

中国地级市工业全要素生产率的 局部测度研究^①

郭爱君¹ 范巧^{1,2}

(1. 兰州大学经济学院; 2. 重庆科技学院法政与经贸学院)

研究目标: 实现对中国地级市工业全要素生产率的局部测度。**研究方法:** 基于嵌入 PGTWR 模型的索洛余值法改进方法, 从空间计量局部分析视角测度了 2003~2019 年中国 280 个地级市的工业全要素生产率及其增长率, 并基于核密度估计对整体及分区域板块视角下中国地级市工业全要素生产率的时空演变规律性做出了阐释。**研究发现:** 中国地级市工业全要素生产率的时空演变规律及其在东、中、西及东北板块、南北方板块等分区域视角下的演变规律稍有不同, 但基本上呈现出“先增长再降低再缓慢恢复”的发展态势。**研究创新:** 利用局部测度方法科学地测度了中国地级市工业全要素生产率。**研究价值:** 推动了空间计量局部分析在中国地级市工业全要素生产率测度中的科学应用。

关键词 工业全要素生产率 面板时空地理加权回归模型 索洛余值法 核密度估计

中图分类号 F064.1 文献标识码 A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2022.06.009

引言

全要素生产率是伴随着经济增长源泉分解而衍生的专业术语, 是在经济增长中扣除核心要素投入增长及其份额后的余量, 是一个发展效率概念。伴随着经济发展范式的转变, 提升全要素生产率逐渐成为政策制定和实施过程中一个十分重要的发展诉求。伴随着“中国制造 2025”等重要发展方略的出台, 中国发展进程中对效率的提升日益重视。党的十九届五中全会强调, 以推动高质量发展为主题, 加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。包括工业高质量发展在内的高质量发展是中国未来很长一段时期内经济社会发展的重要主题。党的十九大报告也指出, 我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 必须推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革, 提高全要素生产率。近年来, 对提升全要素生产率的发展要求逐步延伸到产业层面。其中, 《国务院关于印发降低实体经济企业成本工作方案的通知》(国发〔2016〕48号) 强调通过培育和发展新兴产业, 来提高创新资源产出效率和全要素生产率; 《国务院批转国家发展改革委关于 2017 年深化经济体制改革重点工作意见的通知》(国发〔2017〕27号) 则强调通过对传统产业的升级和改造, 通过激

^① 本文获得国家社会科学基金项目“黄河流域高质量发展下兰州—西宁城市群产业空间结构优化研究”(20XJL008) 的资助。本文通讯作者为范巧。

励创新，来提高资源配置效率和全要素生产率。

中国的近代工业化发端于19世纪60年代的“洋务运动”；辛亥革命后孙中山先生主导设计的“建国方略”，也描绘了“废手工”“采机器”的中国资本主义工业化发展蓝图；抗日战争时期，毛泽东同志也强调了国家工业化问题的重要性（黄群慧，2021）。中华人民共和国成立以来，中国围绕门类完整的工业体系和国民经济体系以及“世界工厂”的打造等，不断推动了中国工业化的发展。梳理中华人民共和国成立后的工业化发展历程，主要包括七个阶段：第一阶段为1949~1952年，工业化发展的主要特征为没收官僚资本、土地改革及保护民族工商业等。第二阶段为1953~1956年，工业化发展的特征为按照“过渡时期总路线”，实施社会主义工业化，以及实现对农业、手工业和资本主义工商业的社会主义改造。第三阶段为1957~1978年，工业化发展的主要特征为重工业优先发展，以钢铁、化工、冶炼及重型机械制造等重工业发展为导向，推动“大炼钢铁”等运动（邓宏图等，2018）。第四阶段为1978~1991年，工业化发展主要特征为改革与开放并重，改革和开放的重点实现了由农村向城市、农业向工业的转变。第五阶段为1992~2002年，工业化发展的主要特征为重化工主导、低成本出口导向、以公有制为主体多种所有制共同发展、区域工业协调发展等。第六阶段为2003~2020年，主要特征为走新型工业化道路，工业发展以创新驱动、包容、可持续和高质量的工业转型升级为主。第七阶段为2021年以来，新型工业化发展基本完成，工业化开始以提质增效、结构优化、创新驱动和绿色发展等为主要方略。目前，中国工业化业已进入了第七阶段，开始进入以提质增效等为主要特征的工业化后期阶段，推动工业高质量发展要求必须将全要素生产率提升延伸到工业产业层面。然而，目前工业产业全要素生产率测度方法并不十分精准，严重影响了对工业产业全要素生产率的科学和全面的把握，从而不利于科学制定推动工业高质量发展策略。本文拟在面板时空地理加权回归模型和索洛余值法基础上（范巧和郭爱君，2021），建立中国地级市工业全要素生产率的局部测度方法，完成对2003~2019年中国280个地级市工业全要素生产率的局部测度，并结合核密度估计方法解析其时空演变特征。本研究的完成将在促进地级市层面工业全要素生产率局部测度的理论和方法新进展等领域具有边际贡献。

一、近期文献回顾

学界对工业效率的关注由来已久。工业效率，即工业生产率，主要通过工业部门劳动生产率、资本产出率或综合要素生产率等来评价（林青松，1995），其中劳动生产率和资本产出率分别基于劳动、资本的角度解析单个要素的投入产出效率，综合要素生产率强调基于所有要素的视角来解析其投入产出效率。工业部门综合要素生产率，一般在工业部门的所有投入要素及产出基础上，结合OLS估计（刘小玄，2000；张少华和张天华，2015）、随机前沿函数方法（吴茵茵等，2018）以及数据包络分析方法（孙广生等，2011；蔺雪芹等，2019）等来估算。工业全要素生产率是与工业部门综合要素生产率相对应的一个工业效率概念，强调工业产出中扣除投入要素及中间投入品等以后的发展效率。在理论研究与现实应用中，工业全要素生产率与工业部门综合要素生产率往往被混合使用，而从本质上来看，这二者也并无特别大的差别。

对工业全要素生产率的研究纷繁芜杂，单就测度方法而言，近期研究主要基于两个维度展开，包括前沿核算及非前沿核算等（Chang和Robin，2008；Oh等，2014；Khanna和Sharma，2021）。前沿核算一般基于工业生产的实际过程与生产前沿面之间的差距来解析工业效率，包括数据包络分析和随机前沿分析两种主要的方法。其中，在数据包络分析

(DEA) 框架下, 工业全要素生产率包括工业资源配置效率变化率及工业技术进步率两部分, 工业资源配置效率变化率可以分解为规模效率变化率、要素可处置度变化率、纯技术效率变化率; 工业技术进步率也可以分解为中性技术进步率、投入非中性技术进步率 (孙巍和叶正波, 2002); 而在随机前沿分析 (SFA) 框架下, 工业全要素生产率则包括工业部门前沿技术进步、相对前沿的技术效率、资源配置效率及规模经济性等四个部分 (Kumbhakar 等, 2000; 李胜文和李大胜, 2008)。非前沿核算一般会基于代数核算法、指数核算法和生产函数法来测度工业全要素生产率。相比较而言, 代数核算法一般会基于特定的代数表达式来计算工业全要素生产率, Nadiri 和 Prucha (1990) 曾设计了全要素生产率增长率的代数表达式, 包括技术变迁的直接影响、投入要素利润加成的直接效应以及规模经济效应等三部分; 指数核算方法一般会结合统计指数的理念和方法, 在产出或投入核算中以指数加权的方式获取产出或投入的综合增长情况, 并以综合产出增长与综合投入增长的差额或比率来考察工业全要素生产率 (Georganta, 1997); 生产函数法一般基于一定的经验生产函数估计, 结合索洛余值法理念, 通过产出增长率和要素投入增长率与要素投入份额乘积的差额来测度工业全要素生产率。

现代计量经济学的大发展与新进展使得基于生产函数法来测度工业全要素生产率的做法更为流行, 基于此逻辑展开的全要素生产率测度方法也更为多元, 也更显科学性。基于生产函数法来测度工业全要素生产率的传统方法, 一般结合柯布一道格拉斯 (C-D) 生产函数来完成, 实际建模中由于不同的发展需要, 测度工业全要素生产率的生产函数法得到了极大的衍生和发展。主要的延展逻辑包括四个方向: 第一, 对柯布一道格拉斯生产函数的一般性延展。Oh 等 (2014) 以产出增长率减去投入增长率与成本份额之间乘积的差额为基础计算了全要素生产率, 只不过采用了 3 种更为一般的经验生产函数及 3 种技术进步表达式, 其经验生产函数中考虑了解释变量、时期及其交叉影响, 函数形式相比较 C-D 生产函数而言也更为一般。第二, 基于被解释变量或解释变量及其替代指标的精细化处理。对被解释变量的精细化处理主要是考察工业产出选择总产值还是增加值会提升工业全要素生产率测度结果的精准性, 朱沛华和陈林 (2020) 的研究支持采用总产值成本函数或总产值生产函数, 认为测度得到的工业全要素生产率的异质性更小; 对解释变量的精细化处理主要涉及资本、劳动力替代变量的选择以及中间投入品的处理 (李小平和朱钟棣, 2005), 部分研究还将资本投入要素分解成为建筑安装工程投资和机器设备投资 (孙早和刘李华, 2019)。第三, 基于面板数据建模需求的个体效应单独处理。对个体效应的单独处理主要从考虑个体固定效应的面板模型、OP 方法、LP 方法等三个方面展开。考虑个体固定效应是在面板数据模型估计中充分考虑个体的固定效应; OP 估计方法是个体效应分解为投资和个体投资预期等, 以投资作为代理变量, 考虑多期投资与产出之间的单调关系, 来科学估计经验生产函数中资本和劳动的变量参数 (Olley 和 Pakes, 1996; 张可云和何大栳, 2020); LP 方法是与 OP 方法相对应的一种方法, 相比较而言, OP 方法使用的代理变量为投资, 而 LP 方法使用的代理变量则为中间投入 (Levinsohn 和 Petrin, 2003; 王书斌, 2018)。第四, 经验生产函数的参数估计方法改进。对工业全要素生产率测度中经验生产函数估计方法的改进主要包括差分 GMM 方法以及考虑生存概率的一致性估计两种, 其中差分 GMM 方法采用被解释变量的滞后项作为工具变量来缓解模型的内生性, 考虑生存概率的一致性估计则强调在模型中引入企业进入或退出的概率, 来避免“幸存者偏差”, 从而确保估计结果的一致性 (鲁晓东和连玉君, 2012)。从这些方法的演进及新进展来看, 目前该领域的研究中, 少有研究将空间溢出

