

环境规制、要素禀赋与企业选址

——兼论“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”

张彩云¹, 苏丹妮²

(1. 中国社会科学院 经济研究所, 北京 100836; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 为从宏观层面上明晰环境规制和要素禀赋在企业选址中扮演的角色, 首先从理论上对比“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”两种理论, 提出了一个有待验证的假说。此后, 以中国 2003—2007 年 255 个城市作为样本, 采用负二项回归方法, 验证了环境规制和要素禀赋对企业选址产生的影响。结果显示: 第一, 环境规制直接影响企业选址, 从比较优势框架来看, 环境规制与其他生产要素一样, 均是企业选址的动因; 第二, 环境规制通过改变生产要素结构间接影响企业选址, 这一机制表现为环境规制使得一个地区的要素禀赋发生结构性变化, 进而影响企业尤其是污染企业选址; 第三, 环境规制和要素禀赋对企业选址的影响存在地区异质性和企业异质性, 对发达地区企业、低生产率企业和民营企业选址的影响较为显著。以上三个结论不仅突出了环境因素在企业选址中的作用, 而且反映了不同类型企业所受影响存在差异, 对如何运用环境、劳动力等要素来优化资源配置有一定现实启发。

关键词: 环境规制; 要素禀赋; 企业选址; 负二项回归; 污染避难所效应

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)03-0043-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.03.004

一、引言

环境污染不仅直接影响人类身心健康, 也会降低整个社会的活力。为此, 世界各国频繁出台各项环境政策来应对日益严峻的环境问题, 降污减排的效果虽十分卓著, 但日益加高的环境门槛也对经济发展造成了巨大冲击。探讨至微观层面, 作为市场主体之一的企业, 其选址直接影响到一个地区经济的持续发展, 而环境规制门槛的提高会直接冲击企业的选址决策。鉴于这样的背景, 环境规制对企业选址的影响机制是什么? 是否受当地要素禀赋的影响? 这是十分重要的现实问题和学术议题, 进而成为本文的研究重点。

从生产端来看, 污染物排放的主要来源是企业。各国为保护环境所采取的一系列政策使企业环境成本上升, 此时, 环境规制成为一种生产要素进入企业生产函数, 从而直接减少企业数量。同时, 环境规制也使得要素禀赋结构发生变化, 这种间接作用也成为环境规制影响企业选址的一种传导机制, 该现象需要从学术角度加以解释。然而, 与现实需要不太相符的是, 相关文献主要研究了环境规

收稿日期: 2019-11-12; 修回日期: 2020-03-15

作者简介: 张彩云(1987—), 女, 山东昌邑人, 通讯作者, 经济学博士, 中国社会科学院经济研究所助理研究员, 研究方向为资源环境经济与可持续发展、政府治理; 苏丹妮(1990—), 女, 浙江嘉兴人, 经济学博士, 南开大学经济学院国际经济研究所助理研究员, 研究方向为全球价值链。

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(18CJY022)

制、要素禀赋与劳动力、就业、生产率等经济发展各要素之间的单向因果关系^[1-4]。此外,现有研究中有关企业选址的较少,且主要围绕劳动力禀赋、资本禀赋、交通状况、市场潜能等展开^[5-9]。

关于环境规制与企业选址的研究就更为缺乏,主要依据“污染避难所效应”(PHE),即一国严格的环境规制会抑制企业选址。在国外的相关研究中,Becker and Henderson^[10]认为环境规制水平的提升会减少新建污染企业的个数, List *et al.*^[11]的实证研究结果也发现了类似结论。然而有学者对“污染避难所效应”提出质疑,认为环境规制只是影响企业选址的众多因素之一,实证结果也无法证明外资进入与环境规制水平之间的因果关系^[12]。近年来,中国关于环境规制与企业选址关系的研究渐多。周浩和郑越^[13]发现环境规制对企业选址的约束作用在全国范围内有效。吴磊等^[14]的实证研究得到相反结论,认为加强环境规制会吸引企业选址。张彩云等^[15]还指出两者间呈非线性关系。这些研究为本文提供了理论基础和实证依据,但尚未从理论上将环境规制和要素禀赋纳入统一的框架,我们仍可对其进行丰富和深化。本文从梳理和比较“污染避难所效应”(PHE)^①和“要素禀赋假说”(FEH)出发,试图从理论上将环境作为生产要素之一,以环境规制为代理指标将之与要素禀赋一起纳入企业选址的研究框架,进而对该领域的相关理论有所扩展,这是本文的一个创新点。

在相关理论上,需要对环境规制、要素禀赋与企业选址间的关系进行实证验证。关于“污染避难所效应”(PHE)的实证研究分为两支:一支集中研究环境规制对国际贸易流向的影响^[16-17];另一支着重分析环境规制对国际资本流向的影响^[18-19]。以上研究均认为,严格的环境规制增加了企业进入市场的成本,可能会降低一个地区的出口比较优势,也可能减少一个地区污染企业的数量或投资。从环境因素的这两点影响中不难得出,严格的环境规制可能使污染企业集中到环境规制水平低的地区,河流边界污染问题便是这一现象的典型案例^[20-21]。当然,也有学者持不同观点,认为企业选址与要素禀赋有关,而非环境因素。其理论依据为“要素禀赋假说”(FEH),FEH理论认为污染产品生产的比较优势与要素禀赋有关,资本密集型产品往往产生较为严重的污染,部分学者证明了这种观点^[22-23]。从实证层面来看,环境规制及其引发的要素禀赋结构变化是否会影响企业选址?该影响存在什么样的异质性?这些问题的答案不仅是对“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”的检验,也会对环境规制的合理运用产生一定现实启发,因而成为本文的第二个创新点。

综上,本文相对于现有研究有如下几个方面的进展:第一,研究内容上,将环境规制与要素禀赋纳入企业选址的研究框架,基于“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”研究环境规制的直接影响,在此基础上,研究环境规制通过改变要素禀赋结构对企业选址所产生的间接影响。第二,研究方法上,通过匹配中国工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》以及中国地价监测网的相关信息,构建了包含地区、部门、时间三个特征的面板数据,并通过不同的样本划分方式对环境规制和要素禀赋的影响加以检验。第三,研究启示上,随着环境治理体系愈发健全,环境因素在诸多生产要素中的地位也越发凸显,对于后续研究如何将其纳入生产函数、如何运用环境因素来优化资源配置,本文具有一定启发意义。

二、理论机制

以企业选址为例,古典区位理论源于冯·杜能^[24]的农业区位理论和韦伯^[25]的工业区位理论。冯·杜能^[24]在《孤立国同农业和国民经济的关系》中,运用抽象演绎方法,提出农业生产的合理布局取决于地租,而地租多少由生产成本、农产品价格和运费共同决定,在前两项既定的情况下,农业生产空间的分布由运费决定。韦伯^[25]构建工业区位理论分析框架,主要讨论单个企业的区位选择,成本问题成为其研究的重点。他认为区位因素是经济活动发生在一个地点的优势,这种优势主要指成本节约。古典区位理论为企业选址研究提供了方向,即企业选址取决于边际成本。以此为基础,学术界展开了一系列理论和实证研究。

(一) 比较优势框架下的“污染避难所效应”与“要素禀赋假说”

