出口贸易与省域 TFP 空间维度分析

胡贤旭1,周春林2

(1. 中国科学院 地球化学研究所, 贵阳 550002;2. 江西财经大学 国际经贸学院, 南昌 330013)

摘 要:作为衡量一国科技进步的重要指标,全要素生产率的高低决定着一国生产率水平的先进与落后。在不断深化改革开放的过程中,如何利用开放倒逼我国技术水平的提高成为一项较为紧迫的任务。为此,我们运用面板 DEA-Malmquist 指数法可以测算出 2002—2011 年我国 29 个省份(含自治区、直辖市)全要素生产率,并在此基础上建立空间面板数据模型(SPDM),实证分析出口贸易、基础设施等对我国省域全要素生产率及其空间溢出效应的影响。经研究发现,我国省域全要素生产率存在较为明显的空间自相关性,即出口贸易、基础设施等经济活动通过影响本省 TFP,并通过空间溢出效应进一步将其作用传递和选加到邻近省域全要素生产率上,基础设施对我国省域全要素存在较为显著的负向关系,出口依存度、出口贸易及 FDI 对我国省域全要素生产率具有显著的推动作用。

关键词:出口贸易;全要素生产率;Malmquist 指数;空间面板数据模型

中图分类号: F752.62, F224.7 文献标识码: A 文章编号: 1006-6152(2014)06-0110-08

一、引言及文献综述

2013年,中国(上海)自由贸易试验区的成立, 标志着我国对外贸易开放程度不断深化,改革逐渐 进入深水区。改革开放三十多年来,中国依靠劳动 力和资源环境的低成本优势,取得了巨大成功,使中 国进入了中等收入国家行列。然而,随着人口红利 的逐步衰减和资源环境约束的强化,中国在国际上 的低成本优势逐渐消失。"高投入、高消耗、高污 染、低质量、低效益"的经济发展模式已难以为继, 不可能继续支撑中国向高收入国家迈进。转变经济 发展方式,提高生产效率,刻不容缓。中央经济工作 会议指出:我们面临的机遇,不再是简单纳入全球分 工体系、扩大出口、加快投资的传统机遇,而是倒逼 我们提高生产效率、促进经济发展方式转变的新机 遇。为此,在不断深化改革开放的过程中,如何利用 开放倒逼我国技术水平的提高成为一项较为紧迫的 任务。Liao 从理论上分析了出口贸易对全要素生产 率既具有促进作用又存在阻碍作用。[1]出口促进全 要素生产率提高主要是通过"出口竞争效应"、"出 口模仿效应"、"干中学效应"等途径实现。但是粗 放的出口方式同时必然会导致出口阻碍全要素生产率的提升。由此可见,现有关于出口与全要素生产率关系的研究仍然存在较大分歧。研究出口逆向技术外溢与全要素生产率关系问题对我国进一步完善有关贸易政策、发挥开放促进(或倒逼)生产率提高、加快转变经济发展方式具有重要的理论与现实意义。

1. 出口贸易对 TFP 促进作用不显著

Sangho KIM 运用时间序列数据模型和随机前沿法考察了韩国 1980—2003 年间进出口贸易对本国 TFP 的影响,研究发现进口贸易是全要素生产率提升的格兰杰原因,而出口不是全要素生产率提升的格兰杰原因。^[2] Liao 利用自回归分布滞后模型(ARDL)和边限检验(Bound Test)考察了中国、韩国、马来西亚等亚洲九国出口与 TFP 的关系,研究发现出口导向式发展并未促进一国 TFP 的提升。^[1] Mi Dai 和 Miaojie Yu 运用倾向得分匹配(propensity score matching)和 OP 法对 2001—2007 年中国制造业企业的出口与生产率的关系进行了实证研究,发现出口对全要素生产率有较为显著的瞬时效应,但是在长期效应实验中,出口不能促进全要素生产率

收稿日期:2014-05-20

本刊网址·在线期刊:http://qks.jhun.edu.cn/jhxs

基金项目:江西省研究生创新专项资金项目"农村土地流转背景下江西农业经营模式转型问题研究"(YC2013 - S137); 江西财经大学校级重点课题"中国出口逆向技术外溢与省域 TFP 空间维度分析"(XS039)

