

中国地区工业生产率增长差异及收敛性研究

——基于三投入 DEA 实证分析

李健¹ 卫平² 付军明¹

(1. 湖北省发展规划研究院有限公司 规划咨询所, 湖北 武汉 430072; 2. 华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 本文在传统的两投入非参数随机前沿生产函数的基础上, 把人力资本纳入到研究框架中, 形成三投入非参数随机前沿生产函数, 进而分析了中国各地区 1998—2011 年工业的全要素生产率 (TFP) 增长率变迁和各地区工业 TFP 增长的收敛性问题。研究结果表明: 中国整体工业全要素生产率呈现出震荡式的上升, 年均增长率为 5.2%, 且推动 TFP 增长的主要动力是技术进步, 技术效率恶化对 TFP 增长产生了一定的负面影响; 东部和西部的工业 TFP 增长率显著高于全国平均水平, 而中部地区的工业 TFP 增长率显著低于全国平均水平, 并且西部地区的工业 TFP 增长率位居三大地区之首; 东部地区工业 TFP 增长的动力源泉是技术进步, 而中西部地区工业 TFP 增长的动力源泉是技术进步和技术效率改善双驱动; 全国及三大区域工业 TFP 增长均不存在 σ -收敛和绝对 β -收敛, 即全国范围内没有绝对收敛, 但全国及三大区域工业 TFP 增长均存在条件收敛。

关键词: 工业; 全要素生产率; 人力资本; DEA; 收敛性

中图分类号: F421 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2015)05-0021-10

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.05.003

一、引言

改革开放至今, 中国工业经济持续快速增长。工业总产值从 1978 年的 1607 亿元快速增长到 2013 年的 210689.42 亿元。尽管中国工业高速发展, 但这背后隐藏着巨大的隐患, 如过度投资、产能过剩、生产环境恶化、土地和资源使用率过低等问题, 未来中国工业的可持续发展面临着严峻的挑战。实现工业经济增长由传统的依赖投入大量生产要素的粗放型增长方式转变成以全要素生产率增长为推动力的集约型增长方式, 这是未来中国工业保持持续稳健增长的关键所在。因此, 对中国工业全要素生产率的研究就显得尤为重要。

全要素生产率 (TFP) 是指扣除资本、劳动、土地、原材料等要素投入之外, 其他所有可以促进经济增长的因素综合体。王志平^[1]指出 TFP 的增长率可以很好地度量要素效率的提高以及技术进步的程度, 反映生产率综合水平及其变动。现有关于工业 TFP 的研究大致可以分成两类。第一类是传统的“索洛余值法”。Tidrick^[2]在索洛研究框架下进行研究发现, 1978—1983 年期间中国工业全要素生产率出现了下降的趋势。Jefferson *et al.*^[3]利用三投入柯布-道格拉斯生产函数, 对中国 293 家工业企业进行研

收稿日期: 2015-04-09; 修回日期: 2015-07-27

作者简介: 李健(1986—), 男, 辽宁灯塔人, 湖北省发展规划研究院有限公司规划师、经济学博士, 研究方向为产业规划、国际贸易; 卫平(1952—), 男, 湖北武汉人, 华中科技大学经济学院教授、博士生导师, 企业经济研究所所长, 研究方向为国际贸易、产业经济; 付军明(1975—), 男, 湖北武汉人, 湖北省发展规划研究院有限公司正高级高级工程师、在读博士生, 研究方向为发展规划。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(10JZD0017)

究,发现中国工业全要素生产率在 20 世纪 80 年代具有上升趋势。Selin^[4]利用柯布-道格拉斯生产函数,对 1952—2005 年中国工业生产率进行了测算,发现中国工业 TFP 出现正增长,对工业经济增长的贡献率为 2%。在索洛研究框架下分析 TFP,索洛余值实际上既包括了技术进步变动等因素影响的部分,又包含测量误差、被忽视变量等因素影响的部分。该方法更为突出的缺陷是,假设生产单位处于长期均衡状态,即生产单位是在完全效率条件下进行决策的。这个前提假设对于发展中国家,尤其对于中国这样的转型国家而言并不适用。周晓燕和韩朝华^[5]指出,在中国,由于在管理和市场中存在明显的不完善、信息不对称以及源于制度等非价格性因素的生产效率损失,多数生产机构并不是处于最佳前沿技术水平上,从而也不具有完全效率条件。同时,利用索洛余值法测算 TFP 时需要选取合适的生产函数形式,因此就会因为函数形式设定不合理而导致测算结果存在误差。

学者们意识到采用“索洛余值法”在测算工业生产率时会遇到诸多的问题,纷纷转向第二类方法,即利用前沿技术方法来研究中国工业 TFP 增长问题。前沿技术方法分为两种:非参数的数据包络分析方法(DEA)和基于参数的随机前沿分析方法(SFA)。陈勇和唐朱昌^[6]利用 1985—2003 年中国 39 个工业行业的投入产出数据序列,采用 DEA 方法测算出中国在此阶段工业 TFP 年均增长率为 2.3%。涂正革^[7]采用数据包络分析法,利用 1995—2004 年约 23000 家工业企业数据测算全要素生产率,发现工业 TFP 增长率为 9.2%,对工业经济增长的贡献率为 60%。郭勇^[8]利用 1985—2010 年 28 个地区的省际工业面板数据,采用数据包络分析方法测算了中国工业生产率,研究发现,全国工业 TFP 年均增长率为 0.18%。涂正革和肖耿^[9]利用中国大中型工业企业 1995—2002 年期间的年度企业数据,采用随机前沿方法测算出中国工业全要素生产率年均增长率为 6.8%。李胜文和李大胜^[10]利用 1985—2005 年中国 34 个工业细分行业面板数据,运用三种投入的随机前沿模型测算出工业全要素生产率,证实了在四个时间段 TFP 均出现正增长。张军等^[11]利用随机前沿模型研究发现 1981—2006 年工业 TFP 增长率为 6%,对工业经济增长的贡献为 53%。

