

环境规制是否影响了中国 制造业企业研发创新? ——基于微观数据的实证研究

蒋 为

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘 要:文章利用世界银行营商环境调查中中国企业的问卷调查数据,就环境规制对中国制造业企业研发创新行为的影响进行了实证检验。研究发现:首先,环境规制对中国制造业企业研发创新的扩展与集约边际均具有显著的正向影响,面临更强环境规制的企业更加倾向于进行研发创新并具有更大的研发投资额;其次,位于更强的产权保护的城市、更高污染强度行业的企业,环境规制对企业研发创新的促进将更加明显;最后,环境规制不仅促使中国制造业企业增加了研发倾向与研发投资,同样促使企业增强了产品创新与生产工艺流程的改进。

关键词:环境规制;研发创新;制造业企业

中图分类号:F272 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)02-0076-12

一、引 言

改革开放三十余年来,中国经济以年均8%以上的速度持续增长,使中国一跃成为经济总量世界第二、外汇储备世界第一的经济大国,创造了经济增长的奇迹。与此同时,许多地方政府片面追求高增长的经济目标,导致中国经济长期依赖于高投入、高消耗、高污染的粗放型增长模式,造成能源利用效率低和污染严重,导致自然环境迅速恶化,并引发了一系列环境领域的社会问题。在这种经济形势下,加强对环境污染的规制已经成为中国政府必然的政策选择。加强环境规制就一定会损害中国的经济增长吗?对这一问题进行研究与分析,对于中国经济发展的转型与长期增长具有重要的理论与现实意义。

关于环境规制与经济增长之间的关系有两种截然相反的观点:一种观点是污染天堂假说,认为发展中国家能够通过降低环境规制水平增强自身在污染密集型产品上的生产能力,发展中国家实施严格的环境规制将加重企业的生产成本而不利于其国际竞争力的提升(Cole和Elliott,2003;张红凤,2008;Levinson和Taylor,2008;Cole等,2010)。另一种观点是波特假说,认为适当的环境规制会刺激企业技术创新,并通过“创新补偿效应”以及“学习效应”促进长期经济增长(Porter和Linde,1995;李斌等,2011;李小平等,2012)。此外,有一部分学者认为环境规制与经济增长之间的关系是不确定的,具体情况取决于环境规制的强度与方式(张红凤,2008;宋文飞等,2014;王杰和刘斌,2014)。

收稿日期:2014-09-02

基金项目:国家自然科学基金项目(71473133);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(10JJD790016)

作者简介:蒋 为(1988-),男,新疆喀什人,南开大学经济学院博士研究生。

不管是污染天堂假说,还是波特假说均没有在实证中形成一致的意见。Antweiler 等(2001)通过跨国数据证实污染天堂假说确实是成立的。此外,Ederington 和 Minier(2003)、Levinson 和 Taylor(2008)的研究也均证实发展中国家能够通过降低环境规制水平促使本国商品竞争力的提高,从而起到保护本国产业的作用。与此相反,Arouri 和 Caporale(2012)的研究却证实污染天堂假说并不成立。关于波特假说,Greenstone 和 List(2012)的研究发现环境规制不仅有利于一国经济增长,还显著增强了美国制造业的竞争力;李小平等(2012)采用中国数据同样证实了环境规制增强了中国产品的国际竞争力;王杰和刘斌(2014)则采用中国工业企业数据证实了适宜的环境规制措施是有利于中国企业生产率水平提升的,但这种关系呈现倒 N 形。

在污染天堂假说与波特假说的基础上,许多学者针对中国环境规制的经济效应进行了理论与实证检验(张红凤等,2009;张成等,2011;李小平等,2012)。但现有的研究仍旧存在许多问题:首先,既有的对环境规制经济效应的研究大多是采用宏观经济数据对该地区或行业的贸易模式与竞争力进行实证检验,这无法反映出环境规制究竟对中国企业产生了怎样的影响;其次,这些对中国环境规制的研究大多采用省域治污费占增加值的比重来度量其环境规制的强弱,但不同企业所面临的环境规制强度是有着显著差异的,用该指标无法反映出不同企业所面临环境规制程度的不同;最后,既有研究要么是从产业比较优势的角度出发,要么是从地区或企业的生产率角度出发对环境规制进行讨论,但波特假说的核心是“创新补偿”效应,而“创新补偿”效应只是生产率与竞争力提高的一个原因,生产率与竞争力的提高并不一定是由研发和创新所导致的。因此,对波特假说的检验最好是直接讨论环境规制对企业研发创新活动的影响。正是基于以上三个方面,本文对既有研究进行了改进与深入挖掘。

本文在既有研究的基础上,利用世界银行营商环境调查中中国企业的问卷调查数据,更为准确地观测了企业所面临的环境规制,并就环境规制对中国制造业企业研发创新行为的影响进行了实证检验。围绕这一主题,本文的结构安排如下:第二部分是数据说明与计量模型的构建;第三部分是对计量模型基本结果的汇报与分析;第四部分从内生性问题、指标度量与样本选择问题的角度进行稳健性分析;第五部分是本文的结论与政策建议。

