

高强度环境规制能促进产业结构升级吗?

——基于环境规制分类视角的研究

胡建辉*

摘要:产业结构升级是践行可持续发展理念的重要途径,环境规制则可以通过优胜劣汰来驱动产业结构的不断调整。环境规制对产业结构升级产生什么样的作用以及如何产生作用,是本文研究的重点,这也是正确发挥环境规制作用、顺利实现产业结构升级的重要议题。本文采用中国30个省市自治区(不含港、澳、台和西藏地区)的面板数据,运用面板门槛模型,考察了环境规制同产业结构升级的非线性关系并估计门槛值。研究发现:行政化环境规制对产业结构升级表现出显著正向促进作用,市场化环境规制对产业结构升级的影响显著且存在基于行政化环境规制的“双门槛效应”。此外,在行政化环境规制的配合下,我国大部分省份的市场化环境规制显著驱动了产业结构的升级;由于吉林和江西等5个省份行政化环境规制较弱而未能实现与市场化等环境规制工具的有效组合,导致正式环境规制明显抑制了产业结构的升级;山西和贵州等6个省份对行政化规制工具的过分依赖,使得正式环境规制对产业结构升级表现出不显著的阻碍作用。

关键词:行政化环境规制;市场化环境规制;产业结构升级;门槛效应

一、引言

改革开放30多年来,我国取得的经济成就举世瞩目,现已成为世界第二大经济体。可是,在城镇化和工业化的快速推进过程中,由于我国高投资、高消耗和高排放的粗放型经济增长方式,导致生态环境不断恶化。面对日益严重的生态环境问题,中共中央、国务院于2015年颁布了《关于加快推进生态文明建设的意见》,明确指出加快推进生态文明建设是加快转变经济发展方式、提高发展质量和效益的内在要求,是坚持以人为本、促进社会和谐和必然选择,号

*胡建辉,中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子邮箱:laoda1607111@163.com。

本文是国家社会科学基金重大项目“转型发展新阶段中国经济增长动力研究”(14ZDB120)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人的意见,文责自负。

召全党、全社会积极行动,深入持久地推进生态文明建设。为了建设“美丽中国”,实现中华民族的永续发展,我国需要进一步完善环境规制的相关体制机制建设,协调好经济发展同生态环境保护之间的关系,为国民经济的可持续发展筑牢根基。

作为促进经济可持续发展和生态环境保护相协调的关键路径,产业结构升级^①不仅有利于技术和知识密集型产业比重的提高,促进技术创新,而且有利于高能耗和高污染产业比重的降低,促进清洁生产设备投资和相关环境技术的研发,便于从源头上对污染物的产生和排放进行控制。由于政府对产业政策的引导和干预,使得我国的产业结构调整具有较为明显的计划经济特征,地方政府受制于中央政府的强制性要求,而企业则受到来自地方政府的压力,导致产业结构调整缺乏相应的内在激励。而环境规制则不然,环境规制的实施会导致企业内部成本增加,企业为了生存下去就必须对已有的产品结构、组织管理模式和技术水平等做出相应调整,这种“倒逼作用”恰能提供结构调整的内在激励。因而,环境规制对产业和企业的这种强制性“精洗”,不可避免的具有一种优胜劣汰作用,驱动着产业结构的不断调整。

在环境规制中,不存在固定的政府干预模式,也没有独立的规制工具,基于市场的规制工具和传统的规制工具都有发挥作用的空间(Stavins, 2002)。环境规制政策效用的发挥需要市场化和行政化等各种规制工具的组合使用,一种环境规制工具强度的变化对另一种规制工具的产业结构调整效应究竟会产生怎样的影响?这种影响是线性的吗?环境规制同产业结构升级之间存在“双赢”关系吗?这些问题的解答对于如何依靠差异化的环境规制来有效促进产业结构升级具有重要的理论意义和现实意义。

二、文献回顾

目前看,国内外学者在环境规制与产业方面的研究,微观领域主要关注环境规制对企业技术创新、产业竞争力和产业绩效的影响,宏观领域主要注重环境规制与产业转移之间的关系,而对环境规制与产业结构升级的直接研究尚不多见。

在微观领域,就环境规制对企业技术创新、产业竞争力和产业绩效的影响展开的研究主要有三种代表性的观点。第一种观点是“遵循成本说”,该观点认为在环境规制的约束下,企业的生产成本会因污染治理费用的支付和生产要素价格的提升而增加,使得企业的创新能力和竞争力下降,最终对企业绩效和产业绩效产生负面影响(Levinson & Taylor, 2008; 傅京燕、李丽莎, 2010)。第二种观点是“创新补偿说”,该观点认为适度的环境规制可以激发企业的创新补偿效应,使被规制企业能够在变动的约束条件下,提升自身的资源配置水平和技术进步能力(Domazlicky & Weber, 2004; 蒋为, 2015; 张平等, 2016)。第三种观点认为,环境规制对技术创新以及企业

^①为了行文方便,本文对“产业结构升级”和“产业结构调整”这两个词语不加区分的交叉使用。

或产业绩效的影响具有不确定性(Lanoie et al., 2008; 臧传琴、张菡, 2015; 杜威剑、李梦洁, 2016)。

在宏观领域,就环境规制与产业转移两者关系争论的焦点在于“污染避难所假说”是否成立。有的学者支持“污染避难所假说”的存在,他们认为较高的环境标准和较严厉的环境规制措施会损害一国国内相关产业的国际竞争力,而那些实施宽松环境标准的国家就会吸引更多对环境敏感的外国直接投资,进而助长了其污染密集型产业的发展,最终成为污染的避难所(Ljungwall & Linderahr, 2005; 张友国, 2015; 金春雨、王伟强, 2016)。有的学者认为环境规制的强弱与污染产业转移之间不存在相关性,“污染避难所假说”并不存在(Eskeland & Harrison, 2003; 谢申祥等, 2012; 张兵兵等, 2014)。而有的学者认为“污染避难所假说”是否存在并不确定(Jaffe et al., 1995; 周长富等, 2016)。

