

作品名称： 中国高污染产业转移与整体环境污染——基于区域间  
相对环境规制门槛模型的实证

作品类别： 学术论文类

作者团队：

姓名	学校	年级
葛力铭	上海理工大学	研究生二年级

指导老师：

姓名	单位
秦炳涛	上海理工大学

# 中国高污染产业转移与整体环境污染

## ——基于区域间相对环境规制门槛模型的实证

**摘要：**文章首先借鉴 *Copeland-Taylor* 模型，引入相对环境规制强度变量，构建了产业转移影响环境污染的理论模型。在此基础上，利用我国 2000-2016 年 30 个省份的面板数据，采用门槛回归方法，以相对环境规制强度作为门槛变量，进行全样本、区域异质性和时期异质性回归分析，并以线性回归方法作为对比，最后进行稳健性检验。研究结果表明：（1）高污染产业转移与环境污染之间呈现逐渐递增的非线性关系，随着相对环境规制强度由低门槛逐渐到高门槛，高污染产业转移所带来的环境污染问题也愈发严重。（2）环境规制对环境污染的改善作用不大。（3）我国不存在环境库兹涅兹曲线。（4）资本存量、产业结构和能源消费的提升均会加剧环境污染。（5）劳动力成本和质量的提高能够改善环境污染。

**关键词：**高污染产业转移；相对环境规制强度；环境污染；门槛效应

中图分类号：F061.5

文献标识码：A

## 第 1 章 引言

上世纪末开始，我国开始实施诸如西部大开发、振兴东北和中原崛起等一系列的区域发展战略，从而推动了我国产业转移的进程。国务院于 2010 年 09 月 06 日正式印发《国务院关于中西部地区承接产业转移的指导意见》，主要内容是积极推进国内与国际间的产业转移，不仅有利于加速中西部地区的经济发展和城镇化进程，同时对于东部地区的经济转型升级也有一定的促进作用。中华人民共和国工业和信息化部于 2013 年 5 月印发《产业转移项目产业政策符合性认定试点工作方案》，主要内容是以产业转移项目为切入点，坚决杜绝落后产能转移，完善产业政策。近年来逐步推行产业转移政策，重心是在促进国家级经济技术开发区转型升级的过程中，东部地区应利用自有优势加速经济转型发展，实现更高水平的国际经济合作，同时中西部地区应该借自身资源丰富以及要素成本低等比较优势，加速产业转移的承接，从而实现地区的经济增长。

然而，由于地区间环境规制的差异容易导致资源错配问题，使得东部地区向中西部地区转移的往往是一些高污染产业，这些高污染产业转移严重破坏了中西部地区的生态环境。随着近年来产业转移的加速进行，虽然在一定程度上实现了经济增长，但由此带来的环境问题不得不让我们反思，区域间产业转移若不以环境可持续发展为目标还是否能够持续进行？2017 年 12 月，我国依旧是全球温室气体排放量最多的国家，仅二氧化碳排放量就达到 10537 万 *t*，几乎是美国、印度、俄罗斯

和日本二氧化碳排放量之和。各地区相应进行一定的环境规制,对我国高污染产业转移产生一定的影响,根据《中国环境统计年鉴》,2016 年我国工业固体废物为 30.92 亿 t,较 2011 年减少了 4.21%,工业固体废物自 2011 年以来呈现出逐渐下降的趋势。因此研究在环境规制的作用下,高污染产业转移对环境污染的影响对我国区域可持续发展具有重要意义。

本文基于上述探讨,首先构建出产业转移影响我国环境污染的理论模型,并引入相对环境规制强度作为门槛变量,其次利用我国 2000-2016 年 30 个省份的面板数据,从全样本回归、区域异质性回归和时期异质性回归三个方面实证分析高污染产业转移对环境污染的影响,并通过稳健性检验验证了回归结果的稳健性,最后针对高污染产业对我国环境污染的影响程度进行评价分析,为我国区域与环境可持续发展提供合理化的政策建议。

## 第 2 章 文献综述

产业转移在一定程度上能够带来区域经济的增长,若能够兼顾环境可持续发展,则可以实现经济增长与环境可持续发展“双赢”的局面。但是现实情况是由区域间产业转移带来的结果往往是使得发达地区的环境状况得到改善,却加剧了污染向欠发达地区的转移与集聚,长期如此,会使得承接产业转移的地区面临巨大的环境代价。目前关于区域产业转移对环境污染的影响并未存在一致性的观点,区域产业转移与环境污染之间是呈现线性关系还是非线性关系也众说纷纭。

*Walter & Ugelow*(1979)提出了“污染天堂假说”,主要思想是发达地区会由于地区环境规制等原因,将高污染产业转移到环境规制较弱的欠发达地区,这样会直接导致欠发达地区的环境污染程度急剧加深,使得欠发达地区成为发达地区的污染避难所,最终使得全社会范围内的环境污染程度加剧<sup>[1]</sup>。*Cole & Elliott*(2006)认为由于高污染产业为了追求市场上的价格竞争优势,会避开环境规制程度较高的地区,因此污染转入地很可能成为污染转出地的避难所<sup>[2]</sup>。*Kheder & Zugravu* (2012)运用经济地理学模型分析环境规制对于企业区位选择的影响,结果显示一部分国家在接受法国投资的同时呈现出污染避难所效应<sup>[3]</sup>。魏玮和毕超(2011)基于省级面板 *Poisson* 模型进行了实证分析,通过引入环境规制,验证了污染避难所效应的存在<sup>[4]</sup>。候伟丽和方浪(2013)对环境管制与污染密集型产业区际转移进行了实证分析,证明了在我国存在污染避难所效应<sup>[5]</sup>。何龙斌(2013)利用高污染产业产品产量的面板数据,分析国内高污染产业区域转移路径,得出东部及中部地区选择性将产业转

移至西部地区<sup>[6]</sup>。豆建民和沈艳兵(2014)利用 2000-2010 年中部六省的面板数据,分析验证了产业转移对中部地区带来的严重污染问题<sup>[7]</sup>。刘友金等(2015)基于 2003-2012 年中国 31 个省份的面板数据,运用数学建模和计量分析方法研究污染产业区际转移与环境损害的关系,结果显示污染产业呈现出由东部地区向中西部地区分散转移的时空趋势,并且污染产业转移对环境损害具有正向作用<sup>[8]</sup>。孔凡斌等(2017)主要采用构造固定资产投资转移指数来估算江西省承接国内产业转移的规模,结果表明江西省承接国内外产业转移加剧了工业废气和工业废水的排放<sup>[9]</sup>。胡志强和苗长虹(2018)运用基尼系数和产业集中率指标分析产业转移的空间特性,结果表明东部主要为污染转出地,中西部主要为污染转入地,污染产业的转移对工业废水污染和工业废气污染均具有正向作用<sup>[10]</sup>。

*Letchumanan & Kodama* (2000) 提出了“污染光环假说”,主要思想是发达地区向欠发达地区进行产业转移的过程中,同时也带去了先进的生产技术和排污技术,通过技术溢出效应作用于欠发达地区,从而降低全社会范围内的污染程度<sup>[11]</sup>。*Wheeler*(2001)研究指出中国、墨西哥等是全球接受 *FDI* 相对较多的国家,其城市空气污染水呈现下降趋势<sup>[12]</sup>; *Mielnik*(2002)发现由于跨国公司的直接投资可以促使当地低效企业,改变产业结构,进一步研发绿色技术,从而提高生产力水平<sup>[13]</sup>。赵海霞等(2014)采用 2000~2010 年工业污染排放数据,分析工业污染重心转移路径及演变规律,结果表明环境规制的增强在一定程度上能够减缓工业污染由东向西的偏移态势<sup>[14]</sup>。张彩云(2015)从环境规制视角进行切入,分析得出我国不存在污染避难所效应,环境规制可以使得我国全社会范围内保持经济增长与降低环境污染集聚同步进行<sup>[15]</sup>。曹翔(2016)对广东省 2000~2014 年高污染产业的转入和转出进行了测度,结果发现工业二氧化硫和烟尘污染密集行业无法兼顾经济增长和环境保护,但工业废水密集污染行业可以兼顾全省的经济增长和环境污染<sup>[16]</sup>。石敏俊等(2017)利用全局主成分分析法,分析中国制造业产业结构演进趋势与环境效应,结果表明技术密集型产业和耐用消费品产业的转入会减缓当地污染物的排放<sup>[17]</sup>。

此外,有关高污染产业转移和环境规制关系的直接文献较少,由于环境规制对一个地区的环境可持续发展有重要作用,同时环境规制强度的大小也必然会影响到某一地区的污染产业转移情况,从而影响到业转移所带来的环境污染效应。已有相关文献对此问题进行了研究,董坤和白彬(2015)将环境规制和污染排放密度加入到区域特征与产业特征相互作用模型中,检验中国地区间的“污染天堂假说”。结果表明环境规制强度的不同会对区域间污染产业的转移产生影响,污染密集型产

