

# 一种嵌入空间计量分析的全要素生产率核算改进方法<sup>①</sup>

范 巧 郭爱君

(兰州大学经济学院)

**研究目标：**在空间计量分析框架下对全要素生产率核算的索洛余值法做出改进，从而使核算结果更为精准。**研究方法：**将索洛余值法中的生产函数由非空间模型拓展为通用嵌套空间模型及其退化模型，并考察时空权重矩阵内生或外生设定和投入要素二元或多元假设下全要素生产率的核算方法，还将之应用于省级层面全要素生产率核算的算例中。**研究发现：**嵌入空间计量分析的索洛余值改进方法相比传统方法更为精准，其关键在于通用嵌套空间模型及其退化模型的优选过程，且不同最优模型对应不同的要素投入份额计算公式。**研究创新：**在空间计量分析框架下实现了对全要素生产率核算的索洛余值法的改进。**研究价值：**有利于实现空间计量分析和索洛余值法的有机结合。

**关键词** 通用嵌套空间模型 全要素生产率 索洛余值法 时空权重矩阵

**中图分类号** F064.1 **文献标识码** A

## 引 言

全要素生产率是生产活动在一定时间内的效率，一般通过计算产出与投入的一定比例关系而得到（易纲等，2003）。全要素生产率核算方法主要包括会计增长核算法、非参数 DEA 核算法、参数核算法三类，其中，随机前沿分析和基于不同生产函数模型估计的索洛余值法是参数核算法中最流行的 2 种。索洛余值法最先由 Solow（1957）提出，是新古典增长理论中经济增长源泉分析的重要贡献，其本质在于通过设定并估算生产函数模型，以产出与全部投入的比例作为全要素生产率，并以产出增长率扣除投入要素增长率及其份额后的余值作为全要素生产率的增长率（郭庆旺和贾俊雪，2005）。在采用索洛余值法来计算全要素生产率及其增长率的过程中，生产函数往往会被设定为柯布一道格拉斯生产函数形式；对这一生产函数的等式两边同时取对数并添加随机扰动项，就可以构建生产函数模型；基于生产函数模型中投入要素参数的估计，可以确定各种生产要素的投入份额，随后就可以确定全要素生产率及其增长率。从采用索洛余值法来进行全要素生产率核算的主要步骤来看，生产函数模型的设定及估算是最为核心和最为关键的环节。然而，在采用索洛余值法来进行全要素生产率及其增长率核算过程中，基于柯布一道格拉斯生产函数的模型是一种非空间模型，未能考虑

<sup>①</sup> 本文获得 2019 年度重庆市教委人文社会科学规划项目“重庆深度融入‘一带一路’建设中自贸试验区的平台作用及强化路径研究”（19SKGH185）、重庆科技学院校内培育基金重点项目“国家级新区辐射带动力及其实现机制研究”（CK2017SKZD001）的资助。感谢匿名审稿人的评论与建议，文责自负。

到产出和投入要素的空间溢出效应,从而导致对经济增长过程的模拟分析失去了应有的精度,由此核算出来的全要素生产率及其增长率将不够精准。

目前,空间计量分析已经成为经济学中的一种主流分析方法,其核心逻辑在于将被解释变量、解释变量及其随机扰动项的空间溢出效应项纳入传统的非空间模型分析中,并以空间权重矩阵来表征空间溢出效应的传导路径及传导强度。将空间计量分析嵌入生产函数模型的设定和估算中,将使得对经济增长过程的模拟分析更为准确,从而使全要素生产率及其增长率的核算结果更为精准。然而,嵌入空间计量分析的索洛余值法是否与传统索洛余值法分析的过程相同,尤其是其要素投入份额的核算方法是否一致?如果不同,那么其核算过程的方法逻辑是什么,理论依据何在?这有待于深入考察。本文希望在沿袭索洛余值法分析框架的基础上,将其生产函数模型延展成为更具普适性的空间计量模型一般式——通用嵌套空间模型(Elhorst, 2014),从而考察嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值法改进逻辑。通用嵌套空间模型包含了被解释变量、解释变量和随机扰动项的空间溢出效应项,是目前空间计量模型中最一般的设定形式。基于通用嵌套空间模型,可以在假设不同的空间溢出效应项的参数总体真值为零的情况下,得到空间杜宾误差模型、空间杜宾模型、空间自回归模型、空间误差模型等退化模型形式;也可以在假设所有空间溢出效应项的参数总体真值为零的情况下,得到非空间模型形式。由此,本文所阐释的嵌入空间计量分析的全要素生产率核算方法,既是对传统索洛余值法分析的改进,也涵盖了传统的索洛余值法分析的全过程。本文的完成,将对把空间计量分析嵌入全要素生产率核算的索洛余值法中进行改进以及更为精准地进行全要素生产率及其增长率核算等领域具有边际贡献。

## 一、近期文献回顾

全要素生产率来源于对经济增长过程中源泉的分解,在新古典增长理论框架下,全要素生产率体现为外生的、希克斯中性的技术进步(Solow, 1957)。全要素生产率核算强调在产出增长中扣除投入增长后的余量。伴随着全要素生产率核算理论的发展,逐步演绎出多元化的概念类别及核算方法。单纯从全要素生产率的概念类别来看,既包括较为宏观的国家层面的全要素生产率,也包括中观的区域或省级层面的全要素生产率(朱英明, 2009),还包括微观的行业或企业层面的全要素生产率(张志强, 2015);既包括传统意义的全要素生产率,也包括纳入资源环境要素和环境治理成本的绿色全要素生产率(王兵和刘光天, 2015),还包括纳入收入差距的包容性全要素生产率(陈红蕾和覃伟芳, 2014)。

全要素生产率核算是相关研究中最关注的议题。按照全要素生产率的核算方法逻辑,相关核算方法可以划分为增长会计核算法、非参数DEA方法和参数核算法等3种类型(余泳泽, 2017)。其中,增长会计核算法强调利用会计和统计方法来核算生产要素的投入份额,并由此确定全要素生产率。非参数DEA方法强调通过比较非DEA有效的生产前沿面和DEA有效的生产前沿面之间偏离程度,来考察多个决策单元产出与投入之间相对效率。参数核算法强调通过基于参数或半参数的估计,来确定全要素生产率核算过程的关键参数。

增长会计核算法主要是指代数指数法,强调通过产出数量指数与所有投入要素加权指数的比率来计算全要素生产率(Abramovitz, 1956)。代数指数法的核心在于不需预设生产函数形式,直接利用统计学意义上的拉氏指数(或帕氏指数)等,来经验地确定资本、劳动等投入要素份额,并在此基础上构建投入要素加权指数,由此计算全要素生产率。主要的代数指数方法包括Törnqvist-Theil指数(Theil, 1965)和Divisia指数(Jorgenson等, 1987)。

基于代数指数法确定全要素生产率的最大缺陷在于要素投入份额经验确定的随意性。

另一类不需预设生产函数形式的核算方法是非参数 DEA 方法。DEA 方法源于 Farrell (1957) 的分析, 经 Charnes 等 (1978) 的发展而形成比较成熟的分析范式, Tone (2001) 对此类方法进行了系统的阐释。目前, 比较流行的 DEA 方法, 包括 DEA-CCR、DEA-BBC、DEA-SBM、超效率 DEA 等。基于非参数 DEA 方法来核算全要素生产率的过程, 通常要与某些特定的指数相结合, 其中与 Malmquist 指数的结合分析最为流行, 形成了比较系统的 DEA-Malmquist 方法。Malmquist 指数, 源自 Malmquist (1953) 的缩放因子理念, 并在缩放因子理念中嵌入了距离函数而得以成型 (Caves 等, 1982)。DEA-Malmquist 方法较大地改善了全要素生产率估算中需要预设生产函数形式的困境, 但也存在一定的缺陷, 如不能较好地处理非期望产出、仅限于产出或投入某一方面变化等。由此, 学界开始探索将 DEA 方法和 Luenberger 指数 (Chambers 等, 1996)、ISP 指数 (Chang 等, 2012) 相结合, 形成了 DEA-Luenberger 方法和 DEA-ISP 方法。其中, DEA-Luenberger 方法可以同时考察产出和投入的变化; DEA-ISP 方法则在测算全要素生产率的同时, 添加了对单个投入要素生产率变化的考察。尽管基于 DEA 的核算方法相比较代数指数核算法有了很大的改进, 但这一类方法仍然存在无法考虑非投入性因素、无法确保多个产出之间的非相关性等问题, 同时, 基于 DEA 的核算方法中存在“黑匣子”效应, 导致无法进行模型的适宜性验证。