国内外学者对中国工业生产率做了较多的研究,研究方法上也不断得到完善,从初期的“索洛余值法”逐渐转向了基于非参数的 DEA-Malmquist 生产率指数法以及基于参数的随机前沿法,对全要素生产率的测算精确度不断提高。但我们发现,对于中国工业 TFP 增长研究的文献所采用的样本多数是从全国工业行业角度以及企业角度分析的,从区域层面分析的研究相对较少。而且对于测算生产率时是采用 DEA 方法还是采用 SFA 方法没有形成一致的看法。魏下海^[12]采用数据包络分析方法与随机前沿分析方法分别测算了中国 TFP 变动,研究发现,DEA 所得到的结论更能解释中国的经济增长现实。在现有采用 SFA 方法测算全要素生产率的研究中,同样是设定超越对数生产函数,但在处理过程中依旧存在着较大的分歧,如张军等^[11]在测算工业全要素生产率时,首先设定超越对数生产函数形式,之后采用 SFA 方法测算生产率,在计算相关统计量时把生产函数中变量系数不显著的全部设定为 0,而余永泽和张妍^[13]测算高技术产业全要素生产率时,先设定超越对数生产函数,之后采用 SFA 方法测算生产率,把初次估计的生产函数中变量的系数不显著的均删除再次重新估计。由此可见,同样是采用超越对数生产函数,并用 SFA 方法测算生产率,在处理过程上就出现了差异,这势必会对测算出的结果产生影响。

通过前文分析我们发现,现有研究在测算工业全要素生产率时没有考虑人力资本要素投入的作用。多数研究都假设要素投入主要为物质资本和劳动力两种要素,没有考虑到人力资本的作用。Mankiw *et al.*^[14]、赖明勇等^[15]、杨俊等^[16]、郭志仪和曹建云^[17]等从理论和实证方面得出了人力资本对经济增长的重要性。岳书敬和刘朝明^[18]在对中国区域全要素生产率进行分析时,扩展了传统的两种要素投入(物资资本和劳动)模型,运用数据包络分析法对生产率进行测算发现,引入人力资本要素后,1996—2003 年区域 TFP 增长得益于技术进步,倘若不考虑人力资本要素投入,则结果低估了区域 TFP 增长幅度,而高估了样本期间的技术进步指数。余永泽和张妍^[13]在对高技术产业效率研究时,把人力资本要素纳入到超越对数生产函数中去,构建三投入随机前沿生产函数分析效率问

题。在分析工业生产率时,应该把人力资本投入纳入到研究框架中,这样能更准确地测算出工业的 TFP。改革开放以来,中国工业经济发展取得了惊人的成就,然而,地区工业经济发展的不平衡性越发突出,由此引发了许多关于中国区域工业经济收敛性的研究,但对中国工业生产率的收敛性研究只有寥寥几篇,如沈能等^[19]在研究地区工业技术效率收敛性时采用的各个地区的时间序列进行了收敛性分析,但研究中没有区分是何种收敛特征。谢千里等^[20]基于 1998 年和 2005 年两个年份中国所有规模以上工业企业数据,分析中国工业生产率的生长和收敛性问题,但由于样本选择局限于两年,无法从动态角度去观察其收敛性问题。

综上所述,本文在以下几个方面进行拓展:第一,在现有研究的基础上,本文把人力资本纳入到研究框架中,以便提高测算结果的精确度;第二,本文运用 1998—2011 年中国 30 个地区的工业面板数据,采用数据包络分析方法研究中国区域工业全要素生产率增长差异及其动态特征,在对地区工业资本折旧率选取时没有设定固定值,根据相关统计指标计算出了不同地区不同年份工业资本折旧率;第三,本文借鉴彭国华^[21]对中国地区全要素生产率增长收敛性研究的方法,通过对中国地区工业全要素生产率增长进行 σ -收敛和 β -收敛分析,更全面地研究区域工业 TFP 增长收敛性问题。

二、全要素生产率的非参数 Malmquist 指数及其分解

本文采用 DEA-Malmquist 生产率指数法来考察工业全要素生产率。Caves *et al.*^[22]首次把 Malmquist 指数引入到生产率分析中,通过构造产出距离函数之比来度量生产率变化,并将此指数命名为 Malmquist 生产率指数。

首先定义技术集,遵从 Fare *et al.*^[23]的研究方法,将技术集合定义为以下形式:

$$S^t = \{ (x^t, y^t) : x^t \text{ 能够产出 } y^t \} \quad (1)$$

Fare *et al.*^[23]将 t 时期的产出距离函数定义为以下形式:

$$D_o^t(x^t, y^t) = \inf\{ \theta : (x^t, y^t/\theta) \in S^t \} = (\sup\{ \theta : (x^t, \theta y^t) \in S^t \})^{-1} \quad (2)$$

$D_o^t(x^t, y^t)$ 具有以下简单性质:

$D_o^t(x^t, y^t)$ 对于所有非负 x , $D_o^t(x^t, 0) = 0$; $D_o^t(x^t, y^t)$ 关于 y 是非递减的,关于 x 是非递增的; $D_o^t(x^t, y^t)$ 关于 x 是拟凸的,关于 y 是凸的; $D_o^t(x^t, y^t)$ 是有界的。

