

中国区域绿色发展绩效实证研究：1998—2013 ——基于全局非径向方向性距离函数

王 兵，侯冰清

摘 要：本文基于 DEA-Global-Malmquist 模型，从强度角度测算了资源环境约束下中国 30 个地区 1998—2013 年的全要素绿色效率、全要素绿色生产率及其成分，并对影响全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长的因素进行了实证研究。研究发现，1998—2013 年间，中国全要素绿色效率平均值为 0.576 1，投入效应是主要来源；中国全要素绿色生产率年均增长 0.032 2，技术进步是提升动力。按东—中—西地区，投入效应贡献度依次增大，而环境效应贡献度依次减小；全要素绿色效率和全要素绿色生产率呈现东高西低的格局，环境效应是导致地区差异性的主要原因；经济发展水平、结构因素和对外开放等是全要素绿色效率和生产率的重要影响因素。结合本文结论，绿色发展要想取得新突破，应着重环境效应的提升，同时在技术进步的驱动模式下，加强效率改善。

关键词：全要素绿色效率；全要素绿色生产率；非径向方向性距离函数；GML 指数

中图分类号：F124.5 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2017)06-0024-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2017.06.004

一、引 言

新古典经济增长理论将全要素生产率视为经济可持续增长的源泉。李克强总理在 2015 年《政府工作报告》中首次提出中国经济要通过提升全要素生产率来提高发展质量和效益，这也是“十三五”规划中加入的一个“新概念”，可见全要素生产率已经成为新常态经济的增长动力。改革开放以来，中国经济以 30 多年的高速增长奇迹引起国内外学者广泛关注，经济快速增长的背后动力及前景成为学术界的一大讨论热点，但经济的高速发展伴随着巨大的资源消耗和环境污染。近年来各种资源环境问题逐渐显现，尤其是雾霾、沙尘暴、PM_{2.5} 等大气问题越来越受到人们的广泛关注。具体而言，2014 年我国二氧化硫排放总量达到 1 974.4 万吨，同比下降 3.40%，废气中的氮氧化物排放总量为 2 078.0 万吨，同比下降 6.70%，但仍位居世界第一位，远远超出了环境承载能力。美国耶鲁大学发布的《2016 年世界环境绩效指数报告》中显示，中国的环境绩效在 180 个国家中排名倒数第二位，环境污染严重制约经济的可持续发展。为此，政府出台了一系列的政策措施来改

基金项目：国家自然科学基金面上项目“中国城市水务行业市场化改革和效率评价及提升路径研究”(714731052)；教育部新世纪优秀人才支持计划“环境管制、全要素生产率与经济增长”(NCET-110856)；广东省高等学校珠江学者岗位计划资助项目(2015)

作者简介：王兵，经济学博士，暨南大学经济学院教授、博士生导师(广东 广州 510000)；侯冰清，暨南大学经济学院硕士研究生

善环境状况, 抑制粗放发展, 绿色发展已经成为当下经济发展的战略目标与方向。因此, 在国内环境问题日益严峻、生态环保效益型经济作为主流的今天, 科学地评价我国资源环境约束下的全要素生产率, 客观地分析相关成分来源, 能够为未来绿色发展提供一些政策启示, 对缓解经济增长与资源环境之间的矛盾具有重要的现实意义。

效率和生产率关系到经济增长的可持续性, 国内外诸多学者借助全要素生产率来衡量经济发展绩效、探究经济增长的内在动力。效率和生产率的测算, 主要有增长核算法^{[1][2]}、随机前沿分析法^{[3][4]}和数据包络分析法^[5]。其中, 数据包络分析法 (Data Envelopment Analysis, 简称 DEA) 具有不需预先估计参数, 能够避免主观因素、简化运算和减少误差等优点^[6], 并且可以对生产率进行分解, 在评价经济绩效方面应用广泛。很多文献利用 DEA 方法从地区、行业等不同层面对效率和生产率进行测度和分析。早期研究大多使用谢波德距离函数, 如 Färe 等首次运用非参 DEA 方法测度并分解了 17 个 OECD 国家 1979—1988 年的生产率绩效^[7]。Zheng 等测算了 1980—1994 年间中国各地区国有、集体和乡镇企业的技术效率^[8]。郑京海等对 1979—2001 年中国省际技术效率和生产率增长率进行估算^[9]。但上述研究没有考虑资源环境, 在一定程度上扭曲了对社会福利和经济绩效的评价, 得到的政策建议往往也是错误的^[10]。后来, Chambers 等发展的 Luenberger 指标测度方法^[11]和 Chung 等提出的基于方向性距离函数 (Directional Distance Function, 简称 DDF) 的 Malmquist-Luenberger 指数测度方法^[12], 被广泛用于环境效率和生产率领域。

近年来, 国内外学者尝试将资源环境纳入效率和生产率的分析框架中, 并对中国经济发展绩效进行了实证研究。Managi 等基于产出距离函数, 引入污染物和污染治理费用, 从省级层面测算了 1987—2001 年间中国的环境生产率^[13]。Hu 等将污染物作为投入, 测度并比较了 1997—2001 年我国考虑环境因素下的技术效率和 M 生产率指数^[14]。Watanabe 等同样基于产出距离函数, 测度并比较了 1994—2002 年间, 中国工业不考虑坏产出和考虑坏产出下的效率^[15]。涂正革将污染物作为坏产出, 运用方向性距离函数计算了中国 30 个地区的环境技术效率^[16]。胡鞍钢等基于距离函数模型, 对环境因素约束下我国省际技术效率进行重新排名^[17]。杨俊引入 ML 指数, 测算并分解了 1998—2007 年中国地区考虑坏产出情况下的工业全要素生产率^[18]。涂正革等测度 1998—2005 年中国规模以上工业企业环境全要素生产率, 并解析工业的增长源泉^[19]。陈诗一同样采用 DDF, 对 1978 年以来中国工业绿色全要素生产率进行了估算^[20]。孙传旺等利用 ML 指数, 测度了碳排放约束下中国 2001—2007 年间的全要素生产率, 并分解为效率变化和技术进步^[21]。但上述文献存在两大问题: 第一, 测算方法是径向或角度的。径向要求两类产出的变动比例相同, 在存在投入产出松弛变量时, 会高估效率值^[22]。角度的方法只考虑了投入或产出的某一方面, 测算结果也并不准确。第二, 研究生产率时没有考虑到跨期不可行解问题。

为了解决径向和角度问题, Tone 提出非角度、非径向基于松弛的效率测度方法 (Slack-based Measure, 简称 SBM)^[23], Färe 等在 SBM 的基础上发展出更一般化的非径向、非角度方向性距离函数^[24]。Zhou 等提出非径向方向性距离函数 (Non-radial Directional Distance Function, 简称 NDDF), 允许两类产出的增减比例不同^[25]。此后, 众多学者在此基础上进行拓展。如李静引入 SBM 模型, 测算了 1990—2006 年我国考虑环境和不考虑环境下的技术效率水平, 发现考虑环境因素的技术效率较低, 污染造成了一定程度的效率损失, 同时对环境效率的影响因素进行实证研究^[26]。王兵等运用 SBM 方向性距离函数, 测算了 1998—2007 年间中国区域环境效率, 并对环境效率和生产率的影响因素进行计量分析, 发现东部的环境绩效表现最好, 人均 GRP、FDI 等对两者都有不同程度的影响^[27]。宋马林等基于 Super-SBM, 测算 2001—2010 年中国各地区的环境效率, 并利用分位数和 OLS 分析对外贸易对环境效率的影响, 发现我国环境效率值总体偏低并呈现轻微下降趋势, 外贸的影响呈现空间异质性, 贸易总额较大的东部环境表现较好^[28]。董敏杰等将考虑松弛的

