

政府水污染防治对重点流域企业投资的影响

——基于 PSM-DID 方法的实证分析

晁江锋 吴洁¹

（郑州航空工业管理学院 商学院，河南 郑州 450046）

【摘要】 基于 2010—2017 年间我国中部六省上市公司固定资产投资数据，运用双重差分方法检验了《重点流域水污染防治项目管理暂行办法》对相关企业投资的影响，研究发现：该《办法》实施后对中部六省重污染行业的固定资产投资具有显著的抑制效应，且表现出较好的持续性；通过对中部六省三大产业进行横向对比分析发现，其对固定资产投资的抑制作用仅在包含重污染企业的第二产业内显著存在，而对第一产业内企业投资的抑制作用存在明显的滞后现象，同时对第三产业内的企业投资不存在显著影响；结合倾向得分匹配法以及排除预期效应和测量误差后，其对重污染企业投资抑制作用的直接效应和持续效应依旧存在，说明研究结论是稳健的。

【关键词】 水污染防治 固定资产投资 双重差分法 倾向得分匹配

【中图分类号】 F062.2 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1671-4407(2021)04-050-07

1 文献回顾

21 世纪以来，我国重点流域的水污染问题日趋严峻，针对这一问题政府出台了一系列法律法规进行水污染防治，“十一五”期间，我国首次明确了各地方政府对水环境质量的职责，对水质进行跨省考核，保障水体安全等；随着公众对生态环境的关注度持续上升，“十二五”时期我国着力于突破以往粗放型的管理模式，在总量和质量两个层面进行精细化考核，确定了众多的工程项目支持地方污染治理；2014 年 1 月为保障资金的高效与规范利用，国家发展改革委印发《重点流域水污染防治项目管理暂行办法》（以下简称《办法》）对每年中央预算内投资加强管理和监督，进一步规范了地方环境治理的项目投资工作；新修订的《中华人民共和国环境保护法》2015 年 1 月 1 日正式施行后，水污染防治进入了系统管理阶段。在这一背景之下，如何在保障经济可持续发展的前提下实现环境质量的改善，毋庸置疑，政府部门通过制定合理有效且可持续的环境政策将是重要手段之一。基于此，本文基于 2014 年发布的《办法》这一事件，以重点流域（黄河流域、淮河流域及长江流域）途经的中部六省为研究对象，采用 PSM-DID 方法，考察在政策实施前后政府行为对相关企业投资的影响，并进一步分析环境政策的针对性与有效性。

近年来，关于政府污染防治与企业经营绩效、扩大再投资之间的关系存在较大分歧。从政府的视角来看，污染防治代价高、周期长、见效慢，地方政府为了维持政绩，必须保持企业投资与政府基建增速，污染治理激励不足，进而使得污染防治效果不佳，然而，如果环境治理并未削弱经营绩效与企业投资增速，反而促进企业扩大再生产，实现污染防治与企业投资的双赢，则政府环境治理将能够降低政府考核的政绩压力，还能够一定程度上提升政府部门污染治理的积极性；从企业的视角来看，污染防治将促进企业更新技术设备，淘汰落后产能，这一方面加大了企业投资力度，在短期内增加了企业绩效下滑的可能性，另

¹**作者简介：**晁江锋，博士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为经济计量与资产定价。E-mail:chaojiangfeng2005@163.com
基金项目：河南省社会科学规划年度项目“河南省环境治理与经济增长的互动机制及应对措施研究”（2018CJJ095）；河南省软科学研究计划项目“河南省企业治理模式创新与生态环境质量互动机制研究”（202400410340）；国家社会科学基金青年项目“碳减排政策、环境质量与经济增长的一般均衡分析及传导路径研究”（19CJL007）

一方面改变了企业投资方向，从规模扩张转向技术更新，中长期内将能够提升企业的全要素生产率，并有利于企业投资的进一步扩张。因此，政府污染防治与企业投资之间能否实现双赢，对于政府部门与企业来讲均是至关重要的。

