

中央环保督察对上市房地产企业价值的影响研究

范立茹¹, 袁秋苹¹, 张宇¹, 只春梅²

¹云南大学经济学院, 云南 昆明

²云南大学数学与统计学院, 云南 昆明

收稿日期: 2024年4月11日; 录用日期: 2024年6月14日; 发布日期: 2024年6月25日

摘要

近年来, 房地产行业的迅猛发展带来了一系列的环境问题, 而环保督察作为环境规制的手段之一, 对房地产行业的发展产生了多维的影响。文章选取上市房地产企业2012~2021年的相关数据, 构建强度双重差分模型探究两轮环保督察对上市房地产企业价值的影响。结果表明: 两轮环保督察均对上市房地产企业价值产生了显著的负向影响, 且第二轮环保督察影响更为显著; 两轮环保督察对以市净率表示的企业估值影响较大。

关键词

环境规制, 房地产企业, 价值, 强度双重差分法

The Impact of Central Environmental Supervision on the Value of Listed Real Estate Enterprises

Liru Fan¹, Qiuping Yuan¹, Yu Zhang¹, Chunmei Zhi²

¹School of Economics, Yunnan University, Kunming Yunnan

²School of Mathematics and Statistics, Yunnan University, Kunming Yunnan

Received: Apr. 11th, 2024; accepted: Jun. 14th, 2024; published: Jun. 25th, 2024

Abstract

In recent years, the rapid development of the real estate industry has brought a series of envi-

ronmental problems. As one of the means of environmental regulation, environmental inspection has a multi-dimensional influence on the development of the real estate industry. According to the relevant data of listed real estate companies from 2012 to 2021, build the dual difference model of intensify to demonstrate the impact of two rounds of environmental inspections on the value of listed real estate companies. The results show that: the two rounds of environmental inspections have a conspicuously inhibitive impact on the value of listed real estate companies. In addition, the second round of environmental inspection has a more momentous influence on the value of listed real estate companies than the first round. The two rounds of environmental inspections have a greater impact on the value of companies expressed in terms of price-to-book ratio.

Keywords

Environmental Regulation, Real Estate Enterprise, Value, Strength Differential Method

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来,政策的利好、物质生活水平的提高促进了房地产行业快速发展,为中国经济的持续增长做出了重要贡献,但房地产在快速发展的同时,施工期的废水、废气、噪声、固体废物、扬尘等带来的环境污染问题层出不穷。自上世纪80年代初,我国就把环境保护作为基本国策,环境污染问题不断得到整治,相关法律法规不断完善。十八大报告进一步强调“大力推进生态文明建设,扭转生态环境恶化趋势”,十八届三中全会将生态文明体制列在五大体制改革之中,提出了用制度保护生态环境。环保督察作为督察整合力量,其工作内容涉及多个方面,其中就包括整顿违规开发的房地产项目,管控房地产开发过度和房地产开发无序等行为。从政策背景和制度逻辑来看,中央环保督察是中国生态文明建设的一项重大制度创新,旨在纠正常规环境治理机制下的地方环境政策执行偏差。环保督察对于违规建筑的整治决心和整治力度可见一斑;对于房地产行业而言,环保督察的管控对其产生了直接和间接的影响,涉及到政策导向、市场反应、企业绩效等多个方面。

房地产行业作为国民经济的支柱产业之一,其可持续发展是我国经济长期高质量发展与社会稳定的重要保证,因此,不断激励整改房地产行业势在必行。自十八次全国代表大会以来,习近平总书记多次阐述“绿色发展”的观点,随后国内推出了一系列环境规制政策,包括但不限于减排降污、节能低碳、环境权益交易政策,最终形成生态环境保护与绿色经济共同发展的局面。无疑,环境规制的提出将会导致一些高耗能、高污染的楼盘企业被整改或关闭,加大企业合规成本,降低企业的利润率,可能会存在制约部分地区的经济发展和进步的风险。而就房地产行业而言,环境规制对其企业价值的影响及经济作用还有待检验,通过上市房地产企业的销售额、价值度量指标,探究环保督察对上市房地产企业价值的影响,将会为房地产企业的长期发展提供助力,具有重要研究意义。研读相关文献发现,当前针对环境规制研究主要集中在对地区经济发展影响的研究、产业高质量发展关系以及企业绿色创新活动、创新效应等方面,对上市房地产企业价值的影响研究较少。鉴于此,本文采用强度双重差分法建立模型探究环保督察对上市房地产企业的影响,通过研究我国先后实施的两轮环保督察对上市房地产企业价值的影响,为环保督察政策的有效性提供实证解释。在研究过程中,本文使用了理论分析方法和实证分析方法,在理论分析阶段,本文分析了环保督察的实施对上市房地产企业价值可能产生的影响,并对后续可能出现

