

---

# 环境规制是否促进了企业迁移？

——来自于中国制造业上市公司的经验证据

---

华中科技大学经济学院

赵菲菲

---

# 一、引言

党的十九大报告指出，中国经济发展进入了新时代，已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，当前正处于转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期。持续推进产业有序转移是转方式、优结构的重要抓手，也是推进中国经济实现高质量发展的重要途径。然而与中国经济飞速发展相伴随的环境问题日益凸显，严重制约了中国经济发展质量的提升，其负面影响不容忽视。因此，如何促进经济发展与环境保护相融合，实现经济发展“量”与“质”的双赢，成为急需解决的难题。

# 一、引言

➤ 整体来看，环境规制强度日益趋紧。

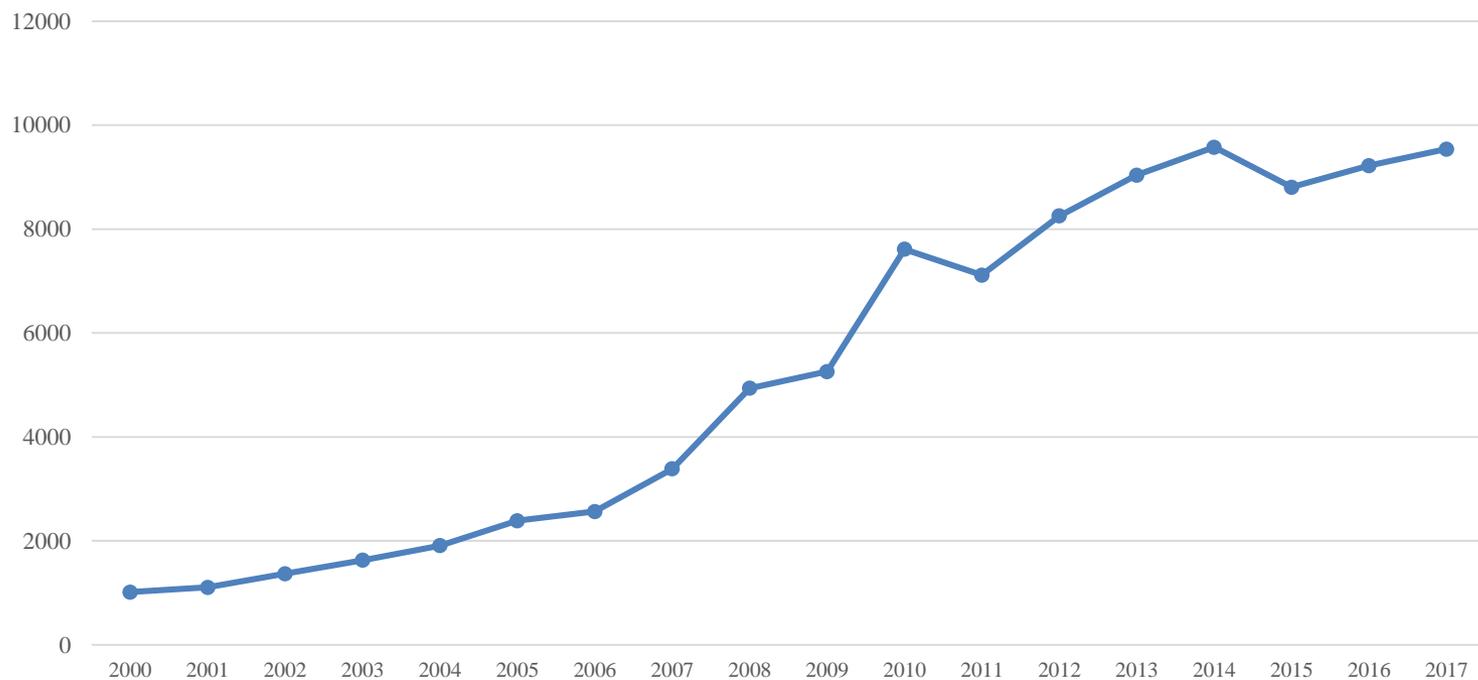


图1 2000-2017年中国环境污染治理投资总额（亿元）变动情况

# 一、研究背景

➤ 环境规制的梯度差异为产业转移提供了可能。

由于各地区在发展阶段、环境容量与区域环境特点等方面的差异，中国一直推行区域间有差别的环境政策（范玉波等，2017）。区域间环境政策的梯度差异为产业转移提供了可能，尤其是污染密集型产业。

➤ 产业转移成为企业化解环境成本压力的重要手段之一。

综上所述，环境政策成为企业区位选择的重要考虑因素，环境政策究竟是否驱动了中国企业迁移？如何科学分析环境政策对企业迁移行为的具体影响，以及作用机制，对进一步优化区域间要素配置，实现经济效益与环境效益的双赢具有重要的指导作用与现实意义。

# 思路与结构安排

中国是制造业大国，制造业是中国产业转移的主力军。因此本文以中国制造业上市公司数据为基础，利用《大气污染防治重点城市划定方案》的出台为契机，运用双重差分方法考察环境规制对企业迁移行为的影响、异质性与作用机制。

本文余下结构安排如下：第二部分是文献述评与特征事实；第三部分是研究设计；第四部分是实证检验环境规制政策能否影响企业迁移行为，并加入企业个体特征与地区特征进行具体分析；第五部分分别从企业所有制、企业全要素生产率以及政府环境偏好视角探讨环境规制企业迁移效应的异质性；第六部分引入中介效应模型，探讨“环境政策趋紧-企业成本增加-企业发生迁移”的具体机制，从而厘清环境规制企业迁移效应的作用机理；第七部分是研究结论与政策建议。