以往理论研究大多以环境规制为代理变量,将环境因素纳入经济分析中。依据“污染避难所效应”,严格的环境规制使发达国家或地区通过贸易和投资的方式将污染行业转移到发展中国家和地区。Mani and Wheeler^[64]、List *et al.*^[61]、Chen *et al.*^[67]通过实证研究发现污染转移是存在的,这意味着环境规制会减少新建污染企业个数。当然,也有学者依据“要素禀赋假说”得到不同结论,即企业选址与一个地区要素禀赋有关,资本密集型产品往往也是污染产品,因此,发达国家或地区在生产污染产品方面有比较优势^[28-29]。综合来看,环境规制、交通、市场潜能、要素价格、FDI 外溢、集聚经济、需求等都是影响企业选址的重要因素^[7,30-31]。

“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”都以古典区位理论为基础,且均在“比较优势理论”框架之内。如果将环境看作是一种生产要素,那么“污染避难所效应”将成为“要素禀赋假说”的一种具象或特例。部分学者认为污染物排放是企业的一种要素需求^[32-33]。理由如下:第一,治理污染需要投入劳动力、资本等,这些投入构成要素需求^[33];第二,污染是由产品生产造成的,也是一种产出^[34],企业在造成污染的同时能够从产品中获得收益,那么企业就愿意为获得污染许可而付出成本^[32]。由这两个机制可看出,环境规制使环境因素具有了“价格”,进而影响企业边际成本。因此,可以得到结论:随着治污成本的上升,企业尤其是污染企业将倾向于选址到环境规制宽松的地区,这就是环境规制对企业选址的影响,也是“污染避难所效应”与“要素禀赋假说”的共性。

(二) 数理模型分析

为更直观地论述环境规制对企业选址的影响,本文建立了数理模型进行分析。在 Dixit^[35]研究的基础上,有学者构建了环境规制影响国际贸易的模型^[36]。该模型设定了两个国家、两个企业,且企业进出口产品受当地环境规制影响。为了找到简单的企业选址规律,本文在以往研究的基础上又做了一些改动,增加不影响基本结论的假设条件,并简化推导步骤。首先,将研究对象变为两个地区,将企业出口变为企业选址。假设条件如下:(1) 两个市场分别在地区 1(用下标 1 表示)和地区 2(用下标 2 表示),假设两个市场是分割的,该假设与现实条件比较相符,因为不同地区受距离、政策等的影响,一定程度上可形成分割的市场。(2) 两个地区生产同一种产品。(3) 所有企业生产同一种产品。

q_1 表示地区 1 所有本土企业的产量, q_1^* 表示来源于地区 1 但投资于地区 2 的所有企业的产量, q_2 表示地区 2 所有本土企业的产量, q_2^* 表示来源于地区 2 但投资于地区 1 的所有企业的产量, q_1^* 和 q_2^* 共同反映产业转移。 t_1 代表地区 1 每单位产品的治污成本, t_2 代表地区 2 每单位产品的治污成本,两者的差异就是环境规制水平的差异。如果一个地区产品价格与产量有关,价格可以表示为:

$$p_1 = \alpha - q_1 - \gamma q_2^*, p_2 = \alpha - q_2 - \gamma q_1^* \quad (1)$$

其中, $q_1 = \sum_{i=1}^n q_1^i, q_1^* = \sum_{i=1}^n q_1^{*i}, q_2 = \sum_{i=1}^n q_2^i, q_2^* = \sum_{i=1}^n q_2^{*i}$, i 代表第 i 个企业。那么,企业 i 的利润函数为:

$$\pi_1^i = (p_1 - t_1) q_1^i + (p_2 - t_2) q_1^{*i}, \pi_2^i = (p_2 - t_2) q_2^i + (p_1 - t_1) q_2^{*i} \quad (2)$$

根据利润最大化的一阶拉格朗日条件得到:

$$\frac{\partial \pi_1^i}{\partial q_1^i} = 0, \frac{\partial \pi_1^i}{\partial q_1^{*i}} = 0, \frac{\partial \pi_2^i}{\partial q_2^i} = 0, \frac{\partial \pi_2^i}{\partial q_2^{*i}} = 0 \quad (3)$$

由公式(1)至公式(3)可以推导出:地区 1 本土企业的总产量 $q_1 = \frac{n(\alpha - t_1)}{2n+1}$; 来源于地区 1 但投资于地区 2 的企业总产量 $q_1^* = \frac{n(\alpha - t_2)}{\gamma(2n+1)}$; 地区 2 本土企业的总产量 $q_2 = \frac{n(\alpha - t_2)}{2n+1}$; 来源于地区 2 但

投资在地区 1 的企业总产量 $q_2^* = \frac{n(\alpha - t_1)}{\gamma(2n+1)}$ 。在这里,如果考察环境规制对企业选址的影响符号,需

要考虑企业总产量受当地环境规制水平的影响。由 $\frac{\partial q_1^*}{\partial t_2} = \frac{-n}{\gamma(2n+1)}$ 和 $\frac{\partial q_2^*}{\partial t_1} = \frac{-n}{\gamma(2n+1)}$ 可知,一个地区企业总产量与该地区的环境规制水平负相关,即随着环境规制水平的提高,受规制企业产量将减少,这与大部分学者的研究结论是一致的。

进一步地,我们建立假设(4):企业个数与环境规制水平(t_1, t_2)有关。在不影响结论的条件下,我们还增加一个假设条件(5):每个企业只生产一单位产品。那么,一个地区的产量等同于企业个数。这时,结论变为:地区 1 本土企业个数 $q_1 = \frac{\alpha - t_1}{3}$; 来源于地区 1 但选址在地区 2 的企业个数

$q_1^* = \frac{\alpha - t_2}{3\gamma}$; 地区 2 本土企业个数 $q_2 = \frac{\alpha - t_2}{3}$; 来源于地区 2 但选址在地区 1 的企业个数 $q_2^* = \frac{\alpha - t_1}{3\gamma}$ 。

从中可见,随着 t_1 或 t_2 的上升,新进入企业数量将下降。

最后,在考察企业选址的基础上,为验证“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”,我们将 t_1 和 t_2 所包含的内容进一步增加,使其不仅包含环境规制,还包含资本、劳动、土地等要素的成本。我们将这

些成本表示为 t_1^i 和 t_2^i , 结论为:地区 1 本土企业个数 $q_1 = \frac{\alpha - \sum_{i=1}^m t_1^i}{3}$; 来源于地区 1 但选址在地区 2

的企业个数 $q_1^* = \frac{\alpha - \sum_{i=1}^m t_2^i}{3\gamma}$; 地区 2 本土企业个数 $q_2 = \frac{\alpha - \sum_{i=1}^m t_2^i}{3}$; 来源于地区 2 但选址在地区 1

的企业个数 $q_2^* = \frac{\alpha - \sum_{i=1}^m t_1^i}{3\gamma}$ 。从中可见,无论哪种生产要素成本上升,新进入企业数量都将下降。至此,本文提出如下假说:

假说 1: 作为一种生产要素,环境规制通过企业生产活动影响企业选址,这使得“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”同时进入比较优势理论框架。