随着现代计量经济学的兴起和发展, 基于参数核算法来测算全要素生产率的思路逐步居于主导地位, 这种方法强调首先基于参数或半参数方法来估计生产函数模型, 然后据此核算和分解全要素生产率。最流行的参数核算法包括随机前沿分析和基于不同生产函数模型设定和估计的索洛余值法。尽管部分文献将索洛余值法归入增长会计核算法中, 但索洛余值法的核心在于确定产出增长率、投入要素增长率和要素投入份额, 其中最关键的步骤在于通过估算生产函数模型, 来确定生产要素的投入份额, 这更符合参数核算法的逻辑。

随机前沿分析源自 Kumbhakar 和 Lovell (2000) 的系统阐释, 其核心逻辑在于在预设函数形式、预设随机扰动项和生产无效率项的分布形式条件下, 将全要素生产率分解成为生产效率变化、技术进步、规模效率变化和资源生产效率变化 (王志刚等, 2006)。通常, 随机前沿分析的函数形式采用超越对数生产函数, 随机扰动项的分布形式采用正态分布, 生产无效率项的分布形式采用半正态分布。尽管随机前沿分析有利于实现对全要素生产率的更为精细的分解, 但这种预设函数形式和预设分布形式的做法, 实际上会降低全要素生产率核定的科学性, 毕竟函数形式并不一定为线性, 而分布形式也不一定为正态分布。

学术界围绕索洛余值法的研究, 实际上更多地侧重于通过合理设定和选择生产函数模型, 精准地选择参数估计方法, 较好地处理模型变量的内生性问题等, 来计算更为精准的要素投入份额, 并由此确定全要素生产率。早期分析中, 通常会将生产函数形式设计为柯布一道格拉斯生产函数, 采用资本、劳动两要素投入假设和规模报酬不变、技术中性假设, 以最小二乘法来估计相关参数。近期研究中, 生产函数形式逐步延展到 CES 函数、超越对数函数等 (袁礼和欧阳晓, 2018); 要素投入假设也逐步放宽, 开始将能源、知识资本、人力资本等因素纳入分析框架 (程惠芳和陈超, 2017)。值得注意的是, 传统的参数核算分析中, 往往会存在生产率核算的内生性问题。对这一问题的修正思路主要包括个体固定效应估计、GMM 估计 (Blundell 和 Bond, 1998) 等参数估计方法, 以及 OP 方法 (Olley 和 Pakes, 1996)、LP 方法 (Levinsohn 和 Petrin, 2003)、ACF 方法 (Akerberg 等, 2007) 等半参数估计方法。其中, OP 方法侧重于以投资作为代理变量来解决全要素生产率的内生性问题;

LP方法基于OP方法而发展,旨在以中间投入品作为工具变量来解决内生性冲击问题;ACF方法则放宽了OP方法和LP方法的假定,将劳动要素引入了中间投入函数。

尽管目前全要素生产率的核算方法成果丰硕,且各类方法都日臻成熟。然而,也有部分学者提出异议,认为以传统方法测算的全要素生产率,仅仅能反映生产要素投入的即期产出效果,并且存在全要素生产率内涵的随意性、不同模型设定隐含不同假定、要素投入份额核算的非精准性等问题(郑玉歆,2007)。本文认为,传统的全要素生产率核算中遗漏了一个更为重要的问题,即投入要素和产出结果的空间溢出效应。事实上,学界已经注意到这一问题,并开始将空间计量分析嵌入全要素生产率核算的各种传统分析方法中,Tientao等(2016)曾基于空间杜宾模型和贸易权重矩阵、距离权重矩阵等对嵌入空间计量分析的索洛余值核算方法进行了探索性研究。Glass和Kenjegalieva(2019)也曾基于空间邻接权重矩阵对嵌入空间计量分析的随机前沿分析方法进行了一定的阐释。然而,空间杜宾模型仅仅是空间计量模型的一种特定形式,其模型设定中忽略了随机扰动项的空间溢出效应项;而空间权重矩阵也不仅仅包括贸易、距离或邻接等空间权重矩阵,空间权重矩阵在面板数据空间计量分析中需要纳入时间权重矩阵以形成时空权重矩阵,且时空权重矩阵也有外生和内生等设定形式,需要进行优选。有鉴于此,本文拟沿袭索洛余值法的分析框架,着力将更为一般的通用嵌套空间模型以及更具一般性的时空权重矩阵等嵌入全要素生产率核算的索洛余值法中进行改进,重点探讨生产函数模型为通用嵌套空间模型或其退化模型、时空权重矩阵为内生或外生设定、投入要素为二元或多元设定等条件下全要素生产率核算的索洛余值法的方法改进逻辑,这将为嵌入空间计量分析的索洛余值法的方法改进以及更为精准地进行全要素生产率及其增长率核算等领域的研究做出十分有意义的积极贡献。这也是本文写作的主旨所在。

## 二、嵌入空间计量分析的索洛余值法改进的方法逻辑

### 1. 全要素生产率核算的索洛余值法框架及其缺陷

索洛余值法是全要素生产率核算中的一种经典方法(Solow, 1957),通常是在设定和估算生产函数模型的基础上,以产出和投入的比例作为全要素生产率,并以产出增长率中扣除投入要素增长率及其份额后的余值作为全要素生产率的增长率(郭庆旺和贾俊雪,2005)。在考虑生产函数为柯布一道格拉斯生产函数形式、只有资本和劳动两种投入要素、技术进步不影响要素之间边际替代率、规模报酬不变的条件下,即 $Y=AK^\alpha L^\beta$ ,  $\alpha+\beta=1$ 时,其生产函数模型将可以由式(1)表示。

$$\ln(Y/L) = \ln(A) + \alpha \ln(K/L) \quad (1)$$

式(1)中, $Y$ 表示产出, $K$ 、 $L$ 分别表示资本和劳动投入要素, $A$ 为希克斯中性技术系数, $\alpha$ 为资本投入要素影响产出的弹性系数,也即是资本要素的投入份额, $\beta=1-\alpha$ 表示劳动要素的投入份额。

基于一定的参数估计方法,很容易得到式(1)中资本要素影响产出的弹性系数估计值,记为 $\alpha^*$ 。在此基础上,容易得到全要素生产率及其增长率的核算公式。令 $y=Y/L$ 、 $k=K/L$ ,则全要素生产率及其增长率核算公式将分别如式(2)和式(3)所示。

$$TFP = \frac{Y}{K^{\alpha^*} L^{1-\alpha^*}} = \frac{Y/L}{(K/L)^{\alpha^*}} = \frac{y}{k^{\alpha^*}} \quad (2)$$

$$Rate\_TFP = \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{y}}{y} - \alpha^* \times \frac{\dot{k}}{k} \quad (3)$$

从式(1)到式(3)的分析过程来看,基于索洛余值法来实现对全要素生产率的核算过程中,最重要的环节就在于对生产函数模型形式的设定以及要素的投入份额估算。然而,式(1)的生产函数设定却存在诸多问题,抛开前述的诸多假设条件的限制,一个更为重要的问题就在于式(1)的生产函数模型对经济增长过程的模拟中没有考虑到邻近地区经济增长的刺激或者延缓效应,也未能考虑邻近地区资本或者劳动投入要素对本地区经济增长的可能影响,同时还未能考虑到邻近地区未纳入模型中的其他投入要素对本地区经济增长的空间溢出效应,由此基于式(1)的生产函数并未对经济增长过程实现精准而有效的模拟。此时,基于式(1)估算出来的资本要素的投入份额将不够精准,从而使基于此类方法核算的全要素生产率及其增长率也不够精准。

## 2. 通用嵌套空间模型:精准模拟经济增长过程的空间计量模型一般式

全要素生产率核算的传统索洛余值法,由于在生产函数模型设定中遗漏了产出结果、投入要素以及随机扰动项的空间溢出效应项,从而造成了核算结果的非精准性缺陷。为了弥补这一缺陷,需要找到一种模型设定形式,能够准确模拟产出结果、投入要素及其他未纳入模型的要素的空间溢出效应,空间计量模型刚好满足了这一需要。