的结果进行了猜想和假设。随后,本文针对 2012~2018、2019~2021 年间先后实施的两轮环保督察构建强度双重差分模型,选取 2012~2021 年间上市房地产企业作为样本,分析环保督察对上市房地产企业价值的影响。

2. 文献综述及理论分析

环境规制是政府为了对排污企业生产活动进行管制的政策或措施,以解决环境污染的负外部性问题 Nicholas Crafts (2006) [1]。在张小筠,刘戒骄(2019) [2]《新中国 70 年环境规制政策变迁与取向观察》一文中可以看出环境规制这一政策由来已久,张红凤等在 2012 年出版的《环境规制理论研究》一书中构建了相对完整而系统的环境规制理论研究框架¹,为部分学者提供了理论依据。

环境规制是诸多学者关注的热点,关于环境规制的研究,国内外学者多从环境规制与地区经济发展影响、产业高质量发展以及企业绿色创新活动、创新效应等方面加以探讨。现有相关文献主要集中在以下两个方面。

对地区经济发展影响的研究。该方面的研究主要围绕城市创新水平或绿色全要素生产率,Yin [3]等、Brun-Nermeier 和 Cohen [4]证实环境规制会提高城市技术创新水平,加速环境库兹涅茨曲线拐点的到来,肖振红等(2022) [5]实证分析表明“碳排放权”试点有效提高区域绿色创新效率水平。康玺、张驰(2023) [6]利用 SBM 模型计算绿色全要素生产率,证实中央第一轮环保督察对地区绿色全要素生产率的综合影响为负,短期内环境成本效应大于节能减排效应,籍艳丽等(2022) [7]运用面板模型,考察了环境规制影响工业绿色全要素生产率时治理转型的门槛效应,证实从全国来看,环境规制与工业绿色全要素生产率间存在显著的“倒 N”型关系,从区域来看内陆地区与全国一致,沿海地区两者间呈“U”型关系,强化环境规制有助于提升工业绿色全要素生产率。赵明亮等(2023) [8]则另辟蹊径,从环境规制影响资源型城市绿色全要素生产率的途径着手,发现环境规制对资源型城市作用系数显著为正,对非资源型城市则不显著。

环境规制与产业高质量发展关系以及企业绿色创新活动、创新效应的研究。环境规制的实施对各产业的发展有重要影响力,企业绿色创新活动主要是为了提升企业绩效与其价值。学者对环境规制政策影响的研究主要集中于产业高质量发展、企业绩效与价值,但影响结果目前尚未有统一结论,主要有以下三种观点。

一是传统假说,认为环境规制会抑制产业发展。Gollop (1983) [9]提出政府出台的环境规制政策会直接增加企业生产成本,进而降低企业绩效²; Gray 和 Shadbegian (2003) [10]对原因进行探究,认为企业会增加应对环境污染的治理性支出以应对环境规制政策,但该支出会挤占日常的生产经营性投资,进而抑制产业发展降低其绩效。

二是波特假说或“创新补偿说”,认为环境规制对产业发展有促进作用。波特假说并未否认传统假说中的政策成本效应,从动态视角分析发现,在大多数情况下合理而严格的环境规制带来的创新效应,将完全弥补企业因环境规制政策产生的额外成本所损耗的费用,提高生产效率和竞争能力,从而促进产业发展(Porter, 1991 [11], Porter and van der Linde, 1995 [12])。李方一和周京(2018) [13],陈霞等(2015) [14]从微观角度着手,利用工业行业上市公司相关数据探究环境规制对其企业价值的影响,结果表明环境规制显著抑制企业绩效与价值,即高强度的环境规制所产生的负面影响会降低企业价值,均认为该结果并未实现由环境规制刺激研发水平提升而引起的收入弥补环保成本的波特假说。而马骏,刘怡(2020) [15]也通过实证分析发现“波特假说”适用于我国房地产行业。

¹基于环境规制理论,从规范视角和实证视角分析环境规制动因,建立计量经济模型和统计测度模型等实证方法对环境规制的有效性进行检验,并形成环境规制的政策取向,对环境规制治理结构从制度分析、存在问题、原则与方向以及重构四个层面进行理论探索,为环境规制的有效性提供最终的制度保障。

