

地区发展不平衡对工业绿色全要素生产率的影响

——基于三阶段 DEA 调整测度效率的新视角

张纯洪^a, 刘海英^{a,b}

(吉林大学 a. 商学院; b. 数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要:将地区发展不平衡因素作为不可控变量,并将其纳入三阶段 DEA 调整模型,可测得不包含地区发展不平衡因素的工业绿色全要素生产率。对计算结果进行分析,结果表明,地区发展不平衡因素带来了地区工业的“追赶效应”和绿色技术进步,促进了工业经济绿色全要素生产率增长,但这种增长是以地区工业绿色全要素生产率差距扩大为代价。从长期发展来看,如果放任地区工业不平衡发展,并以此形成路径依赖,则地区工业绿色全要素生产率的差距会持续扩大。

关键词:绿色全要素生产率;地区发展不平衡;收敛

中图分类号:F404.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-2674(2014)09-039-07

一、引言

改革开放以来,中国工业经济在大规模投资驱动下获得了高速增长,同时也使得环境污染问题愈发突出。国内外一些学者在分析我国全要素生产率时,已经开始把环境因素纳入到全要素生产率的测算中,有些研究也将其称之为绿色全要素生产率或环境全要素生产率。^{[1][2][3][4]}这些研究都得到了相同的结果,即传统不考虑环境因素的中国经济全要素生产率被高估。绿色全要素生产率作为环境绩效的表征,是经济可持续发展的重要诉求指标,对其影响因素的考察无疑也是研究的热点。包括上述文献在内,近年来对绿色全要素生产率影响因素的研究,大多是通过传统计量模型分析而展开。这类研究设计大体遵循如下步骤:首先测度绿色全要素生产率,然后将其作为被解释变量,将区位因素、结构差异、贸易依存度等地区发展不平衡因素作为解释变量,通过计量模型分析,最后得到某种单一发展不平衡因素对环境绩效产生的影响。但是应该注意到,对于地区发展不平衡的全部综合因素究竟会对绿色全要素生产率产生何种影响,这类研究显然缺乏一致性判断。基于此,本文拟基于方向性距离函数方法,在测度中国工业经济绿色全要素生产率基础上,将地区发展不平衡因素纳入到三阶段 DEA 模型中,来揭示地区发展不平衡因素对绿色全要素生产率及其收敛性所产生的影响。

收稿日期:2014-06-03

定稿日期:2014-07-11

基金项目:国家自然科学基金项目(71373101);国家社科基金项目(12CJL057);教育部重点研究基地重大项目(13JJD790010);吉林省高校优秀青年科研人才“春苗培育计划(科学前沿 2012QY093)”

作者简介:张纯洪(1978-),女,吉林九台人,吉林大学商学院副教授,管理学博士,主要从事环境规制与绿色技术创新研究;刘海英(1972-),男,吉林松原人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师,主要从事可持续发展研究。

二、研究方法论

1. 绿色全要素生产率曼奎斯特-卢恩伯格 (ML) 指数构建

在传统 DEA 模型方法的基础上,将污染排放作为非合意产出因素,可以构造一个同时包含合意产出和非合意产出的生产可能性集,即环境技术。^[5]在此理论范畴下,我们引入方向性距离函数测度考虑非合意产出因素下的技术效率,在此基础上,构造到期间表征绿色全要素生产率的 ML 指数,公式如下:

$$ML^{t+1} = \left[\frac{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^d, y^u; g^t)}{1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{d+1}, y^{u+1}; g^{t+1})} \times \frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^d, y^u; g^t)}{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{d+1}, y^{u+1}; g^{t+1})} \right]^{1/2} \quad (1)$$

进一步,ML 指数同样也可以分解为效率变化指数 (EFFCH) 和技术进步指数 (TECH) 两部分:

$$\begin{aligned} ML^{t+1} &= EFFCH^{t+1} \times TECH^{t+1} \\ &= \frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^d, y^u; g^t)}{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{d+1}, y^{u+1}; g^{t+1})} \times \left[\frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^d, y^u; g^t)}{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^d, y^u; g^t)} \times \frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{d+1}, y^{u+1}; g^{t+1})}{1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{d+1}, y^{u+1}; g^{t+1})} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (2)$$