## 二、文献述评与特征事实

### 1.文献述评

➤ 环境规制对企业行为的影响-创新行为与迁移行为

创新行为：“遵循成本假说” VS “波特假说”（创新补偿效应、学习效应）

迁移行为：“污染避难所效应”

效应强弱：存在弱相关、存在相关关系

效应层次：跨国、跨区（Ikazaki and Naito,2012）、内部（Yan g and Mai,2013）

➤ 环境规制驱动产业转移的特征

行业异质性（Ikazaki and Naito; 2012）

区域异质性（藏传琴，2016）

不同规制工具产业转移效应的差异（宋爽等，2017）

转移区域特征-就近转移（沈坤荣等，2017；张学功等，2018）

## 二、文献述评与特征事实

### ➤ 规制强度的测算

- 一是以环境保护相关数据为基础测算衡量，如治污成本（Berman and Bui, 2001；沈能，2012）、污染税率（王兵等，2010）、环境法规法律数（何枫等，2015）；
- 二是使用环境保护相关政策的出台作为识别手段，如硫排放控制区政策（Anu Lähteenmäki-Uutela, et al.2017）、两控区政策（史贝贝等，2018；韩超等，2018）。

### ➤ 迁移行为的识别

- 企业选址：Becker and Henderson,2000；Condliffe and Morgan,2009；周浩等，2015；范红忠等，2017）
- 产业转移：投入产出法（刘红光，2011）、区位熵指数（王俊等，2016；金晓雨等，2018）、偏离份额分析方法（成艾华等，2018）

### ➤ 聚焦制造业转移

- 转移的动因（黄静等，2017）、趋势（关爱萍等，2016）、机制（胡安俊等，2014）、效应（蒋雪梅，2017）等角度加以分析。

## 二、文献述评与特征事实

- 环境规制驱动制造业转移（Levinson, 1996; List, 2001; 徐爱萍, 2016）。
- 相关研究获得丰富的成果，为本文的研究奠定了坚实的基础，不足之处：
  - **首先，在研究主题方面**，国外学者多从新建企业选址的层面进行探讨，而对于现存企业的迁移行为有所忽视，国内相关研究则从产业角度进行探讨，缺乏对产业转移微观主体企业行为的分析；
  - **其次，在研究内容方面**，现有文献多集中于对“污染避难所”效应是否存在加以验证，对于其作用机制的探讨尚存在一定的欠缺；
  - **再次，在研究设计方面**，环境规制政策对企业行为的影响效果会受到企业个体特征、地区特征的影响，因此异质性方面的探讨十分必要；
  - **最后，在研究意义方面**，现有研究多从产业的污染属性入手，探讨污染性产业转移，但聚焦于制造业转移的分析相对较少。随着“中国制造2025”的全面推进，如何合理有序推进制造业升级成为当务之急，对环境规制是否促进制造业企业转移的分析具有现实紧迫性。