效应纳入模型中详加考察，也缺乏对空间局部分析的有效嵌入。对这些问题的解决，将是本文研究的主旨所在，也是本文研究的边际贡献和主要价值所在。

二、局部测度方法说明

本文所采用的中国地级市工业全要素生产率局部测度方法，将建立在嵌入面板时空地理加权回归模型（PGTWR）的索洛余值法改进基础上。接下来，本文将首先阐释 PGTWR 模型的基本建模范式；随后，基于 PGTWR 模型对索洛余值法做出改进；最后，结合基于 PGTWR 模型的索洛余值改进方法，对中国地级市工业全要素生产率的局部测度方法做出阐释。

1. 面板时空地理加权回归模型（PGTWR）的基本建模范式

面板时空地理加权回归模型是空间计量局部分析领域的研究新进展，是地理加权回归模型结合面板数据和时空权重矩阵后形成的空间计量局部分析范式。其基本模型设定如式（1）所示。

$$y_l = X_l \beta_l + \varepsilon_l \quad (1)$$

式（1）中， y 、 X 、 ε 分别为局部点分析中的被解释变量、解释变量和随机扰动项， β 为局部点分析中解释变量的外生参数。 l 为局部点， $l \in L$ ； L 为在把同一时期上所有地区作为整体，按照时间上由近到远堆积排列后形成的地区集合。由于单个局部点分析中，其样本数仅有自身一个点的数据，并不能直接完成对式（1）的估计。PGTWR 模型依据借点原理将对局部点 l 产生有效影响的空间局部点和时期局部点纳入对局部点 l 估计的样本集中来完成对式（1）的估计，设样本集为 $\{\in l\}$ 。在基于一定的准则确定样本集 $\{\in l\}$ 后，可以结合式（2）的时空权重矩阵将样本集的所有点映射到局部点上去，从而将式（1）转换成式（3）来完成模型的估计过程（范巧和郭爱君，2021）。

$$STW_{\{\in l\}} = STW_{l,direct} + [STW_{l,spillover} diag(STW_{l,direct})] \times I_{Num_{\{\in l\}}} \quad (2)$$

$$STW_{\{\in l\}} y_{\{\in l\}} = STW_{\{\in l\}} X_{\{\in l\}} \beta_l + \varepsilon_{\{\in l\}} \quad (3)$$

式（2）中， $STW_{\{\in l\}}$ 为基于全息映射的时空权重矩阵； $STW_{l,direct}$ 表示样本集 $\{\in l\}$ 对局部点 l 产生直接时空影响的时空权重矩阵； $STW_{l,spillover}$ 表征样本集 $\{\in l\}$ 内两两之间时空溢出效应关系的时空权重矩阵； $diag(\cdot)$ 表示提取括号内矩阵的主对角线元素所形成的新向量， $I_{Num_{\{\in l\}}}$ 为 $Num_{\{\in l\}}$ 阶单位矩阵， $Num_{\{\in l\}}$ 为样本集 $\{\in l\}$ 的样本容量。式（3）中， $y_{\{\in l\}}$ 、 $X_{\{\in l\}}$ 分别表示样本集 $\{\in l\}$ 中所有局部点的被解释变量和解释变量， $\varepsilon_{\{\in l\}}$ 为随机扰动项。

2. 嵌入 PGTWR 模型的索洛余值法改进

面板时空地理加权回归模型是面向面板数据的时空地理加权回归模型，是充分考虑了不同时间、空间维度个体间关系异质性的地理加权回归模型。传统的索洛余值法，不仅忽略了被解释变量、解释变量、随机扰动项的空间溢出效应，也忽略了这些空间溢出效应的异质性特征。接下来，本文将结合面板时空地理加权回归模型的建模理念和逻辑方法，解析在索洛余值法中嵌入面板时空地理加权回归模型建模理念后的改进策略，并由此架构充分考虑不同时间、空间维度个体间关系异质性的全要素生产率核算方法。

式（4）给出了基于面板时空地理加权回归模型的索洛余值法的生产函数，其中 l 与式（1）含义一致，表示时间或空间维度上的不同个体。 Y 、 X 、 A 分别表示产出、投入要素及希克斯中性技术系数， k 表示投入要素的个数， $\Pi(\cdot)$ 表示连乘符号。由此， Y_l 、 $X_{l,k}$ 、 A_l 分别表示局部点 l 的产出、局部点 l 的第 k 个投入要素以及局部点 l 的希克斯中性技术系

数； $\gamma_{l,k}$ 表示局部点 l 第 k 个投入要素的投入份额，在索洛余值法的基本假定下有 $\sum_k \gamma_{l,k} = 1$ 。

$$Y_l = A_l \prod_k (X_{l,k})^{\gamma_{l,k}} \quad (4)$$

设式(4)中投入要素包括劳动要素和其他要素，即 $X_k = [L_l \ X_m]$ ， $m \in k$ ， $X_m \neq L$ ，则可以将式(4)改写成式(5)。式(5)中， L_l 表示局部点 l 的劳动投入， $\gamma_{l,L}$ 表示局部点 l 劳动投入要素的份额； $X_{l,m}$ 表示局部点 l 的其他投入要素， $\gamma_{l,m}$ 表示局部点 l 其他投入要素的份额。

$$Y_l = A_l L_l^{\gamma_{l,L}} \prod_{m \in k, X_m \neq L} (X_{l,m})^{\gamma_{l,m}}, \gamma_{l,L} + \sum_{m \in k, X_m \neq L} \gamma_{l,m} = 1 \quad (5)$$

令 $y_l = Y_l/L_l$ ， $x_{l,m} = X_{l,m}/L_l$ ，将式(5)两边同时除以 L_l 并求对数，整理后可得式(6)，该式为嵌入面板时空地理加权回归模型的索洛余值法改进方法中所使用的经验生产函数。其中， y_l 为局部点 l 的人均产出， $x_{l,m}$ 为局部点 l 的人均要素投入， $\gamma_{l,m}$ 为局部点 l 的人均要素投入份额。

$$\ln(y_l) = \ln(A_l) + \sum_{m \in k, X_m \neq L} \gamma_{l,m} \ln(x_{l,m}) \quad (6)$$

结合投入和产出的相关数据，以及面板时空地理加权回归模型的估计算法，可以得到式(6)中 $\gamma_{l,m}$ 的参数估计值，记为 $\hat{\gamma}_{l,m}$ 。此时，按照索洛余值法测度全要素生产率的基本理念，对式(6)求关于时间的一阶导数并整理，可得全要素生产率及其增长率的表达式，如式(7)和式(8)所示。式(7)和式(8)中， TFP_l 、 $Rate_TFP_l$ 分别为局部点 l 的全要素生产率及其增长率； \dot{A}_l 、 \dot{y}_l 、 $\dot{x}_{l,m}$ 分别表示局部点 l 的希克斯中性技术系数、人均产出以及人均要素投入的增量。

$$TFP_l = \frac{y_l}{\prod_{m \in k, X_m \neq L} (x_{l,m})^{\hat{\gamma}_{l,m}}} \quad (7)$$

$$Rate_TFP_l = \frac{\dot{A}_l}{A_l} = \frac{\dot{y}_l}{y_l} - \sum_{m \in k, X_m \neq L} \left(\hat{\gamma}_{l,m} \times \frac{\dot{x}_{l,m}}{x_{l,m}} \right) \quad (8)$$

3. 中国地级市工业全要素生产率的局部测度方法

为了科学地测度中国地级市工业全要素生产率，接下来，本文将结合嵌入PGTWR模型的索洛余值法改进方法，阐释中国地级市工业部门全要素生产率及其增长率的测度逻辑，其经验生产函数设定如式(9)所示。

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)(u_l, v_l, t_l) = \gamma_0(u_l, v_l, t_l) + \gamma_1(u_l, v_l, t_l) \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \gamma_2(u_l, v_l, t_l) \ln\left(\frac{E}{L}\right) + \mu(u_l, v_l, t_l) \quad (9)$$

式(9)中， Y 、 K 、 L 、 E 分别表示中国地级市工业部门产出以及资本、劳动、能源三种投入要素； (u_l, v_l, t_l) 表示局部点， u_l 、 v_l 、 t_l 分别表示局部点 l 的经度、纬度和时间； $\gamma_i(u_l, v_l, t_l)$ 表示局部点 l 的外生参数， $i=0, 1, 2$ ； $0 < \gamma_1(u_l, v_l, t_l) < 1$ ， $0 < \gamma_2(u_l, v_l, t_l) < 1$ ， $\gamma_1(u_l, v_l, t_l) + \gamma_2(u_l, v_l, t_l) \leq 1$ ； $\mu(u_l, v_l, t_l)$ 表示局部点的随机扰动项。