在上式中, EFFCH 测度时期 t 到 $t+1$ 每个观察对象到最佳边界的追赶 (catching-up) 程度, TECH 衡量了技术边界从时期 t 到 $t+1$ 之间的移动。ML、EFFCH 和 TECH 大于 (小于) 1, 分别表示绿色全要素增长率增长 (下降)、技术效率改善 (恶化) 和技术进步 (退步)。

2. 三阶段 DEA 模型

三阶段 DEA 模型是由 Fried 等提出的一种新的效率评价模型。^[6]该方法最大的特点是将非经营因素对效率的影响过滤去除,使得测得的效率值能更加真实地反映决策评价单元的效率水平。

三阶段 DEA 模型中,第一阶段运用环境约束下的 DEA 模型,把非合意产出纳入。第一阶段得出每个 DMU 效率的同时,也得到每个 DMU 各个投入的差额值 (slacks),即投入的冗余。该投入冗余同时受到内部管理、外部环境和随机误差的影响。

第二阶段运用随机前沿分析方法 (SFA) 把地区发展不平衡因素纳入到基于投入冗余的随机前沿分析模型。假设模型中有多个地区发展不平衡因素。则 SFA 回归模型表示为:

$$S_{mj} = f^m(Z_j; \beta^m) + v_{mj} + u_{mj}, m = 1, 2, \dots, M, j = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

其中, $S_{mj} = x_{mj} - X_m \lambda$, 表示第一阶段中第 j 个 DMU 的第 m 个投入变量的冗余值。 Z_j 表示第 j 个 DMU 的地区发展不平衡因素。 β^m 为地区发展不平衡变量的参数估计值。 u_{mj} 表示随机干扰, 表示管理无效率。

然后,利用 SFA 模型的回归结果 ($\hat{\beta}^m, \hat{\sigma}_{vm}^2, \hat{\sigma}_{um}^2$) 调整每个决策单位的投入项,目的是将所有的决策单位调整至相同的外部环境和相同的随机干扰状态下,从而得到剔除地区发展不平衡因素影响的纯粹效率值。调整的方式有两种:一种是对外部非经营因素较好的决策单位增加其投入;另一种是对外部非经营因素较差的决策单位减少其投入,本文选用第一种调整方法,对各个决策单位投入量的调整如下:

$$\begin{aligned} x_{mj}^A &= x_{mj} + [\max\{f^m(Z_j; \hat{\beta}^m)\} - f^m(Z_j; \hat{\beta}^m)] + [\max\{\hat{v}_{mj}\} - \hat{v}_{mj}] \\ m &= 1, 2, \dots, M \quad j = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (4)$$

其中, x_{mj}^A 表示第 j 个 DMU 的第 m 个投入变量经过调整后的数值。第一个中括号部分表示把全部的决策单元调整至相同的外部环境,第二个中括号部分表示把全部决策单元的随机干扰调整至相同的情形。为得到随机误差的估计值 $\hat{v}_{mj}$, 本文采用 Jondrow 提出的计算方法,^[7]公式如下:

$$\hat{E}[v_{mj} | v_{mj} + u_{mj}] = S_{mj} - f^m(Z_j; \hat{\beta}^m) - \hat{E}[u_{mj} | v_{mj} + u_{mj}] \quad (5)$$

$$E[u_{mj} | v_{mj} + u_{mj}] = \mu_* + \sigma_* \frac{f(-\mu_*/\sigma_*)}{1 - F(-\mu_*/\sigma_*)} \quad (6)$$

其中, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\mu_* = -\sigma_u^2 \varepsilon / \sigma^2$, $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$, $\varepsilon = S_{mj} - f^m(Z_j; \hat{\beta}^m)$ 。计算时带入相应的估计值,就可

以得到随机误差的估计值 $\hat{v}_{mj}$ 。

第三阶段,将第二阶段得到的调整后的投入值和原始产出值再次带入方向性距离函数评价效率模型,获得剔除地区发展不平衡因素后的效率,然后构建基于绿色全要素生产率指数。

三、变量选择及描述性统计

鉴于2008年以后地区工业增加值的数据质量问题,本文选取了1993~2008年我国29个省、市、自治区的工业投入、产出和反映地区发展不平衡的变量,具体如下:

1. 投入变量

(1)资本投入(K)。本文选取“固定资产净值年平均余额”作为资本投入,根据各年度各地区的“固定资产投资价格指数”把相应的资本投入调整至以1993年为基期的水平。

(2)劳动投入(L)。劳动以“年平均就业人数”作为劳动投入指标,单位为万人。

2. 产出变量

(1)合意产出(Y)。本文以各地区的“工业增加值”作为合意产出,并以各地区相应年度的“工业产品出厂价格指数”平减至1993年不变价格。

(2)非合意产出(环境因素)。本文以工业废水排放中化学需氧量(COD)和工业废气中的二氧化硫(SO₂)代表工业非合意产出,单位为万吨。我国水体中有100多种污染物,从目前水体中污染现状看,最主要的代表物就是COD。我国空气中SO₂污染也较为严重,空气SO₂二级浓度标准为每立方米60微克,是国家要求城市必须达到的标准,也是保护人体健康的最低标准,但我国有40%以上的城市达不到国家的二级标准,是国家空气污染最需要解决的问题之一。并且工业废水排放中COD和工业废气中的SO₂是我国环境规制中主要的污染物和控制对象。鉴于此,文章选取有代表性的工业废水排放中COD和工业废气中SO₂作为工业非合意产出。

3. 地区发展不平衡变量

(1)区位因素。本文将我国29个省、市、自治区按传统的经济地理划分方法划分为东、中、西三个地区。其中,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、广西、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;西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏。

(2)各地区国有工业生产总值比例。该指标代表了国有工业在各个地区工业总产值中所占的比例,以此来反应每个地区的市场化程度。国有工业生产总值所占比例越小,则表示当地市场化程度越高。

(3)各地区进出口总额与地区工业总产值比值。该指标代表了不同地区经济对外开放程度的差异。

(4)各地区财政预算支出与地区工业增加值之比。该指标既反映了不同地区政府介入经济活动的程度,又反映了各个地区经济发展水平的不平衡程度,经济发达地区的政府具有更大的财政预算支出能力。

从表1可以看出,中国东、中、西部都表现出较高的工业经济增长率。具体而言,东部地区达到平均水平14.32%的高增长率;中部次之;西部地区因国家政策和地理位置因素的影响稍微落后,但平均也达到11.70%的水平。从图1也可以看出全国工业平均增长率不断增长,2007年工业增加值平均增长率达到25%,虽然在2008年有所降低,但也在15%以上。

表1 投入产出变量及地区经济发展指标增长率的描述性统计

增长率(%)	Y	L	K	SO ₂	COD	国有工业生产总值	进出口总额	财政预算支出
全国	13.71	0.29	8.28	2.92	-2.03	9.20	19.79	19.76
东部	14.32	2.36	8.82	1.88	-2.72	9.00	20.13	19.59
中部	13.29	-2.44	7.90	4.65	-2.49	9.17	16.23	19.75
西部	11.70	-3.28	6.84	2.82	1.10	9.95	18.65	20.18

中国工业高速发展的同时也伴随着环境污染问题的不断恶化。随着工业化进程的不断推进,我国工业废气中 SO_2 的排放量也在较高的水平。“九五”和“十五”期间, SO_2 排放量一直在较高的增长水平,从“十一五”规划以来, SO_2 排放量有所降低。尽管 SO_2 排放量在 1999 年出现短暂的拐点,但是从 2000 年开始又出现较高的增长率。“十一五”规划实施的第一年, SO_2 排放量首次出现持续负增长,节能减排政策已经初见成效。工业 COD 尽管波动较大,但是近年来也可以看出其增长率呈下降趋势。尽管如此,中国的污染排放依然没有达到环境库兹涅茨曲线理论的拐点,^[8] 环境问题已经成为一个重要的民生问题,直接影响到中国经济的可持续发展。

四、实证结果分析

1. 三种不同情形下的地区工业全要素生产率的测度及对比

情形 1:不考虑环境污染非合意产出因素条件下,应用 Onfront 软件,首先计算基于传统投入产出变量下各年度的地区工业相对技术效率,然后构建曼奎斯特全要素生产率指数并进行分解。

