

# 中国省区经济增长源泉及其影响因素

## ——基于线性和非线性面板数据模型的分析

石风光

( 安阳师范学院 经济学院 河南 安阳 455000)

**摘 要:** 利用绿色经济增长核算模型,将影响中国省区经济增长源泉分解为环境技术进步、环境技术效率、环境管制、产业环境结构和要素投入五个部分,在此基础上利用动态面板数据模型和面板平滑转换模型分析了各增长源泉的影响因素。研究发现,要素投入和环境全要素生产率是中国省区主要的经济增长源泉,环境管制和产业环境结构对中国省区经济增长影响较小;技术创新能力、FDI 水平、基础设施水平和对外开放水平的提高可以显著提升省区环境全要素生产率,而提升污染治理强度和基础设施水平则会显著抑制环境管制的产出效应;提高技术创新能力和污染治理强度有助于产业环境结构的优化,FDI 水平、能源强度和大中型企业产值比重的提高则有助于促进要素投入产出效应的提升;各因素对经济增长源泉的影响具有显著的非线性特征,且在不同体制下的边际效应差异较大。

**关键词:** 方向性环境生产函数; 环境全要素生产率; 经济增长; 动态面板数据模型; 面板平滑转换模型

中图分类号: F061.5 文献标识码: A 文章编号: 1001-6260(2017)02-0009-12

DOI: 10.19337/j.cnki.34-1093/f.2017.02.002

### 一、引言及文献评述

改革开放 30 多年以来,中国经济持续高速增长,现已成为经济总量仅次于美国的世界第二大经济体,经济发展取得的巨大成就为世界所瞩目。中国在取得可喜的经济发展成就同时,也付出了巨大的资源环境代价。在当前大力发展低碳经济、强化生态环境保护、促进经济转型发展的大背景下,探讨中国省区经济增长源泉及其影响因素,对于提高经济增长质量、促进经济协调可持续发展十分必要。

新古典经济增长理论认为,要素投入和全要素生产率是经济增长的主要源泉。其中,估计全要素生产率对于理解经济增长源泉至关重要,这方面的相关研究文献也比较多,如颜鹏飞等(2004)、郑京海等(2005)、岳书敬等(2006)、郭玉清等(2010)、史修松等(2011)、吴振球等(2014)。然而上述文献主要利用非参数方法对全要素生产率进行了测算,并未考虑资源环境约束问题,即没有考虑能源投入和环境污染等“坏”产出。Chung et al.(1995)引入了能够增加期望产出同时又减少环境污染的函数形式——方向性距离函数,并利用方向性距离函数构建了 Malmquist-Luenberger 生产率指数(ML 生产率指数),而

收稿日期: 2016-08-05

作者简介: 石风光(1975—),男,江苏沛县人,博士,安阳师范学院经济学院副教授。

基金项目: 国家自然科学基金项目“环境因素对中国省际经济增长差距的影响效应及政策选择”(U1304708);河南省哲学社会科学规划项目“河南省工业绿色化发展绩效评价与提升对策研究”(2015BJJ037);河南省高等学校青年骨干教师资助计划资助项目“环境视角下的中国地区经济增长效率评价及提升对策研究”(2015GGJS-005)。

该指数可以进一步被分解为环境技术进步和环境技术效率变化两个部分。利用这种方法测算环境全要素生产率的研究比较多,如王兵等(2008)、杨俊等(2009)、叶祥松等(2011)、李小胜等(2012)、朱承亮(2014)等。而在测算环境全要素生产率的基础上,进一步利用绿色增长核算框架对经济增长源泉进行分解的研究,目前则只有涂正革等(2009)、陈诗一(2009)和刘瑞翔(2013)等少数文献。

当前,国内研究经济增长源泉影响因素的文献,主要集中在全要素生产率影响因素研究上。如戴平生(2009)利用空间面板数据模型研究了中国省区工业全要素生产率的影响因素;肖攀等(2013)利用一般面板数据模型和空间面板数据模型分析了中国城市环境全要素生产率的影响因素;李小胜等(2015)利用空间面板 Tobit 模型对中国省区环境规制下的全要素生产率影响因素进行了分析;黄永春等(2015)利用 Tobit 模型对中国东部、中部、西部三大区域的环境全要素生产率影响因素进行了估计;陈超凡(2016)利用一般面板数据模型和动态面板数据模型分析了中国工业绿色全要素生产率影响因素。上述文献对全要素生产率这一经济增长源泉的重要影响因素进行了有益的探索,但都没能够很好地刻画出面板数据的截面异质性特征,更没能在计量分析中反映各因素对全要素生产率的非线性影响。除全要素生产率外,经济增长源泉还有投入因素、结构因素和环境因素等方面因素,目前鲜有这方面的研究。有鉴于此,本文拟构建一个绿色经济增长核算模型,将 2000—2013 年中国省区的经济增长源泉分解为环境技术进步、环境技术效率、环境管制、产业环境结构和要素投入等五个部分,进而利用线性的动态面板数据模型和非线性的面板平滑转换模型分析中国省区经济增长源泉的影响因素。

## 二、中国省区经济增长源泉分析

### (一) 研究方法与数据来源

#### 1. Malmquist – Luenberger 生产率指数及分解

在借鉴 Luenberger (1992, 1995) 的短缺函数思想基础上, Fare et al. (2001) 构造了如下形式的方向性距离函数:

$$D_o^l(x^l, y^l, b^l; g) = \sup \{ \beta : (y^l, b^l) + \beta g \in P^l(x^l) \} \quad (1)$$

其中:  $P(x)$  为生产可能性集合;  $g = (y, -b)$  是产出扩张方向向量,其含义是在给定投入  $x$  的条件下,“好”产出  $y$  和“坏”产出  $b$  分别成比例地扩大和缩小;  $\beta$  为方向性距离函数值,表示“好”产出  $y$  增长、“坏”产出  $b$  减少的最大可能数量。

基于方向性距离函数, Chung et al. (1995) 提出了包含非期望产出因素的 Malmquist – Luenberger 生产率指数(即环境全要素生产率)。而利用两个时期的 ML 生产率指数的几何平均值,可以消除时期选择的随意性,从而得到全要素生产率的变化,即:

$$\begin{aligned} ML_t^{t+1} &= (ML_t^t \times ML_t^{t+1})^{\frac{1}{2}} \\ &= \left[ \frac{1 + D_o^{t+1}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + D_o^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)} \times \frac{1 + D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{1 + D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \times \\ &\quad \left[ \frac{1 + D_o^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \right] \\ &= MLTC_t^{t+1} \times MLEC_t^{t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

通过这种方法,环境全要素生产率指数 ML 可以被分解为环境技术进步(MLTC)和环境技术效率变化(MLEC)两个部分。

#### 2. 环境生产函数与经济增长源泉的分解

生产者在参考技术下的方向性环境生产函数为:

$$F^l(x^l, y^l, b^l; y^l, -b^l) = y^l (1 + D_o^l(x^l, y^l, b^l; y^l, -b^l)) \quad (3)$$

由此可知,方向性环境生产函数构造出了由期望产出  $y$ 、非期望产出  $b$ 、要素投入  $x$ 、环境技术  $P(x)$  以及方向向量  $g$  所决定的前沿产出。

