

# 全要素生产率与区域经济发展不平衡

——基于资本存量再测算的视角

徐生霞 刘 强 姜玉英

**【摘 要】**本文分别从生产函数与资本折旧率选择的角度对全要素生产率进行了理论分析与实际测算,以全国和三大区域为研究对象,讨论经济发展质量与区域经济发展不平衡之间的影响效应。研究发现:第一,中国区域经济发展不平衡与全要素生产率之间存在弱线性反向、强非线性的变动关系,全要素生产率的提升虽能有效缓解区域有效发展不平衡,但这种关系存在一定的阈值效应。第二,二者的影响效应呈现出地域差异性和动态演变性;2012年之前,东部地区经济发展不平衡程度具有逐年递减的态势,中、西部地区存在波动增加的趋势;2012年之后,东部地区经济发展不平衡程度趋于平缓,而中、西部地区呈现逐年递减的态势。总体而言,东部地区经济发展不平衡程度低于中、西部地区,而区域间经济发展质量的差异是引起该现象产生的主要原因。

**【关键词】**全要素生产率;区域经济发展不平衡;资本存量;经济发展质量;生产函数

**【作者简介】**徐生霞,首都经济贸易大学统计学院博士研究生(北京 100070);刘强,首都经济贸易大学统计学院教授,博士生导师;姜玉英(通讯作者),北京印刷学院基础部副教授(北京 102600)。

**【原文出处】**《经济与管理研究》(京),2020.5.64~78

**【基金项目】**国家社会科学基金重点项目“京津冀产业转型升级效果的测度研究与应用”(17ATJ004)。

## 一、研究背景与文献综述

劳动、资本、技术在经济增长理论中,被认为是经济增长最重要的源泉。改革开放以来,中国经济发展迅速,人民生活不断改善;然而,面对人口老龄化进程加快、对外经济贸易环境复杂的双重压力,中国经济曾经以人口红利、高投资增长、高出口增长的发展模式难以为继。过去几十年来,评价经济绩效的传统指标是只考虑产出、不考虑投入约束的国内生产总值,一味追求高产出而忽略大量投入所走的粗放型发展道路,难以实现新时代经济发展质量提升的要求。

目前,中国正处于经济发展的新常态,提升经济发展质量,注重投入产出均衡发展成为一种必然趋势。而这个转换的过程必定依赖于技术的进步,如何测度技术进步在经济质量提升中的份额,是一个亟待解决的重要问题。近年来,部分学者基于经济增长质量提升的局限性考虑<sup>[1]</sup>,进行经济可持续

增长的关键性因素分析<sup>[2]</sup>和经济增长质量的条件—过程—结果框架构建<sup>[3]</sup>等方面的研究,提出采用综合考虑投入和产出约束的全要素生产率(TFP)来衡量经济增长的质量。然而,测算TFP最重要的工作之一就是如何测算资本存量。当前,国内外学者对资本存量的测度理论与方法存在较大的争议。

现有文献关于资本存量测算方法的研究主要分为直接调研法和永续盘存法两大类。直接调研法适用范围相对较窄,是指利用资产负债表、保险价值推算或企业直接获取等进行测算的一种方法<sup>[4-5]</sup>。该方法一般适用于微观企业资本存量的核算,但由于其对数据完备性、正确性等方面的要求较高,在实际应用中比较少见。而永续盘存法是一种基于价格指数、当期新增资本存量、资本折旧率、基期资本存量等综合考量的联动计算方法<sup>[6]</sup>,由于其直观可测而备受青睐。学术界在利用永续盘存法测算资本存量的过程中,一方面,价格指数

与当期新增资本存量两个指标的测算方法争论相对较少。就价格指数而言,有全社会固定资产投资价格指数和 GDP 平减指数两类,全社会固定资产投资价格指数在 1991 年之后以国家统计局公布的为准,其争论主要为 1991 年以前替代价格指数的选择<sup>[7-8]</sup>,然而,这种争论随着研究起点的后延而减弱甚至是消失;GDP 平减指数主要是从其计算口径、数据可获得性、序列完整性等方面的讨论<sup>[9]</sup>;这两类价格指数在资本存量测算中的差异不大,本文选择具有统一口径、序列完整的 GDP 平减指数用于价格指数的折算。就当期新增资本存量的刻画而言,有固定资本形成总额和全社会固定资产投资两种选择,现有文献研究结果表明二者在资本存量计算上表现较为接近,固定资本形成总额稍优于全社会固定资产投资<sup>[10-11]</sup>,因此,本文选择固定资本形成总额作为当期新增资本存量的衡量指标。

另一方面,资本折旧率与基期资本存量的选择被认为是永续盘存法测度资本存量的重点,然而,现有文献关于二者测算方法的选择存在很大争议<sup>[9-11]</sup>。基期资本存量测算主要分为两类:一类是增长率法,是一种基于增长稳态的、资本存量增长与投资增长相等的核算方法,即  $\Delta K/K = \Delta I/I$ <sup>[12-13]</sup>,由于该方法易于理解、计算简单而被广泛使用,但存在前提条件苛刻、计算方法难以适用的问题;另一类是计量法,该方法要求资本增长率较为平稳,其基本思想是基期资本存量为过去所有投资的总和,也就是通过投资  $I$  与时间  $t$  的对数线性关系(即  $\ln I(t) = \ln I(0) + \theta t + \mu_t$ ),设定  $\mu_t$  为自回归项(即  $\mu_t \sim AR(1)/AR(2)$ ),利用参数估计方法估算参数  $\ln I(0)$  和  $\theta$  值<sup>[14]</sup>,进而确定其数值,该方法最大的缺陷就是计算过程繁琐、不易实施。本文在综合考虑两类方法优缺点的基础上,提出一种联动资本折旧率的基期资本存量测算方法。资本折旧率计算方面,现有文献可以分为四类:第一类是直接采用国外文献中常见的折旧率,大多数文献对折旧率的设定为 5%<sup>[11,15]</sup>,也有一些取 9.6%、10%<sup>[7,16]</sup>,该方法忽略了国内外经济发展环境的不同,缺乏对中国实际国情的考虑,不适合直接借用;第二类是通过资本相对效率与折旧率、残差值率与折旧率的

几何关系计算折旧率,资本的相对效率与折旧率一般按照  $d_t = (1 - \delta)^t$  ( $t$  代表时期)来设定,残值率与折旧率的关系用  $S = (1 - \delta)^T$  ( $T$  为固定资本使用寿命)设定,计算结果一般在 9.6% 左右<sup>[7-9]</sup>,该方法依赖于具体资产折旧物的分类与使用年限的假定,主观性强,缺少对同类物品折旧差异的考量;第三类是利用国民收入关系式推算折旧率,通过投资量、折旧额、资本价格指数计算各年资本折旧率<sup>[17]</sup>;第四类是计量模型方法,通过设定生产函数、构建技术进步计量模型,利用参数估计方法计算不变或可变资本折旧率<sup>[18-19]</sup>,该方法以具体函数形式确定为前提、以参数估计为工具,存在一定的模型设定误差与参数估计的随机误差,不适合推广使用。

推动全要素生产率的有效提升是实现经济高质量发展的核心,现有关于经济高质量发展的研究尚处于初始阶段,大都以内涵特征、理论机理、路径探索等方面的讨论为主<sup>[20-21]</sup>;也有少部分文献从三次产业 TFP 测算的角度来衡量某地产业发展质量,进而分析区域经济发展不平衡原因形成<sup>[22]</sup>;或者以科技人才、制度因素、空间位置等某些具体的影响因素为切入点单独研究 TFP 测算的有效性,进而基于投入产出模型对区域质量提升的路径进行探析<sup>[23-24]</sup>。显然,对于全要素生产率驱动下经济高质量发展定量测度的分析尚不多见。此外,全要素生产率和区域经济发展不平衡之间关系的研究是推动区域高质量发展的核心<sup>[25]</sup>。然而,现有文献关于区域经济发展不平衡问题的研究主要集中在方法探讨与原因分析两个方面。大都以改进或比较现有的变异系数、基尼系数和泰尔指数等方法为主<sup>[26-28]</sup>,重点探讨包含总效应的区域间、区域内分解的区域发展不平衡形成原因,以及考虑经济发展、生态环境、科技进步等具体指标影响效应的成因分析<sup>[27,29-30]</sup>,缺乏关于全要素生产率与区域经济发展不平衡直接关系的考虑,而这是本文关注的另一主要内容。