## 二、文献述评与特征事实

### 2. 特征性事实

#### ➤ 规制强度的东中西梯度差异

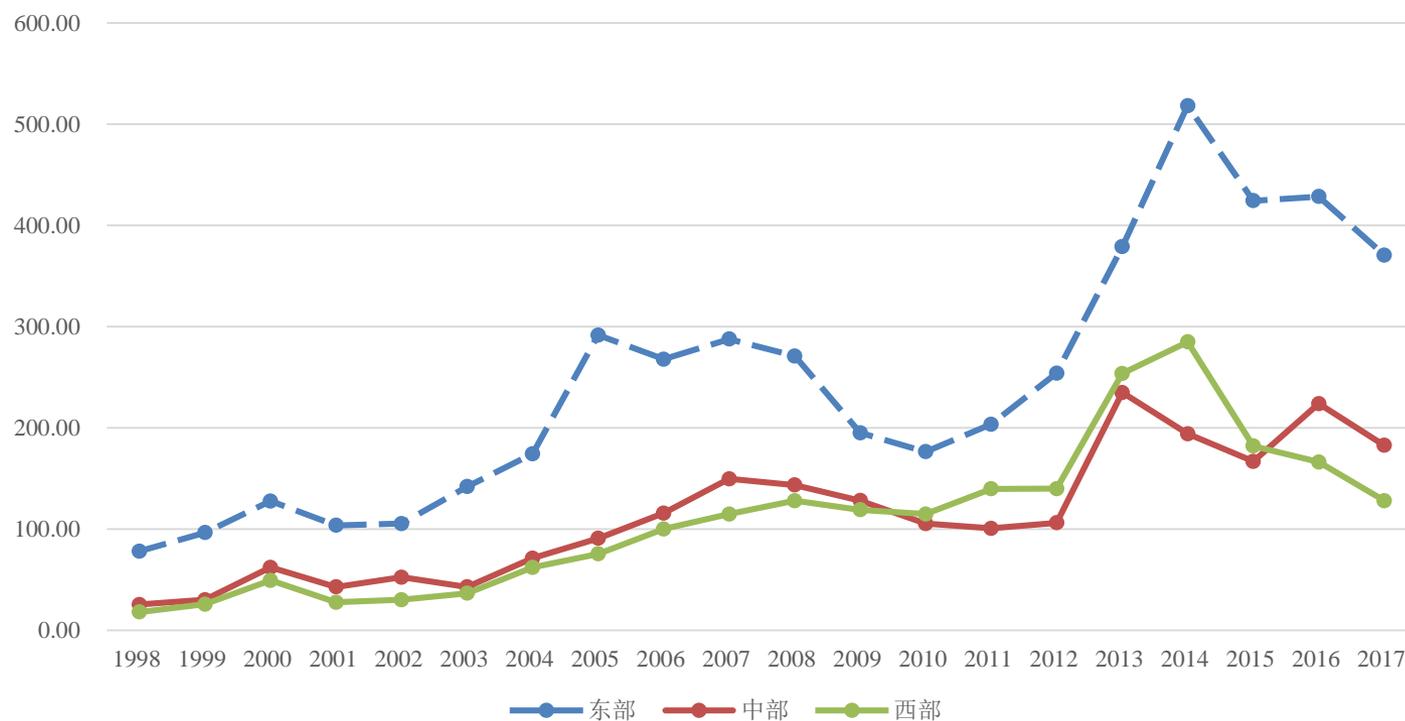


图2 1998-2017年中国东中西地区工业污染治理完成投资额（亿元）

## 二、文献述评与特征事实

### 2. 特征性事实

#### ➤ 制造业重心“西进”趋势

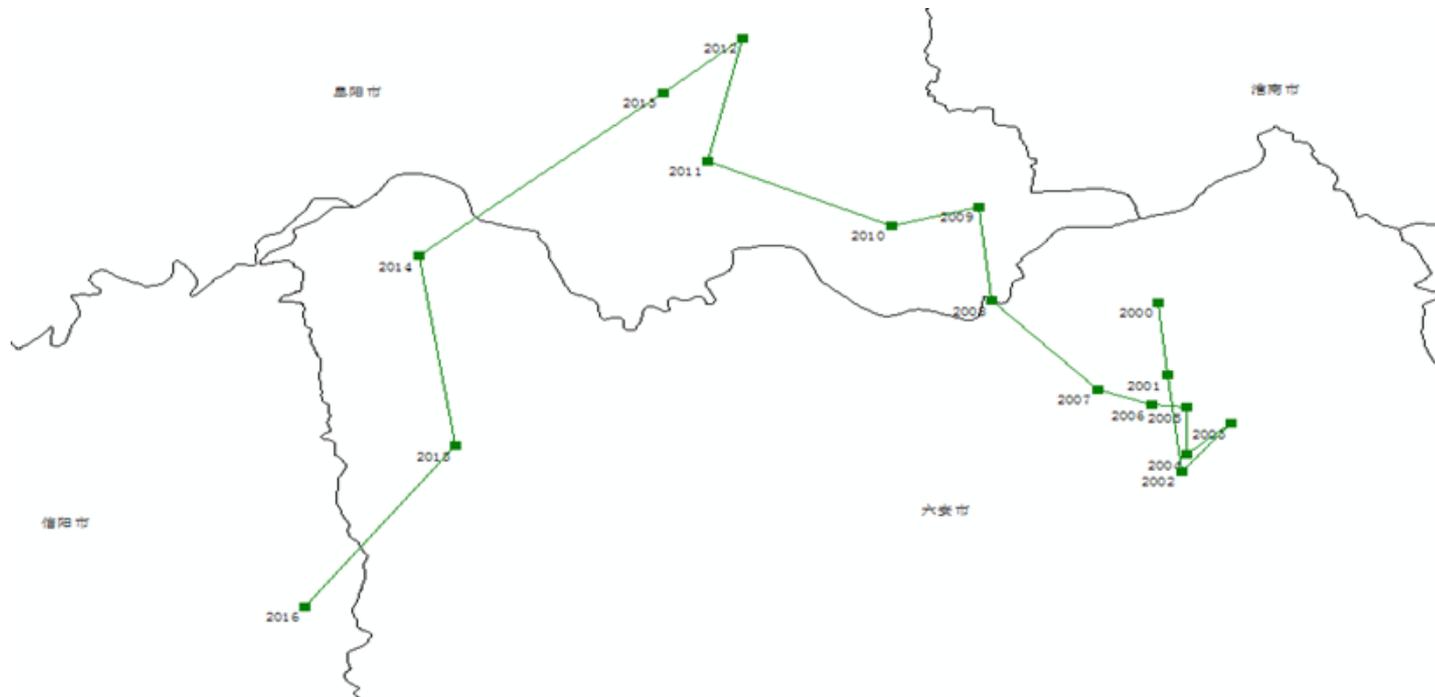


图3 2000-2016年中国制造业重心变动趋势图

# 三、研究设计

## 1. 制度背景

2002年12月，国家环境保护总局印发《大气污染防治重点城市划定方案》的通知，划定一批“十五”期间的大气污染防治重点城市，共计113个，并根据2000年城市大气污染现状，确定为39个大气环境质量达标城市和74个大气环境质量未达标城市，要求到2005年，已达标的39个城市其市区大气中二氧化硫、二氧化碳、总悬浮颗粒物和可吸入颗粒物浓度应稳定保持在相应的大气环境质量标准以内，未达标的74个城市应达到大气污染质量标准。2003年1月6日，国家环境保护总局印发《关于发起污染防治重点城市限期达标工作的通知》

对此，本文选取2003年作为准实验分析的重要时间断点，并将113个大气污染防治重点城市（以下简称重点城市）覆盖的企业作为实验组，将113个重点城市以外的企业设定为对照组，在此基础上运用双重差分法分析环境规制对企业迁移行为的影响。

# 三、研究设计

## 2. 样本选取

根据中国证券监督管理委员会颁布的《上市公司行业分类指引》（2012版），本文选取2000-2007年沪深A股制造业上市公司作为研究样本。在样本筛选过程中，本文主要剔除如下样本：①剔除ST、PT类上市公司；②同时发行B股或H股的上市公司；③剔除样本期内数据缺失或存在异常值的公司。本文最终得到420家样本公司，共计3360个观测值。其中，113个重点城市范围内的上市公司326家，113个重点城市以外的上市公司94家。本文数据主要来源于WIND数据库。