诸多学者也对我国环境政策的有效性方面展开了一系列研究，涉及内容主要包括排污费、环境税收、财政补贴、政府投资支出、排污权交易和环境投融资等方面。其中，排污费和环境税收均是通过价格机制改变社会行为进而实现污染减排，相关研究如郭俊杰等^[1]采用倍差法和三重差分法发现提高排污费能够促使企业进行积极的环境治理，减少工业污染排放；卢洪友等^[2]、涂正革等^[3]均从排污费征收标准的视角检验了二氧化硫等污染物的排污费标准的减排效应；部分学者研究环境税收的治理效应，如秦昌波等^[4]以 GREAT-E 模型模拟了不同税率水平对经济与污染排放的作用，并且认为征收环境税对环境的治理作用超过了对宏观经济的抑制作用；范庆泉等^[5]对比不征环境税、渐进递增的动态环境税以及严格环境税之后，认为渐进递增的动态环境税具有促进经济增长和环境治理的双重红利；而 Orlov & Grethe^[6]基于俄罗斯的环境税改革研究发现，环境税不存在双重红利。由于生态环境的公共品属性，使得环境治理的投资主体以财政投资为主，对环境治理的中央财政投入是治理环境的重要手段之一，如张玉^[7]、朱小会和陆远权^[8]均验证了财政支出对环境治理具有显著影响；洪源等^[9]通过构建面板门槛模型发现，若以环境财政政策为门槛变量，则其存在对污染的显著单一门槛效应。

除了政府干预的“庇古”手段，排污权交易政策则侧重于利用市场机制解决环境污染问题，关于该方面的研究存在一些分歧，如 Anderson 等^[10]基于欧盟碳排放交易数据发现，排污权交易在促进企业技术变革和提高减排意识方面是有效的；而 Borghesi 等^[11]基于意大利制造业数据得出，较宽松的配额发放会导致欧洲碳排放交易效果不明显。国内以排污权交易政策为背景的相关研究较一致认可该政策的环境治理效应，如刘承智等^[12]、任胜钢等^[13]均以 2007 年排放权交易试点政策为例，研究发现该试点政策不仅对试点地区具有较好的减排作用，而且能够促进当地的经济的发展；黄向岚等^[14]参考 2011 年我国六省份的碳排放交易试点政策进行分析，同样验证了碳排放交易政策的减排效应。同时，部分学者从企业融资的角度分析我国绿色信贷政策对环境治理的作用，如蔡海静等^[15]基于双重差分方法，得出绿色信贷减少了“两高”企业的新增银行借款，并且使得政策实施地区的污染排放明显减少。陈幸幸等^[16]研究发现绿色信贷能促进重污染企业增加环境治理投入，但仅限于同时受到银行贷款和商业信用限制的企业。

上述研究主要是从环境政策的污染治理效应进行分析，而在考察环境政策有效性的同时，也有必要研究环境政策对企业经营绩效及宏观经济的影响，国内对该方面的研究相对较少，如冯志华和余明桂^[17]从政府绩效考核的视角分析环境治理对企业固定资产投资、地区经济发展的影响；孙文远和杨琴^[18]、李斌等^[19]均以我国“两控区”政策为例，分析环境规则对就业的作用效果；周源等^[20]考察绿色治理规制下环境政策对企业排污行为与企业经营表现的影响；苏冬蔚和连莉莉^[21]、丁杰^[22]研究发现绿色信贷使重污染企业债务成本上升，有显著抑制企业投融资的作用；等等。

综上，现有研究主要基于不同视角对环境政策的治理效应进行深入分析，而对环境政策的经济效应及对微观主体作用机制的相关研究较少。同时，《办法》的颁布明确了中央预算内投资项目资金的申请与使用规范，那么地方政府在专项资金使用方面如何实现环境治理与经济发展的“双赢”，将是我们需要重点关注的问题。因此，我们有必要对《办法》实施的效果进行检验，考察该环境政策是否会通过政府行为改变微观企业的投资规模，进而影响地区经济发展。与已有文献相比，本文的创新点主要体现在以下三个方面：第一，本文利用《办法》实施这一准自然实验，同时采用 PSM-DID 方法对中部六省重污染企业在政策颁布前后的投资行为进行研究，并对研究方法的适用性及研究结论进行严格的稳健性检验；第二，文中不仅考察了政策实施的直接效应，并对其持续效应也做了进一步探讨；第三，文中不仅分析了环境政策对重污染企业投资行为的影响，并通过横向对比，分析环境政策对不同产业内企业投资的影响是否存在显著差异。

2 研究设计

2.1 样本与数据

本文的初始样本为 2010—2017 年间中部六省的 A 股上市公司，在此基础上对数据进行如下筛选：(1)剔除 ST 和金融类上市公司；(2)剔除政策颁布年份 2014 年以后上市的公司；(3)剔除资产负债率大于等于 1 已经资不抵债的公司；(4)剔除总资产增长率大于 1 的样本；(5)剔除相关变量缺失的样本。为排除异常值的干扰，对连续变量进行缩尾处理。

