

全要素生产率是否已经成为中国地区经济差距的决定力量?

刘华军, 彭莹, 裴延峰, 贾文星

(山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250014)

摘要: 提高全要素生产率是推动经济高质量发展的关键, 而创新驱动与新旧动能转换将加剧全要素生产率的空间不平衡, 给区域协调发展带来新的压力。文章首次尝试将关系数据分析范式应用于地区经济差距研究, 采用2001—2015年中国分省数据, 利用二次指派程序实证考察全要素生产率与中国地区经济差距之间的关系。基于全样本、分时期和逐年的实证研究表明, 全要素生产率对中国地区经济差距存在正向影响, 但其影响强度远低于资本积累和城市化。在地区经济差距的诸多影响因素中, 资本积累和城市化始终扮演主要角色。尽管全要素生产率对地区经济差距的影响强度呈现上升态势, 但在短期内很难超越资本积累和城市化而成为中国地区经济差距的决定力量。因此, 区域协调发展战略的实施需要更加注重发挥资本要素的空间均衡配置和城市化的空间均衡发展对于缩小地区经济差距的关键作用。同时在深化供给侧结构性改革进程中, 应该更加积极地推动新动能的空间均衡发展, 从而促使全要素生产率成为新时期区域经济协调发展的新动力。

关键词: 全要素生产率; 地区差距; 关系数据分析范式; 区域协调发展

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)06-0050-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.06.004

一、引言

党的十九大指出并强调, 我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。在诸多不平衡中, 区域发展不平衡是一个重要方面, 不仅严重影响中国经济的持续稳定发展, 而且对社会稳定也存在负面效应(Wei, 2013)。为此, 建立更加有效的区域协调发展新机制、深入实施区域协调发展战略成为中国决胜全面建成小康社会和全面建设社会主义现代化国家的重大举措。伴随着供给侧结构性改革的有力推进, 中国经济已经从高速增长阶段转向高质量发展阶段, 提高全要素生产率成为推动高质量发展的关键。在高质量发展阶段, 新产业、新业态、新模式和新技术日益成为经济增长的新动能, 加速了经济增长方式从过去的投资驱动转向创新驱动和全要素生产率驱动, 地区经济之间的竞争也将更多的体现为地区经济创新能力的竞争和地区全要素生产率的竞争。然而, 由于不同地区在创新基础、创新机制

收稿日期: 2018-02-20

基金项目: 国家社会科学基金项目(13CJL069); 教育部人文社科研究规划基金项目(17YJA790054); 山东省社会科学规划项目(18CZKJ13)

作者简介: 刘华军(1979—), 男, 山东广饶人, 山东财经大学经济学院教授、博士生导师;

彭莹(1994—), 女, 山东安丘人, 山东财经大学经济学院硕士研究生;

裴延峰(1992—), 男, 山东临沂人, 山东财经大学经济学院硕士研究生;

贾文星(1990—), 男, 山东新泰人, 山东财经大学经济学院硕士研究生。

和创新体系上存在明显差异,新旧动能转换的空间不平衡在一定程度上将加剧全要素生产率的地区差距,从而给新时期区域经济协调发展带来新的压力和巨大挑战。因此,在推动经济高质量发展的新阶段,为了实现供给侧结构性改革与区域经济协调发展的深度融合,迫切需要明晰全要素生产率与地区经济差距之间的关系,为回答全要素生产率是否已经成为地区经济差距的决定力量这一重大现实问题找到新的经验证据。

全要素生产率是否已经成为中国地区经济差距的决定力量并不是一个新问题,早在十几年前国内外诸多学者就围绕该问题开展了卓有成效的讨论,如彭国华(2005)、傅晓霞和吴利学(2006a)、李静等(2006)、Tsui(2007)等。根据新古典增长模型,经济增长的基本动力可以归结为资本积累和全要素生产率,因此地区之间的经济差距就可以用资本积累的差距和全要素生产率的地区差距进行解释。然而,尽管早期以及新近的研究精彩纷呈,但他们的研究结论并不一致,甚至截然相反。其中,一部分研究认为,资本积累而非全要素生产率是中国地区经济差距的主要决定力量(万广华等,2005;傅晓霞和吴利学,2006a和2006b;Tsui,2007)。例如,傅晓霞和吴利学(2006a)运用索洛余值法和方差分解对地区经济差距进行了研究,发现资本积累对地区差距的贡献达到60%—75%。此后,傅晓霞和吴利学(2006b)又运用随机前沿生产函数和方差分解重新探讨中国地区经济差距的成因,得出了与上述研究基本一致的结论。另一部分研究则发现,全要素生产率而非资本积累才是导致中国地区经济差距的主要原因(彭国华,2005;李静等,2006;Hao和Wei,2009)。例如,彭国华(2005)、李静等(2006)对地区经济差距进行了方差分解,发现全要素生产率对地区经济差距的贡献分别达到了75%和57%,资本积累仅解释了余下的25%和43%。朱子云(2015)引入可导性对数方差分解方法实证考察了地区经济差距的形成原因,发现全要素生产率对地区差距的平均贡献率达到59.5%。Hao和Wei(2009)同样利用方差分解对中国地区经济差距进行了研究,发现全要素生产率对地区差距的贡献率为51.1%。上述对全要素生产率与地区经济差距关系的研究囿于探讨究竟是资本积累还是全要素生产率主导了地区经济差距,研究方法遵循的都是方差分解范式。基于相同的分析范式却得出了不同的,甚至截然相反的结论,这促使我们重新审视全要素生产率与中国地区经济差距之间的关系。

方差分解将地区经济差距的来源分解为资本积累和全要素生产率两个部分,以此得出全要素生产率在地区经济差距中的贡献(彭国华,2005;李静等,2006;Hao和Wei,2009)。在分析范式上,上述研究存在两个局限:一是仅考虑了资本积累和全要素生产率,没有考虑诸如市场化、城市化、全球化等重要因素对地区经济差距的影响。已有研究充分表明,上述因素对地区经济差距的影响是不能被忽视的(Zhang和Zhang,2003;贺灿飞和梁进社,2004;Zhang和Zou,2012;Chen等,2016)。二是方差衡量的是每个样本观测值与全体样本均值之间的离散程度,虽然能从总体上解释地区差距,但却掩盖了两两地区间的差距。与方差相比,任意两个样本观测值之间的差异更能直接体现地区差距。在数据形式上,无论是经济发展的地区差距,还是全要素生产率的地区差距,均可以表示为两两地区间差距的集合,体现的是地区之间的“关系”,因此可以纳入关系数据分析范畴。为了克服已有研究在分析范式上的局限,本文首次尝试将关系数据分析范式引入到地区经济差距研究中,利用二次指派程序(*Quadratic Assignment Procedure, QAP*)考察全要素生产率与中国地区经济差距之间的关系。基于全样本、分时期和逐年的实证研究表明,全要素生产率对中国地区经济差距有正向影响,但其影响强度远低于资本积累和城市化。在地区经济差距的诸多影响因素中,资本积累和城市化始终扮演主要角色。尽管全要素生产率对中国地区经济差距的影响强度呈上升态势,但是在短期内很难超越资本积累和城市化而成为中国地区经济差距的决定力量。本文的边际学术贡献在于,为探究地区经济差距的成因提供了新的分析范

