

【产业经济】

清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率

——剔除其他政策干扰的准自然实验分析

韩超, 胡浩然

(东北财经大学产业组织与企业组织研究中心, 辽宁 大连 116025)

[摘要] 清洁生产标准规制是中国在节能减排压力下的重要政策选择,在产业转型的关键阶段,对产业发展的影响不容忽视。本文从规制实施过程出发,研究清洁生产标准规制对产业全要素生产率的影响,并对其动态边际影响予以验证。本文发现,清洁生产标准规制给产业施加的挤出效应具有一次性特征,其累积学习效应的边际影响呈现严格递增的J型特征,最终在规制实施3年左右超过挤出效应。进一步研究发现,东部地区虽然具有较高的市场需求,但受制于全要素生产率提升瓶颈,将最迟达到规制的影响方向转变的拐点,西部地区受此约束相对较轻,最早达到拐点;规制实施后期,由于具有更大的全要素生产率提升潜力与综合经济实力,中部地区累积学习效应更为强劲,西部地区则受限于自身综合经济实力,边际影响后劲不足,将被中部地区超越。因此,完善清洁生产政府补贴、加强清洁生产审核、深入推进环境规制政策优化以及实施差异化规制政策是实现全要素生产率提升与节能减排的重要措施。

[关键词] 清洁生产标准; 累积学习效应; J型特征; 准自然实验

[中图分类号]F403.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)05-0070-13

一、问题提出

目前,中国环境污染带来的经济代价约占GDP的8%—15%^[1],中国正面临前所未有的节能减排压力。严格的环境规制成为中国生态环境治理的重要选择,2006—2007年集中实施的清洁生产标准是一系列环境规制政策中的一种。然而,短期内集中实施清洁生产标准规制,政策制定者不得不考虑其对产业发展的综合影响以及该影响的动态边际变化。清洁生产标准规制实现了规制工具由末端治理向清洁生产转变,有利于先进生产技术的应用、产品升级和产业结构优化,对节能减排和产业全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)将产生影响。

对于环境规制对产业发展的影响,Porter and Van der Linde^[2]认为企业处于动态环境中,污染

[收稿日期] 2015-01-24

[基金项目] 国家社会科学基金重大招标项目“世界产业发展新趋势及我国培育发展战略性新兴产业跟踪研究”(批准号 12&ZD068);国家自然科学基金青年项目“地区竞争对环境规制影响的理论解释与非线性效应研究”(批准号 71303034);教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于政策传导机制的战略新兴产业‘政策扶持悖论’”(批准号 13YJC790035)。

[作者简介] 韩超(1984—),男,山东东平人,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心助理研究员,经济学博士;胡浩然(1990—),男,河南许昌人,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心硕士研究生。

控制措施将影响企业的生产技术与要素组合,良好设计的环境规制将提升企业竞争力。Berman and Bui^[3]针对美国空气法案对石油精炼业的影响的研究发现严格的环境规制会对生产率的提高产生积极影响,Jaffe and Palmer^[4]对美国制造业的研究并不支持 Porter and Van der Linde 的论断^[2]。具体到中国情景的环境规制,陈诗一^[5]关注改革开放以来的节能减排政策,陈坤铭等^[6]分析了环境规制对高污染企业与低污染企业的不同效应,宋马林和王舒鸿^[7]则关注地区间的不同影响效应。在现有研究中,环境规制对产业发展的 U 型影响占主流地位,为评估环境规制的政策影响提供了极富价值的研究基础,但仍有许多问题值得推敲:①现有研究将环境规制作为一个整体,忽视了不同规制类型在运行机制上的差异。②现有文献^[8-10]大多关注环境规制影响的平均处理效应,忽视了规制对 TFP 的动态边际影响。从研究结论的表现形式看,现有文献只能回答是否符合 U 型假设,而不能回答 U 型假设处于哪个阶段,即 U 型曲线的斜率问题。③环境规制大多表现为各种规制类型的混合体^[11,12],定量研究很难获得准确的代理变量。现有研究使用的代理变量如污染治理投资额^[13-15]、治污运营成本^[8]以及绩效综合指标^[16]均存在代理变量与所考察指标间的内生性问题。同时,现有研究并未获得良好的工具变量来处理内生性问题,实证估计结果有偏且不一致。为此,本文摒弃了代理变量法,依托准自然实验来剔除其他政策因素对于研究其动态边际影响的干扰。在研究方法选择上,本文将评分匹配 (Propensity Score Matching, PSM) 应用于双重差分法 (Difference in Difference, DID),不仅解决了样本匹配问题,还有效避免了代理变量设定所带来的内生性与估计偏误问题。

二、规制影响 TFP 的微观机制分析

TFP 的增长体现了技术进步、组织效率提升、资源配置优化、生产规模变动等影响因素的变化,但产生这一变化的因素可能不仅有规制政策,还有引进外资、产业集聚,等等。TFP 可以定义为 $TFP=f(P_i, P_{-i}, input)$, 其中 $input$ 为其他要素投入, P_i 为规制政策, P_{-i} 为其他政策。为获得规制政策对 TFP 的影响,进行全微分,即 $d(TFP)=f_i \times dP_i + f_{-i} \times dP_{-i} + f_{input} \times dinput$ 。 $d(TFP)$ 不仅是规制政策作用的结果,同时也受其他政策影响。如果 P_i 与 P_{-i} 的政策影响方向一致, $d(TFP)$ 将会高估规制影响;反之,则会低估规制影响;如果两者影响的综合作用为 0, 将得到无影响的错误结论,因而剔除其他政策干扰是研究规制影响的重要前提。规制的作用分析有两个维度,一是假定规制呈现静止状态进而考察不同规制强度影响,二是观察规制实施的动态变化趋势以获得其边际影响。

本文构建一个 Cobb-Douglas 生产函数:

$$Q=AL^\alpha K^{1-\alpha} \quad (1)$$

根据 Conrad and Wastl^[17]、Greenstone et al.^[18]建模思路,本文将 L, K 视为有效的劳动与资本投入, Q 为产出, A 为希克斯中性技术水平。假设观察到的劳动与资本投入分别为 \bar{L} 和 \bar{K} , 且 $\bar{L}=\lambda_L L, \bar{K}=\lambda_K K$ 。在初期,规制的外生影响必然伴随要素投入的增加,即 $\lambda_L > 1, \lambda_K > 1$ 。清洁生产标准规制需要增加现场考察人员、登记人员、分析人员,同时增加相关设备,最终体现在企业的要素投入中。与以上文献不同,本文假定企业的生产技术将发生改变且按一定比例变化,即观察到技术水平 $\bar{A}=\lambda_A A$ 。规制作用下的 TFP 为:

$$TFP_{regu}=\bar{Q}/\bar{L}^\alpha \bar{K}^{1-\alpha}=\bar{A} \bar{L}^\alpha \bar{K}^{1-\alpha}=\lambda_A \lambda_L^\alpha / \lambda_L \lambda_K \quad (2)$$