根据方向性距离函数与环境生产函数的关系,借鉴 Kumar et al.(2002) 的经济增长源泉分解思路,可以将产出进行如下五重分解:

$$\begin{aligned} \frac{y^{t+1}}{y^t} &= \frac{1 + D_i^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \frac{F^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{F^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)} \\ &= \text{MLEC} \times \frac{F^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{F^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \frac{F^t(x^t, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{F^t(x^t, y^t, b^t; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \\ &\quad \frac{F^t(x^t, y^t, b^t; y^{t+1}, -b^{t+1})}{F^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)} \times \frac{F^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{F^t(x^t, y^{t+1}, b^{t+1}; y^t, -b^t)} \\ &= \text{MLEC} \times \text{MLTC} \times \text{EPC} \times \text{IES} \times \text{INP} \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)把前沿产出分解为环境技术效率(MLEC)的贡献、环境技术进步(MLTC)的贡献、环境管制(EPC)的贡献、产业环境结构(IES)的贡献以及要素投入(INP)的贡献等五个部分。其中,环境技术效率(MLEC)与环境技术进步(MLTC)乘积为环境全要素生产率,即 ML 生产率指数。在考虑环境因素后,传统的全要素生产率被分解为 MLEC、MLTC、EPC 和 IES 四个部分。

在上述产出的分解结果中,环境技术效率(MLEC)改善意味着生产者对环境生产前沿的追赶速度加快;环境技术进步(MLTC)则表现为环境生产前沿的向上移动;环境管制(EPC)反映了环境管制对经济增长的约束效应,即在环境技术结构、要素投入、产业结构不变时,污染物的排放对前沿产出的影响,实际上也就是  $F^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)$  与  $F^{t+1}(x^{t+1}, y^t, b^t; g)$  的差异;产业环境结构(IES)反映了产出结构“好”产出与“坏”产出的比例变化对前沿产出的影响,即  $F^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^t; g)$  与  $F^{t+1}(x^{t+1}, y^t, b^t; g)$  之差;INP 反映了在技术结构和效率不变条件下,要素投入变化对前沿产出的效应。

### 3. 数据来源

本文研究对象为中国大陆除西藏之外的 30 个省、自治区和直辖市,根据研究需要将这 30 个省区划分为东部、中部、西部和东北四大地区<sup>①</sup>;研究具体时段为 2000—2013 年。本文所使用的变量及相关数据来源具体情况如下:

本文的期望产出用 GDP 数据表示,并按照 2000 年的价格水平进行平减,相关数据来源于历年《中国统计年鉴》;借鉴胡晓珍等(2011)的方法,本文将环境污染综合指数作为非期望产出,其值由  $\text{SO}_2$ 、COD 和固体废弃物产生量计算而得,相关数据来自于《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》;本研究所使用的投入变量为物质资本存量、劳动力和能源消耗量,其中物质资本存量用永续盘存法计算而得,相关数据来源于历年《中国统计年鉴》;劳动力为各省区全社会从业人员数目,数据来自于《中国劳动统计年鉴》;各省区能源消费总量用万吨标准煤衡量,数据来源于历年《中国能源统计年鉴》。

#### (二) 中国省区经济增长源泉分解结果分析

上文将中国省区经济增长进行了五重分解。为了便于观察和分析,本文绘制出了 2000—2013 年中国四大地区相应增长源泉所贡献增长率的分布图,图中每个地区相应变量的值为该地区所有省区的平均值,结果如图 1 所示。

由图 1 可知,在四大地区中,西部地区经济增长速度最快,为 12.288%,其他三个地区的经济增长速度基本持平,约为 11.850%。接下来对每个增长源泉所贡献的增长率进行地区间的比较分析。在环境技术进步方面,东部地区环境技术进步贡献的增长率最高,为 9.351%;其次是东北地区的 6.122%,

<sup>①</sup> 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等 10 省区,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 6 省区,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 11 省区,东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江等 3 省区。

而中部地区和西部地区则大体相当 约为 4.350%。在环境技术效率方面 所有地区环境技术效率的增长率均为负 这意味着环境技术效率在全国范围内普遍恶化 以至于妨碍了经济的持续增长。分地区看 东部地区的环境技术效率恶化并不太严重 其他三个地区则比较严重 因为环境技术效率恶化导致经济增长降速超过 1.722%。上述各地区环境技术进步和环境技术效率所贡献的增长率之和 即为该地区环境全要素生产率对产出的贡献。在环境管制方面 东部地区、中部地区环境管制贡献的增长率均在 0.1% 以下 而西部地区和东北地区相应指标则均在 1.3% 以上 说明中国东部地区、中部地区环境管制要严于西部地区、东北地区。除西部地区产业环境结构对地区经济增长略有促进外 其他地区的产业环境结构均妨碍了地区经济增长 说明中国多数地区的产业结构还不尽合理 高污染、高耗能产业比重过高。图 1 还表明 中部地区要素投入所贡献的增长率最高 为 11.194% 东北地区 and 西部地区分别为 8.456% 和 8.108% 最低的东部地区仅为 4.282%。从全国总的情况来看 要素投入仍然是第一位的增长源泉 其贡献的增长率高达 7.484%；其次是全要素生产率的作用（环境技术进步和环境技术效率的贡献之和） 其贡献的增长率为 4.848%；然后是环境管制的贡献 其引致的增长率为 0.733%；最后是产业环境结构的作用 对经济增长的贡献为 -1.043%。

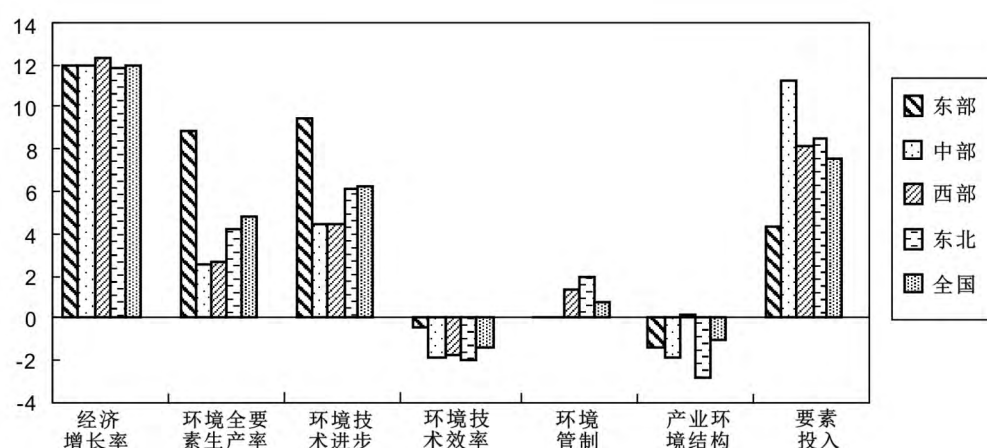


图1 中国各地区经济增长源泉所贡献增长率(%)