根据以上定义,可以构建出两个相邻时期 t 和 $t+1$ 期的四个产出距离函数,分别为: $D_o^t(x^t, y^t)$ 、 $D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 、 $D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 、 $D_o^{t+1}(x^t, y^t)$ 。其中前两个为同期产出的距离函数,后两个为混期产出的距离函数。

Caves *et al.*^[22]等将 t 和 $t+1$ 期的 Malmquist 生产率指数定义为以下形式:

$$M_o^t = \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \quad (3)$$

$$M_o^{t+1} = \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \quad (4)$$

为避免参考技术选择的任意性, Fare *et al.*^[23]将 Caves *et al.*^[22]研究中的 Malmquist 生产率指数进行修正,将 Malmquist 生产率指数定义为基于 t 和 $t+1$ 期的两个时期生产率指数的几何平均值,形式如下:

$$\begin{aligned} M_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= \left[\left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \times \left[\left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= EC \times TC \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $M_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t)$ 为 Malmquist 生产率指数, EC 为技术效率变化指数, 刻画生产单元的每年实际产出与最佳前沿距离的变化; TC 为技术进步指数, 表示技术边界从 t 期到 $t+1$ 期的移动。如果 Malmquist 生产率指数大于 1, 表示从 t 期到 $t+1$ 期全要素生产率增加; 如果该指数小于 1, 表示全要素生产率降低; 如果该指数等于 1, 表明全要素生产率处于稳定的状态。

进一步地, 技术效率变化指数可以分解为规模效率变化 (SC) 和纯效率变化 (PC)。其中规模效率变化测度的是从 t 期到 $t+1$ 期从不变规模报酬的前沿变化到可变规模报酬前沿的比值的变化, 纯效率变化测度的是可变规模报酬前提下前沿效率的变化。

$$EC = \left[\left(\frac{D_o^t(x^t, y^t)_{vrs}}{D_o^t(x^t, y^t)_{crs}} \right) \left(\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})_{crs}}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)_{vrs}} \right) \right] \left[\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})_{vrs}}{D_o^t(x^t, y^t)_{crs}} \right] = SC \times PC \quad (6)$$

其中 vrs 表示可变规模报酬, crs 表示规模报酬不变。

假设存在 $k = 1, 2, \dots, K$ 个地区, 每一期 $t = 1, 2, \dots, T$, 使用 $n = 1, 2, \dots, N$ 种投入 $x_{k,n}^t$, 能够创造出 $m = 1, 2, \dots, M$ 种产出 $y_{k,m}^t$ 。为了计算地区 k 在时间 t 到 $t+1$ 的生产率, 我们需要四个不同的距离函数, 即 $D_o^{t+i}(x^{k,t+j}, y^{k,t+j})$, $i = 0$ 或 1 , $j = 0$ 或 1 。进而通过求解下面四个线性规划测算 Malmquist 指数:

$$[D_o^{t+i}(x^{k,t+j}, y^{k,t+j})]^{-1} = \max \theta^k \quad (7)$$

$$\text{Subject to } \theta^k y_m^{k,t+j} \leq \sum_{k=1}^K z^k y_m^{k,t+j} \quad m = 1, 2, \dots, M \quad (8)$$

$$\sum_{k=1}^K z^k x_n^{k,t+j} \leq x_n^{k,t+j} \quad n = 1, 2, \dots, N \quad (9)$$

$$z^k \geq 0 \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (10)$$

其中 $(i, j) = (0, 0)$ 用来计算 $D_o^t(x^{k,t}, y^{k,t})$; $(i, j) = (0, 1)$ 用来计算 $D_o^t(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$; $(i, j) = (1, 0)$ 用来计算 $D_o^{t+1}(x^{k,t}, y^{k,t})$; $(i, j) = (1, 1)$ 用来计算 $D_o^{t+1}(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$ 。

三、变量选择和数据说明

本文选取的样本为 1998—2011 年 30 个省际工业面板数据 420 个观测结果, 以 1998 年为研究分界线, 主要是因为工业相关指标统计口径发生了变化。在对区域进行研究时, 本文把中国整体样本划分成东、中、西三个地区^①进行研究。

(1) 工业产出变量 (Y) 涂正革^[7]和谢千里等^[20]在测算工业全要素生产率时采用的是工业增加值作为工业产出的衡量指标。而李小平和朱钟棣^[24]、张军等^[25]、柳剑平和程时雄^[26]以及郭勇^[27]等学者的相关研究均采用了工业总产值作为工业产出的衡量指标。由于中国分地区的工业增加值在 2008 年以后未做统计, 现有文献采用临近年份的工业增加值率乘以数值缺失年份的工业总产值来获得增加值的数据。这种估算方法在一定程度上又对最终测算结果产生扭曲。鉴于此, 本文选择工业总产值作为衡量工业产出的指标。为了消除价格因素的影响, 我们采用以 1998 年为基期的工业品生产价格指数来对名义工业总产值进行平减, 以便得到实际工业总产值 (即以 1998 年不变价格来表示) 作为衡量工业产出变量。1998—2011 年的各地区工业总产值原始数据以及工业总产值指数来自历年的《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》以及各省份的统计年鉴。

(2) 资本投入 (K) 本文采用永续盘存法对各地区工业的资本存量进行估算。具体的公式为: $K_{it} = (1 - \delta_{it}) K_{it-1} + I_{it}$ 。其中 K_{it} 、 K_{it-1} 分别表示 i 地区工业在第 t 年和第 $t-1$ 年的实际资本存量, I_{it} 为 i 地区工业在第 t 年的实际投资额, δ_{it} 表示 i 地区工业在第 t 年的资本折旧率。估算各地区工业在第 t 年的资本存量需要以下数据: 基期 (即 1998 年) 的实际资本存量 K_{i0} , 1998—2011 年实际投资额 I_{it} , 1998—2011 年各地区工业资本折旧率 δ_{it} 。如何解决基期资本数据缺乏是测算资本存量的主要问题。本文借鉴 Hall 和 Jones^[28]的做法, 通过公式 $K_{i0} = I_{i0} / (g_{iy} + \delta_i)$ 来测算各地区工业的基期实际资本存量。其中 I_{i0} 为 i 地区工业基期的实际投资额, g_{iy} 为 1998—2011 年各地区工业实际总产值的年均增长

