

# 浙江省制造业碳生产率变动差异与收敛性研究

徐如浓<sup>1, 2</sup> 吴玉鸣<sup>1</sup> 邹小芃<sup>31</sup>

(1. 华东理工大学 商学院, 上海 200237;

2. 浙江越秀外国语学院 国际商学院, 浙江 绍兴 312000;

3. 浙江大学 经济学院, 浙江 杭州 310027)

**【摘要】:**文章基于 SBM 方向性距离函数与全域 Malmquist-Luenberger (GML) 指数, 测算了 2001–2016 年浙江省 28 个制造业行业的碳生产率, 并检验了其收敛性。研究结果表明:整体而言, 浙江省制造业的碳生产率呈增长趋势, 其增长主要归因于技术变化, 而技术效率没有发挥出应有的提升碳生产率水平的作用;浙江省制造业的碳生产率没有呈现出显著的  $\sigma$  收敛, 但具有绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛, 相对污染类行业和相对清洁类行业呈现异质性的收敛特征;企业规模和资本深化对碳生产率增长的影响显著为正, 而能源消费结构对其的影响显著为负。因此, 推进技术创新、扩大企业规模、优化能源结构和促进资本深化是提高浙江省制造业碳生产率的关键。

**【关键词】:** 制造业 碳生产率  $\sigma$  收敛 绝对  $\beta$  收敛 条件  $\beta$  收敛

**【中图分类号】:** F127; F205 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2019) 03-0012-07

## 一、引言及文献综述

《巴黎协定》的签署把全球气候变化治理工作带入了一个新阶段。作为世界上最大的 CO<sub>2</sub> 排放国, 中国政府正积极地承担减排责任, 承诺到 2020 年将单位 GDP 的 CO<sub>2</sub> 排放与 2005 年相比下降 40%~45%, 并相应地将其下降 17% 的目标纳入了“十二五”规划。面对环境压力, 碳减排和经济稳定增长已经成为当下中国建设的一个双重目标。低碳经济就是在此背景下应运而生, “低碳经济新常态”已逐渐成为中国经济发展过程中的一种战略选择。碳生产率(carbon productivity)反映了经济发展过程中二氧化碳的排放效率, 是能够将经济增长和 CO<sub>2</sub> 排放两者有机结合的一个重要指标(Mielnik 和 Goldemberg, 1999)<sup>[1]</sup>。在当前经济新常态和低碳经济发展的背景下, 提升碳生产率是实现碳减排和经济稳定增长的有效出路。碳生产率研究在当前低碳经济领域方兴未艾。

碳排放主要来自经济活动, 尤其是制造业生产过程。制造业是一个国家和地区经济发展的基础和综合实力的重要表现, 也是实体经济的主体。改革开放 40 年来, 浙江省制造业迅速发展, 成为拉动经济增长的主要动力。从资源小省到工业大省, 浙江的经济得益于制造业发展。据统计数据测算, 2016 年浙江省 10 个重点传统制造业 1 的工业增加值和税收分别高达 43%和 40%。然而, 浙江制造业的“粗放式”繁荣也导致了大量的能源消耗和碳排放, 2016 年 10 个重点传统制造业的能源消耗总量占全省能源消耗总量的 73%, 碳排放占比则高达 85%, 使浙江省制造业的可持续发展面临严峻的考验。浙江省于 2016 年 2 月和 2017 年 6 月先后出

**作者简介:** 徐如浓(1981-), 女, 浙江余姚人, 副教授, 博士研究生, 研究方向: 区域经济, 能源与低碳经济学; 吴玉鸣(1968-), 男, 甘肃定西人, 教授, 博士生导师, 博士, 研究方向: 区域经济, 能源与低碳经济学; 邹小芃(1957-), 男, 浙江杭州人, 教授, 博士生导师, 博士, 研究方向: 数量经济, 金融工程。

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(71373079)。

台了《中国制造 2025 浙江行动纲要》和《浙江省全面改造提升传统制造业行动计划》，其中均强调了“绿色发展”的理念，并在《行动纲要》中明确提出到 2025 年将单位工业增加值能耗和工业主要污染物排放量比 2015 年分别下降 28%和 15%的目标。因此，在资源和环境的双重约束下，如何提升制造业碳生产率将是浙江省可持续发展亟待解决的问题。

近年来，有关碳生产率测算的国内外文献日益增多。当前大多文献采用了基于 DEA 模型的 Malmquist (M) 指数法来测算全要素生产率 (Zhou, etc, 2010<sup>[2]</sup>; 刘明磊等, 2011<sup>[3]</sup>; 张丽峰, 2013<sup>[4]</sup>; 吴晓华和李磊, 2014<sup>[5]</sup>; 张成等, 2015<sup>[6]</sup>)。然而传统的 Malmquist 指数法没有考虑生产过程中可能存在的“坏产出”，但实际上 CO<sub>2</sub> 往往是以一种非合意产出的形式存在，从而可能导致偏误。Chung 等 (1997)<sup>[7]</sup>构建了一种新的基于方向性距离函数的生产率指数，即 Malmquist-Luenberge (ML) 指数，该指数同时考虑了合意产出和非合意产出。之后，利用 ML 指数法测算碳生产率的文献逐渐增多 (Wantanabe 和 Tanaka, 2007<sup>[8]</sup>; 陈诗一, 2010<sup>[9]</sup>; 王喜平和姜晔<sup>[10]</sup>; 朱承亮, 2014<sup>[11]</sup>)。但是，ML 指数仍存在一些缺陷，可能出现线性规划无解的情况，使得测算结果缺乏稳定性或与实际生产活动不符。为此，Tone (2001)<sup>[12]</sup>构建了基于松弛的 DEA 方法，Fukuyama 和 Weber (2009)<sup>[13]</sup>在此基础上提出了更一般化的 (Slack-based Measure, SBM) 方向性距离函数。同时，Oh (2010)<sup>[14]</sup>在测算全要素生产率时构造了全域生产可能性集合，由此提出了全域 Malmquist-Luenberge (GML) 指数。

