

研发投入对中国区域 全要素生产率的影响研究

——基于 DEA-Tobit 模型

刘建翠 郑世林

摘要 研发投入不仅有利于积累知识资本,还可以为经济增长注入新的活力。进入 21 世纪以来,中国研发投入大量增长,已成为研发投入大国,研发投入对全要素生产率的影响成为研究的热点。作者以 1998~2015 年 29 个省份的面板数据为基础,运用 DEA-Tobit 模型测算了全要素生产率、技术进步和技术效率以及研发投入对全要素生产率、技术进步和技术效率的影响。研究表明:(1)全要素生产率的增长来源主要是技术进步,技术效率阻碍了全要素生产率的提高,无论是在区域还是在省份之间,全要素生产率的增长是不平衡的;(2)在全国层面,研发投入显著提高全要素生产率和促进技术进步,在区域层面,研发投入对东中西三大区域的全要素生产率、技术进步和技术效率的影响存在异质性;(3)污染排放对全要素生产率、技术进步和技术效率具有抑制作用。加大中西部区域的研发投入力度,提高东部区域的研发投入使用效率,将有效提高全要素生产率。

关键词 研发投入 全要素生产率 环境因素 DEA-Tobit 模型

[中图分类号] F061.1 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2018) 04-0017-21

一、引言

创新是经济持续增长和社会发展的主要动力,持续增加研发投入能够增加知识资本,通过研发活动获得新知识能够提升产品质量和有效改善生产流程,进而提高经济

【基金项目】 中国社会科学院哲学社会科学创新工程项目“新时代动能转换的机制与效果评价”(2018年);国家自然科学基金面上项目“互联网基础设施对中国经济发展及公民政治参与的影响”(批准号:71573272)。

【作者简介】 刘建翠(1971-),中国社会科学院数量经济与技术经济研究所副研究员、硕士生导师,邮政编码:100732;郑世林(1975-),北京大学国家发展研究院副研究员、硕士生导师,邮政编码:100871。

致谢:感谢审稿专家匿名评审,当然文责自负。

增长总量和质量。进入 21 世纪以来,中国研发投入增长迅速,尤其是《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006~2020年)》实施以来,2017年研发投入总量达到 17606.1 亿元,是 1998 年的 31.95 倍,研发投入占国内生产总值的比重从 1998 年的 0.7% 提高到 2017 年的 2.13%,提高了 1.43 个百分点,中国已成为研发投入大国。根据内生经济增长理论,从长远来看,研发投入是促进全要素生产率提高和经济增长的重要因素之一。在研发投入大量增长的情况下,是否提高全要素生产率成为目前学者研究的焦点,但是学者主要关注的是行业层面,对区域的研究较少。本文研究 1998~2015 年的全要素生产率、技术进步和技术效率,以及研发投入影响全要素生产率、技术进步和技术效率的方向,^① 期望为政府制定关于研发投入决策提供理论依据。

关于研发投入对经济增长作用的文献出现于 20 世纪 60 年代,80 年代随着内生经济增长理论的兴起和成熟,研发投入对生产率的影响研究开始大量涌现。Griliches (1987) 研究表明,1966~1977 年美国制造业 R&D 对生产率增长有重要作用。Goto 和 Suzuki (1989) 研究结果是,在 1970~1986 年日本 50 个行业研发投入的边际回报率为 0.40。Jeffrey 和 Theofanis (2005) 的研究认为美国和加拿大制造业研发资本增长对生产率增长有显著影响,且美国高于加拿大。Hu 等 (2005) 采用中国 20 世纪 90 年代制造行业企业的数据库研究研发投入对生产率的影响,结果是高科技企业对生产率有显著影响,非高科技企业没有显著影响。Edquist 和 Henrekson (2016) 研究发现瑞典各产业部门的研发投入对全要素生产率增长有积极的作用,研发投入的回报率高达 0.46。

国内关于研发投入与全要素生产率(TFP)的研究只有十几年的历史,且大多数研究是围绕研发投入是否提升行业生产率进行的。张海洋(2005、2010)、李小平和朱钟棣(2006)、李小平(2007)、吴延兵(2008)、夏良科(2010)、柳剑平和程时雄(2011)、孙晓华等(2012)分别研究不同时期工业行业(或制造业)研发投入对生产率的影响,研究结果极为不同。张海洋(2005、2010)、李小平和朱钟棣(2006)、李小平(2007)的研究结果是研发投入阻碍全要素生产率的生长;而吴延兵(2008)、夏良科(2010)、柳剑平和程时雄(2011)的研究结果恰恰相反,即研发投入对全要素生产率增长有显著促进作用。孙晓华等(2012)的研究结果是研发投入对不同的行业表现不同,研发投入和产业间研发溢出推动了资源加工业、机械电子行业全要素生产率增长,但国际贸易与 FDI 渠道下的研发溢出对这两个行业的全要素生产率具有一定的抑制作用;产业间、国际贸易和 FDI 的研发溢出提高了轻纺制造业的全要素生产率,自身研发投入抑制了全要素生产率的提高。

^① 根据国家统计局的部署,2017 年《中国统计年鉴》改革了研发支出的核算方法,将能够为所有者带来经济利益的研发支出不再作为中间消耗,而是作为固定资本形成处理,并修订了 GDP 的历史数据。但是各省份对历史数据修正时段不同,比如北京修正的是 1996~2015 年的 GDP,河南修正的是 2005~2015 年的 GDP,且各地区的研发投入公布年份始于 1998 年,为了保证数据的一致性和连续性,本文研究时段为 1998~2015 年。

在区域层面上，陈刚（2010）用1998~2007年地区数据研究了制度对研发效率和研发溢出吸收效率的影响，研究发现由于国内制度的不完善，本地研发资本阻碍了全要素生产率的提高。严成樑和龚六堂（2013）用1998~2009年31个省份的数据研究发现，研发投入规模抑制了经济增长，基础研究和高校研发投入占研发总投入比例越高，经济增长率越高。蒋殿春和王晓娆（2015）用1998~2011年30个省份的数据研究发现，我国研发投入总体上会显著提高全要素生产率，但不同的研发执行部门和研发类型其效果存在差异。王晓娆和李红阳（2017）用1998~2011年中国30个省份和1987~2011年美国50个州的面板数据研究表明，研发投入对全要素生产率的影响显著为正，不同执行部门的作用存在差异。唐保庆（2009）以1998~2004年APEC 17个成员为研究对象，研究发现发展中国家的国内研发资本存量与全要素生产率、技术进步的关系为负，原因可能是发展中国家研发投入较少，但与技术效率关系为正；发达国家国内研发资本存量对全要素生产率、技术效率和技术进步均具有促进作用。