效率损失测度法与 Luenberger 指标结合,并从投入产出角度进行分解,发现 2001—2007 年间中国工业环境全要素生产率有所提高,污染治理是全要素生产率的主要来源^[29]。Zhang 等采用 NDDF,探究中国电力行业的全要素效率和能源环境效率^[30]。为解决不可行解问题,学者提出不同的生产边界构造方法。Lynde 等构造时间序列(Sequential)DEA 模型,分析 1966—1990 年间英国制造业效率和生产率的变化^[31]。Oh 将 DDF 与全局(Global)生产边界相结合,构造 GML(Global Malmquist-Luenberger)指数^[32]。Pastor 等提出两期技术(Biennial Technology)来解决不可行解问题^[33]。国内学者将其应用到中国实践。田银华等运用序列 DEA 方法,测算并分解了环境约束下我国区域全要素生产率,研究发现技术进步是我国 TFP 增长的源泉^[34]。刘瑞翔等基于全局技术,结合 SBM 方向性距离函数和 Luenberger 指标,对 1995—2010 年资源环境约束下的中国经济增长绩效进行了分析,发现中国经济增长绩效出现下滑趋势,且在投入产出要素中,经济发展对生产率增长的贡献最大^[35]。齐亚伟将 SBM 模型和 GML 结合,测算并分解 2001—2009 年我国各省的环境效率及全要素生产率,结果表明环境无效率普遍存在且具有地区差异性,而全要素生产率的增长源于技术进步^[36]。王兵等采用两期 DDF,基于 Luenberger 指标的双重分解,研究资源约束下节能减排对中国绿色全要素生产率的影响,发现节能减排是提升生产率的核心动力,且技术进步推动了生产率的增长^[37]。Zhang 等考虑松弛变量和不可行解问题,基于 NDDF,构造衡量全要素二氧化碳排放绩效的动态指标,并分解为技术进步和效率变化^[38]。上述很多研究均涉及全要素生产率的分解,但多是按照技术进步与效率变化^[34],或是按纯效率变化、规模效率变化、纯技术进步和技术规模变化进行分解^[36],思路局限于传统模式,而从投入产出角度分解^{[29][37]},考虑投入利用效率和污染排放效率的文献相对较少。

此外,现有文献对环境绩效的定义很不统一。杨俊等定义当保持投入和好产出不变时,坏产出能够减少的比例为环境技术效率;涂正革^[16]和胡鞍钢等^[17]将环境效率视为投入不变,好产出增加同时坏产出减少的潜力;曾贤刚^[6]和李静^[26]则是在好产出增加,投入和坏产出都减少的情况下定义环境效率。而考虑环境的全要素生产率有环境全要素生产率^[27]、环境敏感性全要素生产率^[46]和绿色全要素生产率^{[20][37]}等不同的表述方式。

本文试图从以下几个方面对研究中国区域绿色发展绩效及来源分解的文献进行拓展:(1)为了避免径向、角度及不可行解的问题,本文结合全局技术和非径向方向性距离函数,从强度角度,构造包含所有投入利用效率和污染排放效率的“全要素绿色效率”,用来衡量各地区的绿色发展水平,该方法更具有可比性;(2)在全要素绿色效率的基础上,构造全要素绿色生产率,并从传统二分法和多要素分解法两个角度进行分析;(3)对影响全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长的因素进行实证研究。本文结构安排如下:第二部分介绍研究方法,第三部分是变量选取与数据说明,第四部分是实证结果的分析,第五部分是影响因素的计量分析,第六部分是本文的结论及政策建议。

二、研究方法

(一) 环境生产技术

本文将中国 30 个省份作为全部决策单元,并假设每个决策单元 $j = 1, 2, \dots, J$, 均使用 M 种投入 $x = (x_1, \dots, x_m) \in R_+^M$, 生产 N 种期望产出 $y = (y_1, \dots, y_n) \in R_+^N$ 和 K 种非期望产出 $b = (b_1, \dots, b_k) \in R_+^K$ 。根据 Färe 等^[39]构造的投入和两类产出之间的环境生产技术,结合有界闭集、期望产出和投入的强可处置性、产出弱可处置性以及零结合公理,在规模报酬不变时,运用数据包络分析(DEA)将生产可能集合表示为:

$$P(x) = \{(x', y', b') : \sum_{j=1}^J z'_j x'_{jm} \leq x'_m, \sum_{j=1}^J z'_j y'_{jn} \geq y'_n, \sum_{j=1}^J z'_j b'_{jk} = b'_k, z'_j \geq 0, \forall j, m, n, k\} \quad (1)$$

其中, z'_j 为强度变量, 约束条件中等号表示产出的弱可处置性, 意味着非期望产出的减少是需要付出代价的, 也可将 (1) 式称为弱可处置性环境技术。

(二) 全局非径向方向性距离函数

NDDF 能够分别设置各个要素的松弛向量, 允许各要素的增减方向和比例均不相同。研究生产率时, 全局技术生产前沿构造法既能够避免线性规划无解的问题, 同时具有可循环累加性。本文结合 Zhou 等^[25]和 Pastor 等^[33]的研究成果, 构建全局非径向方向性距离函数 (Global Non-radial Directional Distance Function, 简称 GNDDF):

$$\vec{ND}^G(x, y, b; g_x, g_y, g_b) = \sup\{\omega^T \beta : (x - \beta_x g_x, y + \beta_y g_y, b - \beta_b g_b \in P(x))\} \quad (2)$$

其中, $\omega^T = (\omega_x, \omega_y, \omega_b)^T$ 为权重向量, 表示各要素的相对重要性, 可根据具体研究侧重来预先设定。本文假设投入、期望产出和非期望产出同等重要, 则三者权重均为 1/3, 而投入分为资本、劳动和能源三要素, 期望产出为地区生产总值, 非期望产出又分为 SO_2 和 COD, 因此, 选取权重向量 $\omega^T = (1/9, 1/9, 1/9, 1/3, 1/6, 1/6)^T$; $\beta = (\beta_x, \beta_y, \beta_b)^T$ 为松弛变量, 表示要素变动的比例; $g = (g_x, g_y, g_b)$ 为方向向量, 表示各要素变化的方向, 本文选取 $g = (-x, y, -b)$, 因为它可以将投入压缩、经济增长和节能减排三种条件同时纳入分析框架。通过构建以下线性规划来求解 GNDDF:

$$\begin{aligned} \vec{ND}^G(x^t, y^t, b^t; g_x, g_y, g_b) = & \text{Max} \omega_K \beta_K^G + \omega_L \beta_L^G + \omega_E \beta_E^G + \omega_Y \beta_Y^G + \omega_C \beta_C^G + \omega_S \beta_S^G \\ s. \ t. \quad & \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z'_j Y_j^t \geq (1 + \beta_Y^G) Y_j^t, \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z'_j K_j^t \leq (1 - \beta_K^G) K_j^t, \\ & \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z'_j L_j^t \leq (1 - \beta_L^G) L_j^t, \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z'_j E_j^t \leq (1 - \beta_E^G) E_j^t, \\ & \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z'_j C_j^t = (1 - \beta_C^G) C_j^t, \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z'_j S_j^t = (1 - \beta_S^G) S_j^t, \\ & z_j \geq 0; j = 1, 2, \dots, J; \beta_K^G \geq 0, \beta_L^G \geq 0, \beta_E^G \geq 0, \beta_Y^G \geq 0, \beta_C^G \geq 0, \beta_S^G \geq 0 \end{aligned} \quad (3)$$

同理, 可构建 $t+1$ 期全局非径向方向性距离函数和 t 、 $t+1$ 期当期非径向方向性距离函数, 并通过求解线性规划得到四种距离函数值。

(三) 绿色发展绩效指标

1. 全要素绿色效率 (GEI)。Zhou 等首次将能源绩效定义为实际效率与潜在效率之比, CO_2 排放绩效定义为潜在强度和实际强度之比^[25]。Zhang 等在此基础上, 考虑所有投入的利用效率和碳排放效率, 构造全效率指标^[30]。求解 (3) 式得到每个决策单元松弛变量的最优解 $\beta_j = (\beta_{jK}, \beta_{jL}, \beta_{jE}, \beta_{jY}, \beta_{jC}, \beta_{jS})^T$, 构造投入利用效率和污染排放效率:

$$\begin{aligned} XEI_j &= \frac{Y/X}{(Y + \beta_Y Y)/(X - \beta_X X)} = \frac{1 - \beta_{jX}}{1 + \beta_{jY}}, j = 1, 2, \dots, J; X = K, L, S. \\ BEI_j &= \frac{(B - \beta_B B)/(Y + \beta_Y Y)}{B/Y} = \frac{1 - \beta_{jB}}{1 + \beta_{jY}}, j = 1, 2, \dots, J; B = COD, SO_2. \end{aligned} \quad (4)$$

不同于传统文献直接将要素的潜在增减比例作为效率或无效率, 本文将全要素绿色效率 GEI 定义为所有投入要素利用效率和所有污染物排放效率的加权平均, 如 (5) 式所示。GEI 的值介于 0 和 1 之间, 值越大说明效率越高, 当 GEI 等于 1 时, 被评价的决策单元位于生产前沿边界上, 效率达到最高水平。

$$GEI_j = \frac{1}{5}(KEI_j + LEI_j + EEI_j + CEI_j + SEI_j)$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{5} \left(\frac{1-\beta_{jK}}{1+\beta_{jY}} + \frac{1-\beta_{jL}}{1+\beta_{jY}} + \frac{1-\beta_{jE}}{1+\beta_{jY}} + \frac{1-\beta_{jC}}{1+\beta_{jY}} + \frac{1-\beta_{jS}}{1+\beta_{jY}} \right) \\
&= \frac{1 - \frac{1}{5}(\beta_{jK} + \beta_{jL} + \beta_{jE} + \beta_{jC} + \beta_{jS})}{1 + \beta_{jY}}, j = 1, 2, \dots, J.
\end{aligned} \quad (5)$$