在已有的关于环境规制和产业结构升级之间关系的研究中,多数学者均将环境规制影响产业结构升级的机理作为研究重点。国外学者虽没有就环境规制影响产业结构升级的作用机制展开直接研究,但却为相关研究的开展指明了方向。国外学者的研究结论主要集中于两个方面,一是认为环境规制能够通过调整生产规模来提高企业的集中度进而限制产出(Markusen et al., 1991; Conrad, 2005);二是环境规制可以通过设置进入障碍、抑制产业成长和重新配置相关企业的市场配额来影响市场结构(Pashigian, 1984; Blair & Hite, 2005)。而国内学者,就环境规制影响产业结构升级的机理所做的研究涉及多种角度,有的认为环境规制强度的增加可以促使企业排污量减少,随着产业中技术复杂度的提高,产业层次会进一步上升,产业终将实现优化升级(韩晶等, 2014);有的认为环境规制能够通过筛选效应、内部和外部技术溢出效应,促使绿色经济效率依靠“扩散效应”和“极化效应”产生空间联系,进而影响区域产业结构升级(钱争鸣、刘晓晨, 2014);有的认为环境规制能够通过调整消费需求、投资需求、技术创新和FDI的影响间接影响产业结构升级(肖兴志、李少林, 2013; 谢婷婷、郭艳芳, 2016)。

从以上研究来看,国内外学者对环境规制与技术创新、产业绩效和产业转移之间关系开展了广泛而深入的研究,但有关环境规制对产业结构升级的作用的研究相对较少。已有的关于环境规制和产业结构升级关系的研究,学者们较为一致的认为环境规制对产业结构升级存在倒逼效应,并且这种倒逼效应存在显著的门槛特征(原毅军、谢荣辉, 2014; 钟茂初等, 2015)。但是,这样的结论是在忽略了不同环境规制工具特点之后得出的,环境政策的制定不是在各种类型环境规制工具之间进行简单的选择,而是需要各种类型规制工具的组合使用(马士国, 2008),一种规制工具强度的变化可能对另一种规制工具的产业结构调整效应有显著影响,并且这种影响可能是非线性的。基于已有研究的不足,本文尝试从环境规制工具分类的视角,采用2003–2012年^①的省际面板数据探究行政化环境规制和市场化环境规制基于彼此的相互作用而

^①出于数据获得性的考虑,本文将研究的时间跨度确定为2003–2012年。

对产业结构升级产生的影响,检验一种规制工具的产业结构调整效应是否存在基于另一种规制工具的门槛特征。

本文余下内容安排如下:第三部分是研究方法的介绍;第四部分是相关变量选取和模型设定;第五部分是实证结果及其相关分析;第六部分是文章的基本结论和政策启示。

三、环境规制影响产业结构升级的理论假说

学者们最初将环境规制定义为政府的直接规制,即政府主要运用行政命令手段对环境资源利用实施直接干预。随着环境规制内涵的日益丰富,环境规制的手段不断多样化,除了有政府的命令控制型环境规制外,还有以市场为基础的激励性环境规制以及自愿性环境规制等。可是,当政府实施的正式环境规制缺失或是强度较弱时,为实现环保或污染减排的目标,诸多社会团体会与当地污染厂商进行协商和谈判,“非正式”的环境规制手段便应运而生(Pargal & Wheeler, 1996)。

由于传导机制不同,环境规制可相应分为行政化规制工具、市场化规制工具和非正式规制工具。行政化规制工具多指以行政法规和制度要求的形式,对环境污染行为实施直接规制,进而分配环境资源的一种指令机制。市场化规制工具是指通过市场信号来对排污者的行为决策施加影响,而不必通过对污染控制水平的明确界定来规范排污者的行为,是运用市场机制来分配环境资源的一种经济手段。非正式规制工具根植于无形的环保思想、环保意识、环保观念和环保认知中,是社会团体为了自身利益而追求较高环境质量的行为。相比于行政化和非正式规制工具,市场化规制工具不仅能带来巨大的成本节省,而且可以为减污技术的进步提供激励,因而,本文认为市场化规制工具对于促进产业绿色发展和结构转型,倒逼产业结构升级具有更大的作用。据此分析,提出如下假说:

假说 H1:不同的环境规制工具对产业结构的升级会产生不同的作用效果。

就正式环境规制而言,并非规制强度越大、环保标准越严格就越有利于产业结构的调整,其对产业结构调整倒逼作用存在“门槛效应”(原毅军、谢荣辉,2014)。这一结论也验证了金碚(2009)的观点:一定时期内,一国或地区对因企业无力承担不断提高的资源环境成本而被淘汰的冲击是有限的,如果超过一定限度,所实施的环境规制的强度和标准就是不可行的。但遗憾的是,这种结论是在未区分正式环境规制工具的条件下得出的。实际上为了满足效率、可行性和公平分配等要求,环境规制政策效用的发挥需要多种规制工具的组合使用,一种规制工具强度的变化可能对另一种规制工具产业结构调整效应的发挥产生影响,即一种规制工具对另一种规制工具产业结构调整效应的发挥也可能存在“门槛效应”。据此分析,提出如下假说:

假说 H2:行政化规制工具对产业结构调整倒逼效应存在基于市场化规制工具的门槛效应。

假说 H3: 市场化规制工具对产业结构调整倒逼效应存在基于行政化规制工具的门槛效应。

四、变量选取与模型设定

(一) 变量选取与数据说明

本文使用省际面板数据就行政化和市场化环境规制基于彼此的相互作用而对产业结构升级产生的门槛效应进行实证检验,时间跨度为2003–2012年,所有基础数据均来自于各期《中国环境年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》和“中经网统计数据库”。基于数据获得性的考虑,本文的研究对象为中国30个省市自治区(不包含港、澳、台和西藏地区)。根据研究需要,关于面板门槛模型的变量选取和相关数据处理作如下说明:

1. 产业结构升级变量

自上世纪70年代以来,信息技术革命给主要工业化国家的产业结构带来极大冲击,经济结构的服务化趋势逐渐成为产业结构升级的一个重要特征。基于“经济服务化”过程中的一种典型事实:第三产业的增长率快于第二产业的增长率(吴敬琏,2008),本文选用“第三产业增加值与第二产业增加值之比”作为产业结构升级的指标。这一做法能够较为清楚地刻画出经济结构的服务化倾向,可以明确揭示一个经济体的产业结构是否正朝着“服务化”的方向发展。

