

中国全要素劳动生产率的 时空格局及收敛检验

刘华军 石 印 乔列成 郭立祥

【摘 要】文章从全要素的角度考察中国的劳动生产率,并构造基于多投入产出的全要素劳动生产率指标,揭示中国全要素劳动生产率的时空格局及收敛趋势。结果发现:(1)中国的全要素劳动生产率整体偏低,但持续上升。2001~2017年,全国绝大多数省份的全要素劳动生产率实现不同程度的增长,其中增长较快的省份主要位于东部地区,其次为西部地区,中部和东北地区省份的全要素劳动生产率普遍偏低。(2)全要素劳动生产率的地区差距先上升后平稳波动,其中地区间差距是地区差距的主要空间来源。(3)全要素劳动生产率的分布重心由沿海向内陆地区转移,分布形态在南北方向上呈发散态势。(4)中国全要素劳动生产率不存在明显的 σ 收敛和 β 收敛特征,但在考虑空间因素后,检验结果呈现出由发散向 β 收敛转变的态势。因此,“十四五”时期,中国应重视全要素劳动生产率在推动经济高质量发展中的重要作用,努力为低水平地区创造快速发展的机会窗口,使各地区全要素劳动生产率协同提升。

【关键词】劳动生产率 数据包络分析 时空格局 σ 收敛 β 收敛

【作 者】刘华军 山东财经大学经济学院,教授;石 印 山东财经大学经济学院,博士研究生;乔列成 山东财经大学经济学院,硕士研究生;郭立祥 山东财经大学经济学院,硕士研究生。

一、引 言

“十四五”时期经济社会发展要以高质量发展为主题。推动经济高质量发展,关键是要提升全要素生产率(TFP)。从生产要素的角度看,全要素生产率的增长可以通过各要素生产率的提升来实现。在诸多生产要素中,劳动力始终是中国经济发展的核心投入要素。持续且规模庞大的劳动力供给有效支撑了改革开放以来中国经济的快速崛起,但随

* 本文为山东省社会科学规划研究项目“黄河流域生态效率评价及高质量发展路径研究”(编号:20CJJJ29)的阶段性成果。

着人口老龄化程度不断加深,中国在经济发展中开始遇到劳动力短缺问题(李建伟,2020)。“十四五”时期,应对人口老龄化带来的劳动力减少问题,促进经济持续增长的关键就是提高劳动生产率水平。劳动生产率的提高通常被理解为单位劳动产出的增加,但要想保障经济的高质量发展,除了增加单位劳动产出,还需要综合考虑劳动生产过程中的资源环境约束,以高质量的劳动力投入促进经济可持续发展。目前,全要素生产率的分解项——全要素劳动生产率(TFLP),不仅是TFP增长的重要来源,也是劳动力投入质量的综合反映(李兰冰、刘秉镰,2015;王兵、刘光天,2015),提高全要素劳动生产率,将有利于促进经济高质量发展。因此,本文将从全要素的角度考察中国的劳动生产率,通过构造全要素劳动生产率指标,综合考察全要素劳动生产率的时空格局及收敛趋势,为“十四五”时期的经济高质量发展和区域协调发展提供决策参考。

目前,有关全要素劳动生产率的研究尚未得到足够重视。数据包络分析(DEA)方法凭借着多个投入产出要素的同时处理、有效边界的非参处理及相对高效的数据处理特点,已被广泛应用于全要素生产率的研究中。部分文献将DEA效率测度结果与单位劳动产出相结合,考察技术进步和效率改善对劳动生产率增长的贡献(黄先海,2005;杨文举,2006;郭玉清、姜磊,2010;赵文军,2015)。然而,这些文献依然是基于单位劳动产出的分解,没有考虑劳动力在生产过程中的投入产出约束。随着DEA的发展,特别是具有相加结构的距离函数模型和Luenberger生产率指数的开发与应用(王兵等,2010;刘瑞翔、安同良,2012;张少华、蒋伟杰,2014;李兰冰、刘秉镰,2015),使全要素劳动生产率的指标构造有了新思路。在DEA框架下,全要素劳动生产率被视为一种劳动力节省绩效(王兵、刘光天,2015),即在给定资源投入、期望产出、非期望产出条件下,缩减劳动力以达到TFP的提升。由于DEA方法在TFP要素分解方面具有独特优势,部分文献尝试将TFP进行分解,构造出全要素劳动生产率指标。如张少华、蒋伟杰(2014)构造了基于投入导向的全要素生产率指数,并从中分解出考虑资本、产出约束的劳动生产率指数,指出该劳动生产率对TFP的贡献在70%以上;刘瑞翔、安同良(2012)构造了考虑资源环境约束的全要素生产率指数,指出1995~2010年中国与劳动相关的全要素生产率为0.19%,对TFP增长的贡献在1/4以上;李兰冰、刘秉镰(2015)基于总体绩效与要素绩效的关系,从全要素生产率指标中分离出全要素劳动生产率、全要素资本生产率和全要素能源生产率,并认为全要素劳动生产率对于中国TFP增长的贡献最大。

上述文献基于DEA方法分解出全要素劳动生产率指标,为全要素劳动生产率指数的构造提供了方法支持。然而,这些文献重点考察的是全要素劳动生产率对TFP增长的贡献,作为TFP增长的重要来源,全要素劳动生产率的时空变动可能会对TFP增长产生巨大影响,因此有必要进一步揭示全要素劳动生产率的时空格局和收敛趋势。本文借助DEA分析框架,从全要素的角度构造劳动生产率指标,为全要素劳动生产率的研究