情形 2:考虑二氧化硫和工业 COD 两种合意产出因素,采用方向性距离函数方法,运行 DEA - solver 软件计算环境技术效率,然后构建曼奎斯特 - 卢恩伯格绿色全要素生产率指数并进行分解。

情形 3:将地区发展不平衡因素作为影响地区环境技术效率的不可控因素,运用三阶段 DEA 方法,剔除地区发展不平衡因素对投入产出绩效的影响。具体采用 Frontier Version 4.1 软件,在方向性距离函数测度环境技术效率基础上,分别在各年度对投入冗余进行随机前沿分析,地区发展不平衡变量的系数为负时,表示增加该地区发展不平衡变量的值,有利于减少投入冗余,更有利于个体决策单元效率的提高。反之,则不利于减少投入冗余。表 2 列出了 2008 年地区发展不平衡因素对投入松弛变量的回归结果。

表 2 2008 年投入松弛变量的随机前沿分析(SFA)估计结果

	常数项	A1	A2	国有工业 生产总值比例	进出口 总额占比	财政预算支出 比例
劳动投入松弛变量	-5.52***	15.94***	43.16***	-0.00	-0.00	0.00
资本投入松弛变量	15.3*	70.6*	147	-0.05	-0.00	-0.00**

注:① *、**、***、分别表示估计系数在 10%、5%、1% 水平上显著。② A1、A2 为虚拟变量,当样本为东部地区时, $A1=1, A2=0$; 当样本为中部地区时, $A1=0, A2=1$; 当样本为西部地区时, $A1=1, A2=1$ 。这样, A1 系数表示东部地区对投入松弛的影响; A2 系数表示中部地区对投入松弛的影响; A1 和 A2 之和表示西部地区对投入松弛的影响。

表 2 中的区位因素对资本和劳动松弛的影响系数都为正。对于劳动松弛而言, A1 系数小于 A2 系数,且都小于 A1 和 A2 系数之和,这样相比较而言,中部比东部更不利于劳动投入冗余的减少,西部最差。而对于资本松弛变量而言,则发现东部比中部更不利于减少投入冗余。2008 年国有工业生产总产值比例的 SFA 回归系数为负值,表明非市场化程度更容易促使投入冗余减少,但从 1993~2008 年总体上看,不同的年份国有工业生产总产值比例对当年的劳动和资本投入的影响并不相同,也有相当的年份的系数为正。进出口总额占比大小反映了一个地区对外开放程度,在 2008 年的 SFA 回归模型中,进出口总额占比对劳动和资本投入松弛的回归系数都为负值,可见较高的对外开放程度有利于投入冗余的减少。而财政预算支出比例的回归系数都为正值,说明政府直接或间接过度介入经济并不利于投入产出绩效的提高,而且其他大部分年份进出口总额占比和财政预算支出比例对投入松弛的影响与 2008 年结果相同,即较高的对外开放程度有利于投入冗余的减少,而较强的政府介入不利于投入冗余的减少。

根据公式(3)重新调整投入变量,重复情形 2 中环境技术效率测度的步骤,构建曼奎斯特 - 卢恩伯格绿色全要素生产率指数并进行分解。上述三种情形下全要素生产率的最终测度及其成分分解结果见表 3。

表3 1993~2008年各地区全要素生产率指数及其成分的平均增长率

地区	情形1			情形2			情形3		
	PI	EC	TP	PI	EC	TP	PI	EC	TP
全国	1.0793	1.0052	1.0733	1.0660	1.0025	1.0631	1.0454	0.9959	1.0491
东部	1.0808	1.0015	1.0785	1.0695	1.0004	1.0693	1.0641	1.0020	1.0618
中部	1.0650	1.0071	1.0570	1.0637	1.0067	1.0564	1.0524	0.9980	1.0543
西部	1.0933	1.0083	1.0840	1.0628	1.0010	1.0612	1.0095	0.9846	1.0241