三、研究设计

(一) 模型设定

在进行计量回归时,模型的被解释变量为一个城市新建企业个数,考虑到数据可能存在大量零值,本文借鉴 Condliffe and Morgan^[37] 的模型,采用负二项回归(NB2)等方法对模型进行回归。

供求曲线共同决定新进入企业个数,当新进入企业能够增加某地区企业平均利润时,需求曲线向上倾斜,反之,需求曲线向下倾斜。简化方程为:

$$Y_{ijt} = f(X_{ijt}) + e_{ijt} \quad (4)$$

Y_{ijt} 是 i 城市 j 行业在 t 期新进入企业个数, X_{ijt} 、 e_{ijt} 分别代表影响企业选址的因素和随机误差项。一个地区新建企业的数量 Y_{ijt} 是严格的整数,服从泊松分布:

$$\text{prob}(Y_{ijt}) = \lambda_{ijt}^{Y_{ijt}} e^{-\lambda_{ijt}} / Y_{ijt}!, \lambda_{ijt} > 0, Y_{ijt} = 0, 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

λ_{ijt} 表示 t 期 i 城市 j 行业新建企业数目 Y_{ijt} 的期望值,可表示为以下形式:

$$\ln \lambda_{ijt} = X_{ijt} \beta + \alpha_{ij} \quad (6)$$

β 是待估参数, α_{ij} 代表未观测到的地区层面可能影响选址决策的因素。关于回归方法,泊松(Poisson)回归的优势是,可捕捉到对企业选址具有重要影响但不可观测的变量,条件 Logit 模型也可用于企业选址的回归,但是这种方法无法解决遗漏变量造成的回归结果偏差问题。相较之下,本文最终选择泊松回归,在此基础上也采用负二项回归(NB2)方法对模型(6)进行回归。

(二) 变量选择

1. 环境规制水平

环境规制水平指标可分为污染治理投入、污染物排放、综合评价、自然实验法和替代指标等。

第一,部分学者采用污染物去除率代表环境规制,极具代表性的指标是工业废水排放达标率和工业二氧化硫去除率。也有学者认为单一减排指标可能无法全面反映环境规制强度,建议采用综合指标,如选择废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟尘去除率、粉尘去除率和固体废物综合利用率 5 个单项指标的加权平均数来衡量环境规制^[23]。考虑到城市层面废水排放达标量、工业粉尘去除率等数据缺失,本文以各城市单位工业产值的污染物排放量与全国均值之比为权数,选择二氧化硫去除率、工业烟尘去除率为环境规制指标进行加权平均,以衡量环境规制水平。具体步骤为:

首先,通过数学变换对各单项指标作标准化处理,将其取值范围设为 0 ~ 1。

$$UE_{ij}^s = [UE_{ij} - \text{Min}(UE_j)] / [\text{Max}(UE_j) - \text{Min}(UE_j)] \quad (7)$$

其中, UE_{ij} 为指标的原始值, $\text{Min}(UE_j)$ 和 $\text{Max}(UE_j)$ 分别代表污染物 $j(j=1,2,\dots,n)$ 指标在所有城市($i=1,2,\dots,m$)所有年份的最大值和最小值, UE_{ij}^s 为 j 指标的标准化值,在公式(7)中代表二氧化硫去除率和工业烟尘去除率。

其次,计算各污染物权数,这一权数是单位工业产值的污染物排放量与全国所有城市均值之比,具体计算方式如下:

$$W_j = (E_j / \sum E_j) / (O_i / \sum O_i) = (E_j / O_i) / (\sum E_j / \sum O_i) = UE_{ij}^s / \overline{UE_j} \quad (8)$$

其中,公式(8)的分子为某个城市某年单位工业产值的污染物排放量,分母为同年全国单位工业产值的污染物排放量。

地级市层面污染物去除率的加权平均值如下:

$$ers_i = \sum_{j=1}^2 W_j \cdot UE_{ij}^s / 2 \quad (9)$$

第二,关于污染治理投入,部分学者采用单位工业产值的污染治理支付成本来代表。污染治理支付成本为污染治理投资额、设备运行当年费用以及排污费三者之和^[24],因数据所限,可采用各省环境污染治理投资总额、污染治理设施运行费用以及排污费总额之和反映污染治理支付成本^[25]。

考虑到地级市层面缺乏衡量污染治理支付成本的数据,且环境规制水平与总产值有关^[2],加之采用地级市层面的环境规制指标可能存在内生性问题,本文采用省级层面单位工业总产值的污染治理支付成本来衡量环境规制水平。为保证回归结果的稳健性,本文也借鉴大部分学者采用的环境规制水平指标,以地级市层面污染物去除率来进行稳健性检验。

2. 要素禀赋变量

从“要素禀赋假说”来看,丰裕的资源禀赋是企业选址的重要原因。表征资源丰裕程度的指标分为两种:要素的量以及要素价格。鉴于“要素禀赋假说”中的“要素禀赋”主要体现为量这一层面,因此本文采用要素的量表示要素禀赋。综合以往学者的研究,本文将其分解为以下几个指标:(1) 劳动力禀赋(*labor*)。就业人数可代表劳动力禀赋^[11],与之不同的是,劳动力数量与总产值的比值也可代表劳动力禀赋^[40]。综合考虑要素禀赋的含义以及数据可得性,本文采用一个城市从业人员数量代表劳动力禀赋,以单位产值的从业人员数量(*olabor*)作为稳健性检验的指标。(2) 资本禀赋(*ce*)。广义来讲,资本禀赋分为物质资本禀赋和人力资本禀赋。人力资本禀赋已经在劳动力禀赋中涉及,因而此处的资本禀赋指的是物质资本禀赋。借鉴傅京燕和李丽莎^[23]的表示方法,采用非工资份额占增加值的比例来衡量资本禀赋。(3) 土地禀赋(*land*)。土地是企业生产过程中必不可少的要素,土地禀赋是检验“要素禀赋假说”的重要变量。2003 年之后,土地供给逐渐收紧,土地管理政策也开始侧重于以土地资源的配置促进经济发展,于是城市建设土地成为地方政府掌握的一种稀缺资源要

素^[4]。在此过程中,地方政府通过出让土地特别是工业用地来招商引资,进而发展辖区经济,这会影响到企业选址。张莉等^[5]用工业用地与商住用地占供地总量的比例来研究土地供给结构对房价的影响,借鉴该文中关于土地指标的选择方式,且考虑到数据可得性,本文采用工业用地协议出让土地面积来代表土地禀赋。

3. 控制变量:

控制变量包括:(1) 市场需求(den)。城市发展环境是企业选址要考虑的重要因素,而本地市场需求是城市发展环境的内容之一,借鉴周浩等^[6]的做法,运用人口密度刻画本地市场需求。(2) 经济发展水平($pgdp$)。一个地区的经济发展水平是企业选址应考虑宏观因素^[7],本文采用人均GDP表示。(3) 基础设施建设($road$)。良好的基础设施建设是吸引企业选址的重要条件,对此,学界较多采用交通设施和信息通信设施衡量该指标。如陆铭等^[8]选取人均铺装道路面积指标来表征基础设施建设。考虑到数据可得性,本文采用城市人均铺装道路面积(单位:平方米/人)来表示。