²该观点最早由新古典经济学家提出。

三是不确定假说,认为环境规制带来的影响具有不确定性,即环境规制政策对企业绩效的影响会因其行业、属性、内外部环境的差异而有所不同。涂正革等(2019) [16],王杰等(2014) [17],黄志基等(2015) [18]等分析发现,若环境规制引起的成本增加额在企业总经营成本中占比较小,则其对企业绩效的影响不显著。

为深入贯彻落实习近平生态文明思想,改善生态环境质量,中央环保督察建立并于2015年12月在河北试点展开,后在两年内分四个批次全面铺开,延伸到我国31个省份(市、自治区),同时向各部门、各行业深入。

中央环保督察作为环境治理模式的重大创新,是一种特色鲜明的环境规制新手段。谌仁俊等(2019) [19]和涂正革等(2020) [20]侧重于政策成本效应和创新补偿效应问题,指出通过驱动创新,中央环保督察能改善企业绩效,提高环境经济效应。李依等(2021) [21]和张晓燕、吕昕雨(2023) [22]等实证分析发现中央环保督察能够显著提升企业的绿色创新水平,但是企业绿色创新仅体现为策略性行为,其促进效应具有滞后性;李硕等(2022) [23]研究发现环保督察限制民营、高污染企业进入,少量生产性服务业也受到波及;胡宗义、薛苏亚(2022) [24]从“质”和“量”两个维度实证探究,结果表明,中央环保督察通过降低单位能耗提高了工业经济的“质”,但对“量”的影响不显著。张彦博、李想(2021) [25]证实了在影响机制中技术创新效应显著。

目前学者的研究主要集中在环保督察对企业的绿色发展影响层面,鲜有文献关注环保督察对上市房地产企业价值的影响,中央环保督察究竟是否会影响房地产企业的市场价值?影响强度如何?为了识别这一效应,本文借鉴梁若冰等(2021) [26]采用的强度双重差分法,试图探究中央环保督察对上市房地产企业价值的影响。

一方面,环境规制强度的提高增加了房地产企业的治理成本和环境服从成本,进而提高企业经营成本,占用生产投入资金,这可能会对企业的盈利能力造成一定影响,缩减企业的利润空间;另一方面,中央环保督察能在一定程度上促进房地产企业绿色健康发展,提高房地产企业的竞争力。由此,对于中央环保督察对上市房地产价值的影响,本文认为可能存在以下几种结果:

- 1) 短期内有效抑制上市房地产企业价值。环保督察会倒逼企业技术进步,若给企业带来的利润不足以弥补增加的成本,短期成本效应低于创新效应,那么短期内上市房地产企业的价值将被抑制。
- 2) 短期内有效提升上市房地产企业价值。如若倒逼效应促使企业创新改进生产,推动企业创新能力提高和企业发展,将在短期内将提高上市房地产企业价值。
- 3) 长期显著提高房地产企业价值。环境规制的实施在短期内让企业需要投入大量资本来改正公司存在的污染问题,费用增加;但从长期视角来看,随着环境规制的实施,技术创新能力的提升将会有效促进房地产企业的可持续发展,实现绿色发展与房地产市场平稳运行的“双赢”,最终促使企业价值上升。
- 4) 长期影响不显著。中央环保督察可能具有滞后性,同时加上其高运行成本和高运行效益,随着时间的推移,环保督察的效果减弱,对上市房地产企业价值的影响可能是不明显的。

3. 模型设定与数据来源

3.1. 模型设定

中央环保督察从2015年开始实施,一直分轮分批次展开至今,如表1、表2所示。第一轮环保督察从2015年开始实施直至2018年,期间受政策影响的省份不断扩大,2015年间在河北省试点,本文所选取的样本受到政策的干预仅有7个,到2017年和2018年,74个样本均受到政策干预。第二轮环保督察从2019年开始实施至今,本文的研究至2021年,期间受到环保督察影响的上市房地产企业数量随着政策涉及到的省份的增加而增加。

Table 1. First round of environmental inspectors
表 1. 第一轮环保督察

批次	时间	地区
试点	2015.12	河北
第一批	2016.7.12~2016.8.19	内蒙古、黑龙江、江西、江苏、河南、广西、云南、宁夏
第二批	2016.11.24~2016.12.30	北京、上海、湖北、广东、重庆、陕西、甘肃
第三批	2017.4.24~2017.5.28	天津、山西、辽宁、安徽、福建、湖南、贵州
第四批	2017.8.7~2017.9 月中	吉林、浙江、山东、海南、四川、西藏、青海、新疆
回头看	2018	内蒙古、黑龙江、江苏、江西、河南、广西、云南、宁夏、河北、广东