二、数据说明与计量模型的构建

(一)数据说明

本文所采用的数据取自世界银行 2003 年对中国 18 个城市的营商环境所做的抽样调查,被调查企业共计 2 400 家。调查企业分布在深圳、长沙、郑州、西安、贵阳等 18 个城市,覆盖东中西部地区。调查企业涵盖了制造业企业与服务业企业,由于本文集中于研究制造业企业的环境规制与研发行为,因此去掉了相关的服务行业企业,最后得到分析样本共计 1 616 家企业。与世界银行关于中国企业营商环境的其他问卷调查相比,本轮调查覆盖的企业虽然较少,但却包含了更多与研发和环境规制相关的问题,为我们研究环境规制与研发之间的关系提供了契机。

每家企业的调查问卷有两份。第一份问卷为企业经理人设计,问题涉及企业总体信息、投资环境、创新、认证、劳动力、基础设施、融资、与客户和供应商及政府之间的关系、公司治理结构以及税收等重要信息。第二份问卷为企业的主管会计和人力资源经理设计,要求填写企业各项财务指标、所有权结构以及雇员结构等信息。第一份问卷主要填写企业 2002 年的信息,第二份问卷中的大部分问题回溯至 1999 年,包括 1999 年、2000 年、2001 年和 2002

年4年的信息。但大部分问题仅针对2002年企业的情况进行调查,因此本文选用了2002年的企业情况进行实证检验。

(二) 计量模型构建

企业的研发决策包含了两个方面的内容:一方面,企业需要决定当期是否进行研发投入,即研发投入的扩展边际;另一方面,企业则面临究竟在研发创新方面投资多少的问题,即研发投入的集约边际。因此,我们参考Lin等(2010)的模型设定,分别采用Probit与固定效应方法设定本文的计量模型,设定计量模型如下:

$$\text{Prob}(RD_Dummy_{ft}=1) = \alpha + \beta_1 ER_{ft} + \gamma X_{ft} + \mu_{ft} \quad (1)$$

$$\text{Ln}(RD_{ft} + 1) = \alpha + \beta_1 ER_{ft} + \gamma X_{ft} + \mu_{ft} \quad (2)$$

其中, RD_Dummy_{ft} 表示企业 f 在时间 t 的研发投资状态虚拟变量,如果该变量等于1则说明企业在当年进行了研发投入,否则说明企业在当年未进行研发投入; RD_{ft} 表示企业 f 在 t 年的研发投入额; ER_{ft} 表示企业所面临的环境规制变量,该变量越大表明环境规制强度越强; X_{ft} 为其他企业层面的控制变量。同时,为了避免回归过程中的重要解释变量遗漏问题,我们在回归中控制了行业、地区固定效应。由于在对企业研发投入扩展边际的回归方程(1)中,被解释变量是典型的虚拟变量类型,采用固定效应模型往往会造成回归系数的有偏,因此我们选用了Probit模型对该方程进行检验。我们关注回归系数 β_1 的估计,预期估计系数 β_1 显著为正,即企业所面临的环境规制强度越强,企业越倾向于提高自身的研发创新倾向与投入。

环境规制是否能够促进企业研发倾向与投入的增强仍然取决于企业所处城市的产权保护环境与所处行业的污染强度,即企业所处行业的产权保护程度越高、所处行业的污染强度越高,则环境规制对企业研发的促进效应也就越大。正如我们在前文中所指出的,企业研发差异是企业面临的环境规制、地区产权保护环境与行业污染强度三方面因素共同作用的结果。我们使用现有文献中“差异中差异”的估计方法,以城市的产权保护环境与行业的污染强度为识别环境规制影响研发的渠道,关键解释变量是企业环境规制分别与城市产权环境和行业污染强度的两个交乘项,以及满秩的固定效应。如果假设中的渠道起作用,则模型交乘项估计系数为正。具体地,根据“差异中差异”方法的模型结构,借鉴Ma等(2010)对模型的设定,我们进一步加入了两个交乘项:城市产权保护环境与环境规制变量的交乘项以及行业污染强度与环境规制变量的交乘项,以检验城市产权环境与行业污染强度的变化是否会环境影响规制的研发创新效应。具体的回归方程表示如下:

$$\text{Prob}(RD_Dummy_{ft}=1) = \alpha + \beta_1 ER_{ft} + \beta_2 ER_{ft} \times Factor + \beta_3 Factor + \gamma X_{ft} + \mu_{ft} \quad (3)$$

$$\text{Ln}(RD_{ft} + 1) = \alpha + \beta_1 ER_{ft} + \beta_2 ER_{ft} \times Factor + \beta_3 Factor + \gamma X_{ft} + \mu_{ft} \quad (4)$$