(三) 污染企业和清洁企业划分

当下,污染企业的认定和污染行业的分类大致相似,主要分为四种方法:第一种方法是依据行业污染密集度来划分污染行业,即首先估计单位产出的污染排放量,随后按照数值大小对行业进行排序,数值越大,污染越严重。第二种是根据“污染治理和控制支出”(Pollution Abatement and Control Expenditures, PACE)来选择污染行业,一般将PACE在总成本中所占比重高于1.8%的行业确定为污染行业。第三种是按照内涵、定义及特征对污染行业进行分类,根据夏友富^[9]的分类,将食品加工等17个行业划为污染行业。第四种为国家或者地区对污染行业的法定归类,例如2007年发布的《国务院办公厅关于印发第一次全国污染源普查方案的通知》(下文简称《通知》)中公布了11个重污染行业^③。

归纳既有研究可知,大多数国内学者选择第一种,少数选择第二种和第三种。鉴于中国的环境规制政策主要由中央政府制定、地方政府负责执行这一事实,受规制影响较大的可能为中央政府规定的行业。基于此,本文选择第四种分类方式划分污染企业和清洁企业,前者为《通知》规定的重污染行业中的企业,后者采用《通知》规定的重污染行业之外的企业代表。

(四) 数据处理

考虑到研究对象所涉猎的数据范围较广,因此本文必须对不同数据库加以匹配才能获得所采用的指标。其中,根据企业首次出现在中国工业企业数据库中的年份,推算获得了2003—2007年间新建企业数目、新建污染企业数目、新建清洁企业数目等指标的数据。《中国城市统计年鉴》和中国地价监测网提供了城市层面的劳动力禀赋、资本禀赋、土地禀赋、市场需求、经济发展水平、基础设施建设等变量的数据。本文最终通过匹配这三个数据库获得了2003—2007年255个城市的样本来对假说进行验证。

进一步地,为得到更准确的样本,本文还根据以往研究对原始数据进行了细致处理。具体参考Brandt *et al.*^[10]的步骤,对中国工业企业数据库中的原始粗糙数据进行筛选:(1) 数据合并。计量回归所用面板数据需要在整合截面数据的基础上获得。多数文献的处理方法是使用企业法人代码作为构造面板数据的唯一识别码,然而,原始数据中同一家企业的法人代码在不同年份会出现登记不一致的问题,如果仅使用法人代码加以匹配会遗漏样本。所以,本文依次使用法人代码、企业名称、法人代表姓名、“电话号码+地区编码”等多个指标对历年数据进行匹配整理以保证同一家企业有统一识别码。(2) 行业调整。国家统计局第二次修订的行业分类标准自2002年5月正式发布,这意味着数据库中的行业代码存在前后不一致问题。因此,本文使用2002年版的《国民经济行业分类》对1998—2002年四位数行业代码进行调整,以此建立一一对应关系。(3) 去除无效样本。如删除企业年龄、工业总产值、工业增加值、固定资产和中间投入等主要变量样本值为零值或负值的样本。

在数据处理的基础上,表1给出了回归所使用的各变量的描述性统计信息。

表1 变量描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
新建企业(单位:个)	<i>new</i>	1 171	233.883 9	484.594 7	5	7 276
新建污染企业(单位:个)	<i>pnew</i>	1 171	102.517 5	187.382 5	2	3 242
新建清洁企业(单位:个)	<i>cnew</i>	1 171	131.366 4	308.015 1	2	4 400
新建资本密集型企业(单位:个)	<i>pinew</i>	1 171	54.676 35	105.238 8	2	1 839
新建劳动密集型企业(单位:个)	<i>lnew</i>	1 171	177.380 9	384.715 2	2	5 437
新建资本密集型污染企业(单位:个)	<i>cpnew</i>	1 171	28.399 66	49.143 18	1	919
新建资本密集型清洁企业(单位:个)	<i>ccnew</i>	1 171	26.276 69	58.934 81	1	920
新建劳动密集型污染企业(单位:个)	<i>lpnew</i>	1 171	73.220 32	139.937 2	1	2 323
新建劳动密集型清洁企业(单位:个)	<i>cpnew</i>	1 171	104.160 5	253.148 5	1	3 436
新建高生产率企业(单位:个)	<i>hpnew</i>	1 170	118.962 4	248.830 6	2	3 512
新建低生产率企业(单位:个)	<i>lpnew</i>	1 170	114.482 9	238.817	1	3 794
新建国有企业(单位:个)	<i>soenew</i>	1 112	22.926 26	71.179 24	1	1 609
新建民营企业(单位:个)	<i>poenew</i>	1 170	178.948 7	345.066 6	1	4 996
新建外资企业(单位:个)	<i>foenew</i>	1 047	41.668 58	134.580 5	1	2 010
环境规制:单位工业总产值的污染治理支付成本	<i>pc</i>	1 171	66.966 8	42.622 97	19.546 18	254.212 7
环境规制:污染物去除率	<i>ers</i>	1 157	0.502 899	0.697 235	0.004 898	8.196 618
劳动力禀赋:就业人数(单位:万人)	<i>labor</i>	1 171	43.968 55	59.021 64	5.73	878.05
劳动力禀赋:单位产值的就业人数(单位:人/元)	<i>olabor</i>	1 171	0.014 966	0.033 062	0.000 519	0.629 019
资本禀赋	<i>ce</i>	1 166	0.874 019	0.124 452	-1.774 65	0.987 055
土地禀赋(单位:公顷)	<i>land</i>	1 162	519.876 8	784.827 5	0.29	8 957.8
人口密度(单位:人/平方公里)	<i>den</i>	1 171	447.132 1	313.568 9	4.73	2 661.54
人均GDP(单位:元)	<i>pgdp</i>	1 168	16 900.8	13 449.43	2 559	91 911
人均道路面积(单位:平方米/人)	<i>road</i>	1 171	271.027 5	1 084.817	0.79	21 490

四、环境规制、要素禀赋对企业选址的实证检验

(一) 作为生产要素的环境规制

根据研究对象即企业选址的特征以及所适用的模型,我们分别采用泊松回归方法、零断尾泊松回归方法、负二项回归方法对模型(6)进行回归。关于方法选择的条件上,使用泊松回归的前提之一是被解释变量的期望与标准差相等,而负二项回归没有这方面要求。经计算,本文样本的标准差是均值的2倍多,不满足泊松回归的前提,于是,下文主要选择负二项回归(NB2)方法研究环境规制水平对企业选址的影响。

除了上述主要解释变量和控制变量外,考虑到城市的异质性,我们还控制了城市虚拟变量。基准回归结果如表2所示,从中发现环境规制水平的系数为负且在1%的水平上显著。这表明环境规制水平越高,企业越不倾向于选址于此,进而说明“污染避难所效应”在本文中成立,与上文理论模型的结论以及以往大部分文献的研究结果相同。

表2 基准回归:处于比较优势理论框架内的“污染避难所效应”与“要素禀赋假说”