提供指标支持。同时,利用多种空间分析工具揭示全要素劳动生产率的空间特征,为协同提升区域全要素劳动生产率提供现实依据。

二、研究方法 with 样本数据

全要素生产率是从经济增长率中剔除掉要素投入增长率之后所剩余的增长率,若按照要素对全要素生产率进行分解,那么全要素生产率就可以分解为多个要素的全要素生产率。因此,全要素劳动生产率就是从全要素生产率中将劳动之外的其他要素的生产率剥离之后所剩余的全要素生产率。在 DEA 框架下,全要素劳动生产率评价的首要条件是构造同时包含投入、期望产出和非期望产出的生产可能性集(PPS),然后基于生产可能性集的技术边界选择合适的距离函数,分解出每个生产决策单元(DMU)的劳动力投入效率或无效率,最后基于劳动力投入效率或无效率构造出全要素劳动生产率指数。本文将详细介绍全要素劳动生产率指数的构建方法,并介绍用于指标测度的样本数据。

(一) 全要素劳动生产率指数的构建

目前,SBM 方向性距离函数模型能够分解出单要素劳动的无效率计算模型,该模型与具有相加结构的 Luenberger 生产率指数相结合可以构造出全要素劳动生产率指数。因此,本文全要素劳动生产率指数的构造将涉及生产可能性集合的构造、SBM 方向性距离函数的构造及分解、Luenberger 劳动生产率指数的构造 3 个方面。

1. 生产可能性集的构造

基于现有的决策单元选择合适的生产可能性集,是构造全要素劳动技术效率和全要素劳动生产率的前提。在有时间因素的条件下,每个时期的 DMU 可构造一个当期的生产可能性集,所有时期的 DMU 合在一起可以构造一个全局的生产可能性集。通过不同的生产可能性集,可以选择不同的生产可能性边界进行效率和生产率的计算。与当期生产可能性边界相比,以全局生产可能性边界计算的生产率结果不仅能够进行跨期比较,还能够避免无可行解问题。因此,本文借鉴 Färe 等(2007)提出的环境技术和 Oh(2010)提出的全局基准技术,构造一个基于全局技术参比下的考虑非期望产出的环境生产可能性集合 PPS^C 。在满足闭集和有界集、期望产出和投入可自由处置、产出弱可处置及零结合公理等一系列假设条件下, PPS^C 满足规模报酬不变假设,即:

$$PPS^C = \left\{ (x^t, y^t, b^t) \mid x_{kn}^t \geq \sum_{i=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^i x_{kn}^i; y_{km}^t \leq \sum_{i=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^i y_{km}^i; \right. \\ \left. b_{kq}^t \geq \sum_{i=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^i b_{kq}^i; \lambda_{kq}^i \geq 0 \right\} \quad (1)$$

其中 k 表示决策单元的个数($k=1, \dots, K$); t 表示时期个数($t=1, \dots, T$); 每个 DMU

使用 N 种投入要素 $x_n(n=1, \dots, N)$ 生产出 M 种期望产出 $y_m(m=1, \dots, M)$ 和 Q 种非期望产出 $b_q(q=1, \dots, Q)$ 。

2. SBM 方向性距离函数的构造及分解

王兵等(2010)在 Chambers 等(1996)、Chung 等(1997)、Tone(2004)和 Fukuyama 等(2009)的研究基础上,构造考虑非期望产出的 SBM 方向性距离函数模型。该距离函数是一种非径向、非角度的 DEA 模型,不仅能够使投入或产出冗余按照不同的比例进行缩减或扩张,还将资源环境约束纳入效率测度模型中,提高模型测度的准确性,使效率测度模型涵盖了非期望产出因素。在式(1)的基础上, t 时期决策单元 DMU_k 在全局基准技术下的 SBM 方向性距离函数模型可表示为:

$$\begin{aligned} \vec{S}^G(x_o^t, y_o^t, b_o^t, g^x, g^y, g^b) = \max_{s^x, s^y, s^b, \lambda} \frac{1}{2} \left[\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+Q} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{q=1}^Q \frac{s_q^b}{g_q^b} \right) \right] \\ s.t. \quad x_{no}^t = \sum_{i=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^i x_{nk}^t + s_n^x, \forall n; \quad y_{mo}^t = \sum_{i=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^i y_{km}^t + s_m^y, \forall m; \\ b_{qo}^t = \sum_{i=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^i b_{qk}^t + s_q^b, \forall q; \quad s_n^x \geq 0, s_m^y \geq 0, s_q^b \geq 0, \lambda_k^i \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\vec{S}^G(\cdot)$ 的上标 G 表示全局基准技术。 (x_o^t, y_o^t, b_o^t) 表示 DMU_k 在 t 时期的投入产出向量, (g^x, g^y, g^b) 表示 DMU_k 的期望产出增加、投入和非期望产出缩减的取值为正的方向向量。 g_n^x, g_m^y, g_q^b 分别为 DMU_k 中第 n 种要素投入、第 m 种期望产出和第 q 种非期望产出的实际值, s_n^x, s_m^y, s_q^b 分别为 DMU_k 中第 n 种要素投入、第 m 种期望产出和第 q 种非期望产出的松弛变量,当 s_n^x, s_m^y, s_q^b 为正时,表示投入、期望和非期望产出的原始值存在冗余。