回归中的其他设定与方程(1)与方程(2)完全相同,区别只在于方程(3)和方程(4)加入了环境规制强度与其他因素的交乘项。其中 $Factor$ 为加入的交乘影响因素,具体为城市产权保护程度与行业环境污染强度。我们预期得到的结果是,回归系数 β_2 显著为正,即环境规制对产权保护程度更高的城市与污染强度更高的行业中的企业研发促进作用更强。

(三) 指标构建

1. 研发与创新。在企业调查数据中,根据问卷中的B.19问题,企业汇报了2002年企业的研发投入情况。我们按照企业汇报的研发投入情况构建了两个变量。一方面,我们构建了企业的研发投入状态虚拟变量,即如果企业在2002年进行研发投入则取1,否则取0;另一方面,我们构建了企业的研发投入额变量,并对其进行对数化处理。由于部分企业研发

投入为 0,无法进行对数运算,因此我们采取 $\ln(RD+1)$ 的方式对其进行度量。

2. 环境规制。在世界银行的企业调查数据中,B.14 问题专门就企业在接受环境部门检查与规制过程中所花费的时间与成本进行询问;接受环境部门检查的时间、受到环境部门罚款的数额与被环境部门索要的贿赂,企业根据其具体情况填写具体数值。因此,我们从这三个方面设定企业所面临的环境规制变量,具体地,我们对问卷中填写的数值进行了对数化处理,即分别为 $\ln(environment 1+1)$ 、 $\ln(environment 2+1)$ 和 $\ln(environment 3+1)$,我们在基础回归中均采用以时间度量的环境规制作为其代理变量,而将采用其他两种变量对其进行进一步的稳健性分析。对企业的环境规制变量进行描述性统计显示,以时间度量的环境规制变量的最小值为 1,最大值为 5.58,具有显著的差异性,这表明不同企业所面临的环境规制是极为不同的。进一步地,我们根据企业以时间度量的环境规制变量等于 0 或大于 0 为依据,即是否与环境相关部门检查消耗时间,将所有企业划分为两组。我们分别对非环境规制组和环境规制组企业的研发创新行为进行了 t 检验,具体结果如表 1 所示。表中 t 检验的原假设为非环境规制组研发创新变量大于环境规制组的研发创新变量,表中的结果显示:所有研发创新行为均在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设,即支持了环境规制企业具有更高的研发创新倾向。

表 1 企业研发创新行为的描述性统计

变量	$\ln(environment 1+1)=0$			$\ln(environment 1+1)>0$			差异		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	均值	标准差	t 统计量
<i>RD_Dummy</i>	856	0.35	0.48	760	0.53	0.50	-0.18	0.02	-7.54***
<i>LnRD</i>	835	1.83	2.90	738	3.27	3.55	-1.45	0.16	-8.89***
<i>Product innovation1</i>	856	0.40	0.49	760	0.53	0.50	-0.13	0.02	-5.11***
<i>Product innovation2</i>	856	0.24	0.43	760	0.27	0.44	-0.03	0.02	-1.45*
<i>Process innovation1</i>	856	0.38	0.49	760	0.48	0.50	-0.10	0.02	-3.95***
<i>Process innovation2</i>	856	0.51	0.50	760	0.61	0.49	-0.10	0.02	-4.01***
<i>Process innovation3</i>	856	0.54	0.50	760	0.64	0.48	-0.10	0.02	-3.99***

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 显著性水平。

3. 城市产权保护环境与行业环境污染强度。Lin 等(2010)强调了产权保护与契约环境对企业研发的显著影响,他们利用中国企业数据证实产权保护程度有助于企业增加研发投入。企业如果在一个产权保护缺失的环境中,即使受到环境规制的影响,企业进行研发投入也是无利可图的。因此,我们加入了城市环境保护程度的影响及其交乘项。我们采用世界银行在《中国政府治理、投资环境与和谐社会》研究中,对中国不同城市的产权保护程度进行评价时计算的指数作为该城市产权保护环境的代理变量。在我们的样本城市中,产权保护程度指数的最大值为 0.982(杭州),最小值为 0.357(南宁),各城市的产权保护程度呈现巨大的差异性。

Cole 等(2010)强调了环境规制对于不同环境污染强度行业影响的差异性,并发现环境规制越强越易导致高污染强度的行业发生产业转移。企业如果在一个污染强度更高的行业中,环境规制将更多地针对这部分企业,环境规制政策对于这部分企业所产生的压力也是更大的,企业将具有更大的动力进行研发创新。由于我国环境规制部门建立起了较为全面的水污染管控检测体系,因此我们采用了不同行业在 2002 年废水排出量与该行业增加值的比值作为其污染强度的代理变量。在样本行业中,行业污染强度最大值是化工产品和医药制