首先，为研究环境政策对重污染企业的影响，本文参考刘运国和刘梦宁^[23]，并根据证监会《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)，从以上样本中筛选出重污染行业为采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水生产和供应业。其次，在进一步分析不同产业对政策的差异反应时，将以上样本分类为第一产业(包括农、林、牧、渔业)、第二产业(包括采矿业、电力、热力、燃气及水生产和供应业、建筑业、制造业)和第三产业，分别进行回归分析。

2.2 模型与估计方法

双重差分(difference-in-difference, DID)模型的思路是通过比较受到政策冲击的实验组和未受到政策冲击的控制组之间的差异，进而评估政策的实际效果。为了检验《办法》实施对企业固定资产投资的影响，本文通过构造双向固定效应模型来实现双重差分，设定模型(1)如下：

$$Invest_{i,t} = \alpha + \beta_1 Time_{i,t} + \beta_2 Treated_{i,t} + \beta_3 Time_{i,t} \times Treated_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

式中：Invest 为被解释变量，Time 是表示《办法》颁布的虚拟变量，2014 年及以后年份取值为 1，2014 年之前取值为 0，Treated 表示若企业位于《办法》中提到的四个省份(中部六省中的河南、山西、湖北、安徽)取值为 1，否则为 0。本文主要关注的是交乘项 Time×Treated 的系数，若 β_3 显著为负，则表明《办法》的实施抑制了企业固定资产投资。

为了考察政策实施的持续效应，构建模型(2)如下：

$$Invest_{i,t} = \lambda + \mu_1 Current_{i,t} + \mu_2 After1_{i,t} + \mu_3 After2_{i,t} + \mu_4 After3_{i,t} + \mu_5 Controls_{i,t} + \sigma_{i,t} \tag{2}$$

式中：模型(2)将 Time 变量替换为年份虚拟变量，并与 Treated 产生交互项 Current、After1、After2、After3，由于《办法》在 2014 年 1 月正式实施，故我们有必要考虑实施当年的政策效果，变量 Current 代表 2014 年，After1、After2、After3 分别代表 2014 年以后的三个年度。

为了控制公司层面和宏观环境的影响，参考已有研究选取了系列控制变量，包括企业规模、资产负债率、投资机会、企业自由现金流、股权集中度、企业年龄、产权性质、管理费用率、省份经济发展水平。相关变量的具体定义与说明见表 1。

表 1 变量定义与说明

变量名称	变量代码	变量测量
新增投资	Invest	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金)/总资产
政策实施	Time	若样本年份在 2014 年及以后，Time=1，否则 Time=0

是否在政策内	Treated	若企业在政策要求的省份内，则 Treated=1，否则 Treated=0
企业规模	Size	期末总资产的自然对数
资产负债率	Lev	总负债/总资产
投资机会	Tobinq	(流通市值+非流通市值+负债账面价值)/资产账面价值
自由现金流	Fcf	(息前税后利润+折旧-营运资本增加-资本支出)/期末总资产
股权集中度	Top5	前五大股东持股比例
企业年龄	Age	当年年份-公司上市年+1
产权性质	Soe	根据实际控制人性质，若为国有单位，则 Soe=1，否则 Soe=0
管理费用率	MF	管理费用/营业收入
经济发展水平	PGDP	所在省份人均 GDP 取自然对数
时间固定效应	Year	年份虚拟变量

3 实证结果

3.1 描述性统计

回归分析前我们对主要变量进行描述性统计分析，如表 2 所示。其中，企业固定资产投资 (Invest) 最大值为 0.138，最小值为 0.003，两者之间的差异明显，说明有必要进行进一步实证检验。实验组样本占 71.6%，为了确保样本分组的随机性，满足双重差分的基本前提条件，本文在稳健性检验中采用倾向得分匹配 (propensity score matching, PSM) 重新为实验组匹配了控制组样本。此外，控制变量均在合理的范围内。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Invest	1707	0.050	0.039	0.003	0.041	0.138
Time	1707	0.527	0.499	0.000	1.000	1.000
Treated	1707	0.716	0.451	0.000	1.000	1.000
Lev	1707	0.452	0.196	0.114	0.455	0.803
Size	1707	22.181	1.131	20.411	22.077	24.459
Fcf	1707	0.009	0.078	-0.171	0.017	0.139
Tobinq	1707	2.305	1.280	1.018	1.870	5.766
PGDP	1707	10.510	0.221	10.104	10.511	10.927