不考虑规制影响的 TFP 为:

$$TFP=Q/L^\alpha K^{1-\alpha}=AL^\alpha K^{1-\alpha}/L^\alpha K^{1-\alpha}=A \quad (3)$$

将(2)式与(3)式两侧取常用对数,分别得到(4)式和(5)式:

$$\ln TFP_{regu}=\ln(A \lambda_A / \lambda_L \lambda_K)=\ln A + \ln \lambda_A - \ln \lambda_L - \ln \lambda_K \quad (4)$$

$$\ln TFP=\ln A \quad (5)$$

(4)式与(5)式作差,得到环境规制对 TFP 的影响,即:

$$\Delta \ln TFP = \ln \lambda_A - (\ln \lambda_K + \ln \lambda_L) \quad (6)$$

通过(6)式发现,环境规制对 TFP 的影响可以分解为挤出效应与累积学习效应。挤出效应不仅包含规制遵从所增加的人员、设备安装与维护费用,还包含规制实施过程中的技术创新成本。累积学习效应主要发生在技术进步过程中^[2]:①规制的信号机制有助于企业发现可能的资源非效率配置与潜在的技术创新。污染排放再利用以及减少污染排放的行为存在显著的外部性特征,企业缺乏足够的激励进行技术创新。通过信息收集、强制标准规定等方式,规制可以弥补企业在该环节上的缺失。②规制产生的倒逼机制推动技术创新。规制遵从导致企业成本增加,将倒逼企业进行更多创新性活动,并通过技术进步提升 TFP。累积学习效应主要发生在生产过程创新中,这一过程不仅降低污染排放,还可以通过减小污染处理成本、副产品再利用等资源优化方式提升 TFP。

累积学习效应与挤出效应作用方向相反,规制对 TFP 的净影响取决于这两种效应的叠加结果。按照 U 型假设,作用曲线的边际斜率依次为:边际影响为负(绝对值上升)—边际影响为负(绝对值下降)—边际影响为正(绝对值上升)—边际影响为正(绝对值下降)。挤出效应与规制施加跟企业的劳动和设备成本有关,累积学习效应除与规制工具选择、设计以及政策实施有关以外,还与市场对规制政策的供求关系、创新风险有关。本文将影响累积学习效应的相关因素提炼为市场需求、创新能力、TFP 禀赋以及其他经济因素等:①市场对环境改善的需求可以激励企业接受清洁生产标准规制,并诱导企业通过内部挖潜、技术引进等方式推动创新,有利于 TFP 提升。清洁生产标准规制对 TFP 的影响渠道是通过制定标准,迫使企业专门研究和采用环境友好型技术,并在利润最大化假设下,通过技术进步提高 TFP 水平。②自主创新能力降低创新风险,在规制提升 TFP 的过程中发挥决定性作用。创新能力体现为规制实施后企业能够在多大程度上将压力转变为技术进步。外生地给予企业规制政策,将迫使企业在压力下努力降低成本。③在一定条件下,TFP 禀赋可能会形成资源瓶颈,抑制规制对 TFP 的促进作用。④其他经济因素体现为整体经济实力,可以理解为狭义的政府与市场可动用的经济资源,比如动用社会资本、公有资本引导产业发展和技术提升的能力,这是规制提升 TFP 的重要经济基础。

在规制实施的不同阶段,不同影响因素之间的组合使得累积学习效应产生不同的作用结果。在规制实施初期,企业通过内部挖潜的方式提升 TFP,此时规制的倒逼机制比较容易发挥作用。但随着规制实施的推进,TFP 禀赋将显著影响累积学习效应。过高的 TFP 禀赋容易成为提升瓶颈,如果缺乏自主创新能力,后期累积学习效应将表现乏力,较低的 TFP 禀赋为累积学习效应的发挥提供了空间。但是,规制的市场需求是累积学习效应作用的核心动力,市场需求旺盛意味着市场对新技术生产的产品需求扩大,甚至可能成为新的门槛壁垒,因而企业具有更大的动力采用新技术。如果保持其他条件一致,其他经济因素能够发挥杠杆效应,市场在规制实施过程中将发挥主要作用,但在政策引导方面,政府比市场更直接有效。政府通过贴息补贴、鼓励消费端推广采用等方式,在规制实施前期分担部分创新风险,为规制实施以及创新提供了一定的激励。

三、一项准自然实验:清洁生产标准规制实施

1. 清洁生产标准规制的集中实施

自 1992 年全球环境首脑会议将清洁生产作为环境治理重要战略以来,清洁生产在实践中得到了越来越多的国家的高度重视。2002 年《中华人民共和国清洁生产促进法》颁布,标志着作为一种新的治理方式,清洁生产开始进入政策层面;清洁生产标准规制的大规模实施,则是清洁生产进入实际操作层面的重要标志。长期以来,环境规制多采用末端治理模式,容易产生运行成本高、污染转移等问题。清洁生产标准规制的实施将末端控制转为过程控制,是环境规制策略的重大转变。自 2003 年起,中国陆续颁布了 56 项产业清洁生产标准,其中 2003 年实施产业清洁生产标准 3 项,2006—2007 年集中实施 22 项。2008—2010 年陆续出台了部分标准,但大多是对以往标准的修改和完善。

以钢铁产业为例,2006年10月中央政府就实施了编号为HJ/T189—2006的清洁生产标准,在其后的三年内又分别出台补充标准。本文将这类情形视为政策延续,认定清洁生产标准规制始于2006年。从出台标准的产业看,大多集中在化工、金属冶炼、造纸等重污染产业,数量占到了60%,体现了政府重点控制的产业方向。范围不断扩大的清洁生产标准规制已经成为分析产业清洁生产潜力、考核产业清洁生产的重要依据^[9]。

清洁生产标准规制对企业生产的全过程如生产工艺与装备、废物回收利用、资源能源利用、污染物产生、产品和环境管理等指标制定了相应的标准要求,企业唯有通过技术引进或自主创新改进生产工艺才能达到相应标准要求。清洁生产标准的实施要求企业通过现场核查来弄清污染物来源,分析各项污染数据变化并找到污染排放的原因,通过一系列措施在生产的中间环节控制污染物排放。由于企业全程参与,清洁生产标准规制的实施对企业经营绩效的影响更为广泛。清洁生产在治理污染的同时,可以更好地优化资源配置。清洁生产标准鼓励企业进行生产方式的变革,提高生产工艺水平,倒逼企业进行生产技术创新。与末端治理相比,清洁生产可以节约运行费用,同时其技术进步效应可以更为直接地作用于企业生产,更可能产生对TFP的提升效应。