随着温室效应、资源约束等问题的日益加剧，学者们越来越关注 CO<sub>2</sub> 排放及能源生产率的演进和收敛问题。Mulde 和 Groot (2012)<sup>[15]</sup>通过对 1970-2005 年期间 18 个 OECD 国家 50 个部门的能源强度的检验，发现总体能源强度的跨国差异趋于下降，能源强度落后的国家存在技术追赶趋势，且服务业的平均收敛速度要高于制造业。Wan 等 (2015)<sup>[16]</sup>也开展了类似的研究。杨正林和方齐云 (2008)<sup>[17]</sup>指出，中国地区间能源生产率不存在  $\sigma$  收敛，但存在绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛。王群伟等 (2010)<sup>[18]</sup>构建了碳排放绩效动态变化的 DEA-Malmquist 指数模型，测度分析了 1996-2007 年我国 28 个省域碳排放绩效及其收敛性。此外，也有少数学者对碳生产率收敛开展了探索性研究。张成等 (2013)<sup>[19]</sup>的研究发现，中国 1995-2011 年 29 个省份的碳生产率呈现“U”型的  $\sigma$  收敛趋势和条件  $\beta$  收敛趋势。沈能等 (2013)<sup>[20]</sup>指出我国碳生产率呈现空间条件  $\beta$  趋同和显著的俱乐部趋同趋势。李亚东和宋丽颖 (2017)<sup>[21]</sup>认为，中国内陆和沿海两地区的碳生产率会随人均 GDP 差距的减小而呈收敛态势，技术进步和人力资本投资差距的减小会加快其收敛。

近年来，学界对碳生产率相关问题的研究不断深入，为进一步研究奠定了基础。本文将对已有研究从以下方面进行拓展：第一，在全要素碳生产率的测度上，大多数文献采用的都是径向的、未考虑松弛的 DEA 方法，但这种方法存在缺陷。因此，本文将采用 SBM 方向性距离函数和 GML 指数对浙江省制造业碳生产率进行测度，从而提高效率结果计算的准确性。第二，国内外对收敛性的研究主要集中于 CO<sub>2</sub> 排放和能源生产率等领域，虽然也有学者对碳生产率收敛进行了积极、有益的研究，但数量较少，且这些研究主要是以地区差异为分析对象，鲜有文献涉及具体的行业层面。本文将从制造业行业角度出发，在测算 2001-2016 年浙江省 28 个制造业行业碳生产率的基础上，对制造业碳生产率的收敛性进行实证分析。

## 二、制造业碳生产率的测度方法和数据说明

### (一) 全要素碳生产率的测度方法

基于前文的分析，本文结合 Tone<sup>[12]</sup>提出的 SBM 方向性距离函数和 Oh<sup>[14]</sup>构造的全域生产可能性集合，采用 SBM 方向性距离函数和 GML 指数，测度 2001-2016 年浙江省 28 个制造业细分行业的碳生产率水平。

(1) 全域生产可能性集。生产决策单元 (DMU) 由浙江省制造业各细分行业构成，一共构建了 28 个 DMU，记 DMU<sub>k</sub> (k=1, 2, ..., K)。假设任一制造业行业有 M 种投入要素  $x=(x_1, \dots, x_M) \in R_+^M$ ，且  $y=(y_1, \dots, y_N) \in R_+^N$  和  $b=(b_1, \dots, b_I) \in R_+^I$  分别为 N 种“好”产出和 I 种“坏”产出，则  $(x^{k,t}, y^{k,t}, b^{k,t})$  表示 k 行业 t 时期 (t=1, 2, ..., T) 的投入和产出值。运用数据包络分析 (DEA) 方法构造出计算碳生产率的当期生产可能性集：

$$P_k^t(x^t) \{ (y^t, b^t) : \sum_{k=1}^K z_k^t y_{kn}^t \geq y_{kn}^t, \forall n; \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t = b_{ki}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K z_k^t x_{km}^t \leq x_{km}^t, \forall m; \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k \quad (1)$$

其中,  $z_k^t$  表示每个截面观测值的权重, 约束条件  $\sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0$  代表可变规模收益 (VRS) 的生产技术。GML 指数需要以全域生产可能性集  $P^6(x)$  来替换当期生产可能性集  $P^t(x^t)$ , 设定  $P^6(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \dots \cup P^T(x^T)$ , 即参考集是所有各期的总和。