目前,空间计量模型种类繁多,LeSage和Pace(2009)整理了包含空间X滞后模型(SXL)、空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)、空间自相关模型(SAC)等基本类型。Elhorst(2014)在LeSage和Pace(2009)的基础上,整理出了空间计量模型的一般式——通用嵌套空间模型(General Nesting Spatial Model, GNSM),并考察了从通用嵌套模型向其他基本模型退化的条件。式(4a)和式(4b)显示了通用嵌套空间模型的一般设定。

$$y = \alpha_0 + \rho_0(TW \times y) + X\beta_0 + (TW \times X)\theta_0 + \psi^j + \varphi^t + \mu \quad (4a)$$

$$\mu = \lambda_0(TW \times \mu) + \varepsilon \quad (4b)$$

式(4a)和式(4b)中, $y$ 为被解释变量, $TW$ 为时空权重矩阵, $X$ 为解释变量向量。 $\mu$ 、 $\varepsilon$ 为随机扰动项, $\varepsilon$ 服从零均值、同方差的多元正态分布,即 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_{NT})$ , $I_{NT}$ 为 $NT \times NT$ 阶单位矩阵, $N$ 、 $T$ 分别为截面个数和时间周期数; $\mu$ 的分布形式取决于式(4b)。 $\beta_0$ 、 $\theta_0$ 均为 $K \times 1$ 维的解释变量参数, $K$ 为解释变量 $X$ 的个数。 $\psi^j$ 、 $\varphi^t$ 分别为截面效应和时期效应,这种效应可以是固定的,也可以是随机的。 $\rho_0$ 、 $\lambda_0$ 分别为被解释变量和随机扰动项的空间相关系数, $\alpha_0$ 为常数项。

从式(4a)和式(4b)的模型入手,可以得到各种退化模型:当 $\rho_0=0$ 时,模型退化为空间杜宾误差模型(SDEM);当 $\lambda_0=0$ 时,模型退化为空间杜宾模型(SDM);当 $\theta_0=0$ 时,模型退化为空间自相关模型(SAC);当 $\rho_0=0$ 且 $\theta_0=0$ 时,模型退化为空间误差模型(SEM);当 $\lambda_0=0$ 且 $\theta_0=0$ 时,模型退化为空间自回归模型(SAR);当 $\rho_0=0$ 且 $\lambda_0=0$ 时,模型退化为空间X滞后模型(SXL)。当 $\rho_0=0$ 、 $\theta_0=0$ 且 $\lambda_0=0$ 时,模型退化为非空间多元回归模型(NSM)。

由于通用嵌套空间模型囊括了所有比较经典的空间计量模型,且也包含了前文式(1)的非空间模型形式,则相对而言更具一般性。有鉴于此,本文拟从这一模型入手,阐释嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值法改进的方法逻辑。

### 3. 通用嵌套空间模型条件下的生产函数

设  $\Omega_1 = (I_{NT} - \rho_0 TW)^{-1}$ ,  $\Omega_2 = (I_{NT} - \lambda_0 TW)^{-1}$ , 其中,  $I_{NT}$  为  $NT \times NT$  阶单位矩阵。基于式 (4a) 和式 (4b), 可以得到通用嵌套空间模型的数据生成过程, 如式 (5) 所示。

$$y = \Omega_1(\alpha_0 + \psi^i + \varphi^t) + \Omega_1[X\beta_0 + (TW \times X)\theta_0] + \Omega_1\Omega_2\epsilon \quad (5)$$

设  $q = \exp(y)$ ,  $A = \exp[\Omega_1(\alpha_0 + \psi^i + \varphi^t)] \exp(\Omega_1\Omega_2\epsilon)$ , 其中,  $\exp(\cdot)$  为以自然数为底的指数形式, 则式 (5) 可以转化为式 (6)。

$$q = A \exp\{\Omega_1[X\beta_0 + (TW \times X)\theta_0]\} \quad (6)$$

对式 (6) 两边同时取对数, 如式 (7) 所示。

$$\ln q = \ln A + \Omega_1[X\beta_0 + (TW \times X)\theta_0] \quad (7)$$

式 (7) 与式 (1) 的生产函数模型在结构上具有相似性。此时, 如果将  $q$ 、 $A$ 、 $X$  分别看作人均产出、技术系数及人均投入要素的对数形式, 则式 (7) 也就转化为了柯布一道格拉斯生产函数的对数形式。于是, 可以定义式 (6) 为基于通用嵌套空间模型的生产函数。

式 (6) 和式 (7) 中, 当仅考虑资本和劳动两种投入时, 则  $X = \ln(K/L)$ ,  $q = Y/L$ ,  $y = \ln(Y/L)$ 。其中  $Y$ 、 $K$ 、 $L$  分别为产出、资本和劳动;  $y$ 、 $X$  分别为空间计量模型建模中的被解释变量和解释变量。此时, 分别以  $\ln(Y/L)$ 、 $\ln(K/L)$  为被解释变量和解释变量, 结合式 (4a) 和式 (4b), 可以基于极大似然法或者基于贝叶斯的马尔科夫链蒙特卡洛模拟来估算通用嵌套空间模型的参数, 并由此确定式 (7) 的表达式; 随后, 可以依据式 (7) 和基于索洛余值法的全要素生产率及其增长率核算公式来确定通用嵌套空间模型下的全要素生产率及其增长率核算过程。这也是嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值法改进的核心逻辑。接下来, 本文将结合时空权重矩阵的内生或外生设定, 投入要素的二元或多元设定等, 考察嵌入通用嵌套空间模型后全要素生产率核算的索洛余值法改进的方法逻辑。

### 4. 外生时空权重矩阵下全要素生产率的核算

式 (7) 中, 时空权重矩阵的不同设定会影响全要素生产率的核算方法过程。时空权重矩阵有外生和内生之分, 在外生时空权重矩阵和内生时空权重矩阵条件下, 全要素生产率的核算方法也不尽相同。本文这里将首先阐释外生时空权重矩阵下全要素生产率的核算方法。

外生时空权重矩阵由空间权重矩阵和外生的时间权重矩阵经过克罗内克组合而形成 (Dubé 等, 2014), 此时, 空间权重矩阵基于距离等因素而外生设定, 时空权重矩阵不会随时间变化而变化, 则式 (7) 可以变换为式 (8)。其中,  $\beta_{0,K}$  分别为本地人均资本投入要素的外生参数,  $\theta_{0,K}$  为邻近地区人均资本投入要素的外生参数。

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + (\Omega_1\beta_{0,K} + \Omega_1 TW\theta_{0,K}) \ln\left(\frac{K}{L}\right) \quad (8)$$

式 (8) 中, 变量  $Y$ 、 $K$ 、 $L$  会随着时间变动而变动。 $\epsilon$  的假设保证了其不会随着时间变动而变动,  $\Omega_1$ 、 $\Omega_2$  也不会随着时间变动而变动, 但  $\varphi^t$  与时间有关, 由此  $A$  也会随着时间变动而变动。令  $k = K/L$ , 对式 (8) 的时变函数关于时间  $t$  求导, 如式 (9) 所示。

$$\frac{\dot{q}}{q} = \frac{\dot{A}}{A} + \frac{\dot{k}}{k} (\Omega_1\beta_{0,K} + \Omega_1 TW\theta_{0,K}) \quad (9)$$

式 (9) 中,  $\dot{\Theta} = \frac{d\Theta}{dt}$ , 其中  $\Theta$  指任意时变变量。式 (9) 中,  $\frac{\dot{q}}{q}$ 、 $\frac{\dot{k}}{k}$  分别表示人均产出和人均资本投入的增长率。资本份额为  $\alpha_{k,GNSM} = \frac{1}{NT} \times \text{Trace} (\Omega_1 \beta_{0,K} + \Omega_1 TW \theta_{0,K})$ 。其中,  $\text{Trace} (\cdot)$  指括号内矩阵的迹算子。

