剩等宏观经济因素以及企业投资效率、研发投入等微观层面的影响,本文从企业环境治理视角丰富政治锦标赛理论。

1 政策背景与研究假设

1.1 政策背景

“五年规划”是中国社会经济发展中的纲领性文件,不仅对中长期经济发展具有指引作用,而且逐渐成为中国环境治理的顶层政策设计。2006年,“十一五”规划首次将单位GDP能源消耗量、二氧化硫排放总量等环保指标确定为地区发展的约束性指标。在政府、企业等共同努力下,单位GDP能耗在“十一五”、“十二五”时期分别下降19.1%、18.4%,超额完成节能减排预定目标任务,为经济结构调整、环境改善作出了重要贡献。但是,能源需求刚性增长,资源环境问题仍是制约我国经济社会发展的瓶颈之一。“十三五”时期,为倒逼发展方式转变、加快推进生态文明建设,根据中共十八届五中全会部署,在以往节能工作的基础上,我国建立了能源消费强度和总量双控即能耗双控制度。该制度在全国设定能耗强度降低、能源消费总量目标,并将目标分解到各地区进行严格考核。2016年国务院下发《“十三五”节能减排综合工作方案》,明确提出“2020年全国万元国内生产总值能耗比2015年下降15%,能源消费总量控制在50亿吨标准煤以内”。可以看出,能耗双控制度与“十一五”、“十二五”时期环境约束性指标制度的重要不同是,新增了能源消费总量控制目

标。2021年秋季,一场突如其来的拉闸限电风波在中国多地上演,根据媒体报道,地方政府未能完成能耗双控考核是重要原因之一,特别是一些经济发达地区,没有完成能耗总量控制目标。

1.2 能耗双控压力与企业绿色创新

制度理论认为,组织行为在很大程度上受到广泛的外部社会环境影响,包括法律、法规、文化、规范、价值观等^[11]。只有当企业战略、行为与制度期望保持一致时,企业才能获得或保持制度合法性^[12]。环境战略反映企业基于感知到的制度压力作出的战略选择,制度压力主要分为监管压力、规范压力和模仿压力。其中,监管压力对企业环境战略的直接影响最大^[8],监管压力通常来源于政府行为,政府通过规制、奖励为公司战略提供明确指导。政府对环境问题的关注使得环境治理成为评价企业合法性的重要指标,从而对辖区内企业产生环境监管合法性压力,促使企业改变其环境战略^[2]。

一方面,企业根据感知到的地方政府环境治理压力,可能加大绿色创新投入。随着中国环境问题日益严峻,中央政府不断引导地方政府加强环境保护治理。例如,从“十一五”开始实施的环境约束性指标制度,显著促进了企业绿色创新^[7]。能耗双控制度的实施,尤其是能耗总量控制任务的首次提出,使得地方政府不得不承受更加严格的环境治理压力。企业基于公开信息感知到地方政府环境治理压力上升,以及可能随之而来的政府环境规制,因而改变公司环境战略以响应这种制度压力^[4]。环境规制会增加企业合规成本,但通过加强绿色创新,企业不仅能够降低环境合规成本,而且可能实现差异化竞争,获得“创新补偿”^[8]。

另一方面,企业开展绿色创新能够获得制度合法性,有望获得政府补贴,实现企业可持续发展^[13-14]。企业绿色创新依赖于各类资源投入,尤其是资金投入^[15]。能耗双控制度实施后,地方政府为鼓励企业配合自己实现环境治理目标,可能通过政府补助、税收优惠等政策引导企业增加环境治理投资,更多地将资源投向能够长远、根本性地减少能源消耗的绿色技术创新。政府资金支持能够极大缓解企业绿色创新融资约束,从而刺激企业绿色创新^[16]。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₁:地区能耗双控压力对企业绿色创新具有正向影响。

1.3 环境监管执法力度的中介作用

改革开放后中国致力于经济建设,对地方官员的选拔主要依据经济绩效,从而导致“政治锦标赛”制度的出现^[17]。地方官员出于职业生涯考虑,可能以牺牲环境为代价换取短期内地区经济发展^[18]。能耗双控制度将全国能耗总量和能耗强度控制目标分解到各地区,每年由国务院对省级人民政府节能减排目标责任

进行考核,考核结果作为评价领导班子和领导干部的重要依据。出于晋升动机,地方领导可能重新平衡地区发展过程中的经济激励与环境激励,更加注重环境绩效目标^[19]。能耗双控制度实施后,地方政府官员对环境治理责任更加明确。因此,地方政府有动力和能力将发展目标与任务传达给企业,促进其积极参与环境治理。基于制度理论的监管合法性视角,地方政府可以通过强制措施对企业施加监管合法性压力。监管压力通常来自标准和法规的执行,而不是标准和法规本身^[2]。王馨等^[20]发现,环境监管执法能够显著加强《环境空气质量标准》对企业绿色创新的促进作用。环境监管处罚作为政府环境规制得以落实的主要抓手之一,在能耗双控制度增加地方政府环境治理压力后,很可能促使地方政府加大环境监管执法力度。在环境规制下,每家公司都必须无条件遵守标准和规定,否则,相关监管机构可以惩罚和制裁违规企业。面对环境规制引致的“硬约束”,企业绿色技术创新不仅可以提高政府满意度,增强组织合法性^[13],还能降低环境合规成本,获得差异化竞争优势和创新补偿效应^[21]。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₂:环境监管执法力度在能耗双控压力与企业绿色创新之间发挥中介作用。

1.4 政府环境补助的中介作用

绿色创新具有投资周期长、不确定性高、风险大等特点,通常只有资金实力雄厚、抗风险能力较强的企业才会投入大量资源开展绿色创新^[22]。因此,即使没有外部性问题,融资约束的存在也可能导致企业应对气候变化的环境保护投资低于最佳水平^[23]。特别是在新兴市场国家,金融发展滞后于经济增长,融资约束对企业研发投入的抑制作用更加显著。然而,转型新兴市场国家可以通过政府补贴、税收优惠等政策工具促进企业加大研发和绿色转型投资。陈红等(2019)基于中国上市公司数据研究发现,政府补助、税收优惠对企业开发性创新和探索性创新均有激励作用;Xiang等^[24]研究发现政府补助是企业绿色创新最重要的外部融资来源,而且政府补助、股权融资和债权融资3种外部融资渠道对企业绿色创新的影响依次递减。根据制度理论,激励也是环境监管压力发挥作用的主要机制,利用补贴、税收减免等激励措施可以引导企业遵守标准和法规。为完成能耗双控目标,地方政府可能给公司发放更多环境保护相关补助,以刺激企业绿色创新活动。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₃:政府环境补助在能耗双控压力与企业绿色创新之间发挥中介作用。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文以2017–2020年中国A股重污染行业上市

