

FDI、进出口贸易对全要素生产率的影响

——基于省市数据的空间计量分析

吕 品, 潘沈仁

(浙江理工大学产业经济研究所, 杭州 310018)

摘 要: 考虑全要素生产率在空间上的溢出效应, 采用空间计量方法, 实证分析 2000—2010 年中国 30 省市 FDI、进出口贸易这两种主要的技术引进方式对全要素生产率的影响。结果表明: 我国各省市全要素生产率表现出明显的空间集聚特征; 进口促进了全要素生产率的增长, 而出口对全要素生产率的增长影响不显著; FDI 一定程度上对全要素生产率有促进作用; 研发投入与全要素生产率呈现负相关。

关键词: 全要素生产率; 进出口贸易; FDI; 空间计量模型

中图分类号: F752

文献标志码: A

在学术界, 通常以全要素生产率 (total factor productivity, TFP) 来衡量一个国家或地区经济增长质量的好坏, 因此, 要提高我国经济增长的质量, 就要研究如何提高全要素生产率。但是, 作为提高全要素生产率的有效途径的技术进步从哪里来呢? 一种观点是通过引进, 如林毅夫等^[1] 认为通过进出口贸易和外商直接投资 (FDI) 的形式从国外进口大量富含先进技术的资本品是我国现阶段快速提升技术水平的主要手段; 另一种观点是通过自主创新。但是, 郑玉歆^[2] 和易纲等^[3] 都认为自主创新耗时又耗成本, 且自行开发尖端技术不仅投入大而且失败率高, 而购买技术设备的成本则要低得多。因此, 引进技术成为省时且见效快的方法。目前我国引进技术主要通过两个途径实现, 一是进出口贸易, 二是通过吸引国际投资即 FDI。进出口贸易对 TFP 的影响主要体现在两个方面: 一是进口的技术扩散和竞争效应, 通过进口技术含量比较高的资本品或中间品促进技术进步, 同时国外进口的高技术资本品会迫使

国内的创新者加快创新速度以生产技术含量高的产品; 二是通过出口的方式与国际接触, 企业可以获得新的生产技术、新的产品设计等。类似地, FDI 对全要素生产率的影响也体现在两个方面: 一是技术水平和生产效率较高的外资企业本身带来的直接的技术进步效应; 二是 FDI 流入产生的所谓竞争效应和模仿效应以及帮助企业员工培训所带来的间接技术进步。

从实证研究的视角看, Coe 等^[4] 最早证实了进出口贸易技术溢出的存在, 他们的实证结果表明进出口贸易对全要素生产率有显著的正影响。我国对这方面的研究以宏观层面为主, 方希桦等^[5] 借鉴 CH 模型证实了 G7 国家的研发投入通过进口贸易途径显著的促进了我国全要素生产率的增长; 许和连等^[6] 利用我国省际面板数据进行的实证研究, 结果表明, 进出口贸易增长对我国全要素生产率的提高存在促进作用; 李小平等^[7] 用 FFR 模型考察国际 R&D 溢出对中国工业行业生产率的影响, 发现进出口贸易的国际 R&D 溢出促进全要素生产率增长。

收稿日期: 2013-10-12

基金项目: 国家自然科学基金青年项目 (71003086); 浙江省高校人文社会科学重点研究基地浙江理工大学应用经济学基地资金资助项目 (11210031251339)