由于《大气污染防治重点城市划定方案》（以下简称《方案》）正式颁布时间为2002年12月，“十五”期间为2000-2005年，本文将2003年作为重要的时间断点，鉴于政策效果的延续性以及企业迁移行为的滞后性，将样本的时间区间（2000-2007）划分为《方案》实施前后两个时期，其中2000-2002年为《方案》实施前的时期，2003-2007为方案实施后的时间。

# 三、研究设计

## 3.模型设定

### ➤ 基础模型

参照Greenstone等（2012）模型设定的基础上，结合本文分析框架，构建如下基础计量模型：

$$Nos_{cit} = \beta_0 + \beta_1 treated_{ci} + \beta_2 post_t + \beta_3 treated_{ci} \times post_t + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型（1）中，c表示城市，i表示企业，t表示年份，Nos表示企业在113个重点城市之外控股的污染型子公司的数量；treated表示分组变量，treated=1为控制组，表示位于113个大气污染重点城市的企业，treated=0为对照组，表示位于113个重点城市之外的企业；post用以识别《方案》冲击时间，将2003年及之前年份取值为0，2003年之后取值为1；treated\*post为本文关注的核心解释变量，系数衡量了《方案》的出台对企业迁移行为的影响； $\lambda X_{cit}$ 为企业层面的控制变量； $\mu_i$ 和 $\alpha_t$ 分别控制了企业固定效应和年份固定效应。为减少企业个体效应和时间效应对分析效果的影响，本文采用包含企业个体效应和时间效应的双向固定效应模型进行实证检验。

# 三、研究设计

- 引入企业层面交叉项

$$\begin{aligned} Nos_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 treated_{ci} + \beta_2 post_t + \beta_3 treated_{ci} \times post_t \\ & + \beta_4 treated_{ci} \times post \times firm_{cit} + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

- 引入地区层面交叉项

$$\begin{aligned} Nos_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 treated_{ci} + \beta_2 post_t + \beta_3 treated_{ci} \times post_t \\ & + \beta_4 treated_{ci} \times post \times city_{cit} + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

# 三、研究设计

## 4.变量定义与数据来源

基于企业迁移类型的区分，考虑到当前企业迁移行为的特征，本文借(He J and Sherbrooke, 2017)的做法，从增量迁移与部分迁移的角度入手，以制造业上市公司位于113个重点城市之外的控股污染型子公司数量作为企业迁移行为的代表变量，作为本文的核心被解释变量。具体而言，该数据的获取过程如下：①查找并识别上市公司控股子公司的名称；②根据国家企业信用信息公示系统网站、企查查网站、天眼查网站相关信息，获取各子公司的注册地、企业所属行业等信息；③对上市公司当年位于113个重点城市之外的污染型子公司数量进行统计。其中污染型子公司的识别标准参考宋德勇等（2018）的做法，以35个工业行业环境规制强度的差异作为主要衡量指标，筛选出重度、中度污染行业。将公司所属上述两大类行业的子公司确定为污染型子公司。

## 四、环境规制对企业迁移行为的影响

为探讨环境规制对企业迁移行为的具体影响，本文首先从三个方面进行实证分析：①绘制处理组与对照组企业位于113个城市以外的污染型子公司数量变动的趋势图，观察两组被解释变量在观测区间内的变动情况；②对双重差分模型进行基础回归，初步分析环境规制对企业迁移行为的影响；③引入动态分析，探讨环境政策实施期间，对企业迁移行为的动态影响；④加入企业层面控制变量，运用包含企业个体和时间固定效应的双重差分模型进行实证分析；⑤加入地区层面控制变量，具体分析环境规制对企业迁移行为的影响。

## 四、环境规制对企业迁移行为的影响

### 1. 污染型子公司数量的时间趋势图

根据图4可知，2003年之前，处理组与对照组企业污染型子公司的数量具有基本平行的时间趋势；2003年及之后，相比于对照组，处理组企业污染型子公司的数量出现明显上升的趋势。