式(2)中的目标函数 $\vec{S}^G(\cdot)$ 可表示为所有投入产出无效率加总起来的无效率 $IE_{\text{总}}^G$, 因此,参照 Cooper 等(2007)、王兵等(2010)、刘瑞翔和安同良(2012)的研究思路,将 $IE_{\text{总}}^G$ 按照投入产出角度分解为各种投入产出要素的无效率值:

$$IE_{\text{总}}^G = IE_{\text{labour}} + IE_{\text{capital}} + IE_{\text{energy}} + IE_{\text{water}} + IE_{\text{fertilizer}} + IE_{\text{pesticide}} + IE_{\text{GRP}} + IE_{\text{CO}_2} + IE_{\text{SO}_2} + IE_{\text{Uwater}} + IE_{\text{Usolid}} \quad (3)$$

式(3)中每一个投入产出要素的无效率值均可以单独计算,与本文相关的劳动力投入无效率的计算公式为:

$$IE_{\text{labour}} = \frac{1}{2N} \frac{s_{\text{labour}}}{g_{\text{labour}}} \quad (4)$$

3. 全要素劳动生产率的构建

目前已有研究大致形成了 Malmquist 指数、Luenberger 指数和 Malmquist-Luenberger 指数 3 种全要素生产率测度方法。其中,具有相加结构的 Luenberger 生产率指数可基于每一项的要素无效率分解出各个要素的全要素生产率,因此在构造全要素劳动生产率方面有着独特优势。借鉴 Oh(2010)的研究思路,全局参比下的 Luenberger 劳动生产率

指数(即全要素劳动生产率指数)为:

$$TFLP_t^{t+1}=IE_{labour}^G(t)-IE_{labour}^G(t+1) \quad (5)$$

其中, $IE_{labour}^G(t)$ 和 $IE_{labour}^G(t+1)$ 分别表示第 t 期和第 $t+1$ 期的 DMU 在全局参比下的无效率。

(二) 样本数据的选取和来源

本文选取 2000~2017 年中国 30 个省份(不包括西藏、香港、澳门和台湾)的样本数据,并按照四大地区划分方法将样本省份进行区域划分,其中东部地区包括北京、天津、河北、山东、江苏、浙江、上海、福建、广东、海南 10 个省份;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 6 个省份;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省份;东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江 3 个省份。数据来自《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国水资源公报》和中国碳排放数据库^①。

本文参照 2018 年《关于全面加强生态环境保护坚决打好污染防治攻坚战的意见》中关于打好“蓝天、碧水、净土”保卫战的相关要求,进行投入产出指标的选择。在投入变量的选择上,除了选择以往文献中经常使用的资本、劳动、能源和用水投入外,还新增加了化肥、农药投入变量。在产出变量的选择上,本文选择平减后的实际地区生产总值作为期望产出变量,非期望产出变量包括 CO_2 、 SO_2 、废水和废固 4 种非期望产出,涵盖空气污染、水污染和土壤污染。其中,资本投入采用资本存量代替,资本存量的计算采用永续盘存法,公式为 $K_t=(1-\delta)K_{t-1}+I_t$,其中 K_t 为 t 时期的资本存量, K_{t-1} 为 $t-1$ 时期的资本存量, δ 为折旧率,按照单豪杰(2008)设定为 10.96%, I_t 为 t 时期的投资总量,以 2000 年为基期固定资产投资价格指数消胀处理后的固定资本形成总额代替。此外,海南 2002 年和宁夏 2000~2002 年的碳排放数据出现了异常值,考虑到碳排放与能源消费有很强的正相关性,本文采用复合插值法进行修正,具体做法是将相邻两年的能源消费量与 CO_2 排放量比值取平均,并用这一均值代替缺失年份的能源消费量与 CO_2 排放量的比值,然后通过异常年份的能源消费量除以这一比值均值,进而得到异常年份的 CO_2 排放量。

三、中国全要素劳动生产率的时空格局

为揭示中国 TFLP 增长的时空格局,本文基于 TFLP 累积增长指数,采用 Dagum 基尼系数和重心—标准差椭圆分析等方法,探究 TFLP 增长的变动趋势、地区差距与空间位移形变,为中国各省份及四大地区 TFLP 的协同提升提供决策参考。

^① 中国碳排放数据库(简称 CEADs),网址: <http://www.ceads.net/data/>。

(一) 中国全要素劳动生产率的变动趋势

本文测算了 2001~2017 年中国分省的 TFLP 累积增长指数结果,部分年份结果如表 1 所示。根据表 1,中国各省份的 TFLP 整体呈增长态势,累积增长指数最高的 3 个省份分别为上海(1.036)、天津(1.028)和北京(1.027)。全国仅有广西、江西、湖南、内蒙古、辽宁、吉林和浙江 7 个省份 TFLP 累积增长指数的年均值小于 1,说明这些省份的 TFLP 整体呈衰退趋势。从 TFLP 的增长模式看,有 16 个省份 TFLP 累积增长指数不断攀升,这些省份多位于东部地区,技术水平的提升和生态环保意识的增强提升了劳动力投入质量。12 个省份的 TFLP 累积增长指数呈先下降后上升的趋势,这些省份多位于中西部地区,在发展初期,为了缩小地区经济差距,中西部省份的劳动力依靠粗放的生产模式保障了地区经济的发展,也带来了资源短缺和环境污染问题,使这些地区早期的 TFLP 呈不断衰退的趋势。随着经济水平的不断提升,中西部地区开始走向生态优先、绿色发展之路,促使这些地区的全要素劳动生产率增长由负转正。此外,黑龙江和广东两省的 TFLP 呈先升后降的趋势。黑龙江可能是由于前期依靠传统工业使 TFLP 快速增长,但随着东部地区经济的迅猛发展,黑龙江的人口流失问题严重,技术升级动能匮乏,导致 TFLP 增长动力相对匮乏。广东省则可能是随着劳动力不断集聚,劳动投入的边际效用递减,甚至出现负效应,TFLP 累积增长指数下降,一定程度上支持了“威廉姆森假说”。