### 三、中国省区经济增长源泉的影响因素分析

#### (一) 中国省区经济增长源泉影响因素的线性分析

##### 1. 动态面板数据模型的构建及指标的选取

动态面板数据模型可以反映出被解释变量的动态变化特征 而且可以通过控制固定效应克服变量遗漏问题和反向因果性问题 因而在实证分析中得到广泛应用 本文也拟利用这种模型。在具体的研究过程中 拟用五种经济增长源泉作为被解释变量 通过建立动态面板数据模型来分析各种因素对它们的影响。由于计算出来的五种增长源泉均是以指数形式表现出来的 只是反映了相应指标邻近年份的变化 并不能反映各指标的实际水平 所以拟采用各增长源泉指数的累计值而不是当年值作为被解释变量 以更好地解决统计量的显著性问题。同时参考其他相关研究文献 最终选用以下指标作为解释变量：(1) 技术创新能力(RD) 用研发投入占GDP比重表示；(2) FDI水平(FDI) 用实际利用外资占GDP比重表示；(3) 经济结构(SE) 用第二产业产值占GDP比重表示；(4) 能源强度(EI) 用各省能源消费总量与GDP比值表示；(5) 污染治理强度(PTI) 用污染治理成本与GDP比值表示；(6) 基础设施水平(INF) 用每平方公里面积的公路、铁路总长度表示；(7) 对外开放水平(OPE) 用进出口总额与GDP比值表示；(8) 所有制结构(OWN) 用国有企业和国有控股企业产值占GDP比重表示；(9) 规模结构(SCA) 用大中型企业总产值占GDP比重表示。

利用上述变量可建立如下形式的动态面板数据模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 RD_{it} + \beta_3 FDI_{it} + \beta_4 SE_{it} + \beta_5 EI_{it} + \beta_6 PTI_{it} + \beta_7 INF_{it} + \beta_8 OPE_{it} + \beta_9 OWN_{it} + \beta_{10} SCA_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中:  $Y_{it}$  为被解释变量,代表五种经济增长源泉;  $\mu_i$  和  $v_t$  分别为时间和地区变量;  $\varepsilon_{it}$  为回归误差项。模型中解释变量相关数据来自历年《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》和《中经网统计数据库》,变量样本观测值的统计描述如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	符号	均值	最大值	最小值	标准差	观测值个数
技术创新能力	RD	0.012	0.068	0.002	0.010	390
FDI 水平	FDI	0.026	0.096	0.001	0.022	390
经济结构	SE	0.475	0.615	0.204	0.076	390
能源强度	EI	1.384	4.629	0.377	0.767	390
污染治理强度	PTI	0.003	0.010	0.001	0.001	390
基础设施水平	INF	0.678	2.079	0.034	0.451	390
对外开放水平	OPE	0.337	1.799	0.036	0.423	390
所有制结构	OWN	0.477	1.122	0.127	0.178	390
规模结构	SCA	0.782	1.464	0.276	0.275	390

## 2. 动态面板数据模型估计结果分析

GMM 方法是常用的动态面板数据模型估计方法,这一方法不需要随机扰动项的准确分布信息,同时允许随机扰动项存在序列相关性和异方差性,估计结果也比较稳健可靠,能够解决传统计量经济模型中的很多问题。为此,本文将使用 GMM 方法对中国省区经济增长源泉影响因素进行实证分析,估计结果如表 2 所示。

表 2 中国省区经济增长源泉影响因素的 GMM 回归结果

	模型( I )		模型( II )		模型( III )		模型( IV )		模型( V )	
	参数值	P 值	参数值	P 值	参数值	P 值	参数值	P 值	参数值	P 值
$Y_{t-1}$	0.873***	0.000	1.003***	0.000	0.999***	0.000	0.995***	0.000	0.987***	0.000
RD	57.327***	0.000	1.453	0.400	0.001	0.999	5.565***	0.001	-1.332	0.925
FDI	4.005**	0.037	0.839*	0.072	-0.002	0.992	-0.751	0.107	4.300***	0.008
SE	0.237	0.538	0.114	0.582	0.294***	0.000	-0.151***	0.005	0.634	0.311
EI	-0.689***	0.000	0.009	0.145	0.023***	0.000	-0.043***	0.000	0.135*	0.073
PTI	-26.622***	0.001	8.575*	0.076	-0.527**	0.031	10.461***	0.000	3.191	0.843
INF	0.221***	0.000	0.046***	0.008	-0.011**	0.018	0.120	0.750	0.012	0.863
OPE	0.345***	0.005	0.009	0.770	-0.042	0.122	0.024	0.275	-0.332	0.315
OWN	-0.476	0.126	-0.074**	0.043	-0.206	0.257	-0.119	0.363	-0.411	0.170
SCA	-0.436***	0.000	-0.087*	0.099	0.066	0.470	-0.094	0.204	1.704***	0.000
_cons	2.526***	0.000	0.909***	0.000	0.905***	0.000	1.195***	0.000	-0.070	0.821
Wald	89980***	0.000	12500***	0.000	16600***	0.000	46500***	0.000	19600***	0.000

注:表中模型( I )、模型( II )、模型( III )、模型( IV )、模型( V )分别表示以环境技术进步、环境技术效率、环境管制、产业环境结构、要素投入为被解释变量的回归模型;表中数据为两步差分 GMM 估计结果;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

由表 2 结果可知,五个模型系数的联合显著性检验的 Wald 值都在 1% 的水平上显著,这说明本文设定的动态面板数据模型对样本数据的拟合是有统计意义的,回归方程整体上是有效的。此外还可以看到,每个模型被解释变量的滞后项回归系数均在 1% 的水平上显著为正,这说明每个被解释变量的变化会受到自身惯性的显著影响。由于模型( I )和模型( II )的被解释变量同属环境全要素生产率的主要构成部分,为了便于分析,接下来对模型( I )和模型( II )的回归结果同时进行说明。模型( I )和模型( II )回归结果表明,技术创新能力对环境技术进步的提升有显著的促进作用,而对环境技术效率的提升作用则不明显,这与现实情况是相符的。FDI 与环境技术进步、环境技术效率之间均呈现出了显著

的正向相关性,这是因为外商直接投资会带来资金,也会带来先进的生产技术和管理经验,从而促进中国技术水平和技术效率的全面提升。表2结果表明,经济结构对于环境技术进步、环境技术效率的促进作用并不显著。模型(Ⅰ)和模型(Ⅱ)回归结果还表明,能源强度仅与环境技术进步显著相关,并且这种关系是反向的,即单位产出的能源投入越多,在生产中所采用的节能环保技术越落后。污染治理强度与环境技术进步具有显著反向关系,而与环境技术效率则具有显著正向关系。污染治理强度的加大,说明当前企业采用的技术并不是节能环保的,而治污也会占用企业大量的资金,从而可能会影响研发投入。污染治理会使企业在相同投入的情况下,增加“好”产出,减少“坏”产出,从而提高环境技术效率。表2的结果表明,提升基础设施水平对提高环境技术进步和环境技术效率具有显著的促进作用,主要因为基础设施水平越高,越能为技术创新能力、技术创新效率、生产管理效率等提高创造更好的外部条件。由表2结果可知,对外开放水平对环境技术效率没有显著影响,而对环境技术进步则具有显著正向影响。这主要因为进口会产生技术溢出效应,同时贸易开放使得国内企业面临更多的市场竞争压力,促使更多企业进行重组以及技术创新活动,进而对地区的技术进步产生积极影响。表2回归结果显示,所有制结构对环境技术进步没有显著影响,对环境技术效率则具有显著反向影响。这可能是因为中国国有企业的改革正处于攻坚期和深水区,国有企业还没有形成完全适应市场经济要求的管理体制和经营机制,从而阻碍了企业技术效率的有效提升。模型(Ⅰ)和模型(Ⅱ)结果还表明,规模结构对环境技术进步、环境技术效率均具有显著反向影响。对这一现象的解释是,大企业的自身特点决定了创新效率一般不及小企业,而企业规模过大也会降低生产管理效率。