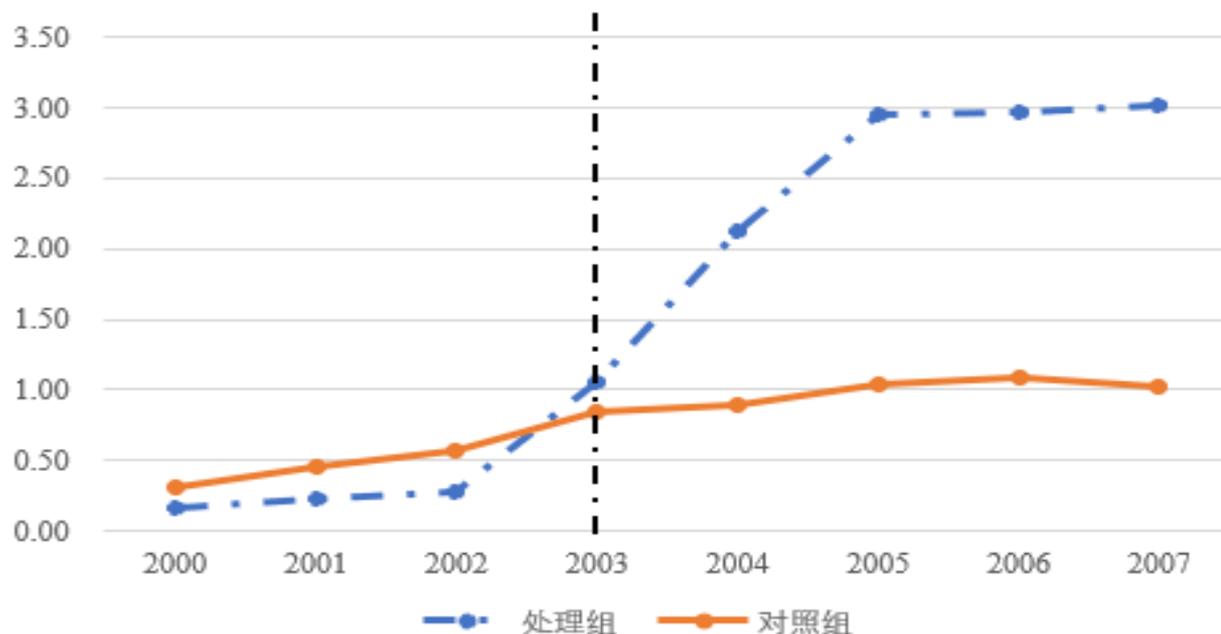


图 4 处理组与对照组污染型子公司数量的时间变化图

## 2.环境规制对企业迁移行为的影响

表3 环境规制对企业迁移行为的影响：基础回归分析

解释变量	Nos (1)	Nos (2)	Nos (3)	Nos (4)
<i>treated</i> × <i>post</i>	1.6684*** (28.26)	1.6605*** (28.09)		
<i>treated</i> × <i>post03</i>			-0.4356*** (-4.54)	-0.4319*** (-4.51)
<i>treated</i> × <i>post04</i>			0.5955*** (6.21)	0.5963*** (6.22)
<i>treated</i> × <i>post05</i>			1.2686*** (13.22)	1.2653*** (13.20)
<i>lnage</i>		0.0141 (0.18)		0.0537 (0.64)
<i>size</i>		0.0902 ** (2.42)		0.1282 *** (3.18)
<i>Cons</i>	0.1905*** (5.65)	-0.8868* (-2.05)	0.1905*** (5.22)	-1.3897*** (-2.97)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>adj R</i> <sup>2</sup> (within)	0.7310	0.7311	0.6844	0.6852

## 2.环境规制对企业迁移行为的影响

表3展现了双重模型下环境规制对企业迁移行为的影响。表3第（1）列结果显示，在不加入任何控制变量的情况下，系数在1%的水平下显著为正；第（2）列加入控制变量后，系数仍然能显著为正。结果说明，环境规制政策对企业的迁移行为具有正向作用。控制变量系数说明企业年龄越长、企业规模越大在环境规制政策的影响下进行迁移的可能性越大。

为了揭示环境政策影响企业迁移行为的动态效应，本文借鉴钱雪松等（2018）的做法，引入 *.post03* 、 *post04* 、 *post05* 变量，分别在2003年、2004年、2005年取值为1，其它年份取值为0，然后分别与分组变量 生成交互项，具体结果如表3第（3）、（4）列所示，回归结果表明环境政策对企业迁移行为的影响具有逐渐增强的趋势。

### 3. 环境规制、企业特征与迁移行为

结果显示：企业年龄交互项的系数在1%的水平上显著为正，系数为0.3836，表明成立时间越长的企业，企业迁移成本的承受能力更强，更容易发生企业迁移行为，而新成立的企业受多种因素的影响，往往缺乏对环境规制政策的冲击的反应力灵敏度；企业规模交互项的系数显著为正但系数较小，仅为0.0934，说明规模较大的企业其迁移意愿越强，两者之间可能存在“倒U型”关系（刘颖等，2014）。

表 4 环境规制对异质性企业迁移行为的影响

解释变量	<i>Nos</i>	<i>Nos</i>
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.7855*** (4.49)	1.5526*** (4.38)
<i>treated</i> × <i>post</i> × <i>ln age</i>	0.3836*** (5.36)	
<i>treated</i> × <i>post</i> × <i>size</i>		0.0934** (2.51)
<i>cons</i>	0.1937*** (5.75)	-0.7999 (-1.58)
其它控制变量	YES	YES
企业固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.7332	0.7316

#### 4. 环境规制、城市特征与迁移行为

表5 环境规制对异质性地区企业迁移行为的影响

解释变量	<i>Nos</i> (1)	<i>Nos</i> (2)	<i>Nos</i> (3)
<i>treated</i> × <i>post</i>	2.5238*** (35.08)	2.5056*** (32.49)	2.4411*** (34.07)
<i>treated</i>	-0.2275*** (-5.11)	-0.2275*** (-5.11)	-0.2275*** (-5.11)
<i>post</i>	1.9223*** (20.59)	1.9592*** (20.85)	2.0620*** (21.66)
<i>treated</i> × <i>post</i> × <i>ocean</i>	-0.0435*** (-7.35)		
<i>treated</i> × <i>post</i> × <i>fc</i>		-0.0011*** (-3.98)	
<i>treated</i> × <i>post</i> × <i>crea</i>			-0.0026*** (-6.72)
其它控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.6666	0.6652	0.6692

## 4. 环境规制、城市特征与迁移行为

回归结果显示：城市开放水平交叉项系数在1%的水平上显著为负，表明对于开放水平越高的地区，环境规制对企业迁移行为的正向促进作用将会下降，具体下降约4%；城市融资环境交叉项系数在1%的水平上显著为负，表明融资约束越强的地区，环境规制对企业迁移行为的正向促进作用将会上升，具体上升约0.1%；创新能力交叉项系数在1%的水平上显著为负，表明创新能力越强的地区，环境规制对企业迁移行为的正向促进作用也将会下降，具体下降约0.3%。

综合来看，即开放程度越高、创新能力越高的地区环境规制的企业迁移效应越低，可能的原因在于，开放水平越高、创新能力越强的地区获取国内外先进绿色技术的能力越强，企业能够通过改造传统工艺等方式化解环境约束，进而企业迁移的动力下降；融资约束越强的地区，企业应对环境规制政策而采取相应行动的资金筹措能力受到约束，企业更倾向于进行迁移。