品的 37.309,最小值是电子设备制造的 1.500,各行业污染强度也呈现出巨大的差异性。

4. 其他控制变量。除了与研发和环境规制有关的变量以外,为避免重要解释变量的遗漏问题,本文借鉴 Shleifer 和 Vishny(1993)、Lin 等(2010)的研究,进一步控制了政府行为、经理人特征、企业特征和经营环境方面的控制变量。(1)政府行为。一方面,我们加入了企业“帮助之手”的影响。根据企业问卷中的信息,我们选取了问题 H3 中就企业交往政府部门中负责提供有效公共服务官员数量所占的比重,度量了政府行为的“帮助之手”的作用。另一方面,我们控制了企业所有制对企业研发创新的影响,加入了企业国有资本所占比重与外资资本所占比重,度量了国有经济与外资经济对企业研发的影响。(2)经理人特征。一方面,我们控制了企业经理人的受教育程度方面的影响。具体地,我们采用了问卷中关于企业经理人受教育程度的询问信息,我们设定变量从 1 到 6 分别表示经理人具有小学以下、小学、初中、高中、本科和研究生的学历,即变量赋值越大表示企业经理人具有更高的受教育程度。另一方面,我们控制了企业经理人任命方面的信息。具体地,我们采用了问卷中问题 M6 的调查信息,设定了虚拟变量:政府任命虚拟变量,若经理人是由政府任命则取 1,否则取 0;非企业任命虚拟变量,除政府任命之外,如果经理人是由工会或者集体组织任命的,并非由董事会、股东会、企业所有者任命的,我们设定其为 1,否则为 0。(3)企业特征与经营环境。我们控制了企业上一期销售收益率、企业规模与经营年限的影响,通过引入出口虚拟变量控制了企业出口行为。此外,我们引入了与企业的经营环境相关的变量,即企业的竞争环境与融资环境。具体地,一方面,我们采用问卷中问题 A8 的调查信息,采用企业所面临的竞争者数量作为控制变量,我们设定变量为 1 到 5,表示企业所面临的竞争者由少到多;另一方面,我们采用了问题 L2(3)中对企业的银行贷款方面的信息,设定虚拟变量,如果企业拥有银行贷款,取 1,否则取 0。

三、实证结果与分析

(一)基本回归结果

我们对方程(1)与方程(2)中研发投资的扩展与集约边际,分别采用 *Probit* 模型与固定效应模型进行估计,并在模型的估计中控制了城市与行业的固定效应,估计所得到的结果如表 2 所示。表 2 的左右两侧我们分别汇报了根据方程(1)与方程(2)估计所得到的结果,表中的结果为了避免异方差问题对回归结果的影响,均考虑了回归方程的稳健标准差。在表 2 的列(1)到列(3)中,我们采用逐步加入控制变量的方式对企业研发的扩展边际进行回归。为了防止普通最小二乘在估计虚拟变量方程过程中所出现的有偏问题,我们采用了 *Probit* 模型对方程进行估计。首先,我们在方程中加入了环境规制、企业特征和经营环境方面的变量,估计结果中环境规制变量的估计系数在 1%的显著性水平上为正。其次,我们在方程中加入了政府行为对企业研发的影响,但这并没有影响回归结果,环境规制仍然表现出对企业研发行为具有显著的促进作用。最后,我们在回归中加入了企业经理人特征的变量,环境规制对企业研发倾向的促进作用仍然显著为正。从前 3 列的回归结果可以发现,企业所面临的环境规制将显著地加大企业的研发倾向,即企业研发的扩展边际,从而提高企业的研发水平。在表 2 的列(4)到列(6)中,仍采用逐步加入控制变量的方法以检验环境规制对企业研发集约边际的影响。为了避免回归过程中可能出现的遗漏重要解释变量问题,我们采用了固定效应模型,在控制了企业所在城市与行业的固定效应后,对模型进行估计。从表 2 的估计结果可以发现,在逐步考虑企业特征、经营环境、政府行为和经理人特征方面的变量后,环

境规制变量的估计系数均显著为正,这表明企业所面临的环境规制确实有助于增加企业的研发投入量,即增加了企业研发投入的集约边际。

表 2 基本回归结果

	RD_Dummy			Ln(RD+1)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln(environment1+1)	0.129*** (3.48)	0.114*** (2.90)	0.121*** (3.01)	0.341*** (4.26)	0.316*** (3.74)	0.324*** (3.85)
Helping Hand		0.290** (2.48)	0.295** (2.48)		0.567** (2.48)	0.570** (2.50)
State		-0.044 (-0.39)	0.008 (0.07)		-0.251 (-1.21)	-0.099 (-0.47)
Foreign		-0.445*** (-2.68)	-0.578*** (-3.39)		-0.725** (-1.97)	-0.972*** (-2.59)
CEO Education			0.254*** (3.80)			0.424*** (3.95)
State-Appointed			-0.286*** (-2.59)			-0.710*** (-3.47)
Nomination			-0.291*** (-2.94)			-0.527*** (-2.93)
Lagged ROS	0.014 (0.81)	0.021 (0.80)	0.027 (1.13)	0.004** (2.13)	0.002 (1.03)	0.004* (1.82)
Competition	-0.133*** (-4.64)	-0.142*** (-4.67)	-0.131*** (-4.25)	-0.332*** (-5.42)	-0.356*** (-5.63)	-0.333*** (-5.36)
Finance	0.347*** (4.04)	0.344*** (3.79)	0.320*** (3.46)	0.884*** (4.84)	0.848*** (4.41)	0.789*** (4.09)
Export	0.162* (1.71)	0.218** (2.15)	0.193* (1.89)	0.398** (2.00)	0.434** (2.07)	0.383* (1.84)
Firm size	0.256*** (7.51)	0.279*** (7.41)	0.228*** (5.81)	0.779*** (11.07)	0.834*** (10.95)	0.742*** (9.43)
Firm age	-0.010*** (-3.31)	-0.011*** (-3.34)	-0.009** (-2.45)	-0.021*** (-3.76)	-0.022*** (-3.55)	-0.016** (-2.54)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.199	0.206	0.222	0.369	0.377	0.391
Observation	1 534	1 391	1 381	1 495	1 353	1 343