由模型(Ⅲ)回归结果可知,九个解释变量中仅有经济结构、能源强度、污染治理强度、基础设施水平对环境管制的产出效应产生了显著影响。作为经济增长源泉,环境管制实际上表现为加强环境管制对经济增长的约束效应,也可以理解为经济增长某种程度上是由于放松环境管制而产生的。接下来分析该四个变量的影响效应。经济结构(工业比重)对环境管制的产出效应具有显著正向影响。这是因为总体上中国的环境管制并不严格,而一些工业企业又是主要的排污单位,这些企业比重的上升必然会增强环境管制的产出效应。同样能源强度对环境管制的产出效应也具有显著正向影响。在环境管制较为宽松、企业的节能环保技术总体上比较落后的情况下,能源强度的增强则意味着以牺牲环境为代价的产出增多。环境污染治理强度与环境管制的产出效应之间呈现显著的反向变化关系,这是因为加大环境污染治理强度意味着环境管制更加严厉,将会降低以牺牲环境为代价的产出。另外,基础设施水平对环境管制的产出效应也具有显著反向影响,这主要是因为:良好的基础设施会环境治理提供更好的外部条件,从而有助于提高环境治理效率。

模型(Ⅳ)回归结果表明,仅有技术创新能力、经济结构、能源强度和环境污染治理强度四个变量对产业环境结构的产出效应有显著影响。加大研发投入会推动新技术应用,促进新产业和新业态的快速成长,从而有利于地区产业结构改善,并提高产业环境结构的产出效应。总体上,目前中国的工业生产技术还比较落后,生产效率较低,环境污染也较为严重,在这种情况下,工业比重的提高、能源强度的加大必然会阻碍产业环境结构产出效应的改善。环境污染治理强度对产业环境结构产出效应具有显著的正向影响,其回归系数高达10.461,这是产业转型升级最主要的促进因素。因为加大环境污染治理强度会迫使地方政府大力发展节能环保产业,实现产业结构的转型升级,从而提升产业环境结构的产出效应。由模型(Ⅴ)的回归结果可知,仅有FDI水平、能源强度和规模结构对要素投入有显著的影响。FDI和能源都是拉动经济增长的重要力量,促进要素投入产出效应的作用不言而喻。大中型企业实力雄厚,是地区经济发展的主力军,也是地区要素投入的重要来源,规模结构的改善显然有助于提升地区要素投入水平和产出效应。

为了检验表2中五个模型回归结果的稳健性,利用LLC、IPS、ADF-Fisher等面板数据单位根检验方法来检验上述五个模型面板残差的平稳性,结果如表3所示。

表3 动态面板数据模型残差平稳性检验

	LLC	IPS	ADF - Fisher Chi - square	DF - Choi Z - stat
模型( I )	-10.810 ( 0.000)	-12.492 ( 0.000)	247.644 ( 0.000)	-9.583 ( 0.000)
模型( II )	-9.729 ( 0.000)	-7.283 ( 0.000)	183.748 ( 0.000)	-8.291 ( 0.000)
模型( III )	-10.750 ( 0.000)	-8.236 ( 0.000)	173.386 ( 0.000)	-7.516 ( 0.000)
模型( IV )	-9.610 ( 0.000)	-7.172 ( 0.000)	149.585 ( 0.000)	-6.035 ( 0.000)
模型( V )	-6.962 ( 0.000)	-4.908 ( 0.000)	126.699 ( 0.000)	-4.728 ( 0.000)

注: 括号内数值为相应参数的 p 值。

五个模型面板残差单位根检验结果显示,所有模型的全部统计量的值均在 1% 显著性水平上拒绝原假设,即五个模型面板残差是平稳的,上文五个动态面板数据模型的回归结果是可靠的。

## (二) 中国省区经济增长源泉影响因素的非线性分析

### 1. 面板平滑转换模型

面板平滑转换模型( PSTR) 最早是由 González et al.( 2005) 提出的非线性模型,是面板门限回归模型( PTR) 的一般形式,这一模型不但可以刻画出面板数据的截面异质性,而且可以通过引入一个转换函数使模型的系数呈现出连续变化的过程,从而使体制能够得以连续、平滑地转换。而 PSTR 模型可以表示为:

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{i=1}^k \beta_{i1} x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_{i2} x_{it} g_j( q_{it}^{(j)}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中:  $q_{it}$  为转换变量;  $g_j( q_{it}^{(j)}; \gamma, c)$  为转换函数,其值介于 0 和 1 之间;  $\gamma$  为决定转换速度的斜率系数;  $c$  为转换发生的位置参数。

而  $g_j( q_{it}^{(j)}; \gamma, c)$  一般采用逻辑函数形式:

$$g_j( q_{it}^{(j)}; \gamma, c) = ( 1 + \exp( -\gamma \prod_{z=1}^m ( q_{it}^{(j)} - c_{jz} ) ) )^{-1}, \gamma > 0, c_{j1} \leq \dots \leq c_{jm} \quad (7)$$

其中:  $m$  通常取 1 或 2,当  $m=1$  时,转换函数含有一个位置参数  $c$ 。

$$g_1( q_{it}; \gamma, c) = ( 1 + \exp( -\gamma( q_{it} - c ) ) )^{-1} \quad (8)$$

若  $\gamma > 0$ ,当转换函数  $g_1( q_{it}; \gamma, c) = 0$  时,式( 6) 为低体制;当  $g_1( q_{it}; \gamma, c) = 1$  时,式( 6) 为高体制。转换函数值在 0 和 1 之间平滑转换时,模型则在两种体制之间平滑转换。若  $\gamma \rightarrow +\infty$ ,则 PSTR 模型转化为 PTR 模型;若  $q_{it} = c$  或  $\gamma \rightarrow 0$ ,则  $g_1( q_{it}; \gamma, c) = 0.5$ ,PSTR 模型则转化为线性固定效应模型。

当  $m=2$  时,转换函数含有两个位置参数,此时转换函数为:

$$g_2( q_{it}; \gamma, c_1, c_2) = 1 + \exp( -\gamma( q_{it} - c_1 ) ( q_{it} - c_2 ) )^{-1} \quad (9)$$

若  $g_2( q_{it}; \gamma, c_1, c_2) = 1$  时,模型处于外体制;当  $q_{it} = ( c_1 + c_2 ) / 2$  时,转换函数取最小值,此时对应的体制为中间体制。

### 2. 模型的设定与变量选择

PSTR 模型的被解释变量分别为五个经济增长源泉变量,利用的解释变量数目和动态面板数据模型数目一样,共 9 个。参考涂正革( 2008) 和贺胜兵( 2009) 的研究,选择解释变量中的所有制结构( OWN) 和规模结构( SCA) 作为转换变量。模型公式如下:

$$Y_{it} = \mu_i + Z_1 + g( q_{it}; \gamma, c) Z_2 \quad (10)$$

$$Z_1 = \beta_{11} RD + \beta_{21} FDI + \beta_{31} SE + \beta_{41} EI + \beta_{51} PTI + \beta_{61} INF + \beta_{71} OPE + \beta_{81} OWN + \beta_{91} SCA \quad (11)$$

$$Z_2 = \beta_{12} RD + \beta_{22} FDI + \beta_{32} SE + \beta_{42} EI + \beta_{52} PTI + \beta_{62} INF + \beta_{72} OPE + \beta_{82} OWN + \beta_{92} SCA \quad (12)$$