式,为揭示全要素生产率对地区经济差距的影响提供了新的经验证据,为更广泛意义上的地区差距问题研究提供了新的分析视角。

二、理论逻辑框架

根据新古典增长模型(Solow, 1956),资本积累和全要素生产率是影响经济增长的基本力量,因此地区经济差距就可以用资本积累的地区差距和全要素生产率的地区差距这两个基本因素进行解释。除了资本积累和全要素生产率,地区经济差距还受到诸如市场化、城市化、全球化、基本公共服务和产业结构等因素的影响(Zhang 和 Zou, 2012; Zhang, 2016)。

(一)资本积累、全要素生产率与地区经济差距

资本积累不仅可以直接促进经济增长,也可以通过社会分工细化和生产专业化间接促进经济增长,在一个国家和地区的经济增长过程中扮演着重要角色。根据新古典增长模型,假定生产中只包含资本和劳动两种要素,若资本增长快于劳动力增长,人均资本就会提高,相应的人均产出就会增加。短期内,受逐利性驱使,资本将向收益率较高的地区流动,提高该地区的资本要素禀赋,增大产出比例,这必将引致更多的资本流入。伴随资本的持续流入和要素禀赋的不断提高,这些地区将处于较高的资本集聚状态,从而推动产出的持续增加,最终实现“资本流入—资本要素禀赋提升—产出增加—收入提高—资本持续流入—产出持续增加”的循环积累过程。如此循环往复将形成强者更强、快者更快的“马太效应”,拉大地区之间的经济差距。然而,从长期来看,随着资本的大量积累,发达地区开始出现市场拥挤效应,生产份额和企业数量的不断增加将加剧市场竞争,进而导致资本收益率下滑,而落后地区对资本的吸引力相对上升,资本流动的方向将会发生改变,这将有助于促进各地区的经济增长向趋同的方向发展。因此,无论短期还是长期,资本积累的地区差距都会对地区经济差距产生深刻的影响(郭金龙和王宏伟, 2003)。

资本积累对经济增长的重要性意味着,落后地区追赶发达地区需要经历长期的资本积累过程。根据资本边际报酬递减规律,资本积累尽管能够在一定时期促进经济增长,但是过分依赖要素投入的粗放型经济增长方式将不断放大经济结构失衡风险并带来资源短缺和环境恶化问题,不利于经济增长的可持续性(Young, 1995)。现代经济增长理论以及各国的经发展实践充分表明,在资本积累促进经济增长的同时,全要素生产率对经济增长发挥的作用愈加重要(Nelson, 1996)。随着资本、劳动力等生产要素投入对经济增长的贡献不断降低,如果全要素生产率的增长保持不变甚至下降,经济增长速度必将放缓并持续下行。如果这种情况长期发展下去,经济将不可避免地陷入停滞,通过技术创新和效率改进来提高全要素生产率就成为保持经济持续增长的关键(Mankiw 等, 1992)。如果一个地区全要素生产率较高,则该地区经济增长的持续性将得以保障;而全要素生产率相对较低地区的经济增长更多地依靠要素投入和投资拉动,其持续性将受到抑制。因此,若其他条件不变,则地区间的全要素生产率差异将引致地区经济出现差距。

(二)影响地区经济差距的其他因素

地区经济差距的成因是多样化的,除了资本积累和全要素生产率,市场化、城市化、全球化、基本公共服务和产业结构等因素对地区经济差距也存在重要影响。一是市场化与地区经济差距。在中国渐进式市场化改革进程中,尽管整体上中国市场化水平不断提高,但其空间不均衡特征仍然突出。市场化的空间不平衡将促使生产要素向回报率较高的地区集聚,如果这种极化效应长期持续下去,必然拉大地区经济发展之间的差距(Wei, 2002)。二是城市化与地区经济差距。城市化通过促进经济活动和大量优势资源快速向大中城市集中,使那些具有较高城市化水平的地区实现更快的经济增长,从而增加区域经济协调发展的难度(Chen 等, 2016)。三是全球化

与地区经济差距。经济全球化影响着一个国家或地区经济的空间结构和产业结构重组 (Fujita 和 Hu, 2001)。由于不同地区在地理位置、政策优惠和经济基础等方面都是不同的, 资金、技术等生产要素将更加倾向于向具有较高比较优势和区位优势的地区集中, 在拥挤效应显现以前, 生产要素的空间集聚将不断拉大地区经济差距 (黄玖立和李坤望, 2006)。四是基本公共服务与地区经济差距。一个地区的基本公共服务水平越高, 就越容易吸引资本特别是高素质劳动力和高层次人才等优势资源向该地区流动, 推动该地区的经济增长, 进而拉大地区经济差距 (Zhang 和 Zou, 2012)。五是产业结构与地区经济差距。产业结构调整是探讨地区经济发展不平衡的重要因素 (吴万宗等, 2018)。产业结构对经济增长的影响具有不确定性, 合理的产业结构能够有效地利用自身的要素禀赋, 推动地区经济发展, 缩小与发达地区之间的差距。但是, 如果不能及时地调整产业结构与之适应, 也会抑制经济增长。

基于上述分析, 资本积累、全要素生产率、市场化、城市化、全球化、基本公共服务以及产业结构等因素在地区之间的差距是影响地区经济差距的重要因素, 为本文的后续研究奠定了理论基础, 一个简明的分析框架如图 1 所示。为了便于分析, 假设有 A 和 B 两个地区, 经济发展水平分别用 y_A 和 y_B 表示, 则两个地区之间经济发展的差距就可以表示为 $y_A - y_B$ 。假定 A(B) 地区的资本积累、全要素生产率、市场化、城市化、全球化、基本公共服务、产业结构分别用 $k_{A(B)}$ 、 $TFP_{A(B)}$ 、 $mar_{A(B)}$ 、 $urb_{A(B)}$ 、 $open_{A(B)}$ 、 $pubser_{A(B)}$ 、 $ind_{A(B)}$ 表示, 上述因素在 A 和 B 两个地区之间的差距可以表示为 $k_A - k_B$ 、 $TFP_A - TFP_B$ 、 $mar_A - mar_B$ 、 $urb_A - urb_B$ 、 $open_A - open_B$ 、 $pubser_A - pubser_B$ 、 $ind_A - ind_B$, 从而 A 和 B 两个地区之间经济发展的差距就可以由上述因素的地区差距进行解释。如果将上述分析框架拓展至多个地区, 那么所有两两地区之间的经济发展差距就可以被上述因素在两两地区间的差距进行联合解释。