综上所述,鲜有文献基于全要素生产率驱动经济高质量发展测度的视角,对区域经济发展不平衡问题进行分析。就可查阅的现有文献而言,在全要素生产率的测算中,往往忽略了对其核心要素——

资本存量测算问题的探讨,存在指标选择不符合资本存量的内涵、计算过程忽视数据的连续性、测算方法单一等方面的问题。解决资本存量测算问题的关键在于资本折旧率的选择,然而,现有文献对折旧率的测算存在直接采用国外取值而不符合中国实际国情、几何级数递减关系时期确定存在主观性、国民收入折算加总折旧缺乏合理性、生产函数的选择不科学等方面的局限。

针对现有文献研究的不足,本文将紧紧围绕“资本折旧率测度→资本存量方法改进→全要素生产率测算→区域经济发展不平衡与经济质量关系研究”这样一条主线展开研究,可能的贡献与创新主要包含以下四个方面:第一,提出一种新的测度折旧率的非参数方法——均值回返法,相较于现有的折旧率测算方法,该方法不需要模型假定和参数估计,也不需要确定资本的相对效率、残差率与折旧率的具体关系,在实证研究中具有较强的稳健性;第二,构建测算资本存量的变系数永续盘存法,并与现有文献中的测度方法进行比较研究,对所提方法在资本存量实际测算中的可行性与合理性进行验证分析;第三,基于柯布一道格拉斯(C-D)生产函数与超越对数生产函数对中国2004-2017年31个省级区域的全要素生产率进行实际测算,并将其动态变迁进行系统分析;第四,从经济高质量发展推动区域经济一体化发展的视角,对全要素生产率与区域经济发展不平衡之间的非线性关系基于中国三大区域发展不平衡的现状与成因进行分析,为研究区域经济发展不平衡问题提供一个新的视角。

## 二、资本存量的测度理论与方法

资本存量反映了一个国家或地区资本投入的实际情况,在TFP的测算、潜在增长率的估算等方面具有重要的作用。目前,国内外学者关于中国资本存量的研究在指标选择、测算方法等方面还未形成一个完整的体系,测度方法选择方面体现的差异尤为显著,研究结论所反映的现状描述也不尽相同。李宾(2011)<sup>[10]</sup>和陈昌兵(2014)<sup>[11]</sup>在梳理资本存量影响因素的基础上,得出折旧率对资本存量测算结果影响最大、基期资本存量次之的结论。鉴

于此,本文提出一种基于均值回返法的非参数测度方法,并在此基础上,修订测算资本存量的变系数永续盘存法。

现有基期资本存量的计算方法有两种:一种是增长率法,适用于资本存量增长与投资增长相等的增长率稳态(即 $\Delta K/K = \Delta I/I$ ),对增长率波动的情况;另一种是计量法,要求资本增长率较为平稳,认为基期基本存量是过去所有投资的总和,需要对投资 $I$ 与时间 $t$ 的对数关系作线性假定,该方法最大的缺陷就是计算过程繁琐、实施不易。考虑现有两种方法使用在前提条件、数据的可获性、计算的连贯性等方面的要求,在雷因斯多夫等(Reinsdorf et al., 2005)<sup>[13]</sup>修正后增长率方法的基础上,本文提出依赖于折旧 $\delta_i$ 取值动态变化的基期资本存量联动测算方法。具体公式为:

$$K_{0i} = \frac{I_0(1+g)}{g+\delta_i} \quad (1)$$

式(1)中, $\delta_i$ 为第 $i(i=1,2,\dots,n)$ 个折旧率取值, $I_0$ 是基期投资, $K_{0i}$ 为 $\delta_i$ 下基期资本存量, $g$ 为基期固定资产投资增长率, $\delta_i$ 的取值依赖于具体的区间和间隔大小的设置。该方法反映了基期资本存量与折旧率的依赖关系,将 $K_{0i}$ 的确定问题进一步转化为资本折旧率的确定问题,而具体的计算结果在折旧率确定之后显示。

### (一) 折旧率的非参数测度方法

本文提出均值回返法用于资本折旧率的测度,相较于现有的折旧率测算方法,该方法不需要模型假定和参数估计,也不需要确定资本相对效率与折旧率、残差率与折旧率的具体关系,在具体实施与应用中,其估计结果具有较强的可行性与稳健性。

#### 1. 均值回返法的基本思想

设时期 $t(t=1,2,\dots,T)$ 所使用的折旧率取值为 $\delta_{it}(i=1,2,\dots,n)$ ,固定折旧率 $\delta_{it}$ 取值下利用永续盘存法计算的资本存量记为 $K_{it}$ ;通过设定的某种距离函数计算的任意一个 $\delta_{it}$ 对应的 $K_{it}$ 与其他 $n-1$ 个 $\delta_{jt}(j \neq i=1,2,\dots,n)$ 计算的 $K_{jt}$ 之间的总距离为 $D_i$ ,并计算 $D_i$ 的均值为 $\bar{D}$ ;最后,利用均值回返思想输出 $\bar{D}$ 所对应的折旧率取值 $\delta'_k$ (即为最优折旧率)。

## 2. 均值回返法的具体步骤

第一步:确定折旧率的取值范围。

令折旧率  $\delta_i (i = 1, 2, \dots, n)$  的取值范围为  $[\delta_{(1)}, \delta_{(n)}]$ , 其中,  $\delta_{(1)}$  代表所有折旧率取值的最小值,  $\delta_{(n)}$  代表所有折旧率取值的最大值, 下标  $i (i = 1, 2, \dots, n)$  表示折旧率可取到的个数。

第二步:确定折旧率取值间隔  $sep$  与个数  $n$ 。

需要强调的是, 折旧率  $\delta_i$  取值应该以一定的间隔  $sep$  遍历所有的  $\delta_{(1)} \rightarrow \delta_{(n)}$ , 而间隔大小的选择与现有文献中  $\delta_i$  取值最小的“位数”息息相关; 例如, 现有  $\delta_m = 10.29\%$ , 其中,  $m$  为  $\delta_i$  取值覆盖位数最多的一项, 则所选间隔  $sep = 0.01\%$ , 此时折旧率所取

$$n = \frac{\delta_{(n)} - \delta_{(1)}}{sep} + 1。$$

第三步:计算资本存量  $K_{it}$ 。

本文基于永续盘存法对资本存量进行计算, 即:  $K_{it} = K_{t-1,i}(1 - \delta_i) + \frac{I_t}{P_t}$ , 其中,  $t (t = 1, 2, \dots, T)$  为时期取值,  $T$  为研究期时间总的跨度。给定时间  $t$ , 可以计算出每个  $\delta_i (i = 1, 2, \dots, n)$  对应的资本存量  $K_{it}$ 。

第四步:设定距离函数, 计算累积距离和  $D_{it}$ 。

对于任意给定的  $\delta_i (i = 1, 2, \dots, n)$  计算对应的  $K_{it} (t = 1, 2, \dots, T)$ , 选择距离函数(常用的有离差平方和、绝对离差和), 对  $K_{it}$  与其他  $n - 1$  个  $K_{ij} (j \neq i, 2, \dots, n)$  在时间  $t$  上求和, 记为  $D_{it}$ 。在离差平方和距离函数的设定下, 累积距离和  $D_{si}$  为:

$$D_{si} = \sum_{t=1}^T \sum_{j \neq i=1}^{n-1} (K_{it} - K_{ij})^2 \quad (2)$$

在绝对离差和距离函数的设定下, 累积距离和  $D_{ai}$  为:

$$D_{ai} = \sum_{t=1}^T \sum_{j \neq i=1}^{n-1} |K_{it} - K_{ij}| \quad (3)$$

式(2)和式(3)中,  $K_{it} = K_{t-1,i}(1 - \delta_i) + \frac{I_t}{P_t}$ ,  $K_{ij} = K_{t-1,j}(1 - \delta_j) + \frac{I_t}{P_t} (i, j = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T)$ 。