公司为研究对象,从2017年开始是因为地区能耗双控目标文件是2017年1月公开的。对样本进行如下筛选:剔除ST、ST*公司样本;剔除变量缺失的公司样本;对所有连续变量进行上下1%分位缩尾处理。最终得到2422个观测值。企业绿色创新数据来源于国家知识产权局,参考知识产权组织(WIPO)发布的“国际专利分类绿色清单”进行分类,提取绿色专利数据,并进一步细分为绿色发明专利和绿色实用新型专利。地区能耗双控目标任务来自中国国务院网站的《“十三五”节能减排综合工作方案》,公司财务数据来自CSMAR和Wind数据库。

2.2 变量定义与测度

2.2.1 被解释变量

企业绿色创新。借鉴王馨等^[20]的做法,本文将绿色专利申请总量加1后取自然对数,记作Gpa,用来衡量企业绿色创新水平,该值越大,说明企业绿色创新水平越高。为进一步区分企业绿色创新是否存在策略性创新行为,将绿色专利申请量细分为绿色发明专利申请量和绿色实用新型专利申请量,分别加1后取自然对数,记作Gipa和Gumpa。其中,绿色发明专利代表企业高质量绿色创新。

2.2.2 解释变量

地区能耗双控压力。《“十三五”节能减排综合工作方案》中明确提出各地区能耗总量和强度双控目标,其中,能耗总量目标为“十三五”能耗总量增加控制幅度(单位:万吨标准煤),能耗强度目标为“十三五”期间能耗强度下降幅度(单位:%)。为了统一单位并且消除量纲的影响,本文根据“十三五”能耗增量与2015年能耗总量之比计算得到“十三五”期间能耗总量目标控制增长幅度,记为Tar_{ec},Tar_{ec}越小,代表能耗双控的环境治理压力越大。能耗强度目标控制记为Tar_{ei},Tar_{ei}越大,代表能耗双控的环境治理压力越大。根据上市公司办公地址,匹配各地区能耗双控压力。

2.2.3 中介变量

环境监管执法力度。环境监管执法后果主要表现为环保处罚、环境违法立案,而环保处罚金额可能集中于少数企业,所以,环境违法立案数量更能体现环境监管执法力度,产生环境监督震慑效果。本文基于《中国环境年鉴》,整理各省年度环境违法立案数,取对数后作为地区环境监管执法力度的代理变量(E_{sup})。

政府环境补助。本文从上市公司年报的政府补助项目明细中通过关键词匹配方式,筛选出与环境保护相关的政府补助,用加总后的政府环境补助金额与总资产之比度量政府环境补助力度,然后乘以100使得系数处于同一量纲(E_{subs})。

2.2.4 控制变量

参考企业绿色创新相关文献(李青原,2020),本文加入一系列控制变量。其中,公司层面的控制变量包

对绿色专利反映绿色创新?

括:公司规模(Size)、公司年龄(Age)、资产负债率(Lev)、盈利能力(Roa)、经营现金流(Cfo)、有形资产比(Tang)、公司成长性(Tobinq)、产权性质(Soe)、第一大股东持股比例(Top1)。地区层面的控制变量包括:地

区经济发展水平(Pgdp)、地区能耗强度(Ei)、地区经济开放度(Open)、地区产业结构(Is)。此外,本文加入年度(Year)和行业(Ind)两个虚拟变量。变量定义及说明如表 1 所示。

表 1 变量定义

Tab. 1 Variable definitions

变量名称	变量符合	定义
企业绿色创新	Gpa	Ln(企业当年绿色专利申请数量+1)
能耗双控压力	Tar_ec	“十三五”期间该地区能耗总量目标控制增长幅度
	Tar_ei	“十三五”期间该地区能耗强度目标控制下降幅度
环境监管执法力度	Esup	Ln(公司总部所在地区年度环境违法案件数量)
企业环境政府补助	Esubs	(公司收到的环保相关政府补助/总资产)×100
公司规模	Size	年末公司总资产的自然对数
公司年龄	Age	Ln(1+公司成立年限)
资产负债率	Lev	总负债/总资产
盈利能力	Roa	净利润/总资产
经营现金流	Cfo	经营现金流净额/总资产
有形资产比	Tang	固定资产/总资产
公司成长性	Tobinq	(股票市值+负债)/总资产
产权性质	Soe	国有控股取值为 1,否则为 0
第一大股东持股	Top1	第一大股东持股比例(%)
地区经济发展水平	Pgdp	Ln(公司总部所在地区人均 GDP)
地区能耗强度	Ei	地区能源消费量/GDP
地区经济开放度	Open	地区货物进出口总额/GDP
地区产业结构	Is	第二产业产值/GDP

2.3 模型设定

表 2 描述性统计结果(N=2 422)

Tab. 2 Descriptive statistics(N=2 422)

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Gpa	0.435	0.802	0.000	0.000	3.912
Gipa	0.332	0.680	0.000	0.000	3.332
Gumpa	0.197	0.533	0.000	0.000	3.135
Tar_ec	0.143	0.039	0.090	0.120	0.340
Tar_ei	0.161	0.014	0.100	0.170	0.170
Esup	8.845	0.931	5.740	8.856	10.710
Esubs	0.011	0.028	0.000	0.000	0.181
Size	22.520	1.253	19.980	22.330	26.030
Age	3.022	0.235	2.197	3.045	3.466
Lev	0.395	0.189	0.047	0.387	0.887
Roa	0.042	0.062	-0.212	0.040	0.202
Cfo	0.062	0.061	-0.120	0.061	0.229
Tang	0.277	0.142	0.036	0.260	0.672
Tobinq	2.062	1.440	0.822	1.600	9.665
Soe	0.315	0.464	0.000	0.000	1.000
Top1	34.000	14.370	9.230	31.800	76.890
Pgdp	11.207	0.399	10.278	11.184	12.013
Ei	0.530	0.312	0.208	0.401	2.040
Open	0.355	0.260	0.008	0.290	0.977
Is	0.393	0.073	0.158	0.413	0.498

为了检验地区能耗双控压力对企业绿色创新的影响,构建如下计量模型:

$$Gpt_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tar_ec_{i,t} + \beta_j Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1a)$$

$$Gpt_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tar_ei_{i,t} + \beta_j Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1b)$$

其中,Gpt 表示企业绿色创新,Tar_ec、Tar_ei 分别表示能耗双控制度中的地区能耗总量控制、能耗强度控制压力,Control 代表一系列控制变量,ε 代表随机误差项。