率 δ_i 为 i 地区工业基期的资本折旧率。至于 1998—2011 年的投资额, 本文借鉴张军等^[25] 的做法进行估算, 即“ t 年投资额 = t 年固定资产原值 - ($t-1$) 年固定资产原值”, 再采用固定资产投资价格指数进行平减, 即可得到历年的实际投资额 I_{it} 。本文考虑到不同地区的工业折旧率会存在差异, 没有采用统一数值来衡量折旧率, 参照张军等^[25] 和陈诗一^[29] 的做法, 通过以下三个公式分别测算出了不同地区不同年份工业的资本折旧率 δ_{it} : “ t 年累计折旧 = t 年固定资产原值 - t 年固定资产净值”、“ t 年折旧额 = t 年累计折旧 - ($t-1$) 年累计折旧”以及“资本折旧率 $\delta_{it} = t$ 年折旧额 / ($t-1$) 年固定资产原值”。按照本文的样本数据, 我们测算出不同地区不同年份的工业资产折旧率, 发现波动较大, 若是把各个地区工业的折旧率设定成固定值, 会造成研究结果出现偏差。各地区工业固定资产原值、工业固定资产净值以及累计折旧的原始数据来源于历年《中国工业经济统计年鉴》以及《中国工业交通能源 50 年统计资料汇编》; 各地区固定资产投资价格指数原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(3) 劳动投入(L) 本文使用各地区工业从业人员年平均人数来表示劳动投入。从业人员相关原始数据来源于历年《中国统计年鉴》以及《中国工业经济统计年鉴》。

(4) 人力资本(H) 目前实证研究中使用较为普遍的衡量指标——平均受教育年限作为人力资本的代理变量。Henderson *et al.*^[30] 通过 Mincer 函数和劳动受教育年限数据计算出平均受教育年限, 但此种测算方法需要对指标的系数设定, 没有标准说明, 会由于系数选取的不同导致不同的测算结果。本文借鉴周少甫等^[31] 的测算方法, 设定不同教育水平的受教育年限: 不识字或者识字很少为 0 年、小学为 6 年、初中为 9 年、高中为 12 年、大专及以上为 16 年。然后, 以不同受教育水平的人数占人口的比例为权数, 计算得到各个地区的平均受教育年限。由于相关统计年鉴公布的是 6 岁以上人口的受教育年限数据, 本文测算出来的也是 6 岁及以上人口的平均受教育年限。测算人力资本的原始数据来源于 1998—2011 年《中国劳动统计年鉴》以及《中国统计年鉴》。

四、中国地区工业 TFP 增长和收敛性分析

(一) 中国地区工业 TFP 增长差异分解及趋势分析

本文利用 DEAP2.1 软件计算了 1998—2011 年中国以及各地区工业逐年 Malmquist 指数并对其进行分解, 结果见表 1。1998 年以来, 除了 2007—2008 年中国工业全要素生产率出现了负增长之外(此时间段由于金融危机爆发, 对中国工业产生了较大的冲击, 对全要素生产率产生一定程度的负面影响, 因此出现负增长是比较合理的), 全要素生产率在其他年份里均呈现出了正增长。1998—2011 年中国工业全要素生产率年均增长率为 5.2%。工业技术进步年均增长率为 5.6%, 而同期工业生产技术效率出现了负增长为 -0.4%, 其中纯技术效率的改进对工业生产技术效率的改善做出了主要贡献, 其年均增长率为 0.9%, 规模效率出现了负增长, 年均增长率为 -1.2%。工业的市场化改革还是处于前期阶段, 其总体的垄断程度还是相对较高, 在一定程度上制约了技术效率的提高。同时, 国有企业占据过多的工业资源, 把住市场准入, 产生大量的寻租腐败现象, 这也会导致工业低效率发展。从以上研究结果可知, 技术效率的下降在一定程度上抵消了

表 1 1998—2011 年中国工业全要素生产率的 Malmquist 指数及其分解

年份	EFFCH	TECH	PECH	SECH	TFPG
1998—1999	1.016	1.037	1.087	0.935	1.054
1999—2000	1.016	1.033	1.008	1.007	1.049
2000—2001	0.975	1.065	0.964	1.011	1.038
2001—2002	1.008	1.060	0.997	1.011	1.069
2002—2003	1.011	1.062	1.009	1.002	1.074
2003—2004	1.054	0.977	1.042	1.011	1.030
2004—2005	0.997	1.062	0.996	1.001	1.058
2005—2006	0.963	1.068	1.004	0.959	1.029
2006—2007	0.981	1.070	1.005	0.976	1.049
2007—2008	0.962	1.034	0.997	0.964	0.994
2008—2009	0.999	1.062	0.995	1.004	1.061
2009—2010	0.994	1.054	1.014	0.980	1.048
2010—2011	0.980	1.145	1.001	0.979	1.123
均值	0.996	1.056	1.009	0.988	1.052

注: TFPG 为 Malmquist 生产率指数, TECH 为技术进步指数, EFFCH 为技术效率变化指数, PECH 为纯技术效率变化指数, SECH 为规模效率变化指数。