2. DID 政策实验设计:样本选择、处理与匹配

为保持 DID 研究设计的适用性,本文剔除了 2003 年实施清洁生产标准规制的产业。清洁生产标准规制的产业与国家统计局的产业分类有所差异,本文将《国民经济行业分类》(GB4754—2011)、历年《中国工业经济统计年鉴》中的 39 个产业与各项《清洁生产标准》“适用性范围”所对应的产业进行匹配^①,归纳出 22 个实施清洁生产标准的产业,按照年度分,2006 年有 8 个,2007 年有 8 个,2008 年有 2 个,2009 年有 3 个,2010 年有 1 个。无论从小类产业还是大类产业划分,2008—2010 年实施清洁生产标准规制的产业数量都比较少,不便于比较,因而剔除 2008—2010 年开始实施清洁生产标准规制的相应产业。本文将产业细分到省级层面,在扩大样本量的同时,能够分析区域差异。历年《中国工业经济统计年鉴》中,2006 年以后(含 2006 年)有 27 个产业公布了分省数据,2005 年以前(含 2005 年)有 25 个产业公布了分省数据,按照 DID 研究设计的需要,本文以 2005 年以前的 25 个产业为标准。由于有色金属矿采选业、黑色金属矿采选业、石油和天然气开采业数据缺失严重,这里予以删除。最终选择的样本产业如表 1 所示,2006 年实施清洁生产标准规制的产业有 7 个,2007 年有 7 个,未实施的产业有 4 个。由于西藏、青海、贵州、内蒙古、宁夏 5 个省份数据缺失比较严重,本文剔除了这些省份对应的样本。

表 1 样本产业的选择

实验组		参照组
2006 年实施清洁生产标准规制的产业	2007 年实施清洁生产标准规制的产业	无标准组
纺织业	电热生产和供应业	通用设备制造业
黑色金属加工业	非金属矿物制品业	医药制造业
化学制造业	化学纤维制造业	专用设备制造业
交通运输设备业	金属制品业	办公用机械制造业
农副食品加工业	食品制造业	
饮料制造业	造纸及纸制品业	
有色金属加工业	电子设备制造业	

注:“黑色金属冶炼及压延加工业”、“通信、计算机及其他电子设备制造业”、“化学原料及化学制品制造业”、“交通运输设备制造业”、“有色金属冶炼及压延加工业”、“电力、热力的生产和供应业”、“仪器仪表及文化、办公用机械制造业”分别简称为“黑色金属加工业”、“电子设备制造业”、“化学制造业”、“交通运输设备业”、“有色金属加工业”、“电热生产和供应业”和“办公用机械制造业”。

资料来源:作者整理。

① 《清洁生产标准》“适用性范围”对应产业为四位数产业,《中国工业经济统计年鉴》中为两位数产业,对其进行匹配将受到其他四位数产业的干扰,但 DID 研究设计保证了这一干扰并不会显著影响分析结果。

四、模型设定与变量测度

1. 模型设定

如图 1 显示,实验组与参照组的 $\ln TFP$ 一直处于递增趋势,且实验组的 $\ln TFP$ 一直大于参照组^①。从发展趋势看,经过多年的生产技术和工艺的改进与创新,中国产业 TFP 稳步提升。如果直接估算清洁生产标准规制前后的 $\ln TFP$ 变化,则会简单地认为清洁生产标准规制提升了 TFP。产生这一错误认识的原因是忽视了样本期内参照组的 $\ln TFP$ 也呈现上升趋势这一客观事实。进一步对实验组与参照组的 $\ln TFP$ 组间作差,并观察差值的变化趋势。可以发现,无论是中位数差值还是均值差值,组间 $\ln TFP$ 差值均逐渐降低(如图 2 所示),表明虽然存在共同的 TFP 提升趋势,但组间仍然存在变动趋势上的差异,间接地反映了参照组存在追赶实验组的趋势。

本文以 $\ln TFP$ 作为因变量,采取 DID 策略识别清洁生产标准规制对 $\ln TFP$ 的净影响。DID 将样本分成实验组和参照组,并在两组处于相同趋势的情况下,有效去除不可观测因素的影响。本文设置虚拟变量 $treated$,表示实施清洁生产标准规制的产业。如果产业实施了清洁生产标准,则为实验组, $treated=1$;否则为参照组, $treated=0$ 。同时,设置时间虚拟变量 t ,政策实施年及以后的年份为 1,其他年份为 0。由于 2006 年实施清洁生产标准规制的产业较 2007 年提前一年,按照 DID 研究设计,这里剔除 2006 年数据,将 2007 年作为政策实施第一年,由此得到(7)式:

$$\ln TFP_{it} = \alpha + \beta t_{it} + \gamma treated_{it} + \delta t_{it} \times treated_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

其中 i 和 t 分别代表产业和时期, μ 为随机误差项。当 $treated=0$ 时,只有参照组存在于方程中, $\ln TFP_{it} = \alpha + \beta t_{it} + \mu_{it}$,得到:

$$\ln TFP_{treated=0} = \begin{cases} \alpha, & \text{当 } t=0 \\ \alpha + \beta, & \text{当 } t=1 \end{cases} \quad (8)$$

参照组在 2007 年前后 $\ln TFP$ 的单差值 $diff_1 = \alpha + \beta - \alpha = \beta$,可视为排除清洁生产标准规制的其他政策影响。当 $treated=1$ 时,只有实验组存在于方程中, $\ln TFP_{it} = \alpha + \beta t_{it} + \gamma treated_{it} + \delta t_{it} \times treated_{it} + \mu_{it}$,得到:

$$\ln TFP_{treated=1} = \begin{cases} \alpha + \gamma, & \text{当 } t=0 \\ \alpha + \beta + \gamma + \delta, & \text{当 } t=1 \end{cases} \quad (9)$$

实验组在 2007 年前后 $\ln TFP$ 变化的单差值 $diff_2 = \beta + \delta$,不仅体现了清洁生产标准规制的影响 δ ,还包含前述其他政策的影响 β 。 $diff = diff_2 - diff_1 = \beta + \delta - \beta = \delta$,是清洁生产标准规制影响的净效应。如果从原始方程看, $t \times treated$ 的系数即 δ 就是 DID 估计量,为清洁生产标准规制的政策效应。

