

环境规制对经济增长方式转变的影响*

——基于省际面板数据的研究

张胜利,俞海山

(宁波大学商学院,浙江宁波 315211)

摘要:近年来,在中国经济增长下行压力比较大的同时,中国的环境问题也备受关注。该文基于2000-2010年中国分省份的相关面板数据,用环境全要素生产率对经济增长的贡献来测度经济增长方式的转变,结合正式环境规制和非正式环境规制,检验环境规制是否倒逼中国经济增长方式发生转变。研究表明:正式环境规制能有效促进中国粗放式的经济增长方式的转变,可以作为中国实现集约型经济增长方式的动力。非正式环境规制与中国经济增长方式的转变正相关,表明非正式环境规制已经开始推动中国转变经济增长方式。

关键词:环境规制;经济增长方式;环境全要素生产率

中图分类号:F120 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-2404(2015)67-0014-09

引言

改革开放以来,中国国民经济取得了飞速发展,1978-2013年间GDP年均增长率达到9.7%。中国的GDP在2010年超过日本,2013年中国和日本的GDP分别为9.1814万亿美元和4.9015万亿美元,中国的GDP高出日本4.02799万亿美元^①。但是中国的地方政绩考核存在一定缺陷,地方政府比较关注产出GDP,忽略了自然资源、生态环境的破坏,导致人民的生活环境日益恶化。在公布的《2007年全国公众环境意识调查报告》中,环境污染问题在13项社会问题中列第四位,有77.4%的人认为中国环境问题比较严重或非常严重。过去粗放型的经济增长模式在中国经济基础比较薄弱的情况下会快速刺激整个国民经济的发展,现在中国已经是世界第二大经济体,粗放型的经济增长模式能够发挥的作用越来越小。中国的快速发展集中遇到了工业化进程中原本会分阶段出现的种种环境问题,而且环境规制

效果很难被直接观测到,在当期也不会立即显现出来。在这样的条件下,中国要制定什么样的环境规制才能实现经济增长和环境保护的双赢是个难题。

对于中国如何在逐渐趋紧的资源和环境条件约束下保持持续的经济增长问题,学术界和政界的观点比较一致,就是要转变经济增长方式。在对转变经济方式的研究中,刘国光(2001)认为,要实现经济增长方式的转换,就需要建立完善的经济体制,优化资源配置。卫兴华(2007)从要素角度出发,认为实现经济增长从粗放型向集约型转变的关键是科学技术的创新和体制制度的创新;这与林毅夫(2007)的观点不同,林毅夫(2007)认为中国实现经济增长方式转变不可忽视的一点是要建立合理的要素价格体系。

国内关于环境规制对经济增长方式转变影响研究近几年才出现。赵红(2007)、黄平等(2010)的研究都表明环境规制能够激发企业进行技术创新,对产业绩效存在创新补偿效应。张成(2011)的研究表明环境规制强度和生产技术进步之间存在U型曲线关系。李瑾(2007)、李强(2009)分别从产业升级的角度进行研究,研究都发现环境规制能够促进产业结构升级,李强(2009)在李瑾(2007)的基础上得出环境规制能够提高企业的劳动生产率。宋马林等(2013)将各个省份的环境效率影响因素分为技

收稿日期:2015-01-08

作者简介:张胜利,硕士研究生,主要从事生态环境与经济增长等方面的研究;俞海山,教授,博士,主要从事国际贸易与生态环境、消费与生态环境等方面的研究。E-mail:zhang593835315@163.com

基金项目:国家自然科学基金项目“低碳消费模式的形成机理、模型构建与实证研究”(71273168);教育部人文社会科学研究规划项目“低碳消费模式的形成机理、博弈模型与经济政策研究”(12YJA630178)

① 数据来源:国际货币基金组织。

术和环境规制两类,并考虑到环境规制的区域差异,得出结论:中国东部沿海地区的环境效率较高,中部的环境效率介于西部和东部之间。查建平(2014)以环境全要素生产率对经济增长贡献率作为经济增长方式的测度指标,并就环境规制强度对工业经济增长方式的影响进行了实证研究。研究表明全国与东部地区环境规制对工业经济增长方式的转变具有显著持续的正向影响。原毅军(2014)把环境规制分为正式和非正式的环境规制,并在此基础上运用面板回归和门槛模型检验了环境规制能否有效倒逼产业调整效应,结果表明无论是正式的环境规制还是非正式的环境规制都有效的促进了产业结构的调整,环境规制的作用也有着区域差异特点,各个地区应该实行差异化的环境规制。