率为 -1.2%。工业的市场化改革还是处于前期阶段, 其总体的垄断程度还是相对较高, 在一定程度上制约了技术效率的提高。同时, 国有企业占据过多的工业资源, 把住市场准入, 产生大量的寻租腐败现象, 这也会导致工业低效率发展。从以上研究结果可知, 技术效率的下降在一定程度上抵消了

技术进步水平提高所产生的正面影响,由此表明工业全要素生产率增长的动力源泉为技术进步。

表2给出了利用DEAP2.1软件计算出来的分省区的Malmquist指数平均值及其分解数值。我们发现,工业全要素生产率出现正增长的地区有25个,按照增长的幅度大小依次为:海南、内蒙古、四川、青海、天津、北京、上海、湖北、新疆、广东、甘肃、宁夏、山东、云南、陕西、河南、湖南、重庆、浙江、江苏、贵州、黑龙江、河北、山西、福建。工业全要素生产率出现负增长的地区有5个,按照幅度大小依次为:广西、安徽、江西、辽宁、吉林。

观察图1中全国及三大区域工业TFP增长率的变化趋势,可以发现中国工业TFP增长呈现出震荡且略有上升的趋势,三大区域工业TFP波动趋势与全国基本保持一致。东部和西部工业全要素生产率增长率均高于全国平均水平,分别为6.2%和9.3%,而中部地区工业全要素生产率年均增长率低于全国的平均水平为4.2%。表3描述的是中国三大区域工业全要素生产率Malmquist指数及其分解数值。从不同地区工业全要素生产率增长变动组成部分来看,三大地区呈现出明显的差异。从技术效率变动角度来看,虽然全国技术效率年均增长率出现了衰退趋势,但不同地区呈现出不同特点,中西部地区技术效率呈现出了改善的状态,而东部地区的技术效率明显下滑。尽管总体上全国工业技术效率没有得到改善,反而出现了衰退,但在三个区域技术进步水平均呈现出了较快的正增长,在一定程度上抵消了技术效率衰退的负面影响。综上所述可知,中西部地区工业TFP增长是技术进步和技术效率改善双驱动导致的,而东部地区工业TFP增长主要是由于技术进步推动的。

(二) 中国地区工业TFP增长的收敛性分析

本文在对地区工业TFP进行收敛性分析时所使用的全要素生产率数据是基于DEA的Malmquist生产指数法计算出来的生产率的相对增长率,为了得到各个地区各年份的定基生产率增长率指数,我们将各地区的初始年份(即1998年)数值设定为1,结合前文测算出的相

对于上一年的Malmquist生产指数,在此基础上推算出本文所需要的数据,此计算过程类似于《中国统计年鉴》中的计算定基指数的过程。在对地区工业TFP增长率收敛性进行分析时,研究思路主要

表2 1998—2011年中国各个地区工业全要素生产率的Malmquist指数及其分解

地区	EFFCH	TECH	PECH	SECH	TFPG
北京	0.992	1.123	1.011	0.982	1.114
天津	1.016	1.101	1.012	1.004	1.118
河北	0.989	1.033	1.015	0.975	1.022
山西	0.988	1.032	1.016	0.972	1.020
内蒙古	1.028	1.121	1.021	1.007	1.152
辽宁	0.975	0.991	0.992	0.983	0.966
吉林	0.977	1.003	1.020	0.958	0.981
黑龙江	1.001	1.026	1.022	0.980	1.028
上海	1.000	1.106	1.000	1.000	1.106
江苏	1.000	1.037	1.000	1.000	1.036
浙江	0.977	1.062	1.002	0.975	1.037
安徽	0.971	0.949	1.000	0.971	0.922
福建	0.986	1.019	0.996	0.989	1.005
江西	1.018	0.937	1.011	1.007	0.954
山东	1.014	1.052	1.000	1.014	1.067
河南	1.013	1.050	1.013	1.000	1.064
湖北	1.013	1.083	1.018	0.995	1.096
湖南	1.013	1.048	1.016	0.997	1.062
广东	1.000	1.081	1.000	1.000	1.081
广西	0.968	0.942	0.994	0.974	0.912
海南	1.015	1.140	1.000	1.015	1.158
重庆	1.040	1.019	1.018	1.021	1.060
四川	1.033	1.095	1.016	1.017	1.131
贵州	0.966	1.065	1.010	0.956	1.029
云南	0.968	1.102	1.009	0.959	1.067
陕西	0.993	1.073	1.014	0.980	1.065
甘肃	1.007	1.073	1.011	0.997	1.081
青海	1.000	1.119	1.000	1.000	1.118
宁夏	0.963	1.111	1.013	0.950	1.069
新疆	0.972	1.115	1.017	0.955	1.084

注:TFPG为Malmquist生产率指数、TECH为技术进步指数、EFFCH为技术效率变化指数,PECH为纯技术效率变化指数、SECH为规模效率变化指数。

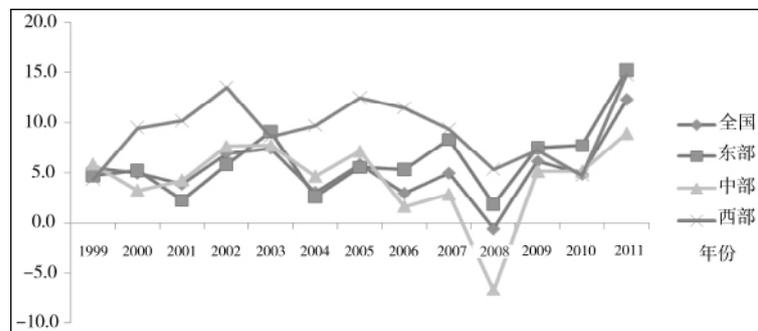


图1 工业TFP增长率区域差异及其变化趋势

参照彭国华^[21]对中国区域 TFP 增长收敛性分析的框架。在收敛性的研究中一般有三种收敛类型:绝对 β -收敛、条件 β -收敛以及 σ -收敛。因此,下文也采用这三种收敛方法进行分析。