2. 全要素绿色生产率 (MGEI)。Zhang 等^[40]定义了 Malmquist-CO₂ 绩效指标, 测度了全要素二氧化碳生产率。本文结合 GNDDF, 首先构建各要素绩效的动态变化指标, 如 (6) 所示, $MKEI$ 代表在全局技术下, t 到 $t+1$ 时期资本绩效的动态变化, 即资本生产率指数。其次, 根据 GML 指数的分解, 将 $MKEI$ 分解为效率改善 (EC) 和技术进步 (TC) 两部分。

$$\begin{aligned}
MKEI_j &= \frac{KEI_j^G(t+1)}{KEI_j^G(t)} = \frac{\frac{1-\beta_{jK}^{t+1}}{1+\beta_{jY}^{t+1}}}{\frac{1-\beta_{jK}^t}{1+\beta_{jY}^t}} = \left[\frac{KEI_j^{t+1}(t+1)}{KEI_j^t(t)} \right] * \left[\frac{KEI_j^G(t+1)/KEI_j^{t+1}(t+1)}{KEI_j^G(t)/KEI_j^t(t)} \right] \\
&= EC_{jK} * TC_{jK}
\end{aligned} \quad (6)$$

同理, 可对其他要素的生产率指数进行构造及分解。对各个要素生产率指数两边同时取对数得到增长率的近似值, 则全要素绿色生产率的近似增长率 $MGEI_j \text{ dot}$ 可定义为各个要素增长率的算术平均:

$$\begin{aligned}
MGEI_j \text{ dot} &= \frac{1}{5} (\ln MKEI_j + \ln MLEI_j + \ln MEEI_j + \ln MCEI_j + \ln MSEI_j) \\
&= \frac{1}{5} (\ln EC_{jK} + \ln EC_{jL} + \ln EC_{jE} + \ln EC_{jC} + \ln EC_{jS}) \\
&\quad + \frac{1}{5} (\ln TC_{jK} + \ln TC_{jL} + \ln TC_{jE} + \ln TC_{jC} + \ln TC_{jS})
\end{aligned} \quad (7)$$

三、变量选取与数据说明

本文选取中国 30 个省份 (除香港、澳门、台湾和西藏地区) 作为研究对象, 并将其划分为东部、中部和西部地区^①。相关投入产出数据的时间跨度为 1998—2013^② 年。所有数据均来自历年《中国统计年鉴》以及各省市统计年鉴, 少量残缺数据采用插值法补充。投入产出变量的具体情况如下:

投入变量。本文假定生产过程中需要劳动 (L)、资本 (K) 和能源 (E) 三种投入要素。在衡量劳动时, 没有直接选取从业人员数作为劳动变量, 而是考虑劳动质量问题, 选取各省份以平均受教育年限加权后的年末从业人员数作为劳动投入; 选取各省份折合成标准煤的能源消费总量作为能源投入; 此外, 大多数文献计算资本存量时使用的是永续盘存法^[41], 因此, 本文中各省份历年资本存量根据公式 $K_{j,t} = I_{j,t} + (1 - \delta_{j,t})K_{j,t-1}$ 得到, 其中 $K_{j,t}$ 表示地区 j 第 t 年的资本存量, $I_{j,t}$ 表示地区 j 第 t 年的投资额, $\delta_{j,t}$ 是折旧率, 本文采用吴延瑞^[4]估算的各个省份的折旧率。

产出变量。现有文献中通常使用地区生产总值或者工业增加值来作为期望产出, 本文以中国

① 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、海南 11 个省份; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北 8 个省份; 西部地区包括内蒙古、广西、贵州、云南、四川、重庆、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省份。

② 选取 1998—2013 年时间跨度的原因: 重庆 1997 年从四川划分出来成为直辖市, 并且国家从 1998 年起开始公布非期望产出的数据, 因此选择 1998 年为时间起点。2014 年之后能源消费量统计口径有所变动, 因此选择 2013 年为时间终点。

30 个地区作为研究对象,因此选择 1998—2013 年各省份的实际地区生产总值 (GDP) 作为期望产出,并将其换算为以 2000 年为基期的不变价;现有文献通常选取工业“三废”、 CO_2 、 SO_x 、COD 等污染物代表非期望产出,如 Watanabe 等^[15]、杨俊等^[18]、涂正革等^[19]选取的污染物是 SO_2 ;陈诗一^[42]选取 CO_2 作为非期望产出;李静^[26]选用工业废水、工业废气和工业固体废物三种污染物;Oh^[32]选取 CO_2 和 SO_x 作为非期望产出。“十一五”将 SO_2 和 COD 作为污染减排目标,考虑到数据的可得性和完整性,本文选取 SO_2 和 COD 两种污染物代表非期望产出。

表 1 给出上述指标的统计性描述。1998—2013 年间,东部地区无论是在经济发展总量还是污染排放总量上均远远高于其他地区,但就平均增长率来看,东部地区两种污染物的平均增长率均为负值,在三大地区中处于最低水平,说明东部地区的减排效果十分显著。中部地区 GDP 的平均增长率最低,污染物的减排效果次于东部。西部地区经济平均增长水平虽然最高,但经济增长伴随着资本和能源消费的快速增长,并且污染物排放量的平均增长率也处于最高水平。

表 1 1998—2013 年全国及区域投入产出指标的描述性统计

区域	变量	GDP	K	L	E	COD	SO_2
全国	平均值	7 128	20 611	19 945	9 328	446 260	724 202
	最大值	46 521	124 802	60 030	39 423	1 474 953	2 258 884
	最小值	224	953	1 357	407	31 887	19 961
	标准差	7 251	20 452	13 563	7 138	272 955	453 020
	平均增长率	11. 67	14. 87	3. 45	8. 62	-0. 98	0. 74
东部	平均值	11 423	30 750	22 983	12 236	492 363	744 021
	最大值	46 521	124 802	60 030	39 423	1 474 953	2 258 884
	最小值	445	1 661	2 373	407	66 000	19 961
	标准差	9 472	25 957	15 722	9 140	314 178	548 041
	平均增长率	11. 68	14. 25	4. 20	8. 45	-2. 45	-0. 97
中部	平均值	6 320	18 539	24 588	9 512	528 091	714 596
	最大值	21 355	93 312	57 132	24 756	932 911	1 624 000
	最小值	1 573	3 303	9 189	2 028	257 700	265 167
	标准差	4 037	15 325	11 895	5 088	160 132	373 276
	平均增长率	11. 41	15. 17	2. 93	7. 62	-1. 26	1. 35
西部	平均值	3 420	11 979	13 530	6 285	340 643	711 370
	最大值	18 064	53 777	41 709	22 657	1 119 000	1 927 946
	最小值	224	953	1 366	739	31 887	31 030
	标准差	3 084	10 921	9 340	4 394	261 453	399 551
	平均增长率	11. 86	15. 27	3. 09	9. 50	0. 68	1. 99

注: GDP 代表国内生产总值,单位亿元; K 代表资本存量,单位亿元; L 代表劳动质量; E 代表能源,单位万吨标准煤; COD 代表化学需氧量,单位吨; SO_2 代表二氧化硫排放量,单位吨。平均增长率是先计算各省市各指标的几何平均增长率,然后进行地区均值计算,单位%。

四、实证分析

本文采用 1998—2013 年中国 30 个省份的投入、产出平衡面板数据,利用线性规划测算出研究期间全国、区域及各地区的全要素绿色效率 and 全要素绿色生产率^①。

① 本文中所有计算均应用 GAMS(General Algebraic Modeling System)软件。

（一）全要素绿色效率分析

表 2 报告了 1998—2013 年中国各地区全要素绿色效率及其成分的平均值。研究期间，我国全要素绿色效率的平均值为 0.576 1，在投入和环境两类效应中，投入贡献较大，与投入相关的效率具体数值为 0.397 9，约占效率值总量的 69.06%。在投入的三项子因素中，传统要素资本的利用效率为 0.164 6，在投入效应中占比最高，而劳动和能源效率相差不大，分别为 0.114 6 和 0.118 6。与投入相比，环境效应表现较差，环境因素产生的效率值仅为 0.178 2，占总量的 30.94%。本文选择 COD 和 SO₂ 来代表环境，发现 COD 排放效率优于 SO₂。以上结果说明在经济高速增长的背景下，中国全要素绿色效率与前沿面存在一定距离，仍有很大的提升空间，且全要素绿色效率主要来源于投入效应，环境效应的贡献度较低。

