附 录

正文未报告部分

附录 1 排污费改革情况

从具体改革实践来看，各省份何时实施排污费改革是相对外生的。一方面，《节能减排综合性工作方案》在要求各地区对排污费标准进行调整时，并未对各地区调整的具体时间进行规定，各省份的实施时间是各省政府根据地区综合情况自行决定的。从附表 1 可以看出，各个地区之间的实施时间差别较大。另一方面，郭俊杰等（2019）的研究对比了 2014 年之前排污费征收标准改革地区和未改革地区之间可能影响排污费标准提高的因素，发现二氧化硫（SO_2）增长率、国内生产总值（GDP）增长率等潜在的影响因素在改革地区与未改革地区之间没有显著的差异，说明政策实施具有较强的外生性。

附表 1：各省份排污费标准调整情况

省份	实施时间	SO_2 调整前价格	SO_2 调整后价格
江苏	2007.7.1	0.63 元/kg	1.26 元/kg
安徽	2008.1.1		
山东	2008.7.1		
河北	2008.7.1		
内蒙古	2008.7.10		
广西	2009.1.1		
上海	2009.1.1		
云南	2009.1.1		
广东	2010.4.1		
辽宁	2010.8.1		
天津	2010.12.20		
新疆	2012.8.1		

资料来源：作者整理。

为了进一步验证排污费征收标准改革的外生性，借鉴 Kroszner and Strahan（1999）以及 Beck et al.（2010）的做法，本文使用 Weibul 生存分析模型进行检验。通过将某一地区是否以及何时改革的信息纳入，该模型可以检验地区特征因素（工业污染程度、当地规制力度、经济发展水平等变量）是否会影响一个地区在给定年份实施排污费改革的概率。如果工业污染较为严重（特别是 SO_2 污染）或者环境规制意愿本身较强的地区更加倾向于实施且较早实施排污费改革，那么，说明政策实施外生性较弱。而如果某一省份是否以及何时实施排污费改革与当地污染程度、规制意愿以及经济发展水平等特征没有显著关系，则说明政策实施具有外生性特征。具体而言，本文构造如下省级层面特征变量：SO_2 排放量（$\ln sp_sum$），以该省当年工业企业排放的 SO_2 总量衡量；政府规制力度（$regulate_air$），以该省当年大气治理投资额占 GDP 的比重衡量；经济发展水平（lnGDP），以各省当年生产总值衡量；产业结构，以第二产业增加值占比（GDP$_second$）以及第三产业增加值占比（GDP$_third$）衡量；投资水平（fix_invest），以固定资产投资占 GDP 比值衡量；外商投资水平（lnFDI），以外商直

接投资额衡量；总人口（lnpop），以常住人口总量衡量。

回归结果如附表 2 所示。因变量为$reform_time$，其包含了各个地区是否以及何时实施改革的信息，如果该省份在第t年实施改革则取值为 1，之前年份取值为 0，之后年份的样本则被删除。其中，第（1）列只放入 SO_2 排放量，第（2）列只放入政府规制力度，第（3）列中同时放入 SO_2 排放量、政府规制力度以及其他地区特征变量。估计结果显示，在所有模型中，上述地区特征均不显著，这意味着某一省份是否以及何时实施排污费改革与当地污染程度、规制意愿以及经济发展水平等特征没有显著关系，这进一步说明了排污费改革这一政策冲击具有较强的外生性特征。

附表 2：生存分析模型

	因变量：$reform_time$		
	（1）	（2）	（3）
lnsp_sum	-0.0002		-0.0001
	(-1.3652)		(-1.1585)
$regulate_air$		-0.0012	-0.0110
		(-0.3108)	(-1.5453)
lnGDP			-0.0014
			(-0.4078)
GDP_$second$			0.0001
			(0.7075)
GDP_$third$			0.0001
			(0.4383)
fix_invest			-0.0018
			(-0.4867)
lnFDI			-0.0008
			(-1.2436)
lnpop			0.0006
			(0.2272)
样本量[①]	212	212	212

注：括号内为 t 值，*表示显著性水平：* p<0.1，**p<0.05， ***p<0.01。

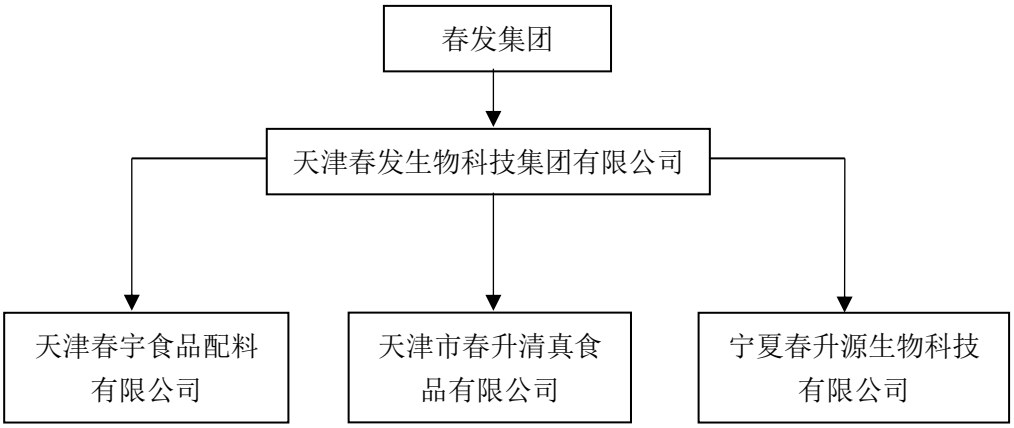
附录 2　案例分析

1. 春发集团产能战略转移案例

2018 年 7 月 29 日，天津人民政府印发《天津市打赢蓝天保卫战三年作战计划（2018—2020 年）》（以下简称"计划"），对燃煤、工业、扬尘和机动车等领域污染排放进行全面整治。其中，相关规定对于重污染行业企业的生产经营产生了较大影响。具体地，"计划"要求对 25 个重点行业全面执行大气污染物特别排放限值，对企业的污染排放进行了严格的限制，增加了企业面临的环保压力。此外，"计划"还要求对钢铁、有色、化工等重点行业实行差别化错峰生产，这造成部分企业因停产而面临生存难题。受严峻的环保形势的影响，2018