当通用嵌套空间模型退化为其他模型时, 资本份额的核算公式会发生相应的改变。当模型退化为空间杜宾误差模型时, 其退化条件是  $\rho_0 = 0$ , 这使得  $\Omega_1 = I_{NT}$ , 资本份额计算公式转变为  $\alpha_{k,SDEM} = \frac{1}{NT} \text{Trace} (I_{NT} \beta_{0,K} + TW \theta_{0,K})$ ; 当模型退化成空间杜宾模型时, 其退化的条件是  $\lambda_0 = 0$ , 这使得  $\Omega_2 = I_{NT}$ , 资本份额  $\alpha_{k,SDM}$  的计算公式与通用嵌套空间模型框架下的  $\alpha_{k,GNSM}$  一样, 但由于模型参数估计值有所不同全要素生产率的计算结果将有所变化; 当模型退化成空间自相关模型时, 其退化条件为  $\theta_{0,K} = 0$ , 此时资本份额计算公式为  $\alpha_{k,SAC} = \frac{1}{NT} \text{Trace} (\Omega_1 \beta_{0,K})$ ; 当模型退化成空间误差模型时, 其退化条件是  $\rho_0 = 0$  和  $\theta_{0,K} = 0$ , 此时  $\Omega_1 = I_{NT}$ , 资本份额计算公式为  $\alpha_{k,SEM} = \beta_{0,K}$ ; 当模型退化为空间自回归模型时, 其退化条件为  $\lambda_0 = 0$  和  $\theta_{0,K} = 0$ , 此时  $\Omega_2 = I_{NT}$ , 资本份额计算公式为  $\alpha_{k,SAR} = \frac{1}{NT} \text{Trace} (\Omega_1 \beta_{0,K})$ ; 当模型退化为空间 X 滞后模型时, 其退化条件为  $\rho_0 = 0$  和  $\lambda_0 = 0$ , 这将导致  $\Omega_1 = I_{NT}$ 、 $\Omega_2 = I_{NT}$ , 资本份额计算公式为  $\alpha_{k,SXL} = \frac{1}{NT} \text{Trace} (I_{NT} \beta_{0,K} + TW \theta_{0,K})$ , 这与空间杜宾误差模型框架下资本份额计算公式一样, 但全要素生产率的计算结果却不同; 当模型退化为非空间多元回归模型时, 其退化条件为  $\rho_0 = 0$ ,  $\theta_{0,K} = 0$  和  $\lambda_0 = 0$ , 这将导致  $\Omega_1 = I_{NT}$  且  $\Omega_2 = I_{NT}$ , 此时, 资本份额计算公式为  $\alpha_{k,NSM} = \beta_{0,K}$ , 与空间误差模型下资本份额的计算公式一样, 但取值仍会不同。

总的说来, 包含两要素投入假设、采用外生时空权重矩阵的空间分析框架下全要素生产率及其增长率将通过式 (10) 来计算。其中,  $s$  为模型标识, 取值为  $GNSM$ ,  $SDEM$ ,  $SDM$ ,  $SAC$ ,  $SEM$ ,  $SAR$ ,  $SXL$ ,  $NSM$ 。

$$TFP = \frac{Y/L}{(K/L)^{\alpha_{k,s}}} \quad \text{Rate} - TFP = \frac{\dot{q}}{q} - \frac{\dot{k}}{k} \times \alpha_{k,s} \quad (10)$$

##### 5. 内生时空权重矩阵下全要素生产率的核算

内生时空权重矩阵是在外生的空间权重矩阵条件下, 通过求取年份间 Moran 指数比值, 计算包含可变时间效应的时间权重矩阵, 将空间权重矩阵和内生的时间权重矩阵经过克罗内克积组合而成 (范巧和 Hudson, 2018)。此时, 时空权重矩阵  $TW$  会随着时间变化而变化,  $\Omega_1$ 、 $\Omega_2$  也会随着时间变化而变化, 这决定了  $A$  仍然会随着时间变化而变化。令  $\Omega_3 = \Omega_1 I_{NT} \beta_0 + \Omega_1 TW \theta_0$ , 对式 (8) 中时变函数关于时间  $t$  求导时, 则会产生如式 (11) 的结果。

$$\frac{\dot{q}}{q} = \frac{\dot{A}}{A} + \{(\Omega_1)^2 \dot{TW} [-\rho_0 (I_{NT} \beta_0 + TW \theta_0)] + \Omega_1 \dot{TW} \theta_0\} \ln(k) + \frac{\dot{k}}{k} \Omega_3 \quad (11)$$

式 (11) 中, 尽管时变函数  $TW$  的一阶导数  $\dot{TW}$  在理论上存在, 但其时间权重矩阵为一个  $T \times T$  阶的下三角矩阵, 且其元素确定依赖于全局 Moran 指数计算公式, 由此  $\dot{TW}$  并不容易确定。依据式 (11), 在内生时空权重矩阵下, 如果仍按照人均产出增长率减去人均资本

增长率与资本份额的乘积来计算全要素生产率的增长率,将必然导致全要素生产率核算的非精确性,毕竟漏算了一项,即  $\{(\Omega_1)^2 \dot{TW} [\rho_0 (I_{NT}\beta_0 + TW\theta_0)] - \Omega_1 \dot{TW}\theta_0\} \ln(k)$ 。有鉴于此,采用嵌入空间计量分析的索洛余值法改进方法来进行全要素生产率及其增长率核算过程中,其时空权重矩阵最好采用外生设定形式。

#### 6. 多要素投入假设下全要素生产率的核算

基于式(10)所核算的全要素生产率,建立在资本、劳动两要素投入假设基础上,这是以新古典经济增长理论为基础的。然而,新经济增长理论已经将能源、土地、人力资本、制度等因素纳入经济增长的分析框架,有鉴于此,有必要将式(10)在多要素投入框架下进行延展。设在资本和劳动外,还存在其他一种投入要素  $Z$ ,即  $X = [\ln(K/L) \ln(Z/L)]$ 。此时,在给定外生的时空权重矩阵条件下,式(7)将变为式(12)。 $\beta_{0,K}$ 、 $\beta_{0,Z}$ 分别为本地人均资本投入和人均其他投入的外生参数, $\theta_{0,K}$ 、 $\theta_{0,Z}$ 分别为邻近地区人均资本投入和人均其他投入的外生参数。

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + (\Omega_1 \beta_{0,K} + \Omega_1 TW \theta_{0,K}) \ln\left(\frac{K}{L}\right) + (\Omega_1 \beta_{0,Z} + \Omega_1 TW \theta_{0,Z}) \ln\left(\frac{Z}{L}\right) \quad (12)$$

令  $z = Z/L$ ,对式(12)中时变函数关于时间  $t$  求导数,可得如下式(13)。

$$\frac{\dot{q}}{q} = \frac{\dot{A}}{A} + \frac{\dot{k}}{k} (\Omega_1 \beta_{0,K} + \Omega_1 TW \theta_{0,K}) + \frac{\dot{z}}{z} (\Omega_1 \beta_{0,Z} + \Omega_1 TW \theta_{0,Z}) \quad (13)$$

式(13)中,资本份额为  $\alpha_{k,GNSM} = \frac{1}{NT} \text{Trace} (\Omega_1 \beta_{0,K} + \Omega_1 TW \theta_{0,K})$ ,其他要素份额为  $\alpha_{z,GNSM} = \frac{1}{NT} \text{Trace} (\Omega_1 \beta_{0,Z} + \Omega_1 TW \theta_{0,Z})$ 。此时,在通用嵌套空间模型下,全要素生产率的增长率将可以通过  $\text{Rate\_TFP}_{GNSM} = \frac{\dot{q}}{q} - \frac{\dot{k}}{k} \times \alpha_{k,GNSM} - \frac{\dot{z}}{z} \times \alpha_{z,GNSM}$  计算得到,全要素生产率也将可以通过  $\text{TFP}_{GNSM} = \frac{Y/L}{(K/L)^{\alpha_{k,GNSM}} (Z/L)^{\alpha_{z,GNSM}}}$  计算。在其他退化模型条件下,资本和其他要素的投入份额会发生变化,但其全要素生产率及其增长率计算公式仍然类似。

总的来说,嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值法改进方法,更为精准地模拟了经济增长过程,因而能够更为精准地估算生产函数模型及要素投入份额,从而能够更为精准地计算全要素生产率及其增长率。值得指出的是,在不同的时空权重矩阵设定以及不同的要素投入假设下,要素投入份额的计算公式略有不同。同时,尽管某些模型在确定要素投入份额时计算公式一样,但不同模型的参数估计结果并不一样,导致投入份额应该有所不同,从而导致全要素生产率及其增长率核算结果也有所区别。

实际建模中,应该根据经济增长的经典理论,结合假设检验原理,对通用嵌套空间模型及各种退化模型进行优选,随后依据最优模型来计算全要素生产率及其增长率。当然,鉴于要素投入份额计算依赖于模型设定和最优模型遴选,则全要素生产率及其增长率的核算过程,并非必须选择空间计量模型,而是要根据最优模型的遴选结果来确定。同时,基于空间计量分析框架而计算的全要素生产率及其增长率,也并不必然大于或者小于非空间计量模型框架下计算得到的全要素生产率及其增长率。更进一步说,这种比较并无意义,对同一分析问题而言,一般只会出现一个最优或者最适宜模型,这个模型可能是空间计量模型中的一种,也可能是非空间计量模型,但绝不会既是空间计量模型,又是非空间计量模型。当然,