注:①PI(Productivity Index)表示全要素生产率指数;EC(Efficiency Change)表示效率变化指数;TP(Technical Progress)代表技术进步指数。②全要素生产率指数为1993~2008年间的几何平均数。东、中、西及全国全要素生产率指数为各地区所包含省、市、自治区的算术平均数。③因文章篇幅有限,略去各个省、市、自治区的具体数据。读者若有需要,可向作者索要全部数据。

从情形1可以看出,全国总体平均全要素生产率指数为1.0793,表明各个地区全要素生产率平均每年的增长率为7.93%。东、中、西部的工业全要素生产率平均增长率分别为8.08%、6.50%、9.33%。其中西部地区工业的全要素生产率增长水平最快,其次为东部,中部最慢。从全要素生产率分解结果来看,全国和东、中、西部地区的工业全要素增长率主要来源于技术进步,各地区技术效率仅呈现出一点点改善。

在情形2中,考虑环境约束后,全国工业绿色全要素生产率指数为1.066,低于情形1下的全要素生产率指数,这说明传统不考虑环境因素的中国工业全要素生产率被高估。造成这一结果的可能原因在于中国工业增长引致了环境污染问题。自1998年以来,中国工业化结构出现了重工业化趋势,而且我国在推进重工业化进程中具有明显的粗放型特点,使得工业增长模式很难摆脱对高能耗、高污染的路径依赖。也正是因为环境污染问题的存在,使得情形2中环境约束条件下各地区工业绿色全要素生产率指数增长率相对较低。进一步分析发现,东、中、西部各地区的绿色全要素生产率指数也低于情形1情况,但与情形1下计算结果有所不同,东部工业绿色全要素生产率增长最快,其次为中部和西部。

在情形3中,剔除了地区发展不平衡因素对工业增长绩效的影响,测得的全国平均绿色全要素生产率指数为1.0454,比情形2下降2.06个百分点,东、中、西部地区的全要素生产率增长率分别为6.41%、5.24%、0.95%,同样比情形2分别下降0.54、1.13和5.33个百分点。这一方面说明,剔除地区发展不平衡因素的影响后,工业绿色全要素生产率出现了下降,另一方面说明,地区发展不平衡因素在一定意义上促进了中国工业绿色全要素生产率的提高,而且西部地区提高幅度最为明显,说明地区差距确实能够促进绿色全要素生产率的增长。

2. 绿色全要素生产率的收敛性分析

全要素生产率的收敛分析一般涉及到 σ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛三种类型,其中 σ 收敛在于分析全要素生产率的标准差分布状况,当标准差随时间逐渐减小则说明经济体存在 σ 收敛,各经济体的全要素生产率越来越接近,差距逐渐减少。

绝对 β 收敛指每一个经济体的全要素生产率会达到完全相同的增长速度和增长水平。条件 β 收敛考虑了经济体各自的不同特征和条件,各个经济体会向自己的稳态水平趋近。绝对 β 收敛和条件 β 收敛都向稳态水平趋近,但绝对 β 收敛中所有的经济体的稳态水平是相同的,而条件 β 收敛具有各自的稳态水平。两种收敛的检验方程形式分别为:

$$\frac{1}{T} \ln(TFP_{i,T}/TFP_{i,t}) = \alpha + \beta \ln TFP_{i,t} + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\ln(TFP_{i,t+1}/TFP_{i,t}) = \alpha + \beta \ln TFP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中,(7)式中 $TFP_{i,t}$ 和 $TFP_{i,T}$ 分别表示第*i*个经济体基期和末期的全要素生产率。式中的 β 值为负值,表示存在绝对 β 收敛,各经济体向相同的稳态趋近。(8)式中, $TFP_{i,t}$ 和 $TFP_{i,t+1}$ 分别为第*i*个经济体*t*期和

$t+1$ 期的全要素生产率。式中的 β 值若为负值,则表示存在条件 β 收敛,各经济体向各自的稳态趋近。

情形 2 和情形 3 中绿色全要素生产率的对比分析显示,地区发展不平衡相对来说更有利于落后地区的全要素生产率增长,这说明地区发展不平衡确实是全要素生产率收敛的重要外因。然而,在目前收敛分析研究文献中,全要素生产率指标均采用情形 1 或情形 2 的计算结果,这类研究其实并没有剥离出地区发展不平衡因素对全要素生产率收敛性的影响,其研究结论并不能真实反映地区工业全要素生产率增长本身的内在收敛性。基于此,本文拟对剔除地区发展不平衡因素影响的地区工业绿色全要素生产率增长的收敛性进行分析。具体依次对情形 3 的地区工业绿色全要素生产率进行各类收敛性分析,实证结果如图 1 和表 4。