2. 环境规制变量

依据上文分析,本文对环境规制强度指标的选取将从正式和非正式两种角度展开。

(1) 正式环境规制变量。对正式环境规制而言,不同的规制工具对产业结构升级的作用机理和效果会存在较大差异,因此本文从行政化和市场化两个方面分开来衡量。

一是行政化指标。行政化环境规制工具——政府制定的环境影响评价制度、基于环境标准的排放标准和技术规定等,多以命令控制型为主且难以定量表达,鉴于此,本文借鉴韩晶等(2014)的做法,从各地区实际污染治理投入^①的角度对行政化环境规制强度进行衡量,具体的衡量指标为(本年度实际污染治理投入/第二产业增加值)×1000。

二是市场化指标。依照马士国(2009)的研究,市场化环境规制工具可以带来巨大的成本节省并为治污减排技术进步提供激励,而排污费作为其中一种重要的市场化环境规制工具,由于其具有根据排污量来征收税费的特点,可以通过市场信号来对排污者的行为决策施加影响,而不必通过对污染控制水平的明确界定来规范排污者的行为。鉴于此,本文使用“排污费收入”指标对市场化环境规制强度进行度量,并采用居民消费价格指数以2000年为基期对其进行

^①文中所指的实际污染治理投入由三部分构成:工业污染治理投资、建设项目“三同时”环保投资和废水、废气的污染治理设施运行费用。

调整。

(2)非正式环境规制变量。非正式环境规制的核心是公众的环保意识,而作为影响公众环保意识水平的重要因素,政府管理体制、媒体覆盖率、教育水平以及法律等极具复杂性,且难以具体量化,如果使用单一指标来对非正式环境规制强度进行衡量,显得既片面又不准确。因此,本文借鉴原毅军和谢荣辉(2014)的做法,选取收入水平、人口密度和受教育程度三种指标来对非正式环境规制强度进行刻画。具体指标解释如下:

一是收入水平。依照 Pargal 和 Wheeler(1996)对美国的研究,其高收入社区的污染排放量要显著低于低收入社区,究其原因可能在于收入水平可能会对公众的环境质量偏好以及公众向污染厂商施压的能力产生影响,收入水平越高,公众就越有能力向污染厂商和政府提出公共诉求。本文使用“城镇单位就业人员平均工资”指标来衡量各地区的收入水平,考虑到价格因素的影响,选用城镇单位就业人员平均工资指数并以2000年为基期对其进行平减处理。

二是人口密度。人口密度越高,受环境污染负外部性影响的人口就会越多,意味着反对污染企业的人数也越多,但与低人口密度地区相比,高人口密度地区的排污效应不易引起公众的关注,可见,人口密度的影响具有不确定性(傅京燕,2009)。

三是受教育程度。当某个地区的人口受教育程度普遍较低时,该地区居民就不太可能具有较强的环境污染抵制意识,污染企业基于更为容易雇佣到劳动力的考虑而倾向于向受教育程度较低的地区转移。本文选用“各地区大专以上学历人口占总人口的比重”来衡量受教育程度。

3. 其它控制变量

肖兴志和李少林(2013)、徐成龙(2015)等研究认为环境规制促进产业结构升级主要通过外商直接投资(FDI)、国际贸易、社会需求、企业进入和技术创新5种途径发挥作用,基于这一研究成果,本文分别选择相对应的代理指标作为中间变量对这5种作用机制进行刻画。具体说明如下:

(1)外商直接投资。外商直接投资对产业结构升级具有明显的技术溢出效应,而中国是否会成为“污染避难所”引发了国内外众多学者的研究和检验。鉴于此,本文借鉴张林等(2014)的做法,使用“实际利用外商直接投资金额”指标进行表征,由于国内统计资料中的外商直接投资实际利用金额数是以美元计价,本文首先运用各年年末汇率中间价,将其换算成以人民币计价的价格,再采用永续盘存法对其进行估算。

(2)国际贸易。在宏观层面,国际贸易主要通过影响供给和需求来影响产业结构变化,而在微观层面,国际贸易主要依靠改变商品结构来影响产业结构调整。基于数据易得性的考虑,本文参照徐婧和孟娟(2015)的做法,选用“贸易开放度”指标进行表征,其计算公式为:贸易开放度=进出口总额/国内生产总值。

(3)社会需求。需求是产业结构升级的出发点和立足点,消费需求结构的变动直接影响着把生产资料作为基础的产业结构的变动,而不同的投资需求又会决定着不同的产业结构。基于此,本文将从消费和投资两个方面衡量社会需求。对于消费需求和投资需求代理指标的选择,本文使用的分别是“居民消费水平”和“全社会固定资产投资完成额”,为了消除价格因素的影响,分别采用居民消费价格指数和固定资产投资价格指数(以2000年为基期对其进行平减处理)。

(4)企业进入。环境规制的实施会依靠资本壁垒和技术壁垒等方式对企业进入产生影响,一方面会限制被规制行业的企业进入数量,而这些行业又多是污染密集型行业,这势必会导致污染密集型产业的占比下降,另一方面会对进入企业设置更高的环保标准使其拥有良好绿色环保技术,从而在一定程度上优化了企业的进入结构,间接地促进了地区产业结构的优化升级。考虑到数据的可获得性,本文使用“规模以上工业企业单位数”对企业的进入状况进行衡量。

(5)技术创新。技术创新对产业结构的影响大致可以分为以下两个方面:一方面技术创新会使生产力不断提高,生产力的持续提高会使社会分工进一步深化并形成新的产业分工,进而影响产业结构;另一方面,技术创新会促进劳动生产率的增进,而由于产业特征不同会使不同产业的劳动生产率提高呈现出差异性,导致劳动力发生转移,进而使产业结构发生变化。正是基于这两个方面的影响和作用,产业内部的生产要素构成日益高级化和服务化,进而不断推动产业结构的优化升级。对于技术创新水平的衡量,本文借鉴肖兴志和李少林(2013)的方法,使用经Malmquist生产率指标测算后的各地区2003–2012年技术进步率的面板数据表征,其中产出指标为消胀后的各地区国内生产总值,投入指标简化为资本和劳动两种,资本投入为各地区资本存量^①,劳动投入为各地区年末从业人口数。值得说明的是,由于技术进步率指数是一种环比改进指数,为了更真实地反映各地区的技术进步状况,本文以初始年份为基础将技术进步率指数换算为定比改进指数。