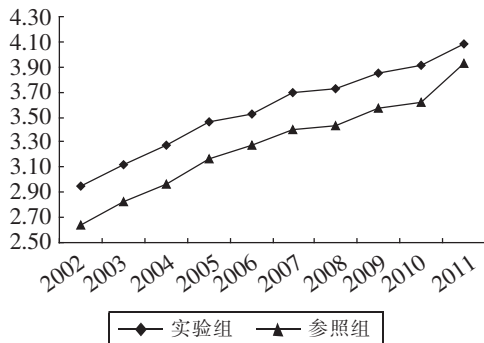


图 1 实验组与参照组的 $\ln TFP$ 均值变动趋势

资料来源:作者绘制。

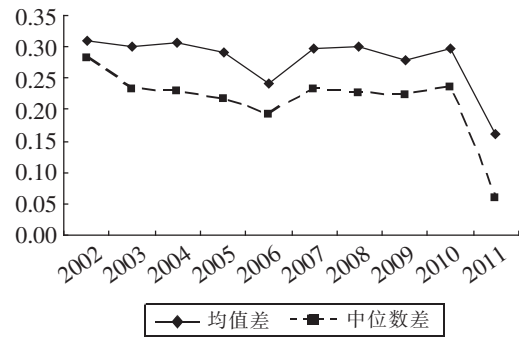


图 2 实验组与参照组的 $\ln TFP$ 差值变化趋势

资料来源:作者绘制。

2. TFP 测度

为避免传统 TFP 测算面临的残差项与自变量相互影响的内生性问题,本文采用 Olley and

^① 由于对数函数的单调递增性,本文直接使用其测算结果即 TFP 的对数形式,并不影响分析结论。

Pakes^[20]构建的半参数估计方法估计 TFP。但 Levinsohn and Petrin^[21]认为 Olley and Pakes^[20]采用的投资与效率不具有单调性,并建议引入中间投入作为代理变量。在本文研究区间内,会计准则发生了较大变化,由此构造的中间投入具有较大的前后不一致性,可能会“污染”TFP 估计过程。本文将劳动、资本以及能源消耗引入 Cobb-Douglas 生产函数中,去掉非正值的投资样本,在回避 Levinsohn and Petrin^[21]对 Olley and Pakes^[20]的批评基础上估算 TFP^①。本文使用工业生产总值作为产出,并采用 2001 年为基期的工业品出厂价格指数予以折算,消除价格变动影响,折算后的产出用 Y 表示。资本存量使用固定资产净值代替,平减指数采用以 2001 年为基期的固定资产投资价格指数,折算后用 K 表示。劳动投入采用全部从业人员年平均人数,用 L 表示。能源消耗总量用 E 表示,单位为万吨标准煤。投资采用永续盘存法,公式为: $I_t=(K_t-K_{t-1})+(D_t-D_{t-1})$,其中, K_t 是未平减前固定资产净值, D_t 为累积折旧额,计算结果以 2001 年为基期的固定资产投资价格指数进行折算,折算后的固定资产投资用 I 表示^②。以上变量数据来自历年《中国工业经济统计年鉴》。此外,本文构造了变量 $trend$ 以示意性反映政策累积效应。详细的变量描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计

变量	单位	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
$\ln TFP$	无	3833	3.5219	0.7041	0.0477	5.8496
$treated$	无	3833	0.7895	0.4477	0.0000	1.0000
$trend$	无	3833	1.3994	1.9365	0.0000	6.0000
t	无	3833	0.5273	0.4993	0.0000	1.0000
$\ln Y$	亿元	3833	5.2763	1.6529	-3.1090	9.8291
$\ln K$	亿元	3833	4.2556	1.5393	-4.6406	8.2148
$\ln L$	万人	3833	1.6942	1.3454	-4.6052	5.7822
$\ln E$	万吨标准煤	3833	8.1755	1.3351	5.1324	10.9835
$\ln I$	亿元	3833	2.5863	1.8328	-4.8789	7.7948

资料来源:作者计算整理。

五、实证分析

本文构建了 7 个模型,采取逐步估计策略来实证分析清洁生产标准规制对 $\ln TFP$ 的影响。模型 1 为仅考虑时间虚拟变量 t 、分组虚拟变量 $treated$ 及其交叉项 ($txtreated$) 的混合面板数据模型;模型 2 的变量设置同模型 1,在估计方法上选择固定效应模型;模型 3 的变量设置同模型 1,采用 PSM 后的混合面板数据分析;模型 4 与模型 2 的变量设置一致,采用 PSM 后的固定效应面板数据分析;与模型 4 相比,模型 5 将 $treated$ 替换为 $trend$,同样采用 PSM 后的固定效应面板数据分析;模型 6 分析清洁生产标准规制的动态影响;模型 7 在模型 6 基础上分析区域间的影响差异。

1. 平均处理效应

如表 3 所示,模型 1 的估计结果显示 DID 变量 ($txtreated$) 未通过显著性检验,而固定效应估计结果呈现显著性,间接说明清洁生产标准规制影响具有显著的个体效应^③。为此,本文考虑个体效应并采用面板固定效应分析。固定效应是通过一阶差分法消除变量的时间变化因素,由于政策虚拟变量具有时间不变性,将无法得出回归结果,在做 DID 固定效应分析时,需要去掉 $treated$ 变量,但这

① 由于本文依托产业分析,并不存在进入和退出的样本选择问题。为了与 Olley-Pakes 法相对应,本文设置了进入退出变量,但是直接对退出变量赋值为 0,Stata 官方命令并不能估算结果。本文参考 Yasar et al.^[22]的做法,通过编程为样本的进入和退出变量进行自动赋值,解决利用 Olley-Pakes 法的估算问题。

② 投资水平的测算结果部分出现了负值,本文认为是会计信息失误导致,本文做剔除处理。

③ 所有面板固定效应回归结果的 F 检验的 p 值均为 0.0000,拒绝个体间无差异的假设。

并不影响估计的结果及其有效性^[23]。基于固定效应的模型 2 的估计结果表明, DID 变量通过了 10% 的显著性水平检验, 清洁生产标准规制的实施使得 TFP 降低了 3.7 个百分点。模型 2 具有一定的实证意义, 但尚未考虑 DID 研究设计中的样本匹配问题。DID 模型的准确估计要求两组样本在政策实施之前具有可比性, 即较小的异质性, 这就需要对参照组样本与实验组的特征进行匹配, 以尽量减小样本异质性的影响。通过 PSM 分析可以得到参照组中有关样本与实验组相似的概率, 并通过一定的标准筛选出具有一定相似概率的参照组与实验组。对于一般的 DID 模型, 使用 PSM 后, DID 估计量可以表达为 $DID=(Y_{i2}^T-Y_{i1}^T)-\sum_{j \in C} \omega(i,j)(Y_{j2}^T-Y_{j1}^T)$, 其中 $\omega(i,j)$ 是样本权重, 由 PSM 计算出相似概率后加工得到^[24]。本文选择产出、资本、劳动、能源消耗、投资变量来识别产业特征并进行 PSM 处理, 通过 Probit 模型来估计倾向得分, PSM 处理将剔除不合理的参照组样本, 剩余 3373 个样本, 并在此基础上进行 DID 分析, 估计结果见表 3 模型 4。DID 变量仍然通过了显著性检验, 规制实施在平均意义上导致 TFP 降低了 4.6 个百分点, 与模型 2 相比, 其影响下降了 0.9 个百分点, 比模型 3 相比, 下降了 2.7 个百分点, 进一步表明个体效应与样本选择对分析结果具有明显影响。