图 1 展示了全国及四大地区累积全要素劳动生产率的变动趋势。从全国层面看,2001~2005 年全国 TFLP 累积增长指数缓慢下降,2006 年后逐年攀升,2013 年 TFLP 实现

表 1 各省份 TFLP 的累积增长指数

| 省 份 | 均值 | 年 份 | | | 省 份 | 均值 | 年 份 | | |
|-----|-------|-------|-------|-------|-----|-------|-------|-------|-------|
| | | 2001 | 2009 | 2017 | | | 2001 | 2009 | 2017 |
| 北 京 | 1.027 | 1.003 | 1.024 | 1.058 | 河 南 | 1.002 | 1.000 | 0.996 | 1.014 |
| 天 津 | 1.028 | 1.000 | 1.026 | 1.059 | 湖 北 | 1.010 | 1.000 | 1.008 | 1.024 |
| 河 北 | 1.004 | 1.000 | 1.000 | 1.013 | 湖 南 | 0.938 | 0.962 | 0.931 | 0.944 |
| 山 西 | 1.000 | 1.000 | 0.996 | 1.005 | 广 东 | 1.020 | 1.002 | 1.030 | 1.004 |
| 内蒙古 | 0.958 | 1.000 | 0.945 | 0.966 | 广 西 | 0.935 | 0.967 | 0.927 | 0.938 |
| 辽 宁 | 0.966 | 1.000 | 0.946 | 0.965 | 海 南 | 1.008 | 1.001 | 1.008 | 1.016 |
| 吉 林 | 0.984 | 0.996 | 0.977 | 0.993 | 重 庆 | 1.001 | 0.997 | 0.996 | 1.027 |
| 黑龙江 | 1.017 | 1.002 | 1.041 | 1.009 | 四 川 | 1.004 | 1.000 | 1.001 | 1.015 |
| 上 海 | 1.036 | 1.006 | 1.031 | 1.055 | 贵 州 | 1.005 | 1.000 | 1.004 | 1.013 |
| 江 苏 | 1.012 | 1.000 | 1.007 | 1.035 | 云 南 | 1.005 | 1.000 | 1.004 | 1.013 |
| 浙 江 | 0.996 | 0.998 | 0.989 | 1.018 | 陕 西 | 1.009 | 1.000 | 1.007 | 1.023 |
| 安 徽 | 1.000 | 1.000 | 0.996 | 1.006 | 甘 肃 | 1.004 | 1.000 | 1.003 | 1.011 |
| 福 建 | 1.000 | 1.000 | 0.997 | 1.010 | 青 海 | 1.010 | 1.000 | 1.007 | 1.020 |
| 江 西 | 0.940 | 1.000 | 0.928 | 0.940 | 宁 夏 | 1.010 | 1.000 | 1.007 | 1.020 |
| 山 东 | 1.007 | 0.998 | 1.001 | 1.032 | 新 疆 | 1.009 | 1.001 | 1.009 | 1.017 |

正向增长。从区域层面看,各地区 TFLP 的增长模式不一,东部地区的 TFLP 始终为正且增长速度明显快于其他 3 个地区,这表明东部地区的劳动力质量较高,在合理利用劳动力资源的同时也保持着经济的健康绿色发展。西部地区的 TFLP 呈“U”形变化趋势,2001~2006 年 TFLP 缓慢下降,2007 年后 TFLP 逐年攀升,最终实现 1.005 的正向增长。中部地区和东北地区的 TFLP 累积增长指数相近,但演进趋势有较大区别。中部地区的 TFLP 在 2002 年发生了大幅度衰退,此后几年间缓慢上升,但最终仍没能实现正向增长,说明早期的资源浪费及环境污染问题仍制约着中部地区 TFLP 的增长;东北地区的累积 TFLP 则在 2001~2011 年呈波动下降趋势,2011 年以后有所上升,但上升趋势不明显,因此,东北地区亟待扭转全要素劳动生产率下降颓势。

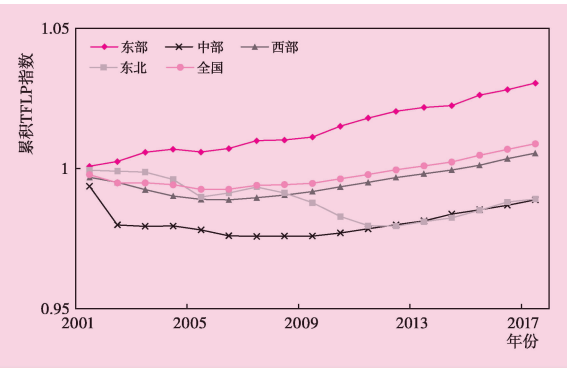


图 1 全国和四大地区 TFLP 的变化趋势

（二）中国全要素劳动生产率的地区差距

本文采用 Dagum 基尼系数及其分解方法考察全要素劳动生产率的地区差距及其空间来源,具体公式和详细介绍可参考 Dagum(1997)、杨骞和秦文晋(2018)的研究。图 2a 显示,中国 TFLP 增长的地区差距总体呈上升趋势,年均增长率高达 10.83%。分时期看,2008 年之前 TFLP 增长的地区差距快速扩大,总体地区差距由 2001 年的 0.003 上升至 2008 年的 0.016,年均增长率为 26.69%,在此时期各地区对劳动力的利用水平参差不齐,导致中国 TFLP 地区差距持续扩大。2008 年 1 月 1 日起,《中华人民共和国劳动合同法》正式实施,完善了劳动合同制度,为劳动力提供更多保障。此后,中国 TFLP 的地区差距相对平稳,总体呈波动上升的趋势,2015 年 TFLP 的地区差距达到最大值(0.0157)。图 2b 显示,TFLP 增长的地区间差距是总体空间差距最主要的来源,年均贡献率高达 52.56%,其次为超变密度(24.34%)和地区内差距(23.10%),说明中国 TFLP 的非均衡增长现象主要源于四大区域之间的差异,提升中部、西部和东北地区 TFLP 的增长潜能,缩小 TFLP 增长的地区间差距,是促进中国 TFLP 协调增长的关键。