为检验假设 H₂ 和 H₃ 的中介作用,借鉴温忠麟等^[25]研究,建立如下模型:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tar_ec_{i,t} / Tar_ei_{i,t} + \beta_j Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Gpt_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tar_ec_{i,t} / Tar_ei_{i,t} + \beta_2 M_{i,t} + \beta_j Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,M 表示中介变量,分别是环境监管执法力度(Esup)和企业环境政府补助(Esubs),其它变量与上文相同。

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。可以看到,我国重污染行业上市公司的绿色创新水平仍然较低,绿色专利申请量(Gpa)的均值为 0.435,公司年均绿色专利申请量约 1.6 件,而且各公司之间差异较大。地区能耗总量目标控制增长幅度(Tar_ec)的均值为

0.143,即“十三五”期间新增能源消费总量要控制在 14.4%以内,地区能耗强度下降幅度(Tar_ei)的均值为 16.1%,结合此期间年均 6%以上的 GDP 增速来看,能耗双控制度给地方政府带来的环境治理压力非同寻常。需要注意的是,能耗总量目标控制的标准差(0.039)明显大于能耗强度目标控制的标准差(0.014),即“十三五”期间地区环境治理压力更多来自

能耗总量目标控制。这可能是因为从“十一五”规划开始,中央政府已经对各地区采取能耗强度约束性目标考核,能耗强度在“十一五”、“十二五”时期分别下降19.1%、18.4%,能源消费效率得到大幅提升。其它控制变量的描述性统计结果与已有研究基本一致,这里不再赘述。

3.2 基准回归分析

地区能耗双控压力对企业绿色创新影响的回归结果如表3所示。表3前两列主要检验能耗总量目标控制(Tar_ec)对企业绿色创新的影响,模型(1)只控制行业、年份,Tar_ec的回归系数在1%水平下显著为负,模型(2)引入公司层面和地区层面的控制变量后,Tar_ec的回归系数为-2.72,且仍然在1%水平下显著为负,表明能耗总量目标控制引致的环境治理压力显著促进企业绿色创新。表3后两列主要检验能耗强度目标控制(Tar_ei)对企业绿色创新的影响,模型(3)只控制行业、年份,Tar_ei在1%水平下显著为正,模型(4)引入控制变量后,Tar_ei仅在10%水平下显著,表明能耗强度目标控制引致的环境治理压力对企业绿色创新的作用不太显著。此外,从影响程度来看,能耗总量目标控制(Tar_ec)的系数为-2.72,而能耗强度目标控制(Tar_ei)的系数为0.362,说明能耗总量目标控制对企业绿色创新的影响程度远远超过能耗强度目标控制。总体来看,地区能耗双控压力对企业绿色创新具有显著促进作用,而且主要是能耗总量目标控制发挥作用,因此,假设H₁成立。

为区分企业绿色创新中是否存在策略性创新行为,本文作进一步回归分析,地区能耗双控压力对不同类型企业绿色创新行为影响的回归结果如表4所示。可以看到,地区能耗总量目标控制(Tar_ec)对企业绿色发明专利申请和绿色实用新型专利申请的影响均显著为负;地区能耗强度目标控制(Tar_ei)对企业绿色发明专利申请的影响不显著,只对绿色实用新型专利申请具有显著正向影响。结合表3和表4的结果可以得出,能耗双控制度实施后,能耗总量目标控制相比能耗强度目标控制对地方政府产生更大的环境治理压力,从而更有力地促进企业绿色创新,尤其是绿色发明创新。

3.3 中介作用检验

环境监管执法力度的中介作用检验结果如表5所示。表5前3列是基于能耗总量控制(Tar_ec)的检验,列(2)中Tar_ec的系数显著为负,表明能耗总量控制压力上升会导致环境监管执法力度加大;列(3)是加入中介变量(Esup)后的回归结果,Esup显著为正,表示地区环境监管显著促进企业绿色创新,同时能耗总量控制(Tar_ec)的回归系数显著性下降,表明地区环境监管执法力度在能耗总量控制与企业绿色创新的关系中发挥部分中介作用。表5后3列是基于能耗强度控制(Tar_ei)的检验,结果表明尽管能耗强度控制影响的显著性

水平低于前3列,但是结论基本一致,地区环境监管执法力度在能耗强度控制与企业绿色创新之间也发挥中介作用。总体来看,假设H₂成立。

表3 能耗双控压力对企业绿色创新影响的回归结果

Tab. 3 Regression results of dual control system of total energy consumption and energy intensity on the green innovation of firms				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gpa	Gpa	Gpa	Gpa
Tar_ec	3.024*** (-4.627)	-2.720*** (-3.862)		
Tar_ei			0.582*** (3.269)	0.362* (1.725)
Size		0.226*** (6.797)		0.229*** (6.817)
Age		-0.021 (-0.206)		-0.021 (-0.204)
Lev		-0.442*** (-2.638)		-0.449*** (-2.638)
Roa		0.060 (0.167)		0.070 (0.196)
Cfo		-0.269 (-0.825)		-0.200 (-0.611)
Tang		0.254 (1.391)		0.298 (1.640)
Tobinq		0.023 (1.165)		0.022 (1.091)
Soe		0.089 (1.552)		0.086 (1.481)
Top1		-0.004** (-2.157)		-0.004** (-2.259)
Pgdp		-0.201 (-1.644)		-0.210* (-1.721)
Ei		-0.156* (-1.722)		-0.143 (-1.515)
Open		0.143 (0.636)		0.320 (1.478)
Is		-0.212 (-0.539)		-0.125 (-0.301)
Constant	0.747*** (5.313)	-2.388** (-2.079)	0.015 (0.084)	-3.199*** (-2.739)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.098	0.178	0.089	0.172
N	2 422	2 422	2 422	2 422

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著;括号内的数值为t值;标准误经过公司层面聚类调整;下同

政府环境补助的中介作用检验结果如表6所示。表6前3列是基于能耗总量控制(Tar_ec)的检验,列(2)中Tar_ec系数显著为负,表明能耗总量控制压力使得公司获得更多环境保护政府补助;列(3)是加入中介变量(Esubs)后的回归结果,Esubs显著为正,表示政府环境补助显著促进企业绿色创新,同时,Tar_ec的回归系数显著性下降,表明政府环境补助在能耗总量控制与企业绿色创新的关系中发挥中介作用。表6后3列是基于能耗强度控制(Tar_ei)的检验,尽管列(5)中Tar_ei的回归系数不显著,但Tar_ei的系数显著性下

两阶段回归

降,表明政府环境补助在能耗强度控制与企业绿色创新之间也发挥中介作用。总体来看,假设 H₃ 成立。

表 4 能耗双控压力对企业绿色创新类型影响的回归结果
Tab. 4 Regression of dual control system of total energy consumption and energy intensity on the green innovation type of firms

