

区域经济增长质量的动态变化及收敛性检验

——基于全要素生产率增长率的分析*

楚尔鸣, 马永军

(湘潭大学 商学院 湖南 湘潭 411105)

摘 要: 基于2000—2011年的省级面板数据,采用随机前沿分析模型,从TFP(全要素生产率)增长率的角度分析了我国八大区域经济增长质量的动态变化及其收敛性。结果表明:我国TFP增长率整体上呈中西高东部低的格局;发达地区的技术进步变化率和技术效率变化率低于欠发达地区,这表明欠发达地区充分发挥了其先发优势;各区域的资源配置效率和规模经济效率虽然从动态来看均呈上升趋势,但整体效率值为欠发达地区低于发达地区;从TFP增长率的收敛性来看,全国范围内不存在绝对收敛,虽然落后地区存在追赶发达地区的趋势,但未来一段时间内,各区域间的发展差距将长期存在。

关键词: TFP增长率; SFA; 区域差异; 收敛性

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-5981(2014)01-0020-06

一、引言

改革开放30多年来,我国的经济增长取得了举世瞩目的成就,业已成为世界第二大经济体,但在经济总量快速增长的同时却存在着区域发展的非均衡。东部沿海发达地区的增长远远快于中西部地区,且存在着区域差距不断扩大之势,这种区域差距如果得不到矫正和扭转,势必会阻碍中国长期的经济增长。而且,在当前人口红利消失、资源和环境约束加剧的背景下,简单依靠投入要素增加的粗放式增长不可能带来真正的增长质量,只有依托全要素生产率(TFP)的提高才能实现高质量的增长和经济发展方式的转变。那么,我国近年来各区域之间的全要素生产率变化到底是“东高西低”,区域差距进一步恶化?还是“西高东低”,区域发展趋于均衡与收敛呢?显然,对这一问题地深入研究具有重要的理论和现实意义。

从各文献对区域TFP增长率的研究来看,有四种不同的结论。第一种结论是东部地区的TFP增长率要依次大于中部和西部地区(王争、郑京海、史晋川(2006)^{[1]48-59};李国璋、周彩云、江金荣(2010)^{[2]49-61};徐杰、杨建龙(2010)^{[3]3-5};胡晓珍、杨龙(2011)^{[4]123-134};屈小娥(2012)^{[5]35-45};龚关、胡关亮(2013)^{[6]4-15})。第二种结论是东部地区的TFP增长率虽然大于西部和中部地区,但西部

地区的TFP增长率却明显大于中部地区(武群丽(2010)^{[7]12-16};江涛涛、郑宝华(2011)^{[8]31-36};刘建国等(2012)^{[9]1069-1084};陶长琪、齐亚伟(2012)^{[10]32-40})。第三种结论是中部和西部地区的TFP增长率大体相当,反而东部地区TFP增长率最低(王志刚、龚六堂、陈玉宇(2006)^{[11]55-66};吴军(2009)^{[12]17-27};楚尔鸣、马永军(2013)^{[13]59-66})。第四种结论是各区域TFP增长率的波动性都较大,且各区域之间的差距无明显的规律可循(周晓艳、韩朝华(2009)^{[14]26-48})。不难发现,目前我国理论界关于区域TFP变化的研究仍存在较大争议,有必要做进一步的深入研究与探讨。

此外,在已有文献中大多学者采用传统的三分法(徐盈之、赵豫(2007)^{[15]45-52})或四分法(余利丰、邓柏盛、王菲(2011)^{[16]105-112})来处理区域分类,但随着改革开放的深化和新的区域政策的实施,传统的三分法或四分法难以准确反映出各区域的实际情况,也不便于度量区域政策的增长质量与效果。本文与其他研究相比有两点不同:一是在研究方法上首先采用超越对数形式的随机前沿分析(SFA)方法测算TFP增长率,然后借助Kumbhakar(2000)^{[17]216-259}的分解公式,将TFP增长率分解为技术进步变化率(FTP)、技术效率变化率(DTE)、资源配置效率(AE)以及规模经济

* 收稿日期:2013-08-14

作者简介:楚尔鸣(1965-),男,湖南湘潭人,湘潭大学商学院教授、博士生导师;

马永军(1984-),男,河北邯郸人,湘潭大学商学院博士研究生。

基金项目:国家自然科学基金项目“空间非一致性、房地产价格波动与最优货币政策选择研究”(项目编号:71273221);湖南省研究生科研创新项目“中国区域均衡发展战略的实施效果检验及其对策分析——基于全要素生产率增长视角”(项目编号:CX2013B240)。