作者简介: 吕 品 (1969—), 山西大同人, 副教授, 研究方向为国际投资, 产业创新。

通信作者: 潘沈仁, E-mail: 780190909@qq.com

对于 FDI 与全要素生产率的关系的实证研究主要分为两类:第一类研究结果支持了 FDI 的引进促进了全要素生产率的提高这一结论。Blomstrom 等^[8]利用墨西哥 1970 年的行业数据,实证得出了墨西哥 FDI 对全要素生产率有促进作用。Haskel 等^[9]研究表明:从企业和行业视角看,相关企业的全要素生产率与它所在行业的外商直接投资额存在较为显著的正相关关系。在国内,潘文卿^[10]通过对 1995—2000 年面板数据的 FDI 的外溢效应进行分析,得出 FDI 对内资部门的增长起到积极作用,还有其他一些学者的研究结果也都表明了 FDI 有助于全要素生产率的提高^[11]。另一类则说明 FDI 对全要素生产率没有促进作用。Haddad^[12]以摩洛哥的制造业为样本研究发现,外商直接投资越多的行业,全要素生产率的增长速度反而较慢。Grether^[13]通过对墨西哥制造业的研究,发现 FDI 的所谓外溢效应在墨西哥制造业内没有显著存在。

遗憾的是,目前关注全要素生产率的影响因素大都是从进出口或 FDI 单一视角展开,鲜有文献考察进出口和 FDI 两者对全要素生产率的影响。少数文献研究了对外开放(包括进出口和 FDI)对全要素生产率增长的影响,国外学者 Edward^[14]考察了 1960—1990 年间 92 个国家的对外开放对全要素生产率的影响,结果发现对外开放促进全要素生产率的增长;Cameron 等^[15]的研究也得出相同结论:对外开放与全要素生产的增长呈现正相关;国内学者何元庆^[16]和许培源^[17]利用省际面板数据分析对外开放对我国 TFP 增长的影响,结果发现进口贸易和 FDI 均对全要素生产率的增长产生了正向技术溢出作用,而出口贸易对全要素生产率的增长有轻微的负向影响;刘舜佳^[18]则认为在短期内 FDI 有助于全要素生产率的提高,但长期来看进出口贸易和 FDI 都无助于我国全要素生产率的提高和非物化的技术进步。

根据空间经济学理论,空间地理位置相邻近的地区,地区间的技术交流、生产要素流动和经济合作较便利且频次高,因此,在研究我国各省市 FDI、进出口贸易对 TFP 增长的影响时,引入空间因素是非常有必要的。基于以上分析,本文将采用空间计量方法来分析我国各省市 FDI、进出口贸易对 TFP 增长的影响,以期能更全面客观的反映经济事实。

一、TFP 的测算与分解

(一)基于 DEA 的 Malmquist 生产指数法

Malmquist 生产指数法源于 Malmquist(1963)

中提出的缩放因子的概念,后来 Charnes 等^[19]将该指数与 DEA 理论结合起来,利用马奎斯特投入—产出距离来定义 TFP 指数。此后马奎斯特 TFP 指数在关于生产率测算的研究中得到了广泛的应用。基于该方法的优点,本文运用基于 DEA 的 Malmquist 生产指数法来测算全要素生产率,并对全要素生产率进行分解。

(二)相关变量选取以及相应的处理方法

鉴于面板数据的可获得性,本文选取除西藏自治区、台湾、香港和澳门之外的 30 个省市为样本,样本期为 2000—2010 年。测算 TFP 涉及到的相关变量有:总产出、资本投入和劳动投入。

a) 总产出。以全国 30 个省市 2000 年到 2010 年的实际 GDP 作为总产出。可以计算以 2000 年为基期价格计算的 GDP 序列。

b) 劳动投入量。选取全国 30 省市总就业人员作为劳动投入量,用 L 表示。

c) 资本存量。采用“永续盘存法”,参考张军等^[20]的计算法。为减小误差,把 2000 年作为基年的资本存量确定,把各省 2000 年的资本存量由 1952 年为基期转换为以 2000 年为基期,采用固定资产投资价格指数,各省市固定资本形成总额的折旧率确定为 9.6%。

(三)测算结果分解

根据 Malmquist 生产指数法,利用 2000—2010 年的 30 个决策单位,一个产出变量和两个投入变量,通过 DEAP2.1 软件可以测算出各年各省市的全要素生产率变化指数、技术效率变化指数、技术进步变化指数。