另外,随着我国新型城镇化战略的深入实施,就业结构在城镇化的不断推进过程中悄然发生着改变,进而势必会影响到产业结构的变化。不仅如此,市场化程度的高低对资源在产业间的流动速度有直接影响,会导致资源配置效率发生改变,也能够影响到产业结构的优化升级。因此,本文将城镇化水平和市场化程度也作为影响产业结构升级的控制变量,其中城镇化水平用“年末城镇人口在地区总人口中所占比重”表征,市场化程度用“私营企业和个体企业就业人口在地区总就业人口中所占比重”表征。变量的描述性统计如表1所示。

^①鉴于资本存量计算过程的复杂性,本文依照单豪杰(2008)的资本存量估算方法,使用固定资本形成总额构造当年资本存量,同时选用固定资本形成价格指数并以1995年为基期对其进行折算处理。

表1 变量的描述性统计

变量名称	单位	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lcysj</i>	%	产业结构升级系数	87.508	41.431	49.437	336.758
<i>xzh</i>		行政化环境规制	18.648	8.359	6.292	61.046
<i>sch</i>	亿元	市场化环境规制	5.234	4.794	0.087	28.734
<i>srsp</i>	万元	收入水平	2.529	1.146	1.034	7.315
<i>rkmd</i>	人/千米 ²	人口密度	425.598	603.259	7.390	3777.780
<i>edu</i>	%	受教育程度	8.456	5.517	1.830	37.350
<i>fdi</i>	亿元	外商直接投资实际利用额	134.694	215.266	1.691	1106.054
<i>trade</i>	%	贸易开放度	35.568	45.080	3.570	184.290
<i>xfxq</i>	万元	消费需求	0.398	0.220	0.164	1.469
<i>tzxq</i>	亿元	投资需求	1303.723	958.229	159.570	4145.130
<i>qyjr</i>	万个	企业进入	1.103	1.345	0.036	6.550
<i>tech</i>		技术进步率	0.928	0.358	0.056	2.764
<i>urb</i>	%	城镇化水平	48.723	14.547	24.770	89.300
<i>mark</i>	%	市场化程度	20.174	11.187	4.300	66.640

注:为使表格中数据含义更加直观,所有数据均为未对数化处理的原始值。

(二)模型设定

为了满足效率、可行性和公平分配等要求,环境规制政策效用的发挥需要多种规制工具的组合使用,一种规制工具强度的变化可能对另一种规制工具的产业结构调整效应产生显著影响,也即是说一种规制工具对产业结构调整的门槛效应可能存在基于另一种规制工具的“门槛效应”。根据这一启发,本文尝试从行政化环境规制和市场化环境规制角度对该种假设进行实证检验。

Hansen(1999)提出的面板门槛回归模型是依照所选样本数据的自身特点来划分门槛区间并确定相应门槛值,对人为划分样本区间或二次项模型产生的偏误能够有效避免。根据上文变量选取情况,设定如下面板门槛回归模型:

$$\ln cysj_{it} = \alpha_0 + \alpha_{11} \ln feri_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_{12} \ln feri_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma_1) + \alpha_2 \ln ieri_{it} + x_{it} \beta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,*i*代表省份,*t*代表年份, ε_{it} 为随机扰动项, μ_i 衡量不随时间变化的各省份截面间的个体差异。 $I(\cdot)$ 为示性函数, q_{it} 为门槛变量, γ_1 为特定门槛值, α_{11} 和 α_{12} 为待估弹性系数。 $cysj_{it}$ 为产业结构升级变量; $feri_{it}$ 为正式环境规制变量,由行政化环境规制(*xzh*)和市场化环境规制(*sch*)两种细分变量组成; $ieri_{it}$ 为非正式环境规制变量,由收入水平(*srsp*)、人口密度(*rkmd*)和受教育程度(*edu*)三种细分变量组成。 x_{it} 表示其他控制变量,主要包括:外商直接投资(*fdi*)、贸易开放度(*trade*)、技术创新(*tech*)、城镇化水平(*urb*)和市场化程度(*mark*)等。

除了上述的单一门槛情形,也具有存在多重门槛的可能性,而多重门槛回归模型的设定同单一门槛模型的设定类似,本文接下来将对双重门槛模型进行设定,其余情形不再赘述。可建

立的双重面板门槛模型如下所示:

$$\ln cysj_{it} = \alpha_0 + \alpha_{11} \ln feri_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_{12} \ln feri_{it} \cdot I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \alpha_{13} \ln feri_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma_2) + \alpha_2 \ln ier_{it} + x_{it} \beta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, γ_1 和 γ_2 为特定门槛值, α_{11} 、 α_{12} 和 α_{13} 为待估弹性系数, 其余变量含义均不变。特别要指出的是, 所有数据在回归之前均进行了对数化处理, 以便消除可能存在的异方差。

运用面板门槛模型进行分析时需要解决两方面的问题, 一是联合估计门槛值及其系数; 二是检验门槛效应的显著性。对模型(1)和(2)进行估计时, 需要对个体效应 μ_i 实施先行去除, 采用的是从每个观测值中减去组内平均值的方法。门槛值的估计通常采用栅格搜索法(Grid Search), 一般先将一个初始值 γ_0 赋予 γ , 再运用OLS估计得到相应的残差平方和 $S_1(\gamma_0)$ 。由于门槛值 γ 可能是门槛变量 q_{it} 取值范围内的任意值, 因而不同的 γ 值可以得到不同的 $S_1(\gamma)$, 而门槛值 γ^* 就是使得残差平方和最小的 γ 值, 即 $\gamma^* = \arg \min S_1(\gamma)$, 然后基于已知的单门槛值可以逐步搜索得到多重门槛。对门槛效应的显著性检验而言, 我们在已知原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 的情况下, 可以通过构造LM统计量 $F_1 = [S_0 - S_1(\hat{\gamma})] / \hat{\sigma}^2$ 进行。其中, S_0 为原假设下的残差平方和, $S_1(\hat{\gamma})$ 为门槛估计下的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为扰动项方差的一致估计。由于原假设条件下的门槛值不可识别, 导致统计量 F_1 并不服从标准卡方分布, 在这种情况下, 可采用“自抽样法”对其渐进分布进行模拟, 从而构造相应P值以检验其显著性。