运用 DEA 方法可将  $P^6(x)$  表示如下:

$$P^6(x) = \left\{ (y^t, b^t) : \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{kn}^t \geq y_{kn}^t, \forall n; \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t = b_{ki}^t, \forall i; \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{km}^t \leq x_{km}^t, m; \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k \right\} \quad (2)$$

(2) 全域 SBM 方向性距离函数。借鉴 Fukuyama 等<sup>[13]</sup>提出的方法, 考虑  $CO_2$  为非期望产出, 函数定义为:

$$S_V^c(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'}, g^x, g^y, g^b) = \frac{\frac{1}{M} \sum_m \frac{S_m^x}{g_m^x} + \frac{1}{N+I} \left( \sum_n \frac{s_n^y}{g_n^y} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{g_i^b} \right)}{\max_{x', y', b'}} \frac{2}{\text{s.t. } \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{km}^t + s_m^x = x_{km}^t, \forall n; \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{kn}^t - s_n^y = y_{kn}^t, \forall m; \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t + s_i^b = b_{ki}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k; s_m^x \geq 0, \forall m; s_n^y \geq 0, \forall n; s_i^b \geq 0, \forall i} \quad (3)$$

其中,  $x^{t,k'}$ 、 $y^{t,k'}$ 、 $b^{t,k'}$  为细分行业  $k$  在  $t$  期的投入和产出向量;  $g^x$ 、 $g^b$  和  $g^y$  为方向向量, 分别为投入和非合意产出减少、合意产出增加;  $s_m^x$ 、 $s_n^y$  和  $s_i^b$  分别为投入和产出的松弛向量,  $s_m^x$  和  $s_i^b$  为正表示生产未处于技术效率的前沿, 实际投入和污染超过了边界的投入和污染,  $s_n^y$  为正表示实际产出不足。

(3) GML 指数。在全域 SBM 方向距离函数基础上, 本文进一步构造 GML 指数来衡量浙江制造业行业的碳生产率。参照 Oh<sup>[14]</sup>的思路, 指数分解如下:

$$GML_t^{t+1} = \frac{1 + S_V^c(x^t, y^t, b^t; g)}{1 + S_V^c(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)} \quad (4)$$

$GML_t^{t+1}$  指数可能会出现大于 1、小于 1 和等于 1 三种情况。 $GML_t^{t+1}$  指数大于 1 表示从  $t$  到  $t+1$  时期碳生产率是上升的, 小于 1 表示从  $t$  到  $t+1$  时期碳生产率是下降的, 而等于 1 表示  $t+1$  时期的碳生产率与  $t$  期是一样的。 $GML_t^{t+1}$  指数可进一步分解为效率变化指数 ( $GEC_t^{t+1}$ ) 和技术变化指数 ( $GTC_t^{t+1}$ ), 具体分解如下:

$$\begin{aligned} GML_t^{t+1} &= GEC_t^{t+1} \times GTC_t^{t+1} \\ GEC_t^{t+1} &= \frac{1 + S_V^t(x^t, y^t, b^t; g)}{1 + S_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)} \\ GTC_t^{t+1} &= \frac{\frac{1 + S_V^t(x^t, y^t, b^t; g)}{1 + S_V^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}}{\frac{1 + S_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{1 + S_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}} \end{aligned} \quad (5)$$

## (二) 数据来源和处理

根据上述理论方法, 本文收集了浙江省 28 个制造业行业 2001-2016 年投入产出的相关基础数据, 并对这些数据和相关变量进行了以下处理:

(1) 合意产出。本文采用浙江省 28 个制造业行业的工业产值 (Output) 来衡量, 数据来自 2002-2017 年《浙江统计年鉴》, 并根据《中国统计年鉴》提供的历年浙江省工业品出厂价格指数折算成 2000 年不变价。

(2) 非合意产出。本文测度的碳生产率是一种考虑  $CO_2$  排放并视其为“坏”产出的全要素生产率指数。根据 IPCC (2006), 制造业各行业的  $CO_2$  排放排放量可用如下公式计算得到:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^8 CO_{2,i} = \sum_{i=1}^8 E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times \frac{44}{12} \quad (6)$$

其中,  $i$  代表能源消费 (化石燃料) 种类;  $E_i$  为第  $i$  类化石燃料的消耗量;  $NCV_i$ 、 $CEF_i$  和  $COF_i$  分别表示第  $i$  类化石燃料的低位发热量、含碳量和碳氧化因子 (见表 1)。由  $NCV_i$ 、 $CEF_i$  和  $COF_i$  可得出第  $i$  类化石燃料的碳排放系数, 即碳排放系数为三者的乘积, 表 1 给出了所选取的各类主要化石燃料的碳排放系数。制造业各行业各类化石燃料的消耗总量数据来自历年《浙江统计年鉴》。

表 1 各类化石燃料的碳排放系数

| 项目    | 原煤     | 焦炭     | 原油     | 汽油     | 煤油     | 柴油     | 燃料油    | 天然气    |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 低位发热量 | 20908  | 28435  | 41816  | 43070  | 43070  | 42652  | 41816  | 38931  |
| 含碳量   | 26.4   | 29.5   | 20.1   | 18.9   | 19.5   | 20.2   | 21.1   | 15.3   |
| 碳氧化因子 | 0.94   | 0.93   | 0.98   | 0.98   | 0.98   | 0.98   | 0.98   | 0.99   |
| 碳排放系数 | 0.5183 | 0.7801 | 0.8237 | 0.7978 | 0.8231 | 0.8443 | 0.8647 | 0.5897 |