1. 各省市全要素生产率增长率及其分解

表 1 是经过处理并整理而得到的各省市 2000—2010 年期间各生产指数的年度平均值。表 1 的数据显示,以 Malmquist 指数所计算的我国全要素生产率在 2000—2010 年间年均下降了 1.4 个百分点。并且,在所有 30 个省市中,只有天津、黑龙江、上海、江苏、浙江、广东、海南和新疆 8 个省市的 TFP 指数是大于 1 的,意味着这 8 省市的全要素生产率在 2000—2010 年之间是增长的,其中上海的 TFP 指数最高,为 1.048;在 TFP 指数小于 1 的 22 省市中,北京、河北、辽宁、福建、山东、四川、云南和青海这 8 省市是高于全国水平的。

从表 1 的计算结果看,以 Malmquist 指数所计算的我国技术进步指数和技术效率指数都是小于 1 的,表明 2000—2010 年我国没有发生明显的技术进

步,技术效率也没有明显提升。就技术进步来看,虽然全国均值没有发生明显技术进步,但是,北京、天津、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、云南和新疆 12 个省市技术进步指数都大于 1,表明这 12 省市在 2000—2010 年之间技术是有发生进步的。其中,上海市的技术进步率最大,为 4.8%。而就技术效率变化来看,在不变规模收益下的效率在 2000—2010 年间有轻微的下降,下降了 0.2 个百分点。除去三个保持不变的省份(河北、上海和广东),还有黑龙江、安徽、江西、湖南、海南、四川、贵州、陕西和甘肃的技术效率有所提高,其中四川提升幅度最大,为 4.2 个百分点。

表 1 各省市全要素生产率增长率及其分解

省市	技术效率 变化指数	技术进步 变化指数	全要素生产率 变化指数
北京	0.983	1.016	0.999
天津	0.995	1.027	1.021
河北	1.000	0.987	0.987
山西	0.990	0.972	0.962
内蒙古	0.980	0.998	0.978
辽宁	0.975	1.018	0.992
吉林	0.965	1.003	0.968
黑龙江	1.010	0.995	1.005
上海	1.000	1.048	1.048
江苏	0.996	1.018	1.014
浙江	0.988	1.015	1.002
安徽	1.029	0.954	0.982
福建	0.991	1.006	0.997
江西	1.008	0.955	0.962
山东	0.996	1.002	0.998
河南	0.996	0.954	0.950
湖北	0.998	0.968	0.966
湖南	1.018	0.955	0.972
广东	1.000	1.006	1.006
广西	0.989	0.953	0.942
海南	1.022	0.989	1.011
重庆	0.967	0.952	0.920
四川	1.042	0.956	0.996
贵州	1.025	0.951	0.975
云南	0.985	1.014	0.998
陕西	1.012	0.970	0.982
甘肃	1.005	0.953	0.958
青海	0.999	0.996	0.995
宁夏	0.978	1.000	0.978
新疆	0.992	1.017	1.009
样本均值	0.998	0.988	0.986

数据来源:根据 DEA 测算结果整理。

2. 历年全要素生产率增长率及其分解

表 2 显示 2001—2010 年我国省际平均的全要素生产率下降了 1.4%,其中技术进步年均下降了 1.2%,技术效率年均下降了 0.2%,可以看出我国全要素生产率的下降主要是由技术进步下降引起的,而技术效率的影响比较小。表 2 还显示,2001 年我国的 TFP 是增长的,其余年份 TFP 都是下降的,2009 年下降最为严重,下降了 4.1 个百分点。

表 2 历年全要素生产率增长率及其分解

年份	技术效率 变化指数	技术进步 变化指数	全要素生产率 变化指数
2001	1.038	0.965	1.003
2002	1.011	0.987	0.998
2003	0.999	0.994	0.993
2004	0.996	0.999	0.995
2005	0.994	0.987	0.981
2006	0.981	0.997	0.978
2007	0.991	1.008	0.999
2008	0.984	0.989	0.973
2009	0.997	0.962	0.959
2010	0.987	0.990	0.977
平均值	0.998	0.988	0.986