注:括号内为考虑稳健标准差的 t 统计量,*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平;Probit 模型中 R^2 统计量为 Pseudo R^2 ,固定效应模型估计结果的 R^2 为拟合优度统计量。下表同。

此外,在估计时我们还逐步控制了其他相关的变量。

首先,我们在方程中加入了有关企业特征和经营环境方面的控制变量。企业前一期销售收益率的估计系数并不显著,这就意味着企业上一期的销售利润的再投资可能并没有改变企业的研发行为,即中国企业的研发投资的融资方式很少依赖于企业的内部资金。企业面临的市场竞争程度的估计系数显著为负,即市场竞争越激烈,企业的研发投入就越低。企业获得贷款的便利性的系数显著为正,这表明企业获得贷款越便利则企业越倾向于研发投入。这说明中国企业进行研发投入更多地是依赖于银行贷款之类的外部融资,面临更低融资约束的企业将从事更多的研发投入。企业出口变量的估计系数显著为正,这表明出口企业的研发投入显著高于非出口企业。我们还加入了企业规模与经营年限的控制变量,企业规模的估计系数显著为正,而经营年限的估计系数显著为负,也就是说规模更大、经营年

限更长的企业具有更高的研发倾向与研发投入。

其次,我们加入了政府行为的控制变量。一方面,我们在方程中加入了政府“帮助之手”对企业研发的影响作为控制变量。政府“帮助之手”的估计系数显著为正,也就是说企业交往的政府部门中官员提供有效公共服务比重越高的企业研发投入也会越大。政府官员提供有效公共服务比重越高表明政府越倾向于提供“帮助之手”,而不是为了索取回报或者攫取企业的资源,这时企业将把更大的努力放在研发投入上以提高企业的竞争力。另一方面,我们在方程中加入了国有资本份额与外资资本份额的比重,国有资本份额的估计系数并不显著,而外资资本份额的估计系数显著为负,这也就意味着国有资本相比私营资本来说,对研发并没有显著的促进效应;但外资资本份额的增加却显著降低了企业的研发投入,这可能是由于外资企业在中国只是借助中国廉价的劳动力,而将附加值更高的研发创新仍然留在母公司。

最后,我们在回归方程中加入了经理人的特征作为控制变量。一方面,我们加入了企业经理人的受教育程度作为控制变量。经理人受教育程度的估计系数显著为正,这说明经理人受教育程度越高,企业越倾向于从事研发创新并提高其研发投入;经理人受教育程度越高,其对于企业发展的思路也越倾向于依赖于研发创新,从而提高企业的整体竞争力,而不是短期的盈利行为。另一方面,我们加入了经理人的任命方式作为控制变量,如果企业经理人被政府直接任命,变量的估计系数显著为负,这表明被政府任命经理人相比董事会与股东会任命的经理人对于研发投入具有更低的倾向。如果企业经理人被工会或集体组织任命,估计系数同样显著为负,被工会或其他集体组织任命的经理人相比董事会与股东会任命的经理人也具有更低的研发投入倾向。

(二)扩展回归结果

为了分析企业所面临的城市产权保护环境与行业污染强度对环境规制的研发创新促进效应的影响,我们进一步加入了城市产权保护环境和行业污染强度与环境规制变量的交乘项,以检验城市产权保护环境和行业污染强度的变化是否会影环境规制的研发创新效应,并进一步建立起环境规制与企业研发之间的因果联系。我们根据回归方程(3)和方程(4)进一步进行计量回归,得到的回归结果如表3所示。其中,Interaction1与Interaction2分别表示环境规制与城市产权保护环境和行业污染强度的交乘项;加入交乘项后,其他变量的结果均与基本回归并没有显著的差异。如表3结果所示,无论是与产权保护环境变量的交乘项还是与行业污染强度变量的交乘项,估计系数均显著为正。这一结果表明:一方面,企业所面临的产权保护环境越好,企业在面临环境规制过程中的研发创新倾向与支出将越高;另一方面,企业所处行业的污染强度越高,企业在面临环境规制过程中的研发创新倾向与支出也越高。