效率(SE) 四部分; 二是在区域划分标准上采用八分法^①, 以体现各区域之间的经济特征和不同区域的经济增长质量。

本文其余部分结构安排为: 第二部分为随机前沿生产函数模型及全要素生产率的分解; 第三部分为全要素生产率增长率区域差异的实证检验及原因分析; 第四部分为区域全要素生产率增长率的收敛性分析; 第五部分为结论和政策建议。

二、随机前沿生产函数模型及全要素生产率的分解

设随机前沿生产函数模型的一般形式如下:

$$y_{it} = f(x_{it}, t, \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

式(1)中 y_{it} 是生产者 i ($i = 1, \dots, N$) 在第 τ 期的实际产出 ($\tau = 1, \dots, T$) x_{it} 是投入要素向量, $f(\cdot)$ 是随机前沿生产函数中的确定性前沿产出部分, β 是待估计的参数, t 是测量技术变化的时间趋势变量。为了避免混淆时间趋势变量 t 和标注投入产出时期的下标 τ , 在以下的论述中, 本文删除标注时期的下标 τ 和生产者下标 i , 只保留表示投入要素的下标 j , x_j 表示投入要素 j 。误差项为复合结构, 第一部分 v_{it} 为观测误差和其他随机因素, 第二部分 $u_{it} \geq 0$ 是技术非效率指数, 衡量相对前沿的技术效率水平。参照 Battese & Coelli (1992) 设定的随机前沿模型, 假定时变非效率指数为:

$$u_{it} = u_i \exp[-\eta(t - T)] \quad (2)$$

并假定 u_i 的分布服从非负断尾正态分布, 即 $u_i \sim N^+$ (μ, σ_u^2), 参数 η 表示技术效率指数 ($-u_{it}$) 的变化率, 该参数值为正表示公司相对前沿的技术效率不断改善, 负值则表示相对前沿的技术效率不断恶化。

随机前沿生产模型(1)和时变技术非效率指数模型(2)中的参数可以用最大似然法联合估计。似然函数中构造了方差参数: $\gamma = \sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, $\sigma_s^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ 。

为确定随机前沿生产模型的适用性, 需对 γ 进行检验。如果 $\gamma = 0$, 则为一般生产函数模型, 可用普通最小二乘法 (OLS) 估计; 如果 $\gamma > 0$, 则适用随机前沿模型, 并且 γ 越接近 1 说明用随机前沿模型的效果越好。并用实际产出与潜在最大产出的比率衡量生产者 i 相对前沿的技术效率水平 (TE_{it})。参照 Jondrow, Lovell, Materov & Schmidt (1982)^[18] 233~239 提出的混合误差分解方法 (JLMS), 从 $v_{it} - u_{it}$ 中分离出技术非效率 u_{it} 可得:

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

根据 Kumbhakar (2000) 的分析, TFP 增长率可以分解成四部分: FTP、DTE、AE、SE。将式(1)两边取对数, 然后对时间 t 进行全微分可得:

$$\frac{d \ln y}{dt} = \frac{d \ln f(x, t)}{dt} - \frac{du}{dt} = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial x_j} \frac{dx_j}{x_j} - \frac{du}{dt} \quad (4)$$

$\bar{y} = d \ln y / dt$ 表示产出增长率; $FTP = \partial \ln f(x, t) / dt$ 为技术

进步变化率, 表示在投入要素保持不变的条件下产出随时间的变化率; $\bar{x}_i = \partial \ln x_i / dt$ 表示要素 x_i 的变化率; $\varepsilon_j = \partial \ln f(x, t) / \partial \ln x_j$ 表示要素 j 的产出弹性。这样式(4)可以写成:

$$\bar{y} = \frac{d \ln f(x, t)}{dt} - \frac{du}{dt} = FTP + \sum_j \varepsilon_j \bar{x}_j - \frac{du}{dt} \quad (5)$$

按照增长核算方法, 全要素生产率的增长为:

$$\overline{TFP} = \bar{y} - \sum_j S_j \bar{x}_j \quad (6)$$

其中 S_j 是要素 j 在要素总成本中的份额, 且有 $\sum_j S_j = 1$ 。

在利润最大条件下, 要素的产出弹性值应该等于要素的费用份额, 据此可以使用增长核算方法计算全要素生产率的增长。但是实际中产出弹性和要素的费用份额可能不相等, 这主要是由资源配置效率所引起的。

将式(5)带入式(6), 经适当变换可得:

$$\overline{TFP} = FTP + \frac{du}{dt} + \sum_j (\varepsilon_j - S_j) \bar{x}_j = FTP + \frac{du}{dt} + \sum_j (\lambda_j - S_j) \bar{x}_j + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \bar{x}_j \quad (7)$$