基于面板时空地理加权回归模型的理论和方法逻辑和MATLAB R2020a软件，可以估计式(9)模型中的相关参数，在此基础上可以结合式(7)和式(8)的基本理念，测度中国地级市工业部门的全要素生产率及其增长率，其计算公式如式(10)和式(11)所示。

$$\overline{\overline{Rate\ TFP_{Industry}}}(u_l, v_l, t_l) = \frac{\dot{y}(u_l, v_l, t_l)}{y(u_l, v_l, t_l)} - \frac{\dot{k}(u_l, v_l, t_l)}{k(u_l, v_l, t_l)} \times \hat{\gamma}_1(u_l, v_l, t_l + 1) - \frac{\dot{en}(u_l, v_l, t_l)}{en(u_l, v_l, t_l)} \times \hat{\gamma}_2(u_l, v_l, t_l + 1) \quad (10)$$

$$\overline{\overline{TFP_{Industry}}}(u_l, v_l, t_l) = \frac{y(u_l, v_l, t_l)}{k(u_l, v_l, t_l)^{\hat{\gamma}_1(u_l, v_l, t_l)} en(u_l, v_l, t_l)^{\hat{\gamma}_2(u_l, v_l, t_l)}} \quad (11)$$

式(10)和式(11)中, $\overline{\overline{TFP_{Industry}}}(u_l, v_l, t_l)$ 、 $\overline{\overline{Rate\ TFP_{Industry}}}(u_l, v_l, t_l)$ 分别为基于局部方法测度得到的中国地级市工业全要素生产率及其增长率; (u_l, v_l, t_l) 为局部点; $y=Y/L, k=K/L, en=E/L$; $\dot{y}(u_l, v_l, t_l)$ 、 $\dot{k}(u_l, v_l, t_l)$ 、 $\dot{en}(u_l, v_l, t_l)$ 分别局部点 (u_l, v_l, t_l) 的人均产出、人均资本投入和人均能源投入的增量, 其取值为 $\dot{\zeta}(u_l, v_l, t_l) = \zeta(u_l, v_l, t_l + 1) - \zeta(u_l, v_l, t_l)$, $\zeta = \{y, k, en\}$, $(u_l, v_l, t_l + 1)$ 为局部点 (u_l, v_l, t_l) 在时期上滞后一期的对应变量取值; $\hat{\gamma}_1(u_l, v_l, t_l + 1)$ 、 $\hat{\gamma}_2(u_l, v_l, t_l + 1)$ 分别为局部点 $(u_l, v_l, t_l + 1)$ 的资本和能源投入份额。

三、数据处理

对地级市层面工业全要素生产率的局部测度, 主要涉及以下两个方面的数据处理维度: 第一, 确定中国地级市中哪些城市应该被纳入分析框架; 第二, 确定地级市工业部门产出及资本、劳动和能源投入要素等的替代指标。

1. 纳入分析框架的地级市解析

基于前文关于中国工业化发展阶段划分, 本文拟重点考察党的十六大提出“走新型工业化道路”以来中国地级市工业部门全要素生产率测度问题, 结合年鉴资料更新情况, 本文将全文的分析周期确定为2003~2019年。在分析周期内, 中国地级市数量总量变动情况较为明显, 最多的时候达到279个, 最少的时候仅有267个。2003~2019年, 中国地级市变动数量共计涉及15个城市, 其中新增的地级市主要是海南的三沙市和儋州市, 撤销的地级市包括安徽巢湖市和山东莱芜市, 以撤地设市方式新增的地级市包括甘肃的定西市, 贵州的毕节市和铜仁市, 青海的海东市, 新疆的吐鲁番市和哈密市, 西藏的日喀则市、昌都市、林芝市、山南市、那曲市。从地级市的数据特征来看, 新增的2个地级市在2003~2019年数据可能不完整, 所以这2个地级市不便纳入分析框架。撤销的2个地级市可能在撤销之前相关指标数据是存在的, 但撤销之后数据并入了撤并后的地级市, 由此这2个地级市的指标数据处理需要单独核算。以撤地设市方式新增的地级市, 其地级市原存在形式为某某地区, 这些数据可能有, 也可能没有, 由此对于数据完整的撤地新设市, 应该纳入分析框架, 而对于数据欠缺的撤地新设市, 则可能不便纳入分析框架。通过对地级市相关数据的初步检视, 以撤地设市方式新增的11个地级市中, 除了定西市的统计数据相对完整外, 其他10个地级市数据均相对较为缺乏, 所以本文仅将定西市纳入分析框架。值得指出的是, 鉴于拉萨市数据缺失较多, 本文分析中也未将拉萨市纳入分析框架。

涉及地级市全要素生产率核算的经典文献中, 对地级市个数的处理也不尽相同。在核算地级市总体层面的全要素生产率或绿色全要素生产率的经典文献中, 地级市数量的波动范围从207个到286个。由于有较大比例的经典文献中纳入的地级市个数超过了地级市总数的实际数量, 这留下一个十分重要的议题需要详加考察, 即副省级城市是否应该纳入地级市工业全要素生产率及其增长率核算的分析框架。目前, 中国共有广州、武汉等15个副省级城市。

这些副省级城市涉及工业发展的统计数据相对较为完整，而这 15 个副省级城市并不便于直接纳入省级层面或直辖市层面的分析中，单独分析也并没有太大的意义。有鉴于此，本文拟将这 15 个副省级城市纳入地级市工业全要素生产率及其增长率的核算框架。

在考察副省级城市是否应该纳入地级市工业全要素生产率及其增长率的核算过程中，也会衍生出一个副产品，即北京、上海、天津、重庆 4 个直辖市是否应该作为单独的城市纳入地级市工业全要素生产率及其增长率的核算过程？或者，4 个直辖市的下辖区（县）是否应该作为单独的个体纳入地级市工业全要素生产率及其增长率的核算过程？本文认为，相比较一般的地级市而言，直辖市的工业投入或产出要素的指标值会有明显的规模差距，不宜将直辖市直接作为单独的个体纳入地级市工业全要素生产率及其增长率核算的分析框架中，这会导致模型样本中存在明显的异常值，从而导致模型优选、最优时空带宽优选失效。与此同时，直辖市的下辖区（县）的统计数据并不一定那么完备，且直辖市往往会以一个整体形象参与经济或城市发展竞争，由此本文也不打算将直辖市的下辖区县作为单独的个体纳入地级市工业全要素生产率及其增长率核算的分析框架中。

2. 地级市工业产出及投入变量的替代指标确定

地级市工业全要素生产率的核算过程中，最关键的步骤在于估计工业部门的经验生产函数。从式（9）的设定来看，工业部门的经验生产函数估计中涉及的变量包括工业产出，工业部门的资本投入、劳动力投入及能源投入等变量，对这些变量的替代指标确定将具有十分重要的作用。目前，经典文献中涉及地级市层面产出及投入要素的资料来源主要包括《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》，各地级市的统计年鉴、统计公报，以及 EPS 数据库、WIND 数据库、国研网数据库等。其中，对地级市层面产出的替代主要包括两个维度：其一是直接以 GDP 作为地级市层面产出的替代指标；其二是对地级市层面的产出进行期望或非期望产出分解，期望产出以 GDP 替代，非期望产出以 SO₂ 排放量、废水排放量、工业烟尘排放量，或基于熵权法而形成的这三者的综合指标等来替代。对地级市层面投入要素的替代主要包括三个方面：首先，以资本存量、固定资产投资额来替代地级市层面的资本投入要素；其次，以就业总人口或单位和个体就业人数总和等来替代地级市层面的劳动投入要素；最后，以污染气体排放量、区域电力消费、区域水资源消费等作为地级市层面能源投入要素的替代指标。

相比较而言，对地级市层面工业全要素生产率的核算过程，其对数据的要求远高于对地级市层面全要素生产率及其增长率的核算过程。在中国地级市工业部门全要素生产率核算过程中，其产出要素主要可以用规模以上工业总产值或工业增加值来替代，其中使用规模以上工业总产值时面临着 2017~2019 年相应数据缺乏的局限，而采用工业增加值来替代时，尽管可以通过 GDP 以及 GDP 中第一、第三产业的比重等来核算第二产业的增加值，但需要在第二产业增加值中剥离出建筑业的增加值，这也将是一个比较难处理的问题。对于中国地级市工业部门的资本投入要素而言，可以用基于固定资产投资总额来核算工业部门资本存量，这一核算过程中会面临工业部门折旧率的确定、价格指数选取、基年工业部门资本存量确定以及 2017~2019 年固定资产投资总额数据短缺的问题；对于中国地级市工业部门的劳动投入要素而言可以工业部门就业人数替代，而工业部门的就业人数可以通过在第二产业的就业人数中扣除建筑业的就业人数来计算；对于中国地级市工业部门的能源投入要素而言，目前能获得的数据主要是工业用电，目前统计数据中提供的数据口径包括地级市全市口径的工业用电以及地级市市辖区口径的工业用电，出于分析维度和逻辑的一致性，本文拟用全市工业用电来替代能源投入要素，但也面临着 2003~2016 年全市工业用电数据短缺的困难。本文基于

EPS 统计数据库收集和处理 280 个城市涉及工业增加值、总产值、资本存量核算、就业人数以及工业用电等指标的基础数据,并结合中国经济与社会发展统计数据库、中国城市统计年鉴、国研网统计数据库对相关指标进行了查漏补缺。对于缺省值,本文摒弃了线性插值法而采用了移动平均插值法,对于资本存量也需要单独核算。限于篇幅,详细的数据处理过程略。