业逐渐转向了环境规制较弱的中西部地区<sup>[18]</sup>。沈坤荣等（2017）基于空间自滞后模型，使用工具变量法研究邻近城市环境规制与本地污染排放的因果关系，结果表明污染迁出地的环境规制在提升了污染迁入地产业规模的同时，也深化了污染迁入地的产业结构污染程度<sup>[19]</sup>。赵菲菲和宋德勇（2018）利用 2000-2014 年 261 个地级市面板数据分析环境规制对工业转移的影响，结果表明环境规制与工业转移呈现倒“U”型关系，并存在门槛效应<sup>[20]</sup>。

综上所述，对于区域产业转移所带来的环境污染的研究大多集中于外商直接投资对我国地区的环境影响，而对于我国区域间高污染产业转移所带来的环境问题的研究较少。对于产业转移的衡量方法，大多研究采用区位商和产业竞争力等静态指标不能很好地反映高污染产业的动态变化和转移方向。现有的研究关注的更多是产业转移与环境污染的问题探究，但是环境规制相对强度会影响区域间高污染产业转移，进而对我国环境污染产生影响，因此高污染产业转移与环境污染可能存在非线性关系。关于产业转移与环境污染的关系缺乏理论模型的支持。因此，本文从以下三方面进行探讨：首先理论上，借鉴 *Copeland—Taylor* 模型，构建了产业转移影响环境污染的理论模型，引入相对环境规制强度为门槛变量，重点探究了高污染产业转移对环境污染的影响问题；其次方法上，针对理论模型的推导，根据我国 2000-2016 年 30 个省份的面板数据，采用门槛面板回归模型，并辅之以线性回归模型进行对比，从而更为全面地探讨高污染产业转移对我国环境污染的影响；最后实证分析上，先进行全样本回归分析，依据我国东部地区、中部地区与西部地区进行区域异质性回归分析，再根据 2000-2009 年、2010-2013 年和 2014-2016 年进行时期异质性回归分析，最后得出结论并提出合理性的政策建议。

### 第 3 章 理论模型与分析

产业转移是经济增长的支柱力量，因此广泛学者探究产业转移对环境污染的影响。*Copeland-Taylor*（1994）起初建立静态南北模型，随后拓展南北模型，从规模效应、技术效应和结构效应研究人均收入、对外贸易与环境污染之间的关系。本文借鉴 *Copeland-Taylor* 的南北模型思路，从而建立产业转移影响环境污染的理论模型，由于各地区的环境规制水平会影响产业转移对环境污染的影响，因此随后引入地区相对环境规制强度作为门槛变量，构建非线性门槛回归模型，从而探讨产业转移在不同的相对环境规制强度下对环境污染的影响程度。

#### 3.1 建立生产函数

假定经济体系为不变规模报酬，以资本和劳动作为投入生产要素，即柯步-道

格拉斯生产性函数，表示为：

$$F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (3.1)$$

在经济体系中，当某地区的产业转移到另一地区时，会导致原生产函数发生变化，由 *Copeland-Taylor* 模型引申可知，产业转移会通过规模效应、技术效应和结构性效应对生产企业产生影响，由产业转移使得生产函数改为：

$$F(K, L) = g(tr)f(K, L) \quad (3.2)$$

假定经济体系中生产两种产品，分别为环保性产品  $X$ ，污染性产品  $Y$ 。污染性产品  $Y$  在生产过程中会产生  $Z$  污染物。由于假定经济体系为不变规模报酬，而  $Y$  属于资本密集型产品， $Y$  污染物的排放具有负外部性效应，会产生社会成本。由解决外部性的措施中，例如征收庇古税，征收排污费，污染许可证交易等我们可以得知，作为理性人的经济主体会以追求利润最大化为根本目标。因此经济主体不会任意排放污染物，会利用部分资源去减缓污染物排放量。这里使用  $m$  表示企业污染治理强度水平，即企业使用治理污染的生产要素占总生产要素的比例， $0 \leq m \leq 1$ 。在  $m$  等于 0 时表示企业不进行污染治理，这时生产企业的产量  $F$  可表示为企业最大的生产能力。当生产企业开始使用了  $A$  部分的生产要素进行污染治理时，企业实际产量为  $(1-m)F$ ，污染物  $Z=P(m)F$ ，其中  $P(m)$  是污染排放函数， $P(m)$  的形式如下：

$$P(m) = \frac{1}{A} (1 - m)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (3.3)$$

其中， $P(m)$  为污染排放函数， $A$  表示生产技术， $m \in (0,1)$ 。

假定经济体系中生产  $X$  和  $Y$  两种生产要素，根据柯布-道格拉斯可表示生产函数为：

$$X = Q(K_x, L_x) \quad (3.4)$$

$$Y = (1 - m)F(K_y, L_y) \quad (3.5)$$

$$Z = P(m)F(K_y, L_y) \quad (3.6)$$

式中， $K_x$  和  $L_x$  表示环保性产品  $X$  的资本投入和劳动投入， $K_y$  和  $L_y$  污染性产品  $Y$  的资本投入和劳动投入。通过式(3.3)和(3.6)可以得知：

$$Z = \frac{1}{A} (1 - m)^{\frac{1}{\alpha}} F(K_y, L_y) \quad (3.7)$$

$$Y = (AZ)^\alpha [F(K_Y, L_Y)]^{1-\alpha} \quad (3.8)$$

### 3.2 生产成本最小化决策

由式(3.8)，生产企业作为理性人，始终以利润最大化为根本目标，此时生产  $Y$  污染性

产品的目标分为两个独立决策进行：在资本成本  $R$  和劳动力工资  $W$  既定的条件下，选择最优资本—劳动比，使得生产企业潜在产出  $F$  的成本  $C^F$  最小；在生产企业潜在生产成本  $C^F$  和排放污染物成本  $C^P$  既定的条件下，选择最优的潜在产出  $F$  和污染排放量  $Z$  组合，使得单位产品  $Y$  的生产成本  $C^Y$  最小化。表示上述两决策：

$$C^F(W, R) = \min \{R\alpha_{KF} + W\alpha_{LF}, F(\alpha_{KF}, \alpha_{LF}) = 1\} \quad (3.9)$$

$$C^F(C^P, C^F) = \min \{\chi AZ + C^F F, (AZ)^\alpha F^{1-\alpha} = 1\} \quad (3.10)$$

其中， $\alpha_{KF}$  和  $\alpha_{LF}$  表示生产企业潜在产出水平的资本和劳动力。成本最小化的原则为资本和劳动的边际技术替代率等于资本成本  $R$  与劳动力工资  $W$  的比，然后再进行最优化求解，上述可表示为：

$$TRS_{KL} = \frac{\partial F}{\partial K_Y} * \frac{\partial F}{\partial L_Y} = \frac{R}{W} \quad (3.11)$$

$$\frac{(1-\alpha)AZ}{\partial F} = \frac{C^F}{C^P} \quad (3.12)$$

### 3.3 污染排放决策

假定经济体系中的市场为完全竞争市场，则只存在正常利润，经济利润（超额利润）为零。此时可表示为：

$$P_Y Y = C^F F + C^P (AZ) \quad (3.13)$$

其中  $P_Y$  表示污染性产品  $Y$  的价格， $AZ$  表示有效污染物排放量。

根据式(3.11)和(3.12)可得：

$$Z = \frac{\alpha P_Y Y}{C^P A} \quad (3.14)$$

为了更好反映产业转移通过规模效应、结构效应与技术效应会对环境污染产生影响，上述式子可表示为：

$$Z = (P_X X + P_Y Y) \frac{\alpha}{C^P A} \frac{P_Y Y}{P_X X + P_Y Y} \quad (3.15)$$

可进一步表示为:

$$Z = S \frac{\alpha}{C^P A} \phi_Y \quad (3.16)$$

其中,  $S$  表示规模因素,  $A$  表示技术因素,  $\phi_Y$  表示结构因素。

对式(3.16)左右两边取对数, 可以得到:

$$\ln Z = \ln S + \ln \alpha + \ln \phi_Y - \ln C^P - \ln A \quad (3.17)$$

产业转移会影响产业规模, 产业结构和通过产业间溢出效应影响技术进步, 所以考虑三因素后式(3.17)可表示为:

$$\ln Z = \ln S'(\text{tr}) + \ln \phi_Y'(\text{tr}) - \ln A'(\text{tr}) + \ln \alpha - \ln C^P \quad (3.18)$$