Age	1707	11.764	5.955	1.000	12.000	26.000
Soe	1707	0.538	0.499	0.000	1.000	1.000
Top5	1707	50.592	13.686	27.680	50.276	75.357
MF	1707	0.084	0.049	0.018	0.075	0.196

3.2 基准回归结果

3.2.1 直接效应

本文首先检验《办法》的实施对中部六省重污染企业固定资产投资的直接效应，表3第(1)列为未加入控制变量的估计结果，第(2)列为加入其他控制变量之后的估计结果。从回归结果可以看出，加入控制变量后 $\text{Time} \times \text{Treated}$ 的系数在 1% 水平上显著为负，说明在《办法》颁布之后，政府对重污染企业采取了更加严格的治污措施，抑制了在《办法》规范省份内的重污染企业固定资产投资。

3.2.2 持续效应

进一步检验《办法》颁布之后产生的持续效应，表3的第(3)列为未加入控制变量的估计结果，第(4)列为加入其他控制变量之后的估计结果。可以看出无论是否加入控制变量，Current 和 After2 即《办法》颁布的当年和之后第二年回归系数均显著为负；在加入控制变量之后，可以发现 Current、After1、After2、After3 的系数也显著为负，说明《办法》实施对重污染企业固定资产投资的抑制作用在之后的三年内有较好的持续性。

3.3 稳健性检验

3.3.1 共同趋势假设

为了确保实验组与控制组是可比的，将实验变量 Treated 与各年份的虚拟变量相乘（删除 2010 年防止多重共线性的影响），按照模型(1)进行回归，结果如表4第(1)列所示。其中，Before1、Before2、Before3 分别代表在 2014 年《办法》颁布的前一年、前两年和前三年，可以发现系数均不显著，而在 2014 年及之后年份除了 After1 之外，Current、After2、After3 均显著，说明在《办法》颁布之前两组满足共同趋势的假设，并且在 2014 年及以后《办法》的政策效应是存在的。

表3 基准回归结果

变量	直接效应		持续效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Time	-0.016***(-4.444)	-0.028*(-1.871)		
Treated	-0.064***(-4.628)	-0.103***(-9.736)		
Time×Treated	-0.008**(-2.541)	-0.009***(-2.966)		

Current			-0.008*(-1.876)	-0.009*(-2.012)
After1			-0.006(-1.438)	-0.007*(-1.766)
After2			-0.010*(-2.148)	-0.011*(-2.488)
After3			-0.006(-1.429)	-0.008*(-1.864)
Size		0.009*** (3.282)		0.009*** (3.278)
Lev		-0.034*** (-3.544)		-0.034*** (-3.544)
Tobinq		0.003*** (2.842)		0.003*** (2.849)
Fcf		-0.041*** (-3.987)		-0.041*** (-3.967)
Top5		0.000** (2.340)		0.000** (2.330)
Age		0.005*** (4.860)		0.005*** (4.883)
Soe		-0.008 (-1.370)		-0.008 (-1.374)
MF		-0.043 (-1.056)		-0.042 (-1.032)
PGDP		-0.043** (-2.544)		-0.043** (-2.536)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
__cons	0.119*** (10.158)	0.346* (1.904)	0.056*** (7.054)	0.243 (1.336)
N	1707	1707	1707	1707
R ²	0.557	0.582	0.558	0.583
Adj. R ²	0.479	0.506	0.478	0.505

尽管加入实验变量 Treated 与各年份的虚拟变量交乘项的方法已经初步检验了共同趋势的假设条件，但出于对结果的严谨性，本文进一步采用双重差分与倾向得分匹配方法重新进行了基准回归。PSM 使得在政策冲击之前实验组和控制组具有相类似的特征，进而协助解决 DID 估计时，两组样本在政策冲击前不完全具备平行趋势的问题。具体来说，以企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、自由现金流(Fcf)、投资机会(Tobinq)、企业年龄(Age)、股权集中度(Top5)、管理费用率(MF)为特征变量，用核匹配法匹配实验组与控制组样本，重新对模型进行回归。为了验证在 PSM 之后实验组与控制组不存在可观测变量上的显著差异以及特征变量选取的合理性，表 5 报告了平衡性检验的结果。由表 5 可知，匹配后的实验组与控制组样本的特征变量均值差异均变得不显著，且偏差率在 5%以内，各匹配变量达到非常接近的程度， $P>Chi^2$ 由 0.000 变为 0.633。