3. 数据的描述性统计分析

基于对中国地级市层面工业总产值(亿元)、工业增加值(亿元)、工业资本存量(亿元)、工业就业人数(万人)以及工业用电(亿千瓦时)等数据的系统收集、整理和处理,结合 EVIEWS11.0 软件,对这些数据进行描述性统计分析,如表 1 所示。

表 1 地级市工业 TFP 核算的投入、产出变量数据的描述性统计性质

	地级市工业 增加值	地级市工业 总产值	地级市工业 资本存量	地级市工业 就业人数	地级市 工业用电
均值	732.75	200.41	239.67	15.48	107.15
中位数	372.53	121.62	137.56	9.43	65.66
最大值	10036.18	2160.22	3984.01	260.92	1611.90
最小值	1.360	3.29	2.14	0.31	0.23
标准差	1050.97	235.51	291.34	20.73	133.45
偏度	3.40	2.93	3.04	5.15	4.15
峰度	19.26	14.66	18.42	43.34	30.69
J-B 统计量	61589.40	33781.97	54515.39	343795.9	165677.8
概率值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本和	3487907.0	953937.8	1140850.0	73702.26	510011.8
样本方差	5.26E+09	2.64E+08	4.04E+08	2044359.0	84752751
观测值个数	4760	4760	4760	4760	4760

资料来源:作者据 EVIEWS 11.0 软件计算。

四、局部测度中的带宽与经验模型优选

1. 局部测度中的时空带宽优选

按照面板时空地理加权回归模型的建模逻辑,中国地级市工业全要素生产率局部测度中对单个局部点最优时空权重矩阵的遴选,必须建立在所有局部点在所有可能空间带宽和可能时间带宽的试算基础上,随后基于 CV 、 GCV 和 AIC_c 三个准则值最小来进行最优空间带宽和最优时间带宽遴选。这将是一项十分庞杂的工作,毕竟局部点数包括 4760 个,时间带宽和空间带宽的可能组合也包括 4760 种可能,则局部模型的估计及统计性质试算可能达到 22657600 次之多。这种计算需要大容量的计算机设备,也会耗时甚久。

为了节省运算时间,并尽可能得到精确的最优空间带宽和最优时间带宽,本文首先基于 GWR4.0 软件试算 2003~2019 年各年局部点的最优空间带宽范围;随后在固定最优空间带宽的基础上,分别估计时间带宽为 1 到 17 时各种模型的 CV 、 GCV 和 AIC_c 准则值;最后基于三种准则值最小原则确定最优时间带宽,并由此确定各局部点的最优空间带宽和最优时间带宽。表 2 显示了以 2003~2019 年每一年地级市人均工业总产值或人均工业增加值的对数值为被解释变量,以每一年人均工业资本存量和人均工业用电的对数值为解释变量的局部模型建模中最优空间带宽遴选结果,其中核函数为自适应的高斯核函数,空间带宽遴选方法为黄金分割搜索法,空间带宽遴选准则为 AIC_c 准则,局部点间的距离采用基于经纬度的球面距离和投影距离两种方式。

从表 2 可知, 中国地级市工业全要素生产率局部测度的经验生产函数估计中, 局部点的最优空间带宽指向 46, 即单个局部点仅受到周边距离最近的 45 个地级市的有效空间影响, 更远的地级市对单个局部点地级市的空间影响较小, 可以忽略不计。在固定最优空间带宽为 46 的条件下, 本文结合 MATLAB R2020a 软件及自编程序, 对最优时间带宽进行试算。结论显示, 无论是以地级市人均工业总产值的对数值为被解释变量的模型, 还是以地级市人均工业增加值为被解释变量的模型, CV 、 GCV 和 AIC_c 准则均指向最优时间带宽为 17。这说明在中国地级市工业全要素生产率测度的经验模型估计中, 最优时间带宽为 17, 最优空间带宽为 46, 即单个局部点会受到周边距离最近 45 个地级市不超过 16 年的时空溢出效应影响。由此, 可以确定 4760 个局部点分析中所使用的时空权重矩阵 (图略)。

表 2 局部测度中最优空间带宽试算结果及其 AIC_c 准则值

年 份	地级市工业总产值				地级市工业增加值			
	球面距离		投影距离		球面距离		投影距离	
	最优空间带宽	AIC_c 值	最优空间带宽	AIC_c 值	最优空间带宽	AIC_c 值	最优空间带宽	AIC_c 值
2003	46	379.76	46	376.76	46	206.36	46	205.61
2004	46	382.23	46	379.38	46	19.50	46	190.30
2005	46	357.15	46	354.12	46	204.87	46	203.47
2006	46	334.91	46	331.86	46	187.22	46	185.66
2007	46	352.96	46	350.29	46	180.85	46	179.35
2008	46	336.74	46	333.67	46	171.85	46	170.55
2009	46	347.08	46	344.21	46	178.56	46	177.90
2010	46	336.51	46	334.63	46	176.78	46	176.24
2011	46	340.30	46	339.30	46	183.02	46	183.03
2012	46	319.78	46	317.57	46	187.12	46	187.08
2013	46	279.12	46	276.47	46	166.15	46	165.97
2014	46	344.48	46	344.13	46	202.04	46	203.14
2015	46	363.44	46	365.41	46	237.51	46	240.61
2016	46	367.57	46	371.07	46	258.77	46	262.03
2017	46	360.74	46	364.08	46	247.79	46	252.44
2018	46	398.96	46	401.44	46	262.47	46	266.53
2019	46	398.55	46	404.41	46	259.08	46	266.83

资料来源: 作者据 GWR 4.0 软件输出结果整理。

2. 局部测度中的经验生产函数模型估计及优选

在局部点最优空间带宽和最优时间带宽分别为 46 和 17 的条件下, 本文基于面板时空地理加权回归模型的建模方法和自编 MATLAB 代码, 对中国地级市工业全要素生产率测度中的经验生产函数模型进行了局部估计, 结果如表 3 所示。值得注意的是, 由于本文分析中几乎纳入了所有地级市, 所以表 3 中未报告经验生产函数的随机效应估计结果 (Hsiao, 2003; Beenstock 和 Felsenstein, 2007)。表 3 中, 在以地级市人均工业总产值的对数值为被解释变量的经验生产函数估计中, 其个体固定效应及时期固定效应模型的拟合优度为负值, 意味着经验生产函数估计若采用个体固定效应或时期固定效应将存在伪回归, 于是本文将在混合效应以及个体—时期双固定效应两种模型之间进行优选。在工业总产值视角下, 混合效应模型局部系数估计值的显著比率以及修正的拟合优度值小于双固定效应模型, 但 CV 、

GCV 和 AIC_c 准则值和随机扰动项的方差估计值均小于个体一时期双固定效应模型；同时，从 F 统计量的概率值来看，两种模型并无明显差别，均在 1% 的水平上指向模型在整体上具有显著性，尽管混合效应模型的 F 统计量小于双固定效应模型；再者，由于在个体固定效应和时期固定效应模型下模型均有伪回归的嫌疑，则本文采用混合效应模型作为最优模型来估计工业总产值视角下的经验生产函数。

需要指出的是，尽管在工业总产值视角下混合效应模型的整体统计性质相对较优，但其模型整体的拟合优度仍较低，而局部点模型的参数估计结果中也存在部分不显著的问题，这可能会影响到地级市工业全要素生产率的测度结果。基于类似的逻辑，可以对以地级市人均工业增加值的对数值为被解释变量的经验生产函数模型估计结果进行优选。依据表 3 的后四列，本文仍遴选混合效应模型作为工业增加值视角下的最优模型。其原因有四：第一，时期固定效应模型估计结果中模型整体拟合优度为负提示模型失效。第二，相比较个体一时期固定效应模型而言，混合效应模型相对更优。混合效应模型中，局部系数估计值显著比率更高，随机扰动项方差估计值、CV、GCV 和 AIC_c 准则值更小，F 统计量的值更大，且时期固定效应模型失效提示慎用时期固定效应。第三，尽管在原假设 $\gamma_0(u_1, v_1, \bar{i}) = \gamma_0(u_i, v_i, \bar{i}) = \dots = \gamma_0(u_{280}, v_{280}, \bar{i})$ 条件下，混合效应模型和个体固定效应模型之间遴选的 LR 统计量取值为 1794，大于显著性水平为 1% 时的卡方统计量临界值 $[\chi_{0.01}^2(280) = 227.91]$ 。然而，相比较个体固定效应模型而言，混合效应模型的局部系数估计值显著比率更高，拟合优度和 F 统计量值也更大。第四，便于与工业总产值视角的最优模型保持一致，也便于对相关结果进行比较。在完成地级市工业部门经验生产函数的估计后，仅需依据人均资本投入和人均能源投入的份额后，即可依据索洛余值法完成对地级市工业全要素生产率的测度。图 1 显示了工业总产值和工业增加值视角下 2003~2019 年中国 280 个地级市人均资本投入和人均能源份额变量参数估计结果的经验分布模拟情况。