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gipa	Gumpa	Gipa	Gumpa
Tar_ec	-2.295*** (-3.866)	1.125*** (2.650)		
Tar_ei			0.247 (1.404)	0.281** (2.125)
Size	0.181*** (6.046)	0.120*** (5.638)	0.184*** (6.070)	0.120*** (5.663)
Age	0.015 (0.178)	-0.029 (-0.505)	0.016 (0.183)	-0.030 (-0.518)
Lev	-0.381*** (-2.597)	-0.249** (-2.504)	-0.389*** (-2.603)	-0.247** (-2.488)
Roa	0.036 (0.120)	-0.197 (-0.828)	0.046 (0.153)	-0.195 (-0.817)
Cfo	-0.348 (-1.220)	0.047 (0.227)	-0.282 (-0.981)	0.059 (0.286)
Tang	0.164 (1.084)	0.250** (2.108)	0.205 (1.364)	0.260** (2.202)
Tobinq	0.025 (1.274)	0.007 (0.813)	0.023 (1.202)	0.006 (0.790)
Soe	0.070 (1.400)	0.047 (1.456)	0.068 (1.338)	0.045 (1.396)
Top1	-0.003** (-2.340)	0.000 (0.179)	-0.004** (-2.446)	0.000 (0.128)
Pgdp	-0.183* (-1.724)	-0.087 (-1.216)	-0.187* (-1.767)	-0.099 (-1.391)
Ei	-0.113 (-1.554)	-0.124* (-1.944)	-0.112 (-1.468)	-0.095 (-1.488)
Open	0.189 (0.953)	0.004 (0.035)	0.349* (1.825)	0.052 (0.427)
Is	-0.258 (-0.759)	-0.161 (-0.600)	-0.148 (-0.414)	-0.207 (-0.720)
Constant	-2.356** (-2.337)	-0.505 (-0.811)	-2.927*** (-2.824)	-0.971 (-1.551)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.141	0.197	0.134	0.196
N	2 422	2 422	2 422	2 422

表 5 环境监管执法力度的中介作用检验结果

Tab. 5 Mediation effect test results of environmental supervision and law enforcement mechanism						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gpa	Esup	Gpa	Gpa	Esups	Gpa
Tar_ec	-2.720*** (-3.862)	-9.558** (-2.334)	-1.539** (-2.006)			
Tar_ei				0.362* (1.725)	2.153* (1.828)	-0.084 (-0.323)
Esup						0.123*** (3.211)
Size	0.226*** (6.797)		0.224 (6.771)	0.229*** (6.817)		0.226*** (6.790)
Age	-0.021 (-0.206)		-0.014 (-0.132)	0.021 (-0.204)		-0.008 (-0.082)
Lev	-0.442*** (-2.638)		-0.445*** (-2.667)	-0.449*** (-2.638)		-0.457*** (-2.715)

3.4 稳健性检验

能耗双控制度中主要是能耗总量目标控制影响企业绿色创新,因此,重点检验能耗总量目标控制(Tar_ec)的稳健性。

3.4.1 内生性问题→变量的外生性

为了缓解对内生性问题的担忧,本文使用各地区2015年温度作为能耗总量目标控制(Tar_ec)的工具变量。一方面,温度会影响冬季供暖耗能,《中国清洁供热产业发展报告2021》显示,北方冬季供暖建筑消耗热能折算约合1.5亿吨标准煤,而“十三五”的能耗总量控制目标是“2020年能源消费总量控制在50亿吨标准煤以内”,由此可以看出,北方冬季供暖对能源消费总量具有不容忽视的影响,所以,用温度作为工具变量符合相关性条件。另一方面,温度不会直接影响企业绿色创新,尤其是某一单独年份的温度,所以,符合工具变量的外生性条件。借鉴郭军等^[26]的研究,本文估计冬季温度调节对地区能耗的影响,具体而言:对于1—3月和11—12月的冬季供暖阶段,根据《夏热冬冷地区居住建筑节能设计标准》规定,冬季供暖温度在18℃左右,而且人体“冷耐受”的下限温度是11℃,所以,剔除日平均温度高于11℃的观测值,取18℃与日平均温度之差作为供暖强度,然后计算总和,得到本年冬季温度调节的能耗指标(Ec_cond)。使用工具变量的两阶段回归结果如表7所示,列(1)为调节温度产生的能耗(Ec_cond)对地区能耗总量目标控制(Tar_ec)的影响, Ec_cond在1%水平下显著为负,即2015年冬季调节温度产生的能耗越大,能耗总量控制越严格。我国北方冬季供暖具有高能耗、低效率的特点,尤其是2015年主要使用燃煤供暖,所以,具有较大的降耗潜力。表7列(2)—列(4)为使用工具变量后的回归结果, Tar_ec的回归系数均显著为负,与基准回归结果一致。弱工具变量检验结果显示, Kleibergen-Paap F值为440.65,远远超过10%水平对应的临界值(16.38),表明不存在弱工具变量问题。

A→B也同时C→B为证, A→C为证

C所

A→C→B

互为正向

续表 5 环境监管执法力度的中介作用检验结果
Tab. 5 (Continues) Mediation effect test results of environmental supervision and law enforcement mechanism

变量	(1) Gpa	(2) Esup	(3) Gpa	(4) Gpa	(5) Esubs	(6) Gpa
Roa	0.060 (0.167)		0.030 (0.083)	0.070 (0.196)		0.024 (0.066)
Cfo	-0.269 (-0.825)		-0.260 (-0.802)	-0.200 (-0.611)		-0.204 (-0.630)
Tang	0.254 (1.391)		0.241 (1.327)	0.298 (1.640)		0.265 (1.465)
Tobinq	0.023 (1.165)		0.022 (1.094)	0.022 (1.091)		0.020 (1.008)
Soe	0.089 (1.552)		0.093 (1.635)	0.086 (1.481)		0.095 * (1.650)
Top1	-0.004 ** (-2.157)		-0.004 ** (-2.064)	-0.004 ** (-2.259)		-0.004 ** (-2.092)
Pgdp	-0.201 (-1.644)	0.409 (0.798)	-0.210 * (-1.707)	-0.210 * (-1.721)	0.166 (0.306)	-0.204 * (-1.670)
Ei	-0.156 * (-1.722)	-0.412 (-1.329)	-0.141 (-1.549)	-0.143 (-1.515)	-0.389 (-0.967)	-0.168 * (-1.755)
Open	0.143 (0.636)	-0.008 (-0.007)	0.117 (0.521)	0.320 (1.478)	0.571 (0.544)	0.212 (0.988)
Is	-0.212 (-0.539)	4.182 ** (2.257)	-0.647 (-1.530)	-0.125 (-0.301)	4.083 ** (2.121)	-0.674 (-1.562)
Constant	-2.388 ** (-2.079)	6.112 (1.237)	-2.684 ** (-2.289)	-2.388 ** (-2.079)	0.896 (0.162)	-3.183 *** (-2.733)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.178	0.584	0.182	0.172	0.529	0.180
N	2 422	120	2 422	2 422	120	2 422