国外相关方面的研究起步很早,Dension(1981)的研究结果表明,环境规制会导致相关产业绩效降低,Antweiler等(2001)指出,在自由贸易的条件下,由于不发达国家的环境管制比较弱,不发达国家承接了发达国家的污染型产业转移,在实现经济增长的同时环境污染也变得严重,因此中国在经济发展的同时要制定合理的环境规制。Porter等(1991,1995)认为合理的环境规制能够促使企业优化内部的资源配置,激励企业进行技术创新,由此而带来的“创新补偿效应”能够抵消“遵循成本”,提高企业的环境效率。环境规制的“遵循成本”在当期发生,在短期内,环境规制会增加企业生产成本;而“创新补偿效应”要在滞后期才能够显现出来(Lanoie等2008),因此,从长期来看,环境规制有利于企业进行技术创新,提高企业的生产效率,降低资本、资源和能源的消耗。除了正式的环境规制外,非正式的环境规制也对经济增长方式的转变发挥着重要作用。但是,在中国,非正式的环境规制强度较弱,Kathuria(2007)认为发展中国家依靠正式的环境规制在治理环境污染中存在着无法避免的局限性。

从国内外的研究来看,目前的研究主要集中在环境规制绩效和环境规制的效率上,对于环境库兹涅茨曲线,学术界展开了广泛而深入的研究,研究的对象和方法不同,得出的结论也不尽相同。关于环境规制对于技术进步、经济增长和产业结构调整方面的研究也很多。现有的有些研究只建立单一的环

境规制指标,或者是只从某一方面分析了经济增长方式的影响因素,很少有研究涉及非正式环境规制对经济增长方式转变的影响,因此并不能全面反映环境规制对于经济增长方式转变的影响程度。本文分析经济增长时把环境规制因素加入进去,考虑包含环境因素的经济效率,注重环境效率的提高。本文基于SBM效率模型,采用径向模型与非径向模型的一般化形式,即混合效用模型,测量环境技术效率和全要素环境生产率;借鉴赵文军(2012)的方法,以地区环境全要素生产率的变化率与产出变化率的比值衡量地区的增长方式,把环境规制分为正式和非正式的环境规制,并在此基础上构建包含正式和非正式环境规制、技术进步、市场化等因素的经济增长方式的模型,实证分析并评价正式和非正式的环境规制对于经济增长方式转变的影响。最后,基于本文的实证分析结果,提出转变经济增长方式的具体政策建议。

2 各地区经济增长方式评价

2.1 评价方法

在经济增长方式评价的研究方面,大部分研究是根据全要素生产率的改变间接推断出对经济增长方式的影响,比如赵彦云和刘思明(2011)、郑京海和胡鞍钢(2008)等,其实全要素生产率变化不同于经济增长方式的转变,转变经济增长方式的本质是提高环境全要素生产率对经济增长的贡献。因此本文在评价各地区经济增长方式时也考虑环境的影响,这样才符合现代社会经济发展的要求。因此本文以环境全要素生产率对经济增长贡献率作为经济增长方式的测度指标。

具体测算方法如下:本文把各个地区的生产函数表示成柯布道格拉斯生产函数的形式: $Y_{k,t} = A_{k,t}K_{k,t}^\alpha L_{k,t}^{(1-\alpha)}$, $Y_{k,t}$ 表示k省份t时期的产出。根据这一生产函数,各地区产出的变化率表示为: $g_{Y_{k,t}} = (Y_{k,t} - Y_{k,t-1})/Y_{k,t-1}$,全要素生产率的变化率 $g_{A_{k,t}} = \Delta A_{k,t}/A_{k,t-1}$,资本变化率 $g_{K_{k,t}} = \Delta K_{k,t}/K_{k,t-1}$,劳动变化率 $g_{L_{k,t}} = \Delta L_{k,t}/L_{k,t-1}$ 。

$\Delta Y_{k,t}/Y_{k,t-1} = \Delta A_{k,t}/A_{k,t-1} + \alpha \Delta K_{k,t}/K_{k,t-1} + (1 - \alpha) \Delta L_{k,t}/L_{k,t-1}$ 进一步简化可得: $\frac{g_{Y_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}} = \frac{g_{A_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}} + \frac{\alpha g_{K_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}} + \frac{\alpha g_{L_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}}$

$$\frac{(1-\alpha)g_{L_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}}, \text{即 } 1 = \frac{g_{A_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}} + \frac{\alpha g_{K_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}} + \frac{(1-\alpha)g_{L_{k,t}}}{g_{Y_{k,t}}}. \text{ 各}$$

$$\frac{(EA_{k,t} - EA_{k,t-1})/EA_{k,t-1}}{(Y_{k,t} - Y_{k,t-1})/Y_{k,t-1}} \dots\dots\dots (1)$$

地区全要素生产率的变动可以设为 $(EA_{k,t} - EA_{k,t-1})/EA_{k,t-1}$, 其中 $EA_{k,t}$ 表示 k 省份 t 时期的环境全要素生产率。本文用下式 $EPC_{k,t} = \frac{R_{EA_{k,t}}}{R_{Y_{k,t}}}$ 表示 k 省份 t 时期的环境全要素生产率对经济增长的贡献。