以上结果表明, 如果仅比较平均处理效应而不考虑动态边际影响, 清洁生产标准规制对产业影响的净效应就是降低了 TFP 水平, 表明产业实施标准规制后, 从平均意义上说, 规制影响依然处于 U 型曲线的左侧区域。规制实施必然给产业发展带来挤出效应, 其净效应取决于累积学习效应的发生机制。平均处理效应表明, 清洁生产标准规制制定并实施后, 在经济与制度环境相互作用下, 平均的累积学习效应仍未超过平均的挤出效应。需要注意的是, 这一结论可能具有误导性, 不能回答关于累积学习效应与挤出效应影响变动趋势的疑问。而且, 挤出效应大于累积学习效应的结果是否一直保持稳定? 还是说相对于累积学习效应, 挤出效应一直增大并更多的挤出 TFP? 抑或累积学习效应逐渐增大并慢慢超过挤出效应? 由于不能识别挤出效应与累积学习效应的动态变化, 以上种种疑问并不能通过表 3 的一系列估计得到答案, 后面将通过动态边际影响, 弥补上述缺陷。

表 3 规制影响的平均处理效应

变量	未进行 PSM		PSM 处理后	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>txtreated</i>	-0.0160 (0.0533)	-0.0370* (0.0225)	-0.0185** (0.0539)	-0.0456** (0.0227)
<i>treated</i>	0.2984*** (0.0411)		0.3117*** (0.0416)	
<i>t</i>	0.6570*** (0.0474)	0.7141*** (0.0199)	0.6670*** (0.0480)	0.7227*** (0.0203)
常数项	2.8860*** (0.0366)	3.0980*** (0.0069)	2.8730*** (0.0371)	3.1000*** (0.0070)
样本量	3420	3420	3373	3373

注: 括号内为标准误, **、*、* 分别代表 $p < 0.01, p < 0.05, p < 0.1$ 。

资料来源: 作者计算整理。

2. 动态边际影响的 J 型特征

考虑政策实施的时间因素后, (7) 式可调整为 (10) 式, 即:

$$\ln TFP_{it} = \alpha + \beta t_{it} + \gamma trend_{it} + \delta t_{it} \times trend_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

其中, *trend* 代表时间维度的政策累积。对于 2006 年实施清洁生产标准规制的产业, 令 2006 年的 *trend*=1, 以后逐年加 1, 2007 年实施清洁生产标准规制的产业, 令 2007 年的 *trend*=1, 以后逐年加 1; 否者, *trend*=0。 *trend* 变量的设置是假设政策累积效应呈现严格的线性关系, 这一关系虽不能准确

体现累积学习效应,但仍具有描述意义。(10)式的回归结果见表4中的模型5(由于采取固定效应回归,*trend*变量将被“omitted”)。模型5的结果表明,交叉变量*txtrend*的系数明显大于模型4中的交叉项系数,且通过了1%的显著性水平检验。模型5与模型4的比较表明清洁生产标准规制可能存在动态影响,构造模型6,得到如下(11)式,即每年具体政策影响的动态变化^[25](估计结果见表4):

$$\ln TFP_{it} = \alpha + \beta t_{it} + \gamma treated_{it} + \delta t_{it} \times treated_{it} + \sum_{j=2007}^{2011} \lambda t_{it} \times treated_{it} \times yr_j + \mu_{it} \quad (11)$$

其中,*yr_j*代表*j*年的虚拟变量,*txtreated_{it}yr_j*表示*j*年的边际影响,即*MU_j*。

估计结果显示,*MU₂₀₀₇*、*MU₂₀₀₈*、*MU₂₀₁₁*均通过了显著性检验^①,其回归系数逐渐增大,说明清洁生产标准规制起初降低*lnTFP*,但这一降低作用显著逐渐变小,并逐渐显现对*lnTFP*的提升作用。边际影响系数显示,2010年以后规制开始呈现出提升TFP的积极效应,表明清洁生产标准规制的挤出效应于3年左右被累积学习效应所超过。估计结果表明,考虑动态边际影响后,清洁生产标准规制的边际影响递增,呈现J型特征。需要说明的是,规制影响的J型特征并未违反U型假设^[2],U型假设是对环境规制影响的绝对变化趋势的描述,J型特征则是对规制的边际影响的概括。从图形上看,U型假设体现为绝对曲线,J型特征体现的是斜率变化趋势且是斜率曲线的一部分。在对中国情景下的环境规制影响的现有研究中,王杰和刘斌^[9]利用废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟尘去除率、粉尘去除率和固体废弃物综合利用率5个单项指标衡量环境规制,李玲和陶锋^[10]选取废水排放达标率、二氧化硫去除率和固体废弃物综合利用率3个单项指标衡量环境规制强度,张成等^[8]采取单位产值治理工业污染的总投资衡量环境规制强度来分析规制指标对TFP的影响,其中王杰和刘斌^[9]发现了倒N型关系,李玲和陶锋^[10]发现部分行业呈现U型关系,张成等^[8]发现部分地区呈现U型关系,均体现为环境规制的绝对影响。由于在研究视角上存在显著差异,本文与以上研究并不具有直接的可比性,本文进一步解释了规制影响的边际效应。