第五步:计算平均累积距离和  $\bar{D}$ , 返回  $\bar{D}$  对应的折旧率  $\delta'_k$ 。

为了避免由单个距离设定输出单点回返结果

引起的主观计算误差, 本文提出区间回返的均值回返思路, 即选择式(2)和式(3)计算得到的两个均值  $\bar{D}_s, \bar{D}_a$ , 回返两个折旧率  $\delta'_{sk}, \delta'_{ak}$ , 若最大值为  $\delta'_{sk}$ , 则折旧率区间为  $[\delta'_{ak}, \delta'_{sk}]$ ; 若最大值为  $\delta'_{ak}$ , 则折旧率区间为  $[\delta'_{sk}, \delta'_{ak}]$ 。需要注意的是, 在实际应用中, 也可根据研究问题的特点将折旧率设定为点值  $\delta'_k$ 。

本文提出用均值回返法这一非参数方法测算折旧率主要基于以下三个方面的原因: 一是均值回返可以有效地表示这组累积距离和  $D_{it}$  的集中趋势; 二是均值回返可以避免中位数回返因个数与位置受限制(如间隔大小)而回返偏态结果的问题; 三是众数回返在本研究中无效( $\delta$  不重复取值)。

### (二) 资本存量的测算方法

本文基于非参数的资本折旧率计算方法, 构建测算资本存量的变系数永续盘存法。选择永续盘存法作为改进资本存量测算方法的基础, 主要原因有三点: 一是国民调研法一般适用于企业微观研究, 在宏观经济中该方法所要求的数据完备性难以实现; 二是永续盘存法中所需的指标数据具有可获得性, 在实际测算中也具有客观性; 三是本文提出折旧率的均值回返法是资本存量计算的关键, 也是改进永续盘存法进而给出资本存量新测度的基础。改进后的永续盘存法计算如下:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta_{it}) + \frac{I_t}{P_t} \quad (4)$$

式(4)中,  $K_t$  为当期资本存量,  $K_{t-1}$  为前一期资本存量,  $\delta_{it}$  是非参数均值回返输出的当期折旧率(具体实例分析中也针对不变折旧率进行研究, 即  $\delta_{it} = \delta_i$ ),  $I_t$  为当期投资水平,  $P_t$  为当期投资价格指数。

### 三、资本存量的实际测算

#### (一) 指标说明与数据来源

资本存量的实际测算需要的指标有  $I_t, P_t, \delta_i, g$ 。其中, 现有文献关于当期新增资本存量  $I_t$  指标的选择有两种, 即全社会固定资产投资与固定资本形成总额, 本文选择被证实了相对测算效果较好的固定资本形成总额作为  $I_t$  的测度指标<sup>[8-9]</sup>。现有文献关于价格指数指标的计算有线性拟合和其他

价格指数替代两种方法,较为常用的是 GDP 平减指数和固定资产投资价格指数<sup>[10]</sup>,出于数据的完整性、计算口径的一致性考虑,本文选择 GDP 平减指数作为价格指数的测度指标,具体测算公式为:

$$P_t = \frac{GDP_t}{GDP_{t-1} \times GDP_t \text{ 指数}}$$

其中, $GDP_t$ 为当期国内生产总值、 $GDP_{t-1}$ 为前一期国内生产总值、 $GDP_t$ 指数为当期国内生产总值指数。关于折旧率的测算,本文应用上文提出的均值回返法,需要指出的是, $\delta_i$ 代表第*i*个折旧率,根据现有文献的梳理确定其最小取值为5%、最大取值为13.89%,即 $\delta_i \in [0.05, 0.1389]$ <sup>[10,31-33]</sup>;现有文献关于基期投资增长率*g*的确定有GDP增长率和固定资产平均增长率两大类,本文借鉴倪泽强和汪本强(2016)<sup>[34]</sup>、孙静和徐映梅(2018)<sup>[35]</sup>关于

*g* 的设定,取值为  $g = 10\%$ 。

本文在测算资本存量时使用的上述指标数据均来自《中国统计年鉴》,考虑到相关数据取值的完整性、与区域发展不平衡实例分析的可比性,本文仅选取了2004-2017年全国的相关指标数据,分别在均值回返折旧率取值(即8.52%、9.22%)与常用折旧率取值(即5%、10%)下实际测算了资本存量。另外,由于计算基期指标的需要,本文搜集所需数据的实际起点是2003年。

### (二) 均值回返结果

由于 $\delta_i \in [0.05, 0.1389]$ 、计算间隔取值 $sep$ ,根据 $n = \frac{\delta_{(n)} - \delta_{(1)}}{sep} + 1$ 计算而得的 $\delta_i$ 可取890个具体数据(即 $n = 890$ ),利用式(2)、式(3)计算而得的 $D_{si}$ 、 $D_{ai}$ 与 $\delta_i$ ( $i = 1, 2, \dots, n$ )之间的关系如图1所示。

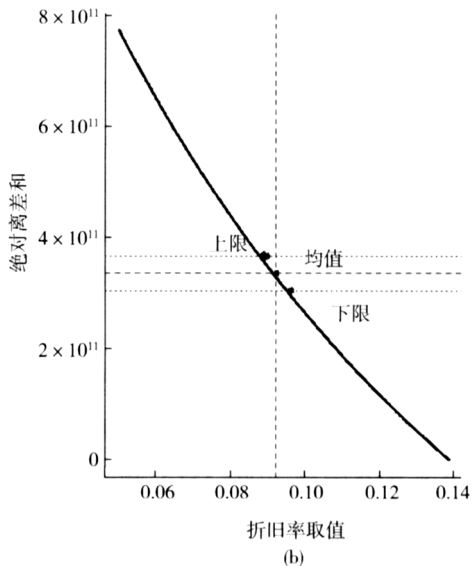
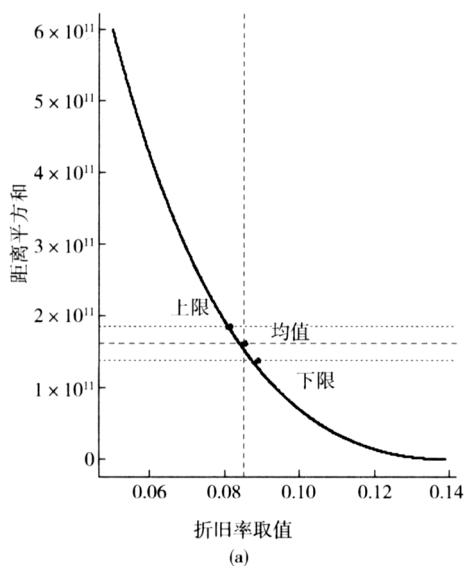


图1 累积距离和与折旧率 $\delta_i$ 的关系

图1中,折旧率的取值总体上与累积距离(包括距离平方和与绝对离差和)呈现反向变动的趋势,即折旧率取值越大、累积距离越小,而这种反向减少的速度受到了距离函数的影响;具体表现为,折旧率取值在8%之前,平方和设定下的累积距离以抛物线的减少速度快于绝对离差;而在8%之后,绝对离差设定下的累积距离以线性的减少速度高于距离平方和。图1(a)中,距离平方和 $D_{si}$ 在其均值 $\bar{D}_s$ (即 $\bar{D}_s = 1.65 \times 10^{11}$ )的取值下,回返的资本折旧率为 $\delta'_{sk}$ (即8.52%),同时,在显著性水平 $\alpha =$