其中 $\lambda_j = \varepsilon_j / \sum_j \varepsilon_j = \varepsilon_j / RTS$ 是随机前沿生产函数中要素 j 投入的相对产出弹性, 有 $\sum_j \lambda_j = 1$ 。这样转换的目的是使得相对产出弹性 λ_j 与相对费用份额 S_j 具有可比性, 以衡量资源配置效率。RTS = $\sum_j \varepsilon_j$ 表示规模总报酬的大小。式(7)右边的四项分别表示:

技术进步变化率 (FTP): $FTP = \partial \ln f(x, t) / dt$;

技术效率变化率 (DTE): $DTE = -du / dt$;

资源配置效率 (AE): 要素投入结构的变化对生产率增长的贡献: $AE = \sum_j (\lambda_j - S_j) \bar{x}_j$;

规模经济效率 (SE): 要素的规模报酬对生产率增长的贡献: $SE = (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \bar{x}_j$ 。规模经济是指在其他条件不变的情况下, 产出增长比例高于要素规模综合增长比例。

三、全要素生产率增长率区域差异的实证检验及原因分析

(一) 模型设定

SFA 生产模型不仅要考虑技术进步, 还必须考虑技术进步与投入要素对技术效率的交互效应, 以及投入要素之间的替代效应。因此, 本文的计量分析选用超越对数形式的 SFA 生产模型:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 (\ln L_{it})^2 + \beta_4 (\ln K_{it})^2 + \beta_5 (\ln L_{it}) (\ln K_{it}) + \beta_6 (\ln L_{it}) t + \beta_7 (\ln K_{it}) t + \beta_8 t + \beta_9 t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (8)$$

此时, 这四部分效率具体形式为:

1. 技术进步变化率: $FTP = \partial \ln f(x, t) / \partial t = \beta_6 \ln L_{it} + \beta_7 \ln K_{it} + \beta_8 + 2\beta_9 t$;
2. 技术效率变化率: $DTE = -du / dt = \eta \times u_{it} \times \exp[-\eta(t - T)] = \eta u_{it}$;
3. 资源配置效率: $AE = \sum_j (\lambda_j - S_j) \bar{x}_j = (\lambda_k - S_k) \times \bar{K} +$

① 2005 年国务院发展研究中心发展战略和区域经济研究部的课题报告《中国(大陆)区域社会经济发展特征分析》中将中国(大陆)划分为八大经济区域。具体方案为: 东北经济区(黑、吉、辽); 北部沿海经济区(冀、京、津、鲁); 东部沿海经济区(苏、沪、浙); 南部沿海经济区(闽、粤、琼); 黄河中游经济区(晋、陕、蒙、豫); 长江中游经济区(鄂、湘、赣、皖); 西北经济区(新、藏、青、甘、宁); 西南经济区(川、渝、云、贵、桂)。

$$(\lambda_l - S_l) \times \bar{L}_l$$

$$4. \text{规模经济效率: } SE = (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \bar{x}_j = (RTS - 1) (\lambda_k \times \bar{K} + \lambda_l \times \bar{L})$$

(二) 变量和数据说明

本文所选取变量如下: 1. y_{it} 表示 i 省份第 t 年的实际 GDP, 代表产出变量。本文将各省份历年的 GDP 全部按 GDP 平减指数折算成 1952 年价格水平。原始数据来自历年《中国统计年鉴》。2. L_{it} 表示 i 省份第 t 年的从业人员总数, 代表劳动力投入变量。原始数据来源于 Wind 数据库。3. K_{it} 表示 i 省份第 t 年的资本存量, 代表资本投入变量。计算时利用固定资本形成总额数据按 GDP 平减指数折算成 1952 年的价格水平, 并将各省份折算后的数据按永续盘存法再对资本存量进行估算^①。资本形成总额的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。样本区间为 2000—2011 年间 31 个省份的年度数据。

(三) 模型的估计结果及分析

本文首先利用 Frontier 4.1 软件对式 (2) 和式 (8) 进行估计, 以判断模型的适用性。从估计结果表 1 可以看出, $\gamma = 0.9298$, LR 检验在 1% 水平下是显著的, 除常数项与 $(\ln L_{it})^2$ 外, 其他项的参数都较好地通过了 T 检验。这表明式 (1) 的随机误差项具有明显的复合结构, 适合使用随机前沿模型进行估计。然后利用 Matlab7.0 软件, 通过编程计算出各省份的技术进步变化率 (FTP)、技术效率变化率 (DTE)、资源配置效率 (AE)、规模经济效率 (SE) 和 TFP 增长率。最后, 为了观察各区域之间 TFP 增长率及四部分构成的动态变化差异, 再按八大区域各自包含的省份计算其平均值。