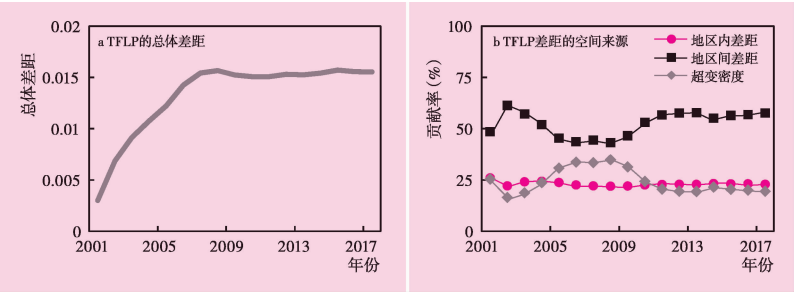


图 2 中国 TFLP 的地区差距

（三）中国全要素劳动生产率的空间位移及形变

本文采用重心—标准差椭圆分析方法^①，考察全要素劳动生产率空间重心的转移趋势和空间分布的形态变化。表2给出了标准差椭圆的相关参数，“十五”至“十三五”期间，中国TFLP增长的分布重心由沿海向内陆地区转移，分布重心的范围在33.14°N~34.82°N，112.64°E~115.78°E之间。在南北方向上TFLP的增长相对均衡，在东西方向上，西部地区TFLP的增长速度要快于东部地区。具体来看，“十五”期间TFLP增长的重心位于安徽省阜阳市，“十一五”期间，分布重心向西偏北方向移动了335.57千米至洛阳市，移动速度为67.11千米/年，移动速度相对较快，表明中西部地区的TFLP增长速度明显提升；“十二五”期间，TFLP增长的分布重心向东偏南转移到了郑州市，此时移动速度明显下降，表明TFLP在东部地区和南方地区的增长重新占据主导。“十三五”期间，TFLP增长的分布重心向西偏南方向转移到了南阳市，此时移动速度明显增快，表明在南北方向上，南方地区的TFLP增长进一步提升，在东西方向上，中西部地区的TFLP增长速度快于东部沿海地区。

标准差椭圆的长半轴和短半轴分别表示TFLP的离散程度和分布范围，长短半轴差值越大，表明TFLP的方向性特征越明显，短半轴越短，表明TFLP的向心力越强。具体来看，TFLP增长的标准差椭圆在离散程度上发生了较大变化，“十五”期间，TFLP增长率表现出明显的南北发散趋势，平均形状指数为0.66。“十一五”期间，TFLP增长率表现出明显的集聚态势，平均形状指数为0.92，TFLP的标准差椭圆形状接近于正圆，表明TFLP几乎不存在方向性特征，椭圆面积比为0.69，此时中国TFLP的增长最为均衡。

表2 中国TFLP的重心—标准差椭圆参数

| 参 数 | 时 期 | | | |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | “十五” | “十一五” | “十二五” | “十三五” |
| 重心坐标 | 115.78°E 33.29°N | 112.64°E 34.82°N | 113.99°E 34.67°N | 113.08°E 33.14°N |
| 坐标点所在城市 | 阜阳市 | 洛阳市 | 郑州市 | 南阳市 |
| 移动距离(千米) | — | 335.57 | 124.47 | 189.72 |
| 移动速度(千米/年) | — | 67.11 | 24.89 | 94.86 |
| 转角(度) | 15.41 | 107.11 | 44.92 | 22.89 |
| 短半轴标准差(千米) | 996.41 | 973.68 | 863.20 | 852.09 |
| 长半轴标准差(千米) | 1500.03 | 1055.28 | 978.46 | 1118.54 |
| 平均形状指数 | 0.66 | 0.92 | 0.88 | 0.76 |
| 椭圆面积比 | 1.00 | 0.69 | 0.57 | 0.64 |

注：椭圆的平均形状指数为短半轴与长半轴之比；当期的椭圆面积比为当期的椭圆面积与基期的椭圆面积之比。本文以“十五”时期的椭圆面积比为基期，因此“十五”时期的椭圆面积比为1。

“十二五”期间，TFLP再一次出现南北发散，平均形状指数为0.88，椭圆面积比为0.57，表明TFLP发散趋势增强。“十三五”期间，TFLP进一步在南北方向上发散，平均形状指数下降到0.76，椭圆面积比为0.64。从方向角的旋转看，“十五”到“十三五”期间，TFLP的方向角分别为15.41°、107.11°、44.92°和22.89°，

① 重心标准差椭圆法的详细介绍参见赵媛等(2012)和刘华军等(2019)的研究。

方向角旋转幅度变化较大,整体上中国 TFLP 的增长呈现偏东北—西南的分布态势。

四、中国全要素劳动生产率的收敛检验

σ 收敛和 β 收敛检验是最常用的收敛检验方法,其中 σ 收敛用来检验各地区 TFLP 增长差异是否越来越小,测度方法可参考杨骞、秦文晋(2018)。 β 收敛是在考虑初期水平的条件下对各地区 TFLP 增长速度进行检验,为了展示 β 收敛系数的逐年变动趋势,本文借鉴林光平等(2005)的做法,分别构建传统模型和空间滞后模型,以截面回归的方式获取历年绝对 β 收敛和空间条件 β 收敛的系数估计值。