0.05下计算该均值折旧率的95%置信区间为 $[8.12\%, 8.88\%]$ ;图1(b)中,绝对离差和 $D_{ai}$ 的均值 $\bar{D}_a$ ( $\bar{D}_a = 3.89 \times 10^5$ )回返的均值折旧率 $\delta'_{ak}$ 取值为9.22%,同样,5%的显著水平下该均值置信区间为 $[8.92\%, 9.62\%]$ 。总体而言,基于两种距离函数的累积和,在均值回返的折旧率取值方面所表现的差异较小,尤其是在 $\bar{D}_s$ 的上限(8.88%)与 $\bar{D}_a$ 的下限(8.92%)之间,这种差异甚小;而绝对离差和的均值回返结果稍大于距离平方和,在具体的应用中,读者可根据研究的实际需要设定距离。

(三) 资本存量的实际测算结果分析

本文为了研究不同距离设定下均值回返折旧率与现有文献所用折旧率在测算资本存量方面表现出的异同,特别选择5%、10%两个折旧率与上述两种距离函数的累积和回返的均值折旧率8.52%、9.22%对资本存量进行分别测算,并进一步从距离、折旧率和资本存量等三个角度深入剖析其具体差异。

图2中,图2(a)反映了三种折旧率取值下、各资本存量之间距离平方和的取值变化,若 $\delta = 5\%$ ,基于该折旧率计算的资本存量与其他889个资本存量距离平方和最大、距均值最远;若 $\delta = 10\%$ ,该折旧率计算的资本存量与其他889个资本存量的距离平方和相对较小。然而,本文所提方法测度的折旧率( $\delta = 8.52\%$ )处于累积距离平方和偏右的位置,与最小值接近,在合理反映总体距离情况的基础上,也能有效测度资本存量,充分证明了均值回返结果的科学性。图2(b)反映了 $\delta$ 分别取5%、8.52%、10%计算的资本存量 $K_t$ 的基本趋势,其中, $\delta = 8.52\%$ 时计算的资本存量时间曲线位于5%和10%之间,并随着时间的推移愈加接近10%计算的资本存量; $\delta$ 越大反映出距离平方和越小,在不进行任何附加处理的情况下,均值返回的 $\delta$ 更具有代表性,进而资本存量的测算值更符合经济实际,进一步验证了 $\delta = 8.52\%$ 的实用性。

同样,选择5%和10%两个常用的折旧率,在绝对离差均值回返结果下进行比较分析。图3(见下页)中,图3(a)反映了绝对离差和 $D_{it}$ 的均值回返折旧率( $\delta'_{ik} = 9.22\%$ )与5%、10%折旧率计算的资本存量间距离与折旧率取值之间反向的变动关系,这种反向关系几乎呈现为线性趋势,缩减速度较快;9.22%与10%的距离相较于距离平方和均值回返的8.52%更加接近,也从距离函数选择的角度进一步验证了均值回返结果的有效性。图3(b)表现的是资本存量计算取值变化,基于 $\delta = 9.22\%$ 计算的 $K_t$ 整体走势与5%和10%的测度结果基本保持一致,且随着时间的后移,9.22%与10%计算的资本存量取值趋于重合。

基于两种距离函数均值回返的折旧率取值分别为8.52%和9.22%,虽然取值不相同,但在资本存量的具体测算结果方面差异不大,尤其是2012年之前二者取值完全一致,2012年之后略有不同,这种不同并不影响资本存量在实际应用中的作用,所以本文提出的均值回返法具有稳健性与合理性;进而基于均值回返折旧率 $\delta_k$ 修正永续盘存法,给出测度资本存量 $K_t$ 的方法具有合理性和客观性。需要指出的是,在实际应用中,可以根据需要选择两种累积距离均值返回折旧率取值的区间作为研究对象,也可选择区间的上下限(边界点)作为研究对象。

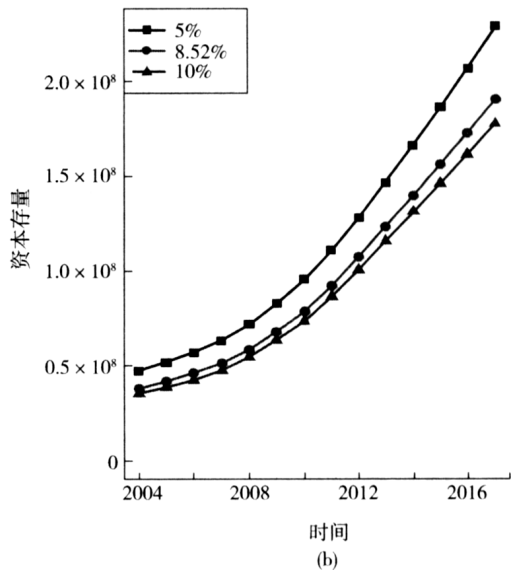
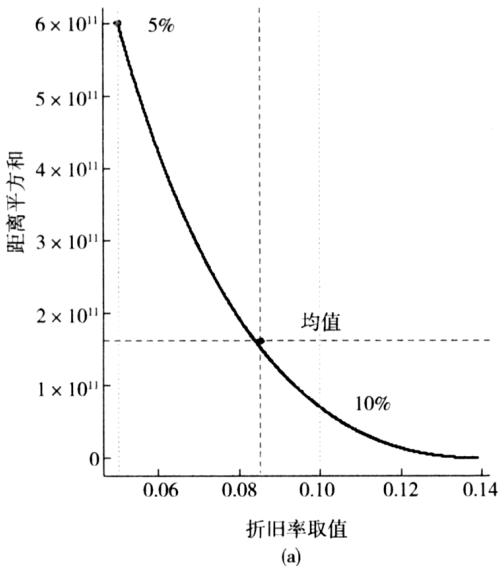


图2  $\delta'_{ik} = 8.52\%$ 时计算的资本存量比较

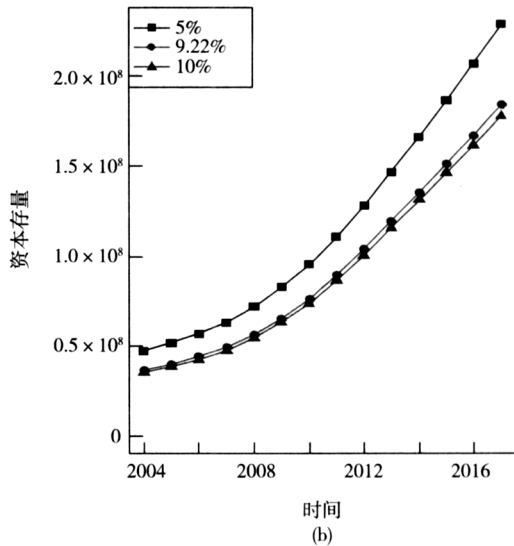
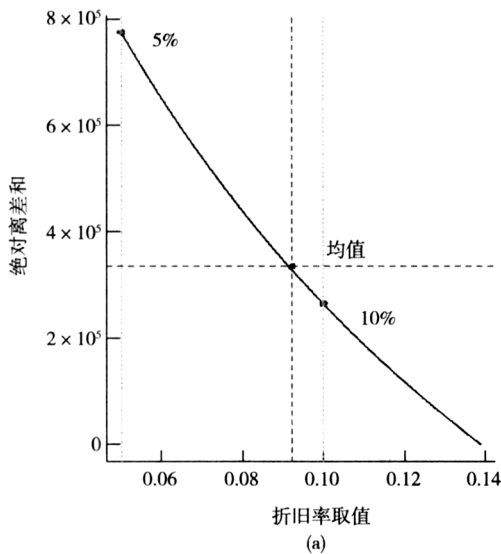