表 1 SFA 生产函数估计结果

变量	系数	标准差	T 值
常数项	-0.144 4	0.962 7	-0.150 0
$\ln L_{it}$	2.021 1	0.254 2	7.949 9***
$\ln K_{it}$	-0.495 4	0.225 6	-2.195 4***
$(\ln L_{it})^2$	0.006 1	0.025 7	0.239 0
$(\ln K_{it})^2$	0.132 9	0.015 6	8.513 0***
$\ln L_{it} \cdot \ln K_{it}$	-0.194 1	0.025 2	-7.696 5***
$(\ln L_{it}) \cdot t$	0.017 6	0.004 3	4.131 5***
$(\ln K_{it}) \cdot t$	-0.014 8	0.005 6	-2.626 6***
t	0.033 4	0.036 2	1.923 8**
t^2	1.57×10^{-5}	0.000 8	2.620 7**
σ^2	0.025 4	0.004 3	5.880 2***
γ	0.929 8	0.012 9	71.839 8***
μ	0.307 2	0.090 2	3.404 5***
η	0.030 3	0.003 8	7.887 0***
Log 函数值		47.89***	
LR 单边检验		65.6***	

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

1. 区域 TFP 增长率构成的动态变化及分析

将各省份的 FTP、DTE、AE、SE 分别按八大区域包含的省份计算出平均值, 并绘制成图 1—图 5, 如下:

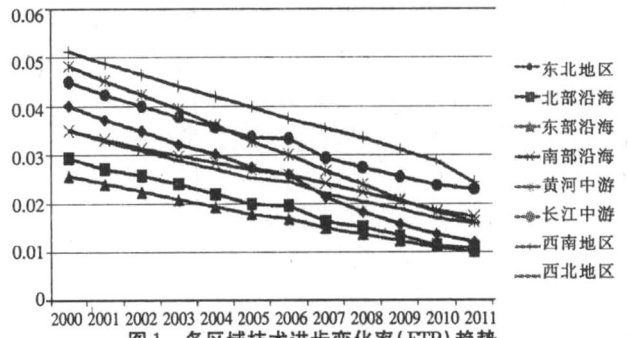


图 1 各区域技术进步变化率(FTP)趋势

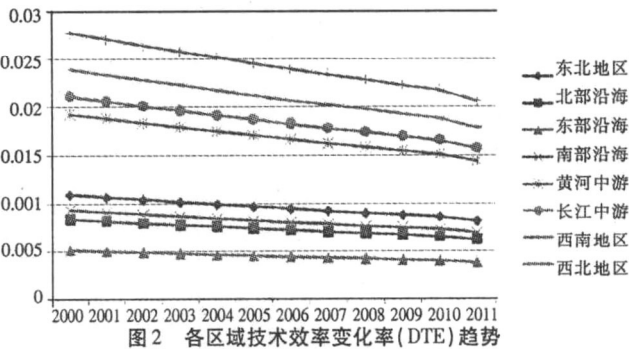


图 2 各区域技术效率变化率(DTE)趋势

从图 1 可以看出, 各区域技术进步变化率均呈逐年下降趋势。其中, 西南地区、长江中游、黄河中游地区的技术进步变化率较高, 东北地区、南部沿海、西北地区次之, 北部沿海、东部沿海最低。技术进步变化率大致呈“西高东低”格局。这表明中西部欠发达地区通过借鉴吸收东部地区和发达国家的先进技术, 已初步具备“后发优势”的条件, 技术进步速度大大加快。

图 2 显示, 2000—2011 年间, 各区域技术效率变化率均为正值, 但具有逐年下降趋势, 说明各区域的相对前沿技术效率都在不断改进, 只是改进的边际速度是趋于下降的。分区域来看, 西南地区最高, 东部沿海地区最低, 说明相对前沿技术效率越高的区域改进的难度越大, 相对前沿技术效率越低的区域改进的难度越小。正因为如此各区域的相对前沿技术效率变化率存在着缩小的趋势。