数据来源:根据 DEA 测算结果整理。

由图 1 可知,全要素生产率在 2001—2010 年整体来说是下降的,2001 年全要素生产率最高,2009 年下降到最低。2001—2006 年全要素生产率平稳下降;2007—2010 年全要素生产率波动幅度较大。总体来看,虽然全要素生产率出现阶段性的较大幅

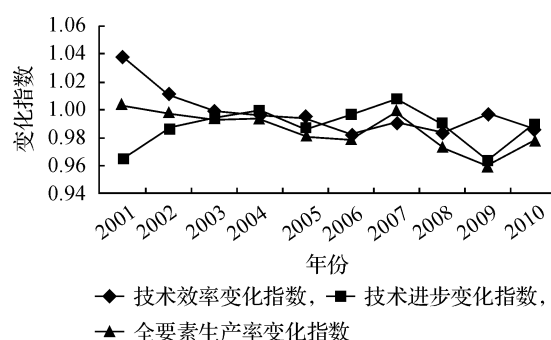


图 1 全要素生产率变化、技术进步率变化、技术效率变化的时间趋势

度的波动,但是除 2001 年外,2002—2010 年都是负增长的。技术进步的变化与 TFP 的变化趋势基本一致。总体上,除 2007 年技术进步率为正值外,其余各年份的技术进步率为负值。技术效率方面,2001 年、2002 年出现技术效率提升,其余年份均有所下降。与全要素生产率和技术进步率的变化趋势不同,技术效率总体呈现下降的变化趋势,波动幅度

也相对较小。

二、空间计量模型设定

根据空间经济学理论,空间地理位置相邻近的地区,地区间的技术交流、生产要素流动和经济合作便利且频次高,因此,在研究我国各省市的 FDI、进出口贸易对 TFP 增长的影响时,引入空间因素是必要的。构造空间计量模型有两个步骤:一是空间相关性的检验;二是空间计量模型类型的选择。

(一)空间相关性检验

首先根据边界邻接法得到空间权重矩阵,为避免“孤岛效应”,设海南与广东和广西拥有共同边界。采用 Matlab7.0 软件计算 2001—2010 年我国 30 个省市全要素生产率的 Moran I 指数,并根据 Z 值来判断 Moran I 指数的显著性,结果见表 3。

表 3 2001—2010 年我国全要素生产率的

Moran I 统计值

年份	I 值	Z 值	p-value
2001	0.277***	2.652	0.008
2002	0.342***	3.256	0.001
2003	0.430***	3.994	0.000
2004	0.337***	3.211	0.001
2005	0.144*	1.624	0.092
2006	0.215**	2.186	0.029
2007	0.346***	3.312	0.001
2008	0.240**	2.409	0.016
2009	0.358***	3.334	0.000
2010	0.316***	2.956	0.003

注:*, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 的显著性水平。

由表 3 知道,2001—2010 年各个年份中 Moran I 指数都通过了显著性检验,并且 Moran I 指数为正值,这说明我国全要素生产率整体表现为正的空间相关性,即我国全要素生产率的空间分布并不是完全随机状态,而是呈集聚效应,全要素生产率较高的地区其周边地区全要素生产率也较高,全要素生产率较低的地区其周边地区全要素生产率也较低。

利用 GeoDa 软件,得到 2001 年、2006 年和 2010 年我国全要素生产率的 Moran I 散点图(见图 2)。由图 2 可知,绝大部分省市聚集在第一象限和第三象限,说明高-高型(H-H 型)和低-低型(L-L 型)居于主导地位,即较高的 TFP 增长率的省市相邻(H-H 型),2001 年属于 H-H 型的省市有浙江、山西、山东、青海、宁夏、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、北京、天津、海南、福建、上海、江苏和河北,2010 年 H-H 型省区有浙江、新疆、青海、江西、北京、天津、福建、上海和江苏;较低