后文为了阐释最适宜模型为空间计量模型但却采用非空间模型来计算全要素生产率及其增长率时可能出现的谬误,对二者的核算结果也进行了简单的比较。

### 三、应用算例:中国省级层面全要素生产率的核算

#### 1. 模型设定与数据说明

一般地说,中国经济增长受政治周期影响较大,地方经济增长也受到来自锦标赛政治晋升模式的重大影响(周黎安,2007),由此,涉及经济增长的经验研究最好建立在空间计量分析框架下。基于式(4a)和式(4b),设定经验生产函数模型如式(14a)和式(14b)。该模型在通用嵌套空间模型框架下实施了如下两个方面的约束:不存在被解释变量、解释变量及随机扰动项的滞后项影响;要素投入包括人口、资本和能源3种(湛莹和张捷,2016),且采用人均形式以满足规模报酬不变假设。

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \alpha_0 + \rho_0 \left[ TW \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right) \right] + \ln\left(\frac{K}{L}\right) \beta_{0,K} + \ln\left(\frac{E}{L}\right) \beta_{0,E} \quad (14a)$$

$$+ \left[ TW \times \ln\left(\frac{K}{L}\right) \right] \theta_{0,K} + \left[ TW \times \ln\left(\frac{E}{L}\right) \right] \theta_{0,E} + \psi^i + \varphi^t + \mu$$

$$\mu = \lambda_0 (TW \times \mu) + \varepsilon \quad (14b)$$

式(14a)和式(14b)中,  $\alpha_0$ 、 $\rho_0$ 、 $\beta_{0,K}$ 、 $\beta_{0,E}$ 、 $\theta_{0,K}$ 、 $\theta_{0,E}$ 是外生参数。 $\psi^i$ 、 $\varphi^t$ 分别表示个体效应和时期效应。 $\mu$ 、 $\varepsilon$ 为随机扰动项,其中, $\varepsilon$ 为独立同分布的随机变量,且 $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_{NT})$ ;  $\mu$ 的分布取决于式(14b)。TW为外生时空权重矩阵,其构造方式如下:初始空间权重矩阵基于省会城市间公路里程数的倒数而设定;初始时间权重矩阵基于Dubé等(2014)的方法构建,其下三角矩阵元素全部为1;在对初始空间权重矩阵和初始时间权重矩阵进行行和为1的标准化处理后,基于标准化的时间权重矩阵和空间权重矩阵的克罗内克积,构建外生的时空权重矩阵。

数据说明如下:产出、人口、资本和能源分别采用支出法GDP(亿元)、年末总人口数(万人)、资本存量(亿元)和能源消费总量(万吨标准煤),截面为中国大陆31个省份,时间周期为1990~2016年,即 $N=31$ , $T=27$ 。支出法GDP、年末总人口数基于国家统计局网站→数据查询→分省年度数据,以及《新中国65年统计资料汇编》获取,支出法GDP基于1990年不变价GDP平减指数计算实际值。资本存量基于永续盘存法计算,相关方法作者曾专文介绍。其中,资产折旧率取11.28%,新增资本存量序列采用资本形成总额数据;各省份1990年资本存量按照各省份全社会固定资产投资总额占全国的份额,对1990年中国资本存量实际值在各省份间进行分配;各年新增的资本形成总额数据依据1990年不变价的固定资产投资价格指数折算成实际值。各省份能源消费总量数据依据1997~2017年《中国能源统计年鉴》《新中国60年统计资料汇编》等获取主要数据。西藏能源消费总量数据缺失,依据各年全国能源消费总量和西藏支出法GDP占全国的比重进行折算,其中全国能源消费总量数据来源于国家统计局网站、《新中国60年统计资料汇编》及《中国能源统计年鉴(2017)》。1992~1994年上海、山东、湖南、四川能源消费总量的数据缺失,依据相应地区1991年数据及1991~1995年的年均增长率进行折算。

#### 2. 全要素生产率核算中最适宜的经验生产函数模型遴选过程及结果

基于式(14a)和式(14b)的基本模型及其退化模型,可以估算各种备选的经验生产函

数模型,如表1所示。出于便利,表1仅估算了混合效应视角下各种模型的参数和统计性质。后文将对表1所遴选出来的相对适宜模型,在个体固定效应、时期固定效应、双固定效应、随机效应等约束下分别进行参数估计。本文采用的估计方法为极大似然法,并基于MATLAB R2018a编程实现。

表1 混合效应视角下全要素生产率核算备选模型参数估计结果及统计性质

|                      | GNSM                  | SDEM                  | SDM                    | SAC                    |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| 常数项                  | 2.776<br>(0.484)      | 6.246<br>(10.665)***  | 0.617<br>(14.433)***   | 5.893<br>(3.745)***    |
| $\ln(K/L)$           | 0.657<br>(37.180)***  | 0.712<br>(34.702)***  | 0.705<br>(36.105)***   | 0.580<br>(30.190)***   |
| $\ln(E/L)$           | 0.110<br>(5.144)***   | 0.088<br>(3.536)***   | 0.081<br>(3.413)***    | 0.120<br>(5.431)***    |
| $TW \times \ln(K/L)$ | -0.741<br>(-9.031)*** | -0.744<br>(-7.711)*** | -1.214<br>(-20.552)*** |                        |
| $TW \times \ln(E/L)$ | -0.255<br>(-3.287)*** | 0.800<br>(8.702)***   | 0.250<br>(4.556)***    |                        |
| $\rho_0$             | 1.001<br>(444.360)*** |                       |                        |                        |
| $\lambda_0$          | 0.949<br>(7.794)***   | 0.970<br>(162.669)*** |                        | 0.967<br>(118.580)***  |
| 拟合优度修正值              | 0.944                 | 0.925                 | 0.931                  | 0.932                  |
| 对数似然值                | 149.085               | 29.610                | 59.811                 | 68.145                 |
| 随机扰动项方差估计值           | 0.040                 | 0.054                 | 0.050                  | 0.049                  |
|                      | SEM                   | SAR                   | SXL                    | NSM                    |
| 常数项                  | 9.326<br>(28.633)***  | 0.067<br>(0.856)      | -0.591<br>(-15.533)*** | -1.422<br>(-67.953)*** |
| $\ln(K/L)$           | 0.691<br>(35.718)***  | 0.482<br>(24.242)***  | 0.834<br>(32.755)***   | 0.555<br>(18.411)***   |
| $\ln(E/L)$           | 0.174<br>(7.172)***   | 0.241<br>(11.686)***  | -0.021<br>(-0.677)     | 0.584<br>(18.643)***   |
| $TW \times \ln(K/L)$ |                       |                       | -1.797<br>(-23.311)*** |                        |
| $TW \times \ln(E/L)$ |                       |                       | 1.700<br>(23.703)***   |                        |
| $\rho_0$             | 0.994<br>(908.234)*** | 0.713<br>(9.092)***   | 0.995<br>(1188.755)*** |                        |
| $\lambda_0$          | 0.966<br>(145.229)*** |                       |                        |                        |
| 拟合优度修正值              | 0.918                 | 0.896                 | 0.883                  | 0.763                  |
| 对数似然值                | -10.482               | -111.735              | -155.314               | -452.468               |
| 随机扰动项方差估计值           | 0.059                 | 0.075                 | 0.085                  | 0.173                  |