表 6 政府环境补助的中介作用检验结果
Tab. 6 Environmental government subsidy mechanism

变量	(1) Gpa	(2) Esup	(3) Gpa	(4) Gpa	(5) Esubs	(6) Gpa
Tar_ec	2.720 *** (3.862)	0.049 ** (2.300)	-2.603 *** (-3.680)			
Tar_ei				0.362 * (1.725)	0.008 (1.225)	0.344 (1.642)
Esubs			2.400 **** (2.599)			2.492 *** (2.712)
Size	0.226 *** (6.797)	-0.001 (-1.010)	0.229 *** (6.887)	0.229 *** (6.817)	-0.001 (-0.960)	0.232 *** (6.906)
Age	-0.021 (-0.206)	-0.001 (-0.275)	-0.018 (-0.182)	-0.021 (-0.204)	-0.001 (-0.277)	-0.018 (-0.179)
Lev	-0.442 *** (-2.638)	0.011 ** (1.978)	-0.470 *** (-2.796)	-0.449 *** (-2.638)	0.011 * (1.958)	-0.478 *** (-2.799)
Roa	0.060 (0.167)	-0.006 (-0.406)	0.073 (0.204)	0.070 (0.196)	-0.006 (-0.395)	0.084 (0.233)
Cfo	-0.269 (-0.825)	0.005 (0.383)	-0.280 (-0.856)	-0.200 (-0.611)	0.006 (0.471)	-0.215 (-0.653)
Tang	0.254 (1.391)	0.004 (0.635)	0.245 (1.346)	0.298 (1.640)	0.004 (0.765)	0.286 (1.585)
Tobinq	0.023 (1.165)	0.000 (0.114)	0.023 (1.160)	0.022 (1.091)	0.000 (0.079)	0.022 (1.089)
Soe	0.089 (1.552)	0.002 (0.816)	0.085 (1.487)	0.086 (1.481)	0.002 (0.790)	0.082 (1.416)

续表 6 政府环境补助的中介作用检验结果

Tab. 6(Continues) Environmental government subsidy mechanism

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gpa	Esup	Gpa	Gpa	Esubs	Gpa
Top1	−0.004 ** (−2.157)	−0.000 * (−1.764)	−0.004 ** (−2.045)	−0.004 ** (−2.259)	−0.000 * (−1.828)	−0.004 ** (−2.140)
Pgdp	−0.201 (−1.644)	−0.003 (−0.614)	−0.194 (−1.606)	−0.210 * (−1.721)	−0.003 (−0.661)	−0.202 * (−1.677)
Ei	−0.156 * (−1.722)	0.003 (0.980)	−0.163 * (−1.804)	−0.143 (−1.515)	0.003 (1.040)	−0.151 (−1.605)
Open	0.143 (0.636)	0.006 (0.586)	0.129 (0.583)	0.320 (1.478)	0.009 (0.923)	0.298 (1.400)
Is	−0.212 (−0.539)	−0.016 (−1.133)	−0.175 (−0.447)	−0.125 (−0.301)	−0.015 (−1.039)	−0.089 (−0.215)
Constant	−2.388 ** (−2.079)	−0.042 (−0.402)	−2.331 ** (−2.049)	−3.199 *** (−2.739)	−0.152 (−1.254)	−2.989 ** (−2.571)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.178	0.028	0.184	0.172	0.027	0.178
N	2 422	2 422	24 22	2 422	2 422	2 422

表 7 使用工具变量的两阶段回归结果

Tab. 7 Endogeneity: instrumental variable

变量	第 1 阶段		第 2 阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tar_ec	Gpa	Gipa	Gumpa
Ec_cond	0.051 *** (−3.080)			
Tar_ec		−2.659 *** (−3.282)	−2.211 *** (−3.355)	−0.910 ** (−1.786)
Pgdp	0.031 (0.778)	0.228 *** (6.778)	0.182 *** (6.026)	0.121 *** (5.636)
Ei	0.078 *** (3.640)	−0.013 (−0.126)	0.022 (0.256)	−0.026 (−0.451)
Open	−0.116 * (−2.003)	−0.458 *** (−2.705)	−0.394 *** (−2.656)	−0.255 ** (−2.558)
Is	−0.245 ** (−2.421)	0.071 (0.200)	0.045 (0.154)	−0.192 (−0.809)
Size		−0.247 (−0.762)	−0.329 (−1.152)	0.062 (0.302)
Age		0.287 (1.566)	0.192 (1.263)	0.266 ** (2.251)
Lev		0.021 (1.067)	0.023 (1.190)	0.006 (0.706)
Roa		0.083 (1.444)	0.065 (1.299)	0.044 (1.379)
Cfo		−2.659 *** (−3.282)	−2.211 *** (−3.355)	−0.910 * (−1.786)
Tang		0.228 *** (6.778)	0.182 *** (6.026)	0.121 *** (5.636)
Tobinq		−0.013 (−0.126)	0.022 (0.256)	−0.026 (−0.451)
Soe		−0.458 *** (−2.705)	−0.394 *** (−2.656)	−0.255 ** (−2.558)
Top1		0.001 (0.515)	0.001 (0.629)	0.000 (0.346)
Constant	0.286 (0.754)	−2.821 ** (−2.447)	−2.653 *** (−2.604)	−0.755 (−1.216)
Ind	No	Yes	Yes	Yes
Year	No	Yes	Yes	Yes
Kleibergen - Paap rk Wald F statistic		209.22	209.22	209.22
R ²	0.494	0.177	0.140	0.196
N	30	2 422	2 422	2 422

3.4.2 改变企业绿色创新测量指标

指标变量

从专利申请到专利授权的过程中存在较大不确定性,上市公司可能为了向投资者、政府等利益相关者展现自己积极承担社会责任的形象而存在机会主义行为。因此,本文采用绿色专利授权数量(Gpl)作为企业绿色创新的稳健性度量指标,并且细分绿色发明专利授权数量(Gipl)和绿色实用新型专利授权数量(Gumpl)。采用绿色专利授权数量衡量企业绿色创新的回归结果如表8所示,地区能耗总量目标控制(Tar_ec)的回归系数均在1%水平下显著为负,与前文结果一致。