从绝对影响看,清洁生产标准规制对TFP的影响仍然呈现先下降后上升的U型特征,但清洁生产标准规制的显著特点在于其边际影响的J型特征。J型特征意味着清洁生产标准规制对TFP提升的积极作用是稳步提升的,边际影响并未显示出逐渐恶化TFP的阶段特征。区别于末端治理,清洁生产标准规制从源头控制污染,可以提高资源利用率,对生产全过程进行监控,是对末端治理型规制的根本变革。随着社会对规制的要求不断提升,末端治理型规制所需成本将不断增加,其最终影响往往仅具有环境效益而缺乏经济效益。清洁生产标准规制要求追踪污染数据变化,从而分析污染排放的原因。规制实施后,企业要重新审视生产流程,于是通过规制的信号作用更方便地获得潜在的技术创新,并倒逼其推动技术创新。此外,由于清洁生产标准规制监控的是全生产过程,可以及时将规制实施前的不良产出变废为宝,在减小处置成本的同时提升资源利用率。对于挤出效应,清洁生产标准规制要求企业增加更为环保的设备,同时要求在污染物分析、清洁生产审核等方面增加投入,而且其技术创新也需要投入要素成本。J型特征表明,累积学习效应逐渐变大,比挤出效应增加更快;同时间接说明,挤出效应并未随规制实施而急剧增加,呈现一次性总量特征。估计结果表明,清洁生产标准规制具有累积学习效应得以迅速发挥的政策特征,清洁生产标准规制的设计与实施符合产业发展趋势的要求。这一结论佐证了理论上关于清洁生产标准规制的先验判断。

3. 区域间动态边际影响趋势的差异

考虑到不同区域之间在经济、社会等方面存在巨大差异,以上从全国层面得到的动态边际影响的J型特征是否在各个区域依然成立呢?为此,本文设置东中西部虚拟变量,并将其分别与*txtreated_{it}yr_j*相乘,体现各区域的动态边际影响差异,估计结果见表4中的模型7。通过秩条件指数检验(通过Stata13的*coldiag2*命令),本文消除了完全共线性。结果发现,无论东部、中部还是西部地区,规制的动态边际影响趋势均与全国层面的结论类似,再次佐证了J型特征结论,强化了清洁

① 由于共线性限制,变量*yr2009*被“omitted”。

表 4 动态边际影响与区域差异

变量	模型 5	模型 6	模型 7		
	全国	全国	东部	中部	西部
$t \times treated$		0.2887*** (0.0474)		-0.0813** (0.0352)	
t	0.5130*** (0.0131)	0.4185*** (0.0346)		0.7230*** (0.0184)	
$t \times trend$	0.0628*** (0.0036)				
常数项	3.1000*** (0.0067)	3.1215*** (0.0167)		3.099*** (0.0064)	
MU_{2007}		-0.1502*** (0.0505)	-0.1360*** (0.0378)	-0.1300*** (0.0363)	-0.1580*** (0.0421)
MU_{2008}		-0.1254** (0.0502)	-0.0936** (0.0377)	-0.0851** (0.0361)	-0.0745* (0.0419)
MU_{2009}		omitted	0.0009 (0.0382)	omitted	0.0627* (0.0424)
MU_{2010}		0.0682 (0.0499)	0.1150*** (0.0376)	0.1440*** (0.0358)	0.1100*** (0.0417)
MU_{2011}		0.2409*** (0.0511)	0.2530*** (0.0386)	0.3270*** (0.0360)	0.2510*** (0.0428)

注:模型 7 采用东中西部各自数据单独估计发现,东中西部边际影响变动趋势与文中保持一致。括号内为标准误;***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$;模型 7 对应表格上半部分为平均效应,下半部分为具体的区域差异;样本量均为 3373。资料来源:作者计算整理。

生产标准规制挤出效应的一次性总量特征判断,同时其累积学习效应是立即显现的,再次表明清洁生产标准规制具备设计良好的规制工具的特征。

将区域的平均处理效应与边际效应相结合,可得每年的具体影响。图 3 显示,规制实施样本期内,东部地区的边际影响在规制实施初期略低于中部,但高于西部地区,其累积学习效应超过挤出效应的时间点也最迟,西部最早出现拐点。将中部与西部地区比较发现,规制实施初期,中部地区的边际影响弱于西部地区,其达到拐点的时也迟于西部地区。但随着深入实施规制,中部地区的边际影响逐渐增强并在后期显著强于西部地区。与西部地区相比,东部地区虽然达到拐点的时点迟于西部地区,但其边际影响比较稳定且后期与西部地区持平并有超过西部地区的趋势。对于以上结论,一个很自然的疑问是用于

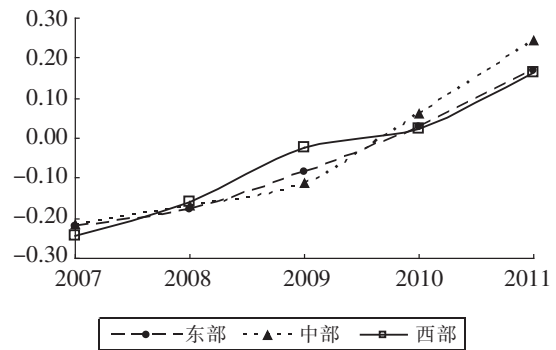


图 3 区域间清洁生产标准规制动态影响趋势

注:中部 2009 年边际影响由前后年平均得到。资料来源:作者绘制。

分析的东中西部的样本产业是否存在显著差异?如果存在,样本选择差异是否是产生以上结论的最终原因?为此,本文分别计算了各区域的产业分布频数比例,并绘制出图 4。纵向虚线将图 4 分成三个区间,左侧第一个区间是 2007 年实施规制的产业,第二个区间是 2006 年实施规制的产业,最右边是未实施规制的产业。图 4 显示,样本期内各区域产业分布基本保持一致。在 2007 年实施规制的

产业中,电热生产和供应业与造纸及纸制品业存在较大差异,前者是西部地区最高,后者则是东部地区所占比例最高;在2006年实施规制的产业中,有色金属冶炼及压延加工业存在较大差异,东部地区所占比例最低,西部地区最高。虽然存在差异,但并不会从根本上影响规制的TFP动态影响分析。通过KW检验,本文对区域间的产业频数进行了差异性检验,检验结果的p值为0.9742,说明区域间产业样本呈现一致的频数分布,表明研究结论并非建立在区域间样本产业分布显著差异的基础上,样本分布并未扭曲研究结论。