图3  $\delta'_{ak} = 9.22\%$  时计算的资本存量比较

#### 四、全要素生产率的测度

关于区域发展不平衡的研究,现有文献主要基于指标选择与方法确定两个方面展开,具体表现为以 GDP 或者其衍生指标(GDP 增长率、人均 GDP 等)为研究对象,通过基尼系数、莫兰指数或变异系数等方法的实证分析。近年来,由于 GDP 仅考虑产出、不考虑投入约束而备受质疑,一些经济学家提出用 TFP 衡量经济绩效;经济绩效的评价与区域发展不平衡的研究又有密不可分的内在联系。然而,TFP 与区域发展不平衡之间是否存在影响关系,这种影响关系具体如何表现?或者说,能否站在 TFP 的视角对区域发展不平衡进行研究?这是本部分重点探讨的内容。

将 TFP 作为衡量经济绩效的方法,其优势表现在,可以从投入与产出两个角度综合考虑经济发展的现状,注重体现经济增长的“质”,也可以作为分析经济增长源泉的重要工具。目前,现有文献对 TFP 的测算主要围绕参数与非参数方法两类展开,其中,参数方法使用最多的就是随机前沿分析(SFA),非参数方法以数据包络(DEA)线性规划思想再融入距离函数的 Malmquist 指数法居多。本文在综合考虑参数与非参数方法优缺点的基础上,选择操作过程简便、测算方法可控、模型参数可调、计算结果能结构与弹性分解分析的 SFA 进行具体 TFP 测算。

#### (一)基本模型

SFA 模型主要就是通过求解生产前沿面,利用极大似然(ML)方法估计出参数,并计算出偏离生产前沿面的无效部分。其基本形式为: $y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, t) \times e^{\varepsilon_{it}}$ ,两边取对数,可得标准式:

$$\ln y_{it} = \ln f(K_{it}, L_{it}, t) + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \nu_{it} - \mu_{it} \quad (5)$$

式(5)中, $\nu_{it}$ 为随机扰动项,服从零均值常数方差的正态分布,即  $\nu_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ;  $\mu_{it}$ 为技术无效率项、服从半正态分布,即  $\mu_{it} \sim N^+(m_{it}, \sigma_\mu^2)$ ;  $y_{it}$ 代表第  $i$  个地区第  $t$  时期的产出;  $K_{it}$ 为第  $i$  个地区第  $t$  时期的资本投入;  $L_{it}$ 为第  $i$  个地区第  $t$  时期的劳动投入。在进行参数估计之前,首先需要确定生产函数,目前,现有文献使用的生产函数有柯布—道格拉斯(C-D)生产函数和超越对数生产函数两种形式,其中,C-D 生产函数下 SFA 模型设定为:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, $\alpha + \beta = 1$  表示在规模报酬不变的假设条件下进行参数估计。超越对数生产函数下 SFA 模型设定为:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 t + \alpha_4 (\ln K_{it})^2 + \alpha_5 (\ln L_{it})^2 + \alpha_6 \ln K_{it} \ln L_{it} + \alpha_7 t \ln K_{it} + \alpha_8 t \ln L_{it} + \alpha_9 t^2 + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(6)、式(7)中, $\varepsilon_{it} = \nu_{it} - \mu_{it}$ 且均满足式(5)中的相关分布假定,本文中 SFA 的具体参数估计均在 R 软件中 Frontier 程序包对应的函数中完成。

(二) TFP 的实际测算

1. 指标解释与数据来源

在 TFP 具体的测算中所需指标有:产出  $y$ 、资本投入  $K$ 、劳动投入  $L$ 。其中,被解释变量  $y$  一般用工业产值、地区总产值、国内生产总值等指标衡量<sup>[22-25]</sup>,本文研究的是全国总产出,故选择国内生产总值作为被解释变量,具体按照《中国统计年鉴》公布的 GDP 指数以 2003 年为基期计算 2004-2017 年的实际 GDP;解释变量  $K$  用资本存量进行替代,关于资本存量的核算在前文进行了详细的叙述(此处不再赘述);解释变量  $L$  的衡量标准有很多,目前较为常见的有两种,一种是直接使用从业人员数<sup>[27-28]</sup>,另一种是利用就业人员的平均受教育年限结合其他指标测算有效劳动力<sup>[19,26]</sup>,本文基于数据可获得性与相对有效性的考虑,用就业人员工资总额作为劳动的计算指标。本文测算 TFP 所涉及的上述指标数据以及指标具体计算的相关数据均来自《中国统计年鉴》,选取的具体时间为 2004-2017 年,由于计算基期指标的需要,本文搜集整理所需数据的实际起点为 2003 年。

2. TFP 的测算及结果分析

为确保计算结果的准确,本文利用 SFA 方法测算 TFP。令折旧率分别取值为  $\delta = 8.52\%$ 、 $\delta = 9.22\%$ ,在两种不同生产函数设定的随机前沿分析模型中进行,具体利用式(6)与式(7)进行参数估计与检验。

如表 1 所示,两种生产函数设定下的参数估计及具体 TFP 测算结果差异较小,模型拟合效果方面,C-D 生产函数下 SFA 参数的显著性稍低于超越对数生产函数,从而超越对数估计结果更符合拒绝原假设的要求。其中, $\sigma^2 = \sigma_\nu^2 + \sigma_\mu^2, \gamma = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\nu^2 + \sigma_\mu^2}$ 。

C-D 生产函数设定下式(6)的估计结果显示,不同的折旧率取值估计的参数略有不同,具体表现在常数项从 3.864 减少至 3.702、资本存量的生产率系数从 0.352 增加至 0.376、有效劳动的生产率系数从 0.414 降至 0.392;资本与劳动弹性系数之和从 0.766 微增至 0.768,体现的规模报酬效果几乎一致;具体 TFP 计算结果(见下页图 4(a))表现为变化趋势吻合、数值大小差异微小。超越对数生

表 1 TFP 测算结果

解释变量	C-D 生产函数				超越对数生产函数			
	$\delta = 8.52\%$		$\delta = 9.22\%$		$\delta = 8.52\%$		$\delta = 9.22\%$	
	参数估计	P 值	参数估计	P 值	参数估计	P 值	参数估计	P 值
常数	3.864	0.000***	3.702	0.00***	-0.577	0.552	0.831	0.394
$\ln K$	0.352	0.013*	0.370	0.003**	-0.207	0.735	-0.216	0.745
$\ln L$	0.414	0.001**	0.392	0.002**	2.412	0.004**	2.171	0.012*
$t$	—	—	—	—	0.912	0.000***	0.633	0.000***
$(\ln K)^2$	—	—	—	—	-1.309	0.000***	-1.169	0.003**
$(\ln L)^2$	—	—	—	—	-3.661	0.000***	-3.431	0.001**
$t^2$	—	—	—	—	-0.004	0.000***	-0.003	0.013*
$\ln K \ln L$	—	—	—	—	1.981	0.000***	1.886	0.026*
$t \ln K$	—	—	—	—	-0.099	0.000***	-0.052	0.000***
$t \ln L$	—	—	—	—	-0.035	0.093	-0.032	0.067
$\sigma^2$	0.038	0.043*	0.045	0.00***	0.028	0.422	0.028	0.625
$\gamma$	0.982	0.006**	0.978	0.00***	0.988	0.000***	0.989	0.000***
平均效率	0.953		0.958		0.953		0.954	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 0.1%、1%、5% 的显著性水平。