通过式(3.18), 产业转移对环境污染的影响取决于其对规模效应、结构效应和技术效应的影响程度。

### 3.4 地区相对环境规制强度对产业转移排放污染物的影响

*Copeland-Taylor* 建立静态的南北模型探讨人均收入、污染排放水平与对外贸易之间的关系, 得出北方国家因自由贸易会增加污染物排放量, 南方国家因自由贸易会减少污染物排放量。在扩展南北贸易模型中, 假设跨国界污染存在, 探究了不同收入水平条件下, 贸易自由化对环境的影响程度是不同的。全球各国收入差异较大时, 贸易自由化不利于环境可持续发展, 全球各国收入水平差异较小时, 贸易自由化则有利于环境可持续发展。本文认为从中国各省份来看, 地区相对环境规制强度必然会对高污染产业转移造成影响, 进而会影响到我国的环境污染水平。转出地地区相对环境规制强度会对转入地对应企业产生溢出效应, 从而影响其产业规模进而影响环境污染; 相对环境规制强度具有技术溢出效应, 从而影响技术效应进而影响环境污染; 地区相对环境规制强度同时会影响各地区的产业结构进而影响环境污染。因此, 设定地区相对环境规制强度门槛, 探讨不同相对环境规制强度区段, 产业转移对环境污染的影响程度具有深层次意义。于是, 式(18)可进一步表示为:

$$\ln Z = \beta_0 + \beta_1 \ln \alpha - \beta_2 \ln C^P + \phi [\ln S'(\text{tr}) + \ln \phi_Y'(\text{tr}) - \ln A'(\text{tr})] \quad (3.19)$$

式(19)中,  $\phi = -|\phi|, (eri \in L); \phi = |\phi|, (eri \in H)$ ,  $L$  与  $H$  表示低相对环境规



制强度区段和高相对环境规制强度区段。

### 3.5 基于理论推导提出假说

假说 1：高污染产业转移与整体环境污染呈现正向关系。从我国目前总体环境在恶化的情况来看，高污染产业在区域间的转移对环境造成了不利影响，尤其以有色金属矿采选业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、电力及热力的生产和供应业等七个产业为主。高污染产业转移表面上改变了转出地的环境状况，但却急速加剧了转入地的环境污染，从而使得全国的环境状况日趋严峻。

假说 2：地区相对环境规制强度与整体环境污染呈现正向关系。基于“污染避难所”假说理论，地区环境规制使得该地区将高污染产业转移到其他地区，虽然使得本地区环境污染得到了暂时性的下降，但却使得转入地地区的污染迅速增加，带来严重的环境问题。

假说 3：地区相对环境规制强度会影响高污染产业转移对整体环境污染的作用，即存在相对环境规制强度门槛。不同地区的相对环境规制强度不同，往往会带来不同的影响。一方面，地区相对环境规制强度高，会导致该地区要转移部分高污染产业，这可能使得该地区更易变为高污染产业转出地，进而影响环境污染水平；另一方面，虽然地区相对环境规制强度高，但是对于欠发达地区来说更偏向追求经济的高增长，这可能使得该地区更易变为高污染产业转入地，进而影响环境污染水平。因此存在地区相对环境规制强度门槛，使得在不同的相对环境规制强度门槛区间范围内，高污染产业转移对环境污染的影响程度不同。

## 第 4 章 计量模型、指标选取及数据来源

### 4.1 计量模型的建立

计量模型的构建。门槛回归模型主要是捕捉经济中发生跳跃的临界点，是将回归模型按照门槛值分为多个区间，针对不同区间存在不同的表达方程。在门槛回归模型中，解释变量达到临界值时，模型的斜率系数会发生折拗现象，这与现实经济现象相符合。本文采用 Hansen（1999）的门槛面板回归模型对相应数据进行分析从而确定门槛值，可捕捉经济体系在长期中发生结构突变时的非线性门槛特征。

基本面板门槛方程：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (4.1)$$

其中， $I(\cdot)$ 表示指示函数，由于门槛值的不同导致对应解释变量对被解释变量的系

数不同，分别为  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 。

为了消除个体效应，令  $y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ，剩余解释变量做同样处理，可以得到：

$$y_{it}^* = \beta_1 x_{it}^* I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it}^* I(q_{it} > \gamma) + e_{it}^* \quad (4.2)$$

根据门槛面板模型，应捕捉最优门槛值使模型的残差平方和最小，在得出门槛值和相应回归系数后，应进行两步检验：第一，检验门槛效应是否显著；第二，检验门槛估计值和真实值是否相等。对于第一个检验，*Hansen* (1999) 采用拔靴法获取近似分布的临界值，从而得到基于似然比检验的  $P$  值，若  $P$  值非常小时能够显著拒绝原假设，则证明存在门槛效应。对于第二个检验，需要构造关于  $\gamma$  的置信区间，提供简单公式： $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$ ，其中， $c(\alpha) = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ ， $\alpha$  为显著性水平。以上是假设仅有一个门槛，但实际情况中往往会存在多个门槛，因此下述以二重门槛作为例子进行说明，多重门槛模型通用。

二重面板门槛方程：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (4.3)$$

根据二重面板门槛模型，即在估计了第一个门槛值后估计第二个门槛值，捕捉最优门槛值使模型的残差平方和最小，在得出门槛值和相应回归系数后，依旧应进行相应检验。若  $P$  值显著，表示第二个门槛是显著的，则应进行三重门槛的检验，若  $P$  值不显著，则表示仅存在单重门槛。

本文主要探究高污染产业转移、地区相对环境规制强度与环境污染间的关系，捕捉以环境可持续发展为目标的相对环境规制强度门槛值，从而为现阶段高污染产业转移进行合理布局。本文面板门槛模型设定如下：

$$tp_{it} = \mu_i + \beta_1 tr_{it} (eri_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 tr_{it} (\gamma_1 < eri_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 tr_{it} (eri_{it} > \gamma_2) + \beta_4 eri_{it} + \beta_n X + e_{it} \quad (4.4)$$

其中， $i$  和  $t$  分别表示地区和年份； $tp$  表示综合环境污染； $tr$  表示产业转移； $eri$  表示地区相对环境规制强度； $X$  表示一系列对环境污染产生影响的控制变量，包括地区实际  $GDP$ 、资本存量、产业结构、能源消费、要素成本； $\gamma$  表示门槛值。

## 4.2 指标选取与数据来源

1.被解释变量：综合环境污染（ $tp$ ）。我国环境污染主要来源于工业废气、工业废水和工业固体废物，因此选用工业三废来度量环境污染综合指数。由于各指标的权重比例不同，因此在测算环境污染综合指数之前，先使用熵权法计算三类指标的各自权重。具体步骤如下：第一步，对三类污染物的排放总量进行标准化处理；第二步，采用熵权法确定三类污染物在环境污染综合指数中所占比重；第三步，计算各年环境污染综合指数。

$$tp_{it} = \sum_{j=1}^3 w_j s_{t,j}(t = 1,2 \dots 18; j = 1,2,3)$$

其中， $tp_{it}$ 表示第*i*省第*t*年的环境污染综合指数，*j*表示污染物种类， $s_{t,j}$ 表示第*t*年第*j*种污染物排放量的标准化值， $w_j$ 表示第*j*类污染物占总污染物的比重。

2.核心解释变量：高污染产业转移（ $tr$ ）。高污染产业是指污染物的排放量在所有产业中占比较高的产业（豆建民，2014）。由于衡量环境污染的指标一般包括工业废水排放总量、工业废气排放总量和工业固体废物排放总量，本文基于行业污染物密集度指数（ $PDI$ ）对我国 28 个工业分行业的上述三类污染物排放进行测算，选取三类污染物的密度指数均值都大于 1 的产业代表高污染产业，最终选择有色金属矿采选业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、电力及热力的生产和供应业等七个产业。

在测度产业转移的方法上，如果直接根据全国各省各个高污染产业的投资进行统计当然最好，但我国当前的各类统计数据无法满足；同时，类似产业区位熵或产业竞争力系数等指标只能反映产业静态分布状况。高污染产业动态集聚指数反映在一段时间内高污染产业由某区域向另一区域的转移方向和转移速度。因此本文构建了产业分布变化指数来反映高污染产业转移，表示为：

$$D_{ij} = g_{ij} / \sum_{j=1}^n g_{ij}$$

其中 $g_{ij}$ 是高污染产业*i*在区域*j*的增长速度， $D_{ij}$ 大于1说明该产业在该区域上的增长速度比全国的增长速度要快，表明该地区是高污染产业转入地；反之则表明是高污染产业转出地。

3.门槛变量（解释变量）：相对环境规制强度（ $eri$ ）。由于环境污染治理投资是代表环境规制强度的常用变量，环境规制仅是反映各地政府对相应地区的环境治

理程度,不能清楚地反映出与其他各地区的对比程度,而相对环境规制强度是用各地区环境治理投资与全国环境治理投资平均值作对比,相比环境规制能更清晰地反映出环境规制强度的动态变化。因此本文在衡量地区间相对环境规制强度采用如下计算方法:

$$eri = pg_{it} / pg$$

其中  $eri_{it}$  表示  $i$  地区在第  $t$  年的相对环境规制强度,  $pg_{it}$  是  $i$  地区在  $t$  年的环境污染治理投资额,  $pg$  是该年度全国各省环境污染治理投资平均值。指数大于 1 表明该省份相对环境规制强度大,反之则表明相对环境规制强度较小。