作者简介:胡贤旭,男,江西南昌人,中国科学院地球化学研究所博士生;周春林,男,安徽太湖人,江西财经大学国际经贸学院硕士生。

的提高。[3] Roberto 和 Giulio 运用创新、出口和生产 率的结构性模型(Structural Model)及 DEA 法考察 了出口与全要素生产率的关系,发现全要素生产率 呈现空间集聚的现象,出口企业密集地区全要素生 产率较高。[4] Cruzi 和 Olper 运用面板数据模型和增 长会计法考察了意大利食品出口企业出口行为与 TFP 的关系,研究表明出口能否促进 TFP 的提高取 决于企业的出口密集度,出口密集度高的企业的出 口能促进 TFP 的提升,出口密集度低的企业的出口 不能促进 TFP 的提升。[5] Harun、Ilhan、Bahadir 运用 面板数据模型检验了法国、西班牙等四国农业部门 出口与全要素生产率的关系,发现出口贸易对全要 素生产率的促进作用在长期内是不明显的。[6]何元 庆运用 DEA 法和面板数据模型分析了出口与 TFP 的关系,研究发现出口对 TFP 有轻微阻碍作用。[7] 刘舜佳运用面板 DEA 和协整方法检验了 1952-2006 年中国全要素生产率和出口贸易、FDI 的关系, 研究发现出口贸易与中国全要素生产率呈负相关关 系。[8] 刘霞、蔡风景、胡玉琴运用状态空间模型卡尔 曼滤波法测出各省域全要素生产率,进而运用面板 数据模型考察各变量对全要素生产率的影响,研究 发现在长期中出口贸易对全要素生产率有负向作 用。[9] 叶明确、方莹运用空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, 简称 SDM) 考察了出口贸易对中国全 要素生产率的影响,研究发现粗放式出口阻碍中国 全要素生产率的提高。[10]

2. 出口贸易对 TFP 有显著促进作用

Melitz 认为存在企业效率异质性,出口企业为 了在出口贸易中降低贸易成本以获得更高的利润, 会积极主动的采用先进技术,从而提高整个行业的 生产率。[11] Raberto 和 Lopez 考察出口对于同一产业 内的其他企业和与出口企业垂直相关的企业是否存 在技术上的溢出效应。[12] 研究显示,出口不仅会产 生水平溢出,而且通过传授知识、技术援助,指导其 供应商提高产品质量来产生后向溢出,通过获得新 的中间投入、改进的中间投入质量或者降低中间产 品成本来产生前向溢出。Wolfgang Keller 运用 SVAR 模型考察了出口贸易对技术进步的影响,研 究发现技术外溢主要是沿着出口贸易和 FDI 的方式 进行,跨国公司在其中起到了较大的作用。[13] Insang Hwang 和 Eric C Wang 运用面板数据模型和随机前 沿技术分析了台湾、韩国进出口贸易、FDI 与 TFP 的 关系,实证结果表明出口贸易能显著提升 TFP。[14]

Augier 和 Dovis 运用增长会计法测算西班牙 TFP 增 长率,进而利用面板数据模型出口与 TFP 的关系, 研究发现出口增加 1%, TFP 会相应增加 2‰。[15] 张 公嵬、梁琦运用 DEA-Malmquist 指数法测算了 2000-2007 年我国制造业 28 个行业的全要素生产 率(TFP)及其分解指标,并将出口、集聚与TFP放在 统一框架下分析出口与集聚对 TFP 及其分解指标 的影响。研究发现,制造业出口仍显著促进了 TFP 增长。[16] 陈媛媛、王海宁运用 DEA 和面板数据模型 考察了出口水平联系和前后关联对中国 TFP 的影 响,发现出口水平联系显著地促进了中国 TFP 的提 升。[17] 陈勇兵、仉荣、曹亮利用中国企业微观数据和 OP 方法考察了进出口贸易对生产率的影响,发现进 出口贸易均能显著地提高中国全要素生产率。[18] 刘 舜佳利用 Coe-Helpman-Durbin 模型对贸易知识、技 术的二次空间溢出效果进行研究,发现贸易二次溢 出能显著提高我国全要素生产率。[19]

以上研究几乎是集中于运用时间序列模型和面 板数据模型的方法来考察出口贸易与全要素生产率 的关系,忽略了全要素生产率空间溢出效应和出口 贸易空间外溢效应造成的潜在内生性问题,最终出 现回归结果偏误。本文主要贡献在于:第一,充分考 虑到 TFP 空间自相关性,运用最新发展的 SPDM 模 型很好地捕捉各个变量的空间效应,克服以往时间 序列模型和面板数据模型忽略变量空间效应的弱 点,从空间经济学的视角考察了各省出口贸易、基础 设施等变量对 TFP 的影响;第二,从传统的利用进 口贸易、外商直接投资的视角,转变为利用出口逆向 技术外溢的视角来分析找出提升我国生产率水平的 新渠道;第三,利用 SPDM 模型考察了出口贸易、基 础设施等经济活动对邻近省域 TFP 的空间溢出效 应(外部溢出效应),通过分析产生有关现象的原 因,得出结论,提出促进 TFP 增长的策略。

二、实证模型的构建

关于出口贸易、FDI、基础设施等对全要素生产率及其空间溢出效应的影响,已有国内外有部分学者开始研究,笔者借鉴 Levin 和 Raut 出口的内生技术增长模型来构建本文的空间面板数据模型(Spatial Panel Data Model,简称 SPDM)。^[20]出口内生技术增长模型为:

$$\mathbf{A}_{it} = \mathbf{B}_{it} \left[1 + \mathbf{\eta} \mathbf{E}_{it} \right] \mathbf{X}_{it}^{\theta} \tag{1}$$