1. 地区工业 TFP 增长的 σ -收敛和绝对 β -收敛分析

图 2 是全国和三大区域工业 TFP 增长指数对数值的标准差,图中表明全国以及三大区域工业 TFP 增长在样本期间均呈现出发散趋势。东部地区工业生产率增长率的标准差显著高于中部和西部地区,这说明东部地区的工业生产率增长内部差距比中西部地区的工业生产率内部差距更大。同时,中西部地区的工业生产率增长指数的标准差随着时间的推移也不断扩大,表明中西部地区的内部差距也在扩大。

在检验工业 TFP 增长率是否具有绝对 β -收敛时,本文借鉴彭国华^[21]的研究,将模型设定为:

$$(\ln TFP_{2011} - \ln TFP_{1999}) / 13 = \alpha + \beta \ln TFP_{1999} + \varepsilon \quad (11)$$

其中,系数 β 的符号若为负值且显著,说明 TFP 增长存在绝对 β -收敛。在这里,需要解释为什么采用 1999 年的工业 TFP 增长率数值而没有采用 1998 年的工业 TFP 增长率数值。由于本文测算 TFP 时是采用的 DEA 方法,测算出来的是相对值,并且我们将各地区的初始年份(即 1998 年) TFP 设定为 1,取对数之后就变成 0,没有发生变化。因此本文选择了 1999 年工业 TFP 增长率数值。

表 4 报告了采用 OLS 回归方法对工业 TFP 增长的绝对 β -收敛检验结果。从回归系数的显著性水平来看,全国的工业 TFP 增长是显著发散的,说明全国范围内工业 TFP 增长差距在逐年拉大。东部地区的工业 TFP 增长是显著发散的,这表明东部地区内部省市工业 TFP 增长差距逐渐在拉大。从中部和西部模型中可以看出系数 β 均为正但不显著,表明在一定程度上中西部地区内部工业 TFP 增长差距具有拉大的趋势。这从表 2 的数据可以看出,尽管处于同一个区域,但区域内不同省市的工业 TFP 增长也相差很多。

2. 地区工业 TFP 增长率条件收敛性分析

沿用彭国华^[21]的研究思路,本部分将检验条件收敛的模型设定为如下形式:

$$d(\ln TFP_{it}) = \ln TFP_{it} - \ln TFP_{it-1} = \alpha + \beta \ln TFP_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,符号 d 表示的是差分过程, i 和 t 分别代表地区和年份。 ε_{it} 表示随机扰动项。在进行条件收敛性检验时,我们首先采用面板固定效应进行分析。之所以选择固定效应模型非随机效应模型,主

表 3 1998—2011 年中国三大区域工业全要素生产率的 Malmquist 指数及其分解

地区	EFFCH	TECH	PECH	SECH	TFP
东部	0.997	1.065	1.002	0.995	1.062
中部	1.004	1.039	1.002	1.002	1.043
西部	1.006	1.087	1.005	1.000	1.093

注:TFPG 为 Malmquist 生产率指数、TECH 为技术进步指数、EFFCH 为技术效率变化指数,PECH 为纯技术效率变化指数、SECH 为规模效率变化指数。

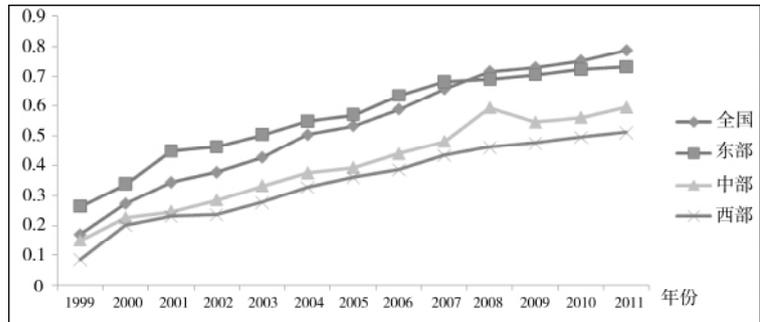


图 2 LnTFP 的标准差

表 4 TFP 增长率的绝对收敛检验, OLS 回归结果

变量	全国	东部	中部	西部
$\ln TFP_{1999}$	0.147 *** (2.86) [0.051]	0.098 ** (2.41) [0.041]	0.142 (1.64) [0.087]	0.123 (0.88) [0.140]
常数项	0.039 *** (4.24) [0.009]	0.052 *** (5.00) [0.010]	0.030 (2.31) [0.013]	0.080 *** (6.35) [0.012]
Adj R-squared	0.1986	0.325	0.194	0.079

注:()内为 t 值,[]内为标准差,*、**和***、分别表示 10%、5%和 1%显著水平。

要是因为随机效应模型假定不可观测的个体异质性与解释变量不相关,而固定效应模型则不需要考虑这一严格假设,它允许个体异质性与解释变量存在相关关系。由于面板数据的固定效应项对应着不同经济体各自不同的稳态条件,因此加入额外的控制变量是多余的。回归结果见表5。所有估计系数均为负值,在全国模型、东部模型、中部模型中系数 β 均在1%的水平上显著,但在西部模型中不显著。以上回归结果说明,在全国和东中两大区域范围内工业TFP增长都存在显著的条件收敛,而在西部地区存在条件收敛趋势,但不太明显。

以上部分进行的条件收敛检验采用的是面板数据固定效应模型,接下来本文采用动态面板一阶差分GMM的两阶段方法进行分析,以检验前文采用固定效应的回归结果是否稳定。本文对前文的模型进行了相应的变动,如下所示:

$$\ln TFP_{it} = \alpha + (\beta + 1) \ln TFP_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