(一) 中国全要素劳动生产率的 σ 收敛

本文采用变异系数作为 σ 收敛的检验方法,测算结果如表 3 所示。样本考察期内各地区的收敛系数均呈前期快速增长后期稳定不变的演变趋势。“十五”时期是 σ 收敛系数增长最快的时期,4 个地区的 σ 收敛系数均快速增长。“十五”之后除东部地区仍实现增长,其他 3 个地区均保持相对稳定的状态。从增长幅度看,整个样本考察期内东部地区增长幅度最大,2001~2017 年增长了 10 倍,其次为西部地区、中部地区和东北地区,增长幅度分别为 167%、114%和 53%。除此之外全国范围的 σ 收敛系数要明显大于 4 个地区,4 个地区变异系数从大到小依次为东北地区、西部地区、中部地区和东部地区。 σ 收敛检验结果表明,在不考虑各地区初始水平的条件下,样本考察期内中国 TFLP 增长并未呈现出 σ 收敛趋势,而是呈明显的发散特征,并且

全国范围内的发散趋势比区域层面更加明显,这是由于在中国不同区域间的生产资源和要素分布存在空间差异,全国范围内差异较大,区域范围内差异相对较小,因此,小范围经济体间更容易进行劳动力和生产技术的交流与交换,从而导致全国范围的发散趋势更为明显。

(二) 中国全要素劳动生产率的 β 收敛

为考察中国 TFLP 增长

表 3 中国 TFLP 的 σ 收敛系数

| 年份 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 | 东北地区 | 全国 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2001 | 0.001 | 0.007 | 0.006 | 0.081 | 0.009 |
| 2002 | 0.003 | 0.014 | 0.009 | 0.116 | 0.018 |
| 2003 | 0.006 | 0.014 | 0.012 | 0.119 | 0.022 |
| 2004 | 0.007 | 0.015 | 0.014 | 0.121 | 0.024 |
| 2005 | 0.007 | 0.015 | 0.016 | 0.121 | 0.026 |
| 2006 | 0.008 | 0.015 | 0.017 | 0.122 | 0.029 |
| 2007 | 0.009 | 0.015 | 0.017 | 0.122 | 0.031 |
| 2008 | 0.009 | 0.015 | 0.017 | 0.122 | 0.031 |
| 2009 | 0.008 | 0.015 | 0.017 | 0.124 | 0.030 |
| 2010 | 0.009 | 0.016 | 0.017 | 0.125 | 0.030 |
| 2011 | 0.010 | 0.016 | 0.017 | 0.125 | 0.030 |
| 2012 | 0.011 | 0.016 | 0.016 | 0.124 | 0.031 |
| 2013 | 0.011 | 0.015 | 0.016 | 0.124 | 0.031 |
| 2014 | 0.012 | 0.016 | 0.017 | 0.125 | 0.031 |
| 2015 | 0.012 | 0.016 | 0.016 | 0.125 | 0.031 |
| 2016 | 0.012 | 0.016 | 0.016 | 0.124 | 0.031 |
| 2017 | 0.011 | 0.015 | 0.016 | 0.124 | 0.031 |

的空间依赖程度和空间聚集程度,本文根据各省份的累积 TFLP 指数测度得到 2001~2017 年各地区全要素劳动生产率增长的 Moran's I 值,对中国 TFLP 的空间相关性进行实证考察。Moran's I 的值介于 $[-1,1]$,Moran's $I>0$ 表示各省份的 TFLP 具有空间正相关,反之为负相关关系,Moran's I 的绝对值大小衡量空间相关程度的高低,其绝对值越大,表示空间相关性越强,反之越弱(刘华军、贾文星,2019)。

表 4 给出了 2001~2017 年中国 TFLP 的 Moran's I 测算结果。中国各省份 TFLP 增长的空间相关性随时间逐渐增强,这一方面体现在 Moran's I 值上,另一方面体现在显著性水平上。Moran's I 值前期主要为负值,从 2009 年起由负转正,并且 Moran's I 值越来越大。2012 年以前除 2001 年通过了 5%的显著性检验,其余时期内均未通过 10%的显著性检验,而 2012 年以后均通过了 5%的显著性检验。这说明,中国 TFLP 增长的空间正相关随着时间的推移显著提升,一个省份 TFLP 增速的高低与其相邻省份的关系越来越密切,表明随着国家制定一系列措施促进区域协调发展,相邻地区间要素流动和技术交流程度不断加深,不同地区经济发展的相互依赖和相互作用越来越强,导致各省份 TFLP 增长的空间相关性由负转正,且正相关性越来越强。

表 4 中国 TFLP 的 Moran's I

| | 年 份 | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
| I | 0.11 | 0.07 | -0.05 | -0.06 | -0.05 | -0.08 | -0.06 | -0.03 | 0.03 | 0.07 | 0.12 | 0.19 | 0.23 | 0.27 | 0.30 | 0.29 | 0.29 |
| P | 0.06 | 0.17 | 0.46 | 0.41 | 0.46 | 0.36 | 0.42 | 0.48 | 0.31 | 0.19 | 0.10 | 0.03 | 0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

为考察中国 TFLP 增长的空间集聚模式,本文绘制了 2001 和 2017 年中国 30 个省份 TFLP 增长的 Moran 散点图(见图 3)。Moran 散点图的 4 个象限依次代表高高集聚(H-H 集聚)、低高集聚(L-H 集聚)、低低集聚(L-L 集聚)和高低集聚(H-L 集聚),其中 H-H 集聚和 L-L 集聚表示空间正相关,L-H 集聚和 H-L 集聚表示空间负相关。图 3a 中绝大部分省份位于第一象限且分布集中,较少省份位于第三和第四象限,第二象限中仅