其中,A,为i省t时期的全要素生产率。E,表

示 i 省 t 时期出口贸易额占 i 省 t 时期 GDP 的比重,即出口贸易依存度。 η 表示全要素生产率对出口贸易依存度的弹性系数。 X_{ii} 表示 i 省 t 时期的实际出口贸易额。 θ 度量了出口贸易对非出口贸易部门全要素生产率的影响,即出口的外部溢出效应。 B_{ii} 为 i 省 t 时期影响全要素生产率的其他因素。对(1)式运用微积分的等价无穷小定理可知: 当 $x\to 0$ 时,有 $\ln(1+x)\sim x$ 。由此上式可转化为:

$$\ln A_{it} = C + \alpha_1 \ln B_{it} + \alpha_2 E_{it} + \alpha_3 \ln X_{it}$$
 (2)

空间计量经济学中空间效应主要表现为空间异质性和空间自相关性,空间面板滞后模型主要探讨邻近省域某项经济活动对该区域系统外某省域该项经济活动的影响。而空间面板误差模型主要探讨由于观测样本数据统计误差或建模当中因素考虑不全而造成的扰动误差项的冲击对邻近省域经济活动的影响。鉴于此,现代空间面板数据的主要为:空间面板滞后模型(Spatial Lag Model,简称 SAR)和空间面板误差模型(Spatial Error Model,简称 SEM)。本文采用这两大基本模型来考察全要素生产率的空间效应。其中,空间面板滞后模型表达式为:

$$y = \rho(I_T \otimes W_N)y + X\beta + \omega + \delta + \upsilon$$
 (3)
空间面板误差模型的表达式为:

 $y = X\beta + \varepsilon$

$$\varepsilon = \lambda (I_T \otimes W_N) \varepsilon + \mu$$

$$y = X\beta + (I_{NT} - \lambda * I_{T} \otimes W_{N})^{-1} \varepsilon$$
 (4)

其中,(3)和(4)式中y和x分别表示因变量和 解释变量。β表示解释变量弹性系数,其大小表示 其对因变量的贡献度。ρ为空间自回归系数,反映 临近区域观察值 $(I_T \otimes W_N)y$ 对本区域观察值 y 空间 溢出作用的程度和方向。λ表示空间误差系数,度 量相邻区域被解释变量 v 的扰动误差冲击对本地区 观测值 y 的影响大小。 W_N 表示 $N \times N$ 的空间权重 矩阵。 I_T 表示 $T \times T$ 的单位时间矩阵。 $I_T \otimes W_N$ 为分 块对角阵, $(I_{\tau} \otimes W_{N})_{y}$ 表示因变量的空间延迟项, 反映空间位置对区域经济活动的影响(⊗是克罗内 克积,其作用是用于任何大小矩阵之间的运算)。 $ω = one_T ⊗ sF, δ = one_N ⊗ tF, one_T, one_N 分别为 T 和 N$ 维的单位向量,tF 和 sF 分别代表时间和空间固定效 应。 µ 为服从正态分布的随机误差项。结合本文的 研究,将空间面板数据(SAR、SEM)模型设定为(5) 和(6):

$$\begin{split} &\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Infr\alpha_{it} + \beta_2 Ch_{it} + \beta_3 \ln FDI_{it} + \\ &\beta_4 \ln X_{it} + \rho W \ln TFP_{it} + \mu_{it} + \mu_{it} \sim N(0, \delta_{it}^2) \end{split} \tag{5}$$

$$\begin{split} &\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Infr\alpha_{it} + \beta_2 Ch_{it} + \beta_3 lnFDI_{it} + \\ &\beta_4 lnX_{it} + \epsilon_{it} \end{split}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it}, \mu_{it} \sim N(0, \delta_{it}^2)$$
 (6)

其中,Infra_{it}表示 i 省 t 时期的基础设施。 X_{g_ii} 表示 i 省 t 时期的出口贸易依存度。 FDI_{ii} 表示 i 省 t 时期实际利用外商直接投资额。 X_{ii} 表示 i 省 t 时期的出口贸易额。 X_{ii} 表示 i 省 t 时期的出口贸易额。 W_{ln} TFP_{it}表示被解释变量的空间滞后项。 ε_{ii} 和 μ_{ii} 均为随机误差项。 若(5)式中 ρ 显著地不为 0,则表明省域全要素生产率确实存在空间自相关性,其回归系数越大表明我国省域全要素生产率之间空间扩散或空间外溢效应越强,反之,其空间扩散或空间外溢效应越强,反之,其空间扩散或空间外溢效应越强,反之,其空间扩散或空间外溢效应越强,反之,其空间扩散或空间外溢效应越强,反之,其空间扩散或空间外溢效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间扩散或空间外流效应越强,反之,其空间造成的扰动误差项的冲击对邻近省域全要素生产率产生了影响,即空间外流效应是模型以外随机冲击的结果。

三、实证结果分析

(一)指标选取与数据描述

为保持数据统计口径一致性,西藏没有纳入样本予以考察,重庆所有数据并入四川省。本文选取了我国 29 个省份(含自治区、直辖市)时间维度为 2002—2011 年 4 类指标的面板数据。其中 4 类指标如下:

- (1)出口贸易额(X)。出口贸易额的原始数据 均以美元计价,笔者通过各年人民币兑美元的中间 汇率价与原始数据相乘,换算得到以人民币计价的 出口贸易额数据。并且通过每年各省份对应的 CPI 将其平减,得到以 2000 年为基期的实际出口贸 易额。
- (2)基础设施(Infra)。本文借鉴世界银行1994年的定义,将基础设施分为经济基础设施和社会基础设施。本文主要考察经济基础设施对全要素生产率及其空间外溢效应的影响。借鉴金戈的做法,运用经济基础设施资本存量来衡量各省份基础设施质量的高低。其中,2002—2008年经济基础设施资本存量数据直接来源于金戈文献所列数据^[21]。2009—2011年各省域经济基础设施资本存量通过借鉴金戈方法测算得出^[21]。
- (3)出口依存度(Xg)。本文运用出口贸易额与 GDP 之比来衡量各省出口贸易依存度的高低。各省出口依存度的高低能够较好地反映各省出口贸

易对其 GDP 的贡献情况。出口依存度越高在一定程度上表明该省对外开放程度越高,对该省 GDP 贡献率越高。反之,该省对外开放程度越低,对该省 GDP 贡献率越低。

- (4)外商直接投资(FDI)。本文选取 2002—2011 年各省份实际利用外商直接投资额作为 FDI 的代理变量,来考察 FDI 对各省域全要素生产率的影响。由于实际利用外商直接投资额原始数据均以美元计价,根据各年份人民币兑美元的中间汇率折算得出以人民币为计价单位的实际利用外商直接投资额,并通过各省每年 CPI 指数予以平减,将其换算成 2000 为基期的实际利用外商直接投资额。
- (5)全要素生产率(TFP)。本文以 2001—2011年中国 29个省(含自治区、直辖市)GDP、劳动力人数、资本存量^①的面板数据为基础,运用非参数DEA—Malmquist 指数法对我国 2002—2011年的各省TFP进行测算。采用t和(t+1)期的距离函数之比的算术平方根所得的 Malmquist 指数来表示相对TFP,其表达式为:

$$\begin{aligned} & M_{i}(x_{t}, y_{t}; x_{t+1}, y_{t+1}) \\ &= \left[\frac{D_{i}^{t}(x_{i+1}, y_{t+1})}{D_{i}^{t}(x_{t}, y_{t})} \times \frac{D_{i}^{t+1}(x_{i+1}, y_{t+1})}{D_{i}^{t+1}(x_{t}, y_{t})} \right] \end{aligned}$$
 (7)

其中, D_i^t 和 D_i^{t+1} 分别为 t 和 (t+1) 期基于产出的距离函数。 $M_i(x_t,y_t;X_{t+1},y_{t+1})$ 表示 t 至 (t+1) 期相对 TFP 的变动情况。该指数以"1"为分界线,若 $M_i(x_t,y_t;X_{t+1},y_{t+1}) > 1$ 表明 (t+1) 期相对 t 期的 TFP 是上升的,反之表明是下降的。

以上数据来自《中国统计年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》以及通过笔者测算得出。为了消除解释变量可能存在的异方差性,本文对出口贸易额、基础设施基本存量以及 FDI 取自然对数后进入模型进行回归,模型中各变量的含义和描述性统计见表 1:

表 1 各变量的描述性统计

| 变量名 | 含义 | 样本数 | 均值 | 最大值 | 最小值 |
|---------|--------|-----|--------|--------|-------|
| lnX | 出口贸易规模 | 290 | 6.323 | 10.240 | 2.477 |
| lnInfra | 基础设施存量 | 290 | 7.796 | 9.689 | 5.488 |
| Xg | 出口依存度 | 290 | 0.179 | 0.905 | 0.015 |
| lnFDI | 外商直接投资 | 290 | 11.872 | 14.716 | 7.533 |
| lnTFP | 全要素生产率 | 290 | 0.991 | 1.14 | 0.829 |

(二)模型估计结果及分析

在进行空间面板数据模型回归前,首先需要对一般面板数据模型的残差项进行空间依赖性检验。其中,常见的空间依赖性检验主要包括:Moran I 检验,通过构造可用正态分布来检验空间依赖性的存

在;Wald 统计量,通过极大似然估计(ML)得出空间 自相关检验结果来判断空间依赖性的存在; LMerr 检验,通过空间误差拉格朗日乘子检验空间依赖性; LMsar 检验,运用包含因变量空间滞后项的空间滞 后拉格朗日乘数判断是否存在空间依赖性;最后可 以通过 Lrations 统计量检验空间依赖性。由于这 5 类方法是 Anselin 针对截面数据提出的检验, 笔者通 过克罗内克积方法,利用分块对角阵替代上文中提 及的空间权重矩阵,并且将截面数据检验程序拓展 到空间面板数据模型进行相关检验。进行空间面板 数据模型回归时,由于 SAR 和 SEM 模型中分别包 含因变量和不可观测变量的空间滞后项,所以导致 OLS 估计出现有偏差。本文参考相关空间计量文献 的做法,运用蒙特卡洛法近似对数似然函数中对数 化后的雅克比行列式,将空间截面数据估计程序推 广到空间面板数据进行模型参数估计。本部分各变 量数据的预处理是由 Stata12.0 完成,空间面板数据 模型回归是由 Matlab(R2012a)软件的 jplv7 空间面 板数据计量软件箱完成。模型估计结果参见表 2、 表 3。