表 8 用绿色专利授权数量衡量企业绿色创新的回归结果

Tab. 8 Quantity of licensed green patents

变量	(1)	(2)	(3)
	Gpl	Gipl	Gumpl
Tar_ec	-1.315** (-2.344)	-0.524*** (-2.979)	-0.782* (-1.726)
Size	0.151*** (6.296)	0.054*** (4.379)	0.121*** (5.592)
Age	-0.034 (-0.503)	0.010 (0.455)	-0.062 (-1.130)
Lev	-0.228* (-1.924)	-0.097** (-1.968)	-0.199** (-2.021)
Roa	-0.085 (-0.317)	-0.143 (-1.244)	-0.185 (-0.826)
Cfo	0.110 (0.441)	0.071 (0.656)	0.084 (0.396)
Tang	0.283* (1.891)	0.072 (1.511)	0.276** (2.225)
Tobinq	0.006 (0.663)	0.010** (2.123)	0.005 (0.705)
Soe	0.097** (2.433)	0.030** (2.155)	0.070** (2.143)
Top1	0.001 (0.708)	0.001 (0.567)	0.001 (0.950)
Pgdp	-0.014 (-0.154)	0.024 (0.383)	-0.033 (-0.433)
Ei	-0.228*** (-2.847)	-0.152*** (-2.979)	-0.144** (-2.128)
Open	-0.422*** (-2.652)	-0.264** (-2.138)	-0.259** (-2.158)
Is	-0.785** (-2.046)	-0.589* (-1.952)	-0.627** (-2.102)
Constant	-2.016 (-1.627)	-1.988** (-2.215)	-1.091 (-1.087)
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
R ²	0.190	0.112	0.212
N	2 422	2 422	2 422

普通 OLS 模型估计结果有偏,因此,利用 Tobit 模型重新对主假设进行检验。使用 Tobit 模型的回归结果如表9所示,地区能耗总量目标控制(Tar_ec)的回归系数均在1%(或5%)水平下显著为负,与前文结果一致。

表 9 使用 Tobit 模型的回归结果

Tab. 9 Regression results after using Tobit Model

变量	(1)	(2)	(3)
	Gpa	Gipa	Gumpa
Tar_ec	-10.882*** (-3.582)	-11.207*** (-3.622)	-7.466** (-2.307)
Size	0.648*** (7.494)	0.621*** (7.220)	0.617*** (6.530)
Age	-0.192 (-0.534)	-0.124 (-0.343)	-0.259 (-0.693)
Lev	-1.058** (-2.059)	-1.043** (-2.029)	-1.357** (-2.384)
Roa	1.838 (1.387)	2.173 (1.607)	0.269 (0.169)
Cfo	-0.804 (-0.757)	-1.516 (-1.399)	-0.140 (-0.114)
Tang	0.441 (0.765)	0.413 (0.705)	0.857 (1.394)
Tobinq	-0.023 (-0.353)	-0.005 (-0.079)	-0.057 (-0.760)
Soe	0.258 (1.502)	0.229 (1.324)	0.287 (1.624)
Top1	-0.005 (-0.883)	-0.005 (-0.881)	-0.005 (-0.877)
Pgdp	0.525 (1.509)	0.573 (1.466)	0.291 (0.719)
Ei	-1.013*** (-3.689)	-1.075*** (-3.442)	-0.465 (-1.551)
Open	-2.490*** (-4.223)	-2.520*** (-3.803)	-1.865*** (-2.711)
Is	-3.392*** (-3.063)	-3.551*** (-2.888)	-3.837*** (-3.033)
Constant	-10.925*** (-2.607)	-12.987*** (-2.749)	-6.513 (-1.345)
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.082	0.079	0.132
N	2 422	2 422	2 422

3.5 异质性分析

能耗双控压力显著促进企业绿色创新,但这种影响可能由于地区或企业的事前异质性而不同^[2]。本文主要关注地区经济增长压力和企业财务柔性两种异质性,一方面,能耗双控制度的核心是地方政府发展导向从单一的经济增长目标转向环境保护与经济增长协调发展的双重目标,但是,长期以来的锦标赛式晋升模式可能扭曲地方政府的目标责任。即地方政府面临较大的经济增长压力时,可能降低环境治理的优先级^[27],从

3.4.3 使用 Tobit 回归模型

指标变量

企业绿色专利申请量在 0 处存在截尾,可能导致

而削弱能耗双控制度的作用。另一方面,根据资源基础理论,资源是影响企业生产经营决策和环境保护行为的关键因素。绿色创新是一项长期、高不确定性投资,拥有充足财务资源的公司更可能采取积极的环境战略^[28]。资源不足的企业即使面临外部压力也可能不愿投入资源从事绿色创新,即使响应制度压力也更倾向于投资环境保护末端治理。财务柔性可以较好地衡量企业财务资源能力,其反映企业低成本获取和重组融资的能力,是企业遭遇负向外部冲击时的缓冲带^[29]。因此,企业财务柔性程度越高,在能耗双控制度下越有能力响应制度压力,提升绿色创新水平。

为了验证上述假设,本文分别构建地区经济增长压力(Egp)和企业财务柔性(Ff)的度量指标。借鉴徐现祥等^[30]的做法,从地方政府工作报告中收集经济增长目标相关数据,用本年度实际GDP增速与年初GDP增速目标之比度量经济增长压力。对于企业财务柔性(Ff),借鉴曾爱民等^[31]的做法,以企业现金比率和资产负债率与行业平均水平之差度量。在基准回归模型的基础上,分别加入能耗总量控制(Tar_ec)与地区经济增长压力(Egp)/企业财务柔性(Ff)的交互项。

相应结果如表10所示,列(1)(2)中交互项(Tar_ec×Egp)的系数均显著为正,表明地区经济增长压力显著削弱能耗双控制度压力对企业绿色创新的促进作用。这说明部分地方官员仍未树立绿色、创新、协调的新发展理念,注重经济增速而忽视环境治理。列(3)(4)中交互项(Tar_ec×Ff)的系数均显著为负,表明企

业财务柔性水平越高,能耗双控制度对企业绿色创新的促进作用越强,即企业受到外部制度压力影响时即使企图通过绿色创新响应政府号召也会受限于自身资源能力,资源能力越强的企业越能快速、积极地应对制度压力。因此,上述假设得到支持。