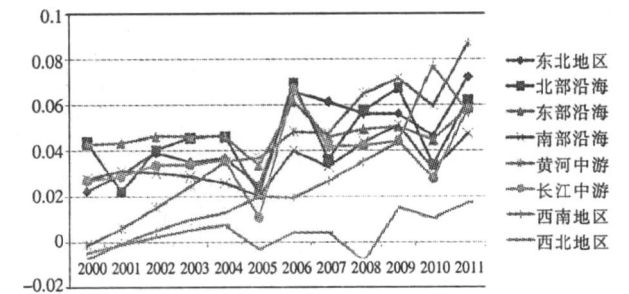


图 3 各区域资源配置效率(AE)趋势

① 永续盘存法公式为: $K_t = (1 - \delta_t) K_{t-1} + I_t$ 。其中 K_t 表示第 t 年的资本存量; I_t 为固定资产形成指标; δ_t 表示第 t 年的折旧率(参考周晓艳的做法, δ_t 取定值 6%)。基期 1952 年的初始资本存量: $K_0 = I_0 / (g + \delta)$ 。其中 I_0 为基期的资本流量, g 为样本真实投资的年平均增长率。

从图3来看,我国在2000—2011年间各区域的资源配置效率基本上呈整体上升趋势,但波动性较大。本文认为,资源配置效率的整体上升主要是由于我国正式加入世贸组织引起的,使我国可以与其他世贸成员国一样在市场经济的原则下进行国际贸易,开展各种形式的经贸合作与竞争,充分利用国内和国际两个市场,发挥市场对资源配置的基础性作用。资源配置效率的波动性主要是由于市场机制受到某些因素的干扰造成的,这些因素包括地方政府的晋升激励加剧了政府对资源配置的干扰,国际金融危机对国内国外市场的冲击,我国反危机的政策措施所引起的国进民退,区域政策所导致的资源非市场性转移等。分区域来看,北部沿海、东北地区、东部沿海和南部沿海地区较高,南部沿海、长江中游、西南地区 and 西北地区较低,这说明在等量资本、劳动要素投入下,我国当前东部沿海发达地区的资源配置效率要高于中西部欠发达地区,这正是由于东部市场化水平较高、资本流动性充分所致。

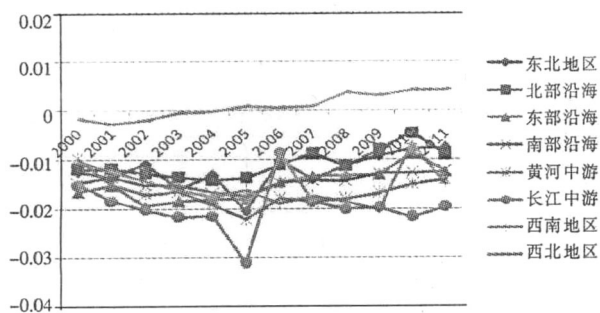


图4 各区域规模经济效率(SE)趋势

再看图4,同样各区域的规模经济效率整体呈上升趋势,只是时间上的波动性较大,这说明我国各区域资本、劳动要素综合产出的规模经济性具有上升趋势,且在2006年以后各区域的上升趋势更为明显。但从具体数值来看,各区域规模经济效率都较低。这应该与我国各区域的重复建设和区际不正当竞争有关。由此导致企业的盈利能力大大下降,各区域间的生产模式偏离其比较优势,从而使得经济规模恶化,阻碍了规模经济效率的提高(张军(2002)^{[19]15-29)}。

2. 区域TFP增长率的动态变化及分析

将各省份的FTP、DTE、AE、SE求和计算出TFP增长率,再按八大区域分类平均并绘制成图5如下:

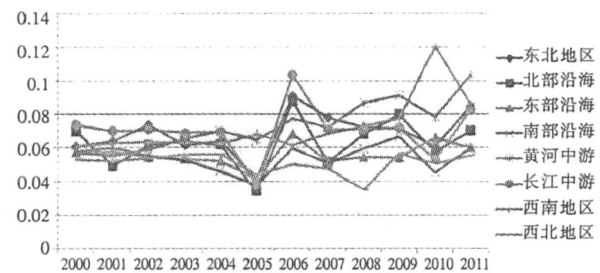


图5 各区域TFP增长率变化

从图5可以看出,黄河中游、西南地区与长江中游地区TFP增长率较高;东北地区、北部沿海、东部沿海、南部沿海地区其次;西北地区最低。从上面的分析可以看出,主要原因来自于三个方面:(1)资本、劳动力等投入要素的差异。与东部相比,中西部地区具有更为丰富的自然资源与廉价劳动力,如西南地区有色金属约占全国储量的40%,河南、四川、湖南以及湖北都是劳动力大省,随着西部大开发、中部崛起与振兴东北战略的实施,这些丰富自然资源和廉价的劳动力快速提高了中西部地区的TFP增长率;(2)区际产业转移。进入2000年以来,我国区域经济发展格局发生了深刻的变化。东部沿海、北部沿海和南部沿海等发达地区资本边际报酬趋于下降,加之土地、劳动力、能源等要素供给趋紧,资源环境约束矛盾十分突出,外延型发展方式难以继续,加之受周边国家竞争加剧的影响,加快经济转型和结构升级刻不容缓。而西南地区、黄河中游地区、长江中游地区基础设施逐步完善,产业发展空间较大。出于保持、提升竞争优势的动机,发达地区大多数劳动密集型产业开始向这些地区迁移、重组。随着产业迁入,西南地区、黄河中游地区、长江中游地区等中西部区域的产业实现了低技术水平、低附加值到高科技含量、高附加值的演变和升级,产业结构得到不断优化,TFP增长率也随之提高;(3)地方政府的晋升激励。地方政府官员晋升激励机制是国家的一项重要政治制度。地方政府官员以其政绩为基础,从基层开始,一级一级向上寻求突破,不断晋升。与东部发达地区相比,西南地区、黄河中游等中西部区域的经济增长的途径相对较窄。为了更快地得到升迁的机会,这些地区的政府官员努力的边际成本要明显高于东部发达地区。这便为TFP增长率的提升创造了更为有利的外部环境。

为使各区域全要素生产率增长的影响因素更加清晰,本文还计算了各区域及全国的各部分效率对TFP增长率的贡献率(见表2)。不难看出,东北地区、北部沿海地区、东部沿海地区、南部沿海地区、黄河中游地区、长江中游地区以及全国的资源配置效率对TFP增长率的贡献最大;西南地区 and 西北地区的技术进步变化率对TFP增长率的贡献最大;各地区规模经济效率(SE)都处于较低水平。未起到甚至阻碍了TFP增长率的提高。

表2 各区域TFP增长构成及其贡献率

	TFP 增长	FTP	DTE	AE	SE	FTP 贡献率	DTE 贡献率	AE 贡献率	SE 贡献率
东北地区	0.068 7	0.025 7	0.009 6	0.045 5	-0.012 2	37.45%	13.96%	66.27%	-17.69%

北部沿海	0.061 7	0.019 6	0.007 4	0.045 6	-0.010 9	31.75%	11.96%	73.93%	-17.63%
东部沿海	0.054 4	0.017 5	0.004 5	0.047 5	-0.015 1	32.14%	8.27%	87.31%	-27.72%
南部沿海	0.054 3	0.026 2	0.008 2	0.034 4	-0.014 5	48.22%	15.03%	63.41%	-26.66%
黄河中游	0.073 4	0.031 7	0.016 9	0.041 4	-0.016 7	43.20%	23.05%	56.48%	-22.72%
长江中游	0.069 7	0.033 1	0.018 5	0.037 8	-0.019 7	47.45%	26.58%	54.20%	-28.23%
西南地区	0.072 5	0.038 6	0.024 3	0.025 0	-0.015 3	53.21%	33.52%	34.43%	-21.16%
西北地区	0.050 9	0.024 8	0.021 0	0.004 2	0.000 9	48.79%	41.21%	8.30%	1.70%

四、区域全要素生产率增长率的收敛性分析

为分析各区域之间在不考虑要素投入作用下是否具有发展的均衡性,本文研究了各区域 TFP 增长率的差异性,并对其进行收敛性检验。

(一) σ -收敛性检验

σ -收敛是通过分析区域间增长率变量的变异系数的分布情况从而进行收敛性的判断。若变异系数随时间推移而减小,意味着区域间该变量的差异越来越小,则存在 σ 收敛。通过添加趋势线,可以清晰地看出各区域内部的 TFP 增长率的动态变化趋势。全国及八大区域 TFP 增长率的 σ -收敛性分析结果和趋势线公式分别如图 6 和表 3 所示。

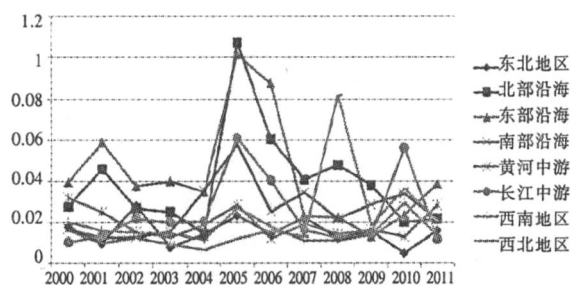


图 6 σ -收敛性检验结果

从表 3 可以看出,东北地区、北部沿海、东部沿海及黄河中游地区的 TFP 增长率存在 σ -收敛,表明这些区域内部省份之间的 TFP 增长率的差异正在逐渐缩小。而南部沿海、长江中游、西南地区及西北地区的 TFP 增长率不存在 σ -收敛性,表明该区域内部省份 TFP 增长率之间的差距存在进一步扩大的趋势。