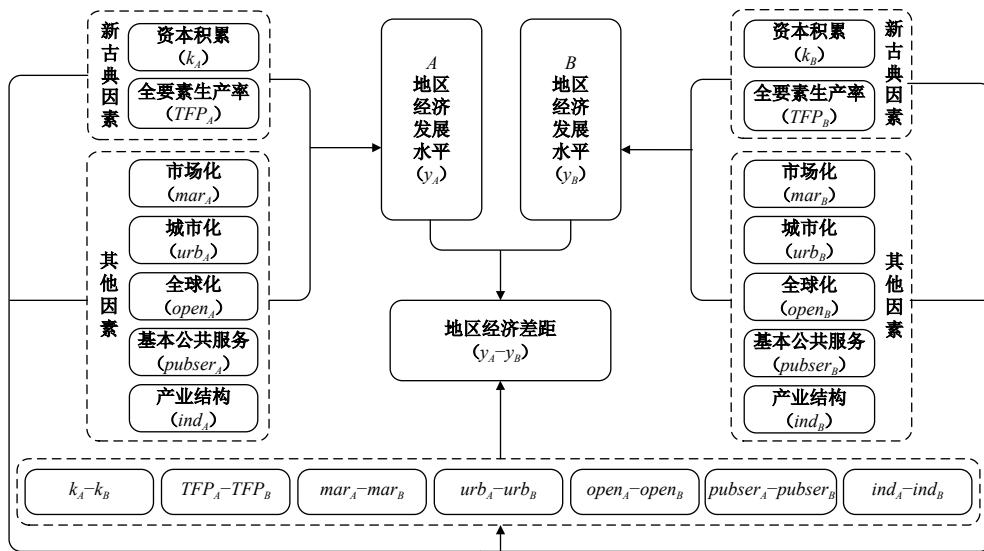


图 1 理论逻辑框架

三、方法与数据

关系数据体现的是两个“行动者”之间的关系 (Wasserman 和 Faust, 1994; Barnett, 2011; Scott, 2017)。如果把每个地区视为一个行动者, 地区之间的差距就构成了一种关系, 这为我们从关系数据视角探讨地区差距问题创造了条件。下面分别从关系数据计量模型设定和 QAP 方法两个方面简要介绍关系数据分析范式, 并介绍本文的样本数据及其处理。

(一)模型设定

本文设定的关系数据计量模型如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + U \quad (1)$$

其中, β_0, β_1 和 β_2 是待估参数, X 和 Y 分别为解释变量和被解释变量, Z 为控制变量, U 是残差项。关系数据计量模型与属性数据计量模型在形式上是相同的, 但与属性数据模型不同, 在本文的关系数据模型中, 所有变量均是 n 阶方阵, 具体的矩阵形式如式(2)所示。其中, 矩阵中的观测值 y_{ij}, x_{ij} 和 z_{ij} 分别表示被解释变量、解释变量以及控制变量在两两地区之间的差距, 其具体数值可以通过计算 $y_i - y_j, x_i - x_j$ 和 $z_i - z_j$ 而得。由于观测值是两两地区之间的指标相减, 因此当 $i=j$ 时, 主对角线元素均为 0。

$$Y = \begin{pmatrix} 0 & y_{1,2} & \cdots & y_{1,n-1} & y_{1,n} \\ y_{2,1} & 0 & \cdots & y_{2,n-1} & y_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ y_{n-1,1} & y_{n-1,2} & \cdots & 0 & y_{n-1,n} \\ y_{n,1} & y_{n,2} & \cdots & y_{n,n-1} & 0 \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 0 & x_{1,2} & \cdots & x_{1,n-1} & x_{1,n} \\ x_{2,1} & 0 & \cdots & x_{2,n-1} & x_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{n-1,1} & x_{n-1,2} & \cdots & 0 & x_{n-1,n} \\ x_{n,1} & x_{n,2} & \cdots & x_{n,n-1} & 0 \end{pmatrix}, Z = \begin{pmatrix} 0 & z_{1,2} & \cdots & z_{1,n-1} & z_{1,n} \\ z_{2,1} & 0 & \cdots & z_{2,n-1} & z_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ z_{n-1,1} & z_{n-1,2} & \cdots & 0 & z_{n-1,n} \\ z_{n,1} & z_{n,2} & \cdots & z_{n,n-1} & 0 \end{pmatrix} \quad (2)$$

(二)二次指派程序(QAP)

对于关系数据模型, 残差矩阵 U 中行列元素之间的相关系数是不为零的, 即行列元素并不独立, 而是存在一定的相关性, 导致计量模型产生自相关问题(Krackhardt, 1988)。我们用矩阵 $\Omega_{ij,kl}$ 表示模型(1)残差矩阵的自相关结构, 如式(3)所示, 其中, $\rho_{ij,kl}$ 为残差项之间的相关系数($i, j, k, l=1, 2, \dots, n$), 模型存在自相关就意味着 $\rho_{ij,kl} \neq 0$ (主对角线元素除外)。

$$\Omega_{ij,kl} = \begin{matrix} & \mu_{12} & \mu_{13} & \cdots & \mu_{n(n-1)} \\ \mu_{12} & \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12,13} & \cdots & \rho_{12,n(n-1)} \\ \rho_{13,12} & 1 & \cdots & \rho_{13,n(n-1)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n(n-1),12} & \rho_{n(n-1),13} & \cdots & 1 \end{pmatrix} \\ \mu_{13} & & & & \\ \vdots & & & & \\ \mu_{n(n-1)} & & & & \end{matrix} \quad (3)$$

残差矩阵内部的自相关分为行自相关和列自相关, 具体如式(4)所示。当 $i=k, j \neq l$ 时, $\rho_{i,jl}$ 为行自相关系数, 若 $\rho_{i,jl} \neq 0$, 则 $\Omega_{ij,kl}$ 中相同行的观测值之间是非独立的, 即存在行自相关。当 $i \neq k, j=l$ 时, $\rho_{j,ik}$ 为列自相关系数, 若 $\rho_{j,ik} \neq 0$, 则 $\Omega_{ij,kl}$ 中相同列的观测值之间是非独立的, 即存在列自相关。除了自相关问题, 以关系数据形式存在的变量之间也往往存在严重的多重共线性, 如果采用传统的统计检验方法, 参数估计值的方差和标准差将增大, 变量的显著性检验也将失去意义 (Tsai, 2002; Stanton 和 Mann, 2014; Zagenczyk 等, 2015)。

$$\rho_{ijkl} = \begin{cases} 1 & \text{若 } i=k \text{ 且 } j=l \quad (\Omega_{ij,kl} \text{ 主对角线}) \\ \rho_{i,jl} & \text{若 } i=k \text{ 且 } j \neq l \quad (\text{行自相关系数}) \\ \rho_{j,ik} & \text{若 } i \neq k \text{ 且 } j=l \quad (\text{列自相关系数}) \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

为了解决关系数据模型的自相关以及多重共线性问题, 二次指派程序(QAP)——一种基于随机置换的非参数检验方法应运而生 (Barnett, 2011; Scott, 2017)。QAP 包括相关分析与回归分析。其中, 相关分析考察两两矩阵间的相关关系, 而回归分析考察多个矩阵与一个矩阵之间的回归关系。QAP 相关分析与 QAP 回归分析在原理上基本相同, 均是通过将关系矩阵转换为“长”向量, 计算相关系数(回归系数), 然后进行随机置换, 进而对参数估计值的显著性加以判断。下面以回归分析为例介绍 QAP 的基本原理, 具体包含以下两步:

第一步, 长向量回归。将式(2)中的变量转换为 $n \times (n-1)$ 维列向量, 即长向量, 如式(5)所示;

然后对长向量进行 OLS 估计，得到回归系数集 $\Gamma(\mathbf{Y}, \mathbf{XZ})$ 和拟合优度 R^2 。如前文所述，由于关系数据存在自相关问题，基于 OLS 估计方法所得到的标准误是错误的 (Nagpaul, 2003)，传统的统计检验方法 (如 t 检验和 F 检验) 的显著性将不再可靠。