由于在采用动态面板模型进行估计时,本文把回归方程进行一定改变,对原来系数 β 大小检验是否小于0,变成了对系数 $\beta + 1$ 检验是否显著小于1。回归结果见表6。表中最后两行给出的是差分GMM估计的可靠性诊断检验结果。检验结果表明,所有回归方程均通过了随机扰动项无自相关的检验,故不拒绝原假设“随机扰动项无二阶自相关”,进而动态面板差分GMM估计量是一致的。同时,所有的回归方程均通过了sargan检验,即无法拒绝“所有工具变量均有效的”原假设。动态面板一阶差分GMM回归结果与面板数据固定效应模型回归结果很相似。各个模型中变量 $\ln tfp(-1)$ 的系数均显著小于1,这表明全国以及三大区域工业TFP增长均显著地存在条件收敛。

五、结论与政策启示

本文在基于两投入的非参数随机前沿生产函数的基础上,纳入人力资本投入要素,形成三投入的生产函数,分析了中国各地区1998—2011年工业TFP增长率变迁和收敛性。得到以下主要结论:

1. 1998—2011年中国整体工业全要素生产率呈现出震荡式上升,TFP年均增长率为5.2%。工业技术进步年均增长率为5.6%,工业技术效率出现了负增长为-0.4%。工业技术效率的下降在一定程度上抵消了技术进步水平提高所产生的正面影响,工业全要素生产率增长的动力源泉为技术进步。

2. 中国各地区工业TFP增长率不尽相同,但各区域TFP增长率变动趋势与全国工业TFP增长率变动趋势一致。东部和西部工业全要素生产率年均增长率均高于全国平均水平,而中部地区工业全要素生产率年均增长率低于全国平均水平。东部地区工业TFP增长的动力源泉为技术进步,而中西部工业TFP增长是技术进步和技术效率改善双驱动导致的。

3. 全国及三大区域工业TFP增长均不存在 σ -收敛和绝对 β -收敛,即全国范围内没有绝对收敛,而全国及三大区域工业TFP增长均存在显著的条件收敛。在全国及三大区域俱乐部收敛现象上,结论表明无论是从全国层面还是从区域层面均没有呈现出俱乐部收敛现象。各个地区工业TFP

表5 TFP条件收敛检验 固定效应回归结果

变量	全国	东部	中部	西部
$\ln tfp(-1)$	-0.086*** (-5.83) [0.015]	-0.085*** (-3.62) [0.024]	-0.120*** (-3.42) [0.035]	-0.024 (-1.56) [0.015]
常数项	0.075*** (12.37) [0.006]	0.085*** (8.70) [0.010]	0.075*** (5.94) [0.012]	0.101*** (10.29) [0.010]
样本量	420	154	112	154

注:()内为t值,[]内为标准差,*、**和***、分别表示10%、5%和1%显著水平。

表6 动态面板表一阶差分GMM(2-step)回归结果

变量	全国	东部	中部	西部
$\ln tfp(-1)$	0.960*** (111.74) [0.009]	0.913*** (118.97) [0.008]	0.958*** (6.29) [0.152]	0.953*** (135.97) [0.007]
常数项	0.062*** (14.44) [0.004]	0.078*** (10.56) [0.007]	0.055 (1.27) [0.043]	0.100*** (7.10) [0.014]
样本量	420	154	112	154
AR(2)	0.1761	0.222	0.1497	0.5372
Sargan 检验 (P-value)	23.5482 (0.2627)	9.9807 (0.9685)	7.6232 (0.9941)	9.4318 (0.9773)

注:()内为z值,[]内为标准差,*、**和***、分别表示10%、5%和1%显著水平。

增长差距会永久存在,不会消失。

由以上研究结论,可得到以下政策启示:第一,中国政府及地方政府应该大力支持体制创新和技术创新,不断推动技术进步,同时还要重视资源的合理配置。本文研究发现技术进步是工业 TFP 增长的动力源泉,而创新是技术进步的核心,只有创新能力提升得到了保障,工业生产率才会持续上升。研究也发现技术效率的下降对 TFP 增长产生了阻碍。因此,国家不仅要重点推动工业技术进步,也要积极优化资源配置,形成技术进步和技术效率改善双驱动,只有二者兼顾,工业生产率增长才不会出现较大的波动;第二,中国正处于转轨的关键时期,政府应该降低“马太效应”产生的负面影响,加大对中西部地区工业发展扶持力度,不断缩小地区间经济差距。通过测算结果发现,中西部地区工业 TFP 出现正增长,是由技术进步和技术效率改善双驱动导致的。国家应该积极维持当前阶段中西部地区工业发展态势,工业增长在经济发展过程中处于重要地位,政府只有通过制定相关政策并加大资金、人力投入力度,才能不断从根源上缩小中西部地区与东部沿海地区的经济发展差距。

参考文献:

- [1]王志平.生产效率的区域特征与生产率增长的分解——基于主成分分析与随机前沿超越对数生产函数的方法[J].数量经济技术经济研究,2010(1):33-43.
- [2]Tidrick Gene,1986,Productivity Growth and Technological Change in Chinese Industry,World Bank Working Papers, No SWP761,Washington D. C.: World Bank.
- [3]Gary H. Jefferson,Thomas G. Rawski, Yuxin Zheng,1992,“Growth, Efficiency, and Convergence in China’s State and Collective Industry”,*Economic Development and Cultural Change* 40(2):239-266.
- [4]Selin Ozyurt.中国工业的全要素生产率:1952—2005[J].世界经济文汇,2009(5):1-16.
- [5]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):26-48.
- [6]陈勇,唐朱昌.中国工业的技术选择与技术进步[J].经济研究,2006(9):50-61.
- [7]涂正革.全要素生产率与区域经济增长的动力——基于对1995—2004年28个省市大中型工业的非参数生产前沿分析[J].南开经济研究,2007(4):14-36.
- [8]郭勇.国际金融危机、区域市场分割与工业结构升级——基于1985—2010年省际面板数据的实证分析[J].中国工业经济,2013(1):19-31.
- [9]涂正革,肖耿.中国的工业生产率革命——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):4-15.
- [10]李胜文,李大胜.中国工业全要素生产率的波动:1986—2005——基于细分行业的三投入随机前沿生产函数分析[J].数量经济技术经济研究,2008(5):43-53.
- [11]张军,陈诗一,Jefferson G. H..结构改革与中国工业增长[J].经济研究,2009(7):4-19.
- [12]魏下海.中国全要素生产率变动的再测算与适用性研究——基于数据包络分析与随机前沿分析方法的比较[J].华中农业大学学报(社会科学版),2011(3):76-83.
- [13]余永泽,张妍.我国高技术产业地区效率差异与全要素生产率增长率分解——基于三投入随机前沿生产函数分析[J].产业经济研究,2012(1):44-53.
- [14]Gregory N. Mankiw,David Romer,David N. Weil,1992,“A Contribution to the Empirics of Economic Growth”,*Quarterly Journal of Economics*,107:407-437.
- [15]赖明勇,张新,彭水军,等.经济增长的源泉:人力资本、研究开发与技术外溢[J].中国社会科学,2005(2):32-46.
- [16]杨俊,张宗益,李晓羽.收入分配、人力资本与经济增长:来自中国的经验(1995—2003)[J].经济科学,2005(5):5-15.
- [17]郭志仪,曹建云.人力资本对中国区域经济增长的影响——岭估计法在多重共线性数据模型中的应用研究[J].中国人口科学,2007(4):42-49.
- [18]岳书敬,刘朝明.人力资本与区域全要素生产率分析[J].经济研究,2006(4):90-95.
- [19]沈能,刘凤朝,赵建强.中国地区工业技术效率差异及其变动趋势分析——基于Malmquist生产率指数[J].科研管理,2007(4):16-22.

- [20]谢千里, 罗斯基, 张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学(季刊) 2008(3): 809-826.
- [21]彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究 2005(9): 19-28.
- [22]Caves W. Caves, Laurits R. Christensen, Diewert W. Eriwin, 1982, "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity", *Econometrica* 50(6): 1393-1414.
- [23]Rolf Fare, Shawna Grossopf, Mary Norris, et al., 1994, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in industrialized Countries", *American Economic Review* 84(1): 66-83.
- [24]李小平, 朱钟棣. 中国工业行业的全要素生产率测算——基于分行业面板数据的研究[J]. 管理世界 2005(4): 56-62.
- [25]张军, 陈诗一, 张熙. 中国工业部门的生产率变化与要素配置效应: 1993—2006[J]. 东岳论丛 2010(10): 70-82.
- [26]柳剑平, 程时雄. 中国 R&D 投入对生产率增长的技术溢出效应——基于工业行业(1993—2006)的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究 2011(1): 34-50.
- [27]郭勇. 国际金融危机、区域市场分割与工业结构升级——基于 1985—2010 年省际面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济 2013(1): 19-31.
- [28]Robert E. Hall, Charles I. Jones, 1999, "Why do Some Countries Produce so Much More Output than Others?" *Quarterly Journal of Economics* 9(114): 83-116.
- [29]陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算: 1980—2008[J]. 经济学季刊 2011(3): 736-776.
- [30] Daniel J. Henderson, Kiril Tochkov, Oleg Badunenko 2007, "A Drive up the Capital Coast? Contributions to Post-Reform Growth across Chinese Provinces", *Journal of Macroeconomics* 3: 569-594.
- [31]周少甫, 王伟, 董骥新. 人力资本与产业结构转化对经济增长的效应分析——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究 2013(8): 65-77.

注释:

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南; 中部地区包括山西、河南、湖北、湖南、安徽、江西、黑龙江、吉林; 西部地区包括内蒙古、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、四川、重庆、云南、贵州和广西。

(责任编辑: 木子)

The Disparity and Convergence of Industrial TFP Growth in Chinese Provinces: Based on the Three-input DEA Model Study

Li Jian¹, Wei Ping², Fu Junming¹

(1. Hubei Developing & Planning Research Institute Co., Ltd., Wuhan 430072, China;

2. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Abstract: Based on the traditionally two-input non-parametric stochastic frontier production function, we incorporate the human capital as an input factor into the research framework to form three-input nonparametric stochastic frontier production function. Under the new research framework, we deeply analyze the TFP growth change of industry and regional convergence of industrial TFP growth. The results show that: China's overall industrial TFP show a quiveringly growing tendency, and the average annual growth rate of industrial TFP is 5.2%. The main driving force to industry TFP growth is technological progress, and deterioration of technical efficiency has a negative influence; growth rate of industrial TFP in eastern and western regions is significantly higher than that of national average, while growth rate of industrial TFP in central regions of the industrial is significantly below that of national average. And growth rate of industry TFP in west region takes the first in the three regions; the power source of industrial TFP growth in eastern region is technological progress, and driving force of industrial TFP growth in central and western regions is technological progress and improvement of technological efficiency; there is no σ -convergence and absolute β -convergence in both whole country and the three regions. That is to say, there is no absolute convergence across the country. But conditional convergence of industrial TFP growth in both the whole country and the three regions is present.

Key words: industry; TFP; human capital; DEA; convergence