[①] 值得指出的是，31 个省份 2005—2012 年共有 248 个样本，但该模型在估计时中会删除政策冲击第二年以后的样本，故样本数会减少。

年 7 月，春发集团在集团官网上披露其进行了产能的战略转移[②]。具体地，受到天津市严格的环保政策的影响，春发集团在天津大港区的生产基地"天津春宇食品配料有限公司"因环保问题进行了阶段性停产。为了保障市场上春发香精产品的及时供应，春发集团开始将部分产能由天津"天津春宇食品配料有限公司"转移至在宁夏吴忠建立的生产基地"宁夏春升源生物科技有限公司"。春发集团的集团架构如附图 1 所示。基于此，可以看出，在环保压力下，企业集团可能通过集团的内部市场进行产能转移，从而导致污染在集团内部转移。



附图 1 春发集团架构

资料来源：春发集团官方网站 http://www.chunfa.com.cn/。

2. 魏桥集团电解铝产能转移案例

山东魏桥创业集团（以下简称"魏桥集团"）也在地区环保政策趋严、资源趋紧的背景下加快进行产能的重新布局。魏桥集团的总部位于山东邹平市（由滨州市代管），是世界上最大的铝电企业之一。2018 年 9 月 26 日，滨州市人民政府发布《滨州市打赢蓝天保卫战作战方案暨 2013—2020 年大气污染防治规划三期行动计划（2018—2020 年）》，对工业污染进行全面治理。受到山东最严环保政策的影响，2019 年 10 月 16 日，魏桥集团旗下上市公司中国宏桥集团有限公司（01378.HK）发布公告，称云南省人民政府与魏桥集团签订共建绿色铝创新产业园合作协议，考虑将集团现有产能迁至位于云南的绿色铝创新产业园区。2019 年 11 月 27 日，山东省工信厅网站发布山东魏桥铝电有限公司[③]产能退出公示信息，魏桥集团旗下位于滨州的 203 万吨电解铝产能将退出，根据云南宏泰新型材料有限公司置换项目建设进度分步实施。据每日经济新闻报道[④]，魏桥集团将对三分之一电解铝产能进行迁移。此外，根据中国宏桥集团有限公司（01378.HK）披露的山东魏桥铝电有限公司各年度中期财务报表（附表 3），可以看出，山东魏桥铝电有限公司营业收入虽然在 2019 和 2020 年较 2018 年有所下降，但下降幅度有限，进一步说明山东魏桥铝电有限公司只是将部分产能转移至云南地区的企业中。综上，魏桥集团在产能转移的过程中，将污染更密集、受影响更大的电解铝环节的产能进行转移，而不是对山东魏桥铝电有限公司所有的生产进行转移。可以看出，集团在进行产能转移会选择性地将污染更密集的生产环节进行转移，与本文的理论分析一致。

---

② 新闻标题：《春发集团产能战略转移——"宁夏春升源"再现春发味之魂》，网址：http://www.chunfa.com.cn/txtNews.aspx?pid=66&cateid=78&dataid=519。

③ 山东魏桥铝电有限公司为魏桥集团旗下在铝产品业务领域的骨干企业。

④ 新闻标题：《铝业巨头魏桥集团启动产能转移 倒逼邹平铝产业走向高端》，网址：https://baijiahao.baidu.com/s?id=1654069521581126623&wfr=spider&for=pc。

附表 3：山东魏桥铝电有限公司中期财务指标 （单位：千万元）

年份	2018	2019	2020	2021
营业收入（1—6 月）	3861.9710	3537.1854	3646.7457	4483.3602

资料来源：中国宏桥集团有限公司（01378.HK）发布的自愿公告。

附录 3 数据处理补充说明

1. 数据匹配与处理过程

由于中国从 2003 年 7 月才开始实行污染物排放总量收费制度，因此，为了保证数据质量，大多数文献会选择 2003 年以后的数据进行分析。本文选择研究的时间区间为 2005—2012 年。其中，由于中国工业企业财务数据在 2010 年存在严重缺失，因此借鉴大部分文献的做法，本文在样本中剔除了 2010 年的数据。本文的样本数据为 2005—2009 年以及 2011—2012 年的样本。本文将 2005—2009 年、2011—2012 年的工业企业财务数据与工业企业污染排放数据进行匹配与合并，得到工业企业面板数据。

中国工业企业数据库与绿色发展数据库均报告了根据统一标准设定的企业身份信息，这为两个数据库的匹配提供了可能。借鉴韩超等（2020）、陈登科（2020）等文献的处理方法，具体做法如下：①考虑到中国工业企业数据库中不同年份的统计指标存在差异的情况，本文基于序贯识别法对 2005—2012 年（不包括 2010 年）的工业企业数据进行合并。借鉴张天华和张少华（2016）的样本匹配方法，主要根据企业代码识别同一家企业。但由于部分样本通过企业代码无法进行准确的识别，对于这部分未能识别的样本，进一步根据企业名称识别。对于企业代码和企业名称均无法精准识别的企业，利用行政区划、法人、电话号码等综合信息进行识别。最终合并成企业—年份维度的面板数据。②采用类似的方法构建污染排放面板数据。③根据企业法人代码和企业名称将污染企业数据库和工业企业数据库进行了逐年匹配。根据实际的匹配情况可以发现，匹配后从 2005—2012 年（不包括 2010 年）一共得到样本 710693 个，其中年度匹配率（匹配数据样本量/污染数据样本量）基本处于 50%附近，且全样本匹配率接近 50%，与既有文献的匹配结果保持一致，各年匹配成功样本情况见附表 4。

附表 4：环境统计数据库与工企数据库匹配成功样本量占比

年份	环境统计数据库样本量	与工企数据库匹配成功样本量	匹配占比
2005	67783	38188	56.34%
2006	71354	41583	58.28%
2007	99561	52163	52.39%
2008	103454	56809	54.91%
2009	103901	47099	45.33%
2011	132307	54923	41.51%
2012	132333	62285	47.07%
总计	710693	353050	49.68%