(3) 投入要素。本文选取资本、劳动和能源作为全要素碳生产率测算的投入要素, 数据均来源于 2002-2017 年《浙江统计年鉴》。劳动投入 (Labor) 选取制造业分行业的从业人员平均数 (万人) 作为投入变量。能源投入 (energy) 选取制造业分行业的能源

消耗总量(万吨标准煤)作为投入变量。资本投入采用永续盘存法按 2000 年不变价格进行估算。

$$K_{i,t} = (1 - \delta_{i,t}) K_{i,t-1} + I_{i,t} \tag{7}$$

其中,  $I_{i,t}$  为浙江省制造业  $i$  行业在  $t$  年的不变价固定资产投资额;  $K_{i,t}$  为制造业  $i$  行业在  $t$  年的资本存量;  $K_{i,t-1}$  为制造业  $i$  行业在  $t-1$  年的资本存量;  $K_{i,0}$  为基年(2000 年)的资本存量;  $\delta_{i,t}$  为资本折旧率。本文利用浙江省固定资产投资价格指数将上述指数折算成以 2000 年价格表示的不变价。基年(2000 年)的资本存量采用 Harberger<sup>[22]</sup> 提出的稳态方法确定。以下是估算公式:

$$K_{i,t-1} = I_{i,t} / (g_{i,t} + \delta_{i,t}) \tag{8}$$

其中,  $g_{i,t}$  为样本考察期内的产出平均增长率, 本文采用 2001-2016 年浙江省制造业工业产值的几何平均增长率表示。对于制造业分行业的资本折旧率, 依据现有文献的常见做法, 本文采取张军等<sup>[23]</sup> 估算的 9.6%。相关指标的描述性统计见表 2 所列。

表 2 碳生产率测算相关指标的描述性统计

| 变量      | 变量含义    | 单位    | 样本  | 均值      | 标准差     | 最小值   | 最大值     |
|---------|---------|-------|-----|---------|---------|-------|---------|
| Output  | 工业产值    | 亿元    | 448 | 1202.85 | 1207.22 | 46.51 | 6229.86 |
| CO2     | CO2 排放量 | 万吨    | 448 | 255.74  | 716.20  | 1.32  | 4318.03 |
| Labor   | 从业人员平均数 | 万人    | 448 | 20.65   | 24.17   | 0.01  | 119.29  |
| Capital | 固定资产投资  | 亿元    | 448 | 283.37  | 293.87  | 10.56 | 1533.53 |
| Energy  | 能源消费量   | 万吨标准煤 | 448 | 385.20  | 400.19  | 14.77 | 2223.98 |

三、浙江省制造业碳生产率变动趋势分析

根据前文介绍的碳生产率的测算方法和相关数据处理, 表 3 报告了 2002-2016 年浙江省制造业各细分行业的平均碳生产率及由 GML 指数分解所得的效率变化指数(GEC)和技术变化指数(GET)。由表 3 可知, 28 个行业中, 食品制造业、饮料制造业和纺织业等 16 个行业平均碳生产率大于 1;烟草制品业、文教体育用品、有色金属冶炼和通信设备制造业这 4 个行业的平均碳生产率等于 1;而皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业、木材加工制品业和家具制造业等 8 个行业平均碳生产率小于 1。整体而言, 其碳生产率呈上升趋势。各细分行业碳生产率的增长主要归因于技术进步, 绝大多数行业的技术变化指数都要大于或等于效率变化指数。

表 3 2001-2016 年浙江省各制造业细分行业的平均碳生产率指数

| 行业      | GML   | GEC   | GET   |
|---------|-------|-------|-------|
| 农副食品加工业 | 0.992 | 0.993 | 0.999 |
| 食品制造业   | 1.003 | 1.028 | 0.976 |
| 饮料制造业   | 1.002 | 0.999 | 1.003 |
| 烟草制品业   | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 纺织业     | 1.038 | 0.995 | 1.043 |

|                   |       |       |       |
|-------------------|-------|-------|-------|
| 纺织服装              | 1.017 | 1.002 | 1.015 |
| 皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业  | 0.987 | 0.988 | 0.999 |
| 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业 | 0.978 | 0.978 | 1.000 |
| 家具制造业             | 0.981 | 0.987 | 0.994 |
| 造纸及纸制品业           | 1.012 | 1.000 | 1.012 |
| 印刷业和记录媒介的复制       | 0.978 | 1.000 | 0.978 |
| 文教体育用品            | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 石油加工、炼焦及核燃料加工业    | 1.040 | 0.994 | 1.046 |
| 化学原料及化学制品制造业      | 1.046 | 1.046 | 1.000 |
| 医药制造业             | 1.003 | 0.992 | 1.012 |
| 化学纤维制造业           | 1.036 | 1.041 | 0.995 |
| 橡胶制品业             | 0.967 | 0.967 | 1.000 |
| 塑料制品业             | 1.028 | 1.000 | 1.028 |
| 非金属矿物制品业          | 1.001 | 1.003 | 0.998 |
| 黑色金属冶炼及压延工业       | 1.011 | 0.989 | 1.022 |
| 有色金属冶炼及压延工业       | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 金属制品业             | 1.020 | 1.018 | 1.001 |
| 通用设备制造业           | 1.025 | 1.022 | 1.002 |
| 专用设备制造业           | 0.988 | 0.983 | 1.005 |
| 交通运输设备制造业         | 1.045 | 1.043 | 1.002 |
| 电气机械及器材制造业        | 1.035 | 1.000 | 1.035 |
| 通信设备、计算机制造业       | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 仪器仪表及文化、办公用机械制造业  | 0.978 | 0.978 | 1.000 |