回归方法	(1) 泊松回归	(2) 零断尾泊松回归	(3) 负二项回归
<i>pc</i>	-0.006 62*** (-11.04)	-0.006 90*** (-10.73)	-0.006 62*** (-11.04)
<i>labor</i>	0.437*** (8.62)	0.465*** (8.88)	0.437*** (8.62)
<i>ce</i>	1.497** (2.19)	1.972*** (2.73)	1.497** (2.19)
<i>land</i>	0.206*** (9.51)	0.213*** (9.35)	0.206*** (9.51)
<i>den</i>	0.168*** (4.38)	0.167*** (4.25)	0.168*** (4.38)
<i>pgdp</i>	0.177*** (3.12)	0.154*** (2.66)	0.177*** (3.12)
<i>road</i>	0.068 6* (1.89)	0.068 6* (1.82)	0.068 6* (1.89)
均值	233.88		
标准差	484.59		
城市	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
N	1 155	1 155	1 155

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为z统计量。

“要素禀赋假说”涉及的内容相对广泛,从表2的回归结果中可见,劳动力禀赋、资本禀赋、土地禀赋对一个地区新进入企业个数的影响为正,且在大部分模型中的系数值在1%的水平上显著不为0。这说明丰富的劳动力、资本以及土地是吸引企业选址的重要因素,也符合“要素禀赋假说”。同样,人口密度、人均GDP、人均道路面积对企业选址的影响也显著为正,说明市场需求、经济发展水平的提高以及基础设施建设的完善也能促使企业在此选址。从这些影响因素的回归结果来看,“要素禀赋假说”在本文中也是成立的。

以上回归结果说明,与劳动力、资本等要素类似,环境规制在企业选址中发挥重要作用,环境规制水平的提升将会直接抑制企业选址。从理论层面上讲,在比较优势理论框架内“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”是成立的,证明上述假说在本文中成立。

本文进一步对上述结果进行稳健性检验,如表3所示。第一,替换环境规制水平、劳动力禀赋的指标,分别采用污染物去除率和单位产值的就业人数分别代表环境规制水平和劳动力禀赋。结果如表3的第(1)列所示,表征环境规制以及其他要素禀赋的系数符号与基准回归结果一致,这说明“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”在文中是成立的。第二,为避免可能存在的逆向因果关系问题,本文将解释变量作滞后一期处理,回归结果如第(2)列所示,各个解释变量的系数符号与表2是一致的,说明基准回归结果具有一定稳健性。第三,不同的样本选择方式可能会影响回归结果的准确性,我们将企业样本选择的方法变为按照成立年份筛选,结果如第(3)列所示,各解释变量的系数符号也与基准回归结果一致。同时,样本选择标准也需要考虑,上文的新建国有企业样本包含所有规模,而其他类型企业仅仅统计规模以上,为此我们剔除规模以下国有企业进行回归,结果见第(4)列,解释变量的回归系数依然与基准回归结果相一致。第四,异常值可能干扰回归结果,我们通过观测数据发现,将新进入企业个数的样本按照从小到大排列,绝大部分样本均匀地分布于5到2800之间,之后该值突然跃升至3447,因此本文将其作为异常值剔除。另外,考虑到直辖市在行政级别上与省同级,因此在招商引资时与其他地级市不处于同一层面,企业考虑选址也是如此。本文通过剔除直辖

表3 稳健性检验结果

样本	(1) 全国样本	(2) 全国样本	(3) 按成立年份 计算的样本	(4) 剔除规模以下 国企的样本	(5) 剔除异常值	(6) 剔除直辖市	(7) 全国样本
回归方法	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归
<i>ers</i>	-0.240 *** (-2.58)						-0.240 *** (-3.25)
<i>olabor</i>	0.620 (0.98)						4.113 *** (2.91)
<i>ce</i>	0.473 *** (3.61)						0.897 ** (1.96)
<i>land</i>	0.0369 ** (2.13)						0.276 *** (4.49)
<i>ers_{t-1}</i>		-0.382 *** (-5.67)	-0.00624 *** (-5.81)	-0.00277* (-1.92)	-0.241 *** (-3.31)	-0.224 *** (-3.71)	
<i>olabor_{t-1}</i>		1.255* (1.70)	0.410 *** (4.94)	0.421 *** (4.32)	7.339 *** (5.23)	11.255 *** (5.82)	
<i>ce_{t-1}</i>		0.836 (0.94)	2.871 *** (4.38)	1.470 ** (2.60)	0.410 (0.66)	0.514 (0.74)	
<i>land_{t-1}</i>		0.343 *** (13.61)	0.184 *** (4.83)	0.0340 (0.780)	0.265 *** (5.30)	0.252 *** (10.70)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1141	858	534	534	851	843	901

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 *z* 统计量。

市样本进行稳健性检验。最终结果分别如表3的列(5)与列(6)所示。各解释变量系数的符号与基准回归结果基本相同,说明回归结果通过了样本选择的稳健性检验。第五,考虑到2006年之后,工业用地的出让方式发生变化,即“工业用地必须采用招标拍卖挂牌方式出让”,这使得本文样本中2007年“工业用地协议出让土地面积”这一指标可能无法准确反映土地禀赋,因此稳健性检验中将样本期缩短至2003—2006年,回归结果如表3的第(7)列所示。从结果中可发现,主要解释变量的系数方向依然与基准回归结果一致,说明基准回归结果是稳健的。

上述结果还可能忽视的一个问题是环境规制的内生性,为此我们选择工具变量来分析“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”。相关研究认为,以城市降水量、风速、平均气温、日照时间等自然条件作为环境规制水平的工具变量,可克服变量的内生性问题^[19,46-47]。因此,本文选择城市降水量 js 、城市全年日照时间 rz 、城市年均气温 qw 、城市风速 fs 作为环境规制的工具变量,运用两阶段最小二乘法(2SLS)对环境规制水平与企业选址的关系进行稳健性分析,相关数据来源于美国国家海洋和大气管理局(NOAA)和中国的国家气象科学数据中心。结果如表4所示。显然,第一阶段的回归结果显示,城市降水量对环境规制具有显著的正向影响,城市年均气温对环境规制具有显著的负向影响,而且F检验的值大于10,表明该结果不存在弱工具变量问题;第二个阶段的回归结果说明,环境规制水平对企业选址依然具有显著的负向影响。

上述结果证实了本文所提假说,进一步可推断,随着资源越来越稀缺、生态环境承载力逐渐到达上限,环境同劳动、土地一样都有其稀缺性,因此能够作为一种重要的生产要素,进而成为资源配置的重要影响因素。

(二) 环境规制对企业选址的影响机制研究

为明晰环境规制与企业选址间关系的内在机理,本文通过不同的样本划分方式加以探索。上述研究已

证明环境规制水平直接影响企业选址,但是未就其内在机理进行进一步探讨。从理论上讲,环境规制的加入使生产要素的种类增加,环境规制越重要,生产要素的结构性变化越明显,这种结构性变化对企业选址的影响也越大,即环境因素通过改变要素禀赋结构间接影响企业选址。这一影响可通过比较污染企业选址与清洁企业选址的影响因素来验证。一般可推测,环境因素于污染企业更为重要,环境规制水平提高对污染企业要素禀赋结构变化的影响更为明显,因而对污染企业选址的影响也更显著。清洁企业本身排污较少,受环境规制的影响也就较小,那么环境因素通过要素禀赋结构变化对其选址产生的影响也较不明显。表5第(1)列的样本范围是新进入污染企业,回归结果显示,环境规制水平对新进入污染企业个数的影响为负,并且在1%的水平上显著,劳动力禀赋、资本禀赋、土地禀赋对污染企业选址的影响显著为正;第(2)列的样本是新进入清洁企业个数,环境规制的回归系数在10%的水平上无法拒绝系数等于0这一原假设,其他要素对清洁企业选址的影响也显著为正。这一回归结果说明,环境因素的加入会改变要素禀赋结构,进而对污染企业选址产生显著影响,而清洁企业并非环境规制的重点对象,故要素禀赋结构的这种变化对其选址的影响不明显。