从以往文献的研究结果看，研发投入对经济增长的作用分为两种，一种是研发投入能够提高全要素生产率，另一种是抑制生产率的提高，出现这两种结果的原因可能是研究的时期、采取的数据样本和研究方法不同，研究研发投入对全要素生产率影响的时期起点在20世纪90年代，也是我国经济增长较快和产业结构快速变化的时段，因此研究时期选择对研究结果有重要影响。中国研发投入大幅度增长是在21世纪以后，并且各省份公布研发投入数据始于1998年，因此本文研究1998~2015年29个省份的全要素生产率增长情况及其研发投入对全要素生产率影响情况。本文的创新点：（1）资本存量包括两部分，一是不包括研发投入的物质资本存量，二是研发投入的资本存量，用DEA-Malmquist法核算全要素生产率、技术进步和技术效率，分析全要素生产率、技术进步和技术效率的变动情况；（2）用Tobit模型测算研发等因素对全要素生产率、技术进步和技术效率的影响。

二、测算模型

为了分析和研究系统效率的影响因素及其影响程度，在数据包络分析（Data Envelopment Analysis, DEA）方法的基础上，Coelli等（1998）创造出一种两阶段法（Two-stage Method）。该方法第一步用DEA法计算系统的效率值，第二步以DEA效率值为因变量，以影响因素等作为自变量建立Tobit模型。因为用DEA法计算得出的效率指数在0和1之间，回归方程的因变量就被限制在这个区间内。而Tobit模型是因变量受限模型（Limited Dependent Variable）之一，可以用来分析因素影响程度。

自从分析效率的两步法被提出后，在国外的教育学、医院管理中已广泛应用。Kirjavainen和Loikkanen（1998）用此种方法实证分析了芬兰高等中学的效率差异及其原因。Watcharasriroj和Tang（2004）用两步法实证研究了泰国92所公立非营利性医院的效率。在我国，该方法被广泛应用于金融系统的效率评价，朱南等（2004）、

陈敬学等(2004)采用两步法分析了我国商业银行效率。在工业经济效率评价研究中,韩晶(2008)研究了我国钢铁上市公司的生产率,李兰冰(2010)实证研究了我国铁路系统的生产效率,李世祥(2010)分析了中国能源效率及其影响因素。在创新效率评价中,王艺明(2003)用Tobit模型研究了高新区创新效率;涂俊和吴贵生(2006)研究分析了我国区域农业创新系统效率及其影响因素;白俊红等(2009)用DEA-Tobit两步法分析了我国省际区域创新效率的环境影响因素;沈渊(2009)研究了科技投入效率,用Tobit模型识别了无效率因素;于晓宇和谢富纪(2011)评价了上海创新系统资源配置问题,分析了环境因素对创新资源配置的影响;孙东(2014)采用超效率DEA-Tobit模型测算了我国各省份的创新效率,从创新基础、微观创新环境、产学研联系质量和国际技术溢出4个方面研究影响创新效率提高的因素。在能源经济效率评价中,胡根华和秦嗣毅(2012)用DEA-Tobit研究了“金砖国家”能源效率,以及不同因素对能源效率的影响;李宏勋等(2014)用超效率DEA-Tobit模型研究了环渤海经济区的能源效率,分析了不同因素对能源效率的影响程度。由此可以看出,利用DEA-Tobit两步法评价经济系统产出效率在方法上已经比较成熟,而在评价经济系统的全要素生产率中还较少用到,因此本文用DEA-Tobit两步法来评价我国区域经济系统生产效率,研究研发投入对其影响程度也是一个创新。

(一) DEA模型简介

DEA方法是以相对效率概念和边界理论、线性规划理论为基础发展起来的,是评价同类部门或单位间相对有效性的重要决策方法,用于多投入多输出的非参数评价,自1978年问世以来已广泛应用于经济、管理等多个领域(Charnes et al., 1978),在20世纪80年代进入中国后(魏权龄,1988),成为制造业、服务业、区域技术经济评价的重要工具(王亚华等,2008;杨桂元、王莉莉,2008;于成学等,2013)。

本文计算全要素生产率是采用DEA-Malmquist生产率指数(TFPCH),运用DEA测算的全要素生产率可以分解为技术变化(Technical Change, TECHCH)和技术效率变化(Technical Efficiency Change, EFFCH)两部分。Malmquist生产率指数是在距离函数的基础上定义出来的,按照Färe等(1997)的定义,在 t 期技术条件下,以产出为导向的从 t 期到 $t+1$ 期的Malmquist生产率变化是:

$$M_0^t(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_0^t(x^t, y^t) \quad (1)$$

其中, $D_0^t(x^t, y^t)$ 是距离函数, (x^t, y^t) 和 (x^{t+1}, y^{t+1}) 分别是 t 期和 $t+1$ 期的投入产出向量。同理,在 $t+1$ 期的技术条件下,从 t 期到 $t+1$ 期的Malmquist生产率变化是:

$$M_0^{t+1}(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_0^{t+1}(x^t, y^t) \quad (2)$$

为了计算结果的平稳性,用两个相邻时期的几何平均数来计算Malmquist生产率变化,在规模保持不变的情况下,进一步分解为技术变化和技术效率变化:

$$\begin{aligned}
M_0^G(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) &= [M_0^t(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) \times M_0^{t+1}(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1})] \\
&= \left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\
&= \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}
\end{aligned} \tag{3}$$