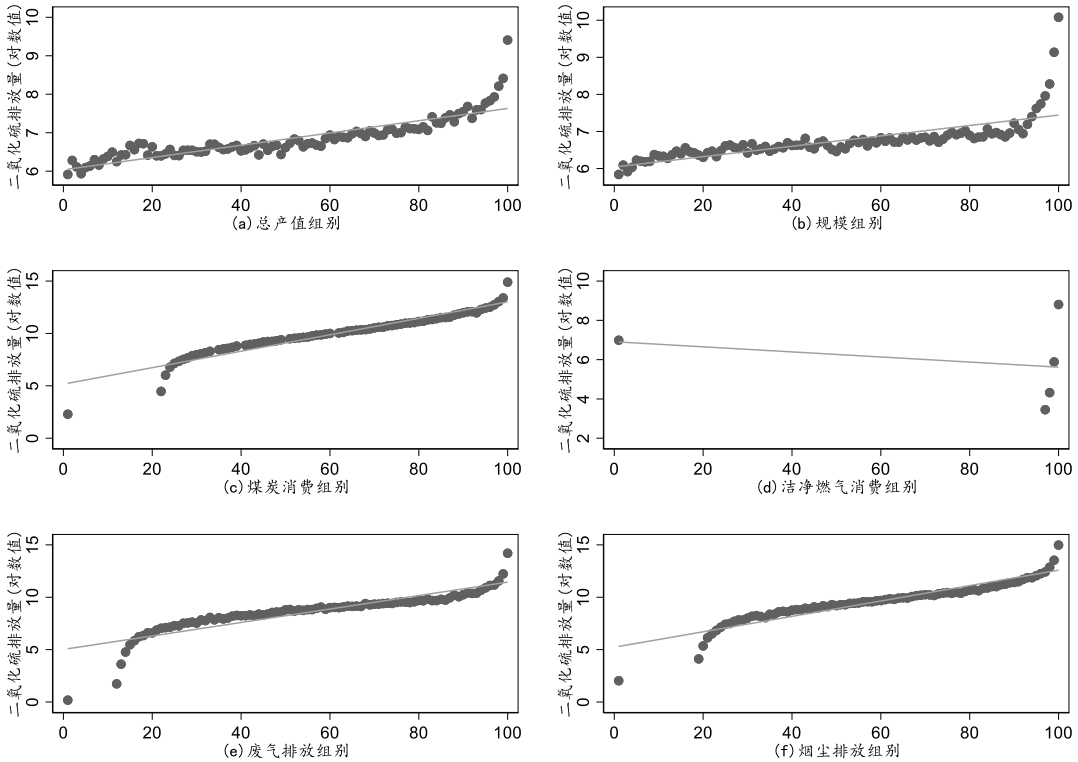
资料来源：作者整理。

为了保证数据的质量，本文对合并后的数据进行如下处理：①为了防止企业的进入与退出对估计结果造成干扰，筛选出在 2005—2012 年连续存在的企业样本；②删除财务指标存在异常情况的企业，以避免异常的企业财务指标对估计结果的干扰。具体而言，根据相关的会计准则，并借鉴王杰和刘斌（2014）的研究，删除存在总资产小于固定资产净值、总资产

小于流动资产、累计折旧小于当期折旧等异常财务指标的企业。③剔除数据缺失的样本；④剔除企业经营地址发生变更的样本；⑤剔除在本文研究时间区间（2005—2012 年）股权结构发生变化进而影响集团识别的企业。

2. 数据质量检验

就数据的可靠性而言，中国工业企业数据库的数据由中国各省市、自治区有关部门将相关数据报送给国家统计局，具有覆盖企业范围广、时间跨度大、准确程度高、统计类目详细的特点，是学者们研究微观企业行为采用最多的数据库之一，数据质量较高。近年来，越来越多的学者也开始运用绿色发展数据库中的污染排放数据研究企业环境污染和节能减排等相关问题（Zhang et al.,2018；王班班等,2020；陈钊和陈乔伊,2019）。而绿色发展数据库中污染排放数据却存在一些潜在的问题，具体地，绿色发展数据库中工业企业的污染排放和环境治理等信息是由污染企业自主上报、环保部门统计的，企业往往有可能瞒报其污染排放量。而由于本文核心的被解释变量为企业 SO_2 排放量，因此，企业 SO_2 排放量数据的质量对于本文的研究至关重要。本文借鉴陈登科（2020）的研究，对污染数据库中 SO_2 排放量的可靠性进行了检验[⑤]。



附图 2 企业 SO_2 排放量与相关变量关系检验图

注:绘制此图的具体做法是，将企业总产值、规模大小、煤炭消费量、洁净燃气消费量、废气排放量、烟尘排放量从小到大排列分成 100 等份，然后计算每一组别内企业 SO_2 排放量均值，最后以组别序号为横轴，每一组别内 SO_2 排放量均值为纵轴绘制图形。