五、实证结果与分析

(一) 面板单位根检验

为了避免面板数据时间序列非平稳而导致伪回归, 有必要对面板数据进行单位根检验以确保估计结果的有效性。依照原假设的不同, 单位根检验有同质面板单位根检验和异质面板单位根检验之分, 我们常用的LLC检验和Breitung检验属于同质面板单位根检验, 而IPS检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验则属于异质面板单位根检验。为确保检验结果的可靠性, 本文将分别采用LLC检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验三种方法。由表2可知, 对于三种检验方法而言, 绝大多数指标变量均在1%的显著性水平上拒绝了面板单位根的原假设。由于本文的研究时间跨度为2003-2012年, 时期较短, 加之采用的检验方法各不相同, 而未能获得完全一致的结论, 但仍然可以以较大的可信度认为所有变量均是水平序列平稳的。

表2 面板数据单位根检验结果

变量	LLC 检验		Fisher-ADF 检验		Fisher-PP 检验	
	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value
lncysj	-10.770***	0.0000	113.637***	0.0000	136.273***	0.0000
lnxzh	-9.890***	0.0000	85.866**	0.0159	512.981***	0.0000

续表2 面板数据单位根检验结果

变量	LLC 检验		Fisher-ADF 检验		Fisher-PP 检验	
	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value
lnsch	-6.475***	0.0000	97.998***	0.0014	277.638***	0.0000
lnsrsp	-9.859***	0.0000	95.935***	0.0022	113.163***	0.0000
lnrkmd	-6.753***	0.0000	103.879***	0.0004	161.311***	0.0000
lnedu	-7.740***	0.0000	87.797**	0.0112	296.637***	0.0000
lnfdi	-3.530***	0.0002	78.754*	0.0526	125.279***	0.0000
lntrade	-3.992***	0.0000	93.916***	0.0034	115.250***	0.0000
lnxfxq	-5.059***	0.0000	90.622***	0.0065	304.596***	0.0000
lntzxq	-3.527***	0.0002	78.752*	0.0526	125.268***	0.0000
lnqyjr	-8.434***	0.0000	84.654**	0.0197	195.116***	0.0064
lntech	-8.091*	0.0648	45.281	0.2208	153.911***	0.0000
lnurb	-4.937***	0.0000	77.571*	0.0631	281.496***	0.0005
lnmark	-4.210***	0.0000	72.473	0.1297	215.339***	0.0000

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,并根据AIC准则来确定滞后阶数。

(二)模型回归结果分析

根据本文的研究设想,即环境规制政策效用的发挥需要多种规制工具的组合使用,一种规制工具对另一种规制工具产业结构调整效应的发挥可能存在“门槛效应”,我们需分别考虑当市场化环境规制和行政化环境规制作为门槛变量时的情形,如表3所示。结果发现,当市场化环境规制作为门槛变量而行政化环境规制作为门槛依赖变量时,所设想的“门槛效应”并不存在^①,但当行政化环境规制作为门槛变量而市场化环境规制作为门槛依赖变量时,所设想的“门槛效应”显著存在。接下来,就将行政化环境规制作为门槛变量而市场化环境规制作为门槛依赖变量时的情形作进一步分析。

要确定模型的形式首先需要确定门槛的个数,表3中分别列示了三种假设条件下面板门槛效应检验结果的F值和采用“自抽样法”得到的P值。结果表明,单门槛效应通过了1%水平的显著性检验,双重门槛效应通过了5%水平的显著性检验,相应的自抽样P值分别为0.0000和0.0367,但三重门槛效应并不显著,自抽样P值高达0.8667,故下文选用双重门槛面板模型进行分析。

表3 面板门槛效应检验结果和置信水平

门槛类	门槛数	F值	P值	10%	5%	1%	门槛值	95%置信区间
市场化规制	单一	17.81	0.2067	21.591	25.983	36.440		
	单一	25.84***	0.0000	11.906	13.950	16.675	12.857	[12.405, 12.864]
行政化规制	双重	16.01**	0.0367	12.528	14.546	19.757	22.482	[20.993, 22.717]
	三重	3.59	0.8667	11.590	12.819	15.523		

注:P值和相应临界值均为自抽样300次情形下得到的结果;***、**分别表示在1%、5%水平上显著。

①该情形下,单门槛效应检验没有通过,其自抽样P值为0.2067。

在门槛效应检验之后,需要估计和检验双重门槛面板模型的两个门槛值,表3列示出两个门槛的估计值以及相应的95%的置信区间。借助似然比函数图(图1和图2),我们可以更为直观地了解门槛值的估计和相应置信区间的构造过程。由图1和图2不难看出,似然比检验统计量LR为零时 γ 的取值就是我们要求的门槛参数估计值,在本文模型中分别为12.857(见图1)和22.482(见图2)。图中虚线是似然比检验统计量的临界值,5%显著性水平下,其临界值为7.35,当第一个门槛处于[12.405, 12.864]区间内和第二个门槛处于[20.993, 22.717]区间内时,所有LR检验值均比5%显著性水平下的临界值小,位于原假设的接受域内,即是说明估计出的两个门槛值与实际门槛值均相等。估计出两个门槛值之后,便可以对双重门槛模型实施进一步的参数估计,具体估计结果见表4。

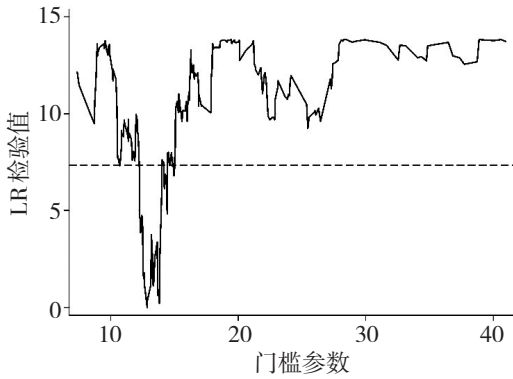


图1 第一个门槛的估计值及置信区间

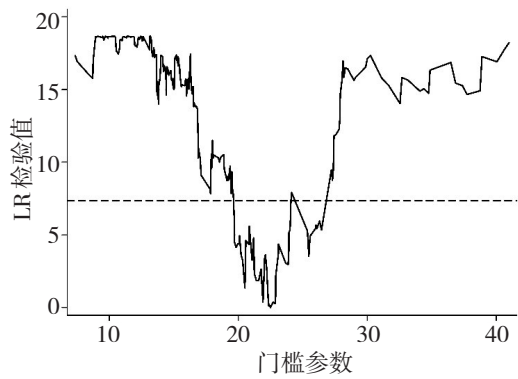


图2 第二个门槛的估计值及置信区间

从表4中可以看出,非正式环境规制总体上对我国产业结构升级表现出有效的正向驱动效应,这与原毅军和谢荣辉(2014)得出的结论较为一致。其中,收入水平每提高1%,产业结构升级指数相应提高0.407%;人口密度每提高1%,产业结构升级指数就相应提高0.709%,相比于收入水平,其对产业结构升级的正向促进作用更为明显;只有受教育程度的变动对产业结构升级产生了抑制作用,但并不显著。近些年来,环境污染事件的媒体曝光率不断增加,环保组织和社会公众依靠游说、游行等方式同污染厂商进行协商,阻止更多污染厂商进驻的环保行为越来越多,中国社会公众正不断运用非正式环境规制手段维护自身的环境利益。由此也表明,随着我国国民经济的持续快速稳定发展,公众享受到了越来越多的发展成果,环境保护意识日益增强,非正式环境规制的污染管制效应和经济效应在我国逐步显现。