式(3)最后一个等号后面第一项是技术效率变化(EFFCH)，第二项是技术变化(TECHCH)。当各指数大于1时，说明技术进步和技术效率改善；反之亦然。

与其他的综合评价方法相比，DEA法具有处理多输入，特别是多输出问题的能力；不需要提供要素价格的信息；利用统计数据，以投入产出指标的权重为变量，无须先确定各指标的权重，评价结果客观性强。当然，DEA方法也有不可克服的缺陷：不能剔除随机因素的影响；而其他经典方法，例如增长核算法，虽然是当前核算生产率的主要方法，但不能处理面板数据，随机生产前沿方法(SFA)能处理面板数据，却先验地确定随机误差项的概率分布形式，况且其适合较大样本，中国省际样本显然不是大样本。肖林兴(2013)证明DEA-Malmquist方法适用于中国省份全要素生产率的估计。

(二) Tobit 模型简介

Tobit模型是由美国经济学家Tobin(1958)提出的用于研究耐用消费品需求的经济计量学模型。Tobit模型考察因变量受限制的回归，也就是说解释变量是可观测的，被解释变量只能以受限制的方式被观测到。从经济学意义上讲，DEA-Malmquist得出的效率值在(0, 1]，因此是受限变量，如果直接采用最小二乘法回归，会给参数估计带来有偏和不一致(涂俊、吴贵生，2006；于晓宇、谢富纪，2011；孙东，2014)。Tobit模型的一般形式如下：

$$\begin{cases} y_i^* = \beta X_i + \mu_i \\ y_i = y_i^* & \text{if } y_i^* > 0 \\ y_i = 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{4}$$

其中， y_i^* 为潜变量(Latent Dependent Variable)， y_i 为观察到的因变量， X_i 为自变量向量， β 为相关系数向量，误差项 μ_i 独立且服从正态分布： $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$ ，因此 $y_i^* \sim N(X_i\beta, \sigma^2)$ ，为独立同分布。

三、数据来源和变量说明

(一) 投入产出数据

由于数据限制，本文的研究对象为中国29个省份(不包括西藏、海南、香港、澳门和台湾)，研究时段是1998~2015年，数据来自1999~2016年的《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》以及各省份统计年鉴。本文投入指标包括各省份的物质

资本存量、研发投入资本存量、劳动力投入,产出指标包括地区生产总值和各省份的专利申请量。地区生产总值和资本存量均平减为1990年不变价,劳动力投入是各省份的实际就业人数。

(二) 投入产出数据的处理

资本存量的核算方法均使用永续盘存法。物质资本存量的投资额采取各省份的全社会固定资产投资,折旧率参考单豪杰(2008)的结论,采用10.96%。不包括研发固定资本投资的物质资本存量的核算,投资额采取各省份的全社会固定资产投资减掉研发固定资产投资部分,折旧率也是10.96%。各省份研发资本存量采取刘建举和郑世林(2016)的方法核算。

四、中国地区全要素生产率分析

本部分计算Malmquist生产率指数,投入是研发资本存量、不包括研发固定资本投资的物质资本存量和全社会从业人员,产出是地区生产总值和专利申请量,研发资本存量和专利申请量滞后一期,用DEAP 2.1软件计算得出。

(一) 中国全要素生产率、技术进步和技术效率变化趋势

在1999~2015年,中国Malmquist生产率指数总体呈增长态势(见表1),年均变化2%,高于钟世川和毛艳华(2017)的0.4%(1999~2014年),与余泳泽等(2016)估计的1.679%(1997~2012年)接近。从全国全要素生产率的增长来源看,技术进步驱动全要素生产率增长,技术效率的衰退起了反向作用。根据表1,生产率呈波动上升态势,并且与技术进步的波动态势一致,技术进步年均增长3.6%,技术进步拉动了全要素生产率增长;技术效率只有在2000年、2001年和2015年大于1,年均降低1.4%,技术效率阻碍了全要素生产率增长。

表1 1999~2015年全国Malmquist生产率指数及其分解

年份	EFFCH	TECHCH	TFPCH	年份	EFFCH	TECHCH	TFPCH
1998~1999	0.988	1.013	1.002	2007~2008	0.996	1.001	0.997
1999~2000	1.011	1.033	1.044	2008~2009	0.996	1.018	1.014
2000~2001	1.016	0.963	0.978	2009~2010	0.998	1.043	1.041
2001~2002	0.999	1.020	1.019	2010~2011	0.950	1.094	1.039
2002~2003	0.979	1.031	1.010	2011~2012	0.919	1.149	1.056
2003~2004	0.973	1.007	0.980	2012~2013	0.982	1.075	1.055
2004~2005	0.970	1.064	1.032	2013~2014	0.991	0.990	0.981
2005~2006	0.979	1.026	1.004	2014~2015	1.009	1.075	1.084
2006~2007	0.999	1.013	1.012	平均值	0.986	1.036	1.020

资料来源:作者计算。

如图 1 所示, 钟世川和毛艳华 (2017) 的计算结果中, 只有 2002 ~ 2007 年和 2010 年的全要素生产率增长率大于零。而本文计算的全要素生产率只有 2001 年、2004 年、2008 年和 2014 年小于零。本文考虑了研发投入对全要素生产率的影响, 技术创新是一个需要不断投入和累积的过程, 中国各省份在进入 21 世纪后研发投入大量增加, 万名从业人员专利申请量大量增加是在 2005 年以后, 全要素生产率增长依靠技术进步, 因此本文计算的全要素生产率增长率在 2008 年后总体上远远大于钟世川和毛艳华 (2017) 的计算结果。