表 2 空间自相关检验结果

| 指标 | 样本数 | 统计量 | P值 |
|----------|-----|--------|-------|
| Moran I | 290 | 5.771 | 0.000 |
| LMsar | 290 | 44.530 | 0.000 |
| LMerr | 290 | 56.577 | 0.000 |
| Lrations | 290 | 9.372 | 0.002 |
| Wald | 290 | 12.385 | 0.001 |

由表 2 模型检验结果发现各指标 (Moran I、LMsar、LMerr、Lrations、Wald)均通过 1%的显著性水平检验,即拒绝原假设 H0:λ=0、ρ=0,可见我国各省域 TFP 显然存在空间自相关性,空间面板数据模型选择合适。此外,空间面数据模型分为固定效应和随机效应模型,由于 SAR 模型和 SEM 模型下Hausman 检验值分别为 150.270 和 219.631,且都通过 1%的显著性水平检验,由此可判断本文选择固定效应模型较为合适。

由表 2、3 估计结果可以得到如下结论:

(1)各模型比较分析

首先,对传统固定效应模型估计与空间面板数据模型估计进行比较。第一,从变量的显著性水平上看,不论是传统固定效应模型还是空间面板数据模型都比较显著,并且大多数变量在7种不同的模型当中通过5%显著性水平检验。第二,从似然比值Log-likelihood来看,很明显空间面板数据模型中

表 3 空间计量结果及比较

| | 混合估计 | 面板 SAR 模型 | | | 面板 SEM 模型 | | |
|-----------------------------|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 解释变量 | (OLS) (1) | 空间固定 (2) | 时间固定 (3) | 双固定 (4) | 空间固定 (5) | 时间固定 (6) | 双固定 (7) |
| lnInfra | -0.032 * * * (-3.444) | -0.026 * * * (-2.86) | -0.023 * * * (-4.885) | -0.028 * * * (-3.084) | -0.011 (-1.171) | -0.025 *** (-5.124) | -0.031 *** (-3.182) |
| Xg | 0.087 (1.659) | 0.078 (1.56) | 0.073 * * * (2.986) | -0.054 (-0.993) | 0.059 * * (2.104) | 0.078 * * * (3.090) | -0.053 (-0.860) |
| lnFDI | -0.017 * * (-2.504) | 0.017 * * * (2.60) | -0.006 * * (-2.096) | 0.020 * * * (2.939) | 0.015 * * (2.510) | -0.004 (-1.436) | 0.021 * * * (3.050) |
| lnX | 0.032 * * * (3.275) | 0.028 * * * (2.972) | 0.013 * * * (2.799) | 0.034 * * * (3.572) | 0.026 * * * (2.623) | 0.012 * * * (2.689) | 0.035 * * * (3.368) |
| $\lambda(\rho)$ | | 0.114 * * (2.173) | 0.143 * * (2.133) | 0.163 * * (2.351) | 0.460 * * * (8.038) | 0.237 * * * (3.478) | 0.263 * * * (3.912) |
| LogL | 467.614 | 577.665 | 506.381 | 542.898 | 589.356 | 506.774 | 543.789 |
| R^2 | 0.158 | 0.458 | 0.234 | 0.355 | 0.529 | 0.190 | 0.304 |
| $\overline{\mathbf{R}}^{2}$ | 0.166 | 0.520 | 0.271 | 0.449 | 0.581 | 0.226 | 0.402 |

注:"***"、"**"、"*"分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著;括号里数值为对应系数的t统计量。

Log-likelihood 值要比传统的固定效应模型高很多。 因此,空间面板数据模型参数估计性能要比一般传 统固定效应模型具有优势。第三,从模型估计结果 拟合优度来看,传统固定效应模型拟合优度明显要 比 SAR 模型、SEM 模型低,尤其是空间滞后模型和 空间误差模型当中的空间固定效应模型的拟合优度 比传统固定效应模型提高了很多。SAR模型和 SEM 模型当中的固定效应模型的调整后拟合优度 分别为 0.520 和 0.581,接近于 Pooled OLS 估计的 4 倍。最后,从空间面板数据模型的空间滞后项来看, 很明显可以发现6类模型当中,所有空间自回归系 数和空间误差系数系数均大于0,并且通过了5%的 显著性水平检验,说明各省 TFP 会对整个系统中临 近子系统的 TFP 产生影响,即各省份的 TFP 会通过 出口贸易、FDI等产生空间溢出效应以及基础设施 的空间交互效应对临近省份的 TFP 产生影响。由 上述分析,可得出空间面板数据模型要比 Pooled OLS 估计更合适。

其次,对空间面板滞后模型和空间面板误差模型进行比较。依据 Anselin 的做法,认为在进行 SAR模型和 SEM 模型选择时主要参考 LMsar 和 LMerr 这两项指标。如果 LMsar 比 LMerr 显著,那么就选择 SAR 模型;反之,就选择 SEM 模型。但是本文 SAR 模型和 SEM 模型 LM 检验均在 1%的水平上显著,故无法判断究竟选择哪一模型较为合适。再根据 robust-LM 检验进行判断。由于 robust-LMsar = 5.920,P(robust-LMsar) = 0.015 而 robust-LMerr =