表 6 第(1)、(2)列为进行上述核匹配之后《办法》实施的直接效应检验结果，可以发现在进行 PSM 之后， $Time \times Treated$ 依旧显著为负，与未进行 PSM 的 DID 估计结论一致，即《办法》实施抑制了重污染企业的固定资产投资，因此本文对《办法》实施的直接效应检验是稳健的。

表6第(3)、(4)列为进行上述核匹配之后《办法》实施的持续效应检验结果,可以发现在PSM之后,Current和After的回归系数依旧显著为负。在加入控制变量之后,After1、After2、After3的系数也依旧显著为负,说明本文关于《办法》实施对重污染企业固定资产投资抑制作用的持续效应检验也是稳健的。

3.3.2 预期效应

表4 稳健性检验

变量	共同趋势假设	预期效应	测量误差	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Time		-0.026*(-1.721)	-0.010(-1.194)	0.042(-1.235)
Treated		-0.100***(-9.435)	-0.201***(-4.501)	-0.180***(-4.040)
Time×Treated		-0.011***(-3.174)	-0.020***(-2.827)	-0.023***(-3.295)
Last_dt		-0.006(-1.312)		
Before3	0.005(-0.784)			
Before2	-0.005(-0.709)			
Before1	-0.007(-1.043)			
Current	-0.011*(-1.796)			
After1	-0.010(-1.586)			
After2	-0.013**(-2.130)			
After3	-0.010*(-1.705)			
Size	0.010***(-3.345)	0.009***(-3.325)		0.013**(-2.134)
Lev	-0.034***(-3.538)	-0.034***(-3.535)		-0.043**(-1.967)
Tobinq	0.003***(-2.909)	0.003***(-2.887)		-0.005*(-1.883)
Fcf	-0.040***(-3.908)	-0.041***(-3.980)		-0.092***(-3.820)
Top5	0.000**(-2.361)	0.000**(-2.343)		0.001**(-2.366)
Age	0.005***(-4.857)	0.005***(-4.842)		0.001(-0.397)
Soe	-0.008(-1.313)	-0.008(-1.354)		-0.012(-1.049)
MF	-0.039(-0.952)	-0.043(-1.053)		0.418***(-4.061)
PGDP	-0.044***(-2.601)	-0.044***(-2.598)		-0.125***(-3.444)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes

时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
__cons	0.250(-1.369)	0.350*(-1.927)	0.260***(-5.985)	1.187***(-2.883)
N	1707	1707	1707	1707
R ²	0.584	0.583	0.624	0.645
Adj. R ²	0.505	0.506	0.558	0.580

为了避免内生性问题，需要检验在政策实施之前是否存在有效预期，当存在有效预期时，个体在政策实施之前的反应会影响对政策评估的准确性。因此，在模型(1)的基础上加入一项 Last__dt，表示《办法》实施前一年与 Treated 的交乘项进行回归，结果如表 4 第(2)列。Last__dt 的系数为-0.0065，且不显著，而 Time×Treated 的系数为-0.0108，且在 1%水平上显著，故考虑预期效应之后与前文的基准回归结论一致。

3.3.3 无法观测因素的影响

为了检验本文的回归结果是否由行业、地区、年份等不可控制的因素驱动，参考 Liu&Lu^[24]、Cai 等^[25]，随机选择实验组省份进行安慰剂检验。具体来说，通过 500 次随机抽样得到新的实验组，确保核心解释变量 Time×Treated 对被解释变量没有影响，获取每次 Time×Treated 的系数和对应的 P 值，结果如图 1 所示。500 次随机抽样的 Time×Treated 系数大多集中在 0 附近并且 P 值大于 0.1，而表 6 第(2)列的结果在图中是明显的异常值。由此可知，本文的估计结果不是由不可控制因素引起的。

表 5 倾向得分匹配法的平衡性检验

变量	匹配前	均值		偏差率(%)	降低偏差率(%)	T 检验	
	匹配后	实验组	控制组			t	p>t
Size	匹配前	22.270	21.958	27.9		5.17	0.000
	匹配后	22.240	22.186	4.8	82.6	1.20	0.231
Lev	匹配前	0.459	0.435	12.2		2.32	0.020
	匹配后	0.456	0.460	-1.9	84.2	-0.47	0.637
Tobinq	匹配前	2.232	2.490	-19.6		-3.76	0.000
	匹配后	2.247	2.237	0.7	96.2	0.19	0.847
Fcf	匹配前	0.009	0.008	1.3		0.24	0.809
	匹配后	0.009	0.008	0.8	35.9	0.20	0.839
Top5	匹配前	50.710	50.294	3		0.57	0.571
	匹配后	50.518	50.515	0	99.1	0.01	0.995
Age	匹配前	11.874	11.489	6.5		1.21	0.228