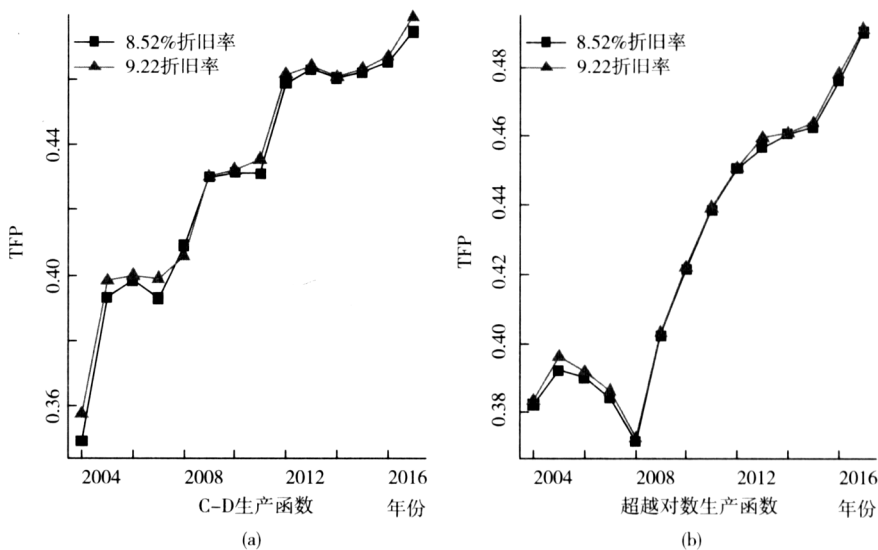


图4 两种生产函数在不同折旧率下计算的结果

产函数假定下式(7)的估计结果表明,  $\delta = 8.52\%$  和  $\delta = 9.22\%$  各项参数的估计值除常数项外符号一致、大小差异甚微, 由于常数项的取值分别为  $-0.577$  和  $0.831$ , 且均未通过显著性检验, 所以本文认为这种差异可以忽略不计; 具体 TFP 计算结果 (见图 4(b)) 表现为变化趋势几乎完全吻合、数值大小几乎没有差异。

总体而言, 在  $\delta = 9.22\%$  时测算的 TFP 值会稍大于  $\delta = 8.52\%$ , 超越对数生产函数测算的 TFP 值会稍高于 C-D 生产函数; 在本文的实际分析中, 由于估计结果存在右偏性, 本文对技术无效项服从截尾正态分布的情况进行了考虑, 并对其 TFP 值进行了计算, 最终得出 TFP 值无明显差异的结论。另外, 从 TFP 增长率比较方面, 两个折旧率取值之下的差异很难区分, 进而为本文提出均值回返法输出折旧率提供了实验支撑。篇幅原因, 本文后续的研究均以  $\delta = 9.22\%$  时超越对数生产函数测算的 TFP、TFP 增长率为研究对象, 具体原因有三点: 一是不同的生产函数的测算结果稍有不同, 但这种不同并不是  $\delta$  单独作用引起, 需要综合考虑模型中随机扰动项的影响; 二是相比较 C-D 生产函数, 超越对数生产函数的测算结果由于综合考虑时间因素而更符合经济发展的实际; 三是超越对数生产函数测算的 TFP 值在本文提出的合理折旧率取值区间的两个端点处的取值几乎接近, 更符合本文研究的

要求。

## 五、经济发展质量与区域经济发展不平衡

### (一) 区域经济发展不平衡的测度

测算区域经济发展不平衡程度的方法, 通常选择可空间分解、能查找成因且计算简便的加权变异系数法<sup>[28,36-37]</sup>。在此基础上, 本文通过引入子区域人口占比为权重的形式改进了测算全国、三大区域及各省级区域经济发展不平衡的变异系数法, 称之为修订的加权变异系数法 (MCV)。设一个国家或地区划分为  $m$  个区域、第  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) 个区域中包含  $h_i$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) 个子区域,  $\bar{y}_{ij}$  代表第  $i$  个区域第  $j$  个子区域第  $t$  期的人均地区生产总值,  $P_{ijt}$  为第  $i$  个区域第  $j$  个子区域第  $t$  期的人口,  $P_t$  是第  $t$  期全国或全地区的总人口,  $\bar{Y}_t$  为全国或全地区第  $t$  期的人均 GDP, 具体公式为:

$$MCV_t = \frac{1}{\bar{Y}_t} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{h_i} P_{ijt} / P_t (\bar{y}_{ij} - \bar{Y}_t)^2 \quad (8)$$

其中,  $MCV_t$  代表区域经济发展不平衡程度, 根据式(8)对样本期间区域经济发展不平衡程度进行测算 (见表 2)。

### (二) 影响效应分析

长期以来, 区域经济发展不平衡的测度与 GDP 及 GDP 衍生指标息息相关<sup>[31,38]</sup>, 也有不少学者对用 GDP 衡量一个国家或者地区经济的发展产生了质疑<sup>[39-40]</sup>, 转而从 TFP 与区域经济发展不平衡之

间相关关系的角度,分析二者之间是否具有依赖或影响关系。

### 1. 定性关系分析

由于区域经济发展不平衡与 TFP 之间的取值变化交错复杂,很难从二者的原值走势方面分析实际演变关系。基于 TFP 与区域经济发展不平衡测算所选择经济指标之间的联系考虑,本文认为二者之间应该存在一定的关系,为此,本文对原始数据进行相应的处理。一方面,将区域经济发展不平衡与 TFP 在 2004 - 2017 年的数据进行对数化处理之后(见图 5(a)),虽然总体变化趋势不太明显,但是分段研究效果显著;2008 - 2009 年、2010 - 2015 年都表现出取值相反的走势,其余各年变化趋势一致但存在实际取值差距较大的问题,很难直接说明二者之间的具体影响关系。另一方面,将两组数据进行环比增长处理后(见图 5(b)),可以得出 TFP 变化与区域经济发展不平衡变化趋势具有耦合性的结论,当然,在 2009 - 2010 年、2011 - 2013 年有轻微的反向变动关系,但由于取值均很小(接近 0)所

以忽略不计。

此外,对数化处理之后的区域经济发展不平衡与 TFP 之间的相关系数为  $-0.7295$ 、环比关系处理后的二者之间相关系数为  $0.4321$ 。综合考虑,初步可以认为中国区域经济发展不平衡与 TFP 之间存在一定的反向变动关系,即 TFP 取值越大(经济发展质量越高),区域经济发展不平衡程度越小。为了进一步挖掘这种反向作用关系的动态性与差异性,本文从东部、中部、西部三大区域的区域经济发展不平衡与经济发展质量之间的相关性研究着手,对中国区域经济发展不平衡(包含区域之间)的成因做详细的定性解读。出于数据处理之后结果解释易于理解的考虑,对三大区域的区域经济发展不平衡与 TFP 之间演变关系的讨论,本文选择对数化之后的数据作为研究基础。下页图 6 中,东部地区的区域经济发展不平衡与 TFP 的反向变动关系在 2012 年之前十分显著,2012 年之后有同向变化关系,但不十分明显;中部地区的区域经济发展不平衡与 TFP 微弱的同向变动体现在 2006 - 2010 年,其

表 2 2004 - 2017 年中国区域经济发展不平衡测算值

时间	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
MCV	1.5344	1.5764	1.5366	1.4397	1.4178	1.4043	1.4052
时间	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
MCV	1.3818	1.3655	1.3543	1.2490	1.2390	1.4390	1.2651

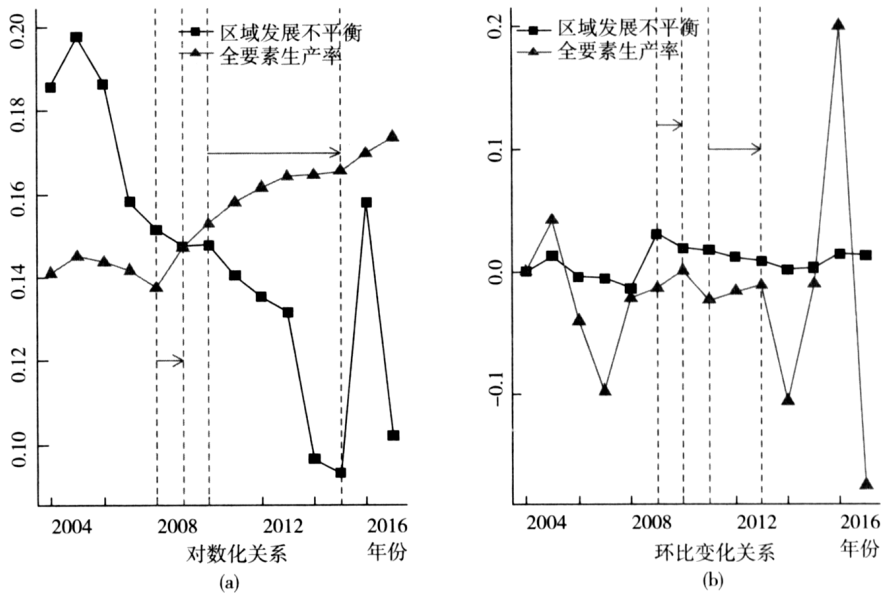


图 5 区域经济发展不平衡与 TFP(全国视角)