表4 面板门槛模型参数估计结果

变量	系数估计值	Robust标准误	T统计量	P值
<i>lnsrsp</i>	0.407***	0.101	4.02	0.000
<i>lnrkmd</i>	0.709***	0.210	3.38	0.001
<i>lnedu</i>	-0.022	0.040	-0.56	0.578

续表 4

面板门槛模型参数估计结果

变量	系数估计值	Robust 标准误	T 统计量	P 值
$\ln fdi$	0.100	0.412	0.24	0.809
$\ln trade$	-0.065**	0.032	-2.04	0.043
$\ln xfxq$	-0.922*	0.505	-1.83	0.069
$\ln tzzq$	-0.409	0.507	-0.81	0.421
$\ln qyjr$	-0.163***	0.038	-4.32	0.000
$\ln tech$	0.076***	0.024	3.12	0.002
$\ln urb$	-0.218	0.216	-1.01	0.313
$\ln mark$	0.139**	0.054	2.56	0.011
$\ln xzh$	0.087***	0.031	2.81	0.005
$\ln sch \cdot I(xzh \leq 12.857)$	-0.096***	0.031	-3.14	0.002
$\ln sch \cdot I(12.857 < xzh \leq 22.482)$	0.058*	0.029	1.95	0.052
$\ln sch \cdot I(xzh > 22.482)$	-0.036	0.028	-1.28	0.202

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平上显著。

FDI对我国产业结构升级表现出正向促进作用,但这种作用就目前来看还不明显。国际贸易、消费需求和企业进入对我国产业结构升级均产生了显著的负面影响,国际贸易、消费需求和企业进入每提高1%,会导致产业结构升级指数相应降低0.065%、0.922%和0.163%。国际贸易的这种抑制作用与胡秋阳(2007)得出的结论基本一致,出口贸易结构的升级对产业结构的成长具有积极影响,但进口贸易对产业结构的成长却产生了负面冲击,进口商品对国内同类企业甚至相关产业的成长产生了阻碍作用,进而抑制了国内产业结构的升级。消费需求对产业结构升级表现出的是一种抑制作用,这与预期并不一致,可能是由于内需不足长时期以来一直是拉动我国国民经济增长的“短板”,金融危机之后,在扩大内需方针的指引下,我国国内居民消费虽有显著增长,但更多的表现在“量”的方面,是对过剩产能的一种自我消化,居民消费结构的升级换代仍显滞后,进而对产业结构升级的带动作用并不明显。就目前来看,环境规制政策所设置的资本壁垒和技术壁垒对企业进入数量的调控以及对企业进入结构的优化作用并不明显,现有环保标准的设置仍需重新思考。

投资需求和城镇化水平对我国产业结构升级虽表现出不同程度的阻碍作用,与预期不一致,但并没有通过显著性检验。技术创新和市场化程度对我国产业结构的升级产生了显著的正向激励作用,这与陶长琪和周璇(2016)、朱显平和王锐(2016)的研究结论较为一致。在“转方式、调结构”的新常态下,我们应当不断推动大众创业、万众创新,以简政放权的改革为市场主体释放更大空间,依靠技术和市场的力量推动我国产业结构的优化调整,以此带动国民经济的可持续发展,此外,不均衡的市场化程度对我国产业结构升级也提出了更高的要求。

值得注意的是,行政化环境规制对我国产业结构升级产生了显著的促进作用,行政化环境规制强度每提高1%,产业结构升级指数就相应提高0.087%,这与韩晶等(2014)得出的行政化

规制工具对产业升级具有一定程度正向冲击的结论相一致。长期以来,由于市场化等其它各种环境规制在我国发展得较为缓慢,政府对环境的规制更多依赖于行政化手段,从检验结果来看也取得了很好的效果。可是,政府环境政策效用的发挥毕竟是各种规制工具共同作用的结果,在行政化环境规制的配合下,市场化环境规制究竟具有怎样的产业结构调整效应?行政化环境规制强度是不是越高就越有利于产业结构的升级?

门槛效应检验结果表明,我国市场化环境规制的产业结构调整效应显著存在基于行政化环境规制的“双门槛效应”,两个门槛的估计值分别为12.857和22.482。从表4的模型估计结果中得知,当一个地区的行政化环境规制强度低于12.857时,其所实施的市场化环境规制对该地区的产业结构升级产生了显著的负面影响。当行政化环境规制强度跨越了12.857的最低门槛后,市场化环境规制的产业结构调整效应由负变正且依然显著,表明此时的市场化环境规制显著促进了产业结构的升级。可是,当该地区的行政化环境规制强度超过22.482后,市场化环境规制的产业结构调整效应由正变负,只是统计上不再显著。由此不难看出,我国市场化环境规制对产业结构升级的倒逼效应在很大程度上取决于行政化环境规制的强度。环境政策的制定并不是在市场化规制工具和行政化规制工具之间进行简单的选择,为了满足效率、可行性和公平分配等要求,需要市场化和行政化等规制工具的组合使用,市场化和行政化规制工具是对彼此的一种有益补充,而不是对彼此的替代。若行政化环境规制强度较弱,结合目前我国尤其是中西部地区市场化程度普遍不高的现实情况,各种环境规制工具对产业结构调整倒逼作用的合力很难得到有效发挥。当一地区的行政化环境规制强度跨越最低门槛后,行政化环境规制与市场化环境规制可以彼此形成一种有效组合,各自的环境规制优点能够得以充分发挥,进而对产业结构升级的正向激励作用得以显现。但是,如果行政化环境规制强度跨越了更高的门槛,行政化环境规制的过度使用就会挤占市场化等其它规制工具的发挥空间,势必会打破已有的“均衡”,使行政化和市场化等规制工具的组合效用大打折扣,虽说实证结果并不显著,但却能给我们一定的启示。