#### 4.控制变量。

实际 GDP ( $gdp$ )。实际 GDP=名义 GDP/GDP 平减指数。为了消除物价因素对各地区 GDP 的影响,本文以 2000 年为基期,利用各省市区的 GDP 指数对各期 GDP 进行平减得到实际 GDP。

资本存量( $ks$ )。本文采用“永续盘存法”对各省份的固定资本存量进行测算。可表示为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + I_{it} / P_{it}$$

其中  $K_{it}$  表示基期固定资本存量,即  $t$  年  $i$  省份的固定资产存量。目前的研究大多都是以 1952 年或 1978 年为基期,本文参考单豪杰(2008)的做法,基期资本存量=基期投资水平/(折旧率+投资平均增长率)。 $\delta$  表示折旧率,参考单豪杰测算出的资本折旧率 10.96%。 $I_{it}$  表示  $t$  年  $i$  省份的固定资产形成总额。 $P_{it}$  表示  $t$  年  $i$  省份的固定资产投资价格指数。

产业结构 ( $ind$ )。在我国经济发展的过程中,产业结构形式起到了至关重要的作用,同时产业结构形式对环境的影响也很巨大。第二产业占比较高会导致环境污染的持续增加,因为工业化的发展往往是以牺牲环境为代价。但随着我国产业结构不断优化升级,第三产业占比逐渐增加,以服务业为主导的经济体系带动经济增长,同时会缓解我国的环境污染。本文采用全国 31 个省份的第三产业占比来衡量产业结构。

能源消费( $ec$ )。能源消费指的是一国居民在生产和生活中所消耗能源,通常能源消费可以作为衡量一个地区经济发展水平的重要指标,但同时能源消费也对环境带来的极大影响。能源消费增加通常会导致污染物的过度排放,使得环境恶化。本文采用全国 31 省的能源消费总量衡量能源消费。

要素成本( $fc$ )。一方面, 劳动力成本是诱发产业转移的重要因素, 地区劳动力成本的增加, 可能会使得该地区该产业移向劳动力成本较低的地区。另一方面, 劳动力成本的增加会对该地区环境污染产生影响, 因为劳动力成本较高的地区通常是经济较为发达的地区, 这些地区更注重环境的可持续发展, 因此可能会改善该地区环境污染。本文采用城镇单位在岗职工平均工资来衡量要素成本。

本文选取的研究样本为 2000-2016 年中国 30 个省份的面板数据, 由于西藏自治区数据严重缺失故未列入样本, 样本容量 510。数据来源于《中国环境统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及《中国经济普查年鉴》, 针对个别年份的缺失数据采用插值法进行填列, 除相对环境规制强度指数外, 以上指标均取对数, 其中由于高污染产业转移存在负值, 因此进行数据处理将高污染产业转移指标均加 100 再取对数, 因为动态集聚指数衡量的仅是彼此之间的大小, 数据处理后依然能够合理反映高污染产业转入区和高污染产业转出区。各变量的描述性统计如表 4-1 所示。

表 4-1 主要变量的描述性统计

	变量	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$lnip$	综合环境污染	510	-1.4786	0.8613	-4.1573	-0.1161
核心解释变量	$lntr$	高污染产业转移	510	4.6174	0.0314	4.4842	4.9313
门槛变量 (解释变量)	$eri$	相对环境规制强度	510	1.0366	0.8978	0.0175	5.828
	$lngdp$	地区 GDP	510	8.677	1.0453	5.5747	10.972
	$ln^2gdp$	地区 GDP 平方	510	76.3811	17.6984	31.0776	120.386
	$lnks$	资本存量	510	9.4946	1.0719	6.38	11.17
控制变量	$lnind$	产业结构	510	3.691	0.1725	3.3534	4.3849
	$lnec$	能源消费	510	9.0161	0.7948	6.1737	10.5687
	$lnfc$	要素成本	510	10.167	0.6732	8.8419	11.7179

## 第 5 章 实证结果与分析

### 5.1 门槛条件检验

本文由 Hansen 提出的  $F$  统计量和  $LR$  统计量先后对相对环境规制强度门槛的个数和真实性进行相应检验。表 5-1 中显示了以相对环境规制强度作为门槛变量时, 各  $F$  统计量值、对应  $P$  值、门槛值与置信区间。我们发现单一门槛检验在 1%显著性水平下拒绝了原模型为线性关系的原假设, 二重门槛检验在 10%显著性水平下拒绝了原模型为单一门槛的原假设, 多重门槛检验并不能拒绝原模型为二

重门槛的原假设，因此说明高污染产业转移与环境污染之间呈现出以相对环境规制强度为二重门槛的非线性关系。具体来看，相关环境规制强度的门槛值分别为 0.0764 和 0.6265。

图 5-1 表示以相对环境规制强度作为门槛变量时，似然比函数  $LR$  作为门槛参数的趋势图。可以得知当似然比  $LR$  为 0 时。估计得到的门槛值分别为  $\gamma_1=0.0764$ ， $\gamma_2=0.6265$ 。

表 5-1 相对环境规制强度的门槛效应检验结果

	F 值	P 值	1%	5%	10%	BS 次数	门槛值	95%置信区间
单一门槛	61.34	0.00	29.27	20.98	18.43	500	0.0764	[0.0699,0.092]
二重门槛	13.89	0.09	20.71	15.58	13.41	500	0.6265	[0.6003,0.6287]
多重门槛	14.99	0.29	70.42	34.11	25.02	500	—	—

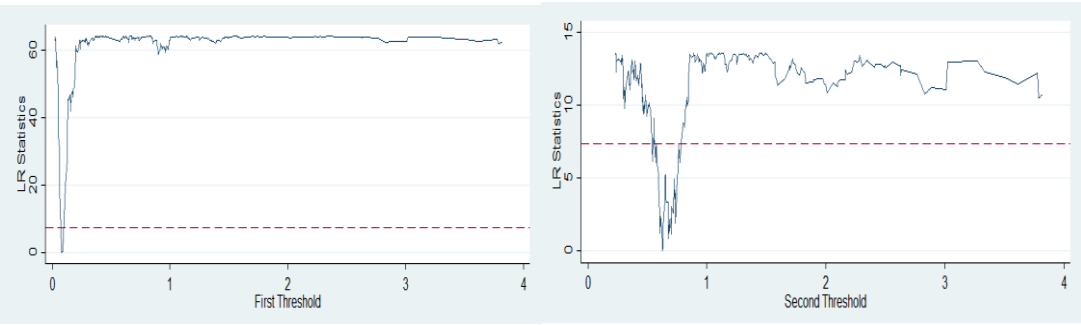


图 5-1 二重门槛模型的置信区间

## 5.2 全样本回归结果及分析

基于前述计量模型的基础上，首先对各变量进行平稳性检验，得出解释变量和被解释变量都是平稳性序列。其次，由于本文选取的是 2000-2016 年我国 30 个省的面板数据，属于短面板数据，所以对于模型的自相关问题可以不予考虑。用方差膨胀因子  $VIF$  对模型进行多重共线性检验结果也显示各模型的  $VIF$  值均小于 10，故无多重共线性问题。此外，因为考虑到环境污染与相对环境规制可能是一种双向因果关系，即内生性问题，所以采用  $GMM$  方法进行估计时，选取相对环境规制强度滞后一期为相对环境规制强度的工具变量。因此首先针对全样本进行门槛回归，其次为便于比较，针对高污染产业转移与环境污染的关系分别进行线性回归，采用固定效应、随机效应和  $GMM$  法进行。具体结果如表 5-2 所示。