表4 稳健性检验:工具变量

样本	(1)	(2)
	全国样本	全国样本
回归方法	2SLS: 固定效应 (第一阶段)	2SLS: 负二项回归 (第二阶段)
被解释变量	环境规制	新建企业个数
js	0.040 3 *** (3.02)	
rz	0.051 4 (0.45)	
qw	-0.034 8 *** (-6.13)	
fs	0.006 80 (0.06)	
$\widehat{ers}$		-0.958 *** (-10.59)
$olabor$	-1.015 4 (-1.54)	1.651 ** (2.17)
ce	-0.449 ** (-2.49)	1.057 * (1.82)
$land$	-0.057 6 *** (-3.21)	0.236 *** (10.38)
控制变量	控制	控制
城市	控制	控制
年份	控制	控制
N	1 002	1 002
F	19.52 ***	

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,第(1)列括号内为 t 统计量,第(2)列括号内是 z 统计量。

为了细致剖析这一间接效应,我们还要考虑到根据“要素禀赋假说”,污染企业的选址可能与一个地区的资本禀赋有关,这使得环境规制对企业选址的间接影响可能受到资本密集度的干扰,本文将通过重新划分样本的方式尽量排除这种干扰。

首先,经本文描述性统计发现,资本密集度较高的样本中,环境规制水平较低(约 0.41),资本密集度较低的样本中,环境规制水平较高(约 0.82)。相比于资本密集度较低的地区,资本密集度较高的地区中平均新进入的污染企业个数也比较多(前者为

59.44 个,后者为 188.44 个)。这两类统计数据同时说明一个问题,即资本禀赋丰裕与环境规制水平较低是并存的,而且资本丰裕的地区整体上吸引的污染企业也较多,这使得环境规制与资本要素在企业选址中的作用难以从实证上分离。

其次,通过计量回归验证环境规制的间接影响。本文采用了比较分析方法,先将资本禀赋的干扰尽量放大,以查看环境因素是否依然对企业选址产生间接影响。表 5 第(3)列将样本范围缩小为新进入的资本密集型污染企业,以保持资本密集型企业与污染企业的一致性。结果发现,环境规制水平的降低会增加企业进入数量,丰裕的资本禀赋也会吸引企业进入,劳动力禀赋和土地禀赋也对资本密集型污染企业选址产生显著的正向影响。这说明即使受到资本禀赋的干扰,实证结果依然显示环境规制通过改变要素禀赋结构影响到企业选址。

最后,为保证回归结果的严谨性,本文将资本禀赋的干扰尽量降低,以观察环境规制对企业选址的影响是否成立。第一,我们将样本范围缩小至劳动密集型污染企业。回归结果如表 5 第(4)列所示,环境规制对企业选址的负向影响依然显著,这说明在尽可能减少资本禀赋的干扰后,环境规制依然通过改变要素禀赋结构来影响企业选址。第二,假定样本为资本密集型企业同时也是清洁企业,以尽量分离环境因素和资本因素的紧密关系。回归结果如表 5 第(5)列所示,环境规制对企业选址的影响不再显著。第三,对于既不是资本密集型企业也不是污染企业的样本进行分析。结果如表 5 第(6)列所示,环境规制对该类企业选址没有显著的影响,其他要素禀赋对其选址仍有显著的正向影响。

综上所述,本文通过重新划分样本范围的方式,尽可能控制干扰回归结果的因素,依然发现环境规制进入要素禀赋范围后,通过改变要素禀赋结构影响企业选址,这种影响在污染企业尤为突出。

(三) 异质性分析

异质性分析主要用于检验一系列主要解释变量对被解释变量的影响在不同群体中的差异。第一,企业选址所受影响因地区而异。我们在田青等^[8]的基础上^④,将东部地区划分为发达地区,将中部和西部地区划分为欠发达地区,并加入城市虚拟变量对个体效应加以控制。表 6 第(1)列与第(2)列的回归结果表明,发达地区受环境规制和要素禀赋的影响较大。第一个原因可能是,发达地区的基础设施等条件较好,企业本身倾向于落户在此,使得发达地区新进入企业的数量比较多(按本文样本统计发现,落户于发达地区每个城市的企业个数是落户于欠发达地区每个城市企业个数的 5

表 5 企业选址的影响机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本	污染企业	清洁企业	资本密集型 污染企业	劳动密集型 污染企业	资本密集型 清洁企业	劳动密集型 清洁企业
回归方法	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归
pc	-0.003 13*** (-4.914)	-0.002 18 (-1.500)	-0.002 20*** (-2.91)	-0.002 73** (-2.41)	-0.001 12 (-0.71)	-0.003 44 (-1.59)
labor	0.431*** (7.960)	0.560*** (11.188)	0.473*** (8.03)	0.153 (0.95)	-0.144 (-0.63)	6.308*** (3.47)
ce	1.710** (2.156)	1.772*** (3.011)	2.887*** (3.50)	0.099 2 (0.45)	2.405*** (2.11)	1.871*** (2.57)
land	0.171*** (7.803)	0.162*** (6.750)	0.174*** (6.20)	0.041 4* (1.95)	0.053 9*** (1.71)	0.280*** (4.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 155	1 155	1 155	1 155	1 155	1 155

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 z 统计量。

倍)。若单个企业选址对环境规制和要素禀赋的反应相同或相近,面临环境门槛和要素禀赋的变化,企业数量多的地区新进入企业个数受影响也较大。第二个原因可能是,与经济欠发达地区相比,经济发展水平较高地区的资源配置效率、资源利用效率也较高,一旦环境条件、要素禀赋条件发生变化,短时间内企业很难通过提高效率的方式来保持原有利润,大量新企业随之选址别处。因此,呈现出的回归结果是,无论是环境规制水平提高还是要素禀赋发生变化,对发达地区新进入企业个数的影响都比较大。

第二,企业选址因企业生产率而异,这涉及新新贸易理论。Melitz^[9]从成本角度解释了高生产率企业从事出口、低生产率企业服务内地市场、最低生产率企业退出市场的现象。由此可推测,环境规制等生产要素对不同生产率企业的影响不同,较高的环境规制水平和丰裕的要素禀赋可能对低生产率企业选址产生更大的影响。从表6第(3)列与第(4)列可知,环境规制水平、资本禀赋、土地禀赋对低生产率企业选址的影响较大,这与理论预期一致,可能是因为低生产率企业边际成本比较高。