	匹配后	11.903	11.630	4.6	29.1	1.14	0.254
MF	匹配前	0.085	0.083	3.4		0.63	0.530
	匹配后	0.083	0.083	0.5	86.1	0.12	0.906
P>Chi ²	匹配前	0.001					
	匹配后	0.633					

3.3.4 测量误差

为避免被解释变量测量误差对实证结果造成的偏差，参考陈东和邢霖^[26]有关文献，将企业的新增投资(Invest)定义为：新增投资=(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/营业收入。改变对被解释变量的衡量之后，重新按照模型(1)进行基准回归，结果如表4第(3)列和第(4)列，可以发现无论是否加入控制变量，Time×Treated 仍然为负且更为显著，结论与基准回归是一致的。因此，基准回归的结论是稳健的。

4 拓展分析

本文将研究样本从重污染行业扩展到全部行业，并根据《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)分别对中部六省三大产业的企业固定资产投资进行回归分析。研究结果如表7所示，第(1)列、第(3)列和第(5)列是对《办法》实施的直接效应的估计，第(2)列、第(4)列和第(6)列是对《办法》实施的持续效应的估计。在直接效应的检验中，第二产业Time×Treated 系数显著为负，第一和第三产业不显著，表明《办法》实施仅对第二产业的固定资产投资有显著的抑制作用，对第一和第三产业的影响不明显。在持续效应的检验中，第一产业仅After3 的系数在10%水平显著为负，说明第一产业的固定资产投资在《办法》实施后的第三年才出现一定的负效应，存在较长的滞后性；第二产业的Current、After1、After2 系数均显著为负，说明《办法》实施对第二产业的固定资产投资不仅在当年有显著的负效应，且该负效应具有持续性。第三产业中代表持续性的系数较小且均不显著，表明《办法》实施对第三产业的固定资产投资不存在较大影响。

5 结论与建议

表6 基于双重差分与倾向得分匹配法的回归结果

变量	直接效应		持续效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Time	-0.016***(-4.387)	-0.022(-1.474)		
Treated	-0.064***(-4.666)	-0.103***(-9.799)		
Time×Treated	-0.007**(-2.358)	-0.008***(-2.824)		
Current			-0.008*(-1.678)	-0.008*(-1.825)
After1			-0.006(-1.325)	-0.007*(-1.715)

After2			-0.010**(-2.102)	-0.011**(-2.464)
After3			-0.006(-1.282)	-0.007*(-1.729)
Size		0.009*** (3.086)		0.009*** (3.077)
Lev		-0.032***(-3.322)		-0.032***(-3.326)
Tobinq		0.003*** (2.685)		0.003*** (2.684)
Fcf		-0.043***(-4.206)		-0.043***(-4.189)
Top5		0.000** (2.371)		0.000** (2.360)
Age2		0.005*** (4.677)		0.005*** (4.697)
Soe		-0.008(-1.351)		-0.008(-1.355)
MF		-0.057(-1.388)		-0.056(-1.362)
PGDP		-0.049***(-2.857)		-0.050***(-2.853)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
__cons	0.119*** (10.192)	0.422** (2.282)	0.055*** (7.052)	0.320* (1.727)
N	1686	1686	1686	1686
R ²	0.557	0.583	0.558	0.583
Adj. R ²	0.479	0.506	0.478	0.505

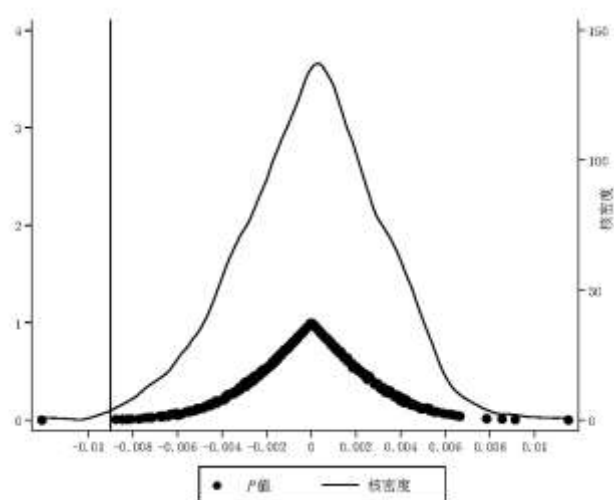


图1 安慰剂检验

注：X 轴表示来自 500 个随机分配的 Time×Treated 的估计系数。曲线是估计的核密度分布，点是相关的 P 值。垂直线是基准回归中表 3 第（2）列的估计值。