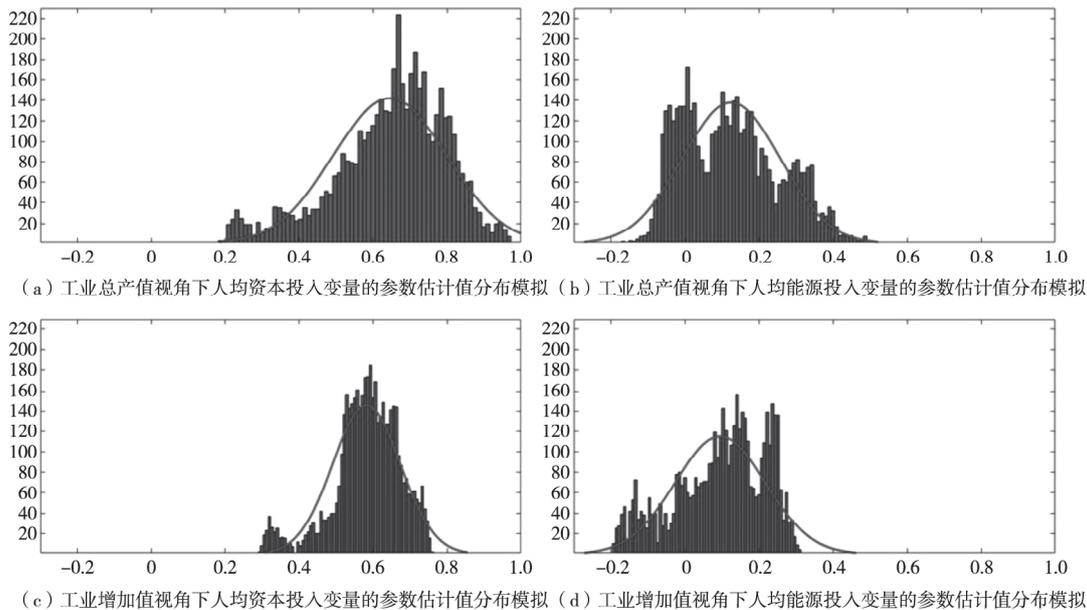


图 1 局部测度最优模型中局部点参数估计值的分布模拟

资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

表 3 地级市工业总产值、增加值视角下 PGTWR 模型整体统计性质估计结果

	地级市工业总产值				地级市工业增加值			
	混合效应	个体固定效应	时期固定效应	个体-时期双固定效应	混合效应	个体固定效应	时期固定效应	个体-时期双固定效应
局部系数估计值的 显著比率	0.8133	0.9684	0.7707	0.8926	0.9035	0.8526	0.9000	0.8250
样本容量	4760	4760	4760	4760	4760	4760	4760	4760
自由度	307	309	306	310	309	319	309	319
随机扰动项方差估计值	20.8589	25.6321	5.0684	67.5011	15.0754	10.3412	3.9917	34.6832
CV 准则值	6.4037e+03	7.9203e+03	1.5509e+03	2.0925e+04	4.6583e+03	3.2989e+03	1.2334e+03	1.1064E+04
GCV 准则值	2.8310e-04	3.5001e-04	6.8538e-05	9.2471e-04	2.0594e-04	1.4578e-04	5.4507e-05	4.8893E-04
AIC _c 准则值	2.7980e+04	2.8958e+04	2.1242e+04	3.3567e+04	2.6434e+04	2.4637e+04	2.0106e+04	3.0397E+04
修正的拟合优度	0.5925	-0.6451	-8.5242	0.9310	0.8518	0.7099	-8.5411	0.9765
F 统计量值	1.2421e+04	5.8630e+03	144.8877	1.2786e+05	3.6043e+04	1.8706e+04	296.1524	2.1487E+05
F 统计量的概率	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
修正的概 率临界值	0.0424	0.0633	0.0442	0.0570	0.0466	0.0368	0.0484	0.0321
($\alpha=0.01, 0.05, 0.1$)	0.2119	0.3167	0.2208	0.2851	0.2329	0.1840	0.2419	0.1606
对数似然值	0.4238	0.6334	0.4416	0.5702	0.4659	0.3680	0.4839	0.3213
	-1.3984e+04	-1.4474e+04	-1.0617e+04	-1.6779e+04	-1.3211e+04	-1.2314e+04	-1.0049e+04	-1.5194E+04

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过假设检验。
资料来源：作者据 MATLAB R2020a 软件输出结果整理。

图1中,子图a表示人均资本投入在人均工业总产值中的贡献份额估计值分布特征,子图b表示人均能源投入在人均工业总产值中的贡献份额估计值分布特征。从子图a和子图b来看,在工业总产值增长中,不同地区不同时期资本要素的贡献份额具有明显的时空分异特征,大致处于(0.2, 1)之间,均值约为0.6502;不同时空维度上能源要素的贡献份额也具有明显的异质性特征,大致处于(-0.2, 0.5)之间,均值约为0.1288。值得指出的是,部分时期部分地区能源要素的贡献份额为负,说明依靠能源投入的粗放型增长开始在工业部门失效。究其原因,本文认为主要可能有如下两个方面的因素导致了参数估计结果不够精准:第一,能源投入要素以工业用电,以及对部分地级市工业用电数据的插值等数据处理过程,将可能影响其参数估计结果的精度。第二,局部分析模型参数估计过程中,其模型的整体统计性质表现为显著,但工业总产值视角下最优模型的拟合优度不到0.6,且局部模型参数估计结果显著性比率也仅有80%多,而工业增加值视角下最优模型的拟合优度不足0.9,局部模型参数估计结果显著性比率也未达到100%。图1的子图c和子图d,分别表示人均资本投入和人均能源投入在人均工业增加值中的贡献份额估计值分布特征。从子图c来看,在工业增加值增长中,不同地区不同时期资本要素的贡献份额也存在明显的空间分异特性,大约在(0.3, 0.8)之间,均值约为0.5849。从子图d来看,不同时空维度能源要素对工业增加值增长的影响也呈现出明显的时空异质性特征,大约处在(-0.2, 0.3)之间,均值约为0.0914。与总产值视角类似,能源要素对工业增加值的影响也在部分地区和部分时期取值为负,这同样有可能来自数据质量不高导致的估计偏误,也可能是部分地区本身存在能源投入对工业发展质量负向影响的可能。

五、局部测度结果及其时空演变规律解析

1. 中国地级市工业全要素生产率及其增长率的局部测度结果

在采用空间计量局部分析来估计中国地级市经验生产函数时,地级市工业产出变量的替代指标无论选用工业总产值,还是选用工业增加值,最优模型均为混合效应面板数据模型。在这两个最优模型中,单个局部点建模过程实际上是在纳入该局部点的被解释变量和解释变量数据基础上,同时纳入距离该局部点最近的45个最近邻局部点以及距离该局部点所处时期往前不超过16年的所有局部点的被解释变量和解释变量数据,组成面板数据来估计该局部点工业部门发展中资本投入要素和能源投入要素的贡献份额。由于本文中用来估计中国工业部门经验生产函数的相关变量替代指标的时期较短,所以在年份较久远的局部点工业部门经验生产函数模型建模过程中纳入的样本数会减少,甚至在2003年的280个局部点的工业部门经验生产函数模型建模过程中样本量仅有当年数据,均为46个。

在采用空间计量局部分析来估计中国地级市的经验生产函数时,会单独给出2003~2019年中国280个地级市的各种投入要素的份额估计值。限于篇幅,本文未完整报告这些份额的估计值结果,仅在图1中展示了其频数及分布模拟结果。利用这些估计值,结合式(10)和式(11),可以直接计算得到中国地级市的工业全要素生产率,结果如图2所示;也可以估计中国地级市工业全要素生产率的增长率,如图3所示。值得注意的是本文给出了环比增长率和以2003年为基期的定基增长率计算结果。按照索洛余值法的基本定义和算法逻辑,计算中国地级市工业全要素生产率增长率的过程,不能直接在全要