4 结论与启示

4.1 研究结论

能耗双控制度是中国环境规制领域的创新性探索,本文研究能耗双控制度对企业绿色创新的影响,有助于在理论上丰富环境规制与企业绿色创新相关文献,也能在实践中完善能耗双控制度提供经验证据。本文围绕“十三五”规划开始的各地区能耗总量和强度双控目标,实证分析能耗双控制度引致的环境治理压力对企业绿色创新的影响,并且探究了潜在影响机制,得到如下主要结论:一是能耗双控制度显著促进企业绿色创新,其中,能耗总量目标控制的作用更加显著,能耗强度目标控制的作用不太显著;二是机制检验发现,环境监管执法力度和政府环境补助在能耗双控与企业绿色创新的关系中发挥中介作用,即能耗双控制度主要通过增加地方政府环境监督力度产生倒逼作用,以及向上市公司发放更多政府环保补助产生激励作用,共同促进企业绿色创新;三是异质性分析发现,能耗双控制度在地区经济增长压力较小、企业财务柔性较高时作用更显著。

表 10 异质性分析结果

Tab. 10 Heterogeneity analysis results

变量	地区经济增长压力		企业财务柔性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gpa	Gipa	Gpa	Gipa
Tar_ec×Egp	2.541** (2.341)	2.124*** (2.095)		
Egp	-0.450** (-2.225)	-0.369** (-2.005)		
Tar_ec×Ff			-8.766*** (-2.584)	-7.297** (-2.428)
Ff			0.828 (1.583)	0.654 (1.421)
Tar_ec	-5.847*** (-3.449)	-4.912*** (-3.140)	-2.334*** (-3.300)	-1.979*** (-3.352)
Size	0.226*** (6.804)	0.181*** (6.053)	0.222*** (6.764)	0.177*** (5.982)
Age	-0.020 (-0.194)	0.016 (0.184)	-0.013 (-0.130)	0.023 (0.268)
Lev	-0.447*** (-2.675)	-0.385*** (-2.632)	-0.674*** (-3.307)	-0.593*** (-3.390)
Roa	0.046 (0.128)	0.024 (0.082)	0.032 (0.091)	0.012 (0.040)
Cfo	-0.261 (-0.803)	-0.341 (-1.195)	-0.436 (-0.406)	-0.228 (-0.783)
Tang	0.255 (1.398)	0.165 (1.090)	0.174 (0.927)	0.090 (0.579)

续表 10 异质性分析结果
Tab. 10(Continues) Heterogeneity analysis results

变量	地区经济增长压力		企业财务柔性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gpa	Gipa	Gpa	Gipa
Tobinq	0.023 (1.173)	0.025 (1.280)	0.025 (1.265)	0.026 (1.360)
Soe	0.094 (1.630)	0.074 (1.470)	0.107 * (1.866)	0.087 * (1.725)
Top1	-0.004 ** (-2.133)	-0.003 ** (-2.320)	-0.004 ** (-2.001)	-0.003 ** (-2.174)
Pgdp	0.117 (1.337)	0.110 (1.443)	0.129 (1.430)	0.115 (1.453)
Ei	-0.205 *** (-3.035)	-0.173 *** (-3.061)	-0.207 *** (-3.018)	-0.178 *** (-3.113)
Open	-0.500 *** (-3.335)	-0.411 *** (-3.032)	-0.508 *** (-3.277)	-0.410 *** (-2.922)
Is	-0.961 *** (-2.617)	-0.798 ** (-2.433)	-1.033 *** (-2.738)	-0.867 ** (-2.569)
Constant	-1.488 (-1.225)	-1.623 (-1.542)	-2.433 ** (-2.116)	-2.341 ** (-2.336)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.202	0.164	0.203	0.165
N	1 688	1 688	1 688	1 688

4.2 研究启示

(1)能耗双控制度的完善和细化要立足于实现长期结构性、技术性变化,而非短期“吹糠见米”。从本文研究结论着眼,能耗总量目标控制相较于能耗强度目标控制对企业绿色创新的作用更显著。一方面,不能“一刀切”式地取消能源消费总量指标考核,可以考虑通过新能源能耗抵扣、推行用能指标市场化交易等方式优化相关制度;另一方面,能源强度控制有关制度安排应更加注重绿色技术因素,可以考虑将大数据和模拟技术应用于环境监测,科学分解能源强度变化的深层次原因,实现企业能源指标数据的有效集成和互联共享,倒逼企业加强绿色技术创新。

(2)促进不同环境规制工具的协调配合,采取前端治理和后端控制相结合、命令型政策和激励型政策相配套的能耗治理体系。本文研究发现,能耗双控制度激励企业绿色创新的主要途径之一是提高上市公司的政府环保补助以缓解企业融资约束。因而,各地政府应构建科学的绿色科技政策体系,有效配合后端命令型能耗政策的实施。一方面,要充分发挥财政补贴、税收优惠、绿色产业基金的激励和引导作用,激发企业绿色技术创新积极性,并鼓励企业通过绿色债券、绿色信贷等金融产品缓解企业绿色技术研发中的融资约束问题;另一方面,应关注绿色专利质量和成果转化情况,组织专业评估机构对绿色专利质量进行评估,并通过绿色专利平台建设等方式推动其成果转化和应用,真正实现绿色创新对企业能耗控制应有之价值。

(3)根据区域经济发展特点制定差别化的能耗控制制度。在下一步的制度安排中,中央政府需要考虑不同区域的经济发展水平和产业特征,因地制宜制定能耗管控措施。此外,地方政府制定能耗控制政策时也要考虑企业层面的差异化特征,鼓励“先绿带动后绿”的发展模式,通过“龙头企业必行、资源冗余企业试行、其它企业跟行”的方式逐步提高地区整体绿色化水平。

参考文献:

[1] LEE S, KLASSEN R. Firms' response to climate change: the interplay of business uncertainty and organizational capabilities[J]. Business Strategy and the Environment, 2016, 25(8):577-592.

[2] BERRONE P, FOSFURI A, GELABERT L, et al. Necessity as the mother of 'green' inventions: institutional pressures and environmental innovations[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(8):891-909.

[3] 徐建中, 贯君, 林艳. 制度压力、高管环保意识与企业绿色创新实践——基于新制度主义理论和高阶理论视角[J]. 管理评论, 2017, 29(9):72-83.

[4] WANG S, LI J, ZHAO D. Institutional pressures and environmental management practices: the moderating effects of environmental commitment and resource availability[J]. Business Strategy and the Environment, 2018, 27(1):52-69.

[5] XU C. The fundamental institutions of China's reforms and

development[J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49 (4):1076-1151.

[6] 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,2020,55(8):57-72.

[7] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济,2021,38(2):136-154.

[8] PORTER M, VANDERLINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.

[9] 王晓祺,郝双光,张俊民. 新《环保法》与企业绿色创新:“倒逼”抑或“挤出”[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(7):107-117.

[10] BANSAL P. Evolving sustainably: a longitudinal study of corporate sustainable development[J]. Strategic Management Journal, 2005, 26(3):197-218.

[11] DIMAGGIO P, POWELL W. The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. American Sociological Review, 1983, 48(2):147-160.