## 5. 稳健性分析

### ➤ 平行趋势检验

为揭示上述平行趋势及其动态效果，本文参考罗知等（2018）的做法，检验政策实施前后上市公司污染型子公司数量的变化趋势，回归方程为：

$$\begin{aligned} Nos_{cit} = & \beta_0 + \beta_1 treated_{ci} + \beta_2 post_t + \sum_{l=1}^2 \beta_3 treated_{ci} \times post_{t-l} \\ & + \sum_{l=0}^3 \beta_4 treated_{ci} \times post_{t+l} + \beta_5 treated_{ci} \times post_{t>2005} + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中  $post_t$  为虚拟变量，其中  $t=2003$ ，当企业 在  $(t+1)$  或  $(t-1)$  的时间受到政策影响时取1，否则取0，回归结果见表6。

根据回归结果可知，在2001年、2002年 的系数均为负，但不显著，在2003年、2004年、2005年及之后， 的系数均在1%的水平上显著为正，且系数逐步增大，说明处理组与对照组的平行趋势成立。

## 5. 稳健性分析

表6 平行趋势检验

解释变量	Nos
<i>treated</i>	-0.1521** (-2.19)
<i>post</i>	0.7128*** (4.70)
<i>treated</i> × <i>post</i> <sub>2001</sub>	-0.0845 (-0.82)
<i>treated</i> × <i>post</i> <sub>2002</sub>	-0.1418 (-1.30)
<i>treated</i> × <i>post</i> <sub>2003</sub>	0.3532** (2.45)
<i>treated</i> × <i>post</i> <sub>2004</sub>	1.3842*** (8.76)
<i>treated</i> × <i>post</i> <sub>2005</sub>	2.0574*** (12.48)
<i>treated</i> × <i>post</i> <sub><i>t</i>&gt;2005</sub>	2.7195*** (29.46)
<i>obs</i>	3360
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.6483

## 5. 稳健性分析

为进一步检验平行趋势，本文参考He et al. (2016)、罗知等 (2018) 的做法，用一段时间内企业污染型子公司的数量平均值数据检验平行趋势假设，具体结果如图5所示。图5所示，在《方案》出台之前，处理组与对照组之间企业污染型子公司的数量并没有显著差异，且回归系数基本为负，但《方案》出台之后，回归系数逐步增加且均为正值，因此平行趋势检验成立。

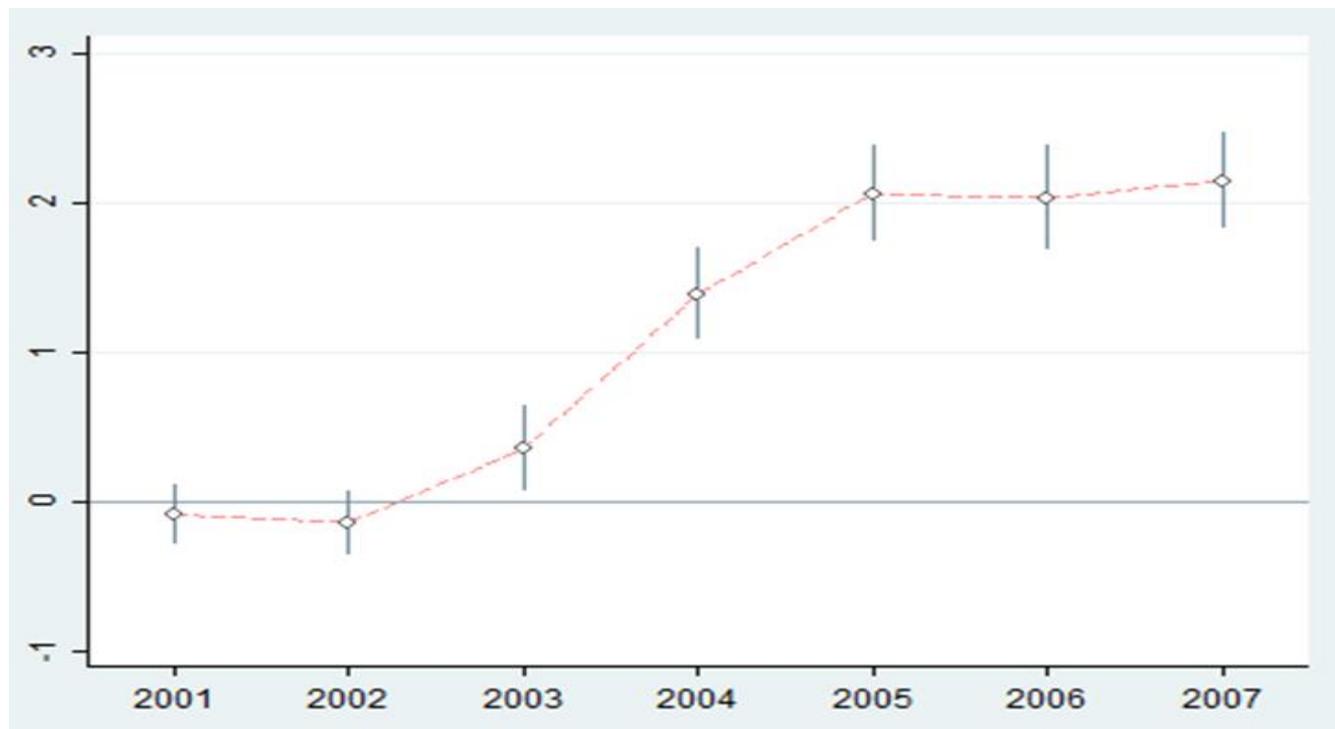


图5 平行趋势检验

## 5. 稳健性分析

### ➤ 更换核心解释变量

本文使用双重差分模型，将《方案》出台作为环境规制的代理变量，探讨环境规制政策对企业迁移行为的影响，为进一步进行稳定性分析，本文以城市环境治理投资额占地区GDP的比重作为环境规制（RE）的代表变量，运用固定效应模型验证环境规制是否具有企业迁移效应，具体回归分析结果见表7。回归结果显示，环境规制的企业迁移效应仍在1%的水平上显著为正，与本文的结论一致。