来源：中华人民共和国生态环境部。

Table 2. Second round of environmental protection inspectors
表 2. 第二轮环保督察

批次	时间	地区
第一批	2019.7.11~8.14	上海、福建、海南、重庆、甘肃、青海
第二批	2020.9	北京、天津、浙江
第三批	2021.4.6~2021.5.9	山西、辽宁、安徽、江西、河南、湖南、广西、云南
第四批	2021.8.26~9.30	吉林、山东、湖北、广东、四川
第五批	2021.12.3~2022.1.5	黑龙江、贵州、陕西、宁夏
第六批	2022.3.23~2022.4.25	河北、江苏、内蒙古、西藏、新疆

来源：中华人民共和国生态环境部。

上市房地产企业分布在不同省份，在不同轮次和批次中受到政策干预的时间不一致，这为我们使用双重差分法模型提供了良好的条件。而现实问题是，上市房地产企业的业务可能分布在多个省份，大多数企业在政策实施期间或多或少都受到了政策干预，导致使用传统双重差分法模型时找不到完全未受政策干预的企业，即找不到标准意义上的对照组，政策对个体维度的影响程度是连续变化的。针对此问题，本文将引用强度双重差分法来研究环保督察对上市房地产企业价值的影响，模型设定如下：

$$V_{it} = \alpha + \beta pr_{it} + \gamma X + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{3.1}$$

V_{it} 是被解释变量，本文中的被解释变量是托宾 Q 值和市净率：① 托宾 Q 指公司总市值与资产重置成本之比，而公司总市值等于流通股市值、非流通股市值与负债市值之和，故托宾 Q 可写作(流通股 * 股价 + 非流通股 * 每股净资产 + 负债面值)/总资产账面价值，若 Q 值大于 1，说明公司现有的市场价值大于其资产的重置成本，此时投资者投资成本较小，反之，投资成本较大；② 市净率(PB)是企业价值变量，即每股股价与每股净资产之比。是一种对企业当前价值的间接评估，若企业当前价值被低估，值得投资，反之，则不值得投资。

目前学术界衡量企业价值并未形成统一标准，主要度量指标有以下几种：① 托宾 Q 值，是最常用的企业价值度量指标。② 市净率，该指标使用相对较少。③ 净资产收益率(ROE)，衡量企业内部短期价值。④ 每股 EVA，衡量企业长期外部价值。⑤ 主营业务利润率：认为当前中国资本市场的有效程度有限，与西方还有较大差距，中国资本市场上大量非流通股的存在会使得市场类的企业价值衡量指标度量效果不佳。其中，托宾 Q 值为广大学者所采用，既包含了历史数据，也包含了对未来的预期，具有很强

的综合性。而部分学者认为基于我国市场情况,用市净率度量企业价值可能较为适用,梁若冰等(2021) [26] 也基于此,在探究限购政策对上市房地产企业价值的影响时采用该度量指标。因此,本文选用托宾 Q 值和市净率来衡量上市房地产企业价值。

pr_{it} 是核心解释变量,其值的大小反应的是企业 i 从 2012 年起到时刻 t 受政策干预的强度。第一轮环保督察实施时,企业受到政策干预强度可表示为 $pr_{it} = \sum_{2012}^t \sum_{j=1}^{34} \left(\frac{sale_{ij}}{sale_i} \right) \times PR_{jt}$ 。其中: PR_{jt} 表示企业 i 在省份 j 是否受到政策干预,若省份 j 在 t 时刻受到了政策干预,则 $PR_{jt} = 1$,若省份 j 在 t 时刻没有受到政策干预,则 $PR_{jt} = 0$; $sale_{ij}$ 表示 t 时刻 i 企业在 j 省份的销售额, $sale_i$ 表示 t 时刻 i 企业总销售额,两者比值表示企业在政策干预下销售额占其总销售额的比重。表达式中的求和项表示企业受到政策干预强度随时间不断累积。第二轮环保督察中企业受干预强度计量方式与第一轮类似,不同之处就是年份的累加是从 2019 年开始的,因此可表示为 $pr_{it} = \sum_{2019}^t \sum_{j=1}^{34} \left(\frac{sale_{ij}}{sale_i} \right) \times PR_{jt}$ 。