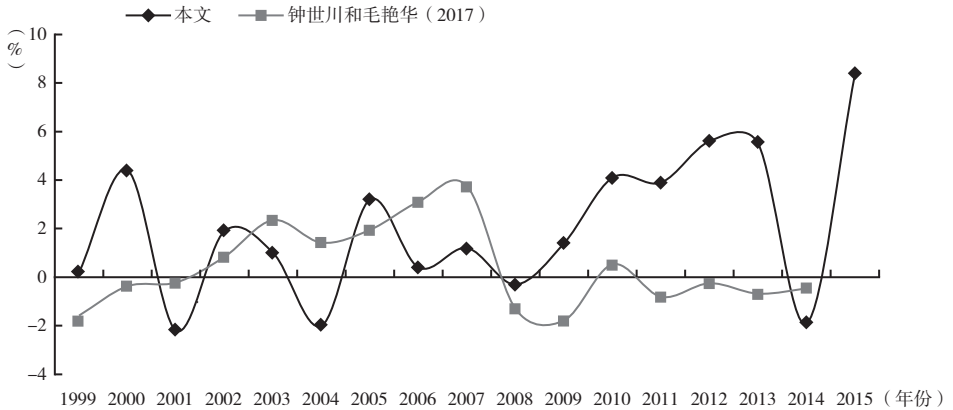


图 1 全要素生产率增长率的不同计算结果

从年度变化来看, 年度之间的 Malmquist 生产率指数、技术进步和技术效率的变动是不均匀的 (见表 1)。1998 ~ 1999 年全国 Malmquist 生产率指数为 1.002, 表明 1999 年全国全要素生产率比 1998 年上升了 0.2%, 这主要源于 1999 年技术进步发生了较大改进, 提高了 1.3%, 而技术效率则下降了 0.2%, 对全要素生产率提高有阻碍作用。1999 ~ 2000 年全国 Malmquist 生产率指数为 1.044, 表明 2000 年全国全要素生产率比 1999 年上升了 4.4%, 这主要源于 2000 年技术进步和技术效率发生了较大改进, 二者分别提高了 3.3% 和 1.1%。2000 ~ 2001 年全国 Malmquist 生产率指数为 0.978, 表明 2001 年全国全要素生产率比 2000 年下降了 2.2%, 这主要源于 2001 年技术衰退了 3.7%, 虽然技术效率上升了 1.6%, 其作用小于技术衰退带来的负向作用。2003 ~ 2004 年全国 Malmquist 生产率指数为 0.980, 表明 2004 年全国全要素生产率比 2003 年下降了 2%, 这主要源于 2004 年技术效率下降了 2.7%, 虽然技术提高了 0.7%, 其作用小于技术效率下降带来的负向作用, 2007 ~ 2008 年的情况亦是如此。2013 ~ 2014 年全国 Malmquist 生产率指数为 0.981, 这主要源于技术进步和技术效率的双双下降。剩余年份中全要素生产率的提高均是技术进步的作用, 技术效率阻碍了全要素生产率的提升。从全要素生产率增长的结构看, 1998 ~ 2015 年中国全要素生产率增长主要来自技术进步, 技术进步成为中国从粗放型向集约型转变的主要动力。

(二) 三大区域生产率、技术进步和技术效率变化趋势^①

根据图2, 区域之间全要素生产率增长是不平衡的。1999~2015年, 东中西三大区域的 Malmquist 生产率指数分别是 1.038、1.008 和 1.014, 原因在于东部大部分省市的全要素生产率增长率高于中西部省份。在 1999~2012年, 东部的全要素生产率增长率高于中部和西部, 但是从 2013年开始西部的全要素生产率高于东部, 并且, 区域之间全要素生产率增长率的差距总体呈缩小的趋势, 西部大开发和中部崛起的效果开始显现。

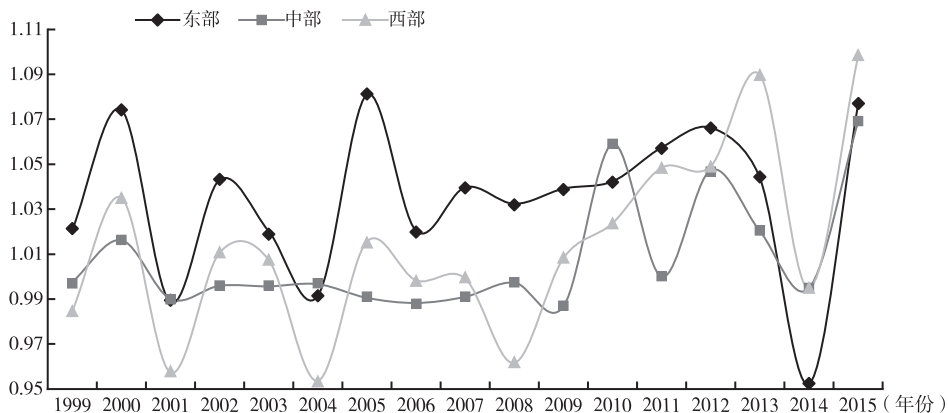


图2 我国三大区域全要素生产率变化趋势

资料来源: 作者计算。

从技术进步看(见图3), 区域之间技术进步变动差距较大。1999~2015年, 东中西三大区域的技术进步年均增长率分别为 6.5%、2.2% 和 1.9%, 东部区域的平均技术进步率高于中部和西部区域, 但是从 2011年开始, 中部和西部区域的技术进步率高于东部区域, 区域之间的技术差距总体呈缩小的趋势。造成这种结果的原因在于, 东部地区的研发投入远远高于中西部区域, 技术进步需要积累, 20世纪90年代末西部大开发和 2006年中部崛起战略开始实施, 国家开始关注西部和中部区域的研发投入, 中西部区域的技术进步得到提高。

从技术效率看(见图4), 区域之间技术效率变化差距相对较小。1999~2015年, 东中西三大区域分别年均下降 1.2%、3.0% 和 0.6%, 中部区域下降最快, 技术效率的下降阻碍了三大区域生产率的提高。图4还表明西部的技术效率优于东部和中

^① 考虑到 Tobit 模型面板分析的样本数量要求, 本文未采用四大板块的划分, 而采用东中西三大区域的划分。其中, 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省份; 中部地区包括吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、山西、江西、安徽 8 省份; 西部地区包括内蒙古、广西、陕西、新疆、甘肃、宁夏、青海、四川、重庆、云南、贵州和西藏 12 个省份。受数据限制, 本文的东部地区不包括海南, 西部地区不包括西藏。