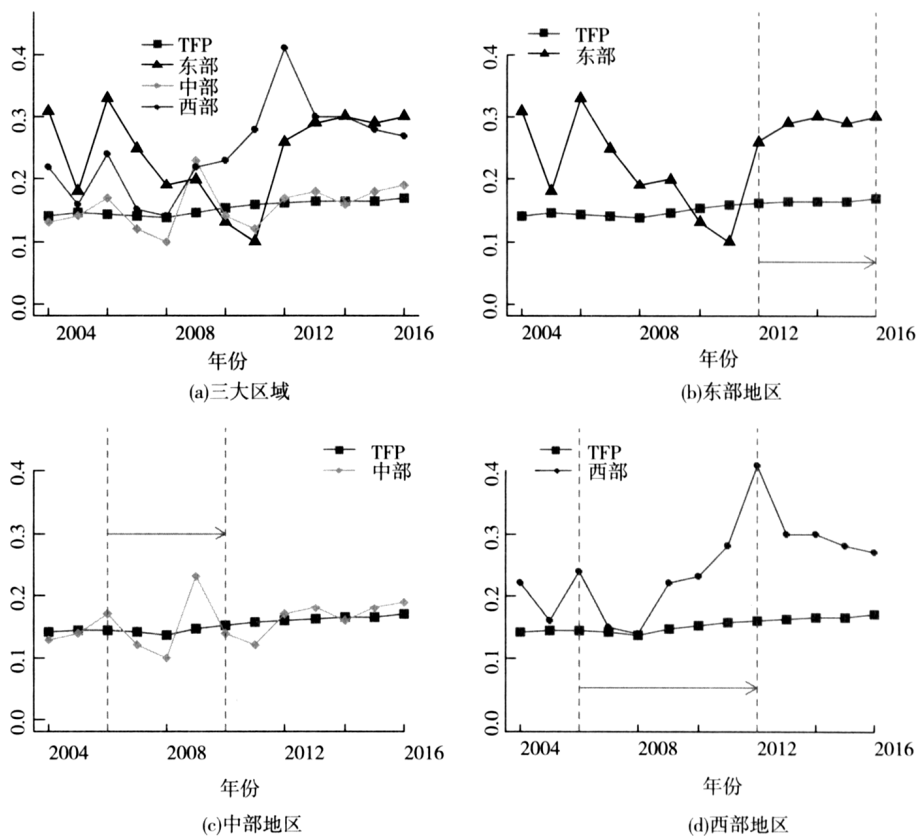


图6 区域经济发展不平衡与TFP(三大区域视角)

余时间均为反向变动趋势显著;相比较东、中部两个地区,西部地区的弱同向变动关系从2006年持续至2012年,2012年之后有明显的反向变动走势。

综合分析来看,2012年之前区域经济发展不平衡主要集中在东部地区,而东部地区在这一时间段的反向关系占据了主导地位;2012年之后区域经济发展不平衡在三大区域表现较为均衡,而中、西部地区总体的反向变动比东部地区弱同向变动关系作用强。究其原因,上述现象的出现与2012年以来国家将经济投入作为衡量经济产出标准之一的重视密切相关。具体表现为,先后提出减少无效和低端供给,扩大有效和中高端供给,增强供给结构对需求变化的适应性和灵活性,提高全要素生产率的要求;并强调全要素生产率在中国经济增长、宏观调控等方面的重要性。鉴于此,本文认为区域经济发展不平衡与经济发展质量之间反向变动的趋势具有一定理论依据与实践验证基础,而TFP的测算对中国区域经济发展不平衡的研究至关重要。

## 2. 定量关系分析

相关性分析虽可从定性的角度对全要素生产率与区域经济发展之间关系做较为直观的判断,但两者之间具体的影响效应还需进一步量化分析。本文从基础线性模型入手,在验证二者存在影响效应的基础上,以非线性模型(引入二次项<sup>①</sup>)为优化途径,对经济发展质量与区域经济发展不平衡之间的影响效应做进一步分析。需要强调的是,为更加直接有效地探究经济高质量发展与区域经济发展不平衡之间的作用关系,本文不考虑其他影响变量如科技水平、生态环境、基础设施等,此外,对回归关系中TFP的内生性问题进行了讨论<sup>②</sup>,得出不存在内生性的结论。

如表3所示,就定量测度结果而言,总体上,经济发展质量与区域经济发展不平衡之间存在负向的作用关系,且这种作用关系表现出较强的非线性特征。具体来看,在线性关系的负向作用效果中,2004-2017年期间,全国范围内的经济发展质量对区域经济发展不平衡的影响系数为-1.976,并通过

表 3 经济发展质量与区域经济发展不平衡的影响效应

	线性关系				非线性关系			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
常数项	0.451*** (0.083)	0.132** (0.031)	0.110** (0.029)	0.038*** (0.009)	0.152*** (0.010)	10.933 · (5.743)	0.029** (0.009)	0.225*** (0.022)
lnTFP	-1.976* (0.835)	-1.439* (0.695)	1.195 (0.708)	-0.542* (0.221)	-0.951*** (0.052)	-1.413 · (0.511)	-0.571* (0.201)	-1.473*** (0.170)
平方项	—	—	—	—	6.324*** (0.157)	6.474 · · (0.445)	6.174*** (0.428)	6.450*** (0.141)
拟合优度 R <sup>2</sup>	0.532	0.577	0.206	0.598	0.699	0.591	0.769	0.819

注:\*\*\*、\*\*、\*、· 分别代表0.1%、1%、5%及10%的显著性水平。

了5%的显著性水平检验,可以认为这种负向作用关系是存在的;三大区域的分解分析中,虽然中部地区显示出1.195的正向效应,但是这种效应并未通过检验,而东部与西部地区均呈现出不同程度的抑制效应,并通过了5%的显著性水平检验,从而进一步对两者之间存在负向作用的关系进行了佐证。然而,研究对象为全国和三大区域的线性模型拟合优度相对均偏低,且存在很大的差异,由此可以认为单纯的线性关系不能全面反映经济发展质量对区域发展不平衡的作用机理;综合考虑赫尔希曼对不平衡增长理论的描述,本文对经济发展质量与区域经济发展不平衡之间的非线性影响关系进行了验证。全国和三大区域的非线性关系验证结果表明。TFP的一次项系数显著为负、二次项系数显著为正,虽然东部地区的系数显著性稍低(通过了10%的显著性水平检验),但是这种非线性关系的阈值效应是明显存在的。

### 六、结论与启示

本文以全要素生产率与区域经济发展不平衡关系研究为目标,首先,考虑TFP的测算,基于资本存量再测算的视角,提出了基于均值回返思想的非参数资本折旧率测度方法,构建了测算资本存量的变系数永续盘存法;得出在不同累积距离和设定条件下非参数均值回返法测度的中国资本存量总体上呈现上升态势的结论,而现有文献对资本存量的测算结果也支持了这一结论,进而验证了本文所提

方法的可行性与稳健性。

其次,本文基于不同生产函数设定下TFP的测算结果,针对中国经济发展的新要求,分别从定性描述与定量测度两个角度对区域经济发展不平衡与TFP的作用机制进行了分析,得出经济发展质量对区域经济发展不平衡具有弱线性负向抑制、强非线性影响效应的结论,但同时这种反向的作用关系也体现出“地域差异”和“动态演变”的特征。

最后,本文考虑全国区域经济发展的差异性,以2004-2017年相关数据为支撑,基于TFP的视角,从时间与空间两个维度探讨了经济发展质量与区域经济发展不平衡之间的演变关系,得出二者之间非线性抑制关系在三大区域均存在,且东部地区经济发展质量高于中、西部地区,区域发展不平衡低于中、西部地区的结论。

相较于国内生产总值指标,全要素生产率不仅考虑了产出还综合考虑了投入约束,能够更好地反映经济发展质量。而本文基于资本存量再测算的视角,在系统探讨TFP测算程序的基础上,进一步分析了TFP与区域经济发展不平衡之间的非线性影响效应,给出一种分析区域发展不平衡问题的新研究视角,为下一步研究区域发展不平衡问题提供了新思考。

注释:

①“U”型模型设定是基于经济高质量对区域经济发展

不平衡的影响机理和数据特性两个方面的考虑。

②利用核心解释变量与随机扰动项的相关系数对内生性问题进行,无论是线性还是非线性,全国及东、中、西部地区二者之间的相关系数的绝对值均小于0.2,故认为不存在内生性问题。

#### 参考文献:

[1]郑玉歆.全要素生产率的再认识——用TFP分析经济增长质量存在的若干局限[J].数量经济技术经济研究,2007(9):3-11.