以上回归结果表明,清洁生产标准规制对TFP的动态边际影响与规制实施的现实背景有关,佐证了前面关于微观机制的论述。本文以纺织业、各种类型设备制造业等产业为研究样本(均为传统制造业),其发展基础在东中西部地区存在较大差异。东部地区的市场需求、TFP禀赋、创新能力以及经济发展水平都比中西部地区高,西部地区具有较低的TFP禀赋,其他影响因素均处于较低水平,中部地区介于东部与西部地区之间。从TFP绝对量看,东部地区显著高于中西部地区^①。对于传统制造业,尽管东部地区整体市场需求较高、发展环境成熟,规制实施初期具有较高的边际影响,但限于较高的TFP禀赋,通过规制提升TFP的瓶颈更为明显,达到规制影响拐点的时间也较长。西部处于接续东部产业转移的发展阶段,样本产业的TFP禀赋非常低,同时面临的清洁生产标准规制压力也最大。但正是由于其TFP禀赋较低,规制实施对其提升速度才可能更为迅速,即更早到达规制影响变化的拐点。然而,受制于创新能力、市场需求以及其他经济因素影响,TFP提升的后劲相对不足,在边际影响后期被中部地区超越,甚至有被东部地区超越的趋势。中部地区正处于产业转型的关键阶段,对规制的市场需求更大,由于TFP禀赋相对较低(但仍高于西部地区),达到规制影响变化拐点的时间介于西部与东部地区之间。中部地区在创新能力与其他经济因素等方面相比西部地区更具优势,直接推动了中部地区在后期边际影响方面超过西部地区。区域间规制影响差异表明,即使作为良好政策工具的清洁生产标准规制,其边际影响也存在显著的区域差异。

4. 稳健性检验

本文以2007年作为清洁生产标准规制的起始点,如果改变政策时点及样本分组,以上结论是否仍然存在?如果研究结论不再存在,则本文研究设计是稳健的。为此,本文将政策起始点由2007年延后至2009年,再次进行DID分析^②。表5列(1)按照新的政策起始点,采取混合面板数据分析,列(2)采取固定效应分析,列(3)则分析动态边际影响。表5表明政策起始点改变后,在混合面板与固定效应模型中,DID的政策交互项并没有通过显著性检验。考虑动态边际影响后,交互项由于共线性问题而被“omitted”,动态影响系数较前面分析变大,这是由于政策起始点推后,忽视了规制实施早期较大的负向影响,放大了清洁生产标准规制对TFP的提升作用。该结论不但不能推翻前文关于政策起始点的判断,反而增强了对政策起始点比2009年提前的判断。

关于样本分组,本文将原本属于实验组的2006年清洁生产标准规制实施的产业划入参照组,分析这一微小的样本组变化对研究结论的影响,详细检验结果见表5的列(4)—列(6)。研究表明,

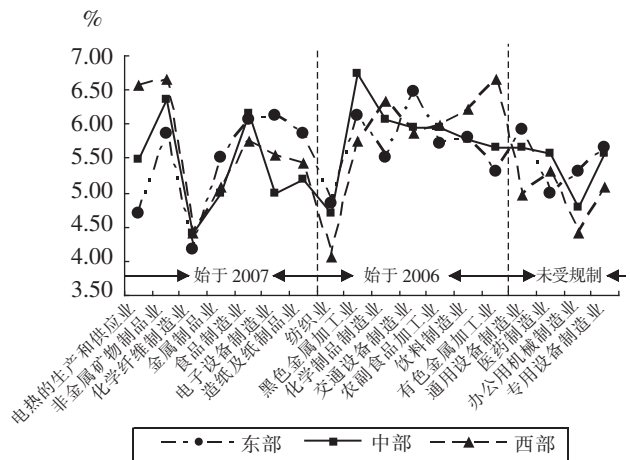


图4 区域间样本产业频数分布差异

注:纵轴为产业频数百分比。

资料来源:作者绘制。

① 本文整理了东中西部地区TFP比较表,但限于篇幅,这里并未呈现。

② 为了保持分析一致性,本部分的DID同样延续前文的PSM得分结果。

表 5

DID 设计是否为人为设置

	政策起始点推后两年			将 2006 政策实施产业划入参照组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	混合面板	固定效应	累积效应	混合面板	固定效应	累积效应
$t \times treated$	-0.0143 (0.0562)	-0.0322 (0.0277)	omitted	0.0273 (0.0424)	0.0270 (0.0184)	0.0550 (0.0557)
t	0.5530*** (0.0501)	0.5909*** (0.0246)	0.3271*** (0.0442)	0.5790*** (0.0265)	0.6117*** (0.0115)	0.6481*** (0.0235)
$treated$	0.2863*** (0.0309)	omitted	- -	0.1704*** (0.0305)		
MU_{2007}			omitted			-0.4289*** (0.0736)
MU_{2008}			omitted			-0.3878*** (0.0726)
MU_{2009}			0.1692*** (0.0569)			-0.2724*** (0.0753)
MU_{2010}			0.2374*** (0.0553)			-0.1789*** (0.0726)
MU_{2011}			0.4101*** (0.0566)			omitted
常数项	3.1065*** (0.0274)	3.3257*** (0.0062)	3.3324*** (0.01271)	3.2692*** (0.0192)	3.1843*** (0.0065)	3.20*** (0.0149)
样本量	3786	3786	3786	3786	3786	3786

注:括号内为标准误;***、**、* 分别代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$ 。这里将 2006 年所有数据纳入分析,因此,样本量为 3786。
资料来源:作者计算整理。

在混合面板模型和不考虑动态影响的模型中,交叉项未通过显著性检验。将平均处理效应分解后,交叉项也未通过显著性检验,但却由上文的负值变成正值,表明前文研究结论必须基于特定的研究设计才能得到。虽然累积学习效应逐渐明显,但明显小于上文的估计结果,说明由于参照组被“污染”,削弱了累积学习效应,间接说明清洁生产标准对 TFP 的累积学习效应是显著存在且不断增强的,强化了 DID 分组合理性的判断^①。综合以上检验,本文有充分理由认为包括政策实验起始点、样本分组等在内的研究设计是合理的,所得结论稳健可靠。

六、结论和政策建议

环境规制对 TFP 的影响可以分解为累积学习效应与挤出效应,两种效应作用机制在不同的规制类型中表现并不一致。环境规制类型可以分为清洁生产与末端治理,其中清洁生产标准规制是清洁生产的核心。本文通过一项准自然实验研究了清洁生产标准规制对 TFP 的动态边际影响,并通过区域差异比较,分析了该影响的内在机制。研究表明,清洁生产标准规制的边际影响单调递增,且呈现 J 型特征。挤出效应表现出一次性总量特征,并未在规制实施后继续加强。以上发现表明,除了碳税、可交易的碳排放许可证等经济工具外,由于清洁生产标准规制要求对全生产过程进行污染物分

^① 通过一个微小的样本分组变化,不仅可以观察到研究结论是依赖于特定政策设计,而非一般“普适结论”,而且,通过这一微小变化可以观察参照组与控制组之间变化影响的细节,进而强化了前面的分析结论。

析并及时进行清洁生产审核等,其更能体现规制的信号机制与倒逼机制,推动累积学习效应作用,符合良好设计的规制政策特征。进一步研究表明,规制在实施过程中受市场需求、TFP 禀赋、创新能力等因素影响,清洁生产标准规制的动态边际影响存在显著的区域差异。