表 2 1998—2013 年中国各地区全要素绿色效率及其成分的平均值

地区	全要素 绿色效率	投入	其中			环境	其中	
			资本	劳动	能源		COD	SO ₂
北京	1.000 0	0.600 0	0.200 0	0.200 0	0.200 0	0.400 0	0.200 0	0.200 0
天津	0.760 6	0.525 2	0.183 4	0.191 9	0.149 8	0.235 4	0.140 2	0.095 2
河北	0.506 8	0.368 6	0.182 0	0.103 6	0.083 0	0.138 2	0.093 1	0.045 1
山西	0.391 0	0.281 6	0.136 7	0.096 7	0.048 2	0.109 4	0.085 0	0.024 4
内蒙古	0.474 7	0.348 7	0.162 3	0.117 5	0.068 9	0.126 0	0.097 4	0.028 7
辽宁	0.622 9	0.446 9	0.192 6	0.155 4	0.099 0	0.175 9	0.108 5	0.067 4
吉林	0.529 8	0.396 6	0.176 3	0.116 4	0.103 9	0.133 2	0.062 1	0.071 0
黑龙江	0.640 6	0.445 7	0.195 1	0.140 4	0.110 2	0.194 8	0.091 7	0.103 1
上海	1.000 0	0.600 0	0.200 0	0.200 0	0.200 0	0.400 0	0.200 0	0.200 0
江苏	0.773 9	0.525 2	0.190 6	0.158 9	0.175 6	0.248 7	0.141 0	0.107 7
浙江	0.768 2	0.537 1	0.197 3	0.166 8	0.173 0	0.231 1	0.127 5	0.103 6
安徽	0.544 2	0.387 0	0.193 2	0.068 3	0.125 5	0.157 2	0.082 6	0.074 7
福建	0.849 6	0.556 3	0.199 6	0.166 4	0.190 3	0.293 3	0.139 3	0.154 0
江西	0.511 7	0.389 7	0.170 1	0.073 3	0.146 3	0.121 9	0.063 2	0.058 8
山东	0.643 0	0.442 4	0.193 9	0.121 7	0.126 7	0.200 6	0.136 7	0.063 9
河南	0.498 3	0.361 7	0.180 6	0.070 2	0.110 9	0.136 6	0.084 5	0.052 1
湖北	0.494 4	0.361 8	0.178 2	0.077 9	0.105 7	0.132 6	0.066 3	0.066 3
湖南	0.499 6	0.363 7	0.168 6	0.075 9	0.119 2	0.135 8	0.068 5	0.067 3
广东	1.000 0	0.600 0	0.200 0	0.200 0	0.200 0	0.400 0	0.200 0	0.200 0
广西	0.412 0	0.330 3	0.134 0	0.065 5	0.130 9	0.081 7	0.037 2	0.044 5
海南	0.838 5	0.538 5	0.196 2	0.158 4	0.183 9	0.300 0	0.127 7	0.172 2
重庆	0.508 3	0.391 5	0.179 4	0.095 9	0.116 2	0.116 8	0.085 0	0.031 8
四川	0.466 9	0.335 2	0.156 2	0.075 6	0.103 4	0.131 7	0.074 7	0.057 0
贵州	0.289 7	0.198 9	0.091 8	0.057 7	0.049 4	0.090 8	0.077 3	0.013 6
云南	0.432 3	0.311 1	0.140 6	0.074 3	0.096 3	0.121 2	0.072 6	0.048 5
陕西	0.409 9	0.296 4	0.116 0	0.077 7	0.102 6	0.113 6	0.078 9	0.034 7
甘肃	0.404 1	0.264 8	0.126 5	0.068 7	0.069 6	0.139 4	0.103 7	0.035 7
青海	0.359 2	0.234 9	0.099 8	0.080 5	0.054 6	0.124 3	0.068 7	0.055 5
宁夏	0.254 6	0.199 0	0.079 3	0.079 3	0.040 5	0.055 7	0.038 3	0.017 4
新疆	0.398 9	0.298 1	0.119 0	0.104 5	0.074 6	0.100 8	0.060 6	0.040 2
东部	0.796 7	0.521 8	0.194 2	0.165 7	0.161 9	0.274 8	0.146 7	0.128 1
中部	0.513 7	0.373 5	0.174 9	0.089 9	0.108 7	0.140 2	0.075 5	0.064 7
西部	0.401 0	0.291 7	0.127 7	0.081 5	0.082 4	0.109 3	0.072 2	0.037 1
全国	0.576 1	0.397 9	0.164 6	0.114 6	0.118 6	0.178 2	0.100 4	0.077 8

对于不同区域而言, 全要素绿色效率水平存在较大差异。1998—2013 年间, 全要素绿色效率总体表现由东到西递减的阶梯式分布。东部地区全要素绿色效率值达到 0.796 7, 位于三大地区的最高水平。而中、西部地区的效率明显较低, 分别为 0.513 7 和 0.401 0, 拉低了全国平均水平, 这与李静^[26]的研究结论一致。值得注意的是, 不同地区之间全要素绿色效率的来源成分有所差异。东部地区在投入和环境效应两方面的绝对值均远远高于中、西部地区, 但从贡献度来看, 东、中、西地区投入的贡献度分别为 65.50%、72.71% 和 72.75%, 而中、西部的环境效应贡献度相对较低。以上分析说明, 环境效应低下是中、西部地区全要素绿色效率水平落后的主要原因。中、西部地区经济发展软环境建设有待提升, 应学习借鉴东部地区的经济发展模式, 在注意提升投入利用效率的同时, 更应加大环境保护力度, 增强环境效应, 从而减少与先进地区之间的差距。

从地区角度来看, 北京、上海、广东、福建等 11 个地区的全要素绿色效率依次不同程度地高于全国平均水平, 其中 10 个属于东部地区, 再次说明了东部地区很大程度上决定了全国水平。其中, 北京、上海和广东在研究期间所有年份的全要素绿色效率值均为 1, 始终处于生产前沿边界上, 是评价其他各省绿色发展绩效的基准。黑龙江省全要素绿色效率值达 0.640 6, 而同处中部的山西仅为 0.391 0, 在所有省市中排名倒数第 4, 说明中部地区部分省市之间发展不平衡。山西尽管资源丰富, 但存在开发过重和资源利用无效率现象, 同时忽视了环境保护, 造成该地区经济发展与生态环境的严重失衡。而西部地区排名普遍靠后, 处于西部领先的重庆, 全要素绿色效率平均值为 0.508 3, 仍低于全国平均水平。此外, 观察发现, 效率的高低与地理位置相关, 大体呈现毗邻省份之间高一高, 低一低的现象, 也就是全要素绿色效率具有一定的空间相关性和集聚特征, 这与齐亚伟^[36]的研究结论相似。从效应贡献度的角度来看, 排名较低地区的环境效应对全要素绿色效率的贡献较低, 这是因为这些地区将经济增长放在了首要位置, 缺乏对环境效率的改善。

(二) 全要素绿色生产率分析

与效率指标不同, 生产率指数是一种动态测算方法, 能够更有效地反映各决策单元与生产边界最大可能相对位置的变化(效率变化)和生产边界的移动(技术进步)。本文首先测算各个要素的生产率指数, 然后通过取对数后加权平均的方法得到全要素绿色生产率近似增长率。

1. 我国全要素绿色生产率及其驱动因素。表 3 是 1999—2013 年中国全要素绿色生产率及其成分的平均值。从平均层面来看, 研究期间中国全要素绿色生产率年均增长 0.032 2, 其中, 技术进步年均增长 0.041 7, 而效率变化为 -0.009 4, 说明推动全要素绿色生产率增长的是技术进步, 而效率恶化的负效应阻碍了全要素绿色生产率的增长, 这与王兵等^[27]、刘瑞翔等^[35]结论一致^①。就要素效应而言, 环境效应增长了 0.021 5, 占总体的 66.77%, 是促进全要素绿色生产率增长的主要驱动因素, 其中 COD 的贡献优于 SO₂, 且两种环境效应的增强均源于技术进步。在投入效应中, 劳动对投入效应的贡献度最大, 能源次之, 而资本效应几乎为零, 对促进全要素绿色生产率增长的贡献很小, 说明资本利用效率在研究期间内没有明显提高。近年来, 政府逐渐意识到环境恶化带来的不良后果, 出台实施了一系列环境政策, 并通过自主研发和外在引进大批先进的减排治污技术, 提升污染排放生产率, 在保持经济高速发展的同时改善环境治理效果, 促进环境效应的增强, 但效率恶化在一定程度说明技术吸收扩散的效果欠佳。