表 7 三大产业的基准回归分析

变量	第一产业		第二产业		第三产业	
	直接效应	持续效应	直接效应	持续效应	直接效应	持续效应
Time	-0.243 (-1.373)		-0.029** (-1.987)		-0.055** (-2.382)	
Treated	0.051 (-0.500)		-0.102*** (-9.648)		0.010 (-0.906)	
Time×Treated	-0.033 (-1.391)		-0.008*** (-2.697)		0.004 (-0.574)	
Current		-0.016 (-0.597)		-0.009* (-1.938)		0.004 (-0.507)
After1		-0.032 (-0.906)		-0.007* (-1.697)		0.002 (-0.173)
After2		-0.047 (-1.485)		-0.010** (-2.245)		0.001 (-0.119)
After3		-0.065* (-1.848)		-0.007 (-1.485)		0.008 (-0.675)
Size	-0.114*** (-3.397)	-0.129*** (-3.217)	0.009*** (-3.211)	0.009*** (-3.210)	0.008 (-1.579)	0.008 (-1.558)
Lev	0.121 (-1.393)	0.169 (-1.537)	-0.036*** (-3.774)	-0.036*** (-3.765)	-0.004 (-0.178)	-0.004 (-0.173)
Tobinq	0.004 (-0.378)	0.005 (-0.505)	0.002** (-2.188)	0.002** (-2.173)	-0.005*** (-2.688)	-0.005*** (-2.720)
Fcf	-0.065 (-1.117)	-0.078 (-1.290)	-0.040*** (-3.976)	-0.040*** (-3.961)	-0.017 (-0.784)	-0.017 (-0.779)
Top5	0.000 (-0.295)	0.000 (-0.005)	0.000** (-2.276)	0.000** (-2.270)	0.000 (-0.539)	0.000 (-0.502)
Age	0.008 (-0.507)	0.016*** (-3.447)	0.005*** (-4.741)	0.005*** (-4.755)	0.002*** (-2.744)	0.002*** (-2.690)
Soe	0.072** (-2.057)	0.067** (-2.188)	-0.008 (-1.380)	-0.008 (-1.378)	0.024** (-2.210)	0.024** (-2.212)
MF	0.329 (-0.859)	0.292 (-0.776)	-0.057 (-1.401)	-0.056 (-1.376)	0.161*** (-2.673)	0.161*** (-2.595)
PGDP	0.411* (-1.804)	0.421 (-1.684)	-0.041** (-2.515)	-0.041** (-2.499)	-0.014 (-0.434)	-0.015 (-0.476)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
__cons	-2.001 (-0.839)	-1.859 (-0.693)	0.336* (-1.910)	0.232 (-1.317)	-0.058 (-0.179)	-0.029 (-0.092)
N	53	53	1756	1756	477	477
R ²	0.795	0.804	0.581	0.581	0.695	0.695
Adj. R ²	0.644	0.623	0.505	0.504	0.628	0.625

本文基于 2010—2017 年间我国中部六省 A 股上市公司固定资产投资数据，采用双重差分方法检验发现：(1)《办法》实施抑制了中部六省重污染行业的固定资产投资，具有显著的直接效应，且该政策在颁布后的三年内依然存在显著的负面作用，表现出较好的持续性；(2)结合倾向得分匹配法以及排除预期效应和测量误差后，《办法》对中部六省重污染企业固定资产投资抑制作用的直接效应和持续效应依旧存在，该结论是稳健的；(3)通过对中部六省三大产业内的相关企业进行对比分析发现，该政策对固定资产投资的抑制作用仅在包含重污染企业的第二产业内显著存在，而该政策对第一产业内企业投资的抑制作用存在明显的滞后现象，同时该政策对第三产业的企业投资不存在显著影响。