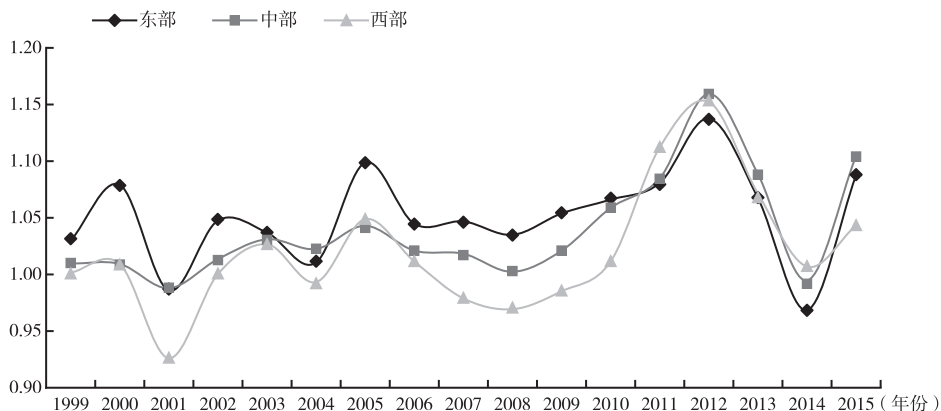


图3 我国三大区域技术进步变化趋势

资料来源：作者计算。

部。技术效率的下降说明随着各区域生产规模的扩大，管理水平、制度体系不能适应现有的规模，需要深化管理和制度创新，加强体制改革，更新管理理念和方法，改变管理方式，保证生产健康持续进行。

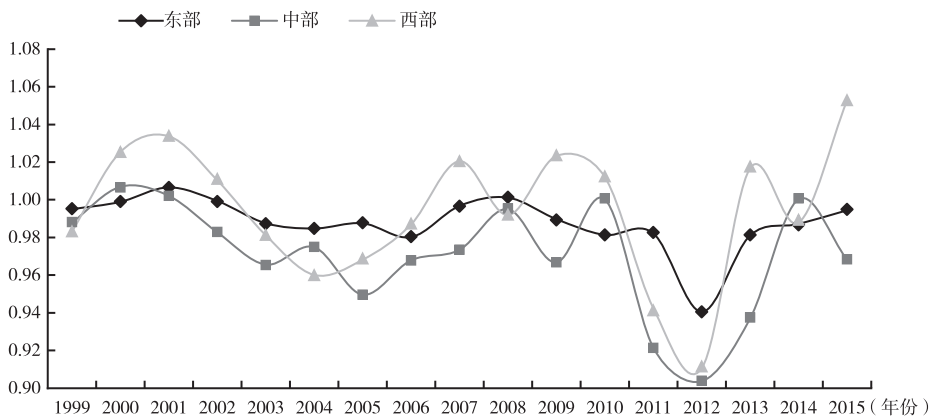


图4 我国三大区域技术效率变化趋势

资料来源：作者计算。

根据图2、图3和图4，三大区域的全要素生产率、技术进步和技术效率在年度之间的变化并不均匀，全要素生产率和技术进步的变化更为相似。从全要素生产率的分解看，三大区域的全要素生产率增长主要来自技术进步的提高，技术进步是各区域经济增长方式转变的主要动力，技术效率的下降阻碍了各区域全要素生产率的增长，如何改善技术效率将是各区域关注的重点。

(三) 各省份全要素生产率、技术进步和技术效率变化

从各省份来看,地区之间全要素生产率提高并不均匀(见表2和图5)。有20个省份的Malmquist生产率指数大于1,全要素生产率增长最高的是北京,年均达到10.8%,有9个省区Malmquist生产率指数小于1,东部区域有1个,中部和西部各有4个,其中最小的是宁夏,全要素生产率年均降低3.9%,地区之间的全要素生产率增长率相差14.7个百分点,提高中西部各省份的全要素生产率任重道远。

表2 1999~2015年29个省份的Malmquist生产率指数及其分解

地区	EFFCH	TECHCH	TFPCH	地区	EFFCH	TECHCH	TFPCH
北京	1	1.108	1.108	河南	0.973	1.002	0.975
天津	1	1.053	1.053	湖北	0.969	1.068	1.035
河北	0.959	1.050	1.006	湖南	0.962	1.014	0.975
辽宁	0.97	1.063	1.031	中部平均值	0.970	1.039	1.008
上海	1	1.081	1.081	内蒙古	0.982	1.036	1.017
江苏	1	1.061	1.062	广西	0.998	0.983	0.981
浙江	1	1.006	1.007	重庆	1.017	0.996	1.013
福建	0.981	1.010	0.991	四川	0.987	1.025	1.011
山东	0.969	1.043	1.011	贵州	1.003	0.987	0.99
广东	1	1.034	1.034	云南	0.993	1.001	0.994
东部平均值	0.988	1.051	1.038	陕西	0.989	1.077	1.065
山西	0.953	1.061	1.011	甘肃	1	1.065	1.065
吉林	0.963	1.079	1.039	青海	0.998	1.032	1.031
黑龙江	0.978	1.057	1.033	宁夏	0.96	1.001	0.961
安徽	0.992	1.005	0.998	新疆	1.007	1.014	1.021
江西	0.972	1.026	0.997	西部平均值	0.994	1.020	1.014

资料来源:作者计算。

根据Malmquist生产率的分解情况,绝大部分省份的技术表现了良好的进步趋势,只有广西、重庆和贵州出现了技术退步,说明这三个省份远离技术前沿面。其余26个省份的技术进步促进了全要素生产率的增长。

技术效率的情况恰恰相反,只有北京、天津、上海、江苏、浙江、广东、重庆、贵州、甘肃和新疆达到了技术效率有效,其余19个省份的技术效率出现不同程度的衰退,其中中西部占了15个。1999~2015年只有上海每年的技术效率变化均为1,说明上海一直位于全国技术前沿面上,代表了中国生产效率的最高水平。技术效率的降低说明这些省份的管理水平有待提高,管理理念有待转变,组织规模