本文也分析了浙江省制造业 28 个细分行业碳生产率在考察期内的逐年变动趋势,图 1 报告了其中 10 个代表性行业的变动趋势。

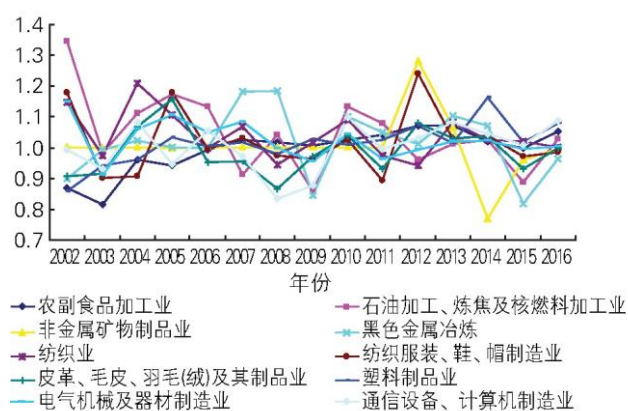


图 1 浙江省 10 个代表性行业碳生产率指数的变动趋势

由分析可知:第一,大多数细分行业的碳生产率均大于 1,并集中分布于 0.9~1.2 范围内,但各细分行业的碳生产率还是呈现较强的异质性特征。第二,本文根据污染程度将浙江省制造业分为 10 个相对污染类行业和 18 个相对清洁类行业<sup>2</sup>。从该分类来看相对清洁类行业碳生产率的波动性较小,如皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业、塑料制品业和电气机械及器材制造业等。相对污染类行业的碳生产率则波动性较大,如石油加工及炼焦业、非金属矿物制品业和黑色金属冶炼及压延工业等。

## 四、碳生产率收敛的实证分析

由前文分析可知,浙江省制造业分行业碳生产率及其变动趋势都表现出明显的差异特征。为了动态、深入地研究浙江省制造业行业碳生产率的发展差异及演进趋势,本文引入收敛理论对其进行收敛检验。在收敛分析中,国内外大多数学者采用了  $\sigma$  收敛、绝对  $\beta$  收敛及条件  $\beta$  收敛,其中前两种同属于绝对收敛<sup>[24]</sup>。

### (一)绝对收敛

#### 1. 绝对收敛分析方法

绝对收敛包括  $\sigma$  收敛和绝对  $\beta$  收敛。如果制造业碳生产率存在  $\sigma$  收敛,则各行业碳生产率的差异会随着时间推移渐趋缩小。关于  $\sigma$  收敛方法,目前大多数学者都运用了标准差和变异系数统计指标<sup>[25]</sup>,具体计算公式如下:

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (CP_{it} - \overline{CP}_t)^2}{N}}, \quad CV = S / \overline{CP}_t, \quad (9)$$

其中,  $N$  代表制造业行业个数;  $S$  代表标准差;  $CP_{it}$  代表  $i$  行业  $t$  年的制造业碳生产率;  $\overline{CP}_t$  代表  $t$  年的制造业碳生产率均值;  $CV$  表示变异系数。

绝对  $\beta$  收敛考察各地区的经济变量是否达到一个共同的稳态水平。绝对  $\beta$  收敛表明经济变量的增长速度与其初始水平负相关,落后地区的经济变量存在赶超趋势,并最终趋于稳态水平。本文根据 Sala-I-Martin (1996)<sup>[26]</sup>的收敛模型,将浙江省制造业碳生产率  $\beta$  收敛模型设定为:

$$g_{i,t} = \alpha + \beta \ln CP_{i,t-1} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中,  $\ln CP_{i,t-1}$  为  $i$  行业在  $t-1$  时期碳生产率的对数形式;  $g_{i,t}$  表示  $i$  行业在  $t$  时段内碳生产率的增长率,即  $(\ln CP_{i,t} - \ln CP_{i,0}) / t$ ,  $\ln CP_{i,0}$  表示基期碳生产率,  $t \in [1, 12]$ ;  $\alpha$  为截距项;  $\eta_i$ 、 $\gamma_t$  和  $\varepsilon_{i,t}$  分别为反映行业异质性的个体固定效应、时间固定效应和随机扰动项。如果基期碳生产率的回归系数表示  $\beta < 0$  且统计显著,则说明浙江省制造业碳生产率具有绝对  $\beta$  收敛性。