2.2 环境全要素生产率的测算

在生产过程中,好的产出通常伴随着不良的产出。这种联合生产好的和坏的产出给生产率的衡量带来一个难题。一种方法是建立联合生产好的和坏的产出模型,估计坏产出的减少。由于无法获取环境资源的市场价格,也就无法计算全要素生产率的 *Tornquist* 和 *Fischer* 指数, *Pittman*、*Fare* 等人通过构造影子价格来解决这个问题。 *Malmquist* 生产率指数被 *Caves et al.* (1982) 提出以用来解决资源环境的市场价格问题,因为 *Malmquist* 生产率指数包含环境要素,不需要价格信息就可以计算包含坏的环境全要素生产率。但由于 *Malmquist* 指数无法区分好的产出和坏的产出,同样也不适用于测算包含坏的环境全要素生产率。 *Chung* 等 (1997) 提出 *Malmquist - Luenberger* (*ML*) 生产率指数,该指数可以区分好的产出和坏的产出,并提供了生产效率的评价方法,其实证结果表明,在包含坏产出的情况下, *Malmquist - Luenberger* 指数可能比 *Malmquist* 指数更适合计算生产率。但是 *Malmquist - Luenberger* 指数需要对测度角度的选择,即基于投入角度还是基于产出角度。 *Chambers* 等 (1996) 发展了一种综合的可以同时考虑缩减投入和扩大产出的生产率测度方法即 *Luenberger* 生产率指标,通过对 1974 - 1997 年间 20 个经合组织国家的研究发现,在规模报酬不变的假设下,用 *Malmquist* 指标衡量的生产率变化是用 *Luenberger* 指标衡量的真实的生产率变化的两倍。

根据 *Cooper* 等 (2007) 对用 *DEA* 测量效率的分类,测度生产率时本文主要有两个维度:径向和角度。径向的和非径向的方法的区别在于投入和产出项目的属性不同。径向的方法表示投入和产出是不可分割的。一定比例投入的减少就代表着一定比例产出的增加。角度和非角度的区别在于测度效率时是否选取的基于产出的角度或者是基于投入的角度。 *CCR* 模型 (*Charnes, Cooper, and Rhodes, 1978*) 和 *BCC* 模型 (*Banker, Charnes, and Cooper, 1984*) 代表了径向的 *DEA* 方法。径向的 *DEA* 方法缺点是它忽略了非径向的投入和产出的松弛变量。 *王兵* 等 (2010) 采用了非径向的 *SBM* 效率模型。 *Russell* (1985); *Pastor, Ruiz, and Sirvent* (1999); and *Tone* (2001) 提出了非径向的方法测量效率,这种方法可以直接测量松弛变量,但是它忽略了径向的投入和产出的属性。

本文基于 *SBM* 效率模型 *Tone* (2001) 来衡量坏产出的减少和好产出的增加,根据 *Tone&Tsutsui* (2011) 的研究,采用径向模型与非径向模型的一般化形式,即混合效用模型,测量环境全要素环境生产率。

SBM 方向性距离函数: N 种投入 $X = (x_1, \dots, x_N) \in R_N^+$, M 种“好”产出 $Y^g = (y_1^g, \dots, y_M^g) \in R_M^+$, I 种“坏”产出 $Y^b = (y_1^b, \dots, y_I^b) \in R_I^+$, 在实际生产中,好的产出和坏的产出是没有办法分开的,这也就是产出的零结合公理。减少坏的产出的同时也就意味着好的产出的减少。进一步的,一种坏的产出的减少和某个不可分离的投入相关。为了更贴近实际情况,本文把投入 (X) 分为 (X^S, X^{NS}) , X^S 表示可以分开的投入, X^{NS} 表示不可以和坏的产出分开的投入;好的产出和坏的产出的集合 (Y^g, Y^b) 分解为 (Y^{Sg}, Y^{Sb}) , 即可以分开的好的产出和坏的产出,和 (Y^{NSg}, Y^{NSb}) , 即不可以分开的好的产出和坏的产出。时期是 $t = 1, \dots, T$; 省份是 $k = 1, \dots, K$; 投入和产出值为 $(x^{St} k, x^{NSt} k, y^{Sgt} k, y^{Sbt} k, y^{NSbt} k, b^t k)^{\textcircled{2}}$ 。生产可行性集在满足闭集和有界集、“好”产出和投入是可自由处置、零结合公理和产出弱可处置性公理的假设下^③,

② *Tone&Tsutsui* (2011) 对于径向和非径向模型做了详细的说明和比较分析。

③ *Fare* 等 (2007) 和 *王兵* 等 (2008) 对公理及假设进行了较为详细的说明。

运用数据包络分析(DEA)可以将环境技术定义为:

$$P\{(x, y) \mid x^s \geq X^s \lambda, x^{NS} \geq X^{NS} \lambda, y^{sg} \leq Y^{sg} \lambda, y^{NSg} \leq Y^{NSg} \lambda, y^{sb} \leq Y^{sb} \lambda, y^{NSb} \leq Y^{NSb} \lambda, \lambda \geq 0\}$$