0.003,P(robust-LMerr) = 0.956,很明显 SAR 模型下 robust-LM 比较显著,所以选择空间面板滞后模型更合适。

最后,对 SAR 和 SEM 中对应的空间固定、时间固定、双固定效应模型进行比较。第一,从拟合优度来看,在两不同模型中对应的空间固定效应模型中分别为0.520和0.581,明显高于其他模型。第二,从似然比值 Log-likelihood 来看,SAR 和 SEM 中空间固定效应模型 Log-likelihood 值分别为 577.665 和589.356,明显高于其他模型。由此可见,空间固定效应模型相比其他两个模型更加合适,各省域全要素生产率的空间差异效应要强于时间序列差异带来的效应。

综上,本文选取 SAR 模型下的空间固定效应模型最为合适,此模型对观测样本的解释力更强,其他模型估计结果作为空间固定效应模型估计结果的稳健分析。

(2)根据回归系数及显著性水平分析

首先,基础设施(lnInfra)除了在模型(3)中没能通过显著性检验之外,在其他模型中均通过了1%显著性水平检验,在各模型中符号均为负。由此可见基础设施对我国各省域TFP存在明显的阻碍作用与预期相悖。其可能由以下原因引起:第一,本文考察主要是经济基础设施,没有考虑到社会基础设施对技术进步的影响。[22]第二,虽然我国各项经济基础投入较多,但基础设施存在大量重复建设和资源浪费,各项经济基础设施质量提高并不明显,对我

国省域 TFP 推动作用不明显。第三,我国经济基础设施投入过多,导致对社会基础设施投入产生"挤出效应",社会基础设施投入远远不及经济基础设施投入。例如,偏远地区教育投入偏少、优秀人才引入较少等等。我国应注重经济基础设施质量的提高,并且加大社会基础设施投入,实现二者协同发展。

其次,出口依存度在模型(3)(5)(6)中很显著, 并为且符号正。在模型(4)(7)当中虽符号呈现负 号,但是其并未通过显著性水平检验,并且对应的 t 统计量绝对值量很小,这与文章得出的出口依存度 与 TFP 成正向关系的结论是一致的。从模型估计 整体来讲,各省域出口依存度与各省 TFP 之间存在 着正向变动的关系,即某省对外开放程度越高对应 的该省 TFP 增长越快,出口依存度对各省域 TFP 产 生了显著推动作用。所以各省应积极主动适应经济 全球化的趋势,不断深化对外开放。

再次,(各省实际利用外资额)在各模型中基本上通过5%显著性水平检验。整体上讲,FDI对我国省域全要素生产率增长产生了积极作用。从模型(2)可以看出,各省域FDI每增加一个单位,省域全要素生产率会提高1.7%。FDI对我国省域全要素生产率的推动作用可能由以下原因引起:第一,FDI流入可以促进东道国资本积累的形成,从而促进东道国技术进步和经济增长;第二,东道国在引入FDI时,本国内资、合资企业可以通过"引进一消化一吸收一再创新"的途径,促进本国技术进步,形成赶超效应。总之,FDI可以通过示范一模仿效应、竞争效应、关联效应以及人员培训效应促进东道国技术进步。

另外,从表3可以发现,出口贸易额在所有模型中均通过了1%显著性水平检验,并且在各模型当中出口贸易额与各省TFP呈正向关系。可见,出口贸易对我国省域全要素生产率产生了明显的促进作用。从模型(2)可以看出,出口贸易每增加一个单位,全要素生产率会提高2.8%。出口贸易对全要素生产率产生显著推动作用,其原因有:第一,出口企业或部门在国际市场中面临着更多的沉没成本和竞争,迫使这类企业和部门必须要不断采用新技术,不断提高自身生产率;第二,出口企业或部门在与其他国家企业或部门发生贸易时,彼此相互学习、交流,从而产生出口模仿效应和出口学习效应,进而提高出口国全要素生产率。所以各省应鼓励企业积极

参与到国际市场的竞争当中去,通过出口的模仿效应提高自身技术水平。

最后,空间自回归系数和空间误差系数 ρ、λ 在 所有模型中均通过了 5% 显著性水平检验,并且其 系数绝对量比其他变量回归系数绝对量要高。这进 一步表明,各省域全要素生产率显然存在一定的空 间溢出效应。某一省域全要素生产率不仅会受到该 省有关经济活动的影响,还会在较大程度上受到邻 近省份全要素生产率的影响。其原因在于:"区域 经济一体化"的程度不断加深,各省域之间的经济 联系越来越密切,某一省域的技术水平高低与邻近 省域的技术水平有很大关联性。为了促进省域全要 素生产率提高,应加强省区间政策制定的协调性,加 强省区间交流合作,加快实现区域间要素自由化流 动,实现系统内部资源的优化配置。

总之,从表 2、3 分析可以得出:我国省域 TFP 存在较为明显的空间溢出效应;基础设施与我国省域 TFP 呈反向变动关系;出口依存度、出口贸易和 FDI 对各省份 TFP 有着显著的推动作用。