资料来源：作者绘制。

⑤ 由于本文研究区间为 2005—2012 年，在对数据质量进行检验时使用数据的时间区间为 2005—2012 年（不包括 2010 年）。

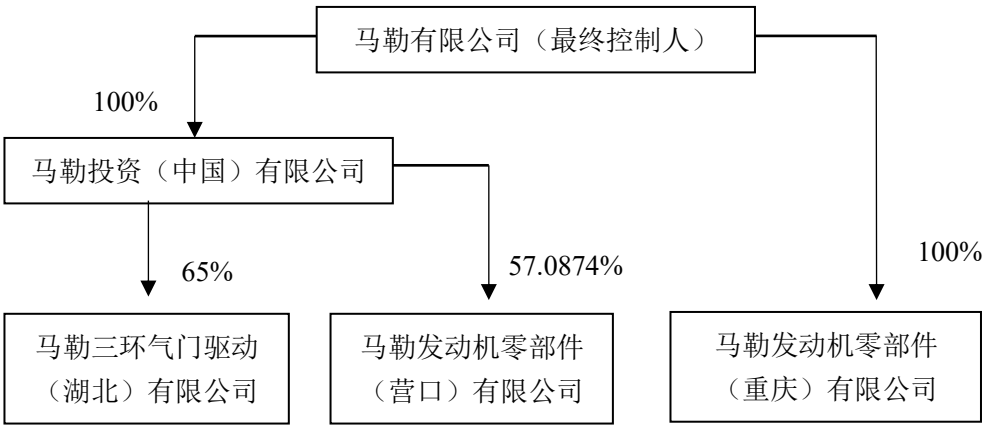
具体而言，本文通过考察企业 SO_2 排放量与其他变量之间的关系，从而检测企业 SO_2 排放量数据是否可靠。具体如下所述。①企业的 SO_2 排放量应与企业总产值和规模呈正相关的关系，即企业的总产值或规模越大，企业生产过程中所产生的污染物水平也越高，企业的 SO_2 排放量越大。从附图 2（a）和（b）可以看出，随着企业的工业总产值和规模[⑥]逐渐增大，企业的 SO_2 排放量也逐渐增大，从而表明样本中企业的 SO_2 排放量数据是具有一定代表性的。②SO_2 排放量作为企业污染排放的产出指标，与企业的投入指标应具有系统性关系。由于含硫燃料（主要是煤炭）燃烧是 SO_2 主要产生途径，因此 SO_2 排放量应与煤炭消费量呈正相关关系，而与洁净燃气消费没有系统性关系。附图 2（c）和（d）的检验结果支持了上述分析。③SO_2 排放量应与企业的废气排放量和烟尘排放量呈正相关关系。附图 2（e）和（f）的检验结果同样支持了上述分析。综上，通过考察企业 SO_2 排放量与其他相关变量之间的关系，本文认为样本中的 SO_2 排放量能够在一定程度上反映企业的污染排放水平。

3. 企业股权结构变更与企业经营地变更识别方法的补充说明

本文基于工商注册信息库的企业信息变更数据对于企业股权结构变更和企业经营地的变更进行识别。具体而言，本文通过国家企业信用信息公示系统查询 2005—2012 年公示的企业变更信息，变更信息包括分支机构变更、名称变更、经营范围变更、股权变更、地址变更等。本文从中筛选出股权变更和经营地址变更的企业，对上述企业的具体变更信息进一步分析。如果企业的股权变更影响本文根据实际控制人识别企业所在的企业集团，则将其从样本中剔除。具体地，如果企业的股权变更涉及企业最终控制人控制链条上的控股企业的变化，比如新增控股企业或控股企业不再控股，且上述变更会改变企业的最终控制人，则将其从本文的样本中剔除。如果企业的经营地址出现跨省变更，则同样将其从样本中剔除。

附录 4 关于企业集团具体识别方法的补充说明

本文从样本中选取一个企业集团并对其控股结构进行分析，从而更清晰地展示企业集团的识别过程。根据企查查的股权关系链信息，马勒三环气门驱动（湖北）有限公司、马勒发动机零部件（营口）有限公司和马勒发动机零部件（重庆）有限公司三家企业的最终控制人均为马勒有限公司，因此，本文将上述三家企业识别为同属于一个企业集团的成员企业。具体的集团控股结构见附图 3。



附图 3 集团控股结构示意图

⑥ 本文使用企业的总资产水平度量企业的规模大小。

资料来源：作者绘制。

附录 5 匹配平衡性检验、描述性统计与变量相关系数

1. 平衡性检验结果

附表 5 报告了倾向得分匹配的平衡性检验结果。

附表 5：倾向得分匹配平衡性检验结果

		均值差异检验		标准化差异检验		t 检验	
变量	样本	处理组	对照组	标准化差异	降幅（%）	t 统计量	p>t
lnY	匹配前	12.332	10.924	98.4		23.84	0.000
	匹配后	12.332	12.269	4.4	95.5	0.75	0.451

2. 变量描述性统计

附表 6 报告了匹配后样本主要变量的描述性统计结果。

附表 6：主要变量描述性统计

变量类型	变量简称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$SO2_pollute$	3394	8.1927	5.1905	0	18.2362
核心解释变量	Dt_in_ind3	3394	0.1856	0.3889	0	1
控制变量	Age	3394	2.6655	0.7419	0.6931	4.6540
	SOE	3394	0.1556	0.3625	0	1
	$Foreign$	3394	0.4452	0.4971	0	1
	ROA	3394	0.0595	0.1037	-0.4816	0.9975
匹配变量	lnY	3394	12.7542	1.5032	0	17.9731

3. 主要变量相关系数

附表 7 报告了本文主要变量间的相关系数。企业 SO_2 排放量与政策虚拟变量在 1%的水平上显著为正，说明在不考虑其他因素影响的情况下，排污费标准改革会导致具有功能连接的企业 SO_2 排放量相对于不属于集团的企业增加，与本文的机理分析一致。此外，各控制变量间的相关系数均较小，这表明后文的实证分析结论不受严重多重共线性的影响。

附表 7：主要变量的相关系数

	$SO2_pollute$	Dt_in_ind3	Age	SOE	$Foreign$	ROA
$SO2_pollute$	1					
Dt_in_ind3	0.0604***	1				
Age	-0.0021	-0.0101	1			
SOE	0.0697***	-0.0839***	0.2803***	1		
$Foreign$	-0.0950***	0.1767***	0.0250	-0.2247***	1	
ROA	-0.0325*	0.0356**	-0.0662***	-0.0750***	0.0637***	1

注：表格中报告的是 Pearson 相关系数；***、**和*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