### 3. 模型的非线性检验

在对模型进行估计之前,需要对其进行截面异质性检验,即检验各影响因素对经济增长源泉是否具有非线性关系,然后根据检验结果确定面板平滑转换模型的具体形式。首先对模型进行线性检验,即对原假设  $H_0: r = 0$  (模型为线性模型) 和备择假设  $H_1: r = 1$  (模型为非线性模型) 进行检验,检验所使用的统计量为 LM、LMF、LRT。表 4 中的线性检验结果表明,LM、LMF、LRT 统计量均显著拒绝了各影响因素与经济增长源泉具有线性关系的假说,即各影响因素与经济增长源泉之间存在显著的非线性关系,采用面板平滑转换模型是合适的。其次在线性检验的基础上,还需要进一步进行“剩余非线性检验”,以确定模型中转换函数的个数,最终采用统计量 LM、LMF、LRT 对  $H_0: r = 1$  和  $H_1: r = 2$  进行检验。根据表 4 中“剩余非线性检验”中的 LM、LMF、LRT 统计量的取值及相应的 p 值,可以断定在两个不同转换变量的 PSTR 模型中,转换函数的最优个数均为 1,即相应的面板平滑转换模型均为两体制模型。

表 4 模型的非线性检验

		线性检验 $H_0: r = 0; H_1: r = 1$			剩余非线性检验 $H_0: r = 1; H_1: r = 2$		
		LM	LMF	LRT	LM	LMF	LRT
所有制结构 (OWN)	(A)	65.835(0.000)	7.921(0.000)	72.109(0.000)	42.155(0.064)	4.484(0.052)	44.612(0.011)
	(B)	49.959(0.000)	5.730(0.000)	53.462(0.000)	11.661(0.233)	1.140(0.333)	11.839(0.223)
	(C)	68.419(0.000)	8.298(0.000)	75.230(0.000)	28.778(0.010)	2.948(0.020)	29.895(0.000)
	(D)	90.361(0.000)	11.761(0.000)	102.792(0.000)	24.555(0.045)	2.486(0.017)	25.362(0.003)
	(E)	71.971(0.000)	8.826(0.000)	79.562(0.000)	39.503(0.057)	4.170(0.066)	41.650(0.000)
规模结构 (SCA)	(A)	27.384(0.000)	2.945(0.000)	28.393(0.000)	28.022(0.062)	2.864(0.030)	29.079(0.001)
	(B)	36.753(0.000)	4.058(0.000)	38.602(0.000)	17.514(0.041)	1.740(0.079)	17.919(0.036)
	(C)	33.839(0.000)	3.705(0.000)	35.398(0.000)	15.035(0.090)	1.484(0.153)	15.333(0.082)
	(D)	75.748(0.000)	9.401(0.000)	84.221(0.000)	24.769(0.030)	2.509(0.090)	25.591(0.002)
	(E)	52.265(0.000)	6.035(0.000)	56.115(0.000)	13.040(0.161)	1.280(0.247)	13.263(0.151)

注:表中模型(A)、模型(B)、模型(C)、模型(D)、模型(E)分别表示以环境技术进步、环境技术效率、环境管制、产业环境结构、要素投入为被解释变量的模型;括号内数值为相应参数的 p 值。

### 4. 模型估计结果分析

利用上述方法,分别以所有制结构(OWN)和规模结构(SCA)作为转换变量对面板平滑转换模型进行估计。在估计中发现,当转换变量为规模结构时,运算中出现了奇异矩阵和矩阵不满秩的情况,以至无法计算出模型参数。这可能是由于规模结构并不能把模型区分为不同体制,从而导致模型出现严重的多重共线性问题。为此,本文只选择所有制结构为转换变量进行面板平滑转换模型的估计,估计结果如表 5 所示。

表 5 结果和图 2—图 6 表明,多数变量在统计意义上是显著的,且所有的模型都仅有一个转换函数,并对应一个位置参数,因而,所有的模型都是两体制模型。由表 5 模型(A)结果可知  $\beta_{11} + \beta_{12} > 0$ , 这说明所有制结构(OWN)和研发投入的环境技术进步弹性呈现正相关关系,也就意味着在其他条件不变情况下,所有制结构值(工业比重)较高的地区研发投入对环境全要素生产率的促进效应更为显著。表 5 结果显示,所有制结构在模型(A)中存在单门槛,其值  $c = 0.124$ 。当地区所有制结构值小于门槛值时,中国省区研发投入对环境技术进步有着不太显著的抑制作用;而超过门槛值后,研发投入对环境技术进步的抑制作用就会减弱,甚至最终转变为促进作用。由表 5 和图 2 可以看到,模型(A)的转换速度参数  $\gamma = 5.601$ ,数值比较小,说明随着 OWN 值的提高,转换函数将呈现平稳渐进式的变化过程。由模型(A)的转换函数图可以看到,随着转换变量 OWN 的变化,研发投入的环境技术进步弹性将在高低体制间平滑转换,一旦 OWN 值超过门槛值,模型将趋于高体制,而研发投入的环境技术进步弹性指数也将稳定在 7.401 左右。另外还发现,模型(A)的 390 个观测值均高于门槛值,这说明相关变量对环境技术进步的影响主要反映在非线性的估计参数上。由表 5 结果还可以看到,外商直接投资水平、经济结构对环境技术进步的影响效应比较相似,即线性回归的参数值显著为正,非线性回归的参数值显著为负。相



应的参数和分别为  $\beta_{21} + \beta_{22} = 4.411 > 0$ 、 $\beta_{31} + \beta_{32} = 1.834 > 0$  ,这说明外商直接投资水平、经济结构与环境技术进步呈正相关。随着国有企业产值比重的提升 ,外商直接投资水平、经济结构对环境技术进步的反向影响会减弱 ,通过平滑转换函数的作用分别从  $-34.198$ 、 $-9.950$  转变为  $4.411$ 、 $1.834$ 。能源强度、基础设施水平对环境技术进步的影响效应与外商直接投资水平、经济结构的影响效应恰好相反 ,这说明能源强度、基础设施水平与环境技术进步呈负相关关系 ,随着国有企业产值比重的提升 ,能源强度、基础设施水平对环境技术进步的正向影响会减弱 ,并通过平滑转换函数的作用最终转变为负值。由表 5 结果还可以看出 ,污染治理强度、所有制结构对环境技术进步的反向影响会通过国有企业产值比重的提高而有所减弱 ,而对外开放水平对环境技术进步的正向影响也会由于国有企业产值比重的提高而有所减弱。表 5 结果还显示 ,规模结构的线性和非线性回归参数均不显著 ,这说明中国省区规模结构和环境全要素生产率之间并无密切关系。