^① 数值结果相差的可能原因: 一是与以往文献构造的全要素生产率指数不同, 本文是从强度的角度先构造各个要素的生产率指标, 然后进行取对数后平均加权得到的。二是选取的污染物不同引起的差异。

表 3 1999—2013 年中国全要素绿色生产率及其成分的平均值^①

		投入效应			环境效应	
		K	L	E	COD	SO ₂
MGEI	0.032 2	0.000 1	0.006 9	0.003 7	0.012 7	0.008 8
EC	-0.009 4	0.000 2	-0.003 9	0.001 2	-0.005 2	-0.001 8
TC	0.041 7	-0.000 1	0.010 8	0.002 5	0.017 9	0.010 6

2. 全要素绿色生产率区域差异分析。中国经济发展存在明显的地区差异，因此探究全要素绿色生产率及其成分的地区异质性有助于评价不同区域的绿色发展能力，对制定区域性政策也具有现实借鉴意义。1999—2013 年间全要素绿色生产率平均增长率呈东—中—西依次递减，其中东部地区增长势头最强，年均增长 0.043 4，高于全国 0.032 2 的平均水平。而中、西部地区全要素绿色生产率表现欠佳，分别增长了 0.031 8 和 0.021 3。从效率改善和技术进步的角度来看，三大地区均为技术进步和效率恶化的单因素推动类型。与东部地区相比，中、西部地区在技术进步方面明显落后。东部在污染治理技术的研发和吸收方面往往扮演先进者的角色，而其他地区更多是学习者^[29]。从要素来源来看，东部地区环境效应贡献了 69.68%，是全要素绿色生产率增长的核心动力，而西部地区投入效应的贡献度在三大地区中居于首位。具体来说，按东—中—西地区，投入效应贡献度依次增大，环境效应贡献度依次减小。这说明中、西部地区的发展过度依赖投入要素，污染排放生产率增长动力不足。但就绝对值来看，三大地区投入效应之间的差异并不明显，而环境效应的区域差异远大于投入效应，说明投入利用生产率并不是全要素生产率差异的主要原因，地区差异性主要由环境效应决定。东部地区作为全国经济发展的排头兵，已经意识到了经济和环境协调发展的重要性，并且东部在环境治理的政府支持，研发投入，先进技术的引进、吸收和应用以及高素质的人力资本等方面都具有优势。其次，近年来东部地区推行“腾笼换鸟”，大力发展高端先进产业，污染性产业呈现出由东部发达地区向中、西部地区转移的趋势^[45]，这可能也是导致中、西部环境效应较弱的一个重要原因。

为了进一步研究不同区域之间的差异，图 1 反映了我国三大地区全要素绿色生产率及技术进步和效率改善的分布情况。首先，东部地区虽然全要素绿色生产率增长率处于三大地区中最高水平，

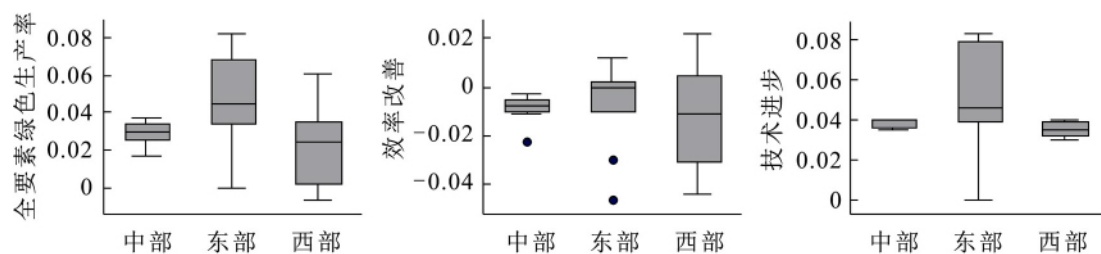


图 1 三大地区全要素绿色生产率增长率及其成分的分布情况

但其内部差异最大，说明该地区之间可能存在“马太效应”，而引起这种现象的原因是地区内部技术进步的差异较大。近年来，北京、上海、天津的综合科技进步水平指数一直处于全国前列，而同处东部的福建、海南等地区较为落后，在政策环境、R&D 投入以及技术的研发和吸收方面处于劣势，2015 年全国科技经费投入统计公报显示，北京、上海、天津的 R&D 经费投入强度达到

① 考虑到文章的篇幅，历年具体结果没有列出，读者如有需要，可联系索取。

6.01%、3.73%和3.08%,位居所有省市的前三位,而福建和海南R&D经费投入强度仅为1.51%和0.46%,远低于全国2.07%的平均水平,其科技水平仍有很大进步空间。中部地区虽然全要素绿色生产率增长水平与先进地区有很大差距,但区域内部发展比较平衡,增长率分布较为集中。西部地区的全要素绿色生产率增长情况最差,且在效率改善方面地区内部差异明显,说明西部地区不同省市在技术吸收和推广方面的能力存在较大差距。

3. 全要素绿色生产率的动态分析。为了更清晰地分析全要素绿色生产率的变化,本文将样本期间分为两个子时期:1999—2005年和2006—2013年。图2反映了1999—2013年我国全要素绿色生产率及其成分的动态演变,图3是中国分区域分阶段的全要素绿色生产率及其来源分解(envir、input分别代表环境效应和投入效应)。

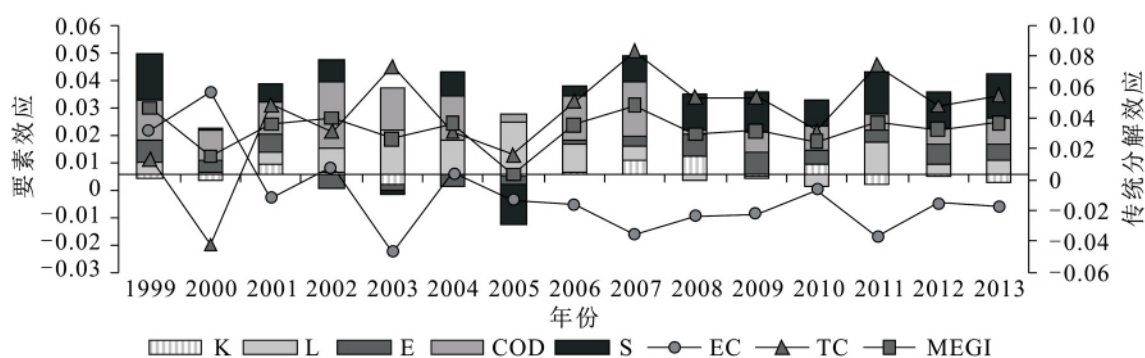


图2 1999—2013年中国全要素绿色生产率增长率及其成分的动态演变

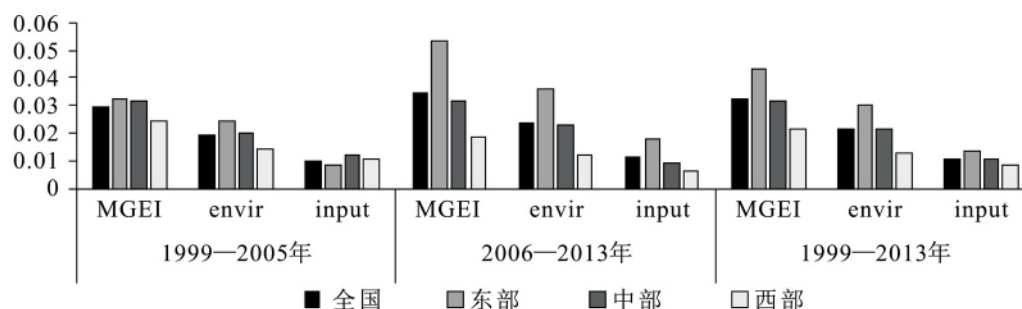


图3 中国分区域分阶段的全要素绿色生产率增长率及其来源分解

整体上,中国全要素绿色生产率所有年份均实现正增长,增长率浮动后逐步稳定。技术进步是促进生产率增长的动力源泉,而效率呈现持续恶化现象。对于要素效应,除2005年以外,其他年份全要素绿色生产率增长的核心动力均为环境效应,投入效应仅产生了微弱的促进作用甚至抑制作用。从时间维度来看,“十五”前期,我国全要素绿色生产率稳定增长,然而从2004年开始增长率却明显下降,到2005年增长率最低为0.0035。2005年后,全要素生产率增速显著提升,到2007年增长率达到最大0.0483,但2008年生产率增长速度却明显放缓。2010年之后,我国全要素绿色生产率增长趋势稳定。我国自2003年后经济发展动力强劲,步入新一轮的上升期,但全要素绿色生产率的增长速度却逐渐减缓,主要是由于该时期虽然经济发展总量增加,但同时中国采掘业、石油和金属化工等重工业行业急剧膨胀,导致污染排放大幅增加^[42]。环保部发布的环境公报显示,2005年全国SO₂排放总量高达2549万吨,比2000年增加了27%,居世界第一位。污染物的大量排放导致环境效应表现不佳,从图1中也可看出研究期间只有2005年的环境效应为负。2005—2007年全要素绿色生产率的增长率显著提升,研究发现该时期污染排放生产率明显上升,环境效