图 1 显示了全国和东、中、西部地区工业绿色全要素生产率的 σ 收敛情况。从各地区的工业绿色全要素标准差来看,全国、东部和西部地区都出现比较大的波动,而中部则波动较小。尤其是在 2005 年,全国、东部和西部出现比较大的波动。以 2001 年为界,1994~2001 年全国表现出收敛的趋势,但从 2001 年以后则波动比较剧烈。东部地区在 2004 年之前表现出先发散后收敛的趋势,除去 2005 年极值的影响之后又出现收敛特征。中部绿色全要素生产率波动的标准差不大,没有明显的发散和收敛的特征。在 1994~2001 年期间,西部地区出现收敛的趋势,但之后全要素生产率标准差波动较大,直到 2005 年以后才又出现收敛的趋势。

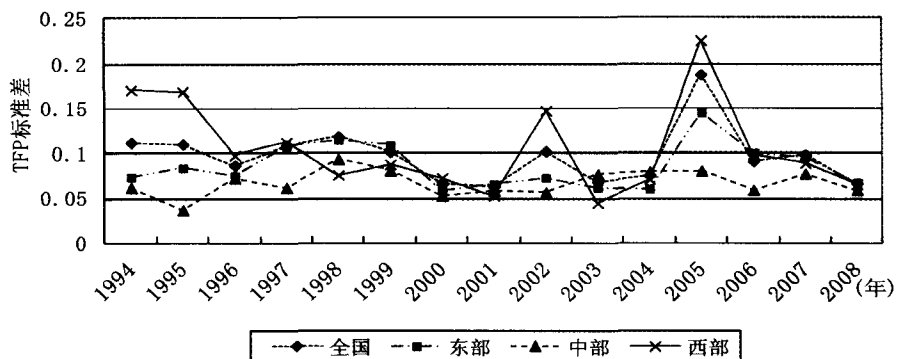


图 1 全国和东、中、西部工业绿色全要素生产率的标准差

表 4 绝对收敛和条件收敛分析结果

	绝对 β 收敛	条件 β 收敛						
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
常数项	0.003*** (3.712)	0.003* (1.899)	0.004** (2.942)	0.003 (1.348)	0.506*** (20.121)	0.528*** (14.296)	0.437*** (11.999)	0.556*** (10.427)
$\ln TFP_{i,t}$	-0.072*** (-4.536)	-0.078** (-2.428)	-0.072** (-2.978)	-0.068* (-2.193)	-0.457*** (-19.176)	-0.473*** (-13.730)	-0.389*** (-11.215)	-0.516*** (-10.006)
F 统计量	20.576***	5.894**	8.871**	4.811*	12.969***	16.015***	14.299***	12.724***

注:①本文把样本期间 1994~2008 年划分为 5 个时间段,即连续 3 年为一个时间段。②绝对 β 收敛中,基期 $TFP_{i,t}$ 取 1994~1996 年各省份全要素生产率平均值;末期 $TFP_{i,s}$ 取 2006~2008 年各省份全要素生产率平均值。条件 β 收敛中, $\ln TFP_{i,t}$ ($t=1,2,3,4,5$) 分别取 5 个时间段的全要素生产率的平均值。③ *、**、***、分别表示估计系数在 10%、5%、1% 水平上显著,括号中数字为估计系数的 t 统计量。

表 4 描述了绝对 β 收敛和条件 β 收敛的分析结果。从表 4 中可以看出全国及三大地区工业全要素生产率都表现出绝对收敛的趋势,而且全国及三大地区工业绿色全要素生产率均出现条件 β 收敛的现象,且各地区的估计系数均在 1% 水平显著,表明东、中、西部地区中的各省份都朝着自己的稳态水平趋近。