表 5 PSTR 模型估计结果

		模型( A )	模型( B )	模型( C )	模型( D )	模型( E )
线性部分 估计结果	RD	-32.845 ( -0.796 )	15.202*** ( 5.797 )	4.047 ( 0.669 )	13.749*** ( 3.692 )	10.165 ( 0.721 )
	FDI	-34.198*** ( -3.711 )	-0.232 ( -0.325 )	0.767 ( 1.038 )	-4.518*** ( -4.918 )	22.199*** ( 5.083 )
	SE	-9.950*** ( -5.814 )	-0.370 ( -1.471 )	0.673*** ( 2.809 )	-1.061*** ( -3.988 )	3.818*** ( 3.018 )
	EI	3.751*** ( 6.329 )	0.017 ( 0.449 )	0.210*** ( 3.348 )	0.034 ( 0.795 )	0.033 ( 0.224 )
	PTI	-478.424*** ( -2.955 )	-27.016 ( -1.398 )	-18.044 ( -0.950 )	15.524 ( 0.817 )	-81.457 ( -0.836 )
	INF	2.623*** ( 4.299 )	-0.055 ( -0.959 )	-0.152*** ( -2.754 )	0.149 <sup>o</sup> ( 1.724 )	-0.724 <sup>o</sup> ( -1.840 )
	OPE	4.479*** ( 7.242 )	-0.071 ( -1.232 )	-0.086 ( -1.568 )	0.218** ( 2.562 )	-1.326*** ( -3.828 )
	OWN	-24.127*** ( -6.442 )	-0.410** ( -2.197 )	-0.077 ( -0.314 )	-0.269 ( -1.189 )	6.061*** ( 5.881 )
	SCA	-1.007 ( -0.877 )	0.354*** ( 2.734 )	0.303** ( 2.022 )	-0.140 ( -1.077 )	0.343 ( 0.401 )
非线性 部分估 计结果	RD	40.246** ( 2.847 )	-18.683*** ( -3.355 )	3.113 ( 0.480 )	8.467 ( 0.531 )	-84.209** ( -2.479 )
	FDI	38.609*** ( 3.439 )	4.709*** ( 2.871 )	6.205*** ( 2.782 )	-7.895 <sup>o</sup> ( -1.822 )	23.447** ( 2.122 )
	SE	11.784*** ( 5.427 )	0.107 ( 0.249 )	0.478 ( 1.188 )	3.003*** ( 3.180 )	-11.691*** ( -4.763 )
	EI	-4.318*** ( -6.623 )	-0.193*** ( -3.101 )	-0.187*** ( -2.721 )	-0.214 ( -1.587 )	-0.988*** ( -2.803 )
	PTI	467.051*** ( 2.626 )	55.385** ( 1.978 )	-6.878 ( -0.245 )	-47.352 ( -0.998 )	347.581** ( 2.447 )
	INF	-2.947*** ( -4.276 )	0.264 <sup>o</sup> ( 1.791 )	0.047 ( 0.502 )	-1.505*** ( -3.314 )	2.068** ( 2.557 )
	OPE	-4.477*** ( -5.867 )	-0.214** ( -2.021 )	0.029 ( 0.502 )	-1.634*** ( -6.433 )	1.407** ( 2.141 )
	OWN	21.202*** ( 6.152 )	-0.363 ( -0.997 )	-0.844** ( -2.153 )	-6.660*** ( -7.891 )	8.902*** ( 4.266 )
	SCA	1.619 ( 1.120 )	0.406 ( 1.269 )	0.281 ( 1.002 )	5.848*** ( 6.831 )	-5.467*** ( -2.656 )
位置参数	c	0.124	0.567	0.448	0.687	0.582
转换速度 参数	$\gamma$	5.601	32.382	14102	10.429	14.963

注:表中模型( A )、模型( B )、模型( C )、模型( D )、模型( E )分别表示以环境技术进步、环境技术效率、环境管制、产业环境结构、要素投入为被解释变量的模型;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内数值为相应参数的 t 值。

下面对环境技术效率影响因素进行分析,即模型(B)回归结果进行分析。由表5结果可知,令模型(B)发生非线性转换的位置参数 $c=0.567$ ,且模型(B)位于低体制和高体制的观测值的个数分别有274个和116个,所占比例分别为70%和30%,表明大多数观测值位于低体制。模型(B)的平滑转换速度参数 $\gamma=32.382$ ,转换速度较快,具体转换过程如图3所示。模型(B)中,各因素对环境技术效率的影响因所有制结构的变化而呈现出各种变化,为了便于分析,将具有类似转换过程的影响因素一并进行描述。当所有制结构处于低体制下,研发投入水平、能源强度的提高对环境技术效率的影响系数分别为15.202、0.017,只是前者显著,后者不显著;当所有制结构处于高体制状态下,研发投入水平、能源强度对环境技术效率的影响系数分别转变为-3.481、-0.176,并且均在1%水平下显著。当所有制结构处于低体制下,FDI、污染治理强度、基础设施水平均对环境技术效率具有不显著的反向影响,而在高体制下,三者对环境技术效率均具有显著正向影响。在两种体制下,对外开放水平、所有制结构均对环境技术效率产生了反向影响,前者仅在高体制下显著,后者仅在低体制下显著。模型(B)结果表明,在两体制下规模结构都对环境技术效率产生了正向影响,其影响仅在低体制下显著。模型(B)结果还表明,经济结构对环境技术效率的影响在两体制下均不显著。

就模型(C)回归结果来看,令模型(C)发生非线性转换的位置参数 $c=0.448$ ,模型(C)位于低体制和高体制的观测值的个数分别为184个和206个,所占比例分别为47%和53%,表明大多数观测值位于高体制。模型(C)的平滑转换速度参数 $\gamma=14102$ ,转换速度非常快,转换函数值在 $c=0.448$ 处发生了突变,此时平滑转换模型转化为面板门限回归模型,具体情况如图4所示。模型(C)结果还显示,FDI、经济结构、规模结构在两体制下均对环境管制的产出效应具有促进作用,只是FDI仅在高体制下显著,经济结构、规模结构仅在低体制下显著。能源强度在低体制下对环境管制的产出效应具有显著促进作用,随着所有制结构变量取值超过位置参数,其对环境管制产出效应的促进作用会显著减弱,并最终维持在较低的正向水平上。基础设施水平、所有制结构在两体制下均对环境管制的产出效应产生反向影响,只有基础设施水平在低体制下的作用显著,而所有制结构的作用在高体制下显著。模型(C)结果还表明,研发投入、环境污染治理强度、对外开放对环境管制产出效应的影响在两体制下均不显著。