[12] TESTA F, BOIRAL O, IRALDO F. Internalization of environmental practices and institutional complexity: can stakeholders pressures encourage greenwashing [J]. Journal of Business Ethics, 2018, 147(2):287-307.

[13] 王云,李延喜,马壮,等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论,2017,20(6):83-94.

[14] TANG M, WALSH G, LERNER D, et al. Green innovation, managerial concern and firm performance: an empirical study[J]. Business Strategy and The Environment, 2018, 27(1):39-51.

[15] 翟华云,刘易斯. 数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J]. 科技进步与对策,2021,38(17):116-124.

[16] 王旭,杨有德,王兰. 信息披露视角下政府补贴对绿色创新的影响:从“无的放矢”到“对症下药”[J]. 科技进步与对策,2020,37(15):135-143.

[17] LI H, ZHOU L. Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9-10):1743-1762.

[18] KONG D, ZHU L. Governments' fiscal squeeze and firms' pollution emissions: evidence from a natural experiment in China[J]. Environmental & Resource Economics, 2022, 81(4):833-866.

[19] 王红建,汤泰劼,宋献中. 谁驱动了企业环境治理:官员任期考核还是五年规划目标考核[J]. 财贸经济,2017,38 (11):147-161.

[20] 王馨,王营. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究,2021, (10):134-152.

[21] FLAMMER C. Does corporate social responsibility lead to superior financial performance? a regression discontinuity approach[J]. Management Science, 2015, 61(11):2549-2568.

[22] 白俊红,刘宇英. 金融市场化与企业技术创新:机制与证据[J]. 经济管理,2021,43(4):39-54.

[23] HONG H, KAROLYI G, SCHEINKMAN J. Climate finance[J]. Review of Financial Studies, 2020, 33(3):1011-1023.

[24] XIANG X, LIU C, YANG M. Who is financing corporate green innovation[J]. International Review of Economics & Finance, 2022,78(5):321-337.

[25] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004,49(5):614-620.

[26] 郭军,熊明明,李明财,等. 气候变化对中国集中供暖气候指标的影响[J]. 地理科学,2018,38(10):1724-1730.

[27] 毛奕欢,林雁,谭洪涛. 经济增长目标、官员压力与企业绿色创新[J]. 中南财经政法大学学报,2022,65(3):113-125.

[28] XIAO C, WANG Q, VAN DONK D, et al. When are stakeholder pressures effective? an extension of slack resources theory[J]. International Journal of Production Economics, 2018, 199(5):138-149.

[29] FAHLENBRACH R, RAGETH K, STULZ R. How valuable is financial flexibility when revenue stops? evidence from the covid-19 crisis[J]. Review of Financial Studies, 2021, 34(11):5474-5521.

[30] 徐现祥,李书娟,王贤彬,等. 中国经济增长目标的选择:以高质量发展终结“崩溃论”[J]. 世界经济,2018,41(10):3-25.

[31] 曾爱民,张纯,魏志华. 金融危机冲击、财务柔性储备与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理世界,2013,29(4):107-120.

(责任编辑:万贤贤)

Dual Control System of Total Energy Consumption and Energy Intensity and Green Innovation of Enterprises

Li Yukun, Zhang Yingqin

(International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China)

Abstract: Climate change is among the most intensely debated socioeconomic issues today. To address the potential catastrophic risks posed by climate change, governments around the world are pushing for various forms of regulation to curb greenhouse gas emissions. As the world's largest carbon emitter, China faces severe environmental governance pressures. In order to solve the prominent problem of resource and environmental constraints, China has implemented an environmental constraint index system from the "11 Five-Year" plan, and gradually increased the weight of environmental performance in the performance evaluation of local government leaders, resulting in a significant decrease in the energy consumption intensity per unit of GDP. In order to achieve carbon peaking and carbon neutrality as soon as possible, China has innovatively proposed the dual control system of total energy consumption and energy intensity system (DCS hereafter) in the "13 Five-Year" Plan. The main difference between DCS and the previous policies is the addition of total energy consumption control, which is one of the main reasons for power outages in many places in China in 2021. But there is little literature on the economic effect of DCS, and this is what this paper focus on.

Institutional theory emphasizes that the government's attention to environmental issues makes environmental governance an important indicator for evaluating the legitimacy of enterprises, thereby creating pressure on the legality of environmental supervision on enterprises. This environmental legality pressure will prompt enterprises to change their environmental strategies. However, there is no consistent conclusion about the relationship between institutional pressure and corporate environmental governance, and it is difficult to explain why companies show heterogeneity when they are subjected to the same institutional pressure. This may be because institutional pressure is not only manifested in the role of explicit environmental regulations, standards and other regulatory designs, but also subject to the impact of the actual implementation of the system. Especially for a country like China with a vast territory and great regional economic differences, the trade-off between economic growth and environmental protection will inevitably lead to heterogeneous results in environmental regulation. Combined with the institutional theory and the political championship theory, this paper centers around the implementation of DCS to explore the heterogeneous impact of institutional pressure on the green innovation of enterprises.

This paper selects the data of listed companies in China's A-share heavy polluting industries from 2017 to 2019 to study the impact of DCS started in the "13th Five-Year Plan" on the green innovation of enterprises. The results show that the DCS can significantly promote the green innovation of enterprises, in which the effect of target control of total energy consumption is more significant, and the effect of target control of energy consumption intensity is less significant. The results remain unchanged after a series of robustness checks. The mechanism test finds that DCS is mainly to encourage green innovation of enterprises by increasing the environmental supervision of local governments, raising the cost of environmental protection compliance of enterprises, and issuing more government subsidies related to environmental protection to listed companies and easing corporate financing constraints. In further analysis, the results show that the pressure of economic growth will weaken the effect of DCS on promoting green innovation, and relationship between DCS and green innovation is more pronounced when the firm's financial flexibility is high.

The contributions of this paper are as follows. First, this paper is the first paper to empirically analyze the economic consequences of the DCS, which is helpful to scientifically evaluate and understand DCS. This provides an empirical basis for improving DCS under the background of carbon peaking and carbon neutrality. Second, the institutional pressure and the degree of regulatory enforcement caused by the DCS also vary from place to place, which brings heterogeneity corporate green innovation, thus this study enriches the literature on institutional pressure and corporate green innovation. Third, it also enriches the related research on political tournament theory. In areas where local governments set higher economic growth goals, the DCS system is found to have a weaker incentive for green innovation, indicating that the political championship theory has a significant impact on the relationship between institutional pressure and corporate environmental governance.

Key Words: Dual Control System of Total Energy Consumption and Energy Intensity; Green Innovation; Institutional Theory; Economic Growth Pressure; Financial Flexibility