第三,在相同条件下,不同所有制企业选址受到的影响也会不同。因此,我们还根据所有制对企业进行分组回归。从表6后三列的回归结果可见,国有企业和外资企业选址受环境规制、资本禀赋、土地禀赋等生产要素的影响不显著,而民营企业选址所受影响最大。考虑到国有企业的经营目的并不仅仅是利润最大化,其承担了一部分稳定就业、稳定产品供应的责任,选址的自由度会小于民营企业和外资企业,故所受的影响不显著。外资企业中从事加工贸易业务的更多,本身产生的污染较少,资本密集度较低,对土地的需求也相对较低,因而受环境规制、资本禀赋、土地禀赋的影响可能不显著。就劳动力供给而言,自2003年以来,劳动力短缺现象持续出现,工资逐年上涨,说明了刘易斯转折点的到来,从理论上讲,这可能导致中国对外资的吸引力下降,劳动力禀赋对外资企业选址的影响也会不显著。

表6 不同类型企业选址的影响因素研究

样本	(1) 东部地区样本	(2) 中西部地区样本	(3) 高生产率企业	(4) 低生产率企业	(5) 国有企业	(6) 民营企业	(7) 外资企业
回归方法	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归	负二项回归
<i>pc</i>	-0.006 30 ** (-1.96)	-0.003 92 *** (-6.42)	-0.001 40 * (-1.75)	-0.003 10 *** (-3.63)	0.000 696 (0.65)	-0.003 03 *** (-3.35)	0.000 479 (0.37)
<i>labor</i>	0.573 *** (6.20)	0.495 *** (9.59)	-0.035 4 (-0.24)	-0.171 (-1.23)	-0.298 (-0.97)	-0.207 (-1.22)	0.095 0 (0.56)
<i>ce</i>	6.486 *** (3.70)	1.173 ** (1.98)	0.325 * (2.02)	0.367 ** (2.47)	0.110 (0.44)	0.034 1 ** (2.23)	-0.756 (-1.07)
<i>land</i>	0.185 ** (5.05)	0.146 *** (5.93)	0.019 4 (1.06)	0.046 5 *** (2.57)	-0.015 5 (-0.54)	0.049 2 *** (2.63)	0.018 3 (0.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	472	683	1 154	1 154	1 096	1 154	1 032

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 *z* 统计量。

五、结论与启示

随着资源环境对经济发展的约束愈发凸显,各国均采取了各项保护环境、节约资源的举措来应对这一问题,必然会引起资源的重新配置。从微观企业角度看,环境规制是否影响企业选址? 其影响机制是什么? 回答这两个问题不仅能对环境政策的资源配置作用有所评估,更重要的是,能从微观视角为如何进行资源优化配置继而实现绿色发展提供一定的启示。

本文首先建立理论模型,将环境规制作为一种生产要素纳入传统的企业生产模型,在此基础上找到环境因素对企业选址的影响证据。其次,通过匹配中国工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》以及中国地价监测网的相关信息,最终形成了本文所需要的样本,该样本涉及中国 2003—2007 年 255 个城市的新建企业个数、环境规制、劳动力禀赋、资本禀赋、土地禀赋等数据。最后,利用这些数

据,采用负二项回归方法,验证了环境规制对企业选址的直接和间接影响。回归结果表明:(1)整体而言,在“比较优势理论”框架内,环境规制与其他生产要素一样影响企业选址。(2)详细来看,环境规制除了直接影响企业选址外,还通过改变要素禀赋结构间接影响资源配置。通过分样本的方式尽可能排除交叉影响后,环境规制的间接影响依然十分显著。(3)环境规制等生产要素对企业选址的影响因企业类型而异,这种影响在发达地区企业、低生产率企业和民营企业样本中较为显著。

本文的研究在以下几个方面具有重要启示:(1)就学术启示而言,环境也是一种生产要素,其对生产活动、资源配置的影响十分可观。因此,后续研究可将其纳入生产函数,并普遍运用。(2)就现实启示而言,在劳动力、土地等要素的比较优势逐渐减弱的情况下,要充分利用环境规制等政策工具“倒逼”企业合理安排其落户地址,以优化资源配置,践行绿色发展理念。此外,无论是环境规制还是一系列招商引资的优惠政策,都不能“一刀切”,因为不同类型企业受环境等生产要素的影响存在差异。

注释:

- ①“污染避难所假说”指的是贸易壁垒下降将促进污染工业从环境规制严格的国家向环境规制较弱的国家转移“污染避难所效应”指的是提高环境规制水平会影响到工厂选址和国际贸易流向^[4]。按照这一区分,本文讨论的主题应归为“污染避难所效应”。
- ②第一,若不考虑产值,无法真正体现环境规制水平;第二,单位工业总产值的污染物排放量越多,环境规制力度越大。因此,本文运用单位工业产值的污染治理支付成本来衡量环境规制。
- ③这11个重污染行业为:造纸及纸制品业、农副食品加工业、化学原料及化学制品制造业、纺织业、黑色金属冶炼及压延加工业、食品制造业、电力/热力的生产和供应业、皮革毛皮羽毛(绒)及其制品业、石油加工/炼焦及核燃料加工业、非金属矿物制品业、有色金属冶炼及压延加工业。
- ④田青等^[4]根据经济发展水平将我国31个省份(港澳台地区除外)划分为东、中、西三大地区。其中,东部地区包括北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省,中部地区包括广西壮族自治区、海南省、山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省和湖南省,西部地区包括重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、西藏自治区。

参考文献:

- [1] GOULDER L H. Effects of carbon taxes in an economy with prior tax distortions: an intertemporal general equilibrium analysis [J]. Journal of environmental economics and management, 1995, 29(3): 271-297.
- [2] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental regulation and productivity: testing the porter hypothesis [J]. Journal of productivity analysis, 2008, 30(2): 121-128.
- [3] 李树, 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例 [J]. 经济研究, 2013(1): 17-31.
- [4] 石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展? ——基于环境规制与交易成本视角 [J]. 产业经济研究, 2019(6): 27-38.
- [5] CHANDRA A, THOMPSON E. Does public infrastructure affect economic activity? Evidence from the rural interstate highway system [J]. Regional science and urban economics, 2000, 30(4): 457-490.
- [6] HOLL A. Manufacturing location and impacts of road transport infrastructure: empirical evidence from Spain [J]. Regional science and urban economics, 2004, 34(3): 341-363.
- [7] 周浩, 余壮雄, 杨铮. 可达性、集聚和新建企业选址——来自中国制造业的微观证据 [J]. 经济学(季刊), 2015(4): 1393-1416.
- [8] 林善浪, 叶炜, 张丽华. 时间效应对制造业企业选址的影响 [J]. 中国工业经济, 2018(2): 137-156.
- [9] 耿纯, 赵艳朋. 交通基础设施对新建制造业企业选址的异质影响研究 [J]. 经济学动态, 2018(8): 90-105.
- [10] BECKER R, HENDERSON V. Effects of air quality regulations on polluting industries [J]. Journal of political economy, 2000, 108(2): 379-421.