依据双重门槛面板模型估计出的两个门槛值可将本文样本的30个省份划分成三个区域,即弱行政化规制区域($xzh \leq 12.857$)、中度行政化规制区域($12.857 < xzh \leq 22.482$)和强行政化规制区域($xzh > 22.482$),表5列示了每个区域所包含的省份。由表5可知,我国大部分省份均位于中度行政化规制区域,说明在整个样本期内我国大部分省份的正式环境规制均显著地促进了产业结构的升级,这些省份在行政化和市场化等各类环境规制工具的组合配套使用工作方面卓有成效,各类规制工具的优点能够得到有效发挥。位于弱行政化规制区域内的有吉林、江西和河南等5省,正式环境管制不仅没有促进这些地区产业结构的升级反而对其产生了明显的抑制作用,反映出这些省份对各类规制工具组合使用的重要性认识不足。值得注意的是,在环境规制中,不存在固定的政府干预模式,也没有独立的规制工具,行政化和市场化以及

其它各类规制工具都有发挥作用的空间,如何协调好各类环境规制工具的配套使用以最大程度地激发正式环境规制的产业结构调整效应是这些地区今后亟需解决的问题。位于强行政化规制区域内的有山西、海南和贵州等6个省份,其正式环境规制对产业结构的升级表现出不显著的阻碍作用,这些省份绝大多数位于中西部地区,经济发展较为落后,市场化程度普遍较低,在环境规制政策工具的选择上更倾向于行政化等传统型规制工具(孙久文等,2012),过度依赖行政化环境规制而不注重各类规制工具的组合使用是目前问题的症结所在。

表5 依据门槛值的样本分组结果

分组	门槛变量值	各组包含省市	样本容量
弱行政化规制	$xzh \leq 12.857$	吉林、江西、河南、湖南、广东	5
中度行政化规制	$12.857 < xzh \leq 22.482$	北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、湖北、广西、重庆、四川、陕西、青海、新疆	19
强行政化规制	$xzh > 22.482$	山西、海南、贵州、云南、甘肃、宁夏	6

六、基本结论与政策启示

本文通过构建面板门槛模型并使用中国30个省市自治区2003-2012年的面板数据,考察了行政化环境规制和市场化环境规制基于彼此间的相互作用而对产业结构升级产生的非线性影响。实证研究表明:行政化环境规制对产业结构升级产生了明显的正向驱动效应,但并不意味着行政化环境规制强度越大越好,市场化环境规制对产业结构升级的影响显著存在基于行政化环境规制的“双门槛效应”。当行政化环境规制强度低于12.857时,市场化环境规制对产业结构升级的影响显著为负,当行政化环境规制强度介于12.857和22.482之间时,适度提高行政化环境规制强度有利于市场化环境规制对产业结构升级促进作用的发挥,而当行政化环境规制强度超过22.482后,市场化环境规制对产业结构的升级表现出不显著的抑制作用。

从对行政化环境规制强度的划分来看,我国大部分省份位于中度行政化规制区域,这些区域在行政化环境规制的配合下,市场化环境规制显著驱动了产业结构的升级;位于弱行政化规制区域内的有吉林和江西等5个省份,由于行政化环境规制较弱而未能实现与市场化等环境规制工具的有效组合,使得正式环境规制对产业结构升级产生了明显的阻碍作用;位于强行政化规制区域内的有山西和贵州等6个省份,绝大多数省份属于中西部地区,经济发展较为落后,市场化程度普遍较低,对行政化规制工具过于依赖,使得正式环境规制对产业结构升级呈现出不显著的抑制作用。基于上述分析,本文得出以下政策启示:

(1)环境政策的制定并非是对各种环境规制工具进行简单选择,其规制效用的发挥是各种环境规制工具共同作用的结果。要想实现环境政策的既定目标,必须重视行政化、市场化以及自愿性等多种规制工具的组合使用,使不同规制工具自身的优点能够得到充分发挥,进而营造

一个有明确目标导向的环境激励机制。

(2)总的看来,环境规制对产业结构升级起到了良好的促进作用。但是,我国环境保护的相关法律法规和相应管理制度虽得到较快发展仍不完善,在一定程度上使实施环境规制的社会效率有所弱化,并制约了相应环境规制工具的发展。为此,我们应当健全环境规制的法律体系和标准体系,完善环境规制的监督体系,建立行之有效的公众参与机制,不断提高公众的环保意识。

(3)我国在环境规制政策及强度的选择上应充分考虑地区间的差异性,北京、天津和河北等19个省份现行的行政化规制强度位于合理区间内,市场化规制强度在其配合下能够有效驱动产业结构的升级,这种状态应当保持。吉林和江西等5个省份需要适度提高行政化规制强度使其与市场化规制强度相匹配,进而形成一种合力倒逼产业结构升级,而山西和贵州等6个省份可以适度降低行政化规制强度,给予市场化规制更多的发挥空间,如此才能确保这11个省份正式环境规制的产业结构调整效应得到充分发挥,实现经济发展与生态环境保护的协同双赢。

参考文献:

- [1] 杜威剑,李梦洁. 环境规制对企业产品创新的非线性影响[J]. 科学学研究, 2016, 34(3): 462-469.
- [2] 傅京燕. 产业特征、环境规制与大气污染排放的实证研究——以广东省制造业为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2009, 19(2): 73-77.
- [3] 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.
- [4] 韩晶,陈超凡,冯科. 环境规制促进产业升级了吗? ——基于产业技术复杂度的视角[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2014, (1): 148-159.
- [5] 胡秋阳. 中国的经济发展和产业结构:投入产出分析的视角[M]. 北京:经济科学出版社, 2007.
- [6] 蒋为. 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[J]. 财经研究, 2015, 41(2): 76-87.
- [7] 金碚. 资源环境管制与工业竞争力关系的理论研究[J]. 中国工业经济, 2009, (3): 5-17.
- [8] 金春雨,王伟强. “污染避难所假说”在中国真的成立吗? ——基于空间VAR模型的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2016, (8): 108-118.
- [9] 马士国. 环境规制工具的选择与实施:一个述评[J]. 世界经济文汇, 2008, (3): 76-80.
- [10] 马士国. 基于市场的环境规制工具研究述评[J]. 经济社会体制比较, 2009, (2): 183-190.
- [11] 钱争鸣,刘晓晨. 环境管制、产业结构调整与地区经济发展[J]. 经济学家, 2014, (7): 73-80.
- [12] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952~2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (10): 17-31.
- [13] 孙久文,胡安俊,陈林. 中西部承接产业转移的现状、问题与策略[J]. 甘肃社会科学, 2012, (3): 175-178.
- [14] 陶长琪,周璇. 要素集聚下技术创新与产业结构优化升级的非线性和溢出效应研究[J]. 当代财经, 2016, (1): 83-94.
- [15] 吴敬琏. 中国增长模式抉择(增订版)[M]. 上海:上海远东出版社, 2008.
- [16] 肖兴志,李少林. 环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J]. 经济理论与经济管理, 2013, (6): 102-112.