表 3 各区域 TFP 增长率变异系数的趋势线公式

趋势线公式	趋势线公式
东北地区 $y = -0.003x + 0.178$	黄河中游 $y = -0.005x + 0.229$
北部沿海 $y = -0.002x + 0.418$	长江中游 $y = 0.009x + 0.185$
东部沿海 $y = -0.002x + 0.578$	西南地区 $y = 0.164$
南部沿海 $y = 0.012x + 0.182$	西北地区 $y = 0.025x + 0.043$

(二) 绝对 β 收敛性检验

绝对 β 收敛是分析区域间增长率变量是否可以最终达到相同的稳定状态,以判断落后地区是否存在追赶发达地区的趋势。本文研究绝对 β 收敛的方程如下:

$$[\ln(TE_{i,T}) - \ln(TE_{i,0})]/T = \alpha + \beta \ln(TE_{i,0}) + \varepsilon \quad (9)$$

其中, $[\ln(TE_{i,T}) - \ln(TE_{i,0})]/t$ 表示第 i 个省份从 $t=0$ 期到 $t=T$ 期的平均 TE 增长率 α 为常数项 $\ln(TE_{i,0})$ 为第 i 个省份 $t=0$ 期 TE 的初始值 β 为其回归系数。若 β 值为负,

则表明存在绝对 β 收敛。回归结果如表 4 显示,北部沿海、东部沿海、南部沿海、黄河中游与长江中游地区的值均为负值,但仅南部沿海与黄河中游地区通过了 5% 显著水平检验,表明这两大区域存在绝对 β 收敛性。东北地区、西南地区与西北地区值均为正值,但只有西南地区与西北地区通过了 5% 显著水平检验,表明这两大区域不存在绝对 β 收敛性。从全国来看 β 值为负并通过了 5% 的显著水平检验,表明在全国范围内存在一定的落后地区追赶发达地区的趋势。但结合 σ -收敛性检验的结果可以判断,全国并不存在显著的绝对收敛性,只是黄河中游地区与南部沿海地区存在俱乐部收敛现象。

表 4 绝对 β 收敛性检验结果 (OLS 回归)

	β	标准差	T -统计量	概率值	R^2
东北地区	-0.102	0.066	-1.549	0.132	0.071
北部沿海	-0.067	0.133	-0.501	0.618	0.006
东部沿海	-0.014	0.065	-0.219	0.828	0.002
南部沿海	-0.035	0.094	-0.366	0.717	0.004
黄河中游	-0.222***	0.025	-8.764	0.000	0.646
长江中游	-0.123	0.083	-1.483	0.145	0.05
西南地区	-0.011	0.036	-0.304	0.762	0.001
西北地区	0.017***	0.004	4.266	0.002	0.001

注:***表示 1% 显著。

(三) 条件 β 收敛性检验

条件 β 收敛是研究每个区域的增长率能否收敛于各自的稳定水平。与绝对 β 收敛不同,条件 β 收敛承认了落后地区与发达地区的差距可能持续存在。本文采用 Panel Data 固定效应模型来检验条件 β 收敛。回归方程如下:

$$[\ln(TE_{i,t}) - \ln(TE_{i,t-1})] = \alpha + \beta \ln(TE_{i,t-1}) + \varepsilon \quad (10)$$

式(10)中 α 为 Panel Data 的固定效应项,对应不同地区的各自稳定条件。 β 为其回归系数。若 β 值为负,则表明存在条件 β 收敛,即第 i 个地区的 TE 收敛于自身的稳定条件。回归结果表 5 显示,各个区域的估计系数 β 均为负值,并达到了 5% 的显著性水平,说明各区域及全国的 TFP 增长率都存在着条件 β 收敛,即各个区域都有各自的稳定水平,并且在动态变化中收敛于各自的稳定水平。

表 5 条件 β 收敛性检验结果 (面板回归)

	β	标准差	T -统计量	概率值	R^2
东北地区	-1.031***	0.221	-5.461	0.000 0	0.498
北部沿海	-1.143***	0.153	-7.491	0.000 0	0.572
东部沿海	-1.014***	0.180	-5.632	0.000 0	0.506

南部沿海	-0.786***	0.177	-4.445	0.0001	0.389
黄河中游	-0.234***	0.101	-2.318	0.025	0.113
长江中游	-1.021**	0.154	-6.620	0.000	0.511
西南地区	-0.515***	0.120	-4.289	0.000	0.258
西北地区	-0.868***	0.138	-6.315	0.000	0.429