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_{1,2} \\ y_{1,3} \\ \vdots \\ y_{n,n-1} \end{pmatrix}, \mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{1,2} \\ x_{1,3} \\ \vdots \\ x_{n,n-1} \end{pmatrix}, \mathbf{Z} = \begin{pmatrix} z_{1,2} \\ z_{1,3} \\ \vdots \\ z_{n,n-1} \end{pmatrix} \quad (5)$$

第二步，随机置换与统计检验。在多元 QAP 回归中，随机置换的方法包括变量矩阵置换法和残差矩阵置换法两大类，后者又包括 FLSP (Freedman-Lane Semi-Partialing) 方法和 DSP (Double Semi-Partialing) 方法。根据 Dekker 等 (2007) 的蒙特卡洛模拟，基于变量矩阵置换法的估计结果仍然有偏，而基于残差矩阵置换法的估计结果则是无偏的。在残差矩阵置换法中，相对于 FLSP 方法，DSP 方法更为稳健。因此，本文采用 DSP 方法进行统计检验。

假定模型 (1) 中 \mathbf{X} 和 \mathbf{Z} 之间存在线性关系，如式 (6) 所示， \mathbf{E} 是经典残差项。若 $\delta \neq 0$ ，则 \mathbf{X} 和 \mathbf{Z} 存在多重共线性，估计量可以用式 (7) 表示，其中 $\hat{\delta}$ 为式 (6) 的 OLS 估计量。

$$\mathbf{X} = \delta \mathbf{Z} + \mathbf{E} \quad (6)$$

$$\hat{\varepsilon}_{xz} = \mathbf{X} - \hat{\delta} \mathbf{Z} \quad (7)$$

残差矩阵置换需要对 $\hat{\varepsilon}_{xz}$ 的某一行和某一列同时进行随机置换，进而得到新的残差矩阵 $\pi(\hat{\varepsilon}_{xz})$ (π 为随机置换方式的标记)。例如，如果置换残差矩阵的第五行和第八行，则必须相应置换残差矩阵的第五列和第八列，因此在本质上，残差矩阵置换就是对残差矩阵的行和列进行重新标记。经过多次随机置换后，可以用模型 (8) 估计检验统计量的参考值。

$$\mathbf{Y} = \beta_0 + \beta_1 \pi(\hat{\varepsilon}_{xz}) + \beta_2 \mathbf{Z} + \mathbf{U} \quad (8)$$

此时，在 $\beta_1 = 0$ 的原假设下，模型 (8) 与模型 (1) 是相同的。如果 $\hat{\delta} - \delta$ 的估计误差可以忽略的话，随机置换后的残差矩阵与 \mathbf{E} 则具有相同的分布，也即：

$$\pi(\hat{\varepsilon}_{xz}) = \pi[(\delta - \hat{\delta}) \mathbf{Z} + \mathbf{E}] \quad (9)$$

重复这个步骤多次，保存每次随机置换后的回归系数与拟合优度 R^2 ，可以得到回归系数集 $\Gamma(\mathbf{Y}, \pi(\hat{\varepsilon}_{xz}))$ ，进而可以估计统计量的标准误。假设经过 m_{total} 次随机置换，置换产生的回归系数大于或等于、小于或等于第一步中长向量回归系数的次数分别用 m_{large} 和 m_{small} 来表示，我们可以得到两个比例：其一是随机置换产生的回归系数大于或等于第一步中长向量回归系数的比例，用 p_{large} 表示，且 $p_{large} = m_{large} / m_{total}$ ；其二是随机置换产生的回归系数小于或等于第一步中长向量回归系数的比例，用 p_{small} 表示，且 $p_{small} = m_{small} / m_{total}$ 。由于 p_{large} 和 p_{small} 存在重叠部分，因此两者之和不一定等于 1。在统计检验中，上述两个比例可以直接视为拒绝原假设的最小显著性水平，即统计检验的 p 值 (Nagpaul, 2003; Borgatti 等, 2014)。其中，回归系数采用双尾检验。因此，如果回归系数为正值，则将 p_{large} 作为统计检验的 p 值；反之，如果回归系数为负值，则将 p_{small} 作为统计检验的 p 值。除了能够计算回归系数的 p 值之外，随机置换也可以计算 R^2 的 p 值。与回归系数的双尾检验不同， R^2 采用的是单尾检验，所以 R^2 的 p 值用随机置换产生的 R^2 大于或等于第一步中长向量回归 R^2 的次数与总随机置换次数之比表示。

(三) 样本数据

本文采用 2001—2015 年中国大陆 30 个省份 (不包含西藏) 的年度数据，以地区经济差距作为被解释变量，全要素生产率和资本积累的地区差距作为解释变量，将市场化、城市化、全球化、基本公共服务和产业结构的地区差距作为控制变量。所有变量均为 30×30 矩阵，因为变量矩阵的

主对角线元素为0,所以样本观测值数为 $30 \times (30-1) = 870$ 个。

1. 被解释变量。本文以人均实际地区生产总值衡量地区经济发展水平,以2000年为基期测度各省份的人均实际地区生产总值。在此基础上,构建经济发展的地区差距矩阵,用 $PGDP$ 表示。相关数据来源于国家统计局数据库(<http://data.stats.gov.cn/>)。

2. 解释变量。(1)资本积累的地区差距。本文以人均资本存量衡量资本积累,资本存量按照永续盘存法测算,资本折旧率采用10.96%,以2000年为基期。在资本存量核算基础上,计算人均资本存量进而构建资本积累的地区差距矩阵,用 K 表示。相关数据来源于国家统计局数据库。(2)全要素生产率的地区差距。在数据包络分析框架下,本文采用Tone(2003)提出的非期望产出 SBM 模型测度各省份 $Malmquist$ 生产率指数,作为资源环境约束下全要素生产率的代理变量,进而构建全要素生产率的地区差距矩阵,用 TFP 表示。其中,资本、劳动和能源为投入变量,地区生产总值为期望产出,环境污染排放为非期望产出。数据处理如下:资本投入采用物质资本存量,劳动投入采用就业人数,能源投入采用能源消费总量,以地区实际生产总值作为期望产出,二氧化硫、工业废气、工业废水和工业固体废弃物等4种污染物作为非期望产出。相关数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及各省份统计年鉴。^①

3. 控制变量。(1)市场化的地区差距。采用国民经济研究所公布的各省份市场化指数作为市场化的代理变量,进而构建市场化的地区差距矩阵,用 MAR 表示。其中,2001—2009年的市场化指数来源于樊纲等(2011),2010—2014年的市场化指数来源于王小鲁等(2017)。由于市场化指数仅公布到2014年,因此在实证分析中,本文分别以2001—2014年均值和2011—2014年均值近似替代2001—2015年均值和2011—2015年均值。(2)城市化的地区差距。以城市化率(城镇人口占总人口的比重)作为城市化的代理变量,在测算城市化率基础上构建城市化的地区差距矩阵,用 URB 表示。相关的人口数来源于国家统计局数据库。(3)全球化的地区差距。以地区出口总额占地区生产总值的比重作为全球化的代理变量,构建全球化的地区差距矩阵,用 $OPEN$ 表示。相关数据来源于国家统计局数据库。(4)基本公共服务的地区差距。本文选取夜间灯光数据作为基本公共服务的代理变量(Xu等,2015),进而构建基本公共服务的地区差距矩阵,用 $PUBSER$ 表示。夜间灯光数据采用美国国家海洋和大气管理局发布的 $DMSP/OLS$ 灯光数据。由于 $DMSP/OLS$ 灯光数据只到2013年,因此本文分别以2001—2013年均值和2011—2013年均值近似替代2001—2015年均值和2011—2015年均值。(5)产业结构的地区差距。本文以第三产业增加值占第二产业增加值的比重作为产业结构的代理变量,构建产业结构的地区差距矩阵,用 IND 表示,相关数据来源于国家统计局数据库。