表 5-2 全样本回归结果

解释变量	门槛回归	线性回归 (固定效应)	线性回归 (随机效应)	线性回归 (广义矩估计)
$\ln tr(eri \leq 0.0764)$	0.4203 (0.2933)	—	—	—
$\ln tr(0.0764 \leq eri \leq 0.6265)$	0.5435* (0.291)	—	—	—
$\ln tr(eri > 0.6265)$	0.5671** (0.2912)	—	—	—
$\ln tr$	—	0.8018*** (0.3096)	0.7429** (0.3143)	0.7753 (0.7418)
$eri$	0.1297 (0.019)	0.0448** (0.2145)	0.0564*** (0.021)	0.0042 (0.0293)
$\ln gdp$	-0.4929 (0.337)	0.1079 (0.351)	0.6673*** (0.2339)	0.1939 (0.1923)
$\ln^2 gdp$	-0.3137*** (0.0108)	-0.0556*** (0.1111)	-0.0597*** (0.0101)	-0.0164* (0.0098)
$\ln ks$	0.7425*** (0.0809)	0.7412*** (0.8667)	0.6801*** (0.0807)	0.7719*** (0.111)
$\ln ind$	0.3334*** (0.1186)	0.3818*** (0.1268)	0.3709*** (0.1245)	-0.2774* (0.1514)
$\ln ec$	0.5026*** (0.8276)	0.5482*** (0.8767)	0.5947*** (0.079)	0.8294*** (0.058)
$\ln fc$	-0.3728*** (0.1237)	-0.5443*** (0.1309)	-0.9277*** (0.6138)	-0.9938*** (0.0679)
$cons$	-6.3923*** (1.6845)	-9.7722*** (1.7475)	-9.9591*** (0.0614)	-5.815 (3.6996)
R-squared	0.335	0.6444	0.8103	0.8376
F-test/Wald-test	38.68	34.86	436.38	2179.17
Observation	510	510	510	480

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号数值表示标准差。

表 5-2 中第 2 列表示高污染产业转移对环境污染的门槛回归结果。在不同的相对环境规制强度下，高污染产业转移对环境污染具有明显的门槛效应。当相对环境规制强度低于 0.074 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.4203；当相对环境规制强度处于 0.074 与 0.6265 之间时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.5435，并在 10%水平下显著；当相对环境规制强度高于 0.6265 时，高污染

产业转移对环境污染的影响系数为 0.5671，并在 5%水平下显著。由此可以看出，高污染产业转移与环境污染之间并非线性关系，而是存在逐渐递增的折拗的非线性关系，即随着地区相对环境规制强度的不断增加，高污染产业转移对环境污染的影响愈发强烈，同时也验证了假说 1 和假说 3 的正确性。

当我国地区间环境规制强度差异不大时，虽然高污染产业转移对环境污染具有正向影响但并不显著，主要原因是此时的地区多为欠发达地区，区域间的产业转移趋势不强，高污染产业转移承接效率较低，因此由高污染产业转移带来的环境污染问题并不显著；当我国处于中相对环境规制水平时，高污染产业转移对环境污染的影响显著为正，并且影响程度高于低相对环境规制水平阶段，表明随着我国地区经济不断发展，区域间发达地区向欠发达地区转移高污染产业的趋势加强，发达地区政府在保持其经济增长率的同时，更加注重环境可持续发展，环保技术效率水平的提高，而欠发达地区政府为了实现其经济高增长率往往会以牺牲环境为代价，接受发达地区的高污染产业转移，因此由高污染产业转移带来的环境污染问题显著为正；当我国处于高相对环境规制水平时，高污染产业转移对环境污染的影响显著为正，并且影响程度进一步加深，主要原因是我国地区间发展存在较为严重的不平衡性，而各地政府争相在绩效考核中有所表现，随着产业转移承接效率的不断增强和我国产业转移政策的不断推进，率先转移高污染产业成为发达地区心照不宣的措施，因此由高污染产业转移带来的环境污染问题变得愈发严重。相对环境规制强度的系数为正，基于“污染避难所”假说理论，地区环境规制使得该地区将高污染产业转移到其他地区，虽然使得本地区环境污染得到了暂时性的下降，但却使得转入地地区的污染迅速增加，使得全国范围内面临严重的环境问题，验证了假说 2 的正确性，但结果并不显著，说明通过环境规制措施进行环境污染的改善并不十分有效，但通过环境规制措施间接影响的高污染产业转移却显著加剧了整体环境污染。

表 5-2 中 3-5 列是与门槛回归模型相对比的线性回归模型，包括固定效应、随机效应和广义矩估计法。根据回归结果，线性回归中高污染产业转移对环境污染的影响系数均明显高于门槛回归的估计结果，主要原因是存在相对环境规制强度门槛，地区相对环境规制强度的不同对影响高污染产业转移对环境污染的影响程度，仅仅通过线性回归模型估计，会使得结果发生偏差，因此高污染产业转移与环境污染之间为非线性关系。

从地区实际 GDP、资本存量、产业结构、能源消费和要素成本的角度看，门槛回归中地区实际 GDP 的一次方为负但不显著，二次方在 1%水平下显著为负；



线性回归中地区实际  $GDP$  的一次方系数均为正，但仅随机效应模型在 1%水平下显著，二次方系数均显著为负，由此说明环境库兹涅茨曲线在我国并不显著存在。门槛回归和线性回归中的资本存量均在 1%水平下显著为正，说明资本存量的增加更多地会使资本密集型工业产出扩大，由此会产生大量污染物，从而引发环境污染问题。产业结构在门槛回归模型和固定效应以及随机效应模型中均在 1%水平下显著为正， $GMM$  中在 10%水平下显著为负，这我们的基本预期相反，主要原因是现阶段我国处在由第二产业向第三产业的转型阶段，虽然理论上随着第三产业占比的不断增加，我国环境问题应得以改善，但是由于目前处于转型阶段，第三产业往往与第二产业无法分离，从而使得第三产业的增加仍会引发环境问题。门槛回归和线性回归中的能源消费均在 1%水平下显著为正，说明目前随着能源消费不断增加，我国环境污染物的排放也日渐增多。门槛回归和线性回归中的要素成本在 1%水平下显著为负，说明劳动力成本和质量提高能够明显改善我国环境质量，因此一国劳动力成本和质量高往往意味着该国处在发达国家行列，环保意识强且绿色技术效率高，从而会改善我国环境质量。

### 5.3 区域异质性回归结果及分析

区域间存在产业转移，所以以异质性进行分析。由于我国区域间存在显著差距，因此探讨不同区域下的环境问题，对我国的产业转移政策和区域可持续发展政策具有重要意义。下面根据我国区位特征和经济发展状况，划分为东部地区、中部地区和西部地区，再次进行子样本回归分析，我们可以得出按我国东部地区、中部地区和西部地区分组的子样本回归结果与全样本回归结果大体上是相吻合的。分地区子样本进行相对环境规制强度门槛效应检验，由三类地区门槛估计值的  $F$  检验结果可知，模型均为单重门槛，对应置信区间均通过  $LR$  检验。其中东部地区门槛值为 0.7366，中部地区门槛值为 0.6588，西部地区门槛值为 0.0761。为便于比较，针对分地区高污染产业转移与环境污染的关系分别进行线性回归，采用固定效应和  $GMM$  法进行。具体结果如表 5-3 所示。

表 5-3 分地区回归结果

	东部地区			中部地区			西部地区		
解释变量	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$\ln(\text{eri} \leq \gamma_1)$	-0.2524 (0.4783)	—	—	-0.2976 (0.6536)	—	—	0.4345 (0.4166)	—	—

Intr(eri > $\gamma_1$ )	-0.208 (0.4773)	—	—	-0.2739 (0.6532)	—	—	0.6692 (0.4125)	—	—
Intr	—	-0.0537 (0.4967)	-0.4286 (0.8803)	—	-0.184 (0.6765)	-0.7544 (1.8691)	—	0.9546** (0.4726)	0.8732 (0.6688)
eri	0.297 (0.0245)	0.0601** (0.0244)	0.151 (0.0366)	-0.0006 (0.0284)	0.0382 (0.0266)	0.3262 (0.1514)	0.0764 (0.0504)	0.0328 (0.0577)	0.1466 (0.1093)
lngdp	-1.72*** (0.4079)	-1.8849*** (0.4237)	1.524*** (0.3611)	-1.7304** (0.7354)	-1.9774*** (0.758)	-1.3131 (1.1576)	-0.7766 (0.8029)	2.6894*** (0.7528)	0.7868** (0.3358)
ln <sup>2</sup> gdp	0.0042 (0.0142)	0.0126 (0.0146)	-0.08*** (0.0185)	0.0535* (0.0283)	0.0611** (0.0292)	0.0642 (0.065)	-0.0292 (0.0257)	-0.1449*** (0.2352)	-0.0689*** (0.0199)
lnks	1.0443*** (0.128)	1.036*** (0.1337)	0.7884*** (0.1948)	0.2844** (0.1108)	0.3148*** (0.1144)	0.2875 (0.2029)	0.635*** (0.18)	0.3751* (0.2033)	0.9171*** (0.1879)
lnind	0.4043** (0.2059)	0.2899 (0.2129)	-0.6268*** (0.161)	-0.0795 (0.1312)	-0.0709 (0.1359)	-0.0499 (0.2466)	0.8505*** (0.2344)	0.6241** (0.2674)	0.3095 (0.3263)
lnec	0.8521*** (0.1217)	0.9148*** (0.126)	0.5247*** (0.0871)	-0.1363 (0.1109)	-0.1137 (0.1147)	0.2233 (0.2156)	0.5828*** (0.1526)	0.4112** (0.1743)	0.1889* (0.108)
lnfc	-0.4091*** (0.1561)	-0.419*** (0.163)	-1.3913*** (0.0967)	0.3172 (0.2057)	-0.3547* (0.2129)	-0.3627*** (0.0999)	-0.1158*** (0.3002)	-1.0376*** (0.3147)	-0.911*** (0.1222)
cons	-0.5161 (2.67)	-0.4924 (2.7876)	-2.3325 (4.0797)	6.8069* (3.8725)	6.9884* (4.0139)	7.5115 (10.095)	-9.3882*** (2.7583)	-17.269*** (2.9311)	-9.4524*** (3.5475)
R-squared	0.5552	0.5371	0.9458	0.3975	0.3471	0.4561	0.5525	0.4038	0.7545
F-test/Wald-test	32.99	32.2	6096.04	8.72	7.97	133.89	22.91	14.23	801.85
Observation	187	187	176	136	136	128	187	187	176