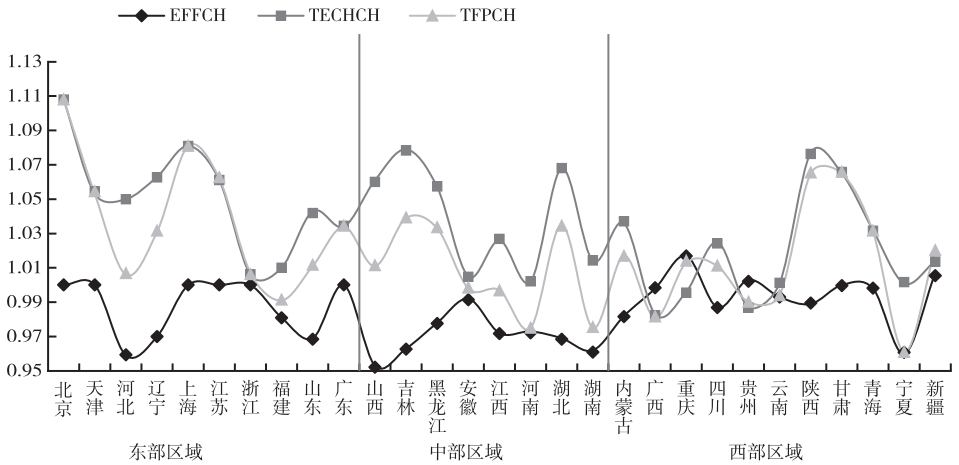


图5 1998~2015年29个省份全要素生产率变动、技术进步和技术效率

资料来源：作者计算。

没有达到最优，提高管理水平，转变管理理念，加强制度创新，建立新的制度体系，改善组织方式和生产方式将有效地提高技术效率。

从全要素生产率的分解看，各省份的全要素生产率增长依靠技术进步，只有提高各地区的技术效率，才能更有效地提高全要素生产率，确实转变经济增长方式。

五、影响因素分析

经济系统是复杂的，影响全要素生产率的因素是多方面的，根据目前的测算模型和技术，难以准确测量某一因素对全要素生产率的影响实际达到的程度，但是可以测算不同因素对全要素生产率的影响方向，所以本文用Tobit模型测算各因素对全要素生产率的影响方向。本文以研发投入为关键变量，研究研发投入对全要素生产率的影响，为了使模型更加稳健，选择产业结构、基础设施、对外开放程度、制度因素、环境因素作为控制变量。

设各地区各因素对全要素生产率影响的Tobit模型为：

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln rd_{i,t} + \alpha_2 \ln thir_{i,t} + \alpha_3 \ln ind_{i,t} + \alpha_4 \ln trad_{i,t} + \alpha_5 \ln fdi_{i,t} + \alpha_6 \ln fra_{i,t} + \alpha_7 \ln mar_{i,t} + \alpha_8 \ln se_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

设各地区各因素对技术进步影响的Tobit模型为：

$$TE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln rd_{i,t} + \beta_2 \ln thir_{i,t} + \beta_3 \ln ind_{i,t} + \beta_4 \ln trad_{i,t} + \beta_5 \ln fdi_{i,t} + \beta_6 \ln fra_{i,t} + \beta_7 \ln mar_{i,t} + \beta_8 \ln se_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

设各地区各因素对技术效率影响的Tobit模型为：

$$EF_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \ln rd_{i,t} + \delta_2 \ln thir_{i,t} + \delta_3 \ln ind_{i,t} + \delta_4 \ln rad_{i,t} + \delta_5 \ln fdi_{i,t} + \delta_6 \ln mar_{i,t} + \delta_7 \ln fra_{i,t} + \delta_8 \ln se_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (7)$$

式(5)~式(7)中, α_0 、 β_0 和 δ_0 是截距, i 表示某个地区, t 代表时间; TFP 是全要素生产率, TE 是技术进步增长率, EF 是技术效率增长率, 本部分的 TFP 、 TE 、 EF 是用包括全部投资的物质资本存量、从业人数和地区生产总值测算的结果。 $\ln rd$ 表示研发投入强度的对数; $\ln thir$ 是第三产业占地区生产总值的比重的对数; $\ln ind$ 是地区工业增加值占地区生产总值的比重的对数; $\ln rad$ 是地区进出口总值占地区生产总值的比重的对数; $\ln fdi$ 为外商直接投资占地区生产总值比重的对数; fra 代表基础设施水平, 用人均拥有道路面积表示, $\ln fra$ 是人均拥有道路面积的对数; mar 代表制度因素, 用国有企业工业销售收入占总销售收入的比重表示, $\ln mar$ 是用国有企业工业销售收入占总销售收入比重的对数; se 代表环境因素, 用二氧化硫排放强度表示, $\ln se$ 是二氧化硫排放强度的对数。

(一) 变量解释和数据来源

(1) 研发投入强度。按照新古典经济学理论, 经济效率的提高来自技术效率的提高和技术进步, 研发投入的增多会提高技术, 促进生产率的提高。数据来源于历年《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

(2) 产业结构。产业结构的升级是经济发展的必然过程, 从工业社会向服务业社会转变是我国经济发展的必然结果。余泳泽等(2016)也证明三次产业结构和工业结构的升级对全要素生产率具有促进作用。目前我国处于工业中后期, 同时研发投入大部分在工业企业, 2015年规模以上企业研发投入占全部研发投入的70.67%, 为了体现工业的作用, 本文产业结构用第三产业占地区生产总值的比重和地区工业增加值占地区生产总值的比重表示。数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(3) 对外开放程度。对外开放是否影响经济效率是经济研究者关注的焦点。大量的研究认为, 发展中国家与发达国家通过贸易往来, 因技术溢出而提高发展中国家的技术进步和生产率(何元庆, 2007)。自改革开放以来, 出口是拉动中国经济增长的“三驾马车”之一, 同时, 随着国内市场的开放, 国际商品、服务和资本的进入促进了我国企业的竞争, 为了提高竞争能力, 迫使国内企业进行技术革新和升级改造, 进而提高经济效率(余泳泽等, 2016)。何洁(2000)、包群等(2003)认为外资通过技术溢出推动了国内企业的技术进步, 进而提高全要素生产率。对于外资与全要素生产率的关系, 张宇(2007)用格兰杰因果检验证明二者之间存在一定的因果联系。本文用地区进出口总值占地区生产总值的比重和外商直接投资(FDI)占地区生产总值的比重作为对外开放程度的指标。相关数据来源于历年《中国统计年鉴》和地方统计年鉴。

(4) 基础设施水平。严成樑和龚六堂(2013)认为基础设施投资有利于经济增长。良好的基础设施不仅能为企业提供舒适的工作环境, 而且可以产生聚集效应, 促进企业之间的交流和合作, 提高地区经济的规模化程度, 进而提高经济效