$$\bar{S}_V^t = (x^{t,k}, y^{t,k}, b^{t,k}, g^x, g^y, g^b) = \max_{s^x, s^y, s^b} \frac{\frac{1}{N} \left(\sum_{n_1=1}^{N_1} \frac{S_{n_1}^s}{g_{n_1}^x} + \sum_{n_2=1}^{N_2} \frac{S_{n_2}^s}{g_{n_2}^x} \right) + \frac{1}{M+I} \left(\sum_{m_1=1}^M \frac{S_{m_1}^{YSg}}{g_{m_1}^y} + \sum_{m_2=1}^M \frac{S_{m_2}^{NYSg}}{g_{m_2}^y} + \sum_{i_1=1}^I \frac{S_{i_1}^{YSb}}{g_{i_1}^b} + \sum_{i_2=1}^I \frac{S_{i_2}^{NYSb}}{g_{i_2}^b} \right)}{2}$$

$$s.t. \sum_{k=1}^K \lambda_k^t X_{kn_1}^{St} + S_{n_1}^S = X_{kn_1}^{St}, \sum_{k=1}^K \lambda_k^t X_{kn_2}^{NSr} + S_{n_2}^{NS} = \theta X_{kn_2}^{NSr} \forall n; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t Y_{km_1}^{Sgt} - S_{m_1}^{YSg} = y_{km_1}^{Sgt}, \sum_{k=1}^K \lambda_k^t Y_{km_2}^{NSgt} - S_{m_2}^{NYSg} = \theta y_{km_2}^{NSgt}, \forall m;$$

$$\sum_{k=1}^K \lambda_k^t Y_{ki_1}^{Sbt} - S_{i_1}^{YSb} = y_{ki_1}^{Sbt}, \sum_{k=1}^K \lambda_k^t Y_{ki_2}^{NSbt} - S_{i_2}^{NYSb} = \theta y_{ki_2}^{NSbt}, \forall i; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1, \lambda_k^t \geq 0,$$

$$n_1 + n_2 = N, m_1 + m_2 = M, i_1 + i_2 = I, n_1, n_2, m_1, m_2, i_1, i_2 \geq 0, \forall k;$$

$$S_{n_1}^S \geq 0, S_{n_2}^{NS} \geq 0, \forall n; S_{m_1}^{YSg} \geq 0, S_{m_2}^{NYSg} \geq 0, \forall m; S_{i_1}^{YSb} \geq 0, S_{i_2}^{NYSb} \geq 0, \forall i. \dots \dots \dots (2)$$

根据 Chambers 等(1996)提出的 Luenberger 指数,环境全要素生产率指标可以表示成: $EA_{it} = \frac{1}{2} \{ (\bar{S}^t c(x^t, y^t, b^t, g) - \bar{S}^{t+1} c(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g)) + (\bar{S}^{t+1} c(x^t, y^t, b^t, g) - \bar{S}^{t+1} c(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g)) \} \dots \dots \dots (3)$

其中 $\bar{S}^t c_v$ 表示 CRS 下的 SBM 方向性距离函数, $\bar{S}^{t+1} c(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g)$ 表示在 CRS 下省份 k^{t+1} 时期的投入在 t 时期的前沿面的方向性距离函数。

本文选取序列 DEA 方法来计算 2000 - 2010 年间的环境全要素生产率^④。在计算环境全要素生产率时选取二氧化硫排放量、二氧化碳排放量(蒋金荷, 2011)和废水中重要的有机物污染化学需氧量 COD 作为坏的产出,实际 GDP 作为好的非径向的可分离的好的产出。其中二氧化硫和二氧化碳是径向的不可分离的坏的产出,化学需氧量 COD 是非径向的可分离的坏的产出。选取各省份的资本存量、从业人数和能源消费总量作为投入,其中资本存量和从业人数是非径向的可分离的投入变量。

根据上述经济增长方式的测算方法,我们计算了除西藏外 29 个省(市、自治区)2001 - 2009 年经济增长方式指标。图 1 显示了中国和各地区经济增长方式指标的变化趋势^⑤。

根据 Tone(2001)、Tone&Tsutsui(2011), 考略可分离和不可分离的投入产出的 VRS 下 SBM 方向性距离函数为:

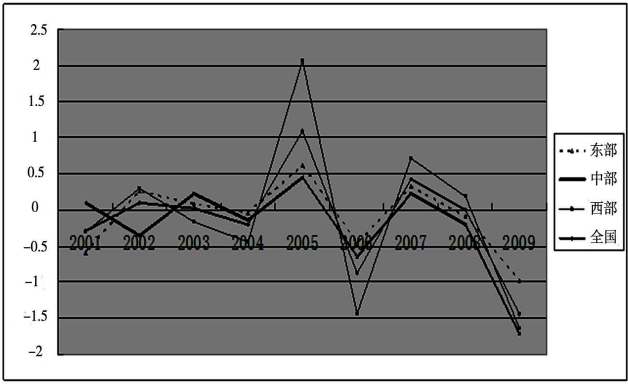


图 1 2001 - 2009 年中国和各地区的经济增长方式指标的变化情况

从上图我们可以看出,中国环境全要素生产率对经济增长的贡献率也即经济增长方式指标,在经历了较大波动之后趋于下降,表明中国以往粗放型的增长方式并没有得到改变。各个地区的增长方式指标的变化趋势也很相近,而且各个地区的差距是先变大后变小。中国东部沿海地区的增长方式指标并没有表现出明显的上升趋势,且波动较小,这是因为中国东部地区的环境规制制度相对于其它地区而言比较完善,科技进步和经济增长速度比较稳定,西部地区则表现出很大的波动。中部地区由于缺乏资本和技术,在经济增长的过程中过度依赖自然环境资源,经济增长方式指标基本上都低于东部沿海和西部。