#### 2. $\sigma$ 收敛检验

图 2 给出了 2002-2016 年制造业整体、相对污染类行业、相对清洁类行业碳生产率变异系数的变动趋势。结果表明:第一,从趋势线来看,三个样本中的变异系数均具有较大的波动性,不随时间的推移呈显著收敛或发散的趋势,而是表现为有升有降的过程。且相对于制造业总体和相对污染类行业而言,相对清洁类行业的波动性更大。第二,在制造业整体中,变异系数在 2002-2006 年,2012-2013 年和 2014-2016 分别出现大幅的下降,2006-2011 年相对平稳,而 2011-2012 年和 2013-2014 年则有一个短暂的大



幅上升。

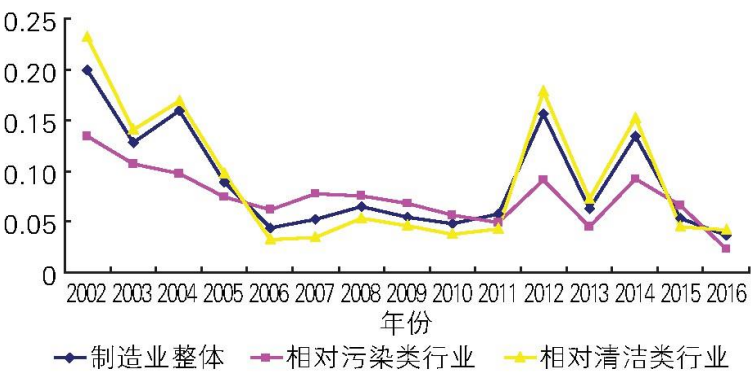


图 2 浙江省制造业碳生产率的变异系数的变动趋势

3. 绝对  $\beta$  收敛检验

Hausman 检验结果显示回归均应选用随机效应(RE)模型,表 4 给出了浙江省制造业碳生产率绝对  $\beta$  收敛的回归结果。由表 4 可知,模型检验  $\beta$  值在 1%统计水平上显著为负,浙江省制造业整体碳生产率具有绝对  $\beta$  收敛特征,表明制造业碳生产率低行业整体上比碳生产率高的行业具有更高的增长速度,即前者的碳生产率水平会逐渐赶上后者,最终达到共同稳态。类似于  $\sigma$  收敛,将制造业划分为相对清洁类行业和相对污染类行业之后,实证检验结果发现两种分类行业也都存在绝对  $\beta$  收敛趋势,且前者的收敛速度明显高于后者,而制造业整体的绝对  $\beta$  收敛速度则介于两者之间。

表 4 绝对  $\beta$  收敛模型估计结果

| 项目                 | 制造业整体                 | 相对污染类行业              | 相对清洁类行业               |
|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| $\beta$            | -0.1230***<br>(-7.96) | -0.086***<br>(-2.59) | -0.1359***<br>(-6.19) |
| C                  | -0.0312***            | 0.0312               | -0.0519*              |
| R <sup>2</sup> 统计量 | 0.1289                | 0.1580               | 0.1322                |
| F                  | 11.08[0.0009]         | 6.73[0.0095]         | 7.39[0.0066]          |
| Hausman 检验         | 0.03[0.9867]          | 1.31[0.5187]         | 0.15[0.9264]          |
| 模型                 | RE                    | RE                   | RE                    |
| 观测数                | 392                   | 140                  | 252                   |

注:小括号内数值为 t 统计量,中括号内数值为 p 值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著。

(二)相对收敛

1. 相对收敛分析方法



与绝对  $\beta$  收敛不同的是,在条件  $\beta$  收敛中,除碳生产率的初始水平外,制造业各行业的特性也会影响碳生产率的收敛,且各行业随时间趋于各自不同的稳态水平。在绝对  $\beta$  收敛模型中,引入几个可能影响碳生产率收敛的控制变量,便构成了条件  $\beta$  收敛,本文借鉴前期文献的研究结果,将条件  $\beta$  收敛模型设定为:

$$g_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln CP_{i,t-1} + \beta_2 ES_{i,t} + \beta_3 IS_{i,t} + \beta_4 KL_{i,t} + \beta_5 RS_{i,t} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \tag{11}$$

其中, $ES_{i,t}$ 为第  $t$  时期  $i$  行业的企业规模,用行业产值与规模以上企业数比值的增长率表示; $IS_{i,t}$ 为第  $t$  时期  $i$  行业的行业结构,以分行业产值占制造业总产值之比表示,当行业重心偏向碳生产率高的行业时,结构效应为正,反之则为负; $KL_{i,t}$ 为第  $t$  时期  $i$  行业的资本劳动比,以制造业分行业资本存量占从业人数的比重来表示; $RS_{i,t}$ 为第  $t$  时期  $i$  行业的能源消费结构,以煤炭消费量与能源消费量的比值表示; $\beta_2 \sim \beta_5$  分别为企业规模、行业结构、资本深化和能源消费结构各控制变量的回归系数。式 (11) 中的其他变量与式 (10) 相同。

在估计方法选择上,对于绝对  $\beta$  收敛模型,本文采用基于豪斯曼检验的面板数据估计方法。由于引入了几个影响碳生产率增长的控制变量,条件  $\beta$  收敛模型在估计时可能会有遗漏解释变量导致的内生性问题。针对这些问题,国内外学者的惯常做法是采用动态面板的一阶差分 GMM 或 SystemGMM 估计方法。考虑到差分 GMM 存在弱工具变量问题,在对条件  $\beta$  收敛模型进行估计时,本文运用了 SystemGMM 估计方法。