从定义出发对 pr_{it} 进一步解释: ① pr_{it} 是否为 0 与企业 i 所在省份 j 是否受到政策干预有关,如果企业业务所在所有省份都不受到政策干预,那么 pr_{it} 值为 0; 即若 pr_{it} 值不为 0,说明企业 i 业务所在省份中定有受政策干预的省份。② pr_{it} 的大小与企业 i 业务所分布的所有省份中受政策干预的省份占有所有省份的比值成正比。③ pr_{it} 的值是可以随时间变化累积的,如企业 i 在 A、B、C、D 四个省份均有业务,销售额占比分别为 20%、25%、35%、20%,在同一轮次的政策实施过程中 2015 年 A 省份受到政策干预,2016 年增加 B 省份受到政策干预,2017 年增加 C 省份受到政策干预,那么这三年的 pr_{it} 值分别为 20%、45%、80%。这样的设置可以充分考虑到环保督察实施过程中受到干预的省份是逐渐增加的,不同企业业务分布的省份不同,受政策干预的强度也不同。

X 是控制变量,本文中选取了 6 个控制变量: ① 企业规模(size): 一般用企业总资产来体现。总资产大的公司,企业规模也就越大,在企业规模达到一定高度后,由于各生产要素之间的配置,资产规模便会对企业价值造成一定的影响。② 资产负债率(da): 资产负债率等于负债总额/资产总额,资产负债率越高说明企业资产中债务占比越大,财务杠杆越大,债务违约风险越高,会对企业价值产生影响。③ 净利润增长率(npgr): 净利润增长率是企业当期净利润相对上期净利润的增长幅度,用于衡量公司成长性,对公司的价值有正向影响。④ 国有股比例(stateshr): 国有股是指国家对企业直接出资或间接出资形成的股权,国有股比例与企业价值之间存在非线性关系³。⑤ 法人股比例(lpshr): 法人股比例是指法人所持股份占总股份的大小,其比例越高对企业董事会决策的影响力越大,一般来讲对企业的监管也越完善,对企业价值有一定的正向作用。⑥ 资产报酬率(roe): 也叫资产收益率,衡量每单位资产创造多少净利润,企业的收益能力对企业价值有显著正向影响。本文还在公式中增加了 μ_t 作为时间固定效应, δ_i 作为企业固定效应,以及 ε_{it} 作为随机扰动项。

3.2. 数据来源

本文使用的 2012~2018 年以及 2019~2021 年的上市房地产企业相关数据均来自中指数数据库(CREIS)和国泰安数据库(CSMAR)。初始总样本共 82 个上市房地产企业,其在各个省份的销售额数据来自中指数数据库;被解释变量托宾 Q 值、市净率,控制变量资产总额、资产负债率、净利润增长率、国有股比例、法人股比例、资产报酬率均来自国泰安数据库。其中资产负债率、净利润增长率、托宾 Q 值、市净率、国有股比例、法人股比例由相关数据经过计算得到。根据研究需要我们对数据进行一定的处理,删除数据缺失比较多的企业样本 8 个,剩余 74 个企业。上述变量及其描述性统计量列入表 3 中。

³ 刘莉(2021 年)认为国有股比例应当处于一定区间之内,一旦高于或低于这个区间,就会降低企业的价值。

Table 3. Descriptive statistics of main variables
表 3. 主要变量描述性统计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	变量描述	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
TobinQ	托宾Q	729	1.205	0.416	0.797	3.209
PB	市净率	729	1.666	1.264	0.236	6.682
Pr	规制强度(销售额%)	740	0.409	0.454	0	1
da	资产负债率	734	0.679	0.157	0.172	0.927
npgr	净利润增长率	729	0.181	1.541	-5.444	8.640
stateshr	国有股比例	733	0.0334	0.114	0	0.588
lpshr	法人股比例	734	0.0516	0.143	0	0.737
roa	资产报酬率	734	0.0405	0.0307	-0.0656	0.132
si	资产规模的自然对数	734	23.87	1.492	21.14	27.86

4. 实证基准分析

本文首先采用 OLS 估计方法，估计了两轮中央环保督察进驻后对上市房地产企业价值的影响，表 4 和表 5 分别列示了第一轮和第二轮环保督察实施后基准模型的回归结果。被解释变量是上市房地产企业的托宾 Q 值(TobinQ)和市净率(PB)，用以衡量上市房地产企业价值。