四、实证分析

(一)QAP 相关分析

表1报告了样本期的 QAP 相关分析结果,地区经济差距与全要素生产率、资本积累、市场化、城市化、全球化、基本公共服务和产业结构等变量之间的相关系数均为正值,而且都通过了5%的显著性水平检验。从相关系数的大小看,在这些影响因素中,全要素生产率与地区经济差距之间关系的密切程度排在靠后,两者的相关系数仅为0.463;与地区经济差距关系最为密切的是城市化,两者的相关系数达到0.958;而资本积累与地区经济差距之间的相关系数为0.914,仅低于城市化;市场化、全球化、基本公共服务和产业结构与地区经济差距的相关系数分别达到0.791、0.799、0.884和0.394。上述结果表明,包括全要素生产率在内的这些因素与地区经济差距

^①《中国能源统计年鉴》中宁夏2001年的能源消费总量数据是缺失的,因此该数据从《宁夏统计年鉴(2002)》中获取。

均存在显著的相关关系,从相关分析的角度为本文的理论逻辑提供了经验证据。然而,相关关系并不代表回归关系,尽管全要素生产率与地区经济差距的相关系数排名靠后,但这并不意味着其对地区经济差距的影响较小。在 QAP 相关分析的基础上,为了揭示全要素生产率对中国地区经济差距的影响,需要进行 QAP 回归分析。

表 1 QAP 相关分析结果

	<i>PGDP</i>	<i>K</i>	<i>TFP</i>	<i>MAR</i>	<i>URB</i>	<i>OPEN</i>	<i>PUBSER</i>	<i>IND</i>
<i>PGDP</i>	1.000***	0.914***	0.463***	0.791***	0.958***	0.799***	0.884***	0.394**
<i>K</i>	0.914***	1.000***	0.301**	0.571***	0.896***	0.596***	0.769***	0.382**
<i>TFP</i>	0.463***	0.301*	1.000***	0.624***	0.303*	0.385**	0.463**	-0.039
<i>MAR</i>	0.791***	0.571***	0.624***	1.000***	0.713***	0.823***	0.791***	0.204
<i>URB</i>	0.958***	0.896***	0.303*	0.713***	1.000***	0.736	0.822***	0.504**
<i>OPEN</i>	0.799***	0.596***	0.385**	0.823***	0.736***	1.000***	0.737***	0.189
<i>PUBSER</i>	0.884***	0.769***	0.463**	0.791***	0.822***	0.737***	1.000***	0.372**
<i>IND</i>	0.394**	0.382**	-0.039	0.204	0.504**	0.189	0.372**	1.000***

注: 变量均为 30×30 矩阵; **、*和. 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 随机置换 5 000 次。

另外,根据表 1 的结果还可以发现,资本积累、市场化、城市化、全球化、基本公共服务等变量与全要素生产率之间的相关系数分别达到 0.301、0.624、0.303、0.385 和 0.429,而且均通过了显著性水平检验,表明上述因素与全要素生产率之间存在显著的正向相关关系。根据王兵等(2010)、Hu 和 Liu(2014)、Mao 和 Sheng(2017)、Tao 等(2017)的研究,市场化、城市化和全球化是影响全要素生产率的重要因素。因此,如果同时将这些因素和全要素生产率一并纳入到回归模型,它们之间的多重共线性将导致传统的统计检验失效。不仅如此,除全要素生产率之外,其他变量之间也均存在正向相关关系,如资本积累与城市化之间的相关系数达到 0.896。上述发现也为本文采用 QAP 回归分析提供了重要理由。

(二) QAP 回归分析

接下来,本文将分别从全样本、分时期和逐年三个层次,通过 QAP 回归分析全面揭示全要素生产率对中国地区经济差距的影响及其变动情况,进而明确回答在地区经济差距的诸多因素当中,全要素生产率能否成为高质量发展阶段中国地区经济差距的决定力量。

1. 全样本考察。表 2 报告了整个样本期(2001—2015 年)的 QAP 回归结果。从中可以发现,与传统的 OLS 回归不同, QAP 回归结果报告了两类回归系数,分别是未标准化回归系数和标准化回归系数。根据 Borgatti 等(2014)的观点,标准化回归系数是对所有矩阵标准化处理之后进行估计得到的回归系数,而未标准化回归系数则是直接对原始矩阵进行估计得到的回归系数。与未标准化回归系数相比,标准化回归系数具有两个明显优势:一是标准化回归系数不受观测值量纲的影响,而未标准化回归系数则是与观测值的量纲密切相关的;二是标准化回归系数能够提供更多的有用信息。尽管标准化回归系数与未标准回归系数的数值不同,但符号相同,即标准化未改变变量作用的方向。在同一个模型的回归结果中,由于受到观测值量纲的约束,对不同变量的未标准化回归系数进行比较是没有意义的。然而,由于标准化消除了观测值量纲的影响,不同变量的标准化回归系数不仅可以直接比较,而且分析的重点恰恰应该放在比较标准化回归系数的大小上(Burris, 2005),这可以帮助我们分析不同变量对被解释变量在影响强度上的差异。根据表 2 中模型一的回归结果,全要素生产率和资本积累的未标准化回归系数分别为 3.650 和 0.392,在数值上前者明显大于后者,但是这并不代表全要素生产率对地区经济差距的影响就大于资本积累。因此,为了准确比较两者对地区经济差距的影响强度,必须转向标准化回归系数。

模型一的回归结果显示,全要素生产率和资本积累的标准化回归系数分别为0.207和0.852,而且均通过了1%的显著性检验,这一结果表明,全要素生产率和资本积累对地区经济差距均存在显著影响。在影响强度上,资本积累对地区经济差距的影响远大于全要素生产率,前者约为后者的4.12倍(0.852/0.207)。从模型拟合情况看,模型一调整后的 $R^2(Adj.R^2)$ 达到0.875,这意味着全要素生产率和资本积累两个变量可以解释中国地区经济差距变异的87.5%。样本期内,在不考虑控制变量情形下,全要素生产率并非中国地区经济差距的决定力量,而资本积累在中国地区经济差距中扮演主要角色。

表2 QAP回归结果:全样本考察

模型变量	模型一					模型二				
	未标准化系数	标准化系数	p值	p_{large}	p_{small}	未标准化系数	标准化系数	p值	p_{large}	p_{small}
截距	0.000	0.000				0.000	0.000			
K	0.392	0.852	0.000	0.000	1.000	0.141	0.306	0.000	0.000	1.000
TFP	3.650	0.207	0.004	0.004	0.997	1.636	0.093	0.009	0.009	0.991
MAR						0.055	0.081	0.076	0.076	0.925
URB						3.345	0.406	0.000	0.000	1.000
OPEN						0.732	0.115	0.016	0.016	0.985
PUBSER						0.020	0.139	0.006	0.006	0.994
IND						-0.039	-0.014	0.319	0.681	0.319
$Adj.R^2$	0.875(0.000)					0.990(0.000)				
观测值数	870					870				