注:括号内为T统计量。\*\*\*、\*\*和\*分别表示通过显著性水平为1%、5%和10%的假设检验。

资料来源:作者据MATLAB R2018a的输出结果整理。

基于表 1, 可以考察混合效应视角下哪种模型相对更适合用于计算全要素生产率。以 NSM 为起点, 考察 SEM 相比较 NSM 模型的优劣。原假设为  $H_0: \lambda_0 = 0$ , 备择假设为  $H_1: \lambda_0 \neq 0$ , 模型从 NSM 演变到 SEM 时其似然比取值为  $LR = 883.96$ 。在显著性水平分别为 0.01、0.05 和 0.1 时,  $\chi^2$  分布的临界值分别为  $\chi^2_{0.1}(1) = 2.70$ ,  $\chi^2_{0.05}(1) = 3.84$  和  $\chi^2_{0.01}(1) = 6.63$ 。由此, 拒绝原假设, 接受 SEM 模型相比较 NSM 模型更好的结论。SDEM、SDM 和 SAC 模型相比较 NSM 模型而言, 进行假设检验会得到类似的结论, 即 3 个模型均比 NSM 更好, 其 LR 值分别为 964.14、1024.54、1041.2, 在显著性水平为 0.01 条件下均会导致拒绝原假设。其中, 3 个  $\chi^2$  分布的临界值分别为  $\chi^2_{0.01}(3) = 11.34$ 、 $\chi^2_{0.01}(3) = 11.34$  和  $\chi^2_{0.01}(2) = 9.21$ 。更进一步, 以 SEM 模型为起点, 考察 SDEM、SAC 相比较 SEM 模型的优劣。其原假设分别为  $H_0: \theta_{0,K} = \theta_{0,E} = 0$  和  $H_0: \rho_0 = 0$ ; 备择假设分别为  $H_1: \theta_{0,K}、\theta_{0,E}$  至少有一个不为 0, 以及  $H_1: \rho_0 \neq 0$ 。此时, 从 SEM 演变至 SDEM 及 SEM 的 LR 值分别为 80.18 和 157.24, 则在显著性水平为 0.01 条件下, 原假设均被拒绝, 接受 SDEM 和 SAC 比 SEM 更优的结论。其中, 两个  $\chi^2$  分布的临界值分别为  $\chi^2_{0.01}(2) = 9.21$  和  $\chi^2_{0.01}(1) = 6.63$ 。不过, 从 SEM 出发, 不能考察 SDM 模型的优劣。

由于 SXL、SAR 和 GNSM 模型部分解释变量不显著, 所以不在相对适宜模型的考察之列。由此, SAC、SDM 和 SDEM 模型均具有一定的比较优势, 且 3 种模型间并无法进行两两之间比较的假设检验。而单纯从拟合优度最大、对数似然值最大、随机误差项方差估计值最小等原则来看, 尽管 SDM 和 SAC 模型的拟合优度值和对数似然值比 SDEM 模型更大, 且随机误差项方差估计值更小, 所以 SDM、SAC 模型应该比较 SDEM 模型相对更优; 然而, SDM 和 SAC 模型之间似乎难分伯仲, 尽管 SAC 模型的拟合优度值和对数似然值大于 SDM 模型, 随机误差项方差估计值小于 SDM 模型, 但事实上 SDM 考虑了邻近地区的人均资本投入要素和邻近地区人均能源投入要素。有鉴于此, 本文在添加个体固定效应、时期固定效应、个体和时期双固定效应以及随机效应等约束条件下, 重新估算了 SAC 和 SDM 的参数和统计性质。为了避免误判, 在估算固定效应模型和随机效应模型时, 也顺带估算了固定效应和随机效应视角下 SDEM 模型的参数及统计性质。结果如表 2 所示。

表 2 固定效应、随机效应视角下全要素生产率核算备选模型参数估计结果及统计性质

|                      | SDEM                   |                        |                        |                        | SDM                    |                        |
|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                      | 个体固定效应                 | 时期固定效应                 | 双固定效应                  | 随机效应                   | 个体固定效应                 | 时期固定效应                 |
| $\ln(K/L)$           | 0.431<br>(23.091)***   | 0.791<br>(51.751)***   | 0.467<br>(26.582)***   | 0.791<br>(51.749)***   | 0.765<br>(41.804)***   | 0.766<br>(50.406)***   |
| $\ln(E/L)$           | 0.170<br>(8.887)***    | 0.008<br>(0.491)       | 0.009<br>(1.263)       | 0.008<br>(0.491)       | 0.224<br>(9.334)***    | 0.029<br>(1.688)*      |
| $TW \times \ln(K/L)$ | -1.630<br>(-30.912)*** | 1.749<br>(19.042)***   | -1.385<br>(-73.031)*** | 1.749<br>(19.044)***   | -2.352<br>(-41.604)*** | 0.928<br>(9.016)***    |
| $TW \times \ln(E/L)$ | 2.132<br>(54.248)***   | -1.521<br>(-16.613)*** | 0.002<br>(0.103)       | -1.521<br>(-16.616)*** | 0.427<br>(2.978)***    | -1.326<br>(-14.790)*** |
| $\rho_0$             |                        |                        |                        |                        | 0.570<br>(6.468)***    | 0.815<br>(19.508)***   |

(续)

|                      | SDEM                   |                        |                          |                      | SDM                   |                      |
|----------------------|------------------------|------------------------|--------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|                      | 个体固定效应                 | 时期固定效应                 | 双固定效应                    | 随机效应                 | 个体固定效应                | 时期固定效应               |
| $\lambda_0$          | 0.996<br>(1536.610)*** | 0.225<br>(0.808)       | 0.421<br>(1.959)*        | 0.224<br>(0.805)     |                       |                      |
| 拟合优度修正值              | 0.983                  | 0.895                  | 0.472                    | 0.895                | 0.974                 | 0.898                |
| 对数似然值                | 819.424                | 367.953                | 869.741                  | 367.960              | 628.959               | 378.915              |
| 随机扰动项方差估计值           | 0.008                  | 0.024                  | 0.007                    | 0.024                | 0.013                 | 0.023                |
|                      | SDM                    |                        | SAC                      |                      |                       |                      |
|                      | 双固定效应                  | 随机效应                   | 个体固定效应                   | 时期固定效应               | 双固定效应                 | 随机效应                 |
| $\ln(K/L)$           | 0.502<br>(30.611)***   | 0.766<br>(50.406)***   | 0.077<br>(5.800)***      | 0.783<br>(47.286)*** | 0.475<br>(29.583)***  | 0.783<br>(47.286)*** |
| $\ln(E/L)$           | 0.021<br>(2.974)***    | 0.029<br>(1.688)*      | 0.628<br>(47.219)***     | -0.011<br>(-0.601)   | 0.047<br>(9.741)***   | -0.011<br>(-0.601)   |
| $TW \times \ln(K/L)$ | -0.548<br>(-29.477)*** | 0.928<br>(9.015)***    |                          |                      |                       |                      |
| $TW \times \ln(E/L)$ | -0.030<br>(-1.627)     | -1.326<br>(-14.790)*** |                          |                      |                       |                      |
| $\rho_0$             | 0.964<br>(135.287)***  | 0.814<br>(19.483)***   | 1.000<br>(102245.552)*** | 0.736<br>(11.475)*** | 0.500<br>(5.274)***   | 0.736<br>(11.475)*** |
| $\lambda_0$          |                        |                        | 1.000<br>(102245.551)*** | 0.957<br>(88.213)*** | 1.050<br>(126.693)*** | 0.957<br>(88.213)*** |
| 拟合优度修正值              | 0.550                  | 0.898                  | 0.970                    | 0.876                | 0.525                 | 0.876                |
| 对数似然值                | 933.175                | 378.917                | 532.876                  | 290.128              | 909.715               | 290.129              |
| 随机扰动项方差估计值           | 0.006                  | 0.023                  | 0.014                    | 0.029                | 0.006                 | 0.029                |

注：括号内为 T 统计量。\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示通过显著性水平为 1%、5% 和 10% 的假设检验。

资料来源：作者据 MATLAB R2018a 的输出结果整理。

表 2 中，SDEM 模型中，时期固定效应、双固定效应和随机效应下模型部分参数不显著，仅有个体固定效应下模型参数显著；SAC 模型中，时期固定效应和随机效应下模型部分参数不显著，双固定效应下随机扰动项空间相关系数超过了  $(-1, 1)$  的临界值，仅有个体固定效应下模型参数能够通过显著性的假设检验；SDM 模型中，仅有双固定效应下模型参数不能通过显著性检验，其他效应下模型参数均显著。出于模型估计结果更具稳定性考虑，本文选择空间杜宾模型，来进一步推进最适宜的经验生产函数模型遴选。