五、研究结论和启示

本文首先将地区工业中的二氧化硫和工业 COD 作为非合意产出因素,运用方向性距离函数方法,测算

了地区工业绿色全要素生产率,然后运用三阶段 DEA 模型,获得了地区发展不平衡因素对地区工业绿色全要素生产率及其分解成分的影响。测度结果表明,和传统全要素生产率相比,考虑污染排放的工业绿色全要素生产率相对更低,说明传统不考虑环境因素的工业经济全要素生产率被高估。此外,当剔除地区发展不平衡因素影响后,我们发现工业绿色全要素生产率在不同地区均发生了不同程度下降,这从另一个侧面证明,地区发展不平衡因素确实会促进绿色全要素生产率的增长。从全要素生产率变化的构成来看,无论基于哪一种情形,其增长均主要来自于技术进步,技术效率变化对全要素生产率的贡献并不明显,尤其是剔除地区发展不平衡因素影响后发现,中部和西部地区的技术效率竟然出现了下降,这也从侧面说明,地区经济发展越不平衡,越容易出现“追赶效应”。本文的研究结果也发现,地区发展不平衡会促进绿色技术进步,或者说地区工业相对越落后,其绿色技术进步的潜力也越大。进一步的收敛性分析也表明,剔除地区发展不平衡因素影响后的绿色全要素生产率,在全国三大地区均表现出绝对收敛的趋势,这与其他学者认为西部欠发达地区绿色全要素生产率不存在收敛的研究结论相互矛盾,而这一矛盾的结果恰恰说明,地区发展越不平衡,绿色全要素生产率越不易出现收敛特征。

基于此,我们认为,地区发展不平衡因素确实在一定意义上促进地区出现“追赶效应”和绿色技术进步,带来工业经济绿色全要素生产率的总量增长,然而,这种增长是以地区差距越来越大为代价的,显然是不可持续的,这可以从剔除地区发展不平衡因素的西部地区绿色全要素生产率绝对收敛这一研究结果得到证实。而且,无论剔除地区发展不平衡因素与否,中国各个地区均出现条件收敛的研究结论也表明,无论是否存在地区差距,每个地区经济的内在发展都有趋于自身稳态的趋势。但是也应当看到,条件收敛不仅不意味着地区差距消除,反倒是意味着差距进一步趋于“稳定”,因为地区经济只有绝对收敛才能缩小地区差距,从这个意义上看,地区发展不平衡确实会对中国工业经济长期可持续发展产生潜在的不利影响。

由于绿色全要素生产率是在传统投入产出效率基础上施加了环境约束,落后地区如若具有相对更高的绿色全要素生产率增长,意味着其不仅具有较高的传统投入产出效率,而且也必然在践行节能减排的工业增长模式。地区发展不平衡易于产生“追赶效应”,会带来技术效率的提升从而带动绿色全要素生产率增长,这说明“追赶效应”能够缩小地区间差距。尽管如此,如果这种“追赶效应”不具有绝对收敛的长期性质,则地区发展不平衡因素所导致的绿色全要素生产率提升只会在短时期内掩盖地区间差距;而从长期来看,如果放任地区不平衡发展模式,并以此形成地区工业增长的路径依赖,则地区工业绿色全要素生产率的差距将会进一步扩大,不发达地区将会被进一步锁定在高污染和高耗能增长模式的“稳态”,而这并不利于工业结构的调整和升级。

参考文献

- [1] 王兵, 吴延瑞, 严鹏飞. 环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究[J]. 经济研究, 2008, (5).
- [2] 涂正革, 肖耿. 环境约束下的中国工业增长模式研究[J]. 世界经济, 2009, (11).
- [3] 李小明, 安庆贤. 环境管制成本与环境全要素生产率研究[J]. 世界经济, 2012, (12).
- [4] 李玲, 陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2012, (5).
- [5] Fare, R. et al. Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions [J]. Energy Economics, 2007, 32(7).
- [6] Fried, H. O. et al. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2002, 17(1-2).
- [7] Jondrow, J. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model [J]. Journal of Econometrics, 1982, 19(2-3).
- [8] 张成, 于同中, 郭路. 环境规制影响了中国工业的生产率吗——基于 DEA 与协整分析的实证检验[J]. 经济理论与经济管理, 2010, (3).

责任编辑: 黎贵才