④ 选择 2000 - 2010 年主要基于以下几个原因:第一,早期一些年份的污染数据和影响经济发展方式转变的一些数据无法得到;第二,国家统计局仅仅公布了 2000 年以来经济普查后修订的 GRP 和 GRP 指数。

⑤ 本文所选的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西,西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

3 计量模型选定和变量数据说明

从一开始由政府直接管制,到基于市场的激励性环境规制和自愿性协议等,近几年的研究又把非正式环境规制引入。*Kathuria*(2007)认为发展中国家的环境规制在治理环境污染中存在着无法避免的局限性,特别是对中小企业污染行为的管制。由于国内对于非正式环境规制认识较晚,目前还没有建立直接测度非正式环境规制的数据。*Pargal&Wheeler*(1996)的研究表明,由于发展中国家正式规制较弱甚至缺失,因此,公众通过谈判或游说的非正式规制更为明显。环境规制强度借鉴原毅军(2014)的方法,分为正式环境规制和非正式环境规制。正式环境规制选取各省份废水排放达标率、二氧化硫去除率和工业污染治理完成投资与工业增加值的比率,为避免所选指标造成的单位不统一,对各指标进行标准化和平均权重,构建正式环境规制强度的综合测量体系。本文选取收入水平和受教育水平来构建非正式环境规制指标。非正式环境规制指标本文选取城镇在岗职工平均工资来衡量收入水平变量 $WAGE_{k,t}$,一般认为收入越高,对于环境质量的要求越高。用各地区的平均受教育年限来衡量受教育水平变量 $EDU_{k,t}$,受教育水平越高,对环境质量的关注度和环境保护意识也越高。外商投资指标变量 $FDI_{k,t}$ 用外商直接投资存量占资本存量的比重来衡量或者是外商直接投资占地区 GDP 的比重。技术进步变量 $PAT_{k,t}$ 用历年专利授权数的变化率衡量。变量 $FER_{k,t}$ 表示正式环境规制的综合指标。 $CPD_{k,t}$ 表示要素禀赋,以资本-劳动比表示。进出口变量 $OPEN_{i,t}$ 用进出口总额占 GDP 的比重来表示。财政分权变量 $FISCAL_{k,t}$ 用各地区的财政赤字占财政支出的比重表示,体现地方政府的财政自主度。市场化变量 $NS_{k,t}$ 用非国有及控股企业总产值占全部工业总产值的比例度量。产业结构变量 $IS_{k,t}$ 用第二产业增加值与第三产业增加值的比值来衡量。人力资本变量 $H_{k,t}$ 用每万人口中在校大学生人数占地区总人口的比例衡量。能源强度变量 EI_k 用单位 GDP 能耗衡量。用工业 SO_2 去除率指标 $SOCR_{k,t}$ 和工业废水达标率 $IWDR_{k,t}$ 来衡量微观企业的环境管理能力。 $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。

考虑到当期正式的环境规制不会对经济增长方式转变产生显著影响,技术进步的滞后期变量也会对经济增长方式的转变产生重要作用,本文在模型中加入了环境规制和技术进步变量的滞后期变量。由于 $FDI_{k,t}$ 和 $OPEN_{k,t}$ 都能通过对外贸易来改变中国各省份的经济增长方式,本文在模型中加入两变量的交互项来研究外商直接投资和进出口贸易两者对经济增长方式转变的共同作用。

$$EPC_{k,t-1} = a_0 + a_1 InFER_{k,t} + InFER_{k,t-1} + InFER_{k,t-2} + InCPD_{k,t} + a_2 InPAT_{k,t} + InPAT_{k,t-1} + InPAT_{k,t-2} + InOPEN_{k,t} + a_3 InFDI_{k,t} + a_3 InFDI_{k,t} * OPEN_{k,t} + InFISCAL_{k,t} + InIS_{k,t} + InH_{k,t} + InEI_{k,t} + InWAGE_{k,t} + InEDU_{k,t} + InSOCR_{k,t} + InIWDR_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \dots (4)$$

因为环境全要素的变化率可能取负值,本文对变量 $EPC_{k,t}$ 没有做对数处理,对式子中的其他变量都做了对数处理,防止回归过程中出现变量之间的多重共线性和异方差的问题。

4 实证结果与分析

上述模型通过单位根检验和协整检验,并且 *Hausman* 检验的结果表明固定效应模型比随机效应模型更有效。实证结果如表 1,中东部沿海地区和中部、西部的实证结果由于篇幅限制未列出。