空间杜宾模型中,需要对混合效应、个体固定效应、时期固定效应和随机效应模型做出遴选。对混合效应 *vs* 个体固定效应,以及混合效应 *vs* 时期固定效应的遴选将在 *F* 检验下完成,其原假设分别为  $H_0: \phi^1 = \phi^2 = \dots = \phi^{31}$  和  $H_0: \phi^1 = \phi^2 = \dots = \phi^{27}$ , 备择假设分别为  $H_0: \phi^1, \phi^2, \dots, \phi^{31}$  至少有两个之间不相同,以及  $H_0: \phi^1, \phi^2, \dots, \phi^{27}$  至少有两个之间不相同。基于两个原假设构建的 *F* 分布分别为:  $F_{Mixed \rightarrow Cross} = [(RSS_{Mixed} - RSS_{Cross}) / 31] / [RSS_{Cross} / 801] \sim F(31, 801)$  以及  $F_{Mixed \rightarrow Time} = [(RSS_{Mixed} - RSS_{Time}) / 27] / [RSS_{Time} / 805] \sim F(27, 805)$ 。此时,  $F_{Mixed \rightarrow Cross}$  和  $F_{Mixed \rightarrow Time}$  分别为 73.74 和 33.48, 均大于显著性水平为 0.01 下 *F* 检验临界值  $F_{0.005}(31, 801) = 1.803$  和  $F_{0.005}(27, 805) = 1.867$ 。即拒绝原假设,接受模型中具有固定效应的假定。相比较个体固定效应和时期固定效应而言,个体固定效应模型的参数估计结果明显优于时期固定效应模型,毕竟参数更为显著,且模型统计性质更为优良。此时,仅需对个体固定效应模型和随机效应模型进行比较,便能获得全要素生产率核算的最优模型,这需要借助 Hausman 检验来完成。其原假设为  $H_0$ : 个体效应与解释变量无关,即随机效应模型,备择假设为  $H_1$ : 个体效应与解释变量相关,即个体固定效应模型。令个体固定效应下模型参数估计结果为  $P_C = [\hat{\rho}_0 \ \hat{\beta}_{0,K} \ \hat{\beta}_{0,E} \ \hat{\theta}_{0,K} \ \hat{\theta}_{0,E}]'$ , 随机效应下模型参数估计结果为  $P_R = [\tilde{\rho}_0 \ \tilde{\beta}_{0,K} \ \tilde{\beta}_{0,E} \ \tilde{\theta}_{0,K} \ \tilde{\theta}_{0,E}]'$ , 则此时 Hausman 检验的分布为  $Wald = (P_C - P_R)' [Var(P_R) - Var(P_C)]^{-1} (P_C - P_R) \sim \chi^2(5)$ 。基于两个模型的参数估计结果, Hausman 检验统计量的值为  $Wald = 1056.08$ , 远远大于显著性水平为 0.01 时的临界值  $\chi_{0.01}^2(5) = 15.086$ 。因此,基于 SDM 的个体固定效应模型为计算全要素生产率中最适宜的经验生产函数模型。

### 3. 基于改进方法的全要素生产率核算结果及其与传统方法核算结果的比较

基于表 2 的 SDM 个体固定效应模型,结合对应的投入要素份额计算公式和全要素生产率及其增长率核算公式,可以估算 1990~2016 年中国 31 个省份的全要素生产率及其增长率,其中资本和能源要素的投入份额分别为 0.7597 和 0.2264, 计算公式为:  $\alpha_k = 1/837 \times Trace(\Omega_1 \times 0.7650 + \Omega_1 TW \times (-2.3528))$ ,  $\alpha_e = 1/837 \times Trace(\Omega_1 \times 0.2248 + \Omega_1 TW \times 0.4275)$ ,  $\Omega_1 = (I_{837 \times 837} - 0.5703 \times TW)^{-1}$ 。基于空间杜宾模型下全要素生产率及其增长率的核算公式,可以得到中国省级层面的全要素生产率及其增长率;同时,还可以一定的年份为基期来计算全要素生产率指数。图 1(a) 和图 2(a) 分别为 1991~2016 年中国 31 个省份的全要素生产率指数及全要素生产率增长率,其中,全要素生产率指数为各年份 31 个省份的全要素生产率与 1990 年对应省份全要素生产率之间的比值。图 1 和图 2 中, X 轴的 1~31 分别代表中国的 31 个省份,其排序如下:北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。Y 轴的 1~26 分别代表 1991~2016 年。

图 1(b) 给出 1990~2016 年中国 31 个省份全要素生产率的均值及其与全国平均水平的比较。可以看出,北京、上海等 15 个省份的全要素生产率高于全国平均水平。图 2(b) 给出了基于 SDM 个体固定效应模型与基于传统非空间模型估算的全要素生产率增长率的差值的分布直方图,从直方图可以看出,二者之差呈现出右侧拖尾特征,差值大多分布在  $(-0.1, 0.15)$  之间。事实上,基于 SDM 个体固定效应模型估算的全要素生产率增长率平均比基于非空间模型估算的全要素生产率增长率高 0.0117。

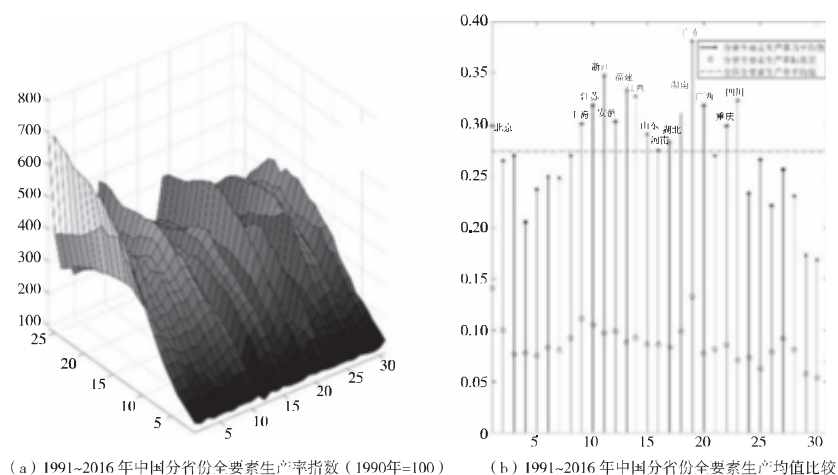


图1 1990~2016年中国分省份全要素生产率指数及均值比较

资料来源：基于 MATLAB R2018a 编程的输出结果。

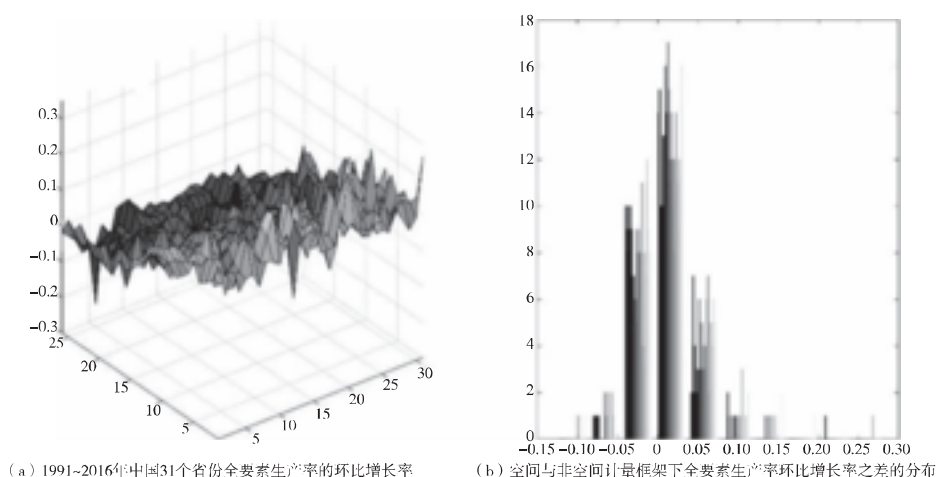


图2 1991~2016年中国31省份的全要素生产率增长率及其比较

资料来源：基于 MATLAB R2018a 编程的输出结果。

值得注意的是，在基于非空间生产函数模型的传统索洛余值法的条件下，资本和能源要素的投入份额分别为 0.5551、0.5840，这意味着人口要素的投入份额为 -0.1391，这也意味着人口要素的产出弹性系数为负。这首先与理论预期不符合，毕竟投入要素份额的取值范围通常在  $(0, 1)$  之内；同时，这也与目前各国政府鼓励生育的政策实践不符合，一旦人口要素的产出弹性为负，则基于经济增长目标导向的人口政策更应该强调限制生育和限制人口增长。相比较而言，基于嵌入空间计量分析的索洛余值法改进方法而核算的资本和能源要素投入份额分别为 0.7597 和 0.2264，这意味着人口要素的投入份额为 0.0139。此时，尽管人口要素的投入份额和对经济增长影响的弹性系数较小，但与理论预期和政策实践相吻合。有鉴于此，采用嵌入空间计量分析的索洛余值改进方法来进行全要素生产率的核算，其结果更为精准，也更具科学性。

#### 四、结论及进一步的研究方向

本文沿袭全要素生产率核算的索洛余值法框架，重点考察了在索洛余值法过程中嵌入空间计量分析后的方法改进问题，尤其是在将生产函数模型分别设定为通用嵌套空间模型及其退化模型，以及时空权重矩阵分别设定为内生或外生、投入要素分别考虑二元或多元等条件