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号数值表示标准差。

根据我国区位特征和经济发展状况，划分为东部地区、中部地区和西部地区进行区域异质性分析，每个地区分别进行门槛回归，线性回归（固定效应）、线性回归（广义据估计法），以（1）、（2）、（3）表示。

由表 5-3 可知，对于我国东部地区、中部地区以及西部地区，高污染产业转移对环境污染依然存在门槛效应，但均为单一门槛。对于东部地区，当相对环境规制强度低于 0.7366 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为-0.2524，当相对环境规制强高于 0.7366 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为-0.208；对于中部地区，当相对环境规制强度低于 0.6588 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为-0.2976，当相对环境规制强度高于 0.6588 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为-0.2739；对于西部地区，当相对环境规制强度低于 0.0761 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.4345，当相对环境规制强度高于 0.0761 时，

高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.6692。从分地区子样本回归结果可以看出,东部地区和中部地区的回归系数为负,表明其多为高污染产业转出地,向外转移高污染产业能够降低本地区环境污染;西部地区的回归系数为正,表明其多为高污染产业转入地,不断承接高污染产业使得本地区环境污染加剧。但均不显著,可能的原因是各地区作为高污染产业转出地的同时,也是高污染产业转入地,在改善本地区环境污染的同时又会大量承接其他地区的环境污染,系数正负表明该区域偏向于转出高污染产业还是转入高污染产业,结果与预期基本相符合,表明高污染产业由东部、中部较为发达地区逐渐向西部欠发达地区转移。东部地区、中部地区的相对环境规制强度对环境污染的影响系数为负,西部地区的相对环境规制强度对环境污染的影响系数为正,但均不显著表明环境规制措施不是改善地区环境水平的重要措施。东部地区、中部地区的环境规制措施能在一定程度上降低环境污染,因为较为发达地区的技术水平和环保设施相对完善,西部地区由于经济水平处于较低阶段,地方政府为了完成绩效考核不惜以损害生态环境为代价,所以此阶段环境污染水平处于上升期。

控制变量包括地区实际 *GDP*、资本存量、产业结构、能源消费和要素成本。从地区实际 *GDP* 的一次方项与二次方项的系数来看,依旧说明我国不存在环境库兹涅茨曲线。门槛回归与线性回归中的资本存量对环境污染的系数基本均显著为正,表明我国东部、中部及西部地区随着资本存量的增加,均会扩大资本密集型工业的产出,从而加剧地区环境污染。门槛回归与线性回归中的产业结构对环境污染的影响在东部地区及西部地区显著为正,而中部地区影响系数为负但不显著,主要原因是东部地区诸如山东、广东、河北和江苏等省份,第三产业与第二产业的并进过程中还没有完全分离,西部地区的第三产业更多的建立在东部、中部地区向其转移的高污染产业基础上建立起来的,所以东部、西部地区的影响系数显著为正;中部地区产业结构对环境污染影响程度不明显。门槛回归与线性回归中的能源消费对环境污染的影响在东部地区与西部地区显著为正,而在中部地区并不显著,表明随着东部地区、西部地区能源消费的不断增加,也逐渐加剧了环境污染,但能源消费对中部地区的影响不明显。门槛回归与线性回归中的要素成本基本在东部、中部及西部地区均显著为负,表明劳动力成本和质量的提高能够缓解各地区的环境污染问题。

#### 5.4 时期异质性回归结果及分析

由区域异质性讨论可以得知,西部地区在承接产业转移的过程中对我国的生

态环境造成了极大危害，虽然中西部地区在资源、劳动力成本与地租等多方面具有优势，但东部地区如果大规模转移其高污染产业，则无法实现环境可持续发展与经济增长的“双赢”局面。在此背景下，国务院于 2010 年 09 月 06 日正式印发《国务院关于中西部地区承接产业转移的指导意见》，中华人民共和国工业和信息化部于 2013 年 5 月印发《产业转移项目产业政策符合性认定试点工作方案》。由于中西部地区具有自然资源丰富，要素成本较低等优势，配合上政策的实施，会加快东部沿海地区向中西部地区转移的速度，因此分别作出关于 2000-2009 年、2010~2013 年和 2014-2016 年的时期异质性分析，比较 2010 年前后以及 2014 年前后的回归系数，得出的子样本回归结果与全样本回归结果大体上依旧是相吻合的。分时期子样本进行相对环境规制强度门槛效应检验，由门槛估计值的 F 检验结果可知，模型均为单重门槛，对应置信区间均通过 LR 检验。其中 2000-2009 年门槛值为 0.75，2010-2013 年门槛值为 0.0761，2014-2016 年无门槛值。为便于比较，针对分时期高污染产业转移与环境污染的关系分别进行线性回归，采用固定效应和 GMM 法进行。具体结果如表 5-4 所示。

表 5-4 分时期回归结果

	2000-2009 年			2010-2013 年			2014-2016 年		
解释变量	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Intr( $\text{eri} \leq \gamma_1$ )	0.7851*	—	—	0.861	—	—	—	—	—
	(0.4422)			(0.5604)					
Intr( $\text{eri} > \gamma_1$ )	0.8178*	—	—	0.8339	—	—	—	—	—
	(0.4421)			(0.5628)					
Intr	—	0.8528*	1.5307*	—	0.8752	1.2897	—	0.205	-0.0169
		(0.4607)	(0.8369)		(0.5585)	(1.0752)		(0.2446)	(1.1911)
eri	-0.0323	0.0184	-0.0351	-0.0158	-0.0161	-0.0238	—	0.035	0.0461
	(0.0235)	(0.0219)	(0.0349)	(0.0424)	(0.0423)	(0.0707)		(0.0335)	(0.0849)
lngdp	-0.1789	-0.1502	0.1347	-0.2969	-0.3086	-1.5082***	—	7.2985**	-0.1604
	(0.43)	(0.4482)	(0.2765)	(1.8363)	(1.8311)	(0.4927)		(3.1384)	(1.222)
ln <sup>2</sup> gdp	-0.0109	-0.0091	-0.0063	-0.1641**	-0.1552**	0.0688**	—	-0.276**	-0.0007
	(0.015)	(0.0157)	(0.0155)	(0.0769)	(0.0758)	(0.0271)		(0.1271)	(0.0656)
lnks	0.4231***	0.475***	0.3938**	1.5206***	1.4684***	0.3398	—	-0.6194	-0.1404

	(0.1113)	(0.1156)	(0.1645)	(0.5023)	(0.496)	(0.2431)		(0.7479)	(0.2651)
lnind	-0.0501	-0.0673	-0.0808	0.4823	0.4825	-1.3075***	—	0.752*	-1.6497***
	(0.1531)	(0.1595)	(0.2088)	(0.5245)	(0.423)	(0.3066)		(0.3782)	(0.5045)
lnec	0.37***	0.4256***	0.7236***	0.5401*	0.5284*	1.0035***	—	-0.037	1.3402***
	(0.098)	(0.1015)	(0.0836)	(0.2955)	(0.2942)	(0.128)		(0.7)	(0.1756)
lnfc	-0.5326***	-0.6735***	-1.0244***	0.746	0.6724	-0.2346	—	-1.389**	-0.2366
	(0.1551)	(0.1587)	(0.0836)	(0.5535)	(0.543)	(0.2739)		(0.5717)	(0.3733)
cons	-4.5485*	-4.7187***	-8.7781**	-18.996***	-18.4**	-5.017	—	-27.241**	-2.0812
	(2.4005)	(2.5016)	(4.227)	(7.0958)	(7.0312)	(6.0124)		(13.103)	(8.0693)
R-squared	0.7967	0.838	0.8617	0.3247	0.3163	0.8712	—	0.2726	0.8641
F-test/Wald-test	15.68	13.52	1799.1	4.03	4.49	767.32	—	2.1	633.7
Observation	300	300	270	120	120	90	—	90	60