率。本文用人均拥有道路面积代表基础设施水平。数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(5) 制度因素。改革开放以来，市场经济地位的提高，不仅提高了地区经济活力，也促进了地区资源的有效配置。张海洋（2005）认为中国的市场化进程促进了中国工业生产率的增长，蒋殿春和张宇（2008）的研究结果表明制度缺陷阻碍 FDI 技术溢出。本文用国有企业工业销售收入占总销售收入的比重作为各省份制度因素的指标。数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(6) 环境因素。随着环境污染的加剧、资源的枯竭，把环境因素纳入经济系统进行评价是必然的（胡鞍钢等，2008）。陈茹等（2010）、王兵等（2010）的研究结果表明考虑二氧化硫后，生产率增长率下降，也就是说二氧化硫对生产率增长具有抑制作用。二氧化硫也是国家环境管制的典型污染物之一，本文用二氧化硫排放强度，即单位 GDP 的二氧化硫排放量，作为代表省份环境因素的指标。数据来源于历年《中国统计年鉴》和地方统计年鉴。

表 3 是所有变量的描述性统计结果。

表 3 变量描述性统计

	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFP</i>	0.032	0.045	-0.239	0.351
<i>TE</i>	0.070	0.046	-0.109	0.215
<i>EF</i>	-0.035	0.047	-0.213	0.285
<i>lnrd</i>	-0.028	0.678	-2.224	1.794
<i>lnthir</i>	3.657	0.164	3.353	4.355
<i>lnind</i>	3.681	0.192	2.780	4.034
<i>lntrad</i>	2.778	1.211	-1.421	5.117
<i>lnmar</i>	3.841	0.502	2.165	4.499
<i>lnfdi</i>	0.620	1.045	-2.566	2.798
<i>lnfra</i>	2.376	0.371	1.361	3.252
<i>lnse</i>	4.505	1.055	1.129	7.402

资料来源：作者计算。

（二）实证结果与分析

基于 1999 ~ 2015 年地区面板数据，利用 Stata 12.0 软件对方程（5）~（7）进行回归，得到表 4 和表 5 的回归结果，除了西部区域的技术效率 Tobit 方程没有通过检验，其余方程的回归均通过了显著性检验。Tobit 模型的估计结果只是说明因素的影响方向，不能解释因变量和自变量之间的影响大小，这也是其与 OLS 等回归模型不同的地方。

表4 影响因素的Tobit回归结果

变量	全要素生产率	技术进步	技术效率
常数项	-0.210 (-1.39)	0.114 (-0.85)	0.202 (-0.38)
lnrd	0.022*** (5.7)	0.0109*** (4.2)	0.003 (1.11)
lnthir	0.044** (2.09)	-0.001* (-1.97)	0.1037 (1.41)
lnind	0.035* (1.81)	-0.017 (-1.01)	0.07* (1.9)
lntrad	0.002 (-0.40)	-0.012*** (-4.65)	-0.012 (-1.16)
lnfdi	0.0039* (1.65)	0.002 (1.08)	0.028*** (2.98)
lnfra	0.019** (2.49)	0.021*** (2.91)	0.028 (1.18)
lnmar	-0.018** (-2.48)	0.009*** (3.04)	-0.068*** (-2.93)
lnse	-0.002 (-0.7)	-0.014*** (-4.55)	-0.032** (-2.44)
Log likelihood	777.09	890.61	-17.85
Wald chi2(7)	21.97	216.64	14.83
Prob > chi2	0.005	0	0.063

注：括号内是t值，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：作者计算。

表5 三大区域影响因素的Tobit回归结果

变量	全要素生产率			技术进步			技术效率		
	东	中	西	东	中	西	东	中	西
常数项	-0.918*** (-4.85)	-0.244 (-1.40)	0.287 (0.90)	-0.778** (-2.46)	0.193 (0.77)	0.44** (2.31)	0.084 (0.09)	-0.200 (-0.62)	1.300 (1.37)
lnrd	-0.020*** (-2.90)	-0.007 (-0.71)	0.01 (0.65)	-0.007 (-0.60)	0.032** (2.14)	0.020** (2.9)	0.011 (0.34)	-0.041* (-1.78)	0.031 (0.78)
lnthir	0.175*** (5.40)	0.050 (1.57)	-0.04 (-0.67)	0.142** (2.63)	0.040 (0.90)	-0.024 (-0.73)	0.012 (0.08)	0.013 (0.21)	-0.382** (-1.99)
lnind	0.076*** (3.8)	0.034 (1.47)	-0.001 (-0.02)	0.075** (2.22)	-0.037 (-1.25)	-0.056** (-2.16)	0.041 (0.44)	0.050 (1.01)	0.045 (0.34)
lntrad	0.011** (2.01)	0.004 (0.46)	0.01 (0.58)	-0.013 (-1.4)	-0.007 (-0.60)	-0.06 (-1.49)	-0.047* (-1.75)	0.010 (0.42)	-0.009 (-0.34)

续表

变量	全要素生产率			技术进步			技术效率		
	东	中	西	东	中	西	东	中	西
<i>lnfdi</i>	-0.006 (-1.57)	0.013 ** (2.96)	-0.001 (-0.26)	-0.013 ** (-2.02)	0.012 * (1.86)	-0.007 ** (-1.96)	0.052 ** (2.55)	-0.015 (-1.24)	0.018 (0.96)
<i>lnfra</i>	0.022 *** (3.14)	-0.001 (-0.04)	0.021 (0.94)	0.019 (1.58)	0.049 ** (2.47)	0.037 *** (3.59)	0.039 (1.04)	0.029 (1.05)	0.032 (0.44)
<i>lnmar</i>	-0.024 * (-1.74)	-0.009 (-1.04)	-0.024 (-1.61)	0.033 * (1.78)	0.008 (0.59)	0.020 ** (2.49)	-0.051 (-0.83)	-0.040 ** (-2.11)	-0.054 (-1.29)
<i>lnse</i>	-0.007 * (-1.76)	-0.004 (-0.85)	-0.016 * (-1.78)	-0.006 (-0.90)	-0.031 *** (-3.56)	-0.025 *** (-4.50)	-0.038 * (-1.92)	-0.003 (-0.34)	-0.010 (-0.38)
Log likelihood	345.46	275.17	235.47	283.93	282.31	364.21	-4.8	15.92	-1.13
Wald chi2(8)	69.36	16.75	21.52	40.68	216.85	83.36	15.57	8.09	9.17
Prob > chi2	0	0.03	0.006	0	0.00	0	0.049	0.42	0.33