素生产率的基础上按照定基或者环比的方式计算，而应该按照前文相关公式设计的特定算法进行计算。^①

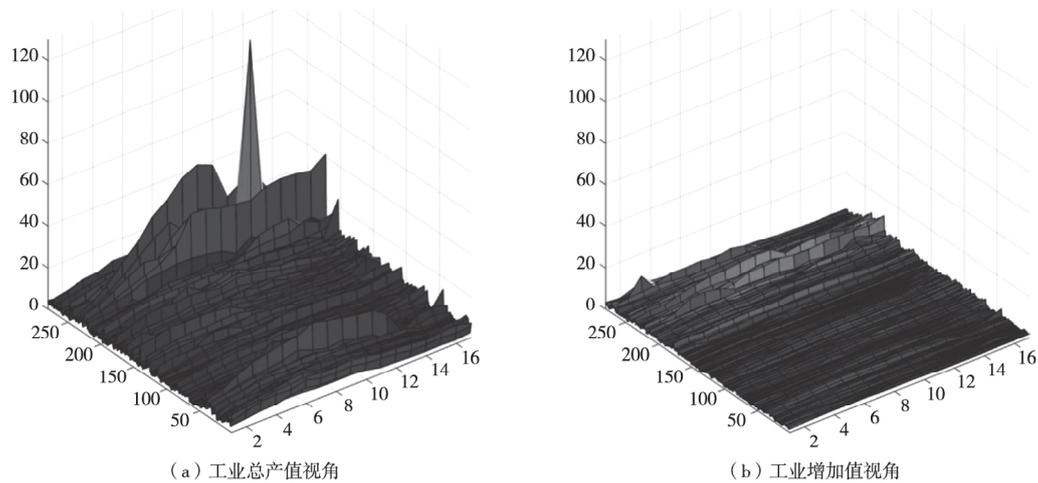


图2 中国地级市工业全要素生产率的局部测度结果

资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

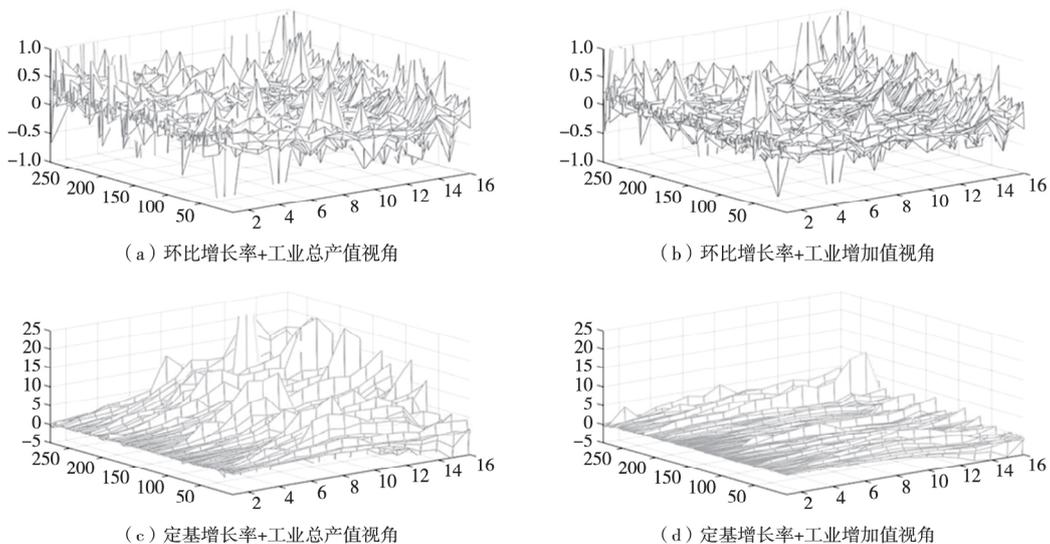


图3 中国地级市工业全要素生产率增长率的局部测度结果

资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

2. 中国地级市工业全要素生产率的时空演变规律解析——基于核密度估计

核密度估计的本质在于用估计的、平滑的密度曲线来描述随机变量的分布，是空间分布及其动态演进规律分析中的重要工具之一。核密度估计的本质在于基于一定的核函数和带

^① 为了考察这一结论的科学性，本文专门计算了中国地级市工业全要素生产率的定基或环比增长率，并将之与按照公式计算得到的中国地级市工业全要素生产率增长率进行了比较。结论显示，这两种算法得到的结果完全不相同。出于篇幅需要，本文未报告相关结果，有需要的同仁请联系作者获取。

宽，来经验地估计随机变量的分布特性。设 ϑ 为独立同分布的随机变量，其样本观测值为 $\vartheta_i, i=1, 2, \dots, Num$ ； $f(\vartheta_0)$ 和 $F(\vartheta_0)$ 分别为其概率密度函数和累积概率分布函数，其中 $F(\vartheta_0) = Prob(\vartheta_i < \vartheta_0)$ ；设 ϑ_i 的均值为 $\bar{\vartheta}$ ，其概率密度函数如式 (12) 所示 (陈宗胜等, 2013; 陈明华等, 2016)。

$$f(\bar{\vartheta}) = \frac{1}{Num \times h} \sum_{i=1}^{Num} K\left(\frac{\vartheta_i - \bar{\vartheta}}{h}\right) \tag{12}$$

$$K(\vartheta) \geq 0, \int_{-\infty}^{+\infty} K(\vartheta) d\vartheta = 1, \lim_{\vartheta \rightarrow \infty} K(\vartheta)\vartheta = 0, \int_{-\infty}^{+\infty} K^2(\vartheta) d\vartheta < +\infty \tag{13}$$

式 (12) 中， $K(\cdot)$ 、 h 分别表示核函数和带宽。一般而言，核函数的形式有多种，包括高斯核函数、双平方核函数等，其主要性质如式 (13) 所示。带宽 h 也可称为平滑参数，不同的带宽选择将对核密度估计结果产生重要影响。一般而言，带宽 h 将依据平均积分误差最小原则来选择，其中平均积分误差 $MISE$ 的计算公式如式 (14) 所示。式 (14) 中， $Mean\{\cdot\}$ 为均值符号。在弱势假设下，平均积分误差最小原则将可以转化为渐进平均积分误差最小原则，其中渐进的平均积分误差 $AMISE$ 的计算公式如式 (15) 所示。式 (15) 中， $R(K) = \int K(\vartheta)^2 d\vartheta$ ， $R(f'') = \int f''(\vartheta)^2 d\vartheta$ ， $M(K) = \int \vartheta^2 K(\vartheta) d\vartheta$ ， Num 为样本量， $f''(\vartheta)$ 为 $f(\vartheta)$ 的二阶导数。对式 (15) 求关于带宽 h 的一阶导数，可以得到最优带宽 h^* 的表达式，如式 (16) 所示。

$$MISE(h) = Mean\left\{\int [\hat{f}_h(\vartheta) - f(\vartheta)]^2 d\vartheta\right\} \tag{14}$$

$$AMISE(h) = \frac{R(K)}{hNum} + \frac{1}{4}M(K)^2 h^4 R(f'') \tag{15}$$

$$h^* = \left[\frac{R(K)}{M(K)^2 R(f'') Num}\right]^{1/5} \tag{16}$$

基于核密度估计方法，可以对中国地级市工业全要素生产率及其增长率的时空演变规律做出阐释，如图 4 至图 7 所示。值得注意的是，本文进行核密度估计时采用的核函数为高斯核函数，带宽为如式 (16) 所示的最优空间带宽。从图 4 至图 7 中，可以得到中国地级市工业全要素生产率时空演变的整体规律性如下。

第一，中国地级市工业全要素生产率可以工业总产值或工业增加值作为工业产出指标从而进行测度，由于工业总产值通常会高于工业增加值，这将导致在工业总产值视角下计算的工业全要素生产率高于在工业增加值视角下计算得到的结果；巧合的是，在工业总产值视角下计算的地级市工业全要素生产率定基增长率也高于工业增加值视角下计算得到的定基增长率。从中国地级市工业全要素生产率的总体特征来看，无论是在工业总产值视角下，还是在工业增加值视角下，均呈现“先增后减再缓慢回升”的总体发展态势。如图 4 所示。

第二，从东、中、西及东北经济板块来看，在地级市工业全要素生产率及其增长率的总体发展态势中，中国东部地区整体表现良好，中部地区和西部地区发展态势不分伯仲，而中国东北地区则发展态势较差且衰落趋势明显，如图 5 和图 6 所示。具体说来，在工业总产值视角下，中国东北地区地级市工业全要素生产率呈现“先提高再降低”的发展态势，且降低趋势有加速下滑的倾向，中国其他三大经济板块的地级市工业全要素生产率呈现出“先提高再降低再逆转恢复”的发展特征，其中西部地区逆转态势逐渐明显，东部地区和中部地区的