## 2. 条件 $\beta$ 收敛检验

表 5 给出了浙江省制造业碳生产率条件  $\beta$  收敛的检验结果,运用的估计方法是 Dynamic Panel Data 的 SystemGMM 估计法。除制造业整体外,根据前文的分类,表 5 也给出了两种分类行业的碳生产率条件  $\beta$  收敛的检验结果。由表 5 可以看出,首先,对于制造业整体而言, $\ln CP_{i,t-1}$  的估计系数在 1%水平上显著为负,说明在研究样本期间内浙江省制造业分行业的碳生产率存在条件  $\beta$  收敛,各细分行业具有不同的稳定状态,并趋近于各自的稳定状态。其次,就加入的控制变量而言,企业规模的估计系数为正且显著,说明企业规模的扩张对碳生产率的增长起促进作用。资本深化的系数也显著为正,说明资本密集度的提高促进了碳生产率的增长,原因可能在于更多的资本倾向于包含更高的技术水平,从而更有利于全要素生产率的增长。能源消费结构的估计系数显著为负,表明浙江省制造业碳生产率具有负的能源结构效应,即能源消费结构中煤炭消费比重的下降有利于碳生产率的增长。行业结构的系数为正,但未能通过显著性检验,可能的原因是由于政策的时滞效应,行业结构调整的效应还未在当前显现。

分样本条件  $\beta$  收敛的估计结果显示:一是类似于整体制造业,两种分类行业也都存在条件  $\beta$  收敛,其中,收敛速度较高的是相对污染类行业,这恰好与绝对  $\beta$  收敛的情形相反;二是与整体制造业一样,两种分类行业的碳生产率的规模效应为正,能源消费结构效应为负,且均统计显著。在相对污染类行业中,行业结构的系数为正,资本深化的系数为负,但都未能通过显著性检验;然而,在相对清洁类行业中,行业结构效应为负,资本深化效应为正,但这两个变量对碳生产率增长的作用也均不显著。

表 5 条件  $\beta$  收敛模型估计结果

| 解释变量             | 制造业整体                   | 相对污染类行业               | 相对清洁类行业                |
|------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|
| $\ln CP_{i,t-1}$ | -0.1501***<br>(-114.63) | -0.1620***<br>(-7.69) | -0.1203***<br>(-14.42) |
| ES               | 0.0095***<br>(4.44)     | 0.0189***<br>(3.49)   | 0.0051***<br>(4.59)    |

|           |                         |                       |                       |
|-----------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| IS        | 0.0147<br>(1.49)        | 0.1217<br>(0.80)      | -0.0090<br>(-0.25)    |
| KL        | 0.0138***<br>(5.71)     | -0.0204<br>(-1.31)    | 0.0156<br>(1.41)      |
| RS        | -0.1592*** (-2<br>2.77) | -0.0031***<br>(-6.35) | -0.0265***<br>(-8.70) |
| L1, g     | 0.2145***<br>(58.65)    | 0.3352***<br>(6.48)   | 0.1778***<br>(22.13)  |
| $C$       | -0.0271**<br>(-2.24)    | 0.5169<br>(1.13)      | -0.1279**<br>(-2.16)  |
| Wald      | 49679.32<br>[0.0000]    | 155.83<br>[0.0000]    | 1602.04<br>[0.0000]   |
| AR(1) 检验  | -3.3653<br>[0.0008]     | -2.1308<br>[0.0435]   | -4.1322<br>[0.0000]   |
| AR(2) 检验  | -1.4509<br>[0.1468]     | -1.2160<br>[0.2240]   | -0.9296<br>[0.3526]   |
| Sargan 检验 | 25.8796<br>[0.8937]     | 6.4182<br>[0.9908]    | 16.2309<br>[0.9981]   |
| 模型        | SYS-GMM                 | SYS-GMM               | SYS-GMM               |
| 观测数       | 336                     | 120                   | 216                   |

注:小括号内数值为 z 统计量,中括号内数值为 p 值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著。

## 五、结论

本文运用 SBM 方向性距离函数与 GML 全要素生产率指数测算了 2001-2016 年浙江省 28 个制造业分行业的碳生产率,并在此基础上运用收敛理论分别对碳生产率的  $\sigma$  收敛、绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛进行了检验。通过本文的分析,可以得出如下结论:

整体而言,浙江省制造业的碳生产率呈增长趋势,驱动其增长的主要因素是技术变化,而技术效率并没有发挥出应有的提升碳生产率的作用,且个别行业技术效率的年均负增长抵消了技术进步的年均正增长。因此,依靠效率的改善来提高浙江省制造业碳生产率还有很大的余地。本文还发现各细分行业的碳生产率呈现了较强的异质性特征。