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号数值表示标准差。

根据 2000-2009 年、2010~2013 年和 2014-2016 年的时期异质性分析，每个时期分别进行门槛回归，线性回归（固定效应）、线性回归（广义据估计法），以（1）、（2）、（3）表示。

由表 5-4 可知，在进行子样本时期异质性分析结果中，2000-2009 年以及 2010-2013 年高污染产业转移对环境污染依然存在门槛效应，但为单一门槛；2014-2016 年不存在门槛效应。对于 2000-2009 年，当相对环境规制强度低于 0.75 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.7851，当相对环境规制强度高于 0.75 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.8178；对于 2010-2013 年，当相对环境规制强度低于 0.0761 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.861，当相对环境规制强度高于 0.0761 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.8339；对于 2014-2016 年，不存在相对环境规制强度门槛。从分时期子样本回归结果中可看出，不同时期高污染产业转移对环境污染的影响系数均为正，表明现阶段的高污染产业转移均会加剧环境污染。具体来看，2000-2009 年的高污染产业转移对环境污染的影响显著为正，门槛回归系数均小于线性回归系数，依旧与前样本回归结果相一致，证明确实有相对环境规制门槛的作用；2010-2013 年的回归系数明显高于 2000-2009 年，表明国务院于 2010 年 09 月 06 日正式印发《国务院关于中西部地区承接产业转移的指导意见》对加速促进我国产业转移进程具有一定作用，但同时

也加剧了由高污染产业转移所带来的环境污染；2014-2016 年不存在相对环境规制门槛，从其线性回归中可以看出系数明显下降，表明中华人民共和国工业和信息化部于 2013 年 5 月印发《产业转移项目产业政策符合性认定试点工作方案》对改善由高污染产业转移所带来的环境污染具有一定作用，此政策杜绝落后产能转移，鼓励更多转移绿色先进性产业，能够改善我国环境质量。相对环境规制强度对环境污染的影响均不显著，但 2000-2009 年和 2010-2013 年相对环境规制强度对环境污染的系数基本均为负，表明在这两个时期相对环境规制强度可以改善环境污染，2014-2016 年相对环境规制强度对环境污染的系数为正，表明此时期相对环境规制强度会加剧环境污染。与全样本回归结果基本一致，表明仅环境规制层面对改善环境污染收效甚微。

控制变量包括地区实际 *GDP*、资本存量、产业结构、能源消费和要素成本。从地区实际 *GDP* 的一次方项与二次方项的系数来看，依旧显示出我国不存在环境库兹涅兹曲线。根据门槛回归和线性回归结果中的资本存量，2000-2009 年和 2010-2013 年这两个时期的资本存量对环境污染的影响基本显著为正，并且 2010-2013 年时期内的系数大于 2000-2009 年内的系数，表明 2010 年产业转移政策的实施使得资本密集型工业产业增加，从而加剧环境污染，但 2014-2016 年时期内系数为负且不显著，表明 2014 年关于杜绝落后产能转移的产业政策初见成效，环境污染问题得到改善但还尚不明显。根据门槛回归和线性回归结果中的产业结构，2000-2009 年的回归结果显示产业结构对环境污染的影响不显著，2010-2013 年的回归结果显示有所改善，2014-2016 年的回归结果显著，表明近年来随着我国经济的不断发展以及产业结构不断优化，对环境质量的改善也日益明显。根据门槛回归和线性回归结果中的能源消费可以看出，随着年份的增长，我国能源总量的不断增加，由能源消费带来的环境污染日益加剧。根据门槛回归和线性回归结果中的要素成本可以看出，2000-2009 年和 2014-2016 年的要素成本对环境污染的影响基本显著为负，与全样本回归相符合，表示随着劳动力成本和质量提高，地区经济发展程度越高，相应的绿色技术效率水平越高，能够改善环境问题。2010-2013 年的要素成本对环境污染的影响不显著，说明 2010 年产业转移政策对我国劳动力成本和质量所带来的环境效应有一定影响。

## 第6章 稳健性检验

由上述全样本回归分析、区域异质性回归分析以及时期异质性回归分析，可以得知在不同的相对环境规制强度的门槛下，高污染产业转移对环境污染的影响程度会产生差异。这种差异可能会因为环境规制衡量指标选取的不同而不同，因此采用相对环境规制水平替换环境规制衡量指标的方法进行稳健性检验，从而对本文提出的假说和分析结果进行进一步的论证。由于现阶段，大量的污染物排放皆来自于工业，相对应的环境规制投资也以工业为主，因此本文用相对环境规制水平指标替换相对环境规制强度指标进行稳健性检验，相对环境规制水平（ $ler$ ）的度量方法是各个省份工业污染治理完成投资与全国工业污染治理完成投资之比。在此基础上进行全样本、区域异质性和时期异质性分析，同样采用门槛回归与线性回归的方式突出表现其非线性关系，检验结果显示替换变量后全样本、区域异质性和时期异质性的回归结果系数和显著性水平并未发生较大差异。囿于篇幅，现仅以全样本层面的稳健性检验为例，如表 6-1 所示。检验结果显示因此说明高污染产业转移与环境污染之间依然呈现出以环境规制水平为二重门槛的非线性关系。具体来看，环境规制水平的门槛值分别为 0.0025 和 0.0202。基于全样本层面的稳健性回归分析结果如表 6-2 所示。

表 6-1 环境规制水平的门槛效应检验结果

	F 值	P 值	1%	5%	10%	BS 次数	门槛值	95%置信区间
单一门槛	61.56	0.00	33.21	21.99	19.23	500	0.0025	[0.0023,0.003]
二重门槛	14.13	0.086	21.33	16.48	13.17	500	0.0202	[0.0194,0.0203]
多重门槛	15.08	0.252	61.94	30.81	23.81	500	—	—

表 6-2 全样本回归结果

解释变量	门槛回归	线性回归 (固定效应)	线性回归 (随机效应)	线性回归 (广义矩估计)
$\ln tr(ler \leq 0.0025)$	0.4558 (0.2923)	—	—	—
$\ln tr(0.00254 \leq ler \leq 0.0202)$	0.5722** (0.2903)	—	—	—
$\ln tr(ler > 0.0202)$	0.5953** (0.2904)	—	—	—
$\ln tr$	—	0.8043*** (0.3097)	0.7456** (0.3143)	0.7784 (0.7407)
$eri$	0.337	1.379**	1.737	0.0873

	(0.6838)	(0.6702)	(0.659)	(0.9161)
lngdp	-0.4408	0.1103	0.6686***	-0.1978
	(0.3352)	(0.3512)	(0.234)	(0.1924)
ln <sup>2</sup> gdp	-0.0332***	-0.0556***	-0.0597***	-0.0162*
	(0.0108)	(0.1112)	(0.0101)	(0.0098)
lnks	0.7313***	0.7405***	0.68***	0.7731***
	(0.0809)	(0.867)	(0.0807)	(0.111)
lnind	0.3407***	0.3828***	0.3719***	-0.2772*
	(0.1185)	(0.1268)	(0.1246)	(0.1515)
lnec	0.5006***	0.5485***	0.595***	0.8301***
	(0.0827)	(0.8773)	(0.079)	(0.0581)
lnfc	-0.3752***	-0.5452***	-0.9282***	-0.9949***
	(0.1236)	(0.1309)	(0.6139)	(0.0679)
cons	-6.7127***	-9.7909***	-9.977***	-5.816
	(1.6722)	(1.7477)	(1.7464)	(3.6943)
R-squared	0.3512	0.6459	0.8103	0.8377
F-test/Wald-test	39.46	34.8	435.95	2197.75
Observation	510	510	510	480

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号数值表示标准差。

在稳健性检验中，由表 6-1 及表 6-2 可以看出，以相对环境规制水平替换相对环境规制强度后，高污染产业转移对环境污染仍然具有明显的门槛效应。当相对环境规制水平低于 0.0025 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.4558；当相对环境规制水平处于 0.0025 与 0.0202 之间时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.5722，并在 5%水平下显著；当相对环境规制水平高于 0.0202 时，高污染产业转移对环境污染的影响系数为 0.5953，并在 5%水平下显著。由此可以看出，高污染产业转移与环境污染之间并非线性关系，而是存在逐渐递增的折拗的非线性关系，即随着地区相对环境规制水平的不断增加，高污染产业转移对环境污染的影响逐步增强，这与上述结果相一致。从线性回归结果中，高污染产业转移对环境污染的影响系数均高于门槛回归结果，再次证明了二者之间的非线性关系。相对环境规制水平对于环境污染的影响系数均为正，仍不显著，说明目前通过环境规制措施进行环境污染的改善并不十分有效。根据地区实际 GDP、资本存量、产业结构、能源消费和要素成本来看，环境库兹涅茨曲线在我国不显著存在，资本存量、产业结构与能源消费均对环境污染具有显著的正向影响，要素成本对环境污染具有显著的负向影响，除少数变量的系数和显著性发生了变化之外，模型主要变量回归系