[2]郑京海,胡鞍钢, BIGSTEN A. 中国的经济增长能持续?——一个生产率视角[J]. 经济学(季刊),2008(3):777-808.

[3]钞小静,廉园梅. 劳动收入份额与中国经济增长质量[J]. 经济学动态,2019(9):66-81.

[4]YANG J, ADAMS F G, YANG J, et al. Social overhead capital stock estimation and stock increase effects on productivity in Korea[J]. Journal of Economic and Social Measurement, 1995, 21(1): 67-83.

[5]BÖHM B, GLEIB A, WAGNER M, et al. Disaggregated capital stock estimation for Austria - methods, concepts and results [J]. Applied Economics, 2002, 34(1): 23-37.

[6]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究,2015(2):61-74.

[7]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.

[8]单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952-2006年[J]. 数量经济技术经济研究,2008(10):17-31.

[9]雷辉. 我国资本存量测算及投资效率的研究[J]. 经济学家,2009(6):75-83.

[10]李宾. 我国资本存量估算的比较分析[J]. 数量经济技术经济研究,2011(12):21-36,54.

[11]陈昌兵. 可变折旧率估计及资本存量测算[J]. 经济研究,2014(12):72-85.

[12]HALL R E, JONES C I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 113(1): 83-116.

[13]REINSDORF M, COVER M. Measurement of capital stocks, consumption of fixed capital services; report on a presentation to the Central American Group on National Ac-

counts [R]. Santo Domingo: Central American Association, 2005.

[14]WU Y R. Capital stock estimates for China's regional economies; results and analyses [Z]. The University of Western Australia Working Papers 07-16, 2007.

[15]郭庆旺,贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算[J]. 经济研究,2004(5):31-39.

[16]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):55-65.

[17]李治国,唐国兴. 资本形成路径与资本存量调整模型——基于中国转型时期的分析[J]. 经济研究,2003(2):34-42,92.

[18]OTSUKA A. Regional determinants of total factor productivity in Japan: stochastic frontier analysis[J]. The Annals of Regional Science, 2017, 58(3): 579-596.

[19]宋旭光,赵雨涵. 中国制造业R&D资产折旧率测算及其解析[J]. 统计与信息论坛,2018(10):49-55.

[20]金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. 中国工业经济,2018(4):5-18.

[21]马茹,罗晖,王宏伟,等. 中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究[J]. 中国软科学,2019(7):60-67.

[22]刘强,李泽锦. 全要素生产率与区域产业发展质量不平衡——基于京津冀和长三角的实证分析[J]. 统计与信息论坛,2019(9):70-77.

[23]马茹,张静,王宏伟. 科技人才促进中国经济高质量发展了吗?——基于科技人才对全要素生产率增长效应的实证检验[J]. 经济与管理研究,2019(5):3-12.

[24]周璇,陶长琪. 要素空间集聚、制度质量对全要素生产率的影响研究[J]. 系统工程理论与实践,2019(4):1051-1066.

[25]廖祖君,王理. 城市蔓延与区域经济高质量发展——基于DMSP/OLS夜间灯光数据的研究[J]. 财经科学,2019(6):106-119.

[26]徐生霞,刘强. 北京区域发展不平衡性的时空演变与成因研究——基于教育与劳动报酬的视角[J]. 数理统计与管理,2019(6):951-964.

[27]覃成林,郑云峰,张华. 我国区域经济协调发展的趋势及特征分析[J]. 经济地理,2013(1):9-14.

[28]AKITA T, MIYATA S. The bi-dimensional decomposition of regional inequality based on the weighted coeffi-

cient of variation[J]. Letters in Spatial and Resource Science, 2010, 3(3): 91 - 100.

[29] 徐生霞, 刘强, 陆小莉. 中国区域发展不平衡的四维模式分解及影响因素研究——基于门限回归模型的测度[J]. 经济问题探索, 2019(4): 13 - 26.

[30] 钟业喜, 王晓静, 傅钰. “闽新轴带”沿线区域发展不平衡问题研究[J]. 经济地理, 2018(9): 22 - 29.

[31] KANBUR R, VENABLES A J. Spatial inequality and development[M]. Oxford: Oxford University Press, 2005.

[32] 王华. 中国 GDP 数据修订与全要素生产率测算: 1952 - 2015[J]. 经济学动态, 2018(8): 39 - 53.

[33] 孙早, 刘李华. 中国工业全要素生产率与结构演变: 1990 ~ 2013 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(10): 57 - 75.

[34] 倪泽强, 汪本强. 中国省际公共物质资本存量估算: 1981 - 2013[J]. 经济问题探索, 2016(2): 71 - 79.

[35] 孙静, 徐映梅. SNA 视角下企业研发资本化核算

及主要变量调整[J]. 统计研究, 2018(12): 16 - 25.

[36] LI Y C, WANG X P, ZHU Q S, et al. Assessing the spatial and temporal differences in the impact of factor allocation and urbanization on urban - rural income disparity in China, 2004 - 2010[J]. Habitat International, 2014, 42: 76 - 82.

[37] 潘敏, 唐晋荣. 人民币汇率升值与区域产出差距——基于 MS - VAR 模型的实证分析[J]. 财贸研究, 2014(6): 103 - 112.

[38] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示[J]. 经济研究, 2000(10): 30 - 37, 80.

[39] HENDERSON J V, STOREYGARD A, WEIL D N. Measuring economic growth from outer space[J]. American Economic Review, 2012, 102(2): 994 - 1028.

[40] 徐康宁, 陈丰龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究, 2015(9): 17 - 29, 57.

## Total Factor Productivity and Imbalance of Regional Economic Development: Based on the Perspective of Re - measurement of Capital Stock

Xu Shengxia      Liu Qiang      Jiang Yuying

**Abstract:** In this paper, the theoretical analysis and actual measurement of total factor productivity (TFP) are carried out from the perspective of production function and capital depreciation rate selection. The national level and three regions are studied as the research object, and the influence effect between the economic development quality and imbalance of regional economic development is discussed. The results are shown as follows. Firstly, there is a weak negative linear and strong nonlinear effect between the imbalance of regional economic development and the value of TFP, indicating the improvement of TFP can effectively alleviate the imbalance of regional development, while, this relationship has a certain degree of threshold effect. Secondly, the effect of the two presents geographical differences and dynamic evolution: the imbalance of regional economic development in the eastern region showed a decreasing trend year by year, while there is an increasing fluctuation in central and western regions before 2012; after 2012, the imbalance of regional development in the eastern region tended to flatten out, while the central and western regions showed a decreasing trend yearly. In general, the degree of unbalanced economic development in the eastern region is lower than that in the central and western regions, and the difference in the quality of regional economic development is the main reason.

**Key words:** total factor production; imbalance of regional economic development; capital stock; quality of economic development; production function