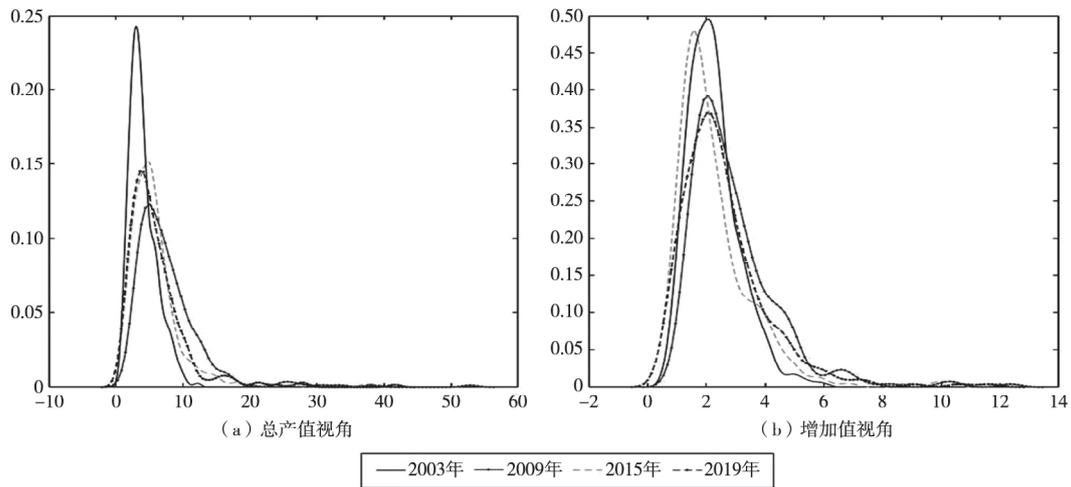


图4 主要年份中国地级市工业全要素生产率测度结果的核密度估计

资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

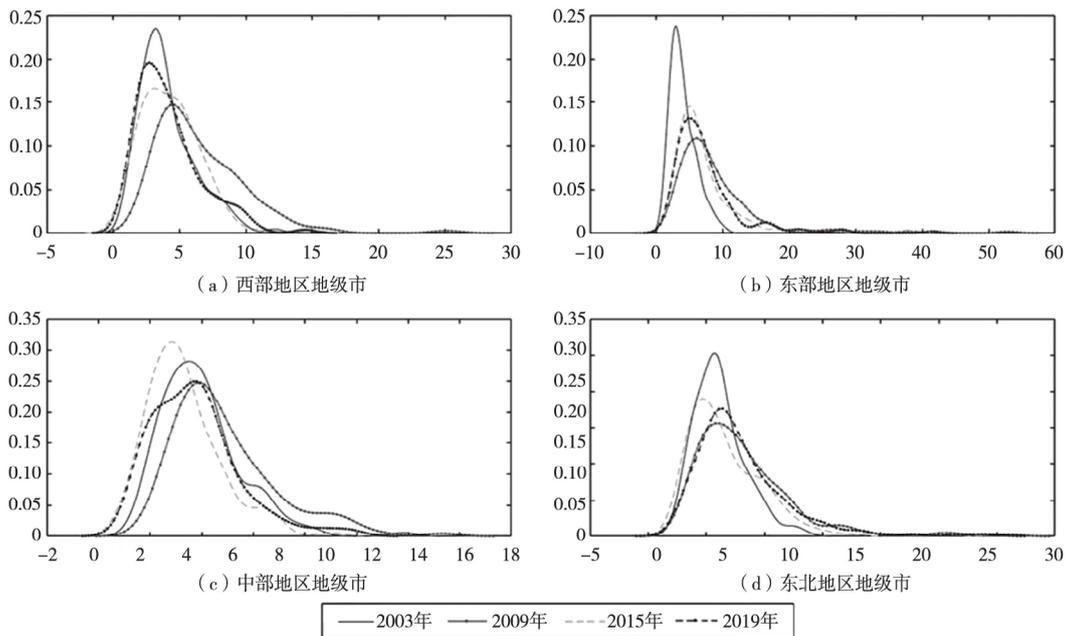


图5 中国东中西及东北地区地级市工业全要素生产率测度结果的核密度估计：总产值视角

资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

逆转恢复趋势尚不十分确定。在工业增加值视角下，中国东北地区地级市工业全要素生产率也呈现出“先提高再降低”的发展态势且降低趋势有加速下滑倾向；其他三大经济板块地级市工业全要素生产率也呈现“先提高再降低再逆转恢复”的总体特征，但相比较而言，中国西部地区和中部地区恢复提升趋势日渐明朗，但中国东部地区仅有少数地级市开始有所回升。本文认为，中国地级市工业全要素生产率下滑的主要原因在于2009年前后的世界经济危机。这一经济危机对中国工业发展效率的影响深远，目前多数地级市尚处在工业发展效率

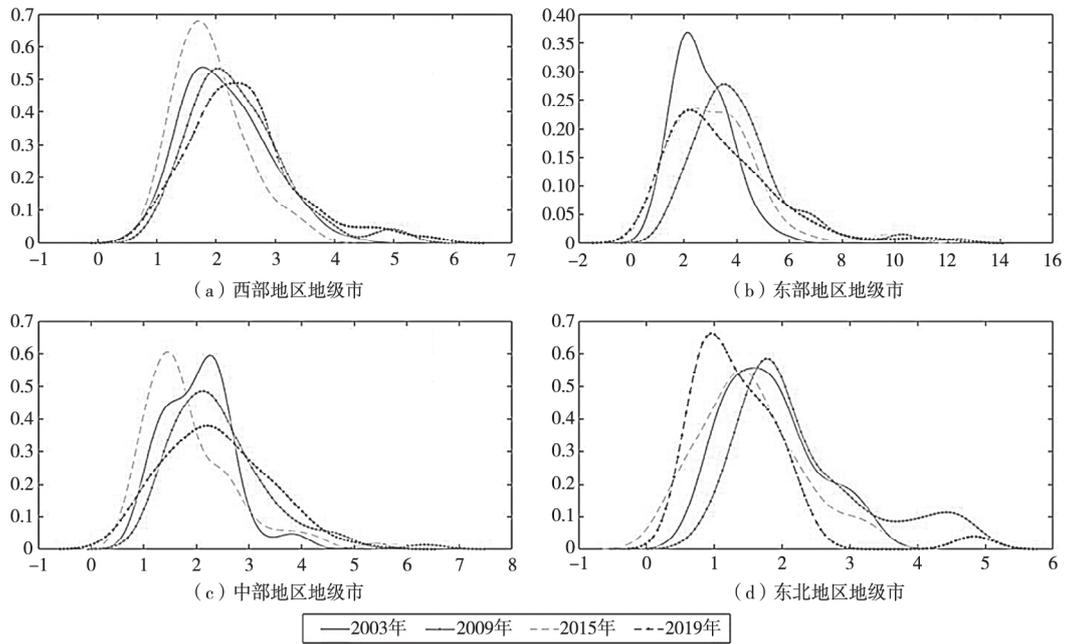


图6 中国东中西及东北地区地级市工业全要素生产率测度结果的核密度估计：增加值视角
资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

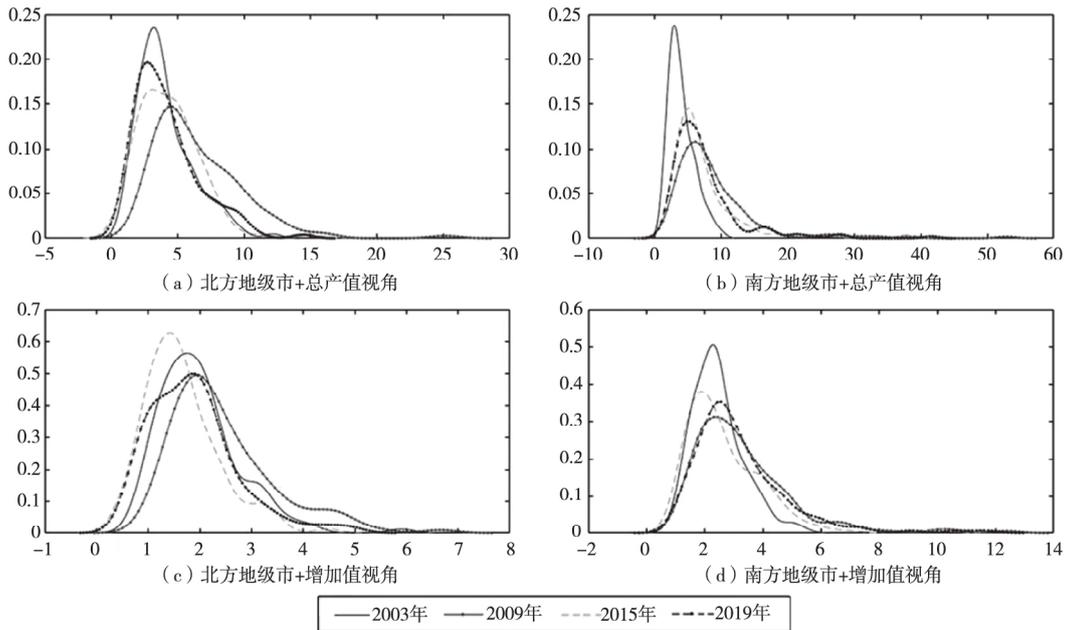


图7 中国南北方地级市工业全要素生产率测度结果的核密度估计
资料来源：作者据软件 MATLAB R2020a 绘制。

的恢复提升通道，仅有少数地区地级市工业发展效率水平达到或超过了2009年前的水平。

第三，相比较中国东中西和东北地区而言，中国南北方是另外一个区域空间尺度上的界定。从地级市工业全要素生产率的测度结果来看，中国南方地区平均水平高于中国北方地

区,如图7所示。从总体特征上看,中国北方地区地级市工业全要素生产率呈现“先上升后下降”的发展态势,其下降趋势在工业总产值视角下表现得更为明显,相比较而言在工业增加值视角下这种下降趋势有所缓解,呈现低水平复苏的发展态势。从总体特征上看,中国南方地区地级市工业全要素生产率呈现“先上升后下降再逆转恢复”的发展态势,其逆转恢复趋势在工业增加值视角下表现得更为明显,部分地级市以工业增加值测度的工业全要素生产率近期已经全面回升甚至超过了2009年世界经济危机前的水平;相比较而言,这种逆转恢复趋势在工业总产值视角下表现得并不特别突出,近期中国南方地区以工业总产值测度的工业全要素生产率虽然有所恢复,但相比较2009年水平仍有一定差距。从地级市工业全要素生产率的环比增长率来看,中国南北方地区整体呈现出下降趋势,但近年来有所波动。从地级市工业全要素生产率的定基增长率来看,中国北方地区下降趋势明显且有继续向下探底的发展倾向,中国南方地区相对比较平稳,且近期有逐步上扬的趋势。

六、结论及政策建议

本文尝试在嵌入面板时空地理加权回归模型的改进索洛余值法基础上,利用局部测度方法对2003~2019年中国280个地级市的工业全要素生产率及其增长率进行了测度,并基于核密度估计对测度结果进行了时空演变规律性分析,得到了一些重要的结论。

(1)在中国地级市工业全要素生产率测度的经验模型遴选中,最优空间带宽和最优时间带宽分别为46和17,最优模型为混合效应模型;同时,在分别以工业总产值和工业增加值等两种产出指标为被解释变量条件下,资本和能源要素的投入份额具有明显的空间分异性。其中,在以工业总产值为产出指标条件下,资本要素的投入份额处于(0.2, 1)之间,均值为0.6502;能源要素的投入份额处于(-0.2, 0.5)之间,均值为0.1288。在以工业增加值为产出指标条件下,资本要素的投入份额处于(0.3, 0.8)之间,均值为0.5849;能源要素的投入份额处于(-0.2, 0.3)之间,均值为0.0914。

(2)单个局部点的工业全要素生产率及其增长率取值有所不同。以2019年为例,在工业总产值为工业产出的情况下,全国280个地级市工业全要素生产率平均水平为5.9317,其环比增长率和定基增长率平均水平分别为9.74%和201.66%;按东、中、西及东北经济板块划分的地级市工业全要素生产率的平均水平分别为8.3496、4.7080、5.8855和3.0209,四大经济板块地级市工业全要素生产率的环比增长率平均水平分别为1.58%、14.54%、17.88%和-1.49%,四大经济板块地级市工业全要素生产率的定基增长率平均水平分别为278.4%、344.97%、186.90%和-286.88%;按南方、北方划分的地级市工业全要素生产率的平均水平分别为7.4050和4.1821,其环比增长率平均水平分别为13.98%和4.71%,其定基增长率平均水平分别为301.77%和82.77%。在工业增加值为工业产出的情况下,按全国尺度,或按东、中、西及东北四大经济板块尺度,或按南北方尺度计算的地级市工业全要素生产率及其增长率平均水平也均有所区别。