的 TFP 增长率的省市相邻(L-L 型),2001 年属于 L-L 型的省市有江西、湖南、湖北、贵州、广西、安徽和重庆,2010 年属于 L-L 型的省市有云南、陕西、山西、宁夏、内蒙古、吉林、湖南、湖北、河南、海南、贵州、广西、甘肃和安徽。由此可见,我国全要素生产率在空间上基本表现为“高高集聚”和“低低集聚”两种特征,形成一种“局部趋同、总体分异”的空间格局。

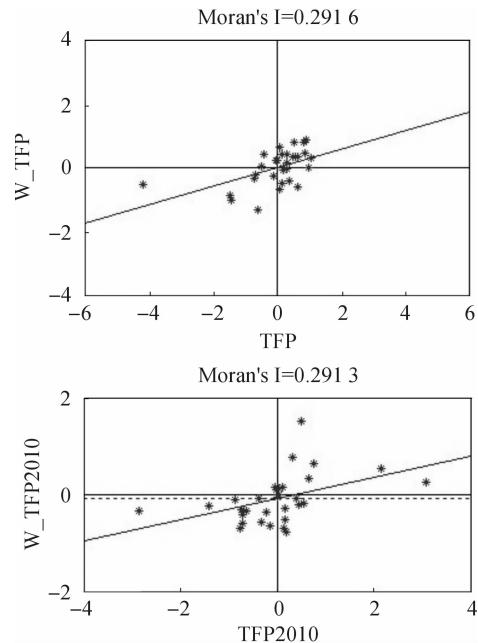


图 2 2001 和 2010 年我国全要素生产率的 Moran I 散点图

(二)模型的设定

通过 Moran I 值空间相关性检验,表明我国 30 省市全要素生产率存在显著的空间相关性。因此,如果忽略这种空间相关性,将导致相关的研究结论出现偏差。结合前面的分析,将待估计的计量模型设定为:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + \rho \sum_j W_{ij} Y_j$$

其中 y_i 为被解释变量, Z_i 为影响 TFP 的控制变量, X_i 为解释变量, W_{ij} 为空间权重矩阵, 相邻省市的 TFP 对该省市的 TFP 影响反映在系数 ρ 上。将空间滞后模型(SLM)设定如下:

$$tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 ex_{it} + \beta_2 im_{it} + \beta_3 fdi_{it} + \beta_4 rd_{it} + \rho \sum_j W_{ij} tfp_{jt} + \epsilon_{it}$$

不难看出,假定省市 j 的全要素生产率对省市 i 的全要素生产率产生影响。系数 ρ 综合反映了相邻省市解释变量的影响力。如果空间相关性由模型以外的因素决定,则将空间误差模型(SEM)设定为:

$$tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 ex_{it} + \beta_2 im_{it} + \beta_3 fdi_{it} + \beta_4 rd_{it} + \lambda \sum_j W_{ij} t\epsilon_{jt} + \mu_{it}$$

其中, i 代表省市个体, t 代表时间, tfp_{it} 代表省市 TFP 增长率, ex_{it} 、 im_{it} 、 fdi_{it} 为各省市的出口总额、进口总额、FDI 占 GDP 的百分比, rd_{it} 为各省的 R&D 投资占 GDP 的比重, ρ 和 λ 分别表示空间滞后回归系数和空间误差回归系数, W_{it} 是权重矩阵, ϵ_{it} 和 μ_{it} 是随机误差向量。

(三)变量的选取

a) 外商直接投资变量(fdi)。FDI 对一个国家(或地区)的影响不仅在于增加资本投入,还包括 FDI 技术溢出效应,即 FDI 流入所带来的先进的技术和管理经验。首先把以美元计量的 FDI 转换成以人民币为单位的 FDI;然后以各省市外商直接投资额占 GDP 的百分比 fdi_{it} 衡量 FDI 对全要素生产率的影响。

b) 进出口变量(im 和 ex)。选取进口额和出口额作为解释变量,首先对中国统计年鉴的相关指标用当年的人民币兑美元汇率换算成人民币,然后以各省市的进口额、出口额占 GDP 的百分比—— ex_{it} 、 im_{it} 衡量出口和进口对全要素生产率的影响。