Table 4. Baseline model regression results (first round)
表 4. 基准模型回归结果(第一轮)

	TobinQ	TobinQ	PB	PB
	(1)	(2)	(3)	(4)
Pr	-0.191*** (0.0520)	-0.101** (0.0454)	-0.746*** (0.123)	-0.295** (0.123)
si		-0.132** (0.0502)		-0.597*** (0.100)
da		-0.753* (0.398)		0.735 (0.729)
npgr		0.00603 (0.00884)		0.0387* (0.0217)
stateshr		-0.259 (0.168)		0.273 (0.345)
lpshr		-0.353** (0.154)		0.250 (0.368)
roa		-0.511 (0.644)		-2.463 (1.567)
Constant	0.986*** (0.0190)	5.146*** (1.383)	0.968*** (0.0419)	16.60*** (2.588)
时间固定效应	固定	固定	固定	固定
个体固定效应	固定	固定	固定	固定
样本量	729	723	729	723
调整R ²	0.579	0.671	0.677	0.738

注：括号中为企业聚类稳健标准误 t 统计量，***，**，*分别表示在 1%，5%，10%的统计水平上显著。

在表 4 中, 第(1)列以托宾 Q 值为被解释变量, 仅加入了核心解释变量 Pr 以及时间和企业固定效应, 回归结果显示 Pr 的系数为-0.191, 并且在 1%的显著性水平上显著。第(2)列进一步控制了公司规模(si)、资本结构(da)、公司成长性(npgr)、国有股比例(stateshr)、法人股比例(lpshr), 总资产报酬率(ROA), 回归结果显示 Pr 的系数变为-0.101, 并且在 5%的显著性水平上显著, 表明第一轮环保督察的实施显著的抑制了上市房地产企业价值。第(3)列以市净率(PB)为被解释变量, 仅加入了核心解释变量 Pr 以及时间和企业固定效应, 回归结果显示 Pr 的系数为-0.746, 并且在 1%的显著性水平上显著。第(4)列进一步控制了公司规模、资本结构、公司成长性、国有股比例、法人股比例、总资产报酬率, 回归结果显示 Pr 的系数变为-0.295, 并且在 5%的显著性水平上显著, 表明第一轮环保督察的实施显著的抑制了上市房地产企业价值。

Table 5. Regression results of the benchmark model (second round)

表 5. 基准模型回归结果(第二轮)

	TobinQ	TobinQ	PB	PB
	(1)	(2)	(3)	(4)
Pr	-0.152*** (0.0273)	-0.136*** (0.0311)	-0.556*** (0.0696)	-0.400*** (0.0905)
si		-0.0228 (0.0567)		-0.267** (0.123)
da		-1.164*** (0.397)		-0.518 (0.800)
npgr		0.0177* (0.0105)		0.0738** (0.0281)
stateshr		-0.239 (0.179)		0.375 (0.356)
lpshr		-0.307* (0.160)		0.414 (0.436)
roa		-1.707*** (0.636)		-6.295*** (1.612)
Constant	1.130*** (0.0188)	2.745* (1.560)	1.489*** (0.0466)	9.361*** (3.122)
时间固定效应	固定	固定	固定	固定
个体固定效应	固定	固定	固定	固定
样本量	729	723	729	723
调整R ²	0.523	0.599	0.620	0.651

注: 括号中为企业聚类稳健标准误 t 统计量, ***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10%的统计水平上显著。

在表 5 中, 第(1)列以托宾 Q 值为被解释变量, 仅加入了核心解释变量 Pr 以及时间和企业固定效应, 回归结果显示 Pr 的系数为-0.152, 并且在 1%的显著性水平上显著。第(2)列进一步控制了公司规模、资本结构、公司成长性、国有股比例、法人股比例, 总资产报酬率, 回归结果显示 Pr 的系数变为-0.136, 并且在 1%的显著性水平上显著, 表明第二轮环保督察的实施显著的抑制了上市房地产企业价值。第(3)列以市净率(PB)为被解释变量, 仅加入了核心解释变量 Pr 以及时间和企业固定效应, 回归结果显示 Pr 的系数为-0.556, 并且在 1%的显著性水平上显著。第(4)列进一步控制了公司规模、资本结构、公司成长

性、国有股比例、法人股比例、总资产报酬率,回归结果显示 Pr 的系数变为 -0.4 ,并且在 1%的显著性水平上显著,表明第二轮环保督察的实施显著抑制了上市房地产企业价值。