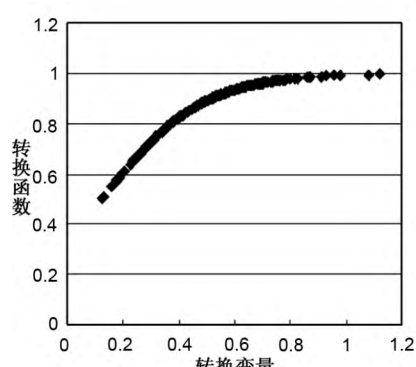


图2 模型(A)转换函数

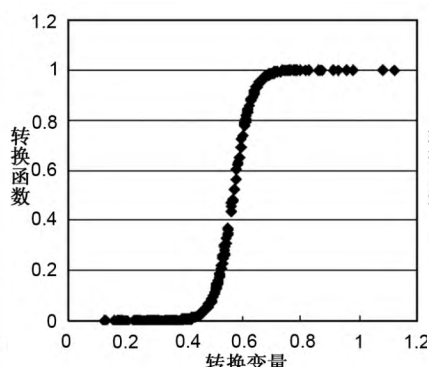


图3 模型(B)转换函数

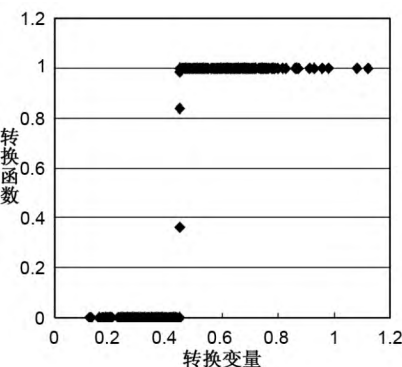


图4 模型(C)转换函数

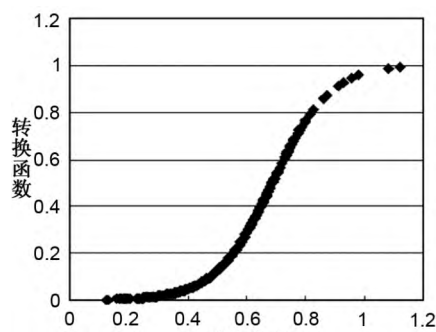


图5 模型(D)转换函数

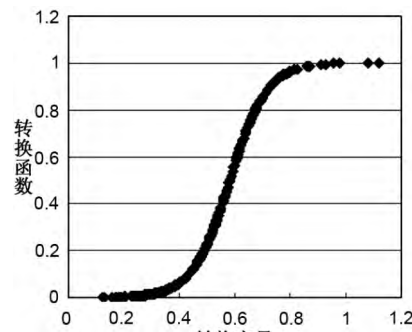


图6 模型(E)转换函数

模型( D) 结果显示,其发生非线性转换的位置参数  $c = 0.687$  ,模型( D) 位于低体制和高体制的观测值的个数分别为 337 个和 53 个,所占比例分别为 86% 和 14% ,表明大多数观测值位于低体制。模型( D) 的平滑转换速度参数  $\gamma = 10.429$  ,转换速度较快,其相应转换函数如图 5 所示。在低体制下,模型( D) 中的研发投入、基础设施、对外开放水平会对产业环境结构改善产生显著促进作用,而 FDI、经济结构则会产生显著抑制作用,其他变量在低体制下并不显著。在高体制状态下,FDI、基础设施、对外开放、所有制结构均对产业环境结构改善起到抑制作用,而经济结构和规模结构则均起到促进作用,其他变量作用不明显。

由模型( E) 结果可知,其发生非线性转换的位置参数  $c = 0.582$  ,模型( E) 位于低体制和高体制的观测值的个数分别为 280 个和 110 个,所占比例分别为 72% 和 28% ,说明大多数观测值位于低体制。模型( E) 的平滑转换速度参数  $c = 14.963$  ,转换速度快于模型( D) ,其相应转换函数如图 6 所示。在低体制下,模型( E) 中的 FDI、经济结构、所有制结构对要素投入产出效应的增长有显著促进作用,而基础设施和对外开放水平则呈现出显著抑制作用,其他变量影响不显著。在高体制下,模型( E) 中的 FDI、环境污染治理强度、基础设施、对外开放、所有制结构对要素投入产出效应的增长具有明显促进作用,而研发投入、经济结构、能源强度、规模结构则具有明显的抑制作用。

#### 四、结论与启示

本文基于方向性环境生产函数的经济增长核算模型,将 2000—2013 年中国省区的经济增长源泉分解为环境技术进步、环境技术效率、环境管制、产业环境结构和要素投入五个部分,在此基础上分析了各增长源泉对地区经济增长的贡献及差异,同时利用动态面板数据模型和面板平滑转换模型对各增长源泉的影响因素进行线性和非线性分析,得出如下研究结论: ( 1) 总体上,要素投入是中国省区经济增长的主要源泉,中国经济增长仍然是要素驱动型增长。环境技术进步是中国省区经济增长另一个重要源泉,其对经济增长的拉动作用在东部省区尤为显著。中国省区普遍存在技术效率恶化的状况,这阻碍了地区经济的增长。环境管制对中国省区经济增长的影响较小。除西部省区外,其它地区的产业环境结构呈现出不同程度的恶化,以致拉低了地区经济增长,但这种影响很小。( 2) 技术创新能力、FDI 水平、基础设施水平、对外开放水平均对环境技术进步有显著推动作用,而能源强度、污染治理强度、规模结构与环境技术进步呈反向变化关系。FDI 水平、污染治理强度、基础设施水平均能显著地促进地区环境技术效率的提升,而所有制结构和规模结构则起到相反作用。当前经济结构和能源强度提升了环境管制的产出效应,提升污染治理强度和基础设施水平则会抑制环境管制的产出效应。技术创新能力和污染治理强度的提升会优化地区产业环境结构,目前中国的经济结构和较高的能源强度则会直接导致产业环境结构的恶化。FDI 水平、能源投入、规模结构的优化均能显著提升要素投入的产出效应。( 3) 以所有制结构为转换变量的 PSTR 模型具有显著的非线性特征,每个模型均是两体制模型,其位置参数分别为 0.124、0.567、0.448、0.687 和 0.582 ,转换速度参数分别为 5.601、32.382、14102、10.429 和 14.963。在环境技术进步影响因素模型中,随着转换函数的变化,技术创新能力、FDI 水平、经济结构对环境技术进步由负向影响逐渐转变为显著的正向影响,而能源强度、基础设施、对外开放对环境技术进步的正向影响则逐渐减弱,污染治理强度、所有制结构对环境技术进步的反向影响会大幅减弱。在环境技术效率影响因素模型中,随着转换函数的变化,技术创新能力、能源强度对环境技术效率的影响由最初的正向变为显著的负向,而 FDI 水平、污染治理强度、基础设施对环境技术效率的影响则由负变正。对外开放、所有制对环境技术效率的影响则始终为负。在环境管制影响因素模型中,转换函数的变化会使 FDI 水平、能源强度、所有制结构对环境管制产生显著影响,其中前两者影响为正,后者为负。在产业环境结构影响因素模型中,转换函数的变化会使 FDI 水平、基础设施水平、对外开放、所有制结构对产业环境结构产生显著负向影响,而经济结构、规模结构则存在显著正向影响。在要素投入产出效应影响因素模型中,转换函数的变化会使所有影响因素对要素投入产出效应产生显著影响,其中研发投入、经济结构、能

源强度、规模结构的影响为负,其它为正。

上述研究结论可以留给我们一些有关经济发展的重要启示:

(1) 要素投入是拉动中国经济增长的主要动力,在适度扩大地区投资规模的同时,要瞄准方向和需求,注重投资的精准性和有效性。要提高经济增长效率,必须重视研发和技术创新;要进一步完善技术创新体系,降低研发成本,提高创新效率;各地区还应注重加快基础设施建设步伐,加大环境整治力度,提升对外开放水平,吸引资金投入,为经济发展提供良好的软环境和硬环境;各地区在发展中必须要重视生态环境建设,坚决摒弃“以环境换发展”的观念,在坚持绿色发展理念和坚守硬的环境约束下,实现地区产业结构转型升级和区域经济的可持续发展。