表7 环境规制企业迁移效应验证

解释变量	<i>Nos</i>
Re	0.3429*** (12.24)
<i>lnage</i>	1.9179*** (33.30)
<i>size</i>	0.2518*** (5.04)
<i>cons</i>	-5.9340*** (-10.71)
<i>N</i>	3360
<i>adj.R<sup>2</sup></i>	0.5066

## 五、基于企业特征和地区特征的异质性检验

### 1. 企业所有制视角的异质性分析

基于企业所有制进行分组检验，具体检验结果如表8所示。根据表8第（1）列、（2）列  $treated \times post$  系数显著为正，表明环境规制政策冲击显著提升了企业迁移行为。相对于国有企业，非国有企业面临环境规制冲击时迁移行为更大。可能的原因在于面临环境政策趋紧的背景下，相对于非国有企业，国有企业由于具有特殊的博弈能力与政策消化力，因此受到的环境规制政策冲击更小（徐彦坤等，2017）。该结果为政府针对企业所有制属性制定差异化环境政策具有一定的借鉴意义。

### 2. 企业全要素生产率视角的异质性分析

借鉴Krishnan et al.(2015)、钱雪松等（2018）等相关研究，本文通过构建对数柯布-道格拉斯生产函数对上市公司全要素生产率的测算方法：

$$\ln Y_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t} \ln K_{it} + \beta_{2t} \ln L_{it} + \beta_{3t} \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

## 五、基于企业特征和地区特征的异质性检验

本文选取《方案》划定之前2000-2002年企业生产率的平均值作为划分依据，按照中位数将样本划分为高生产率企业和低生产率企业，在此基础上进行分组检验，结果如表8所示。

表8 基于企业层面异质性的分组回归结果

	企业所有制属性		企业全要素生产率分组	
	国有企业 (1)	非国有企业 (2)	生产率高 (3)	生产率低 (4)
<i>treated</i> × <i>post</i>	1.5824*** (19.58)	1.7581*** (20.27)	1.6610*** (21.56)	1.6458*** (17.39)
<i>lnage</i>	0.0921 (0.87)	-0.0260 (-0.23)	-0.0393 (-0.39)	0.0910 (0.76)
<i>size</i>	0.0716 (1.34)	0.1101* (2.13)	0.0611 (1.18)	0.1152* (2.14)
<i>cons</i>	-0.8014 (-1.27)	-1.0100* (-1.69)	-0.4883 (-0.81)	-1.2789* (-2.06)
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.7155	0.7538	0.7132	0.7495

## 五、基于企业特征和地区特征的异质性检验

根据表8回归结果显示，第（3）列与第（4）列的系数在1%的水平上显著为正，表明环境规制政策会引起处理组企业污染型子公司的数量明显多于对照组企业，但与生产率较低的企业相比，在环境规制政策的冲击下生产率较高的企业迁移数量相对较低。为什么会出现该现象呢？本文认为，生产率较高的企业在盈利能力、资源利用效率、资源配置水平等方面显著高于生产率较低的企业，当面临环境政策冲击的情况下，企业具有较好的反应能力与应变能力，能够及时调整发展策略，调整要素配置、提升创新能力，进而无需通过企业迁移而化解环境约束。而与之相比，生产率较低的企业则无法及时有效的应对环境政策的冲击，进而通过转移污染型部门的方式达到环境要求。

## 五、基于企业特征和地区特征的异质性检验

### 3.地区政府环境偏好视角的分析

鉴于本文主要集中于城市层面的分析，因此借鉴徐彦坤等（2017）研究方法使用城市市辖区绿化率表示。本文选取《方案》划定之前2000-2002年城市市辖区绿化率的平均值作为划分依据，按照中位数将样本划分为政府环境偏好高的地区与政府环境偏好低的地区，在此基础上进行分组检验，结果如表9所示。

表9 基于地方环境偏好的异质性分组回归结果

	政府环境偏好分组	
	政府环境偏好高 (1)	政府环境偏好低 (2)
<i>treated</i> × <i>post</i>	1.8228*** (24.24)	1.5124*** (15.28)
<i>lnage</i>	0.0934 (0.84)	-0.0081 (1.29)
<i>size</i>	0.1357*** (2.58)	0.0565 (1.08)
<i>cons</i>	-1.5534** (-2.55)	-0.4396 (-0.72)
企业固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.7431	0.7236

## 五、基于企业特征和地区特征的异质性检验

根据表9回归结果所示，第（1）列与第（2）列的系数在1%的水平上显著为正，表明环境规制政策会引起处理组企业污染型子公司的数量明显多于对照组企业，但与政府环境偏好较低的地区相比，在环境规制政策的冲击下位于政府环境偏好较高地区的企业迁移数量相对较高。可能原因在于，环境偏好较高的政府相对于环境偏好较低政府来说，更加追求环境质量的提升，能够容忍牺牲一定的经济福利获取环境福利。在此背景下，当面临环境政策的冲击时，环境偏好较高地区的环境政策执行力显著高于环境偏好较低的地区，企业面临的环境约束增强，环境治理成本、管理成本更高，因此更倾向于转出。

## 六、基于企业成本视角的作用机制分析

环境规制将增加企业内部成本，企业必须对其产品结构、组织结构等做出相应的调整才能生存（原毅军等，2014）；钟茂初等（2015）指出环境规制的增强会导致企业成本的增加，企业会调整其生产行为。因此，为进一步探讨环境规制影响企业迁移行为的可能渠道，为进一步探讨环境规制影响企业迁移行为的可能渠道，本文从企业成本视角具体探讨环境规制对企业迁移行为的作用机制。