下全要素生产率的核算方法问题。同时,本文还以1990~2016年中国省级层面的全要素生产率及增长率核算为例,对基于索洛余值法改进方法的全要素生产率及其增长率核算结果与基于传统方法的核算结果进行了比较。结论显示:

第一,嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值改进方法与传统的索洛余值法有所不同,其要素投入份额的核算必须建立在最优模型基础上,且不同的最优模型下要素投入份额计算公式有所不同。

第二,全要素生产率及其增长率核算,必须基于经济增长理论和更为一般的通用嵌套空间模型来设定生产函数模型,并结合假设检验原理及模型估计结果的统计性质等来遴选最适宜的经验生产函数模型,随后再基于最适宜模型来确定要素投入份额并计算全要素生产率及其增长率。其中,最适宜模型可能是通用嵌套空间模型或其退化空间模型中的某一种,也可能是非空间模型。

第三,最适宜生产函数模型遴选过程,必须充分考虑非空间模型或空间计量模型的不同形式,并考虑各种模型的混合效应、固定效应及随机效应等。

第四,在采用嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值改进方法时,最好采用外生设定的时空权重矩阵。

第五,算例中,相比较传统索洛余值法的核算结果而言,基于本文阐释的索洛余值改进方法而核算的全要素生产率增长率的平均值要高出0.0117,且核算过程中的生产函数模型更为精准,要素投入份额核算结果也更符合理论预期和政策实践,从而更具科学性。

尽管本文取得了一些有意义的研究成果,但研究过程中仍存在一些瑕疵或者尚未解决的问题,亟待同行在未来的研究中加以深入推进。首先,本文建议在采用嵌入空间计量分析的全要素生产率核算的索洛余值改进方法时最好使用外生设定的时空权重矩阵,尚未能对采用内生时空权重矩阵下索洛余值法的改进逻辑做出更为详尽的阐释。其次,本文在阐释嵌入空间计量分析的索洛余值法改进方法时,仍然沿用了中性技术进步、规模报酬不变等假设,对这些假设条件放宽后索洛余值法改进的方法逻辑阐释,也需要进一步的研究。这些工作,都有待后续的深入挖掘和学界同行的持续推进。

## 参 考 文 献

- [1] Abramovitz M., 1956, *Resource and Output Trends in the United States since 1870* [J], *American Economic Review*, 46 (2), 5~23.
- [2] Akerberg D., Benkard L., Steven B., Ariel P., 2007, *Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes* [A], in Heckman J. J., Leamer E. E. (eds.), *Handbook of Econometrics* [C], Chapter 63 Elsevier.
- [3] Blundell R., Bond S., 1998, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models* [J], *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115~143.
- [4] Caves D. W., Christensen L. R., Diewert W. E., 1982, *The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity* [J], *Econometrica*, 50 (6), 1393~1414.
- [5] Chambers R., Färe R., Grosskopf S., 1996, *Productivity Growth in APEC Country* [J], *Pacific Economic Review*, 1 (3), 181~190.
- [6] Chang T., Hu J., Chou R. Y., Sun L., 2012, *The Sources of Bank Productivity Growth in China During 2002~2009: A Disaggregation View* [J], *Journal of Banking & Finance*, 36 (7), 1997~2006.
- [7] Charnes A., Cooper W. W., Rhodes E., 1978, *Measuring the Efficiency of Decision Making U-*

nits [J], *European Journal of Operational Research*, 2 (6), 429~444.

[8] Dubé J., Legros D., Thériault M., Rosiers F., 2014, *A Spatial Difference-in-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices* [J], *Transportation Research Part B: Methodological*, 64, 24~40.

[9] Elhorst J. P., 2014, *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels* [M], Heidelberg, Dordrecht, Springer.

[10] Farrell M. J., 1957, *The Measurement of Productive Efficiency* [J], *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120 (3), 253~290.

[11] Glass A. J., Kenjegalieva K., 2019, *A Spatial Productivity Index in the Presence of Efficiency Spillovers: Evidence for U. S. Banks, 1992 ~ 2015* [J], *European Journal of Operational Research*, 273 (3), 1165~1179.

[12] Jorgenson D. W., Gollop F. M., Fraumeni B. M., 1987, *Productivity and U. S. Economic Growth* [M], Harvard University Press.

[13] Kumbhakar S. C., Lovell C. A. K., 2000, *Stochastic Frontier Analysis* [M], Cambridge University Press.

[14] LeSage J. P., Pace R. K., 2009, *Introduction to Spatial Econometrics* [M], CRC Press Taylor & Francis Group.

[15] Levinsohn J., Petrin, A., 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317~341.

[16] Malmquist S., 1953, *Index Numbers and Indifference Surfaces* [J], *Trabajos de Estadística*, 4 (2), 209~242.

[17] Olley G. S., Pakes A., 1996, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry* [J], *Econometrica*, 64 (6), 1263~1297.

[18] Solow R. M., 1957, *Technical Change and the Aggregate Production Function* [J], *Review of Economics and Statistics*, 39 (3), 312~320.

[19] Theil H., 1965, *The Information Approach to Demand Analysis* [J], *Econometrica*, 33 (1), 67~87.

[20] Tientao A., Legros D., Pichery M. C., 2016, *Technology Spillover and TFP Growth: A Spatial Durbin Model* [J], *International Economics*, 145, 21~31.

[21] Tone K., 2001, *A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis* [J], *European Journal of Operational Research*, 130 (3), 498~509.

[22] 陈红蕾、覃伟芳:《中国经济的包容性增长:基于包容性全要素生产率视角的解释》[J],《中国工业经济》2014年第1期。

[23] 谌莹、张捷:《碳排放、绿色全要素生产率和经济增长》[J],《数量经济技术经济研究》2016年第8期。

[24] 程惠芳、陈超:《开放经济下知识资本与全要素生产率——国际经验与中国启示》[J],《经济研究》2017年第10期。

[25] 范巧、Hudson Darren:《一种新的包含可变时间效应的内生时空权重矩阵构建方法》[J],《数量经济技术经济研究》2018年第1期。

[26] 郭庆旺、贾俊雪:《中国全要素生产率的估算:1979~2004》[J],《经济研究》2005年第6期。

[27] 王兵、刘光天:《节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角》[J],《中国工业经济》2015年第5期。

[28] 王志刚、龚六堂、陈玉宇:《地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978~2003)》[J],《中国社会科学》2006年第2期。

[29] 易纲、樊纲、李岩:《关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考》[J],《经济研究》2003年第8期。

- [30] 余泳泽:《异质性视角下中国省际全要素生产率再估算:1978~2012》[J],《经济学(季刊)》2017年第3期。
- [31] 袁礼、欧阳峤:《发展中大国提升全要素生产率的关键》[J],《中国工业经济》2018年第6期。
- [32] 张志强:《微观企业全要素生产率测度方法的比较与应用》[J],《数量经济技术经济研究》2015年第12期。
- [33] 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年第9期。
- [34] 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》[J],《经济研究》2007年第7期。
- [35] 朱英明:《区域制造业规模经济、技术变化与全要素生产率——产业集聚的影响分析》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第10期。

## An Improved Solow Residual Method for TFP Calculating under the Framework of Spatial Econometrical Analysis

Fan Qiao Guo Aijun

(School of Economics, Lanzhou University)

**Research Objectives:** Improve the Solow residual method for total factor productivity (TFP) calculating under the framework of spatial econometrical analysis. **Research Methods:** Extend the production function of the Solow residual method from non-spatial model to general nesting spatial model (GNSM) and its degradation models, and analyze the principles of calculating TFP under the Solow residual method with the extended models, which might have different spatial temporal weight matrices (endogenous or exogenous) and input factors (two or more). Moreover, this paper applies the principles into the TFP calculating of Chinese 31 provinces during 1990~2016. **Research Findings:** The improved Solow residual method is essentially different in that GNSM and its degradation models have different calculating formulas of share of input factors, which decided TFP and its growth rate; TFP should be calculated by the optimal model and its corresponding share of input factors, which can be chose by hypothesis test; exogenous spatial weight matrix should be employed in the improved method. **Research Innovations:** Promote an improved Solow residual method under the framework of spatial econometric analysis so that TFP can be calculated more accurately. **Research Value:** Realize the organic combination of spatial econometric analysis and the Solow residual method for TFP calculating.

**Key Words:** General Nesting Spatial Model; Total Factor Productivity; Solow Residual Method; Spatial Temporal Weight Matrix

**JEL Classification:** C52; O47

(责任编辑:陈星星)