注:所有变量均为30×30矩阵,主对角线元素为0,因此样本观测值数为30×(30-1)=870。随机置换5000次。 p_{large} 表示随机置换产生的回归系数大于或等于长向量回归系数的比例; p_{small} 表示随机置换产生的回归系数小于或等于长向量回归系数的比例。 $Adj.R^2$ 括号内的数值为p值,即随机置换产生的 R^2 大于或等于长向量回归 R^2 次数占总随机置换次数的比例。回归系数的显著性采用双尾检验,由于回归系数为正,因此用 p_{large} 表示显著性水平。

根据表2中模型二的回归结果,在考虑了控制变量之后,调整后的 R^2 从模型一的0.875提高到0.990,模型的整体解释能力上升了11.5%,这意味着包括全要素生产率和资本积累在内的7个矩阵变量对中国地区经济差距变异的解释力达到99%。从标准化回归系数看,除产业结构外,其他6个变量的标准化回归系数均为正值,且通过了显著性水平检验,因此减少这些因素在地区间的不平衡可以有效缩小地区经济差距,这为本文的理论逻辑提供了更加有力的经验证据。比较模型二中标准化回归系数的大小,这些因素对中国地区经济差距的影响强度从高到低依次是城市化(0.406)、资本积累(0.306)、基本公共服务(0.139)、全球化(0.115)、全要素生产率(0.093)、市场化(0.081)和产业结构(0.014)。在这些因素中,全要素生产率对中国地区经济差距的影响强度排在倒数第三位,略高于市场化和产业结构,远低于排名前两位的城市化和资本积累。其中,资本积累对中国地区经济差距的影响强度约为全要素生产率的3.29倍(0.306/0.093),而城市化对中国地区经济差距的影响强度则达到全要素生产率的4.37倍(0.406/0.093)。这一结果表明,样本期内,在控制了城市化、市场化和全球化等变量后,全要素生产率对地区经济差距存在显著影响,但仍非地区经济差距的决定力量。与全要素生产率相比,城市化和资本积累在中国地区经济差距中扮演的角色更为重要。^①

① 根据匿名审稿专家的意见,我们也以地区进出口总额占地区生产总值的比重作为全球化的另一代理变量进行稳健性考察。结果显示,各变量对地区经济差距的相对影响均未发生明显变化,这表明本文的研究结论是稳健的。限于篇幅,具体结果不再报告,感兴趣的读者可以向作者索取。

全要素生产率之所以没有成为中国地区经济差距的决定力量,其基本原因在于中国区域经济增长主要依靠要素驱动的粗放发展方式没有发生根本性改变,尤其是那些过分依赖资源和重化工业的地区更难以在短期内突破对粗放发展方式的路径依赖,这不仅决定了全要素生产率在经济增长中的贡献远低于资本积累,而且决定了全要素生产率对地区经济差距的影响强度也远低于资本积累。根据本文的测算,样本期内全要素生产率较高的省份主要集中在东部地区,而其他地区(尤其是西部地区各省份)的全要素生产率普遍较低。伴随供给侧结构性改革的不断深化以及创新驱动战略的深入实施,新经济和新动能的发展以及传统产业的转型升级将成为区域经济发展的主要动力。东部地区比其他地区在创新基础和体系上更具优势,将率先实现发展方式从要素驱动向全要素生产率驱动转换,进而拉大全要素生产率的空间不平衡。因此在转方式、优结构和转动力的攻关期,要充分兼顾公平和效率原则,推动新经济和新动能空间均衡发展。否则,尽管全要素生产率尚未成为地区经济差距的决定力量,但如果任由新经济和新动能的空间失衡发展,将加剧区域经济分化态势,给新阶段的区域协调发展带来压力和挑战。而对于资本积累,整个样本期内,其地区差距一直处于较高水平,以2015年为例,人均资本存量排名首位和末位的省份分别是天津和甘肃,前者的人均资本存量达到后者的4.79倍。在资本积累的空间分布上,东部地区的资本要素禀赋明显高于其他地区,而中西部地区则相对匮乏。考虑到资本积累在地区经济差距中扮演的重要角色,迫切需要采取更加有效的措施缩小资本积累的地区差距。尤其对于资本要素禀赋相对匮乏的中西部地区,除了自身要不断优化投资环境外,还应积极参与到“一带一路”建设中,在充分考虑本地区要素禀赋和比较优势的基础上,主动且有选择、有侧重地承接东部地区的产业转移。国家在强化举措推进西部大开发以及发挥优势推动中部崛起的进程中,要采取更加倾斜的投资及产业政策,加快中西部地区的资本要素流入,不断提高资本要素配置的空间均衡性,使之成为缩小地区经济差距的重要途径。

2. 分时期考察。与中国的五年规划相对应,本文将样本期划分为“十五”(2001—2005年)、“十一五”(2006—2010年)和“十二五”(2011—2015年)三个时期进行QAP回归分析,表3报告了分时期的QAP回归结果。其中,模型一仅考虑了全要素生产率和资本积累,而模型二则加入了控制变量。鉴于QAP回归分析的重点是标准化回归系数,因此表3未报告未标准化回归系数。在同一个模型中,通过比较不同时期的标准化回归系数,有助于揭示全要素生产率与其他因素在地区经济差距中的相对力量变化。

表3 QAP回归结果:分时期考察

变量	模型一			模型二		
	“十五”时期	“十一五”时期	“十二五”时期	“十五”时期	“十一五”时期	“十二五”时期
截距	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>K</i>	0.939(0.000)	0.906(0.000)	0.760(0.000)	0.418(0.000)	0.332(0.000)	0.314(0.001)
<i>TFP</i>	0.089(0.054)	0.133(0.020)	0.223(0.023)	0.006(0.983)	0.093(0.012)	0.076(0.092)
<i>MAR</i>				0.153(0.000)	0.042(0.163)	0.073(0.199)
<i>URB</i>				0.292(0.000)	0.393(0.000)	0.437(0.002)
<i>OPEN</i>				0.021(0.313)	0.142(0.001)	0.132(0.021)
<i>PUBSER</i>				0.197(0.001)	0.127(0.005)	0.135(0.029)
<i>IND</i>				-0.018(0.223)	-0.012(0.323)	-0.029(0.274)
<i>Adj. R²</i>	0.931(0.000)	0.917(0.000)	0.752(0.000)	0.990(0.000)	0.989(0.000)	0.966(0.000)
观测值数	870	870	870	870	870	870

注:变量均为30×30矩阵,主对角线元素为0,样本观测值数为30×(30-1)=870。随机置换5000次。系数为标准化回归系数。括号内为*p*值,回归系数均为正值,*p*值等于5000次随机置换中产生的回归系数大于或等于长向量回归系数的比例。