数和显著性水平均未发生较大差异，加强了对本文假设的论证，同时说明了结论具有较强的稳健性。

## 6 结论与政策建议

本文基于我国产业布局重构，地方政府角色的角度，分析其所导致的污染分布变化，重点探究了高污染产业转移对我国地区环境污染的影响问题。首先借鉴 *Copeland-Taylor* 模型，引入相对环境规制强度变量，通过推导的理论机制说明产业转移对环境污染的影响机制，进而分析在相对环境规制门槛水平下，高污染产业转移与我国环境污染之间的关系。其次对综合环境污染、高污染产业转移、相对环境规制强度和一系列控制变量进行测度，利用我国 2000-2016 年的省际面板数据，采用门槛回归方法，并以线性回归方法作为对比。然后先对其进行全样本回归分析，根据区位特征和经济发展程度，对我国东部地区、中部地区和西部地区进行区域异质性回归分析，再根据我国产业转移政策时点，对 2000-2009 年、2010-2013 年和 2014-2016 年进行时期异质性回归分析。最后通过稳健性检验，得出其回归结果与全样本回归及子样本回归并未产生较大差异，说明结果具有较强的稳健性。我们得到以下结论，并根据相应结论提出合理性的政策建议。

高污染产业转移与环境污染之间并非呈现简单的线性关系，随着相对环境规制强度门槛的跨越，高污染产业转移所带来的环境污染也在逐渐增加。高污染产业转移过程中带来了大量的环境污染，总体趋势呈现出由我国东部发达地区向中西部欠发达地区转移。对此提出的建议是应根据相对环境规制强度的不同制定差异化的政策措施，在相对环境规制强度较低的地区，各地方政府应该制定合理科学的工业环境治理规划，优先发展以质量效益和资源节约为主导的新型工业，各地区根据资源优化配置原则，合理布局工业生产力，以改善环境污染，实现区域可持续发展；在相对环境规制强度较高的地区，应大力进行高科技环保产品的研发创新，使用节能少废的现代化设备，重点推进无害化生产技术，同时因为相对环境规制强度在高门槛区域，高污染产业转移所带来的环境污染程度最深，所以可适当降低环境规制水平，减缓高污染产业转移所带来的环境负外部性。

相对环境规制强度与环境污染没有显著关系，说明地区环境规制水平并不是改善环境污染的主要手段。环境库兹涅兹曲线在我国并不显著存在，随着经济发展水平的提高一般会改善污染问题，因为经济的发展会带来技术水平和基础设施等方面的提高。我国资本存量的增加会加剧环境污染，说明资本存量的增加更多地会

使资本密集型工业产出扩大，由此会产生大量污染物，从而引发环境污染问题。产业结构与环境污染呈现出显著的正向关系，主要原因是现阶段我国处在由第二产业向第三产业的转型阶段，虽然理论上随着第三产业占比的不断增加，我国环境问题应得以改善，但是由于目前处于转型阶段，第三产业往往与第二产业无法分离，从而使得第三产业的增加仍会引发环境问题。能源消费量对环境污染问题也造成了显著的正向影响，说明目前随着能源消费不断增加，我国环境污染物的排放也日渐增多。

劳动力成本和质量提高会改善地区环境污染状况，说明劳动力成本和质量提高能够明显改善我国环境质量，因此一国劳动力成本和质量高往往意味着该国处在发达国家行列，环保意识强且绿色技术效率高，从而会改善我国环境质量。我国东部地区和中西部地区存在差异，对此提出的建议包括：①建立合理有效的机制加强高污染产业转出地和转入地之间的技术合作关系；②高污染产业转入地在承接转出地产业转移的同时，应该努力提高能源效率，引进绿色排污工具，从而促进转入地和转出地经济可持续发展；③对于东部地区，在向中西部地区转移高污染产业的同时，一方面应控制地区的环境规制水平，另一方面应积极输出环保技术手段，将绿色排污技术有效传递给中西部地区；④对于中西部地区，应制定相应的政策导向，在承接高污染产业的同时注重引进具有环保技术优势的外资企业。地方政府应该综合考虑环境规制水平、地区生产总值、资本存量、产业结构、能源消费和要素成本等因素，通过建立地区之间的产业链，实现区域之间的协调发展。

#### 参考文献:

- [1] Walter I, Ugelow J. Environmental Policies in Developing Countries[J]. *Ambio*, 1979, 8(2,3): 102-109.
- [2] Cole M A, Elliott R J R. Endogenous Pollution Havens: Does FDI Influence Environmental Regulation[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2006,108(2):157-178.
- [3] Kheder S B, Zugravu N. Environmental regulation and French firms location abroad: An economic geography model in an international comparative study[J]. *Ecological Economics*, 2012,77(3):48-61.
- [4] 魏玮, 毕超. 环境规制、区际产业转移与污染避难所效应——基于省级面板 Poisson 模型的实证分析[J]. *山西财经大学学报*, 2011,33(8):9-18.
- [5] 候伟丽,方浪,刘硕. “污染避难所”在中国是否存在? ——环境管制与污染密集型产业区际转移的实证分析[J]. *经济评论*, 2013,(4):65-72.
- [6] 何龙斌. 国内污染密集型产业区际转移路径及引申[J]. *经济学家*, 2013,(6):78-86.

- [7] 豆建民,沈艳兵. 产业转移对中国中部地区的环境影响研究[J].中国人口·资源与环境, 2014,24(11):96-102.
- [8] 刘友金,曾小明,刘京星. 污染产业转移、区域环境损害与管控政策设计[J]. 经济地理, 2012, 35(6):87-95.
- [9] 孔凡斌,许正松,胡俊. 经济增长、承接产业转移与环境污染的关系研究—基于江西省 1989 年~2012 年统计数据的实证[J]. 经济经纬, 2017, 34(2):25-30.
- [10] 胡志强,苗长虹. 中国污染产业转移的时空格局及其与污染转移的关系[J]. 软科学, 2018, 32(7):39-43.
- [11] Letchumanan R, Kodama F. Reconciling the reflect between the ‘pollution-haven’ hypothesis and an emerging trajectory of international technology transfer[J]. Research policy, 2000, 29(1): 59-79.
- [12] Wheel D. Racing to the Bottom? Foreign investment and air pollution developing countries[J]. The journal of Environmental & Development, 2001,10(3):225-245.
- [13] Mielnik O, Goldemberg J. Foreign direct investment and decoupling between energy and gross domestic product in developing countries[J]. Energy Policy, 2002,30(2):87-89.
- [14] 赵海霞,蒋晓威,崔建鑫. 泛长三角地区工业污染重心演变路径及其驱动机制研究[J]. 环境科学, 2014,35(11):4387-4394.
- [15] 张彩云,郭艳青. 污染产业转移能够实现经济和环境双赢吗?——基于环境规制视角的研究[J].财经研究, 2015,41(10):96-108.
- [16] 曹翔,傅京燕. 污染产业转移能够兼顾经济增长和环境保护吗?——基于广东省的经验数据[J].广东社会科学, 2016,(5):33-42.
- [17] 石敏俊,逢瑞,郑丹等. 中国制造业产业结构演进的区域分析与环境效应[J]. 经济地理, 2017, 37(10):108-115.
- [18] 董琨,白彬. 中国区域间产业转移的污染天堂效应检验[J].中国人口·资源与环境, 2015,25(11):46-50.
- [19] 沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究, 2017, 52(5):44-59.
- [20] 赵菲菲,宋德勇. 环境规制能否推动产业区域转移? —基于中国 261 个地级市面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索, 2018, (08):95-102.

## Whether the transfer of highly polluting industries in China aggravates environmental pollution

——Empirical analysis based on the threshold model of relative environmental regulation strength.

**Abstract:** This paper first draws on the experience of Copeland-Taylor model, introduces relative environmental regulation intensity variables, and constructs a theoretical model of industrial transfer affecting environmental pollution. On this basis, using panel data of 30 provinces in China from 2000-2016, threshold regression method was adopted to conduct regression analyses of full sample, regional heterogeneity and period heterogeneity with relative environmental regulation intensity as the threshold variable, and linear regression method was used for comparison. Finally, the robustness test was carried out. The results show: (1) There is a gradually increasing non-linear relationship between the transfer of high-pollution industries and environmental pollution. As the relative environmental regulation intensity increases from low threshold to high threshold, the environmental pollution caused by the transfer of high-pollution industries becomes more and more serious. (2) Environmental regulation has little effect on the improvement of environmental pollution. (3) There is no Environmental Kuznets Curve in China. (4) The increase of capital stock, industrial structure and energy consumption will aggravate environmental pollution. (5) The improvement of labor cost and quality can improve environmental pollution.

**Key words:** Transfer of high-pollution industries; Relative environmental regulation intensity; Environmental pollution; Threshold effect