表3 扩展回归结果

	RD_Dummy				Ln(RD+1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Ln(environment1+1)	0.045*** (3.37)	0.153*** (3.14)	0.090*** (3.42)	0.087*** (3.37)	0.322*** (3.30)	0.128*** (3.49)	0.332*** (3.41)	0.341*** (3.34)
Interaction1	0.144*** (2.73)	0.048** (2.23)			1.142*** (2.84)	0.779* (1.90)		
Contract	0.344*** (3.20)	0.331*** (3.08)			0.114*** (3.20)	0.168*** (3.29)		
Interaction2			0.039** (2.02)	0.049** (2.24)			0.020** (2.27)	0.004** (2.05)
Intensity			4.049*** (3.38)	3.413*** (2.71)			0.315** (2.45)	0.306** (2.14)

续表3 扩展回归结果

	RD_Dummy				Ln(RD+1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政府行为	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
经理人特征	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
企业特征与经营环境	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	否	否	否	否	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	否	否	否	否
R^2	0.170	0.197	0.168	0.195	0.345	0.370	0.339	0.375
Observation	1 534	1 381	1 534	1 381	1 495	1 343	1 495	1 343

四、稳健性检验与分析

(一)内生性问题

内生性问题产生的原因可能是企业研发倾向与支出的高低也会影响企业所面临的环境规制,即可能存在企业研发创新与环境规制之间的双向因果关系。解决双向因果关系引致的内生性问题最常用的方法就是寻找与环境规制相关,但不受企业研发创新影响的工具变量,然后通过二阶段回归得到更为一致的结果。然而,由于我们已经控制了许多的企业特征,要找到完全外生的工具变量并不容易。因此,我们参考 Fisman 和 Svensson(2007)对内生性问题的处理方式,将涉及行业与城市的变量的平均值作为工具变量。他们认为一个地区或行业的特征变量并不直接受到单个企业行为的影响,而一个地区与行业的平均水平却直接与解释变量相关。参考 Fisman 和 Svensson(2007)的方法,我们通过计算不同城市与不同行业环境规制变量的平均值作为其工具变量,进而通过二阶段回归,具体结果如表 4 所示。

表 4 列示了二阶段 Probit 模型与二阶段最小二乘回归所得到的结果。我们采用了两种方法来检验工具变量回归的设定是否合适。一方面,我们采用 Hansen J 检验对工具变量回归所面临的过度识别问题进行检验。所有检验均不能拒绝回归不存在过度识别问题的原假设,即我们的工具变量回归设定是合适的。另一方面,我们采用 F 检验对一阶段回归进行检验,检验的原假设是工具变量对内生变量没有充足的解释能力。从表中的结果我们能够看出,所有的结果均表示拒绝原假设,即工具变量对内生变量具有充足的解释能力。因此,我们的二阶段回归设定是合理的。进一步从表 4 的结果中能够发现,不管是对企业研发行为的扩展边际还是对于研发行为的集约边际来说,环境规制对于企业研发创新的影响均是显著为正的,即环境规制显著促进了中国企业研发创新的扩展与集约边际。

表 4 内生性问题与工具变量回归结果

	RD_Dummy			Ln(RD+1)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln(environment l+1)	0.543*** (3.94)	0.431*** (2.76)	0.434*** (2.67)	1.463*** (3.70)	1.287*** (3.26)	1.279*** (3.19)
政府行为	否	控制	控制	否	控制	控制
经理人特征	否	否	控制	否	否	控制
企业特征与经营环境	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表4 内生性问题与工具变量回归结果

	RD_Dummy			Ln(RD+1)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>F-test</i>	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
<i>Hansen test</i>	0.732	0.811	0.839	0.587	0.641	0.773
<i>Observation</i>	1 534	1 391	1 381	1 495	1 353	1 343

(二)产品创新与流程创新

企业的创新行为除了研发投入之外,还有产品创新与流程创新。根据表1所示的结果,面临环境规制的企业不仅在研发方面显著优于其他企业,在产品创新与流程创新方面同样具有显著的优势。因此,我们将产品创新与流程创新引入到回归当中,以检验结论是否稳健。世界银行的调查数据中B1问题反映了企业是否引入了新产品、是否引进了新的生产线、是否引入了新的生产流程改进、是否引入了新的管理技术和是否引入了新的质量管理体系。我们能够据此来检验环境规制是否促进了企业的产品创新与流程创新。

表5 环境规制对企业产品与流程创新的影响

	产品创新		流程创新		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ln(environment+1)	0.023*** (3.61)	0.054*** (3.34)	0.040*** (3.09)	0.110*** (2.93)	0.085** (2.21)
政府行为	控制	控制	控制	控制	控制
经理人特征	控制	控制	控制	控制	控制
企业特征与经营环境	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Pseudo R²</i>	0.163	0.106	0.113	0.110	0.110
<i>Observation</i>	1 381	1 381	1 381	1 381	1 381