根据表3模型一的回归结果,三个时期的全要素生产率回归系数均显著为正,表明全要素生产率对地区经济差距存在重要影响,这与基于全样本的实证考察结果是一致的。观察三个时期全要素生产率的回归系数,由“十五”时期的0.089上升到“十一五”时期的0.133,进而上升到“十二五”时期的0.223,这表明样本期内全要素生产率对地区经济差距的影响强度是不断提升的。与全要素生产率相比,三个时期资本积累的回归系数也显著为正,而且在数值上均高于同时期全要素生产率的回归系数,说明在不同的时期,资本积累对地区经济差距的影响强度都是远大于全要素生产率的。不过,根据模型一的回归结果还可以发现,资本积累的回归系数是逐步下降的,从“十五”时期的0.939下降到“十一五”时期的0.906,而后下降到“十二五”时期的0.760,这一结果说明样本期内资本积累对地区经济差距的影响强度呈不断下降趋势。进一步地,通过对比不同时期全要素生产率和资本积累的回归系数可以观察两者对地区经济差距影响强度相对差异的变化情况。在模型一中,“十五”时期资本积累对地区经济差距的影响强度约为全要素生产率的10.55倍(0.939/0.089),而“十一五”时期下降到6.81倍(0.906/0.133),“十二五”时期则进一步下降到3.41倍(0.760/0.223)。基于模型一的分时期回归结果,在不考虑控制变量情形下,全要素生产率对地区经济差距的影响不断增强,但并没有成为中国地区经济差距的决定力量。与全要素生产率相比,资本积累在不同时期对地区经济差距都发挥着主要作用,但这种作用呈逐步下降趋势,全要素生产率与资本积累对地区经济差距影响强度的相对差异是不断缩小的。控制了其他变量之后,根据模型二的回归结果,在不同的时期,尽管全要素生产率对地区经济差距都产生了一定影响,但均没有成为地区经济差距的决定力量,资本积累和城市化对地区经济差距的影响仍然最为突出。

3. 逐年考察。接下来,本文进行逐年QAP回归,动态地揭示全要素生产率对地区经济差距的影响。在QAP回归基础上,将标准化回归系数绘制成图2(未考虑控制变量)和图3(考虑控制变量)。

根据图2,在不控制其他变量情形下,全要素生产率对地区经济差距的影响强度远低于资本积累,这一结果与分时期的发现是一致的。在影响强度的变化趋势上,全要素生产率对地区经济差距的影响强度呈现出上升趋势,而资本积累对地区经济差距的影响强度则呈现出下降趋势,而且这一趋势在2011年以来尤为明显。在控制了其他变量之后,根据图3,除个别年份外,在地区经济差距的7个影响因素当中,全要素生产率的影响强度相对较低,而资本积累和城市化对中国地区经济差距的影响强度始终高于其他因素。由此,根据逐年的QAP回归结果,与全样本和

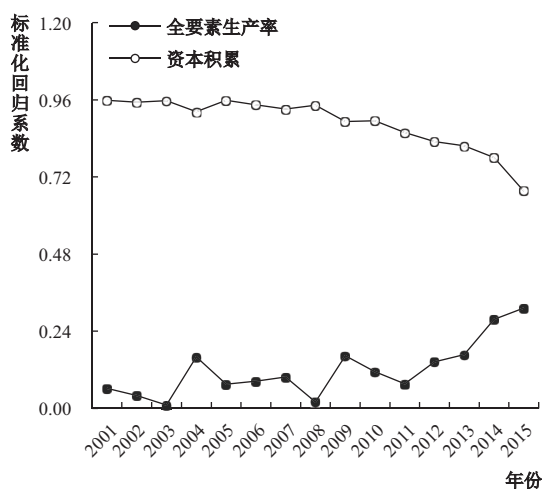


图2 逐年 QAP 回归系数 (未考虑控制变量)

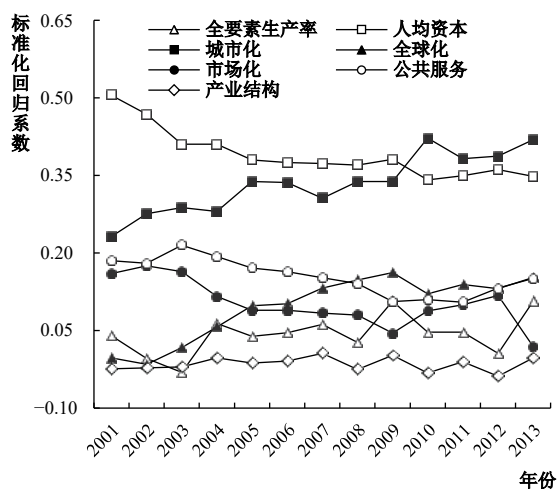


图3 逐年 QAP 回归系数 (考虑控制变量)

分时期考察的结论一致,全要素生产率并非中国地区经济差距的决定力量,影响中国地区经济差距的最主要力量仍然是资本积累和城市化两大因素。

4. 稳健性考察。出于稳健性的考虑,本文还采用 9.6% 和 5% 两种资本折旧率核算资本存量,并按照相同的方法测算全要素生产率和人均资本存量,在此基础上构造新的全要素生产率的地区差距矩阵以及人均资本存量的地区差距矩阵。^①结果表明,本文的研究结论是稳健的,即样本期内全要素生产率并未成为中国地区经济差距的决定力量,但其对地区经济差距的影响存在一定的上升趋势,而资本积累和城市化是决定中国地区经济差距的两大主导力量。

五、结论与讨论

地区差距是地区之间的一种“关系”,在已有关于地区差距的研究中,尚未发现从关系视角探讨地区差距成因的文献。本文从关系视角出发,首次将关系数据分析范式应用于地区经济差距研究中,采用 2001—2015 年的中国分省数据,构建关系数据计量模型,并利用二次指派程序(QAP)实证考察了全要素生产率与中国地区经济差距之间的关系,为回答全要素生产率能否成为高质量发展阶段中国地区经济差距的决定力量这一问题提供了新的经验证据。

QAP 相关分析结果显示,全要素生产率与地区经济差距之间存在显著的正向相关关系,然而与地区经济差距的其他影响因素相比,全要素生产率与地区经济差距的关系最不密切。基于全样本、分时期以及逐年三个层次的 QAP 回归分析表明,全要素生产率对中国地区经济差距存在正向影响,这一发现与已有研究是一致的。但是除此之外,本文的研究结论明显区别于已有研究:一是本文研究发现,全要素生产率对地区经济差距的影响强度不仅远低于资本积累,而且也远低于城市化。在地区经济差距的诸多影响因素中,资本积累和城市化始终扮演着主要角色。基于全样本的 QAP 回归结果表明,城市化对地区经济差距的影响强度超过资本积累。资本积累对地区经济差距的影响强度约为全要素生产率的 3.29 倍,城市化对地区经济差距的影响强度则达到全要素生产率的 4.37 倍。已有研究(傅晓霞和吴利学,2006a 和 2006b)由于受分析范式限制,没有考虑城市化等影响地区经济差距的重要因素,其研究结论可能存在偏误。二是通过比较资本积累和全要素生产率对地区经济差距的影响强度,本文发现两者影响强度的相对差异明显高于已有研究。例如,傅晓霞和吴利学(2006a)的研究发现,资本积累对地区经济差距的贡献份额大约是全要素生产率的 3 倍。本文基于分时期的 QAP 回归结果表明,“十五”时期资本积累对地区经济差距的影响强度达到全要素生产率的 10.55 倍,而“十一五”时期和“十二五”分别缩小到 6.81 倍和 3.41 倍。由此可见,两者对地区经济差距影响强度的相对差异尽管呈逐步缩小态势但仍处于高位。三是在对全要素生产率能否成为高质量发展阶段中国地区经济差距的决定力量这一问题的回答上,彭国华(2005)、李静等(2006)、Hao 和 Wei(2009)、朱子云(2015)等认为全要素生产率已经成为中国地区经济差距的主导力量,傅晓霞和吴利学(2006b)则乐观地预期全要素生产率将成为今后中国地区经济增长收敛的主要影响因素。本文则认为,尽管全要素生产率对地区经济差距的影响强度呈上升态势,但不论从影响强度的绝对差异还是相对差异的变动情况看,短期内全要素生产率很难超越资本积累和城市化而成为中国地区经济差距的决定力量,在未来较长一段时期,资本积累和城市化在中国地区经济差距中仍将扮演主要角色。本文与已有研究在结论上的差异部分地归因于样本数据不同,但主要源于分析范式上的差异。