附录 6 假设检验与稳健性检验结果

1. 平行趋势检验

本文运用模型（1）对平行趋势进行检验：

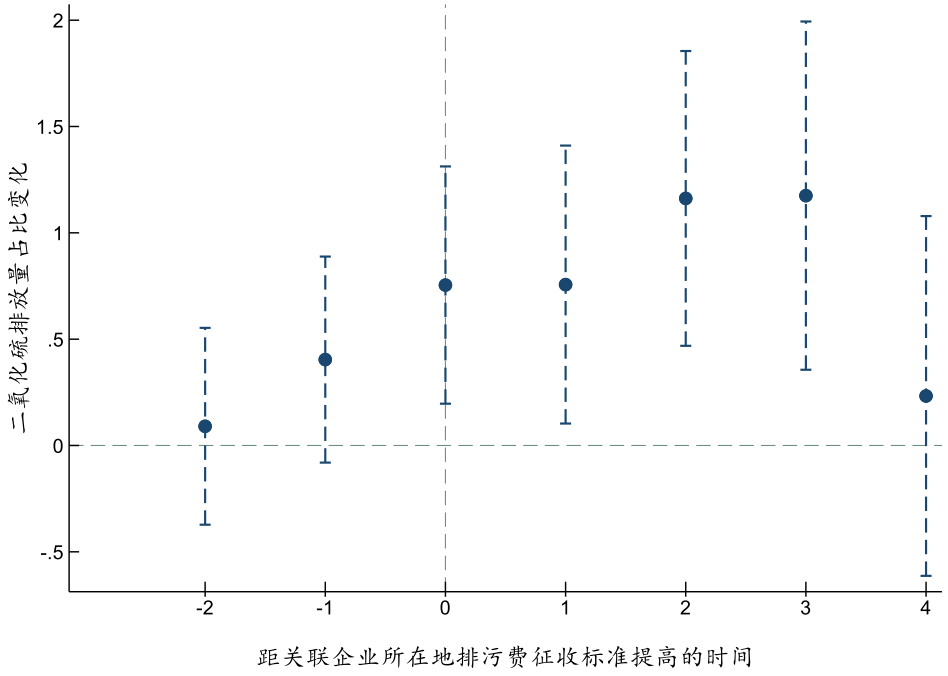
$$\ln SP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{it}^{-2} + \cdots + \beta_7 Reform_{it}^{4} + \boldsymbol{\rho}\mathbf{X} + \delta_t + \vartheta_i + \gamma_{jt} + \gamma_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

若非改革地区的企业i与改革地区企业具有功能连接，且时间为与其具有功能连接的企业最早受排污费征收标准改革影响之前的第 k 年，则$Reform_{it}^{-k}$=1，否则$Reform_{it}^{-k}$= 0（k= 1，2）。若非改革地区的企业i与改革地区企业具有功能连接，且时间为与其具有功能连接的企业最早受排污费征收标准改革影响之后的第 k 年，则$Reform_{it}^{k}$=1，否则$Reform_{it}^{k}$= 0（k= 0，1，2，3，4）。

附表 8 报告了平行趋势检验的估计结果，结果显示， $Reform_{it}^{-2} - Reform_{it}^{-1}$的系数不显著异于 0，这表明，在受排污费征收标准改革影响前，与改革地区企业具有功能连接的非改革地区企业与不属于企业集团的非改革地区企业在 SO_2 排放水平上不存在显著差异，平行趋势得到满足。而在受排污费标准改革影响后，与不属于企业集团的非改革地区企业相比，与改革地区企业具有功能连接的非改革地区企业的 SO_2 排放量显著提升，表明排污费征收标准改革导致改革地区的企业通过股权连接将污染至未改革地区的企业中。进一步地，为了直观展现该结果，本文将回归系数及置信区间在图中反映出来，如附图 4 所示。

附表 8：平行趋势检验

	（1）
$Reform^{-2}$	0.0903
	(0.3211)
$Reform^{-1}$	0.4040
	(1.3722)
$Reform^{0}$	0.7544**
	(2.2250)
$Reform^{1}$	0.7567*
	(1.9049)
$Reform^{2}$	1.1619***
	(2.7582)
$Reform^{3}$	1.1750**
	(2.3612)
$Reform^{4}$	0.2329
	(0.4530)
控制变量	是
企业固定效应	是
省份—年份固定效应	是
行业—年份固定效应	是
样本数	3391
R^2	0.8774



附图 4 平行趋势检验图

2. 更换被解释变量

附表 9：更换被解释变量

	ln*coal*	ln*clean_gas*	ln*gas_pollute*
	（1）	（2）	（3）
Dt_in_ind3	0.5234***	0.2408	0.3716**
	(3.3653)	(0.9800)	(2.3997)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
省份—年份固定效应	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是
样本数	2477	1326	2979
R^2	0.9260	0.9145	0.8771

3. 不同聚类层次的稳健性检验

附表 10：不同聚类层次的稳健性检验

	（1）	（2）	（3）
Dt_in_ind3	0.7121***	0.7121***	0.7121***
	(2.7210)	(2.7715)	(3.1792)
聚类层次	行业（中类）	集团	行业—集团
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
省份—年份固定效应	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是

样本数	3391	3391	3391
R^2	0.8771	0.8771	0.8771

4. 反事实检验

为了剔除其他因素可能对估计结果产生的干扰，本文在未改革地区的企业样本中，根据二位数行业代码重新筛选出与改革地区企业属于同一个企业集团，且属于相同的二位数行业（行业大类）而不属于相同的三位数行业（行业中类）的企业，将其作为反事实检验的处理组，并根据一比一最近邻匹配的方法为处理组样本匹配对照组样本，基于匹配后的样本进行稳健性检验。回归模型如下。

$$\ln SP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dt_in_ind2_{it} + \boldsymbol{\rho}\mathbf{X} + \delta_t + \vartheta_i + \gamma_{jt} + \gamma_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，i、j、p、t 分别表示上市公司、行业、省份以及时间。被解释变量为$\ln SP_{it}$，为企业 SO_2 排放量的自然对数。核心解释变量为$Dt_in_ind2_{it}$，代表与非改革地区企业i具有一定连接的改革地区企业是否受排污费标准改革的影响，当时间为其受到排污费征收标准改革影响之后，$Dt_in_ind2_{it}$取值为 1；否则$Dt_in_ind2_{it}$取值为 0。$\mathbf{X}$代表控制变量集，具体包括企业年龄、企业性质（包括度量企业是否为国有企业和度量企业是否为外资企业的虚拟变量）、资产收益率。δ_t代表年份固定效应，ϑ_i代表企业固定效应，γ_{jt}代表行业—年份固定效应，γ_{pt}代表省份—年份固定效应。由于在同一行业内部，不同年份的标准误可能是连续相关的，因此，标准误在四位数代码行业层面进行聚类。