上述结论表明，政府水污染治理专项资金的规范使用能够在较长时期内显著削弱重污染企业的固定资产投资，并对相关企业经营构成负面作用；然而，环境政策对第一产业影响的滞后性以及对该第三产业的无显著影响，将有助于政府部门在加大污染治理的同时，通过增加第一产业与第三产业比重，合理调整产业结构布局，保持经济的可持续增长，最终实现环境治理与经济成长的“双赢”。基于此，本文从以下三个方面提出政策建议：(1)加强对污染治理资金专款专用的监督，确保用于公共投资与私人投资的环保资金充足到位，使得政策实施的效果达到最佳；(2)由于污染治理对重污染企业的负面冲击较为严重，故在政策方面应对该类企业的环保技术更新及产业转型给予一定的政策倾斜，在环境治理的同时保障企业的稳定发展；(3)应积极鼓励发展第三产业，通过调整产业比重，在污染治理过程中降低高污染企业对地区经济的负面冲击。

参考文献：

- [1]郭俊杰，方颖，杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. 世界经济，2019(1)：121-144.
- [2]卢洪友，刘啟明，徐欣欣，等. 环境保护税能实现“减污”和“增长”么？——基于中国排污费征收标准变迁视角[J]. 中国人口·资源与环境，2019(6)：130-137.
- [3]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(12)：77-95.
- [4]秦昌波，王金南，葛察忠，等. 征收环境税对经济和污染排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2015(1)：17-23.
- [5]范庆泉，周县华，张同斌. 动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题[J]. 经济研究，2016(8)：116-128.
- [6]Orlov A, Grethe H. Carbon taxation and market structure: A CGE analysis for Russia[J]. Energy Policy, 2012, 51(6)：696-707.
- [7]张玉. 中国财税政策的环境治理效应研究——基于省级面板数据的实证分析[J]. 经济问题，2016(10)：43-46.
- [8]朱小会，陆远权. 开放经济、环保财政支出与污染治理——来自中国省级与行业面板数据的经验证据[J]. 中国人口·资源与环境，2017(10)：10-18.
- [9]洪源，袁著健，陈丽. 财政分权、环境财政政策与地方环境污染——基于收支双重维度的门槛效应及空间外溢效应分析[J]. 山西财经大学学报，2018(7)：1-15.
- [10]Anderson B, Convery F, Di Maria C. Technological change and the EU ETS: The case of Ireland[J]. SSRN Electronic Journal, 2010, 216(1)：233-238.

-
- [11]Borghesi S,Cainelli G,Mazzanti M.Linking emission trading to environmental innovation:Evidence from the Italian manufacturing industry[J]. Research Policy, 2015, 44 (3) :669-683.
- [12]刘承智,杨籽昂,潘爱玲.排污权交易提升经济绩效了吗?——基于 2003—2012 年中国省际环境全要素生产率的比较[J]. 财经问题研究, 2016(6): 47-52.
- [13]任胜钢,郑晶晶,刘东华,等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.
- [14]黄向岚,张训常,刘晔.我国碳交易政策实现环境红利了吗?[J]. 经济评论, 2018(6): 86-99.
- [15]蔡海静,汪祥耀,谭超.绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J]. 会计研究, 2019(3): 88-95.
- [16]陈幸幸,史亚雅,宋献中.绿色信贷约束、商业信用与企业环境治理[J]. 国际金融研究, 2019(12): 13-22.
- [17]冯志华,余明桂.环境保护、地方官员政绩考核与企业投资研究[J]. 经济体制改革, 2019(4): 136-144.
- [18]孙文远,杨琴.环境规制对就业的影响——基于我国“两控区”政策的实证研究[J]. 审计与经济研究, 2017(5): 96-107.
- [19]李斌,詹凯云,胡志高.环境规制与就业真的能实现“双重红利”吗?——基于我国“两控区”政策的实证研究[J]. 产业经济研究, 2019(1): 113-126.
- [20]周源,张晓东,赵云,等.绿色治理规制下的产业发展与环境绩效[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(9): 82-92.
- [21]苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J]. 金融研究, 2018(12): 123-137.
- [22]丁杰.绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应[J]. 经济评论, 2019(4): 62-75.
- [23]刘运国,刘梦宁.雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗?——基于政治成本假说的考察[J]. 会计研究, 2015(3): 26-33, 94.
- [24]Liu Q,Lu Y.Firm investment and exporting:Evidence from China's value-added tax reform[J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (2) :392-403.
- [25]Cai X Q,Lu Y,Wu M Q,et al.Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment?Evidence from a quasi-natural experiment in China (Article)[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123:73-85.
- [26]陈东,邢霖.政府补贴会提升企业的投资规模和质量吗——基于国有企业和民营企业对比的视角[J]. 山西财经大学学报, 2019(8): 84-99.