4.1 正式环境规制的效应分析

从实证结果表明,即期和滞后二期的正式环境规制与经济增长方式的转变负相关,这符合本文之前的预期(*Lanoie* 等 2008)。滞后一期的正式环境规制能够显著的促进经济增长方式转变, $FER_{k,t}$ 每提高 1%, $EPC_{k,t}$ 相应提高约 1.7%,滞后一期的正式环境规制对经济增长方式的转变产生了显著的倒逼效应,符合本文预期。东部地区和其他地区相比,正式环境规制对经济增长方式的转变没有表现出比较强的推动作用,一个可能的原因是由于东部地区经济总量比较大,正式的环境规制相对于中部和西部地区比较完善,所以环境规制对经济增长方式转变的边际效益不是很明显。本文基于企业的环境规制边际成本曲线来说明各个省份在面临环境规制时所做出的行为选择,如图 2。

地区 A 、 B 拥有不同的边际排污成本曲线,当正式环境规制的标准较低时, A 、 B 初始的排污量 e_{A^*} 、

e_B^* 都能满足要求,且 A 、 B 的边际治污成本都是 P^* , 当正式环境规制要求排污量减少到 e^* 时,相比于 A 地区, B 地区的边际治污成本变化比较小,环境规制标准提高对 B 地区的经济发展影响较小。同时 B 地区能吸引大量的投资和人力资本,在地区环境质量提高的同时,也实现了地区经济增长方式的转变。为了能够达到环境规制的要求, A 地区要投入资本和生产要素进行环境治理,这在一定程度上增加了 A 地区的生产成本,如果 A 地区的一些污染密集型产业无法承受生产成本上涨的压力,则将会被淘汰,而这些企业的淘汰也是有利于地区经济增长方式的转变。如果 A 地区的企业能够实现“创新补偿效应”,加大环保科技的投入,实现技术创新,这在短期内会显著增加企业的生产成本,但是在长期内能减少企业的边际治污成本,优化地区的产业结构,对地区经济增长方式的转变起到重要作用。

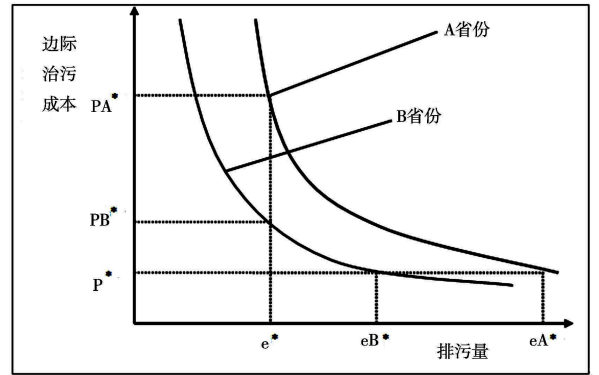


图2 边际治污成本曲线

4.2 非正式规制的倒逼效应分析

由表可知,非正式环境规制在 10% 的显著性水平下都有效的“倒逼”经济增长方式的转变,非正式环境规制的经济效益在中国已经开始发挥作用。 $\ln WAGE_{k,t}$ 和 $\ln EDU_{k,t}$ 每提高 1%, $EPC_{k,t}$ 指数分别提高约 0.03% 和 0.05%。东部地区非正式环境规制对于经济增长方式转变的推动作用要强于中部和西部地区。这可能是由于东部沿海地区居民收入和受教育水平要比中西部地区高,对环境的关注度比较高,同时对于高质量的环境条件的需求也比较强烈。随着中国居民收入的增加,环保意识的增强,公众对于改善环境条件的要求越来越迫切。中国的非正式环境规制手段主要是社会媒体、网络的曝光,通过对不符合环境监管企业进行曝光,形成社会压力,可以影响企业的社会形象,进而迫使企业改善生产技术。社会公共参与环境污染监督的渠道不多,除了政府的环保部门,中国的环保组织很少,有些环保组织是在对恶性环境污染事件监管的过程中临时成立的,不能对污染企业形成有效的监督和长期的影响力。而且目前为止还没有建立一个有效的环境规制的信息反馈机制,社会公众参与非正式环境规制的行为没有得到保障。

4.3 其他解释变量的影响分析

要素禀赋变量对经济增长方式的转变有显著的负作用。要素禀赋越高,该地区越趋向于资本密集型产业,在现阶段,中国资本密集型产业大多属于高污染产业,技术进步不明显,不利于经济增长方式的