实证结果见附表 11，可以看出，Dt_in_ind2的系数不再显著，这也进一步说明如果集团内企业不具有功能连接，企业间生产的产品不同，则企业集团转移污染的可能性较低。

附表 11：反事实检验

	（1）
Dt_in_ind2	-0.9714
	(-0.8216)
控制变量	是
企业固定效应	是
省份—年份固定效应	是
行业—年份固定效应	是
样本数	136
R^2	0.9719

5. 基于不同匹配方法的检验

本文在基准回归中使用一比一最近邻匹配的方法构造对照组企业，这种匹配方法能够为企业匹配特征最为相近的对照组企业，然而，也会损失一部分的样本。为了减少样本的损失，本文根据不同的匹配方法为处理组企业构造特征最相近的对照组企业，并运用匹配后的样本进行稳健性检验。具体地，本文采用核匹配、卡尺匹配和一比四的最近邻匹配为处理组企业匹配特征相似的对照组企业。基于不同匹配样本进行实证分析的结果见附表 12，可以看出，Dt_in_ind3的系数均在 1%的水平上显著为正，说明本文的结论是稳健的。

附表 12：基于不同匹配方法的稳健性检验

	核匹配	卡尺匹配	最近邻匹配（n=4）
	（1）	（2）	（3）

Dt_in_ind3	0.7066***	0.6636***	0.6833***
	(3.0619)	(2.6387)	(3.0566)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
省份—年份固定效应	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是
样本数	21434	18664	6192
R^2	0.8709	0.8650	0.8744

6. 基于改革地区企业样本的实证检验

为了与未改革地区 SO_2 排放量形成对比，本文进一步使用改革地区企业样本进行稳健性检验，下面分别对改革地区层面样本的变量定义、匹配过程、模型设定和实证结果进行说明。

（1）变量定义。①被解释变量：企业的 SO_2 排放量。以企业的 SO_2 排放量取对数作为被解释变量。②企业是否具有功能连接。如果改革地区企业与非改革地区企业具有功能连接（同属一个集团及三位数行业），则Out_ind3_i取值为 1，否则，Out_ind3_i取值为 0。③政策冲击虚拟变量。Dt是衡量企业所在地区是否进行排污费标准改革的虚拟变量，若企业所在省份对排污费征收标准进行了改革，Dt取值为 1；否则Dt取值为 0。

（2）匹配过程。具体而言，本文将改革地区的样本同样分为两组，一组为处理组（T2），即与非改革地区企业具有功能连接（同属一个集团及三位数行业）的改革地区企业。另一组为匹配前的控制组（C2），即不属于企业集团的改革地区企业。采用一对一最近邻匹配在同一三位数代码的行业内部为处理组企业匹配产值相似的对照组企业。经过倾向得分匹配之后，得到样本企业$A2_p$= {T2，$C2_p$}，其中，T2 表示处理组企业，$C2_p$表示匹配后的控制组企业。以经过倾向得分匹配后的企业$A2_p$为样本，进一步使用多期双重差分（DID）的方法进行实证检验。

（3）模型设定。采用多期 DID 的方法检验进行稳健性检验，模型如下。

$$\ln SP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Out_ind3_i \times Dt_{pt} + \boldsymbol{\rho}\mathbf{X} + \delta_t + \vartheta_i + \gamma_{jt} + \gamma_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，i、j、p、t 分别表示上市公司、行业、省份以及时间。被解释变量为$\ln SP_{it}$，为企业 SO_2 排放量的自然对数。核心解释变量为Out_ind3与Dt的交乘项，其中，Out_ind3代表改革地区企业是否与未改革地区的企业具有功能连接，如果改革地区企业与非改革地区企业具有功能连接（同属一个集团及三位数行业），则Out_ind3取值为 1，否则取值为 0。Dt代表企业所在省份是否进行了排污费征收标准改革，如果企业所在省份在当年及以后各年进行了排污费征收标准改革，则Dt取值为 1，否则，Dt取值为 0。$\mathbf{X}$代表控制变量集，具体包括企业年龄、企业性质（包括度量企业是否为国有企业和度量企业是否为外资企业的虚拟变量）、资产收益率。δ_t代表年份固定效应，ϑ_i代表企业固定效应，γ_{jt}代表行业—年份固定效应，γ_{pt}代表省份—年份固定效应。由于在同一行业内部，不同年份的标准误可能是连续相关的，因此，标准误在四位数代码行业层面进行聚类。交乘项的系数表示，与对照组企业（不属于企业集团的改革地区企业）相比，与非改革地区企业具有功能连接（同属一个集团及三位数行业）的改革地区企业在受排污费征收标准改革影响后污染排放量的变化。

附表 13：基于改革地区企业样本的实证检验

	（1）
$Out_ind3 \times Dt$	-0.1565
	(-0.4640)
控制变量	是
企业固定效应	是
省份—年份固定效应	是
行业—年份固定效应	是
样本数	4521
R^2	0.8536

（4）实证分析。基于模型（2），运用匹配后的样本进行回归后的结果见附表 13，可以看出$Out_ind3 \times Dt$的系数为负但不显著，可能的原因是，受到排污收费水平提高的影响，为了降低企业面临的环境规制成本，改革地区所有企业都倾向于降低 SO_2 的排放，不属于企业集团的企业可能通过污染治理等方法降低 SO_2 的排放，从而可能造成改革地区具有功能连接的企业与不具有功能连接的企业 SO_2 排放量占比之间没有显著性的差异。