(3)无论是把280个地级市作为整体来看,还是划分为东中西及东北地区来看,抑或是从南北方视角来看,中国地级市工业全要素生产率总体上来讲呈现“先提高后降低再缓慢恢复”的发展态势。其中2003~2009年主要呈现出增长态势;2009~2015年体现为下降趋势,其主要原因在于世界范围内的经济危机影响;2015~2019年主要体现为缓慢恢复发展态势,不过不同地区不同区域经济板块的恢复态势有所区别。

有鉴于此,本文建议从以下三个方面重点发力,进一步提高地级市工业全要素生产率

水平。

第一，进一步优化要素配置，提升要素配置效率。一是更加注重人力资源的有效开发。强化高校、科研机构及企业对创新人才培养的投入力度，强化职业技能培训，培养大量具有创新意识和创新能力的、符合工业经济发展需要的专业技能人才，提升人员素质，优化人力资源配置。二是进一步提高资本配置效率。积极引导工业投资向战略性新兴产业和先进制造业转移，花大力气重点解决工业领域中低端环节的过剩产能，推动工业产业链快速升级，提高工业资本效率。三是进一步完善要素市场，促进资本、劳动等生产要素自由流动，尽可能降低要素错配对地级市工业全要素生产率造成的减损。制定更加科学合理的地方政绩考核体系和考核标准，从根本上解决地方保护主义和市场分割的源头问题；进一步推进信贷市场改革，降低工业企业获取资金的门槛和难度，从根本上打破信贷歧视及其他金融壁垒；加快构建常住人口登记制度，加快构建基于常住人口的住房、教育、医疗、养老等制度体系，消除劳动力自由流动障碍。

第二，全面落实创新驱动发展战略，进一步营造地级市工业全要素生产率提升的良好环境。一是推动制度创新。强化政府职能改革，深入推进“放管服”改革，进一步推进行政审批改革和商事制度改革，在确保市场竞争有效的基础上给予工业企业更大的自主权，完善工业企业退出机制。二是深化科技创新。强化自主创新，重点促进工业信息技术、智能制造技术、现代装备制造技术、高效生物技术等新科技、新工艺、新装备的新发展。三是加快产业创新。进一步推进工业领域供给侧结构性改革，重点落实工业新发展阶段“提质增效”要求，做到推动传统工业转型升级与培育工业发展新引擎兼收并蓄，着力推动“互联网+工业”计划，加快数字制造、人工智能等新业态、新动能培育步伐。四是促成技术创新。充分利用工业机器人、云计算、大数据、移动互联网、物联网等新一代技术，促成工业行业发展与新一代技术全方位、多维度、多元化的融合，确保新技术成为中国地级市工业全要素生产率水平提升的重要推动力。

第三，强化区域工业协同合作，促进地级市工业全要素生产率全面提升。一是加强对地级市工业发展阶段和工业全要素生产率发展水平的综合研判，制定精准匹配、行之有效的工业发展科学策略，避免过早地采用“去工业化”策略。二是强化地级市工业协同建设和示范推广。强化对地级市工业发展资源整合，以毗邻地区、产业链毗邻节点等为依托，开展协同建设；积极构建区域工业资源共享平台，实现资源、要素、数据等的共享共用；推动工业产业协同发展园区打造，以点带面，促成协同发展成果得以快速推广；积极搭建区域工业一体化服务平台，统筹推进区域工业服务一体化发展步伐。三是强化对中国东中西和东北板块以及中国南北方地级市工业产业发展水平的综合评价和工业全要素生产率时空演变规律的动态跟踪，充分结合中国北方及中西部地级市工业发展基础和禀赋条件等，建立“东西互补、南北共济”的工业产业转移与承接转移发展新机制。

参 考 文 献

[1] Beenstock M., Felsenstein D., 2007, *Spatial Vector Autoregressions* [J], *Spatial Economic Analysis*, 2 (2), 167~196.

[2] Chang C. L., Robin S., 2008, *Public Policy, Innovation and Total Factor Productivity: An Application to Taiwan's Manufacturing Industry* [J], *Mathematics and Computers in Simulation*, 79 (3), 352~367.

- [3] Georganta Z. , 1997, *The Effect of A Free Market Price Mechanism on Total Factor Productivity: The Case of the Agricultural Crop Industry in Greece* [J], *International Journal of Production Economics*, 52 (1-2), 55~71.
- [4] Hsiao C. , 2003, *Analysis of Panel Data* [M], 2nd Edition, Cambridge: Cambridge University Press
- [5] Khanna R. , Sharma C. , 2021, *Does Infrastructure Stimulate Total Factor Productivity? A Dynamic Heterogeneous Panel Analysis for Indian Manufacturing Industries* [J], *Quarterly Review of Economics and Finance*, 79, 59~73.
- [6] Kumbhakar S. , Denny M. , Fuss M. , 2000, *Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production Is Not Efficient: A Paneldata Approach* [J], *Econometric Reviews*, 19 (4), 312~320.
- [7] Levinsohn J. , Petrin A. , 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317~341.
- [8] Nadiri M. , Prucha I. , 1990, *Dynamic Factor Demand Models, Productivity Measurement, and Rates of Return: Theory and an Empirical Application to the US Bell System* [J], *Structural Change and Economic Dynamics*, 1 (2), 263~289.
- [9] Oh D. , Heshmati A. , Löf H. , 2014, *Total Factor Productivity of Korean Manufacturing Industries: Comparison of Competing Models with Firm-Level Data* [J], *Japan and the World Economy*, 30, 25~36.
- [10] Olley G. , Pakes A. , 1996, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry* [J], *Econometrica*, 64 (6), 1263~1297.
- [11] 陈明华、刘华军、孙亚男:《中国五大城市群金融发展的空间差异及分布动态:2003~2013年》[J],《数量经济技术经济研究》2016年第7期。
- [12] 陈宗胜、沈扬扬、周云波:《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》[J],《管理世界》2013年第1期。
- [13] 邓宏图、徐宝亮、邹洋:《中国工业化的经济逻辑:从重工业优先到比较优势战略》[J],《经济研究》2018年第11期。
- [14] 范巧、郭爱君:《一种新的基于全息映射的面板时空地理加权回归模型方法》[J],《数量经济技术经济研究》2021年第4期。
- [15] 黄群慧:《中国共产党领导社会主义工业化建设及其历史经验》[J],《中国社会科学》2021年第7期。
- [16] 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年第5期。
- [17] 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年第4期。
- [18] 林青松:《改革以来中国工业部门的效率变化及其影响因素分析》[J],《经济研究》1995年第10期。
- [19] 蔺雪芹、郭一鸣、王岱:《中国工业资源环境效率空间演化特征及影响因素》[J],《地理科学》2019年第3期。
- [20] 刘小玄:《中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响——1995年全国工业企业普查数据的实证分析》[J],《经济研究》2000年第2期。
- [21] 鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999~2007》[J],《经济学(季刊)》2012年第2期。
- [22] 孙广生、杨先明、黄祎:《中国工业行业的能源效率(1987~2005)——变化趋势、节能潜力与影响因素研究》[J],《中国软科学》2011年第11期。
- [23] 孙巍、叶正波:《转轨时期中国工业的效率与生产率——动态非参数生产前沿面理论及其应用》[J],《中国管理科学》2002年第4期。

[24] 孙早、刘李华：《资本深化与行业全要素生产率增长——来自中国工业1990~2013年的经验证据》[J]，《经济评论》2019年第4期。

[25] 涂正革、肖耿：《中国的工业生产力革命——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年第3期。

[26] 王书斌：《国家扶贫开发政策对工业企业全要素生产率存在溢出效应吗？》[J]，《数量经济技术经济研究》2018年第3期。

[27] 吴茵茵、李力、李可、陈建东：《中国工业环境生产效率及环境保护税开征的研究》[J]，《中国人口·资源与环境》2018年第9期。

[28] 张可云、何大志：《城市收入分化提高了全要素生产率吗？——基于中国工业企业数据的实证分析》[J]，《中国人民大学学报》2020年第6期。

[29] 张少华、张天华：《中国工业企业动态演化效率研究：所有制视角》[J]，《数量经济技术经济研究》2015年第3期。

[30] 朱沛华、陈林：《工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验》[J]，《中国工业经济》2020年第7期。

Calculating China's Industrial TFP at the Prefecture Level Using Spatial Econometric Local Analysis

Guo Aijun¹ Fan Qiao^{1,2}

(1. School of Economics, Lanzhou University;

2. School of Economics and Social Studies, Chongqing University of Science & Technology)

Research Objectives: To calculate China's industrial TFP at the prefecture level effectively. **Research Methods:** This paper calculates the industrial TFP and its growth rate of 280 prefecture level cities in China from 2003 to 2019 using the spatial econometric local analysis, which is constructed based on the improved Solow residual method with PGTWR model embedded, and explains their spatial and temporal evolution regularity from the perspective of overall and sub-regional plates based on kernel density estimation. **Research Findings:** The spatial and temporal evolution law of the industrial TFP in prefecture level cities in China as a whole are slightly different from the laws of its subregions such as the East, middle, West, and Northeast China, and the South and North plate, but there is a basically development trend of "first growth, then reduction, and then slow recovery". **Research Innovations:** This paper calculates China's industrial TFP at the prefecture level effectively. **Research Value:** It promotes the scientific application of the spatial econometric local analysis in the calculation of China's industrial TFP at the prefecture level

Key Words: Industrial Total Factor Productivity; Geographically and Temporally Weighted Regression Model for Panel Data (PGTWR); Solow Residual Method; Kernel Density Estimation

JEL Classification: C18; C51; R15

(责任编辑:白延涛)