表5的列(1)到列(5)分别列示了企业是否引入了新产品、是否引进了新的生产线、是否引入了新的生产流程、是否引入了新的管理技术和是否引入了新的质量管理体系的回归结果,我们同时将结果划分为产品创新与流程创新两部分进行讨论。在产品创新方面,环境规制对企业是否引入新产品与新的生产线的影响均显著为正,也就是说企业所面临的环境规制显著增强了其产品创新的倾向。在流程创新方面,环境规制对企业是否引入了新的生产流程、是否引入了新的管理技术和是否引入了新的质量管理体系的估计系数也均显著为正,这表明企业所面临的环境规制显著增强了其流程创新的倾向。总体来说,环境规制不仅促使企业提高了研发投入倾向,而且也提高了企业的产品创新与流程创新的倾向,并且这并不因创新行为刻画方式的不同而发生变化。

(三)样本选择问题及修正

回归方程分别考察企业研发行为的扩展与集约边际,但在对研发行为集约边际的回归过程中,仅考察了有研发行为的企业的变化,这将引发典型的样本选择偏差问题,从而造成结论是有偏的。为了克服样本选择性偏差问题给回归结果带来的影响,我们采用 Heckman (1979)建议的 Heckman 两阶段模型的方法来处理偏差问题。第一步,我们通过估计一个每年企业是否研发的 *Probit* 模型,进而计算 *Mills ratio* 统计量。第二步,我们估计了包括基本回归模型中的被解释变量与解释变量的固定效应模型,并加入年份虚拟变量与 *Mills ratio* 统计量倒数与年份虚拟变量的交叉项对模型进行修正。

表 6 样本选择问题与 Heckman 模型的修正

	(1)First	(2)Second	(3)First	(4)Second	(5)First	(6)Second
$\ln(environment+1)$	0.129*** (3.48)	0.327*** (4.333)	0.114*** (2.90)	0.322*** (4.279)	0.121*** (3.01)	0.323*** (4.352)
<i>Mills Ratio</i>	0.966*** (43.671)		0.966*** (45.528)		0.947*** (48.215)	
政府行为	否	否	控制	控制	控制	控制
经理人特征	否	否	否	否	控制	控制
企业特征与经营环境	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observation</i>	1 381	1 381	1 381	1 381	1 381	1 381

在选择模型的设定上,本文加入了企业特征变量、行业与城市固定效应作为选择模型的控制变量。具体来说,加入了企业特征和经营环境、政府行为和经理人特征作为选择模型的控制变量,进而对两阶段模型进行估计。表 6 汇报了两阶段模型的 *Mills ratio* 统计量,*Mills ratio* 统计量的原假设为样本并不存在样本选择问题,*Mills ratio* 统计量等于零。表中的估计结果显示,*Mills ratio* 统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,即样本存在选择性偏误问题,进行二阶段选择模型的修正是有必要的。表 6 汇报了 Heckman 两阶段模型第一阶段与第二阶段的回归结果,回归结果与基本回归结果并没有出现显著的差异,环境规制无论是在第一阶段还是在第二阶段的估计结果中,其估计系数均显著为正,这表明环境规制确实提高了中国企业的研发倾向与研发投入,并不因样本选择问题而发生变化。

(四)其他稳健性检验

本文还分别从环境规制变量的度量与样本稳健性角度对核心结论进行了稳健性检验。具体而言,一方面,本文的基本回归采用了企业在运营过程中对于环境部门官员检查所花费的时间作为环境规制的代理变量,为了确保检验结果不会因指标的变化而发生变化,我们进一步采用指标说明中世界银行营商环境调查中的环境方面的罚款成本与对环境部门官员的贿赂情况作为代理变量,并重新进行了回归检验,结果同样证实了本文的结论。因此,本文所得到的结果并不因所选取代理变量的变化而变化,即结果是稳健的。另一方面,本文的基本回归结果采用的是世界银行企业调查数据,仅包含中国部分城市与行业的样本企业,在中国其他地区与行业是否能得出相似的结论呢?为了避免这一问题对实证结论的干扰,我们进一步采用 2005—2007 年中国工业企业样本进行稳健性检验。根据现有大量对环境规制度量进行研究的文献,我们采用中国不同省份工业污染治理完成投资与工业增加值的比值作为不同省份环境规制强度的代理变量,即污染治理完成投资强度更高的省份具有更高的环境规制程度。此外,我们采用中国工业企业数据中企业当年的研发支出来度量企业的研发行为。与基本回归类似,我们分别考虑了企业研发投资的扩展与集约边际并进行稳健性检验。估计结果同样证实了本文的结论。因此,本文的结论并不受回归样本变化的影响。

五、结 论

本文利用世界银行营商环境调查中中国企业的问卷调查数据,就环境规制对中国制造业企业研发创新行为的影响进行了实证检验。研究发现:首先,环境规制对中国制造业企业的研发创新具有显著影响,面临更强环境规制的企业更加倾向于进行研发创新并具有更大的研发投入额;其次,位于更强的产权保护环境城市、更高污染强度行业的企业,环境规制对