c) R&D 投入变量(rd)。由新增长理论可知: R&D 投入可能是影响 TFP 增长的关键因素。将各

省市的 R&D 投入强度占 GDP 比重 rd_{it} 作为影响全要素生产率的控制变量。

使用 2001—2010 年我国 30 个省市的面板数据作为样本,共 300 个观测值,相关研究变量的描述性统计结果见表 4。

表 4 研究变量描述性统计

变量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差	观测值	截面数
tfp	0.986	0.989	0.842	1.101	0.037	300	30
ex	0.173	0.068	0.015	0.906	0.206	300	30
im	0.163	0.056	0.11	1.339	0.244	300	30
fdi	0.289	0.019	0.000 7	0.509	0.036	300	30
rd	0.011	0.008 9	0.000 6	0.058	0.009 5	300	30

数据来源:《中国统计年鉴》、各省市历年统计年鉴。

三、实证结果及分析

依照 2001—2010 年我国 30 个省市样本数据,采用空间经济面板计量方法,用 Matlab 7.0 软件估计了空间滞后模型和空间误差模型,为了便于比较,同时给出通过普通面板数据的加权最小二乘法(WLS)进行估计,整理结果如表 5。

表 5 全国层面的回归结果

模型	WLS 面板		SLM 面板		SEM 面板	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
C	0.976 5***	256.115	0.489 8***	8.648	0.984 2***	171.310
ex	0.049 6***	2.950 9	0.019 9	0.848	0.029 0	1.222 3
im	0.043 8*	2.194 0	0.049 4**	2.002	0.055 6**	2.273 1
fdi	0.058 5	1.027 7	0.141 9***	3.014 6	0.157 7**	3.437 7
rd	-0.694 1*	-1.937 8	-0.920 0**	-2.078 4	-1.009 4***	-2.177 7
ρ 或 λ			0.499 9***	8.729 4	0.527 4**	9.010 5
修正 R^2	0.215 2		0.583 5		0.584 3	
LogL 值	27.924 1		218.549 7		227.015 7	
DW 值	1.805 7					
likelihood			654.583		658.816	
豪斯曼检验(p 值)	0.000 0		0.000 0		0.000 0	
样本个数	300		300		300	
空间依赖性检验	统计值		p 值			
LM(sar)	27.924 1***		0.000			
R-LM(sar)	3.330 2*		0.068			
LM(error)	24.595 8***		0.000			
R-LM(error)	0.001 9		0.966			

注:①本表数据保留 4 位小数;②*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

从 WLS 回归结果可知,模型的拟合优度达到 19.58%,且整体上比较显著,DW 值为 1.805 7,表明解释变量之间的多重共线性问题得到良好解决。观察各解释变量的系数可知,出口变量 ex 的系数为

0.049 6,并通过了 1% 的显著性水平,说明出口对我国全要素生产率的增长具有显著的正向效应。进口变量 im 和研发投入变量 rd 的系数分别为 0.043 8 和 -0.694 1,并且都通过了 10% 的显著性检验,表明进

口对我国 TFP 的正向效应比较显著,科研投入对我国 TFP 的负向效应显著。外商直接投资变量 fdi 的系数为 0.058 5,可见外商直接投资对我国全要素生产率具有明显的正效应,但不显著,出现这种情况的原因可能有以下两个:a) FDI 本身对全要素生产率没有显著的正向效应;b) WLS 模型的设定存在问题,例如未考虑到全要素生产率在地理上的空间关联等。

从空间计量模型 SLM 和 SEM 的回归结果可以看出,相对 WLS 的回归结果,引入空间因素后模型整体的拟合优度和 LogL 值都得到提高,而且空间自回归系数 ρ 和空间误差回归系数 λ 都达到 1% 的显著水平,说明引入空间因素是有实际意义的,如果忽略经济体之间潜在的空间相关性,基于 OLS 的回归模型是有偏误的。对比 SLM 模型和 SEM 模型的回归结果,我们发现两者比较接近,但为了区分是内生的空间自回归还是空间误差自相关,还需借助 Anselin 和 Florax(1995)的准则进行判定:注意到 LM(sar)的值大于 LM(error),R-LM(sar)的值也大于 R-LM(error),而且 LM(sar)和 R-LM(sar)的显著性分别都大于 LM(error)和 R-LM(error),因此认为空间滞后模型比空间误差模型优势明显。