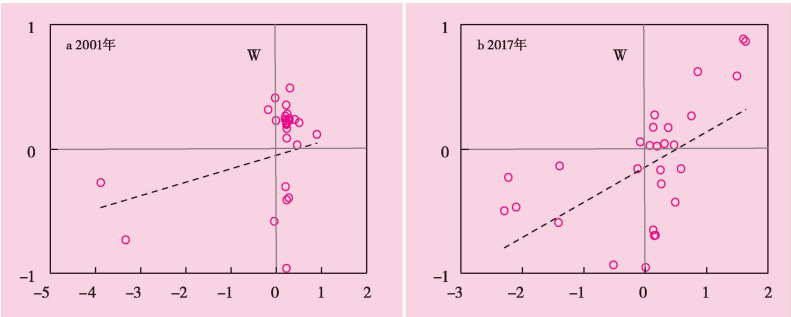


图 3 中国 TFLP 的 Moran 散点图

有一个省份,说明 2001 年各省 TFLP 增长的空间集聚模式主要为 H-H 集聚,空间集聚更容易发生在高值省份之间。2017 年第一象限中省份开始减少(见图 3b),第三和第四象限开始增多,这

说明 2017 年 H-H 集聚开始减少,取而代之的是 L-L 和 H-L 集聚模式,但整体仍呈空间正相关。

表 5 给出了整个样本考察期的绝对 β 收敛模型参数估计结果。中国全要素劳动生产率增长并未展现出显著的绝对收敛趋势。就 2001~2008 年而言,绝对收敛 β 估计值在大多数时期内显著为正,说明这一期间中国 TFLP 增长并不具有绝对收敛性,而是具有显著的发散特征,但绝对 β 收敛结果的绝对值在不断减小,这表明中国 TFLP 增长的发散特征不断减弱。这是由于随

着中国经济发展“降速换挡”进入新时期,生产率较高的地区如上海、江苏和浙江等劳动相关要素投入的边际成本开始上升,边际产出开始下降,TFLP 增长开始减速,而甘肃、云南和贵州等发展较为落后的地区劳动边际产出仍然较高,仍可以有效地利用人力资源加速经济增长,进而拥有较高的 TFLP 增速,从而导致中国 TFLP 增长的发散程度不断减弱。以 2009 年为转折点,中国 TFLP 的绝对 β 收敛估计值由正转负,但此后的回归结果并未通过显著性检验,因此,在样本考察期内中国 TFLP 的增长并未展现出显著的 β 收敛趋势。

本文在绝对 β 收敛的基础上引入空间影响因子,用于探究考虑相邻地区 TFLP 增长水平的条件下中国 TFLP 增长的 β 收敛检验结果。条件 β 收敛检验结果与绝对 β 收敛检验结果类似,2001~2008 年显著为正,2009 年开始由正转负,此后除 2015 年为正值,其余年份均为负值。这说明在考虑空间影响因子的条件下,中国全要素劳动生产率在 2001~2008 年同样呈显著的发散趋势,但发散程度越来越弱。这是因为劳动生产率的空间差异会造成部分地区较高的人工成本,随着东部地区人地矛盾的日益突出,中西部地区工业化进程不断加速,诸多劳动密集型行业开始向中西部转移,一定程度上缓解了中西部的劳动力供需矛盾,提升了中西部地区的 TFLP 增长速度。此外,随着中西部地区逐步承接东部地区的劳动密集型、中低端制造业,相对高素质的人才开始向中、西部地区聚集,人力资本的持续转移也降低了不同地区间 TFLP 的梯度差异,导致空间条件下全国的 TFLP 增长同样呈现出不断减弱的发散特征。2009 年 β 收敛系数开始由正转

表 5 中国 TFLP 的 β 收敛检验结果

| 年份 | 绝对 β 收敛 | P | 条件 β 收敛 | P |
|------|---------------|-------|---------------|-------|
| 2002 | 0.538 | 0.030 | 0.549 | 0.016 |
| 2003 | 0.165 | 0.007 | 0.159 | 0.004 |
| 2004 | 0.055 | 0.240 | 0.055 | 0.216 |
| 2005 | 0.066 | 0.118 | 0.068 | 0.077 |
| 2006 | 0.111 | 0.003 | 0.105 | 0.001 |
| 2007 | 0.057 | 0.016 | 0.056 | 0.009 |
| 2008 | 0.009 | 0.641 | 0.014 | 0.411 |
| 2009 | -0.029 | 0.150 | -0.029 | 0.137 |
| 2010 | -0.018 | 0.530 | -0.017 | 0.532 |
| 2011 | -0.005 | 0.820 | -0.005 | 0.823 |
| 2012 | 0.003 | 0.902 | -0.001 | 0.956 |
| 2013 | -0.005 | 0.788 | -0.030 | 0.793 |
| 2014 | -0.003 | 0.873 | -0.003 | 0.846 |
| 2015 | 0.013 | 0.397 | 0.010 | 0.501 |
| 2016 | -0.014 | 0.298 | -0.015 | 0.228 |
| 2017 | -0.009 | 0.339 | -0.009 | 0.295 |