企业研发创新的促进将更加明显;再次,环境规制不仅促使中国制造业企业增加了研发倾向与研发投资,同样促使企业增强了产品创新与生产工艺流程的改进;最后,在考虑对内生性问题、产品创新与流程创新、环境规制的度量和样本选择问题后,我们得到的结论仍然是稳健的。总体来看,环境规制激发了中国制造业企业的研发创新活动。

本文的研究结论对于中国企业的研发创新与我国经济增长方式的转型具有重要的政策内涵。本文的研究结论表明,环境规制对企业的研发创新具有显著的促进作用,因而利用降低环境规制强度的方法来促使本地区经济发展的做法在长期来看是不可取的,政府应当进一步加强对企业的环境规制,形成并完善环境监测网络。一方面,通过强化企业的环境规制措施,刺激企业进行治污技术创新,让企业在高治污水平上实现污染减排和治理;另一方面,要通过加强对企业的环境规制,进一步增强企业的研发创新意识,以此提高生产率与国际竞争能力。政府通过降低环境规制水平以获得污染密集型产业发展的做法是极为不妥当的,科学合理地提高本地区对企业污染问题的规制才是保持经济长期发展的关键举措。

* 本文得到南开大学博士研究生科研基金资助项目(68140001)的资助。

参考文献

- [1]李斌,彭星,陈柱华.环境规制、FDI与中国治污技术创新——基于省际动态面板数据的分析[J].财经研究,2011,(10):92—102.
- [2]李小平,卢现祥,陶小琴.环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J].世界经济,2012,(4):62—78.
- [3]宋文飞,李国平,韩先锋.价值链视角下环境规制对R&D创新效率的异质门槛效应——基于工业33个行业2004—2011年的面板数据分析[J].财经研究,2014,(1):93—104.
- [4]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.
- [5]张成,陆旸,郭路,等.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011,(2):113—124.
- [6]张红凤.制约、双赢到不确定性——环境规制与企业竞争力相关性研究的演进与借鉴[J].财经研究,2008,(7):16—26.
- [7]张红凤,周峰,杨慧,等.环境保护与经济发展双赢的规制绩效实证分析[J].经济研究,2009,(3):14—26.
- [8]Antweiler W, Copeland B, Taylor M. Is free trade good for the environment? [J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 877—908.
- [9]Arouri M, Caporale E, Rault C, et al. Environmental regulation and competitiveness: Evidence from Romania[J]. Ecological Economics, 2012, 81(9), 130—139.
- [10]Cole M, Elliott 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.
- [11]Cole M, Elliott R, Okubo T. Trade, environmental regulations and industrial mobility: An industry-level study of Japan[J]. Ecological Economics, 2010, 69(10): 1995—2002.
- [12]Ederington J, Minier J. Is environmental policy a secondary trade barrier? An empirical analysis[J]. Canadian Journal of Economics, 2003, 36(1): 137—154.
- [13]Fisman R, Svensson J. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence[J]. Journal of Development Economics, 2007, 83(1): 63—75.
- [14]Greenstone M, List J, Syverson C. The effects of environmental regulation on the competitiveness of U.S. manufacturing[R]. NBER Working Paper No.18392,2012.
- [15]Heckman J. Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica, 1979, 47(1): 153—161.

- [16]Levinson A, Taylor M. Unmasking the pollution haven effect[J]. *International Economic Review*, 2008, 49(1): 223—254.
- [17]Lin C, Lin P, Song F. Property rights protection and corporate R&D: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2010, 93(1): 49—62.
- [18]Ma Y, Qu B, Zhang Y. Judicial quality, contract intensity and trade: Firm-level evidence from developing and transition countries[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2010, 38(2): 146—159.
- [19]Porter M, Linde E. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97—118.
- [20]Shleifer A, Vishny R. Politicians and firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995—1025.

Does Environmental Regulation Affect R&D Innovation of Manufacturing Firms in China? Empirical Study Based on Micro Data

Jiang Wei

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Based on the questionnaire of Chinese firms in the World Bank Business Environment and Enterprise Performance Survey, this paper empirically tests the effect of environmental regulation on manufacturing firms' R&D innovation in China. It arrives at the following conclusions: firstly, environmental regulation plays a significantly positive role in extensive and intensive margins of Chinese manufacturing firms' R&D innovation and firms with stronger environmental regulation have higher R&D preference and more R&D investment; secondly, in firms which are located in cities with stronger property rights protection and in higher-level pollution industries, environmental regulation plays a more obviously positive role in R&D innovation; finally, environmental regulation advances not only the R&D tendency and the rise in R&D investment in Chinese manufacturing firms, but also the enhancement of product innovation and the improvement of production process.

Key words: environmental regulation; R&D innovation; manufacturing firm

(责任编辑 周一叶)