对比 WLS 回归结果与 SLM 回归结果,可以得到以下结论:

a) 引入空间变量对解释全要素生产率空间溢出效应的作用显著,这里空间自回归系数 ρ 值为 0.499 9,并通过 1% 的显著性检验,说明我国全要素生产率在地理空间的邻接上客观表现出较明显的空间依赖性,而这种空间依赖性主要通过溢出冲击的空间传递来实现。从统计学的角度看, ρ 度量了相邻地区观测值的变化对本地区观测值的影响方向程度,于是当相邻省市的全要素生产率变动 1% 时,将促使本省市全要素生产率同向变动 0.499 9%,这个经验结论与前文证实的我国全要素生产率存在空间自相关性是相呼应的。尤其表现在 L-L 型和 H-H 型集聚带的全要素生产率空间集聚效应非常突出。

b) SLM 回归结果中, ex 的系数为 0.019 9,显示了出口对全要素生产率的增长有正影响,但不显著。其原因是我国进、出口的商品结构不合理所致。根据相关统计,我国出口产品中,技术含量低的劳动密集型产品占比较大;另外我国主要是外资企业的出口,这一部分出口对 TFP 增长的影响可能被 FDI 所替代。 im 的系数为 0.049 4,且通过 5% 的显著性检验,进一步显示了进口对全要素生产率的增长有显著的正影响。因为进口可以获得大量国外先进的机器设备和零部

件。这些先进的机器设备和零部件投入生产导致了本地区 TFP 的增长,而且这些先进中间产品可以被国内企业所仿制,这样,外国的一些较为先进制造技术就会扩散到国内相关企业,从而促进 TFP 的增长。

c) SLM 回归结果中, fdi 的系数为 0.141 9,且通过了 1% 显著性检验,说明 FDI 对 TFP 的增长有较明显的促进作用。这主要是由于随着外商直接投资带来的一些额外资源,诸如企业的管理经验、工作流程、营销技术和国际分销网络渠道、技术创新和研发能力等的贡献。这些额外资源具有较强的溢出效应,而且溢出的路径也是多维的,从管理和技术层面提高 TFP。此外,随着 FDI 引进也会引入国际竞争的规则帮助建立国内市场竞争机制,提高和改善国内市场资源配置效率。

d) 研发投入 rd 的系数为 -0.92,并通过了 5% 的显著性检验,表明研发投入与 TFP 的增长呈负相关。这是由于我国目前研发投入的使用效率和投入结构等存在一定的问题,中国的 R&D 投资主要集中于大型国有企业,而国有企业存在严重的预算软约束和委托代理问题。R&D 投资强度太大导致投资效率低下。

四、结论与政策建议

采用空间计量经济方法,以我国 30 个省市 2001—2010 年的面板数据为样本,考察进出口贸易、FDI 对全要素生产率的影响。通过普通面板回归(WLS)和空间面板回归(SLM)结果的对比,可以得出的主要结论如下:a) 我国各省市的全要素生产率表现出明显的空间集聚特征,且绝大部分省市属于高-高(H-H)和低-低(L-L)型;b) FDI 对 TFP 的增长有显著的促进作用,并且其促进作用大于进出口贸易产生的技术溢出;c) 进口贸易对全要素生产率的增长有显著的正向效应,而出口贸易对全要素生产率的增长有正向影响但不显著;d) 就控制变量而言,R&D 的符号显著为负,说明研发投入与 TFP 的增长呈负相关;e) 我国全要素生产率在地理空间的邻接上客观表现出较明显的空间依赖性,而这种空间依赖性是通过内生的空间滞后来实现。基于以上的结论,提出如下政策建议:a) 应该扩大我国的 FDI 和进口,作为促进我国全要素生产率增长的两个主要手段,我国应充分利用 FDI 和进口带来的国际技术溢出,提升我国的技术发展水平;b) 提高我国企业出口产品的技术含量,降低对外资企业出口的依赖;c) 政府应该要多方面多层次地加大我国国内的 R&D 投入,对现有的研发部门进行有效地干