7. 剔除规模较大企业样本的稳健性检验

考虑到一些规模较大的企业有可能存在跨省生产的可能性，这可能对本文的估计结果产生影响。因此，本文进一步根据企业总资产大小的四分位数，将企业资产规模较大的四分之一的企业样本剔除，并基于剔除后的样本进行稳健性检验。回归结果见附表 14，可以看出，Dt_in_ind3的系数仍然显著为正，说明本文的结论是稳健的。

附表 14：剔除规模较大企业样本的稳健性检验

	剔除规模较大的企业样本 （1）
Dt_in_ind3	0.7538***
	(2.9561)
控制变量	是
企业固定效应	是
省份—年份固定效应	是
行业—年份固定效应	是
样本数	2452
R^2	0.8730

8. 剔除所在行业集中度水平较高的企业样本

考虑到处于同一个行业的企业之间，一个企业产值的改变可能会对行业内其他企业的产值产生溢出效应，从而有可能影响本文估计结果的稳健性。特别地，与行业集中度较低的行业相比，当一个行业的行业集中度较高时，某家企业经营变化产生的外溢效应会更加显著。基于此，本文根据国泰安数据库中的赫芬达尔指数（HHI）度量行业集中度水平，具体的度量方法为行业内的每家公司的总资产与行业总资产比值的平方累加。如果行业的集中度越高，企业彼此间的决策具有较高的相互依存度（杨兴全和尹兴强,2015），从而造成一家企业的产

值对行业内其他企业的影响可能越大。而如果行业的集中度越低，则企业产值的变化对行业内其他企业的溢出效应相对越小。基于上述分析，本文将行业集中度水平较高的四分之一的企业剔除，并基于剔除后的样本进行稳健性检验。回归结果见附表 15，可以看出，Dt_in_ind3 的系数仍然显著为正，文章的结论是稳健的。

附表 15：剔除所在行业集中度水平较高企业样本的检验

	剔除行业集中度较高的企业样本 （1）
Dt_in_ind3	1.0526***
	(3.9842)
控制变量	是
企业固定效应	是
省份—年份固定效应	是
行业—年份固定效应	是
样本数	2373
R^2	0.8860

附录 7 异质性分析

1. 控制链长度

相关研究表明，最终控制人的控制链长度直接影响其对企业生产决策的控制程度。最终控制人的控制链越长，中间层级的公司数量越多，最终控制人越难获取企业的生产经营信息，从而难以对公司日常经营活动进行监督和控制（Prat, 2005）。因此，本文预期，对于最终控制人的控制链长度较长的企业而言，其受污染转移的影响较小，而对于最终控制人的控制链长度较短的企业，其受污染转移的影响较大。借鉴 Fan et al.（2013）的度量方法，本文以最终控制人与公司之间的最长控制链条中间所包含的公司个数来衡量控制链长度，并根据集团控制链长度的中位数将企业分为属于长控制链和短控制链的两组企业。

借鉴 Lange and Maniloff（2021）的方法，本文根据控制链长度将基准回归中的Dt_in_ind3项拆分为$Dt_in_ind3_layer1$、$Dt_in_ind3_layer2$两项，在此基础上考察政策效果在控制链长度层面的异质性[⑦]。具体地，如果Dt_in_ind3取值为 1 且企业的最终控制人控制链较短，则$Dt_in_ind3_layer1$取值为 1，否则取值为 0；如果Dt_in_ind3取值为 1 且企业的最终控制人控制链较长，则$Dt_in_ind3_layer2$取值为 1，否则取值为 0。$Dt_in_ind3_layer1$的系数表示最终控制人控制链短的企业在受政策影响后相对于不属于企业集团的企业 SO_2 排放量的变化。$Dt_in_ind3_layer2$的系数表示最终控制人控制链长的企业在受政策影响后相对于不属于企业集团的企业 SO_2 排放量的变化。附表 16 第（1）列的回归结果显示，$Dt_in_ind3_layer1$的系数显著为正，而$Dt_in_ind3_layer2$的系数不显著，表明控制链较短的企业更可能成为污染的转入企业。实证结果揭示出，最终控制人的控制链越短，对企业生产经营决策的影响程度越大，越能够通过对集团内部企业生产的调整进行内部的污染转移。

[⑦] 由于本文的处理组为属于企业集团的企业，控制组为不属于企业集团的企业，只有属于企业集团的企业在控制链长度上存在异质性，控制组的企业无法根据集团控制链长度区分为两组企业。因此，无法采用分组回归的方式对政策效应进行异质性分析。

2. 最终控制人性质

企业的最终控制人对集团的决策有着重要的影响。若企业的最终控制人为国有资产管理机构或政府及下属机构，那么集团更有可能主动承担社会责任，不会为了规避环境规制做出不利于环境保护和经济可持续发展的决策。若企业的最终控制人为非国有机构，集团可能出于利益最大化的考虑进行污染转移。基于上述分析，本文按企业最终控制人的性质将集团分为国有控股集团和非国有控股集团两类，并根据与前文相同的方法分别构造区分最终控制人性质的政策影响虚拟变量。具体而言，如果Dt_in_ind3取值为 1，且企业的最终控制人为国有资产管理机构或政府及下属机构，则$Dt_in_ind3_SOE$取值为 1，否则取值为 0。如果Dt_in_ind3取值为 1，且企业的最终控制人为非国有机构，则$Dt_in_ind3_NSOE$取值为 1，否则取值为 0。$Dt_in_ind3_SOE$的系数表示属于国有控股集团的企业在受政策影响后相对于不属于企业集团的企业 SO_2 排放量的变化。$Dt_in_ind3_NSOE$的系数表示属于非国有控股集团的企业在受政策影响后相对于不属于企业集团的企业 SO_2 排放量的变化。回归结果见附表 16 第（2）列，可以看出，对于属于国有控股集团的企业，$Dt_in_ind3_SOE$的系数较小，说明污染转移效应较小，而对于属于非国有控股集团的企业，$Dt_in_ind3_NSOE$的系数较大，说明污染转移效应较大，与前文的分析一致。