表1 回归结果分析

解释变量	系数	t 估计量	P 值
C	17.39593 ** *	2.071127	0.0400
$\ln FER_{k,t}$	- 1.56526 *	- 1.565266	0.0001
$\ln FER_{k,t-1}$	1.728521 *	5.651039	0.0001
$\ln FER_{k,t-2}$	0.81438 *	2.940573	0.0038
$\ln CPD_{k,t}$	- 1.12287 *	- 12.12287	0.0001
$\ln PAT_{k,t}$	0.03512 **	2.063970	0.0385
$\ln PAT_{k,t-1}$	0.04533 **	2.936116	0.0278
$\ln PAT_{k,t-2}$	0.03721 **	2.003350	0.0438
$\ln OPEN_{k,t}$	0.03761 **	10.28998	0.0199
$\ln FDI_{k,t}$	- 0.00708 *	- 3.036509	0.0028
$\ln FDI_{k,t} * OPEN$	6.09462 ** *	3.073346	0.0025
$\ln NS_{k,t}$	1.75112 **	2.063086	0.0408
$\ln IS_{k,t}$	- 0.17941 **	- 1.85161	0.0395
$\ln FISCAL_{k,t}$	0.627954 *	11.42119	0.0157
$\ln WAGE_{k,t}$	0.0032563 ** *	1.780777	0.0769
$\ln EDU_{k,t}$	0.0054952 ** *	1.834886	0.0685
$\ln SOCR_{k,t}$	0.27820 **	2.091053	0.0313
$\ln IWDR_{k,t}$	0.53310 ** *	1.805866	0.0722
$\ln EI_{k,t}$	0.10470	0.104708	0.5779
$\ln H_{k,t}$	0.07930 **	2.063530	0.0397
$R - squared$	0.562292	$F - statistic$	4.127204
$Adjusted R - squared$	0.426051	$Prob(F - statistic)$	0.000000
$Hausman$ 检验	$Chi - Sq. = 45.849661$	$P = 0.0005$	

⑥ 注: *、** 和 *** 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著。

转变。无论在基期还是在滞后一期、二期,技术进步对于经济增长方式转变的影响都显著为正。这与目前的研究结果一致,技术进步是现代社会实现经济快速增长的关键因素,但是从实证的结果我们可以看出技术进步对于转变经济增长方式的影响还比较小,因此中国要加大科技投入,激发企业作为市场主体技术创新活力,加速科技进步。外商直接投资阻碍了经济增长方式的转变,这在东部沿海地区的表现尤为显现。作为一个重要的经济增长的影响因素,FDI的技术溢出效应没有得到充分的显现。由于本国和其他发达国家的严厉的环境规制,外商直接投资将高污染、高能耗产业转移到中国,不利于中国转变经济增长方式。但外商直接投资和进出口的交互项对经济增长方式转变的影响却显著为正,这可能是因为进口部门外商直接投资的增加减少了本部门的投入,同时部门之间的竞争也变得激烈,有利于技术模仿和技术创新,提高生产效率,降低了资源和能源的消耗。市场化显著促进了中国经济增长方式的转变。市场化程度越高,对产权的保护和市场体系和价格体制越完善,越有利于激发市场活力和资源的有效配置,提高经济增长质量(刘国光2001)。财政分权变量对经济增长方式转变的影响为正,并且显著。为了加快转变中国经济增长方式,中国要赋予地方政府充分的自主权,调动地方政府的积极性,避免地方政府出现短期行为。产业结构对于经济增长方式转变的影响显著为负。因此中国要走新型工业化道路,提高第三产业在整个国民经济的比重,实现产业结构优化升级,促进经济增长方式转变。人力资本对经济增长方式转变的影响为正,随着人力资本的增加,人们利用原劳动和资本的能力同时增加了,又由于人力资本的积累具有正的外部性,能够显著的影响经济增长方式。能源强度指标对经济增长的作用为正,但是不显著,中国并没有形成对能源消耗强有力的约束力。中国要大力发展新能源产业,逐步降低对于传统能源的依赖,降低单位GDP能耗,实现清洁化生产和节能减排,这也是改善环境条件的要求。工业 SO_2 去除率和工业废水达标率对经济增长方式转变都具有显著的正向影响,分地区来看,东部的正向影响要强于中部和西部。工业废水达标率在10%的显著性水平下显著,

这说明微观企业的环境管理能力能够促进地区经济增长方式的转变,地区经济增长方式的转变最终还是要由地区的企业来完成,环境规制的实施要充分发挥企业积极性。

5 研究结论和政策建议

本文用环境全要素生产率对经济增长的贡献率作为经济增长方式衡量指标,基于非参数DEA-Luenberger指数方法,分析了2000-2010年中国经济增长方式变化特征,研究了正式和非正式的环境规制、技术进步、进出口和外商直接投资等变量对中国工业经济增长方式的影响,得出以下主要结论:(1)自2000年以来,中国大部分地区的全要素生产率对产出增长的贡献率呈现下滑之势,粗放型的增长方式并没有得到根本改变。(2)中国即期的正式环境规制对其经济增长方式转变的影响为负,滞后一期和二期的正式环境规制对经济增长显著为正。这与Lanoie *et al.* (2008) 16的研究基本一致,正式环境规制的创新补偿效应在滞后期才会显现出来;非正式的环境规制在倒逼经济增长方式发生转变的过程中发挥作用。(3)中国加大科技投入,鼓励企业进行技术创新,尤其是环保方面的技术创新,以技术创新促进环境保护,带动产业结构升级,提高中国的环境全要素生产率水平,最终转变中国以往的粗放型的增长方式。