- [17] 谢申祥,王孝松,黄保亮. 经济增长、外商直接投资方式与我国的二氧化硫排放[J]. 世界经济研究, 2012, (4):64-71.
- [18] 谢婷婷,郭艳芳. 环境规制、技术创新与产业结构升级[J]. 工业技术经济, 2016, (9):135-145.
- [19] 徐成龙. 环境规制下产业结构调整及其生态效应研究——以山东省为例[D]. 山东:山东师范大学, 2015.
- [20] 徐婧,孟娟. 贸易开放、经济增长与人力资本[J]. 世界经济研究, 2015, (6):84-91.
- [21] 原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究[J]. 中国工业经济, 2014, (8):57-68.
- [22] 臧传琴,张菡. 环境规制技术创新效应的空间差异——基于2000-2013年中国面板数据的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2015, (11):72-83.
- [23] 张兵兵,徐康宁,陈庭强. 技术进步对二氧化碳排放强度的影响研究[J]. 资源科学, 2014, 36(3):567-576.
- [24] 张林,冉光和,陈丘. 区域金融实力、FDI溢出与实体经济增长[J]. 经济科学, 2014, (6):76-88.
- [25] 张平,张鹏鹏,蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(4):8-13.
- [26] 张友国. 碳排放视角下的区域间贸易模式:污染避难所与要素禀赋[J]. 中国工业经济, 2015, (8):5-18.
- [27] 钟茂初,李梦洁,杜威剑. 环境规制能否倒逼产业结构调整[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8):107-115.
- [28] 周长富,杜宇玮,彭安平. 环境规制是否影响了我国FDI的区位选择? ——基于成本视角的实证研究[J]. 世界经济研究, 2016, (1):110-121.
- [29] 朱显平,王锐. 市场化程度、产业结构与区域经济增长——基于中国区域面板数据的分析[J]. 吉首大学学报(社会科学版), 2016, 37(3):26-33.
- [30] Blair, B.F. and D.Hite. The Impact of Environmental Regulations on the Industry Structure of Landfills[J]. Growth and Change, 2005, 36(4): 529-550.
- [31] Conrad, K. Locational Competition under Environmental Regulation When Input Prices and Productivity Differ[J]. Annals of Regional Science, 2005, 39(2): 273-295.
- [32] Domazlicky, B.R. and W.L.Weber. Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry[J]. Environmental and Resource Economics, 2004, 28(3): 301-324.
- [33] Eskeland, G.S. and A.E.Harrison. Moving to Greener Pastures? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis[J]. Journal of Development Economics, 2003, 70(1): 1-23.
- [34] Hansen, B.E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [35] Jaffe, A.B., B.Peterson, and P.Portney. Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What does the Evidence Tell Us[J]. Journal of Economic Literature, 1995, 33(1): 132-163.
- [36] Lanoie, P., M.Patry, and R.Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30(2): 121-128.
- [37] Levinson, S.L. and M.S.Taylor. Unmasking the Pollution Haven Effect[J]. International Economic Review, 2008, 49(1): 223-254.
- [38] Ljungwall, C. and M.Linderahr. Environmental Policy and the Location of FDI in China[R]. 2005.
- [39] Markusen, J.R., E.R.Morey, and N.Olewiler. Environmental Policy When Market Structure and Plant Locations are Endogenous[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1991, 24(1): 69-86.
- [40] Pashigian, B.P. The Effect of Environmental Regulation on Optimal Plant Size and Factor Shares[J]. The Journal of Law and Economics, 1984, 27(1): 1-28.
- [41] Pargal, S. and D.Wheeler. Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing Countries: Evidence from

Indonesia[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(6): 1314–1327.

[42] Stavins, R.N. Lessons from the American Experiment with Market-based Environmental Policies[J]. Social Science Electronic Publishing, 2002, (10): 1–53.

Can Intensive Environmental Regulation Promote the Upgrading of Industrial Structure? A Research Based on Different Kinds of Environmental Regulation

Hu Jianhui

(School of Economics, Central University of Finance and Economics)

Abstract: The upgrading of industrial structure is an important way to practice the idea of sustainable development, and environmental regulation can drive the continuous adjustment of industrial structure through the survival of the fittest. It is the key point of this paper what effect environmental regulation has on industrial structure upgrading and how to produce it. It is also the important issue to play the role of environmental regulation correctly and realize upgrading of industrial structure smoothly. Based on the provincial panel data, this paper uses the panel threshold model to estimate the nonlinear relationship between environmental regulation and the upgrading of industrial structure, and calculate the corresponding threshold value. The results show that: administrative environmental regulation has a significant positive effect on the upgrading of industrial structure, and the impact of market-oriented environmental regulation on the upgrading of the industrial structure has significant double threshold effect. In addition, under the cooperation of administrative environmental regulation, the market-oriented environmental regulation in most provinces can significantly drive the upgrading of the industrial structure. Because the administrative environmental regulation of Jilin and other four provinces is weak and failed to achieve the effective combination with the tool of market-oriented environmental regulation, led to the formal environmental regulation significantly inhibited the upgrading of the industrial structure. The economic development of some provinces, such as Shanxi and Guizhou, is relatively backward, and the degree of marketization is generally low, leading to the formal environmental regulation insignificantly inhibited the upgrading of the industrial structure.

Keywords: Administrative Environmental Regulation; Market-oriented Environmental Regulation; Upgrading of Industrial Structure; Threshold Effect

JEL Classification: O14, Q56

(责任编辑:朱静静)