(三)模型估计结果的稳健性检验

为了使模型估计结果更加合理稳健,笔者采用 索洛残值法对样本期间的 29 个省(市)的 TFP 重新 估计,TFP 的计算公式为(8):

$$TFP = \frac{Y}{K^{\alpha}L^{1-\alpha}}$$
 (8)

其中,Y 为产出变量,K 为资本存量,L 为劳动力人数,α 为资本产出弹性。产出变量、资本存量、劳动力人数变量的数据来源与上文的测算,资本产出弹性依据国内学者的研究本文确定 α。估算得出省域 TFP 的基础上,采用 SPDM 模型进行了如下稳健性检验,见表 4 估计结果。

从表 4 稳健性分析报告结果可以得出表 3 同样的结论:经济性基础设施对社会性基础设施产生"挤出效应"从而与省域 TFP 呈现反向关系,出口依存度、FDI 和出口贸易量与省域 TFP 呈现正向关系,并且通过空间地理邻近、叠加效应、涓滴效应等进一步对相邻省份产生正向外部溢出从而促进周边省域 TFP 的增长。

四、结论及启示

本文利用2002—2011年省际面板数据,运用空间计量方法实证地考察了出口贸易、基础设施等变量对我国省域TFP及其空间外溢效应的影响。经

| 解释变量 | | 面板 SAR 模型 | | 面板 SEM 模型 | | | |
|-----------------------------|---------------------|------------------------|---------------------------|----------------------|--------------------------|------------------------|--|
| | 空间固定 (2) | 时间固定 (3) | 双固定 (4) | 空间固定 (5) | 时间固定 (6) | 双固定 (7) | |
| lnInfra | -0.054 * (-1.916) | -0.042 * * (-2.321) | -0.016 * * * (-3.572) | -0.011 * * (-2.365) | -0.029 * * * (-3.18) | -0.031 (-1.182) | |
| Xg | 0.104 * * (2.56) | 0.081 * (2.016) | 0.054 * * * (3.462) | 0.047 (1.104) | 0.087 (0.842) | 0.064 * * (3.247) | |
| lnFDI | 0.032 * * * (3.738) | 0.074 * * (2.246) | 0.038 * * * (2.750) | 0.104 * * (2.891) | 0.026 * * (2.436) | 0.021 (1.802) | |
| $\ln X$ | 0.157 (0.984) | 0.076 * * * (3.740) | 0.054 * * (2.572) | 0.048 * * * (2.903) | 0.037 * * * (2.573) | 0.053 * * (2.462) | |
| $\lambda(\rho)$ | 0.102 * (2.045) | 0.167 * * * (3.921) | 0.139 * (2.120) | 0.273 * * * (3.725) | 0.183 * * (2.357) | 0.213 * * * (2.945) | |
| $\overline{\mathbf{R}}^{2}$ | 0.470 | 0.371 | 0.521 | 0.556 | 0.461 | 0.514 | |

表 4 稳健性检验结果

研究发现:第一,基础设施对我国省域 TFP 存在较为显著的负向关系,出口依存度、出口贸易以及 FDI 对我国省域 TFP 产生了积极的推动作用;第二,我国省域 TFP 存在明显的空间外溢效应,某一省份 TFP 不仅受到本省各要素的影响,还会受到相邻省域 TFP 及其他经济活动的影响。基于上述几点结论,本文得到如下几点启示:

- 1. 基础设施与我国省域 TFP 呈现负向关系,表明我国经济基础设施投入过多,对社会基础设施产生了"挤出效应"。为此,必须加大我国科教文卫事业的投入,重视人才培养,强调自主创新能力的提高,实现经济基础设施和社会基础设施协调发展。其次,要整合省域资源,防止盲目扩大省域经济基础设施,因与其他系统外因素协调发展,促进全要素生产率提高。出口依存度、出口贸易以及 FDI 对各省域 TFP产生了积极的推动作用。因此,各省应不断深化对外开放水平,积极参与国际竞争,适应经济全球化的大趋势。各出口部门和企业应在出口贸易中充分利用出口模仿效应和出口竞争效应等,在"干中学"中提高自身的技术水平,从而促进了各省 TFP的增长。各省应积极引进外资,在利用外资的过程中学习、吸收国外先进技术,形成赶超效应。
- 2. 各省域 TFP 存在较为明显的空间外溢效应, 表明某一地区 TFP 与其相邻省份 TFP 存在较为密切的关系,并且还会受到邻近省域基础设施、出口贸易等变量的影响。鉴于此,我国各省份之间应加强合作与交流,打破地域行政区划的限制,以技术发达的东部沿海为领头,带动中西部地区 TFP 增长。应注重省区间政策制定的协调性,加快实现区域间要素自由化流动,实现系统内部资源的优化配置,引领中国经济奇迹"第二季"的启动。

注释:

① 劳动力人数为各省(含自治区、直辖市)每年年末从业人员数,资本存量数据借鉴张军等(2004)的研究,通过永续盘存法得出。

参考文献:

- [1] Hailin liao. Export-Total Factor Productivity Growth Nexus in East Asian Economies [J]. Applied Economices, 2009(35):34-56.
- [2] Sangho KIM, Hyunjoon LIM. The Effect of Imports and Exports on Total Factor Productivity in Korea[R]. Rieti Discussion Paper Series, 2005, No. 7.
- [3] Mi Dai, Miaojie Yu. Pre-R & D, Exporting and Productivity Gains Evidence from Chinese Firms [R]. NBER Working Paper, 2011, No. 011.
- [4] Roberto Antonietti, Giulio Cainelli. The Role of Spatial Agglomeration in A Stuctural Model of Innovation, Productivity and Export: A Firm-level Analysis [J]. The Annais of Regional Science, 2011 (56):67-99.
- [5] Daniele Cruzi, Alessandro Olper. Export Behavior of Italian Food Firms: Does Product Quality Matter? [J]. Food policy, 2012 (37):493-503.
- [6] Ucak Harun, Ozturk Ilhan, Sarac Taha Bahadir. Total Factor Productivity and Export Relationship: the Case for Agriculture Sector in Four Mediter-Ranean Countries [J]. Actual Problems of Economics, 2012 (135):514-525.
- [7] 何元庆. 对外开放与 TFP 增长:基于中国省际面板数据的经验研究[J]. 经济学:季刊,2007(4):1127-1142.
- [8] 刘舜佳. 国际贸易、FDI 和中国全要素生产率下降——基于 1952—2006 年面板数据的 DEA 和协整检验[J]. 数量经济技术经济研究,2008(11):78-91.
- [9] 刘霞,蔡风景,胡玉琴.中国区域全要素生产率的影响 因素分析[J].温州大学学报:自然科学版,2012(4): 21-29.

- [10] 叶明确,方莹. 出口与我国全要素生产率增长的关系——基于空间杜宾模型[J]. 国际贸易问题,2013 (5):89-101.
- [11] Melitz M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrics, 2003(6):1695-1725.
- [12] Alvarez Raberto, Ricardo A. Lopez. Exporting and Performance: Evidence from Chilean Plants [J]. Canadian Journal of Economics, 2005 (38):1384-1400.
- [13] Wolfgang Keller. International Trade, Foreign Direct Investment and Technology Spillovers [R]. NBER Working Paper, 2009, No. 15442.
- [14] Insang Hwang, Eric C Wang. The Effectiveness of Export, FDI and R & D on Total Factor Productivity Growth: the Case of Taiwai and Korea[J]. Journal of International Economics Study, 2012(26):93-108.
- [15] Patricia Augier, Marion Dovis. Does Export-Market Participation Improve Productivity? Evidence from Spanish Manufacturing Firm [J]. The Journal of International Trade and Economic Development, 2013 (22):78-92.
- [16] 张公嵬,梁琦. 出口、集聚与全要素生产率增长——基于制造业行业面板数据的实证研究[J]. 国际贸易问

- 题,2010(12):12-19.
- [17] 陈媛媛,王海宁.出口贸易、后向关联与全要素生产率 [J].财贸研究,2011(1):46-51.
- [18] 陈勇兵, 仉荣, 曹亮. 中间品进口会促进企业生产率增长吗——基于中国企业微观数据的分析 [J]. 财贸经济, 2012(3):76-86.
- [19] 刘舜佳. 进口贸易研发知识二次溢出的空间测度——基于 Coe-Helpman-Durbin 模型的检验[J]. 南方经济, 2013(8):67-81.
- [20] Levin A, Raut L K. Complementarities between Export and Human Capital in Economic Growth; Evidence from the Semi-industrialized Countries [J]. Economic Development and Cultural Change, 1997;155-157.
- [21] 金戈. 中国基础设施资本存量估算[J]. 经济研究, 2012(4):4-14.
- [22] 庞瑞芝. 我国主要沿海港口的动态效率评价[J]. 经济研究,2006(6):92-100.

责任编辑:郑晓艳

(E-mail: zhengxiaoyan1023@ hotmail. com)

The Analysis of Export Trade and the Provincial TFP from Space Dimensions

HU Xian-xu¹, ZHOU Chun-lin²

- (1. Institute of Geochemistry, Chinese Academy of Sciences, Guiyang 550002, China;
 - School of International Economics and Trade, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: As an important index to measure a country's technology progress, total factor productivity determines a country's productivity level. In the process of the deepening of reform and opening up, how to use the opening up to improve China's technological level has become a more pressing task. This paper uses panel DEA malmquist index method measures out of the 29 provinces' (including autonomous regions and municipalities) domain TFP index and its components. Based on this analysis, the author establishes the spatial panel data model (SPDM) in order to analyze the impacts of different variables on the provincial TFP from the empirical perspective. The results show that: Overall, there exists spatial autocorrelation in Provincial TFP obviously, the provinces' TFP will be affected by the neighboring provinces ones. The infrastructure has a significant negative impact on provincial TFP, the export dependence, export trade and FDI have a significant positive relationship with the provinces' TFP.

Keywords: Export Trade; TFP; Malmquist Index; Spatial Panel Data Models (SPDM)