应是主要推动力。2007 年我国 GDP 同比增长 11.4%，同时 COD 和 SO₂ 排放量实现大幅下降，从而推动全要素绿色生产率增速的加快。但 2008 年后，虽然 COD 和 SO₂ 继续下降，但生产率增速却开始逐渐下降，可能是受金融危机的影响，我国经济受到一定冲击，这与匡远凤等^[43]、王兵等^[44]的结论相同。

分阶段来看，1999—2005 年的全要素绿色生产率年均增长率为 0.029 4，2006—2013 年间达到 0.034 7。从图 3 可以看出，全要素绿色生产率显著提升主要源于环境效应的增强。我国自 2005 年起刮起了一场环保风暴，首先国家结合产业结构调整，一方面严格控制对高耗能、高污染行业的投资，另一方面淘汰了一批落后的生产工艺和设备；其次开展一系列环保整治专项行动，环保部叫停了 30 多个总投资达一千多亿但未进行环境影响评价的在建项目。2006 年“十一五”规划将防治污染作为重中之重，确定主要污染物排放总量控制目标，国务院发布《关于落实科学发展观加强环境保护的决定》，再加上“十七大”转变经济发展方式的提出和“两型”社会建设的助推。“十二五”规划提出建设资源节约型、环境友好型社会，提高生态文明水平，这对我国绿色发展绩效产生一定的促进作用。而后“十八大”将“四位一体”拓展至“五位一体”，将生态文明建设上升到国家意志的战略高度，这必将对我国未来绿色发展起到巨大推动作用。

（三）各省绿色发展战略选择

对各省绿色发展水平和发展能力进行评估，能够为制定区域绿色发展战略提供合理有效的依据。图 4 以全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长率的中位数作为分界点^①，得到中国 30 个省份绿色发展绩效散布图。本文将处于第一象限满足 $GEI \in (0.5075, 1]$ 且 $MGEI \in (0.0324, 0.09]$ 的省份定义为绿色高水平且快发展地区，将处于第二象限满足 $GEI \in (0.5075, 1]$ 且 $MGEI \in (-0.02, 0.0324]$ 的省份定义为绿色高水平而慢发展地区，将处于第三象限满足 $GEI \in (0, 0.5075]$ 且 $MGEI \in (-0.02, 0.0324]$ 的省份定义为绿色低水平且慢发展地区，将处于第四象限满足 $GEI \in (0, 0.5075]$ 且 $MGEI \in (0.0324, 0.09]$ 的省份定义为绿色低水平而快发展地区。

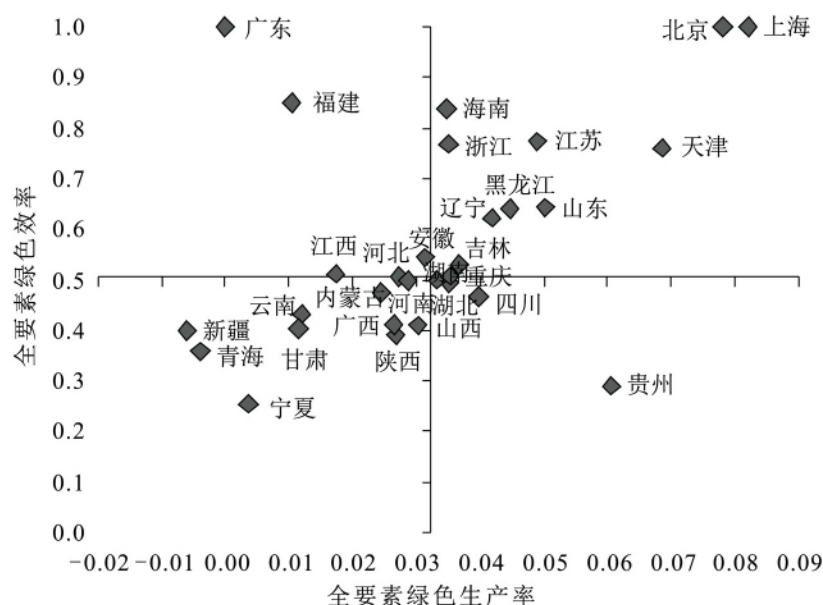


图 4 中国 30 个省份绿色发展绩效散布图

① 选择原因：中位数可以避免受到偏大或偏小数值的影响，用它来代表一般水平比平均数更加适合。

绿色高水平且快发展地区: 包括北京、上海、天津、江苏、海南、浙江、黑龙江、山东、辽宁、吉林和重庆。

绿色高水平而慢发展地区: 包括广东、福建、江西、安徽和四川。

绿色低水平且慢发展地区: 包括新疆、宁夏、青海、甘肃、陕西、云南、广西、陕西、山西、河南、河北和内蒙古。

绿色低水平而快发展地区: 包括湖北、湖南和贵州。

本文发现, 绿色高水平且快发展地区中有 9 个省市属于东部地区, 再次印证了东部绿色发展水平和能力的先进性, 在今后发展中这些地区需保持绿色发展稳定型战略。绿色高水平而慢发展地区的绿色发展水平较优, 但其增长率低于一般水平, 不具备绿色发展之潜力, 面临着被其他省份赶超的风险, 因此这些地区应实行绿色发展防御型战略。属于绿色低水平而快发展地区的湖南、湖北和贵州, 尽管目前在所有省份间的位势较低, 但显示出强劲的发展势头, 适用于绿色发展追赶型战略。绿色低水平且慢发展地区均为中、西部省份, 其全要素绿色效率和生产率均低于一般水平, 说明这些地区不仅绿色发展水平落后, 增长动力仍不足。中、西部地区经济基础较薄弱, 经济增长需求十分迫切, 在发展过程中主要依靠投入而忽视了环境问题, 因此在绿色发展战略选择时, 这些地区应注重经济增长和资源环境的协调性, 争取“经济”与“环境”一把抓, 全面实施绿色发展增长型战略。以上分析说明, 我国绿色发展水平仍有很大的提升空间, 且绿色发展水平和增长能力存在显著的地区差异性, 因此在未来发展中, 制定区域化的绿色发展战略和环境管制政策是十分必要的。

五、影响因素的计量分析

本部分在前文研究的基础上, 分析全要素绿色效率和全要素绿色生产率的影响因素。考虑经验研究及数据的可得性, 选取以下变量: (1) 经济发展水平: 用不变价格的人均 GRP 的对数 ($\ln pgrp$) 表示, 并加入平方项 ($\ln pgrp^2$) 进一步考察环境库兹涅茨曲线; (2) 结构因素: 产业结构采用第二产业占 GRP 的比重 ($indu$), 能源结构用煤炭消费量占能源消费总量的比重 ($energy$) 表示; (3) 对外开放: 包括贸易依存度 ($trade$) 和外商直接投资 (fdi), 分别用实际进出口总额和外商直接投资占 GRP 的比重表示, 同时外商直接投资可以检验是否存在“污染天堂”假说; (4) 技术进步: 用授权专利数的对数 ($\ln patent$) 表示; (5) 政府规制: 用排污费占 GRP 的比重 (fee) 表示; (6) 地区特征: 选取人口密度 (pop) 代表。以上数据均源于历年《中国环境年鉴》、《中国科技统计年鉴》和各省统计年鉴等。

根据前部分的计算结果可知, 全要素绿色效率取值具有明显的截断特征, 因此采用 Tobit 回归进行估计。全要素绿色生产率增长则采用面板数据回归^①, 通过 Hausman 检验发现结果显著拒绝原假设, 故选用固定效应模型。如表 4 所示, 模型 1 是全要素绿色效率的 Tobit 回归结果, 模型 2 是全要素绿色生产率的固定效应回归结果, 进一步对三大地区进行回归分析。

从各变量估计系数看, 模型 1 中 $\ln pgdp$ 的系数显著为正, 其二次项系数显著为负, 而模型 2 中 $\ln pgdp$ 的回归系数为负但不显著。“环境库兹涅茨曲线”认为环境污染与经济发展水平之间存在倒“U”型关系, 显然模型 1 和 2 均无法说明“环境库兹涅茨曲线”成立, 这与吴建新等^[47]的结论一致。全要素绿色效率与经济发展的倒“U”型曲线说明, 经济发展初期全要素绿色效率有效提升, 但在超过转折点之后环境绩效可能会开始下降。因此必须注重转变经济增长方式, 避免掉入下降通道。