本研究认为,中国要进行合理的招商引资,建立健全市场经济体制,逐步缩小地区之间经济增长的差距,采取有效环境规制应对环境问题,尽快推动经济增长方式的转变。本文的研究对于正式和非正式环境规制的完善有重要启示:第一,政府应加强正式环境规制,命令型和激励型的环境规制并用,逐渐淘汰落后的低效率的企业;加大对环保型企业的技术和资本扶持力度,扶持企业从承受高的生产成本到实现技术进步平稳过渡。第二,近年来,非正式的环境规制在转变经济增长方式中逐渐发挥着作用,对一些正式的环境规制难以监管到的企业,非正式的环境规制能够弥补正式环境规制的不足,特别是对一些特大型的环境污染事件。但是由于中国的非正式环境规制主要是媒体的曝光,媒体的曝光具有偶然性,不能形成对环境污染企业的有效监督,因此我

们应建立非正式环境规制的长期机制,拓宽公众参与非正式环境规制的渠道;支持非政府环境规制组织的建立并保障其权益和行为的的有效实施

参考文献

- [1] 刘国光,李京文.中国经济大转变:经济增长方式转变的综合研究[M].广东人民出版社,2008.
- [2] 卫兴华,侯为民.中国经济增长方式的选择与转换途径[J].经济研究,2007,42(7):15-22.
- [3] 林毅夫,苏剑.论我国经济增长方式的转换[J].管理世界,2007(11):5-13.
- [4] 赵红.环境规制对中国产业技术创新的影响[J].经济管理,2007(21):57-61.
- [5] 黄平,胡日东.环境规制与企业技术创新相互促进的机理与实证研究[J].财经理论与实践,2010(1):99-103.
- [6] 张成,陆暘,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.
- [7] 李瑾.环境政策诱导下的技术扩散效应研究[J].当代财经,2008(7):18-23.
- [8] 李强,聂锐.环境规制与区域技术创新——基于中国省际面板数据的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2009(4):18-23.
- [9] 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.
- [10] 查建平,郑浩生,范莉莉.环境规制与中国工业经济增长方式转变——来自2004~2011年省级工业面板数据的证据[J].山西财经大学学报,2014(5):6.
- [11] 原毅军,谢荣辉.环境规制强度的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,2014(8):60-68.
- [12] Denison E F. Accounting for slower economic growth: the United States in the 1970's [M]. Brookings Institution Press, 1979.
- [13] Werner A, Brian C, Scott T. Is free trade good for the environment? [J]. American Economic Review, 2001, 91(4):877-908.
- [14] Michael P. America's Green Strategy [J]. Scientific American, 1991, 264(4).
- [15] Porter M E, Van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. The journal of economic perspectives, 1995:97-118.
- [16] Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental regulation and productivity: testing the porter hypothesis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30(2):121-128.
- [17] Kathuria V. Informal regulation of pollution in a developing country: Evidence from India [J]. Ecological Economics, 2007, 63(2):403-417.
- [18] 贸易开放, FDI 与中国工业经济增长方式 [J]. 经济研究, 2012(8):20-31.
- [19] Chung Y H, Grosskopf Su et al. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3):229-240.
- [20] Chambers R G, Färe R, Grosskopf S. Productivity growth in APEC countries [J]. Pacific Economic Review, 1996, 1(3):181-190.
- [21] Cooper W W, Seiford L M, Tone K. Data envelopment analysis: A comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver Software. Second editions [J]. Springer, ISBN, 2007, 387452818:490.
- [22] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European journal of operational research, 2001, 130(3):498-509.
- [23] Tone K. and Tsutsui M. Applying an Efficiency Measure of Desirable and Undesirable outputs in DEA to U.S. Electric Utilities. Electric Utilities [J]. Journal of CENTRUM Cathedra, 2011, 4(2):236-249.
- [24] 蒋金荷. 中国碳排放量测算及影响因素分析 [J]. 资源科学, 2011(4):597-604.
- [25] Pargah .S. and Wheeler.D. Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing Countries: Evidence from Indonesia [J]. Journal of Political Economy 1996, 104(6).

Research on Impact of the Environmental Regulation on China's Economic Growth Pattern——Based on Data of Provinces

ZHANG Shengli, YU Haishan

(*Faculty of Business, Ningbo University, Ningbo Zhejiang Province 315211, China*)

Abstract: In recent years, China's economic downward pressure is relatively large, while China's environmental problems also attracts much attention. By using the panel-data of China's 30 provinces from 2000 to 2010, this paper uses the contribution of the environment TFP to the economic growth pattern to measure the transformation of economic growth pattern, combining formal and informal environmental regulation to test whether the environmental regulation has forced a shift of Chinese economic growth pattern. The results show that the formal environmental regulation can effectively promote the transformation of China's extensive economic growth pattern, thus can be used as motivation for China to achieve intensive economic growth pattern; while informal environmental regulation positively correlated with changes of China's economic growth pattern, indicating that informal environmental regulation has begun to promote the transformation of China's economic growth pattern.

Key words: environmental regulation; the mode of economic pattern; environment TFP