- [1] LIST J A, MILLIMET D L, FREDRIKSSON P G, et al. Effects of environmental regulations on manufacturing plant births: evidence from a propensity score matching estimator [J]. *Review of economics and statistics*, 2003, 85(4): 944–952.
- [2] ESKELAND G S, HARRISON A E. Moving to greener pastures? Multinationals and the pollution haven hypothesis [J]. *Journal of development economics*, 2003, 70(1): 1–23.
- [3] 周浩, 郑越. 环境规制对产业转移的影响——来自新建制造业企业选址的证据 [J]. *南方经济*, 2015(4): 12–26.
- [4] 吴磊, 李广浩, 李小帆. 中国环境管制与 FDI 企业的行业进入 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2010(8): 92–98.
- [5] 张彩云, 盛斌, 苏丹妮. 环境规制、绩效考核与企业选址 [J]. *经济管理*, 2018(11): 21–38.
- [6] COPELAND B R, TAYLOR M S. Trade, growth, and the environment [J]. *Journal of economic literature*, 2004, 42(1): 7–71.
- [7] AROURI M E H, CAPOALE G M, RAULT C, et al. Environmental regulation and competitiveness: evidence from Romania [J]. *Ecological economics*, 2012, 81(5): 130–139.
- [8] MANDERSON E, KNELLER R. Environmental regulations, outward FDI and heterogeneous firms: are countries used as pollution havens? [J]. *Environmental and resource economics*, 2012, 51(3): 317–352.
- [9] CAI X, LU Y, WU M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *Journal of development economics*, 2016, 123: 73–85.
- [10] KAHN M E, PEI L, ZHAO D. Water pollution progress at borders: the role of changes in China's political promotion incentives [J]. *American economic journal: economic policy*, 2015, 7(4): 223–242.
- [11] LIPSCOMB M, MOBARAK A M. Decentralization and pollution spillovers: evidence from the re-drawing of county borders in Brazil [J]. *Review of economic studies*, 2017, 84(1): 464–502.
- [12] COSTANTINI V, CRESPI F. Environmental regulation and the export dynamics of energy technologies [J]. *Ecological economics*, 2008, 66(2): 447–460.
- [13] 傅京燕, 李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据 [J]. *管理世界*, 2010(10): 87–98 + 187.
- [14] 约翰·冯·杜能. 孤立国同农业和国民经济的关系 [M]. 吴衡康, 译. 北京: 商务印书馆, 1986.
- [15] 阿尔弗雷德·韦伯. 工业区位论 [M]. 李刚剑, 陈志人, 张英保, 译. 北京: 商务印书馆, 1997.
- [16] MANI M, WHEELER D. In search of pollution havens? Dirty industry migration in the world economy [J]. *Journal of environment development*, 1997, 7(3): 215–247.
- [17] CHEN Z, KAHN M E, LIU Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2018, 88: 468–485.
- [18] ANTWEILER W, COPELAND B R, TAYLOR M S. Is free trade good for the environment? [J]. *American economic review*, 2001, 91(4): 877–908.
- [19] COLE M A, ELLIOTT R J R. Determining the trade-environment composition effect: the role of capital, labor and environmental regulations [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2003, 46(3): 363–383.
- [20] 林善浪, 叶炜, 王娜. 高速公路发展对于新企业选址的影响——来自中国制造业微观企业数据的证据 [J]. *财贸研究*, 2017(3): 28–38.
- [21] 刘胜, 顾乃华, 李文秀, 等. 城市群空间功能分工与制造业企业成长——兼议城市群高质量发展的政策红利 [J]. *产业经济研究*, 2019(3): 52–62.
- [22] FULLERTON D, METCALF G E. Environmental taxes and the double-dividend hypothesis: did you really expect something for nothing? [R]. NBER working paper, No. 6199, 1997.
- [23] BERMAN E, BUI L T M. Environmental regulation and labor demand: evidence from the South Coast Air Basin [J]. *Journal of public economics*, 1997, 79(2): 265–295.
- [24] SANZ N, SCHWARTZ S. Are pollution permit markets harmful for employment? [J]. *Economic modelling*, 2013, 35: 374–383.
- [25] DIXIT A. International trade policy for oligopolistic industries [J]. *The economic journal*, 1984, 94: 1–16.
- [26] LAI Y B, HU C H. Trade agreements, domestic environmental regulation, and transboundary pollution [J]. *Resource and energy economics*, 2008, 30(2): 209–228.

- [37] CONDLIFFE S, MORGAN O A. The effects of air quality regulations on the location decisions of pollution-intensive manufacturing plants [J]. Journal of regulatory economics, 2009, 36(1): 83-93.
- [38] 董敏杰, 梁泳梅, 李钢. 环境规制对中国出口竞争力的影响——基于投入产出表的分析 [J]. 中国工业经济, 2011(3): 57-67.
- [39] 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(10): 96-108.
- [40] 邱斌, 唐保庆, 孙少勤, 等. 要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势 [J]. 经济研究, 2014(8): 107-119.
- [41] 张莉, 高元骅, 徐现祥. 政企合谋下的土地出让 [J]. 管理世界, 2013(12): 43-51+62.
- [42] 张莉, 年永威, 皮嘉勇, 等. 土地政策、供地结构与房价 [J]. 经济学报, 2017(1): 91-118.
- [43] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资 [J]. 中国社会科学, 2015(5): 59-83+204-205.
- [44] 夏友富. 外商转移污染密集产业的对策研究 [J]. 管理世界, 1995(2): 112-120.
- [45] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [46] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应 [J]. 中国工业经济, 2019(1): 100-118.
- [47] 史贝贝, 冯晨, 张妍, 等. 环境规制红利的边际递增效应 [J]. 中国工业经济, 2017(12): 40-58.
- [48] 田青, 马健, 高铁梅. 我国城镇居民消费影响因素的区域差异分析 [J]. 管理世界, 2008(7): 27-33.
- [49] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.

(责任编辑: 枫 远)

Environmental regulation, factor endowment, and enterprise location: an interpretation of “Pollution Haven Effect” and “Factor Endowment Hypothesis”

ZHANG Caiyun¹, SU Danni²

(1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: In order to clarify the role of environmental regulation and factor endowments in enterprise location from the macro level, this paper first compares two theories of “Pollution Haven Effect” and “Factor Endowment Hypothesis”, and puts forward a hypothesis to be verified. Since then, the negative binomial regression method is used to verify the impact of environmental regulations and factor endowment on the location of enterprises in 255 cities in China from 2003 to 2007. The results show that: firstly, environmental regulation directly affects the location of enterprises. From the perspective of comparative advantage framework, environmental regulation, like other factors of production, is the driver of the enterprise location. Secondly, environmental regulation indirectly affects the location of enterprises by changing the structure of production factors. This mechanism shows that environmental regulation makes the factor endowment of a region change structurally, and then affects the location of enterprises, especially the polluting ones. Thirdly, the influence of environmental regulation and factor endowment on the enterprise location exists regional heterogeneity and enterprise heterogeneity, and the impact on the location of enterprises in developed areas, low-productivity enterprises, and private enterprises is more significant. The three conclusions not only highlight the role of environmental factors in enterprise location, but also reflect that different types of enterprises are affected differently, which have some specific practical inspirations on how to use environment, labor and other factors to optimize resource allocation.

Key words: environmental regulation; factor endowment; resource allocation; enterprise location; negative binomial regression; Pollution Haven Effect