从收敛性检验结果来看,浙江省制造业的碳生产率没有随着时间的推移呈现明显收敛或发散的特征,不存在  $\sigma$  收敛。就分类行业而言,相对污染类行业和相对清洁类行业也都不存在  $\sigma$  收敛。但浙江省制造业的碳生产率表现出绝对  $\beta$  收敛特征,制造业碳生产率低的行业整体上比碳生产率高的行业具有更快的增长速度。两种分类行业也都存在绝对  $\beta$  收敛趋势,且在绝对  $\beta$  收敛速度上,相对清洁类行业要高于相对污染类行业。运用动态面板数据 SystemGMM 估计方法对制造业碳生产率的条件  $\beta$  收敛进行检验,发现各细分行业具有不同的稳定状态,并向各自的稳态水平趋近。类似于绝对  $\beta$  收敛,两种分类行业也均存在条件  $\beta$  收敛,但其收敛速度情形恰好与绝对  $\beta$  收敛速度情形相反。企业规模和资本深化对浙江省制造业碳生产率的增长的影响显著为正,而能源消费结构的影响显著为负。

因此,提高浙江省制造业碳生产率的关键在于推进企业技术创新,充分发挥技术效率应有的提升碳生产率的作用;扩大企业规模,发挥规模效应;优化能源结构,促进增效减耗和节能减排;加大资本投入,促进资本深化水平。

---

## 参考文献:

- [1]MIELNIK O, GOLDEMBERG J. The Evolution of the carbonization index in developing countries[J]. Energy Policy, 1999, 27 (5) :307-308.
- [2]ZHOU P, ANG B W, HAN J Y. Total factor carbon emission performance:A Malmquist index analysis[J]. Energy Economics, 2010, 32 (1) :194-201.
- [3]刘明磊, 朱磊, 范英. 我国省级碳排放绩效评价及边际减排成本估计:基于非参数距离函数方法[J]. 中国软科学, 2011(3):106-114.
- [4]张丽峰. 基于 DEA 模型的全要素碳生产率与影响因素研究[J]. 工业技术经济, 2013(3):142-149.
- [5]吴晓华, 李磊. 中国碳生产率与能源效率省际差异及提升潜力[J]. 经济地理, 2014, 34(5):105-108.
- [6]张成, 史丹, 王俊杰. 中国碳生产率的潜在改进空间——基于外部环境和内部管理视角[J]. 资源科学, 2015, 37(6):1218-1229.
- [7]CHUNG Y H, FARE R, GROSSKOF S. Productivity and undesirable outputs:A directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51 (3) :229-240.
- [8]WATANABE M, TANAKA K. Efficiency analysis of Chinese industry:A directional distance function approach[J]. Energy Policy, 2007, 35 (12) :6323-6331.
- [9]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(1980-2008)[J]. 经济研究, 2010(11):21-34, 58.
- [10]王喜平, 姜晔. 环境约束下中国能源效率地区差异研究[J]. 长江流域资源与环境, 2013, 22(11):1419-1425.
- [11]朱承亮. 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, 2014, 31(6):36-54.
- [12]TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operation Research, 2001, 130 (3) :498-509.
- [13]FUKUYAMA H, WEBER W L. A Directional sacks-based measure of technical inefficiency[J]. Socio-Economic Planning Science, 2009, 43 (4) :274-287.
- [14]OH D H. A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index[J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34 (2) :183-197.
- [15]MULDER P, DE GROOT H L F. Structural change and convergence of energy intensity across OECD countries, 1970-2005[J]. Energy Economics, 2012, 34 (6) :1910-1921.
- [16]WAN J, BAYLIS K, MULDER P. Trade-facilitated technology spillovers in energy productivity convergence process

---

across EU countries[J]. Energy Economics, 2015, 48:253-264.

[17]杨正林,方齐云.能源生产率差异与收敛:基于省际面板数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2008(9):17-30.

[18]王群伟,周鹏,周德群.我国二氧化碳排放绩效的动态变化、区域差异及影响因素[J].中国工业经济,2010(1):45-54.

[19]张成,蔡万焕,于同申.区域经济增长与碳生产率——基于收敛及脱钩指数的分析[J].中国工业经济,2013(5):18-30.

[20]沈能,王艳,王群伟.集聚外部性与碳生产率空间趋同研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(12):40-47.

[21]李亚冬,宋丽颖.我国碳生产率的收敛机制研究:理论和实证检验[J].科学学与科学技术管理,2017,38(3):117-125.

[22]HARBERGER A. Perspectives on capital and technology in less-developed countries[C]//ARTIS M J, NOBAY A R. Contemporary Economic Analysis. London:Croom Helm, 1978:69-151.

[23]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):35-44.

[24]QUAH D. Regional convergence clusters across Europe[J].European Economic Review, 1996, 40 (3-5) :951-958.

[25]王凯,周婷婷,邵海琴,等.中国旅游业碳生产率区域差异及其格局演变:1995-2014[J].中国人口·资源与环境,2017,27(6):27-35.

[26]SALA-I-MATIN X. The classical approach to convergence analysis[J]. The Economic Journal, 1996, 106:1019-1036.

#### 注释:

1 浙江省 10 个重点传统制造业为纺织制造业、服装制造业、皮革制造业、化工制造业、化纤制造业、造纸制造业、橡胶和塑料制品制造业、非金属矿物制品制造业、有色金属加工制造业和农副食品加工制造业。

228 个制造业行业中,相对污染类行业包括农副食品加工业、食品制造业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业,其他为相对清洁类行业。