在高质量发展阶段,深化供给侧结构性改革和实施区域协调发展战略的任务将更加艰巨。

^① 由于篇幅限制,本文未列出稳健性考察结果,如有需要,可向作者索取。

根据本文的研究结论,可以得到以下政策启示:(1)实施区域协调发展战略需要更加注重发挥资本要素的空间均衡配置和城市化的空间均衡发展对于缩小地区经济差距的关键作用。一方面,要不断调整和优化资本等生产要素的空间结构,通过扩展与深化资本的跨区域流动,为落后地区的资本积累创造更多的渠道和便利,不断降低资本要素禀赋在空间维度上的不平衡。中西部地区应抓住“一带一路”建设的战略机遇,通过承接外部产业转移以不断缩小与东部地区在资本积累上的地区差距。另一方面,城市化已经成为中国经济发展的新动能,在推进城市化的进程中,要加快形成地区之间城镇协调发展的城市化格局,让城市化的空间均衡发展成为新时期区域经济协调发展的关键抓手。(2)提高全要素生产率是推动高质量发展的关键,创新是提高全要素生产率的第一动力,在供给侧结构性改革深化以及创新驱动战略实施过程中,要通过机制及政策创新优化创新体系的空间布局,促进创新资源科学合理的空间配置,推动新经济和新动能的空间均衡发展,让全要素生产率为新时期区域经济协调发展提供新动力,实现供给侧结构性改革和区域经济协调发展深度融合。(3)在推进区域经济协调发展过程中,落后地区要加快市场化改革进程,积极拓展对外贸易,提高基本公共服务水平,不断缩小与发达地区之间的差距。否则,市场化、全球化、基本公共服务的空间不平衡将加大区域经济协调发展的难度。

* 作者感谢山东财经大学经济增长与绿色发展科研团队杨骞副教授、孙亚男副教授和陈明华副教授,以及匿名审稿专家提出的建设性意见。当然,文责自负。同时感谢山东省泰山学者青年专家计划、山东财经大学高层次人才特殊支持计划以及山东财经大学人才团队培育计划的支持。

主要参考文献:

- [1]陈秀山,徐瑛. 中国区域差距影响因素的实证研究[J]. 中国社会科学,2004,(5): 117-129.
- [2]樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究,2011,(9): 4-16.
- [3]傅晓霞,吴利学. 全要素生产率在中国地区差异中的贡献:兼与彭国华和李静等商榷[J]. 世界经济,2006a,(9): 12-22.
- [4]傅晓霞,吴利学. 技术效率、资本深化与地区差异——基于随机前沿模型的中国地区收敛分析[J]. 经济研究,2006b,(10): 52-61.
- [5]郭金龙,王宏伟. 中国区域间资本流动与区域经济差距研究[J]. 管理世界,2003,(7): 45-58.
- [6]贺灿飞,梁进社. 中国区域经济差异的时空变化:市场化、全球化与城市化[J]. 管理世界,2004,(8): 8-17.
- [7]李静,孟令杰,吴福象. 中国地区发展差异的再检验:要素积累抑或TFP[J]. 世界经济,2006,(1): 12-22.
- [8]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): 19-29.
- [9]吴万宗,刘玉博,徐琳. 产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据[J]. 管理世界,2018,(2): 22-33.
- [10]中国经济增长与宏观稳定课题组. 城市化、产业效率与经济增长[J]. 经济研究,2009,(10): 4-21.
- [11]Krackhardt D. Predicting with networks: Nonparametric multiple regression analysis of dyadic data[J]. Social Networks,1988,10(4): 359-381.
- [12]Mankiw N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics,1992,107(2): 407-437.
- [13]Mao Q, Sheng B. The impact of tariff reductions on firm dynamics and productivity in China: Does market-oriented transition matter?[J]. China Economic Review,2017,45: 168-194.
- [14]Scott J P. Social network analysis[M]. 4th ed. London: Sage,2017.
- [15]Zhang Q,Zou H-F. Regional inequality in contemporary China[J]. Annals of Economics and Finance,2012,13(1): 113-137.

Has the Total Factor Productivity Become the Determinant of Regional Economic Disparity in China

Liu Huajun, Peng Ying, Pei Yanfeng, Jia Wenxing

(School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Ji'nan 250014, China)

Summary: The imbalance of regional development has become a major strategic issue that needs to be resolved urgently during the decisive stage in building a moderately prosperous society in all respects. Raising total factor productivity is the key in the stage of economic high-quality development. However, implementing the innovation-driven development strategy and replacing old growth drivers with new ones will intensify the spatial imbalance of total factor productivity (TFP), which will bring new pressures and challenges to the coordinated regional development in the new era. It is urgent to reveal the relationship between TFP and regional economic disparity, and answer the question whether the TFP has become the determinant of regional economic disparity in China. These factors determine not only whether TFP can become the key driver to narrow the regional economic disparity and achieve the coordinated regional development, but also whether the supply-side structural reform and the coordinated regional development could integrate deeply.

This paper applies the relational data paradigm to regional economic disparity for the first time. Based on China's provincial data from 2001 to 2015, we explore the relationship between TFP and the regional economic disparity in China by using the quadratic assignment procedure (QAP). According to QAP-based correlation analysis, there is a significant positive correlation between TFP and regional economic disparity, but compared with other factors, the relationship between them is the least intimate. Based on the full, sub-period and year-by-year sample QAP-based regression analysis shows that whether considering the control variables or not, TFP has a positive impact on the regional economic disparity. Although the impact of TFP on regional economic disparity is increasing, it has not become the determinant of China's regional economic disparity. The capital accumulation and urbanization play major roles in China's regional economic disparity. The robustness test which the capital stock accounting based on different capital depreciation rates shows that the conclusions of this paper are robust.

The enlightenment of this paper is that in the process of implementing the coordinated regional development strategy, we must pay particularly attention to exert the sufficient effect of the balanced allocation of capital elements and the balanced development of urbanization in order to narrow the regional economic disparity. Meanwhile, in the process of furthering supply-side structural reform, we must actively promote the spatial balanced development of new drivers and make TFP become a new driving force of the coordinated regional development in the new era.

The marginal academic contribution of this paper is that we apply the relational data paradigm in the study of regional disparity for the first time. It provides a new paradigm for exploring the causes of regional economic disparity and some new empirical evidence to reveal the impact of TFP on regional economic disparity. As the disparity between any two regions is essentially a kind of relationship, it creates the conditions for exploring regional disparities from the angle of relational data. This paper also provides a new perspective for the study of regional disparity in a broader sense.

Key words: total factor productivity; regional disparity; relational data paradigm; regional coordinated development

(责任编辑 景行)