预;d)在对全要素生产率的分析与政策制定过程中,应该将省市之间的空间相互依赖纳入其中,充分利用周边省市对该省市的影响来促进我国全要素生产率的增长。

参考文献:

- [1] 林毅夫,任若恩.东亚经济增长模式相关争论的再探讨[J].经济研究,2007,8(1):4-13.
- [2] 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(8):13-20.
- [3] 郑玉歆.全要素生产率的测度及经济增长方式的“阶段性”规律:由东亚经济增长方式的争论谈起.经济研究[J].1999(5):55-60.
- [4] Coe D T, Helpman E. International r&d spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-887.
- [5] 方希桦,包群,赖明勇.国际技术溢出:基于进口传导机制的实证研究[J].中国软科学,2004(7):58-64.
- [6] 许和连,元朋,祝树金.贸易开放度、人力资本与全要素生产率:基于中国省际面板数据的经验分析[J].世界经济,2006,29(12):3-10.
- [7] 李小平,卢现祥,朱钟棣.国际贸易,技术进步和中国工业行业的生产率增长[J].经济学,2008(1):549-564.
- [8] Blomström M, Persson H. Foreign investment and spillover efficiency in an underdeveloped economy: evidence from the Mexican manufacturing industry[J]. World Development, 1983, 11(6): 493-501.
- [9] Haskel J E, Pereira S C, Slaughter M J. Does inward foreign direct investment boost the productivity of domestic firms? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2007, 89(3): 482-496.
- [10] 潘文卿.外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析[J].世界经济,2003,6(3):3-7.
- [11] 颜鹏飞,王兵.技术效率、技术进步与生产率增长:基于DEA的实证分析[J].经济研究,2004(12):55-65.
- [12] Haddad M, Harrison A. Are there positive spillovers from direct foreign investment?: evidence from panel data for Morocco[J]. Journal of Development Economics, 1993, 42(1): 51-74.
- [13] Grether J M. Determinants of technological diffusion in mexican manufacturing: a plant-level analysis [J]. World Development, 1999, 27(7): 1287-1298.
- [14] Edwards S. Openness, productivity and growth: what do we really know? [J]. The Economic Journal, 1998, 108(447): 383-398.
- [15] Wu Yanrui, Openness, productivity and growth in the APEC economies[J]. Empirical Economics, 2004(3): 593-604.
- [16] 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,2007,6(4):1127-1142.
- [17] 许培源.中国省域TFP增长的空间邻居效应:经验研究[J].山西财经大学学报,2009(9):36-42.
- [18] 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,2008,25(11):28-39.
- [19] Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making units[J]. European Journal of Operational Research, 1978, 2(6): 429-444.
- [20] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.

Influence of FDI and Import and Export Trade on Total Factor Productivity ——Spatial Econometric Analysis Based on Provincial and Municipal Data

LÜ Pin, PAN Shen-ren

(Research Institute of Industrial Economy, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Considering the overflow effect of total factor productivity in space, this paper conducts empirical analysis on the influence of two main ways of technical import-FDI and import and export trade in 30 provinces and cities of China in 2000—2010 on total factor productivity with spatial econometric method. The result shows that total factor productivity in provinces and cities of China shows an obvious spatial agglomeration feature; import promotes the growth of total factor productivity, while export does not have significant influence on the growth of total factor productivity; FDI promotes total factor productivity to a certain extent; research input and total factor productivity have negative correlation.

Key words: total factor productivity; import and export trade; FDI; spatial econometric model

(责任编辑:陈和榜)