注: **表示5%水平显著,***代表1%水平显著。

五、结论和政策建议

本文利用基于超越对数生产函数的SFA模型,将TFP增长分解为技术进步变化率、技术效率变化率、规模经济效率和资源配置效率四个部分,并对2000—2011年各区域的TFP增长进行了动态分析与技术效率的收敛性检验,得出四点结论:1.我国TFP增长率整体呈现“中西高东部低”格局,这与投入要素差异、区际产业转移以及地方政府的晋升激励有着密切关系。2.欠发达地区的技术进步变化率较高,发达地区较低,均呈下降趋势。各区域的技术效率都在不断改进,只是改进的边际速度是趋于下降的。3.各区域的资源配置效率和规模经济效率整体呈上升趋势,但具有较大波动性,且发达地区的资源配置效率和规模经济效率普遍高于欠发达地区。4.全国范围内不存在绝对收敛,虽然落后地区存在追赶发达地区的趋势,但未来一段时间内,各区域间的发展差距将长期存在。

鉴于此,本文建议加快经济欠发达地区的技术投入与技术进步,促进东部地区过剩的生产要素向中西部地区的转移和流动,减少政策性因素对市场资源配置基础性功能的干扰,优化经济环境,提高要素的综合产出弹性,将有利于区域经济的持续均衡发展。

参考文献:

- [1]王争,郑京海,史晋川.中国地区工业生产绩效:结构差异、制度冲击及动态表现[J].经济研究,2006(11).
- [2]李国璋,周彩云,江金荣.区域全要素生产率的估算及其对地区差距的贡献[J].数量经济技术经济研究,2010(5).
- [3]徐杰,杨建龙.中国区域生产率的变动及分解——基于Malmquist生产率指数的实证研究[J].现代管理科学,2010(9).

- [4]胡晓珍,杨龙.中国区域全要素生产率增长差异及收敛性分析[J].财经研究,2011(4).
- [5]屈小娥.考虑环境约束的中国省际全要素生产率再估算[J].产业经济研究,2012(1).
- [6]龚关,胡关亮.中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J].经济研究,2013(4).
- [7]武群丽.我国全要素生产率变化解构及区域收敛性分析[J].经济经纬,2010(1).
- [8]江涛涛,郑宝华.低碳经济下中国区域全要素生产率的收敛性研究[J].经济问题,2011(12).
- [9]刘建国,等.中国经济效率和全要素生产率的空间分异及其影响[J].地理学报,2012(8).
- [10]陶长琪,齐亚伟.中国省际全要素生产率的空间差异与变动趋势[J].科研管理,2012(11).
- [11]王志刚,龚六堂,陈玉宇.地区间生产效率与全要素生产率增长率分解[J].中国社会科学,2006(2).
- [12]吴军.环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析[J].数量经济技术经济研究,2009(11).
- [13]楚尔鸣,冯永军.中国全要素生产率增长的区域差异及其收敛性[J].区域经济评论,2013(3).
- [14]周晓艳,韩朝华.中国各地区生产效率与全要素生产率增长率分解(1990—2006)[J].南开经济研究,2009(5).
- [15]徐盈之,赵豫.中国信息制造业全要素生产率变动、区域差异与影响因素研究[J].中国工业经济,2007(10).
- [16]余利丰,邓柏盛,王菲.金融发展与中国生产率增长——随机前沿分析的视角[J].管理科学,2011,24(44).
- [17]Kumbhakar S C, Lovell C A K. Stochastic frontier analysis [M]. New York: Cambridge University Press, 2000.
- [18]Jondrow James, C A K Lovell, I S Materov et al. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model [J]. Journal of Econometrics, 1982, 23(8).
- [19]张军.改革以来中国的资本形成与经济增长:一些发现及其解释[J].世界经济文汇,2002(1).

责任编辑:廖文婷

Dynamic Change and Convergence Test of Regional Economic Growth Quality: From the View of TFP Growth

CHU Er-ming, MA Yong-jun

(College of Business, Xiangtan University, Xiangtan, Hunan 411105, China)

Abstract: Using a stochastic frontier specification and the dates of each province (2000–2011), this paper analysis the change of eight major regions' economic quality and its convergence from the perspective of TFP. The results show the growth rate of TFP of central and western regions is slight higher than that of east region, the change rate of technology progress and technology efficiency of developed regions is lower than those of undeveloped regions. It means the undeveloped regions use their advantage of backward, the allocative efficiency and scale economy of developed regions are higher than these of undeveloped regions, which all are constantly improved. From the view of convergence of TFP growth rate, absolute convergence does not exist nationwide. Although the undeveloped region own the trend to catch up with the developed region, the development gap among different regions will exist for a long time.

Keywords: TFP growth; SFA; regional difference; convergence