3. 集团多元化经营

企业集团的多元化经营程度会影响集团的污染减排压力，从而对集团的污染转移行为产生影响。如果企业多元化经营程度较高，则说明企业在多个不同的行业进行生产，SO_2 征收标准改革对企业集团所造成的压力能够通过企业集团在不同行业业务之间进行优化配置从而得以缓解。而如果企业仅在一个行业内进行生产，当企业集团面临减排压力，只能通过污染治理或内部企业之间的污染转移缓解企业生产经营面临的节能减排压力。为了考察集团多元化经营程度对政策效应的影响，本文将样本企业划分为多元化经营程度较高和较低两种类型，具体地，当企业所在集团中的所有企业均属于相同的二位数行业时，即企业集团仅在一个行业内进行生产经营，这在一定程度上说明企业集团的多元化经营程度较低，本文将其定义为多元化程度较低的企业集团，反之，当企业所在集团中的企业属于多个不同的二位数行业时，本文将其定义为多元化程度较低高的企业集团。在此基础上，本文根据与前文相同的方法构造区分企业是否多元化经营的政策影响虚拟变量$Dt_in_ind3_muti1$与$Dt_in_ind3_muti2$。具体而言，如果Dt_in_ind3取值为 1，且企业所在集团多元化经营程度较低，$Dt_in_ind3_muti1$取值为 1，否则取值为 0；如果Dt_in_ind3取值为 1，且企业所在集团多元化经营程度较高，$Dt_in_ind3_muti2$取值为 1，否则取值为 0。$Dt_in_ind3_muti1$的系数表示所在集团多元化经营程度低的企业在受政策影响后相对于不属于企业集团的企业 SO_2 排放量的变化。$Dt_in_ind3_muti2$的系数表示所在集团多元化经营程度高的企业在受政策影响后相对于不属于企业集团的企业 SO_2 排放量的变化。回归结果见附表 16 第（3）列，可以看出，对于在单一行业经营的集团内的成员企业而言，其存在明显的污染转入现象，$Dt_in_ind3_muti1$的系数较大，而对于在多个行业经营的集团内的成员企业而言，$Dt_in_ind3_muti2$的系数较小，说明在单一行业经营的集团污染转移效应更大，与前文的分析一致。

附表 16：异质性分析

	控制链长度（1）	最终控制人性质（2）	多元化经营（3）	规模差异（4）
$Dt_in_ind3_layer1$	0.7811**			

	(2.3851)			
$Dt_in_ind3_layer2$	0.5555			
	(1.6175)			
$Dt_in_ind3_SOE$		0.5462*		
		(1.7051)		
$Dt_in_ind3_NSOE$		0.8559***		
		(2.6882)		
$Dt_in_ind3_muti1$			0.8516**	
			(2.3186)	
$Dt_in_ind3_muti2$			0.5942*	
			(1.9115)	
$Dt_in_ind3_diff1$				0.9080**
				(2.4068)
$Dt_in_ind3_diff2$				0.5046
				(1.6395)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
省份—年份固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
样本数	3391	3391	3391	3391
R^2	0.8771	0.8771	0.8771	0.8772

4. 规模差异

具有功能连接的企业之间的规模差异也可能影响集团内部的污染转移，这是由于对于规模差异较小的两家企业而言，其生产设备、技术等可能较为接近，更可能进行直接的生产转移。基于此，本文根据具有功能连接的企业之间的规模差异将处理组企业分为两组。一组为与试点地区企业平均资产水平相差较小的企业，而另一组为与试点地区企业平均资产水平相差较大的企业，并运用与前文相同的方法构造政策虚拟变量。如果Dt_in_ind3取值为 1，且企业与具有功能连接的企业的资产平均水平差异较小，$Dt_in_ind3_diff1$取值为 1，否则取值为 0。如果Dt_in_ind3取值为 1，且企业与具有功能连接的企业的资产平均水平差异较大，$Dt_in_ind3_diff2$取值为 1，否则取值为 0。

回归结果见附表 16 第（4）列，可以看出，$Dt_in_ind3_diff1$的系数显著为正，而$Dt_in_ind3_diff2$的系数不显著。表明集团内具有功能连接的企业之间规模差异越小，集团越有可能进行污染转移。实证结果与理论分析一致，说明企业间规模相差越小，越具备直接生产转移的条件，从而更有可能进行内部的污染转移。

〔参考文献〕

[1] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020,（12）: 98-114.

[2] 陈钊，陈乔伊. 中国企业能源利用效率：异质性、影响因素及政策含义[J]. 中国工业经济, 2019,（12）: 78-95.

[3] 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.

[4] 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.

[5] 王班班，莫琼辉，钱浩祺. 地方环境政策创新的扩散模式与实施效果——基于河长制政策扩散的微观实证[J]. 中国工业经济, 2020,（8）：99-117.

[6] 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.

[7] 杨兴全，尹兴强. 行业集中度、企业竞争地位与现金持有竞争效应[J]. 经济科学, 2015,（6）：78-91.

[8] 张天华，张少华. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J]. 世界经济, 2016,（4）：44-69.

[9] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.

[10] Fan, J., T. J. Wong, and T. Zhang. Institutions and Organizational Structure: The Case of State-Owned Corporate Pyramids[J]. Journal of Law, Economics, and Organization, 2013, 29(6):1217–1252.

[11] Kroszner, R. S., and P. E. Strahan. What Drives Deregulation? Economics and Politics of the Relaxation of Bank Branching Restrictions[J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(4):1437-1467.

[12] Lange, I., and P. Maniloff. Updating Allowance Allocations in Cap-and-trade: Evidence from the NOx Budget Program[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2021, 105(1):1-39.

[13] Prat, A. The Wrong Kind of Transparency[J]. American Economic Review, 2005, 95(3):862-877.

[14] Zhang, B., X. Chen, and H. Guo. Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-Experimental Evidence from China[J]. Journal of Public Economics, 2018, (164):70-90.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例：

参考文献引用范例：

[1] 朱军. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J]. 中国工业经济. 2017, (1):5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容（包括数据、程序、附录文件），请务必在研究成果正文中注明：

数据（及程序等附件）来自朱军（2017），参见在《中国工业经济》网站（http://ciejournal.ajcass.org）附件下载。