① 本文运用累积生产率指标, 来克服生产率在 0 附近变化较小造成的计量不显著问题。

表 4 全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长的影响因素分析

	模型 1	东部	中部	西部	模型 2	东部	中部	西部
	GEI	GEI	GEI	GEI	lnMGEI	lnMGEI	lnMGEI	lnMGEI
<i>lnpgrp</i>	Q 686** (Q 290)	-Q 523 (1 427)	Q 125 (Q 415)	Q 227 (Q 514)	-Q 366 (Q 229)	-2 121*** (Q 570)	-Q 852 (Q 632)	1 868*** (Q 408)
<i>lnpgrp2</i>	-Q 038** (Q 015)	Q 015 (Q 070)	-Q 013 (Q 022)	-Q 015 (Q 028)	Q 037*** (Q 012)	Q 133*** (Q 030)	Q 063* (Q 033)	-Q 091*** (Q 023)
<i>fdi</i>	2 825*** (Q 832)	1 376* (Q 786)	-2 792*** (Q 521)	3 204*** (1 090)	Q 123 (Q 392)	Q 594 (Q 407)	1 710 (1 119)	Q 406 (1 134)
<i>trade</i>	Q 397*** (Q 079)	Q 313*** (Q 078)	1 025*** (Q 320)	-Q 138 (Q 147)	Q 144*** (Q 045)	Q 127*** (Q 041)	Q 419 (Q 318)	Q 491** (Q 229)
<i>indu</i>	-Q 006** (Q 003)	-Q 004 (Q 003)	Q 004* (Q 002)	-Q 002 (Q 002)	-Q 016*** (Q 002)	-Q 023*** (Q 003)	-Q 006*** (Q 002)	-Q 006* (Q 003)
<i>energy</i>	-Q 008 (Q 057)	-Q 636** (Q 262)	-Q 181*** (Q 069)	-Q 058 (Q 079)	-Q 234*** (Q 062)	-Q 575*** (Q 115)	Q 112 (Q 111)	Q 024 (Q 089)
<i>patent</i>	Q 025* (Q 014)	Q 056*** (Q 014)	Q 017 (Q 015)	Q 035*** (Q 010)	Q 004 (Q 016)	-Q 057** (Q 027)	-Q 018 (Q 022)	Q 012 (Q 033)
<i>fee</i>	-38 987 (36 592)	-89 546 (89 736)	-36 622* (20 569)	-72 240*** (15 719)	26 841 (17 996)	141 126 (88 495)	34 040** (16 497)	-65 231* (37 051)
<i>pop</i>	Q 000 (Q 000)	Q 000* (Q 000)	Q 000 (Q 000)	Q 000 (Q 000)	Q 001*** (Q 000)	Q 000 (Q 000)	-Q 002*** (Q 001)	Q 001 (Q 000)
<i>_cons</i>	-2 623* (1 350)	4 276 (7 169)	Q 313 (1 956)	-Q 460 (2 376)	Q 945 (1 072)	Q 768*** (2 762)	3 415 (2 940)	-9 249*** (1 892)
<i>sigma</i>	Q 100*** (Q 010)	Q 092*** (Q 017)	Q 041*** (Q 005)	Q 063*** (Q 007)	Chi2=77.5 Prob.=Q 00	Chi2=43.8 Prob.=Q 00	Chi2=48.7 Prob.=Q 00	Chi2=77.3 Prob.=Q 00
<i>_cons</i>								
<i>N</i>	480	176	128	176	450	165	120	165

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

外商直接投资对全要素绿色效率的回归系数显著为正，说明外资利用得当，对全要素绿色效率存在显著正效应；外商直接投资对全要素绿色生产率的系数为正但不显著，结果均不支持“污染天堂”假说。涂正革^[16]认为 FDI 会导致高污染高耗能行业的转移，从而对环境效率产生负效应，也有部分学者提出相反观点，如黄永春等^[48]。模型 1 和 2 中，贸易依存度的回归系数均显著为正，说明贸易依存度获得对外开放的益处，能够有效促进全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长。

产业结构的回归系数均显著为负，说明随着工业化程度的提高，全要素绿色效率与全要素绿色生产率将下降。工业发展对环境的负效应大于对经济发展规模的正效应，因此全面加快产业转型升级、推动新型工业化建设仍是今后经济发展的重点。能源结构对全要素绿色效率没有显著影响，但对全要素绿色生产率的系数显著为负。因此需要进一步优化能源结构，将其转化为提升环境绩效的重要动力。

技术进步对全要素绿色效率具有显著正影响，技术进步能够促进大量清洁技术和污染控制技术的应用，从而提升全要素绿色效率。对全要素绿色生产率的系数为正但不显著，说明技术进步只有水平效应，没有增长效应。曾贤刚^[6]认为目前相对国外技术的引进和吸收，国内的自主研发力度弱且实用性小，因此用授权专利数衡量技术进步存在明显不足之处。本文选取排污费代表环境规制，发现环境规制对全要素绿色效率和生产率增长均没有显著影响。分地区发现，排污费对中部、西部地区的影响显著，能够促进中部而抑制西部的全要素绿色效率和全要素绿色生产率的增长。这可能是由于西部经济基础较为落后，因此排污费对经济的影响远大于对环境的改善。

人口密度提高产生一定的集聚效应和规模效应,从而能够提升生活水平、教育程度和环境意识,另一方面又会增大生态环境压力。研究发现,人口密度对全要素绿色效率没有显著影响,对全要素绿色生产率系数虽显著为正,但促进作用很小,说明人口密度增大带来的正负效应相抵消。分地区发现,人口密度对中部地区有显著的负效应,说明人口密度提升给中部带来较大的环境压力。

六、结论和政策建议

本文采用 DEA-Global-Malmquist 方法,从强度角度测算了 1998—2013 年中国 30 个地区的全要素绿色效率和全要素绿色生产率,更合理地反映了我国经济绿色发展水平和潜力。解析来源成分,不仅能够清楚地了解绿色发展的驱动因素,还可以探究不同区域之间的差异原因,从而为提高全要素绿色效率和生产率制定更具针对性的政策。最后,对影响全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长的因素进行分析。

1998—2013 年间我国全要素绿色效率平均值为 0.576 1,与前沿面仍有很大差距,其中投入效应以 69.06% 的贡献度占主导地位。其次,中国全要素绿色生产率年均增长 0.032 2,技术进步弥补了效率恶化的负效应,是绿色生产率提升的动力来源。从要素来看,环境效应是促进全要素绿色生产率增长的核心动力。第三,我国经济绿色发展水平和潜力呈现东高西低的格局,环境效应是导致差异性主要原因。本文也分析了全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长的影响因素。结果均不支持“环境库兹涅茨曲线”假说;外商直接投资对全要素绿色效率和全要素绿色生产率具有正的作用,因此也不存在“污染天堂”;在其他影响因素层面,贸易依存度和产业结构等对全要素绿色效率和全要素绿色生产率增长有显著影响,而排污费对两者均没有显著影响。

本文隐含的政策建议如下:

1. 加大节能减排力度。投入效应是我国全要素绿色效率的主要组成部分,环境效应较低。因此,绿色发展要想取得新突破,必须着重提升环境效应。重拳环境治理首先要实施节能改造,促进能源结构升级。这就要求加快整顿或淘汰不符合强制性标准的高耗能行业,大力扶持风能、太阳能、生物质能等清洁能源的使用。其次,注重产业升级,鼓励高新技术、新材料制造产业的发展;推行节能环保产业,通过延伸产业链、引进新项目及提高附加值,将其培育成经济发展的重要支柱,实现循环经济。还要全面重视减排治污,持续推进生态文明建设。将结构减排放在首要位置,严格总量指标前置审核制度,从源头上减排;加快重点治污工程、烟气脱硫脱硝及污染处理设施的建设,同时注重治理监管,提高治污效率。

2. 加快促进技术进步。研究发现,技术进步是全要素绿色生产率增长的动力来源。政府首先可以通过融资支持、税收减免、节能奖励等方法鼓励企业引进、使用先进的减排治污技术和高效的节能设备,其次要加大科技投入和专项资金的资助,采取补助、奖励、贴息等方式有重点地支持新技术的自主研发。而效率恶化对生产率增长产生负效应,因此在技术进步的驱动模式下,应该进一步加强效率改善来提升绿色发展绩效。通过科技人才的派遣和交流、搭建技术和资金的“双通道”机制,加快先进技术的扩散、吸收和应用推广。