(1)通过实施补贴政策与加强清洁生产审核,加快清洁生产标准规制的实施。清洁生产标准规制可以成为实现节能减排与产业转型两个目标的可行选择,政府应当将外在引导与内部加强相结合,从两种思路推动清洁生产标准规制的实施。①探索规制实施的激励补贴政策,通过财政补贴等形式对因规制实施带来的成本增加给予部分补偿,引导更多产业加快推广和实施清洁生产标准规制。②强化环境规制部门的清洁生产审核责任,以清洁生产审核为核心,引导企业推进技术创新。清洁生产审核是清洁生产标准规制的关键环节,也是清洁生产标准规制体现外部性的重要内容。清洁生产审核可以识别生产过程中的污染来源,是技术改进与创新的重要基础。对于清洁生产审核,政府应当自己组建或者通过第三方平台实施统一的清洁生产审核,共享有关数据信息,通过政府资金与社会资本合作加强共性技术研究,引导企业采取更为先进的生产工艺与技术方式。

(2)结合区域发展特征,优化调整清洁生产标准规制,实施区域差别化规制政策。①东部地区 TFP 提升的主要瓶颈在于缺乏自主创新能力,即使给予其外生清洁生产标准规制刺激,其 TFP 提升效应也相对较弱。东部地区可以将预期的规制与市场型规制工具有效结合,推动其持续加强清洁生产工作。②西部地区各方面基础都比较薄弱,但在清洁生产标准规制冲击下,很快就会出现规制影响的拐点,因此,未来应该全面提高其经济发展水平,夯实资本禀赋,加大技术引进与自主创新提高。③中部地区是未来清洁生产标准规制政策全面推行的重点区域,可以将清洁生产标准规制的一系列政策在中部地区实现全方位覆盖。

(3)优化环境规制政策设计,为获得双赢结果创造良好的规制实施环境。随着经济与社会的发展,环境规制的作用层次将愈加细致,实施范围也会愈发广泛。在规制实施内部环境方面,只有通过严格环境规制政策,才可能实现提升 TFP 的作用,这是由于规制的信号机制与倒逼机制必须建立在严格的环境规制假设之下。规制政策实施过程中应该设定严格的程序,不给企业留下任何偏离程序的可能。但在技术创新方面,应当将规制目标设定为污染控制,而非具体的技术锁定,给予企业充分的创新空间。此外,在外部环境方面,TFP 禀赋逐步提高是经济发展重要动力与结果,也是规制影响 TFP 的现实瓶颈,破解这一瓶颈的唯一途径是提高自主创新能力。因此,未来应该在规制政策优化设计与提高自主创新能力两个方面为实现节能减排与产业转型创造条件。

[参考文献]

- [1]冉冉.“压力型体制”下的政治激励与地方环境治理[J]. 经济社会体制比较, 2013,(3):111-118.
- [2]Porter, M. E., and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [3]Berman, E., and L. T. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001,83(3):498-510.
- [4]Jaffe, A. B., and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997,79(4):610-619.
- [5]陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049[J]. 经济研究, 2010,(3):129-143.
- [6]陈坤铭,季彦达,张光南. 环保政策对“中国制造”生产效率的影响[J]. 统计研究, 2013,(9):37-43.
- [7]宋马林,王舒鸿. 环境规制,技术进步与经济增长[J]. 经济研究, 2013,(3):122-134.
- [8]张成,陆旻,郭路. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011,(2):113-124.
- [9]王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率[J]. 中国工业经济, 2014,(3):44-56.
- [10]李玲,陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择[J]. 中国工业经济, 2012,(5):70-82.
- [11]王明远. 清洁生产法的含义与本质辨析[J]. 现代法学, 2006,(6):128-136.
- [12]Frondel, M., J. Horbach, and K. Rennings. End of Pipe or Cleaner Production? An Empirical Comparison of

- Environmental Innovation Decisions across OECD Countries[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2007,16(8):571-584.
- [13]李钢,李颖. 环境规制强度测度理论与实证进展[J]. *经济管理*, 2012,(12):154-165.
- [14]Becker, R. A. Local Environmental Regulation and Plant-level Productivity [J]. *Ecological Economics*, 2010, 70,(12):2516-2522.
- [15]张中元,赵国庆. FDI、环境规制与技术进步[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012,(4):19-32.
- [16]朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J]. *经济研究*, 2011,(6):133-145.
- [17]Conrad, K., and D. Wastl. The Impact of Environmental Regulation on Productivity in German Industries[J]. *Empirical Economics*, 1995,20(4):615-33.
- [18]Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U.S. Manufacturing[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [19]李艳萍,孙启宏,沈鹏等. 清洁发展,标准现行——中国清洁生产标准发展现状[R]. 国际标准化组织环境管理标准化技术委员会年会暨“绿色奥运清洁发展”主题论坛发言稿, 2007.
- [20]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[R]. NBER Working Paper, 1992.
- [21]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003,70(2),317-341.
- [22]Yasar, M., R. Raciborski, and B. Poi. Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method[J]. *Stata Journal*, 2008,8(2):221.
- [23]Angrist, J., and J. S. Pischke. The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics[R]. NBER Working Paper, 2010.
- [24]Hirano, K., G. W. Imbens, and G. Ridder. Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score[J]. *Econometrica*, 2003,71(4):1161-1189.
- [25]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.

How Does Clean Production Standards Regulation Dynamically Affect TFP ——A Quasi-Natural Experiment Analysis with Policy Interference Eliminated

HAN Chao, HU Hao-ran

(Center for Industrial and Business Organization DUFE, Dalian 116025, China)

Abstract: Clean production standards regulation is an important policy constrained by pressure on energy conservation while its impact on industrial competitiveness can not be ignored. This paper has studied the impact of clean production standards regulation on TFP from perspective of regulatory implementation process, and dynamic marginal impact has been focused. The crowding-out effect of clean production standard regulations shows us a one-off feature. While the marginal effect of the cumulative learning effect shows us a robust J-feature, resulting in about 3 years over the crowding-out effect. Findings from further analysis are that the marginal effect of the eastern has been subject to bottleneck for TFP growth thus resulted in the latest turning point, while the western has reached turning point faster. The late stage of marginal effect shows us that the central has a more strong cumulative learning effect and has exceed the Western eventually due to potential TFP growth and comprehensive economic strength. Therefore, to improve government subsidies, reinforce cleaner production assessment, optimize environmental regulation policy, and further implemente differentiated regulation policy are the important measures to achieve targets both of TFP improvement and energy conservation.

Key Words: clean production standards; cumulative learning effect; J-feature; quasi-natural experiment

JEL Classification: L51 P28 O13

[责任编辑:章毅]