(2) 要发挥好各种因素对经济增长的促进作用,就必须解决好国有企业改革和发展问题,因此要改革产权制度,完善组织结构,提高管理效率和创新效率,坚持走集约发展、绿色发展和转型发展之路。国有企业作为经济社会平稳运行的重要依托,在提升地区经济实力、改善公共财政结构、优化地区经济发展质量方面作用显著,但也存在企业产权问题、组织结构问题以及粗放型的发展方式带来的不良影响等问题。要进一步改善国有企业经营环境,改革国有企业的体制机制,完善国有企业各种体制机制,唯此各种因素才会更好地促进经济增长。

#### 参考文献:

- 陈超凡. 2016. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素: 基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究(3): 53-62.
- 陈诗一. 2009. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究(4): 41-55.
- 戴平生. 2009. 我国省域工业全要素生产率变动及其影响因素的实证研究[J]. 中国经济问题(3): 54-59.
- 郭玉清, 姜磊. 2010. 中国地区经济差距扩散的源泉: 资本深化还是效率改进[J]. 数量经济技术经济研究(7): 38-52.
- 贺胜兵. 2009. 考虑能源和环境因素的中国省级生产率研究[D]. 武汉: 华中科技大学.
- 胡晓珍, 杨龙. 2011. 中国区域绿色全要素生产率增长差异及收敛分析[J]. 财经研究(4): 123-134.
- 黄永春, 石秋平. 2015. 中国区域环境效率与环境全要素的研究: 基于包含 R&D 投入的 SBM 模型的分析[J]. 中国人口·资源与环境(12): 25-34.
- 刘瑞翔. 2013. 探寻中国经济增长源泉: 要素投入、生产率与环境消耗[J]. 世界经济(10): 123-141.
- 李小红, 安庆贤. 2012. 环境管制成本与环境全要素生产率研究[J]. 世界经济(12): 23-40.
- 李小红, 宋马林. 2015. 环境管制下的全要素生产率及其影响因素研究[J]. 中央财经大学学报(1): 92-98.
- 史修松, 赵曙东. 2011. 中国经济增长的地区差异及其收敛机制(1978-2009)[J]. 数量经济技术经济研究(1): 51-62.
- 涂正革. 2008. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. 经济研究(2): 93-105.
- 涂正革, 肖耿. 2009. 环境约束下的中国工业增长模式研究[J]. 世界经济(11): 41-54.
- 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 2008. 环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究[J]. 经济研究(5): 19-32.
- 吴振球, 王建军, 李华磊. 2014. 改革开放以来经济增长方式渐进式转换: 测度、源泉及其差异[J]. 数量经济技术经济研究(6): 3-19.
- 肖攀, 李连友, 唐李伟, 等. 2013. 中国城市环境全要素生产率及其影响因素分析[J]. 管理学报(11): 1681-1689.
- 杨俊, 邵汉华. 2009. 环境约束下的中国工业增长状况研究: 基于 Malmquist-Luenberger 指数的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究(9): 64-78.
- 颜鹏飞, 王兵. 2004. 技术效率技术进步与生产率增长基于 DEA 的实证分析[J]. 经济研究(12): 55-65.
- 叶祥松, 彭良燕. 2011. 我国环境管制下的规制效率与全要素生产率研究: 1999-2008[J]. 财贸经济(2): 102-109.
- 岳书敬, 刘朝明. 2006. 人力资本与区域全要素生产率分析[J]. 经济研究(4): 90-96.
- 郑京海, 胡鞍钢. 2005. 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析(1979-2001)[J]. 经济学(季刊)(1): 263-296.
- 朱承亮. 2014. 中国地区经济差距的演变轨迹与来源分解[J]. 数量经济技术经济研究(6): 36-54.
- CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. 1995. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. Journal of Environmental Management, 51(3): 229-240.
- FÄRE R, GROSSKOPF S, PASURKA C A. 2001. Accounting for air pollution emissions in measuring state manufacturing productivity growth [J]. Journal of Regional Science, 41(3): 381-409.
- GONZÁLEZ A, TERÄSVIRTA T, DIJK D V. 2005. Panel smooth transition regression models [R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 604.
- KUMAR S, RUSSELL R R. 2002. Technological change, technological catch-up, and capital deepening: relative contributions to growth and convergence [J]. American Economic Review, 92(3): 527-548.
- LUENBERGER D G. 1992. Benefit functions and duality [J]. Journal of Mathematical Economics, 21(5): 461-481.
- LUENBERGER D G. 1995. Microeconomic theory [M]. Boston: McGraw-Hill.

(下转第 110 页)

- SUBRAMANIAM C , WEIDENMIER M. 2003. Additional evidence on the sticky behavior of costs [R]. Working Paper , Texas Christian University.
- WEISS D. 2010. Cost behavior and analysts' earnings forecasts [J]. The Accounting Review , 85( 4 ) : 1441 – 1471.

## The Largest Shareholders Control , Blockholders Counterbalance and Difference of Cost Stickiness

WAN ShouYi<sup>1</sup>      TIAN Yuan<sup>1 2</sup>

( 1. School of Accounting , Dongbei University of Finance & Economics , Dalian 116000;

2. School of Accounting , Anhui University of Finance & Economics , Bengbu 233030)

**Abstract:** The corporation's management resources may trigger the cost stickiness behavior with the asymmetric changes of traffic's increase and decrease because of the effects of agency problems. From the agency cost's point of view , this paper explores effects of the largest shareholders and blockholders counterbalance on cost stickiness and difference of stickiness. The research results show that the higher control rights of the largest shareholders are , the higher the stickiness of administrative expenses is , and that the stickiness of sales costs is not remarkable. The behavior of blockholders counterbalance can effectively suppress negative stickiness of administration cost , but stickiness of selling cost is not remarkable.

**Keywords:** cost stickiness; the largest shareholders; blockholders counterbalance; agency costs

( 责任编辑 张建军)

( 上接第 20 页)

## Source of Economic Growth and Its Influencing Factors in Provinces of China: On Linear and Nonlinear Panel Data Model

SHI FengGuang

( School of Economics , Anyang Normal University , Anyang 455000)

**Abstract:** By using green economic growth accounting model , the provincial economic growth is decomposed into the progress of environmental technology , environmental technology efficiency , environmental regulation and industrial structure of the environment , on which the paper analyzes factors affecting the source of economic growth by using dynamic panel data model and panel smooth transition model . The study found that the factor input and TFP are the main source of economic growth , environmental regulation and industrial environment structure have little influence on economic growth of provinces in China. The improvement of technological innovation capability , FDI , the level of infrastructure and opening level to the outside world can improve provincial environmental TFP significantly , and the improvement of pollution governance strength and the level of infrastructure has a significant inhibitory effect on the production of environmental regulation. The improvement of technology innovation ability and pollution control intensity can help optimize the structure of industry environment , the improvement of FDI , energy intensity and output value proportion of large and medium – sized enterprises can enhance the level of output effect of factor inputs. The effect of every factor on economic growth source has significant nonlinear characteristics , and its marginal effect difference is bigger under different system.

**Keywords:** directional environmental production function; environmental TFP; economic growth; dynamic panel data model; panel smooth transition model

( 责任编辑 张 坤)