3. 实行差异化绿色发展战略。中国幅员辽阔,不同地区在区位条件、资源禀赋、产业结构等方面都存在较大差异,因此经济发展情况也大相径庭。研究发现,三大地区不仅在绿色发展水平和增长能力上存在差异,来源成分方面也不尽相同。因此,政府需要考虑地区的异质性,结合地区自身实际,制定实施切实可行的绿色发展战略。东部地区应保持绿色发展的稳定性,而较为落后的中、西部地区,政府应给予更多政策、技术及资金等方面的扶持,从而提升其资源利用效率和环境保护能力,最终缩小与先进地区之间的差距。

4. 优化环境管制政策。环境管制是促进绿色发展的重要手段,但本文发现排污费政策对环境绩效没有显著影响,这意味着政府需要对现有的排污费政策进行改革以加强对环境污染的控制能力。首先,优化排污费征收环境,严格执行排污费征收标准,加大执法力度,加强监督管理。其次,为了奖优罚劣,政府应该合理调整差别化排污费征收政策,建立有效的约束和激励机制。

本文将资源环境因素纳入到经济发展的分析框架下,构造并分解全要素绿色效率和全要素绿色生产率是相对有效的,但仍存在一定问题,如没有考虑其他污染物,影响因素指标选取等,这也将是我们下一步的研究方向。

参考文献

- [1] Young, A. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, (6).
- [2] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004[J]. *经济研究*, 2005, (6).
- [3] 涂正革, 肖耿. 中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析[J]. *经济研究*, 2005, (3).
- [4] 吴延瑞. 生产率对中国经济增长的贡献: 新的估计[J]. *经济学(季刊)*, 2008, (3).
- [5] 颜鹏飞, 王兵. 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*, 2004, (12).
- [6] 曾贤刚. 中国区域环境效率及其影响因素[J]. *经济理论与经济管理*, 2011, (10).
- [7] Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: Reply[J]. *American Economic Review*, 1994, (5).
- [8] Zheng, J., X. Liu, A. Bigsten. Efficiency, technical progress, and best practice in Chinese state enterprises (1980—1994)[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, (1).
- [9] 郑京海, 胡鞍钢. 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析(1979—2001 年)[J]. *经济学(季刊)*, 2005, (2).
- [10] Hailu, A., T. S. Veeman. Environmentally sensitive productivity analysis of the Canadian pulp and paper industry, 1959—1994: An input distance function approach[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2000, (3).
- [11] Chambers, R. G., R. Färe, S. Grosskopf. Productivity growth in APEC countries[J]. *Pacific Economic Review*, 1996, (1).
- [12] Chung, Y. H., R. Färe, S. Grosskopf. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 1997, (3).
- [13] Managi, S., S. Kaneko. Environmental productivity in China[J]. *Economics Bulletin*, 2004, (2).
- [14] Hu, J. L., H. J. Sheu, S. F. Lo. Under the shadow of Asian Brown Clouds: Unbalanced regional productivities in China and environmental concerns[J]. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 2005, (4).
- [15] Watanabe, M., K. Tanaka. Efficiency analysis of Chinese industry: A directional distance function approach[J]. *Energy Policy*, 2007, (12).
- [16] 涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. *经济研究*, 2008, (2).
- [17] 胡鞍钢, 郑京海, 高宇宁, 等. 考虑环境因素的省级技术效率排名(1999—2005)[J]. *经济学(季刊)*, 2008, (3).
- [18] 杨俊, 邵汉华. 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*, 2009, (9).
- [19] 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).
- [20] 陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释[J]. *经济研究*, 2010, (11).
- [21] 孙传旺, 刘希颖, 林静. 碳强度约束下中国全要素生产率测算与收敛性研究[J]. *金融研究*, 2010, (6).
- [22] Fukuyama, H., W. L. Weber. A directional slacks-based measure of technical efficiency[J]. *Socio-Economic*

Planning Sciences,2009,(4).

- [23]Tone,K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*,2001,(3).
- [24]Färe,R. ,S. Grosskopf. Directional distance functions and slacks-based measures of efficiency[J]. *European Journal of Operational Research*,2010,(1).
- [25]Zhou,P. ,B. W. Ang,H. Wang. Energy and CO₂ emission performance in electricity generation:A non-radial directional distance function approach[J]. *European Journal of Operational Research*,2012,(3).
- [26]李静. 中国区域环境效率的差异与影响因素研究[J]. 南方经济,2009,(12).
- [27]王兵,吴延瑞,颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究,2010,(5).
- [28]宋马林,张琳玲,宋峰. 中国入世以来的对外贸易与环境效率——基于分省面板数据的统计分析[J]. 中国软科学,2012,(8).
- [29]董敏杰,李钢,梁泳梅. 中国工业环境全要素生产率的来源分解——基于要素投入与污染治理的分析[J]. 数量经济技术经济研究,2012,(2).
- [30]Zhang,N. ,F. B. Kong,Y. Choi,et al. The effect of size-control policy on unified energy and carbon efficiency for Chinese fossil fuel power plants[J]. *Energy policy*,2014,(4).
- [31]Lynde,C. ,J. Richmond. Productivity and efficiency in the UK:A time series application of DEA[J]. *Economic Modelling*,1999,(1).
- [32]Oh,D. H. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. *Journal of Productivity Analysis*,2010,(3).
- [33]Pastor,J. T. ,M. Asmild,C. A. K. Lovell. The biennial malmquist productivity change index[J]. *Socio-Economic Planning Sciences*,2011,(1).
- [34]田银华,贺胜兵,胡石其. 环境约束下地区全要素生产率增长的再估算:1998—2008[J]. 中国工业经济,2011,(1).
- [35]刘瑞翔,安同良. 资源环境约束下中国经济增长绩效变化趋势与因素分析——基于一种新型生产率指数构建与分解方法的研究[J]. 经济研究,2012,(11).
- [36]齐亚伟. 碳排放约束下我国全要素生产率增长的测度与分解——基于 SBM 方向性距离函数和 GML 指数[J]. 工业技术经济,2013,(5).
- [37]王兵,刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,2015,(5).
- [38]Zhang,N. ,B. Wang,Z. Liu. Carbon emissions dynamics, efficiency gains, and technological innovation in China's industrial sectors[J]. *Energy*,2016,99.
- [39]Färe,R. ,S. Grosskopf,C. A. P. Jr. Environmental production functions and environmental directional distance functions[J]. *Energy*,2007,(7).
- [40]Zhang,N. ,Y. Choi. Total-factor carbon emission performance of fossil fuel power plants in China:A meta-frontier non-radial Malmquist index analysis[J]. *Energy Economics*,2013,(2).
- [41]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004,(10).
- [42]陈诗一. 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,2009,(4).
- [43]匡远凤,彭代彦. 中国环境生产效率与环境全要素生产率分析[J]. 经济研究,2012,(7).
- [44]王兵,黄人杰. 中国区域绿色发展效率与绿色全要素生产率:2000—2010——基于参数共同边界的实证研究[J]. 产经评论,2014,(1).
- [45]沈可挺,龚健健. 环境污染、技术进步与中国高耗能产业——基于环境全要素生产率的实证分析[J]. 中国工业经济,2011,(12).
- [46]魏楚,黄文若,沈满洪. 环境敏感性生产率研究综述[J]. 世界经济,2011,(5).
- [47]吴建新,黄蒙蒙. 中国城市经济的绿色转型:基于环境效率和环境全要素生产率的分析[J]. 产经评论,2016,(6).

[48]黄永春,石秋平. 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,2015,(12).

Empirical Study of Regional Green Development Performance in China: 1998—2013

— Based on Global Non-radial Directional Distance Function

WANG Bing, HOU Bing-qing

Abstract: Based on the DEA-Global-Malmquist Model and from intensity perspective, this paper measures and decomposes the total factor green efficiency and productivity of 30 provinces in China over the period from 1998—2013 under the resource and environment constraints. We also empirically examine the causes of efficiency and productivity changes. The major findings are as follows: the average value of total factor green efficiency from 1998 to 2013 in China is 0.576 1, and the input effect is the main resource; China's total factor green productivity improves 0.032 2 averagely, and the technical progress is the main driver. As for the order of east, middle and west region, the contribution of input effect increases in turn, while the contribution of environmental effect decreases in sequence; From the regional perspective, the total factor green efficiency and productivity both show the characteristics of “East High and West Low”, and environmental effect is the main reason of regional differences; Economic conditions, structure factor, the opening degree have a significant effect on the total factor green efficiency and productivity growth. The paper concludes that the new breakthroughs of green development lies on the promotion of environmental effect and the efficiency improvement under the driving mode of technological progress.

Key words: total factor green efficiency; total factor green productivity; non-radial directional distance function; GML index

(责任编辑 朱 蓓)