环境政策的出台带动企业成本的上升，主要体现在增加企业中间投入以及管理费用两个方面。因此，本文细化企业成本的分类，根据上市企业财务数据，将企业成本分为中间成本与管理费用两个方面进行探讨。

本文借鉴Baron and Kenny(1986)、蒋灵多等（2017）的做法，通过依次检验法进行中介效应分析，构建如下计量模型：

$$Inc_{cit} = \beta_0 + \beta_3 treated_{ci} \times post_t + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Manc_{cit} = \beta_0 + \beta_4 treated_{ci} \times post_t + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Nos_{cit} = \beta_0 + \beta_3' treated_{ci} \times post_t + \rho_2 Inc_{cit} + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Nos_{cit} = \beta_0 + \beta_4' treated_{ci} \times post_t + \rho_3 Manc_{cit} + \lambda X_{cit} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

## 六、基于企业成本视角的作用机制分析

其中,Inc 是企业的中间成本,以上市公司营业成本表示, Manc是企业管理费用, 模型其它变量同模型 (1)。

表9 内在机制分析：中介效应检验

表9a

	<i>Inc</i> (1)	<i>Manc</i> (2)
<i>treated</i> × <i>post</i>	0.6931*** (28.88)	0.4667*** (21.42)
<i>cons</i>	10.7861*** (698.82)	8.5943*** (610.44)
<i>Obs</i>	3360	3360
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.2211	0.1354

表9b

	<i>Nos</i> (1)	<i>Nos</i> (2)
<i>treated</i> × <i>post</i>	1.9626*** (50.61)	2.1019*** (55.83)
<i>Inc</i>	0.3481*** (13.23)	
<i>Manc</i>		0.2193*** (7.39)
<i>cons</i>	-3.4129*** (-11.99)	-1.5430*** (-6.02)
<i>Obs</i>	3360	3350
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.5953	0.5786

## 六、基于企业成本视角的作用机制分析

根据表9a第（1）列的估计结果可知， $\beta_3$ 的系数在1%的水平上显著为正。即相对于对照组，环境政策的出台使得处理组企业的营业成本显著增加。结合模型（1）、（5）、（7）和表3、表9的回归结果可知， $\beta_3$ 、 $\beta_3$ 、 $\rho_2$ 的估计系数均显著，说明模型存在中介效应； $\beta_3$ 显著且 $\beta_3 \times \rho_2$ 的符号相同，即存在部分中介效应。据计算，企业中间成本的中介效应占总效应的比例为10.2%（ $\beta_3 \times \rho_2 / \beta_1 = 0.6931 \times 0.3481 / 2.3586$ ）。

根据表9a第（2）列的估计结果可知， $\beta_4$ 的系数在1%的水平上显著为正。即相对于对照组，环境政策的出台使得处理组企业的管理费用显著增加，结合模型（1）、（6）、（8）和表3、表9的回归结果可知， $\beta_4$ 、 $\beta_4$ 、 $\rho_3$ 的估计系数均显著，说明模型存在中介效应；同时 $\beta_4$ 显著且 $\beta_4 \times \rho_3$ 的符号相同，即存在部分中介效应。据计算，企业中间成本的中介效应占总效应的比例为4.3%（ $\beta_4 \times \rho_3 / \beta_1 = 0.4667 \times 0.2193 / 2.3586$ ）。

综合来看，相对于对照组，环境政策出台显著增加了企业的营业成本与管理费用，且两者的中介效应均显著。即从成本角度看，相对与对照组，环境规制的出台显著增加了企业成本，进而引起企业迁移。

# 七、研究结论与政策建议

## 1.研究结论

近年来，随着环境问题的日益严峻，深入践行“两山理论”，加强环境规制成为必然趋势。环境规制凭借强劲的政策威慑力成为影响企业行为的重要因素。环境规制对企业迁移行为有何影响？影响效应会受到哪些因素的干扰？影响机制如何发挥作用？本文对上述问题进行了细致分析与回答。

本文以中国2002年底颁布的《大气污染防治重点城市划定方案》为准实验，运用双重差分方法探讨了环境规制对企业迁移行为的影响。本文研究发现：①《方案》出台之后，对照组位于非重点城市之外的污染型子公司数量相对平稳，与之对比，处理组位于非重点城市之外的污染型子公司数量呈现明显增加的趋势；②实证结果显示，与对照组相比，环境规制显著促进了处理组企业迁移行为，且该行为受到企业所有制属性、全要素生产率差异以及地区政府环境偏好的影响；③本文通过依次检验法进行中介效应分析，细化企业成本分类，分别从中间投入、管理费用的视角验证了“环境政策趋紧-企业成本增加-企业出现迁移”的具体作用机制。

# 七、研究结论与政策建议

## 2.政策建议

本文研究结论说明，为环境规制企业迁移效应的有效发挥，不仅要关注环境规制对企业本身的影响，还要根据企业个体特征、地区特征制定差异措施，鼓励制造业企业有序转移，破解环境压力，促进区域平衡发展。

首先，坚持“因企制宜”、“因地制宜”的原则，构建差异化、特色化环境规制体系，鼓励企业合理、有序转移。

其次，鼓励企业绿色技术创新，化解环境治理成本压力。

再次，企业迁移承接地需要加强承接类型的筛选，降低承接企业的负面影响。

最后，合理引导官员行为，树立恰当的“政绩观”，正确处理“环境保护”与“经济增长”的相关关系，促进两者融合发展。

---

恳请批评指正

谢 谢！