负,但同样均未通过显著性检验,说明即使将空间因素考虑在内,2009年以后中国 TFLP 的增长仍然没有展现出显著的收敛特征。

五、研究结论与政策启示

本文在 DEA 框架下,借助考虑非期望产出的SBM 方向性距离函数和具有相加结构的 Luenberger 生产率指数,构造了全局参比下的全要素劳动生产率指数,揭示了中国全要素劳动生产率的时空格局及收敛趋势。研究发现:(1)2001~2017年,中国的全要素劳动生产率整体水平偏低,但上升趋势明显,其中东部地区的全要素劳动生产率水平最高,增长最为迅速,其次为西部地区,中部和东北地区的全要素劳动生产率水平较低,提升潜力巨大。(2)累积全要素劳动生产率的地区差距呈先扩大后平稳波动的趋势,造成总体地区差距的最主要原因是地区间差距。(3)全要素劳动生产率的分布重心由沿海地区向内陆地区转移,并且在空间上呈现出南北方向上的发散分布形态。(4)全要素劳动生产率增长不存在收敛趋势,2009年之前其 β 绝对收敛趋势和考虑空间因素的 β 条件收敛趋势均呈现显著的发散趋势,2009年之后的 β 收敛系数估计值不显著。

基于上述结论,本文得到以下政策启示:(1)注重提高劳动力投入质量,重视全要素劳动生产率在促进经济可持续增长方面的作用。在人口年龄结构发生变化、人口数量红利逐步消失的情况下,可以通过提高人力资本水平、促进劳动—资本的合理搭配、增强劳动力节能环保意识等方式,提升劳动力的综合素质和创新能力,以高质量的劳动投入保障经济持续增长,为“十四五”时期的高质量发展打下坚实基础。(2)注重改变全要素劳动生产率整体偏低的现状,努力提高全要素劳动生产率。在资源环境约束趋紧的情况下,应注重先进技术的引进、开发与运用,注重劳动力知识技能培养,提升劳动力运用新技术的能力,在产业结构转型升级的同时,确保劳动力在产业间的顺利转移,充分挖掘庞大劳动力规模所蕴含的潜力,真正发挥好全要素劳动生产率在促进经济高质量发展的重要作用。(3)贯彻落实好国家的区域协调发展战略。在保持东部沿海地区全要素劳动生产率持续增长的同时,要注重内陆地区全要素劳动生产率的提升,充分挖掘各地区的增长潜力,保证各地区全要素劳动生产率的协同提升。(4)对于全要素劳动生产率较低的内陆地区,应根据当地经济发展的实际状况,打破经济发展过程中的路径依赖,同时要有提升、追赶和超越的信心,努力寻找快速发展的机会窗口。

参考文献:

1. 郭玉清、姜磊(2010):《中国地区经济差距扩散的源泉:资本深化还是效率改进》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
2. 黄先海(2005):《中国各省劳动生产率变化的测度与比较——基于数据包络分析法(DEA)的研究》,《浙

- 江社会科学》,第 5 期。
3. 李建伟(2020):《我国劳动力供求格局、技术进步与经济潜在增长率》,《管理世界》,第 4 期。
4. 李兰冰、刘秉镰(2015):《中国区域经济增长绩效、源泉与演化:基于要素分解视角》,《经济研究》,第 8 期。
5. 林光平等(2005):《我国地区经济收敛的空间计量实证分析:1978~2002 年》,《经济学(季刊)》,第 S1 期。
6. 刘华军、贾文星(2019):《不同空间网络关联情形下中国区域经济增长的收敛检验及协调发展》,《南开经济研究》,第 3 期。
7. 刘华军等(2019):《中国战略性新兴产业的空间集聚及其演变》,《数量经济技术经济研究》,第 7 期。
8. 刘瑞翔、安同良(2012):《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》,《经济研究》,第 11 期。
9. 单豪杰(2008):《中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年》,《数量经济技术经济研究》,第 10 期。
10. 王兵等(2010):《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》,《经济研究》,第 5 期。
11. 王兵、刘光天(2015):《节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角》,《中国工业经济》,第 5 期。
12. 杨骞、秦文晋(2018):《中国产业结构优化升级的空间非均衡及收敛性研究》,《数量经济技术经济研究》,第 11 期。
13. 杨文举(2006):《技术效率、技术进步、资本深化与经济增长:基于 DEA 的经验分析》,《世界经济》,第 5 期。
14. 张少华、蒋伟杰(2014):《中国全要素生产率的再测度与分解》,《统计研究》,第 3 期。
15. 赵文军(2015):《我国省区劳动生产率的变化特征及其成因:1990~2012》,《经济学家》,第 6 期。
16. 赵媛等(2012):《中国石油资源流动源——汇系统空间格局特征》,《地理学报》,第 4 期。
17. Chambers R.G., Chung Y., Färe R. (1996), Benefit and Distance Functions. *Journal of Economic Theory*. 70 (2):407-419.
18. Chung Y.H., Färe R., Grosskopf S. (1997), Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach. *Journal of Environmental Management*. 51(3):229-240.
19. Cooper W.W., Seiford L.M., Tone K. (2007), *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-solver Software*, Springer.
20. Dagum C. (1997), A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio. *Empirical Economics*. 22(4):515-531.
21. Färe R., Grosskopf S., Pasurka Jr.C.A. (2007), Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions. *Energy*. 32(7):1055-1066.
22. Fukuyama H., Weber W.L. (2009), A Directional Slacks-based Measure of Technical Inefficiency. *Socio-Economic Planning Sciences*. 43(4):274-287.
23. Oh D. (2010), A Metafrontier Approach for Measuring an Environmentally Sensitive Productivity Growth Index. *Energy Economics*. 32(1):146-157.
24. Tone K. (2004), Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-Based Measure (SBM) Approach. *Presentation at NAPW III, Toronto*. 44-45.

(责任编辑:朱 犁)