上述结果表明,两轮环保督察均对上市房地产企业价值产生了显著的负向影响,并且无论是以托宾 Q 值还是以市净率为企业价值的估计值,该结论都具有 consistency。对比两轮回归结果可得,第二轮环保督察对上市房地产企业价值的影响较第一轮更为显著。进一步观察回归系数的相对大小可知,两轮环保督察对以市净率表示的企业估值影响较大。

5. 结论与建议

5.1. 结论

环境规制是社会管制范畴下政府为了保护环境而制定的一系列举措,如设置环保标准、减少污染排放及处理污染物等,目的是在减少环境污染的同时能够保证经济稳定、有序发展。随着房地产行业的磅礴发展,大量环境问题日益突出,环保督察的实施对调节房地产企业的健康发展显得尤为重要。本文结果显示:两轮环保督察均对上市房地产企业价值产生了显著的负向影响,并且无论是以托宾 Q 值还是以市净率作为企业价值的估计值,该结论都具有 consistency。对比可知,第二轮环保督察对上市房地产企业价值的影响较第一轮更为显著,并且两轮环保督察对以市净率表示的企业估值影响较大。

受数据收集时的年份限制,本文在探究两轮环保督察对上市房地产企业价值的影响时着眼于短期,得出短期内环保督察的实施显著影响了上市房地产企业价值,并未分析这一政策的长期效应,这也是本文的局限性所在。

就影响机制而言,房地产行业经济效益与环境保护的矛盾日益突出、可持续发展的生态理念、密集出台的环境规制措施对房地产行业的绿色发展产生了重大影响。环保督察的实施会对经济增长产生影响,改变企业的宏观发展环境,而短期内这种影响可能更突出表现为对企业的冲击,企业需要投入大量资本来纠正自身存在的污染问题,费用的提升会加重企业的运行成本,而研发创新以及环保投资等也可能会对房地产企业的生产经营产生一定的“挤出”作用,从而抑制房地产企业价值。但是,国家已经明确到 2025 年,城镇新建建筑全面执行绿色建筑标准,这就要求房地产企业必须遵循新的绿色建筑标准进行项目开发,根据政策解读,长期以往,中央环保督察是显著促进企业的可持续发展。因此从长期来看,环保督察的实施会引导企业向着绿色健康发展,实现经济目标与环保目标的统一,更有可能激发“波特效应”,从而促进企业的价值提升。

5.2. 政策建议

制订差异化的环境规制政策。若要提升政策实施效果,细化环境规制政策势在必行。不同的行业各有特点,在对其进行环境规制时也要有所侧重。针对不同行业的实际情况来制定更为合适的实施细则,使得环境规制更具有有效性和针对性,才能最大化政策效应。与此同时,国家和政府层面可以建立相应的环境规制标准和环保效益引导模式,为企业未来的绿色发展指明方向。

鼓励技术创新,加大研发资金投入。环境规制一方面是为了从源头上改善环境问题,另一方面更是为了促进企业的绿色发展,尤其是对于重污染行业。我国经济的快速发展离不开房地产行业的蓬勃发展,而鼓励技术创新是促进房地产绿色发展的重要一环。企业层面应加大研发投入,为后续的健康绿色发展蓄力;政府层面应根据不同地区发展的差异性,制定有针对性的激励措施,扩大科研经费投入,为房地产企业的绿色创新助力,为房地产行业的长久发展做技术攻关。

恰当采取激励效应和倒逼效应。环境规制应充分发挥奖励性环境规制的激励效应和惩罚性环境规制的倒逼效应,如政府层面可以通过税收减免和补贴等措施激励企业技术创新;与此同时,对于企业的违

规排放, 超标排放等行为也应该及时制止和惩戒, 从两个维度共同发力, 促进企业长期绿色健康发展, 与生态环境和谐、协调发展。

开设社会公众与媒体参与渠道。通过开通信箱、举报热线等方式建立公众参与环境污染治理的常态化机制, 保证社会公众的监督信息能够及时有效传达, 充分发挥低成本、可持续、效率高的群众协同效应, 最大化发挥其监督作用。

基金项目

本文受到大学生创新创业训练项目资助, 项目类别为创新训练项目, 项目编号为 202210673099。

参考文献

- [1] Crafts, N. (2006) Regulation and Productivity Performance. *Oxford Review of Economic Policy*, **22**, 186-202. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grj012>
- [2] 张小筠, 刘戒骄. 新中国 70 年环境规制政策变迁与取向观察[J]. 改革, 2019(10): 16-25.
- [3] Yin, J., Zheng, M. and Chen, J. (2015) The Effects of Environmental Regulation and Technical Progress on CO₂ Kuznets Curve: An Evidence from China. *Energy Policy*, **77**, 97-108. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.11.008>
- [4] Brunnermeier, S.B. and Cohen, M.A. (2003) Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries. *Journal of Environmental Economics and Management*, **45**, 278-293. [https://doi.org/10.1016/s0095-0696\(02\)00058-x](https://doi.org/10.1016/s0095-0696(02)00058-x)
- [5] 肖振红, 谭睿, 史建帮, 等. 环境规制对区域绿色创新效率的影响研究——基于“碳排放权”试点的准自然实验[J]. 工程管理科技前沿, 2022, 41(2): 63-69.
- [6] 康玺, 张驰. 中央环保督察与地区绿色全要素生产率——基于事件研究法的分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(1): 82-87.
- [7] 籍艳丽, 辜子寅, 薛洁. 环境规制对工业绿色全要素生产率的波特效应[J]. 统计与决策, 2022, 38(7): 82-86.
- [8] 赵明亮, 冯健康, 孙威. 环境规制影响资源型城市绿色全要素生产率的途径与政策建议[J]. 自然资源学报, 2023, 38(1): 186-204.
- [9] Gollop, F.M. and Roberts, M.J. (1983) Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-Fueled Electric Power Generation. *Journal of Political Economy*, **91**, 654-674. <https://doi.org/10.1086/261170>
- [10] Gray, W.B. and Shadbegian, R.J. (2003) Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation. *Journal of Environmental Economics and Management*, **46**, 384-402. [https://doi.org/10.1016/s0095-0696\(03\)00031-7](https://doi.org/10.1016/s0095-0696(03)00031-7)
- [11] Porter, M.E. (1991) America's Green Strategy. *Scientific American*, **264**, 168. <https://doi.org/10.1038/scientificamerican0491-168>
- [12] Porter, M.E. and van der Linde, C. (1995) Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 97-118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- [13] 周京, 李方一. 环境规制对企业绩效与价值的影响——基于重污染上市企业经验数据[J]. 中国环境管理干部学院学报, 2018, 28(1): 22-25, 61.
- [14] 陈霞, 许松涛. 环境规制与上市公司企业价值[J]. 会计之友, 2015(21): 54-58.
- [15] 马骏, 刘怡. 环境规制对中国房地产业绿色发展的影响分析——基于 31 个省份的面板数据[J]. 资源与产业, 2020, 22(4): 41-48.
- [16] 涂正革, 周涛, 谌仁俊, 等. 环境规制改革与经济高质量发展——基于工业排污收费标准调整的证据[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(12): 77-95.
- [17] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(3): 44-56.
- [18] 黄志基, 贺灿飞, 杨帆, 等. 中国环境规制、地理区位与企业生产率增长[J]. 地理学报, 2015, 70(10): 1581-1591.
- [19] 谌仁俊, 肖庆兰, 兰受卿, 等. 中央环保督察能否提升企业绩效? ——以上市工业企业为例[J]. 经济评论, 2019(5): 36-49.
- [20] 涂正革, 邓辉, 谌仁俊, 等. 中央环保督察的环境经济效益: 来自河北省试点的证据[J]. 经济评论, 2020(1): 3-16.
- [21] 李依, 高达, 卫平. 中央环保督察能否诱发企业绿色创新? [J]. 科学学研究, 2021, 39(8): 1504-1516.

- [22] 张晓燕, 吕昕雨. 中央环保督察的企业绿色创新效应——基于中国上市工业企业研究[J]. 武汉金融, 2023(2): 55-64.
- [23] 李硕, 王敏, 张丹丹. 中央环保督察和企业进入: 来自企业注册数据的证据[J]. 世界经济, 2022, 45(1): 110-132.
- [24] 胡宗义, 薛苏亚. 中央环保督察对工业发展质量的影响[J]. 软科学, 2022, 36(1): 1-8, 17.
- [25] 张彦博, 李想. 环境规制、技术创新与经济高质量发展——基于中央环保督察的准自然实验[J]. 工业技术经济, 2021, 40(11): 3-10.
- [26] 梁若冰, 张东荣, 方心, 林细细. 限购政策是否降低了上市房地产企业价值? ——基于强度双重差分法的经验研究[J]. 金融研究, 2021(8): 42-60.