注：括号内是t值，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：作者计算。

1. 各因素对全要素生产率、技术进步和技术效率的影响分析

(1) 研发投入对全要素生产率和技术进步的影响显著为正，研发投入越多，全要素生产率提高越快，能有效地提高企业技术能力，促进技术进步。这与冯伟和徐康宁(2014)的研究结果相同。

(2) 产业结构的升级对全要素生产率的影响显著为正，说明第三产业和工业比重的提高，有利于全要素生产率的提升，这与余泳泽(2016)的研究结果类似。但是第三产业比重的提高对技术进步是显著的负影响，原因在于中国目前第三产业前三名是商业、金融业和房地产业，对经济拉动作用最大的也是商业，而商业不仅附加值低，技术含量也低，房地产业亦如此，因此目前中国经济的过度服务化不利于技术进步。工业比重的提高显著影响技术效率，且系数为正，因为与第三产业的商业等企业比较，工业企业规模大具有规模效应，管理水平相对较高。

(3) 外商直接投资占GDP的比重对全要素生产率和技术效率有显著的影响，且系数为正，说明外资的进入能促进企业管理水平提高，进而提高国内企业竞争能力，促进资源的优化配置，提高技术效率和全要素生产率，这与冯伟和徐康宁(2014)的研究结果相同。但是进出口总值的增加对技术进步有显著的负向作用，原因在于进出口货物和服务质量较低，以及本土企业在与国外企业交流中没有得到技术外溢，进一步说明了市场换技术的失败。

(4) 基础设施水平的提高能显著促进全国的全要素生产率提高。刘秉镰等(2010)证明交通基础设施能显著地促进全要素生产率增长，结论符合前面的讨论。

(5) 国有工业企业比重显著影响全要素生产率和技术效率，且系数为负。为了

促进全要素生产率的提升,应降低工业中国有企业的比重,促进市场化程度的提高,为资源的合理配置提供便利,为全要素生产率的提升创造条件。国有企业比重的提高能显著提高技术能力,可能因为历史上国有工业企业具有大量的技术人员和研发经费,拥有雄厚的技术研究基础。

(6) 二氧化硫排放强度的提高显著影响技术进步和技术效率,且系数为负,说明二氧化硫的排放增长阻止了技术进步和技术效率的提高。这与陈茹等(2010)、王兵等(2010)的研究结果一致。为了配合环境政策,降低二氧化硫的排放,企业会把资源进行重新分配,进而影响企业的技术进步和技术效率的提高。

2. 三大区域影响因素的 Tobit 回归结果

(1) 研发投入对东部区域的全要素生产率的影响显著为负,原因可能在于东部区域的研发投入使用效率低,研发投入并没有转化为有效的生产力。2015年东中西三大区域研发投入占全国总投入的比重分别是70.52%、17.26%和12.22%,地区生产总值占全国的比重分别是55.57%、24.36%和20.06%,与中西部区域相比,东部区域的研发投入明显有冗余。研发投入对中部、西部区域的技术进步影响显著,且系数为正,说明研发投入的增加,能有效地提高企业技术能力,促进区域的技术进步。研发投入的增加显著降低中部区域的技术效率,原因可能是中部区域的研发投入没有促进企业管理水平和技术等因素有效的结合,以及新技术的吸收和利用能力过低。

(2) 产业结构的升级对东部地区全要素生产率的影响显著为正,与前面讨论相同。第三产业和工业比重的提高能显著影响东部地区的技术能力,且系数均为正,说明产业结构的变化能促进东部区域技术能力的提升。工业比重的提高显著影响西部区域的技术进步,且系数为负,原因可能是西部区域的资源型工业超前发展,制造型加工业严重滞后(许小苍,2010),缺乏有竞争力的技术密集的创新型企业,从这一方面看,西部区域工业比重的提高是资源型工业的提高,非技术密集的制造业的提高,故技术进步难以改善。

(3) 进出口的增加和外商直接投资分别显著影响东部和中部区域的全要素生产率,且系数为正,与前文讨论结果相同。外商直接投资对东部区域的技术效率有显著的正影响,说明外资的进入促进了东部区域企业的管理水平提高或者是资源配置效率提高。外商直接投资对东部和西部区域的技术进步影响显著,且为负,可能是经过改革开放几十年的发展,东部区域企业的水平已接近发达国家的水平,与外商直接投资的技术水平相当,没有更先进的技术外溢;而西部区域的企业因管理水平和企业员工技术储备等原因不能从外商直接投资中获得技术外溢,或者是外商直接投资主要是资源寻求型和成本导向型的,目的是利用国内的资源和廉价劳动力,并不关注技术水平如何。

(4) 基础设施水平的提高显著提高东部区域的全要素生产率,促进了中部和西部区域水平的技术进步。随着西部大开发战略和中部崛起战略的实施,中部和西部区

域的基础设施投资有了较大提高，基础设施水平随之大幅度提升。随着基础设施水平的提升，中西部区域能够吸引技术先进的企业来安家落户，并带动当地落后企业的发展，提高其技术能力。

(5) 工业中国有企业比重的提高显著影响东部区域的全要素生产率，且系数为负，与前面讨论结果相同。国有工业企业比重的提高能显著提高东部和西部区域的技术能力，因为目前国有工业企业具有大量的技术人员和研发经费，有能力提高企业的技术。国有工业企业比重的提高对中部区域的技术效率有显著负影响，中部区域的国有企业管理相对落后，管理理念没有与时俱进，技术效率低是不争的事实。

(6) 二氧化硫排放强度的提高显著影响东部和西部区域的全要素生产率、中西部区域的技术进步、东部区域的技术效率，且系数均为负。这与前面的论述一致，环境因素会影响全要素生产率的提高、技术进步和技术效率的提高。

六、结论和建议

本文用 29 个省份 1998 ~ 2015 年包含研发投入的面板数据，运用 DEA 模型测算了全要素生产率增长率、技术进步和技术效率，研究结果表明中国大部分省份的全要素生产率总体上表现出较强的增长态势，其中东部各省份的全要素生产率增长最快。根据对全要素生产率变动的分解，本文发现中国各省份全要素生产率的增长主要来源于技术进步的作用，技术效率的变动阻碍了全要素生产率的增长，未来技术效率的提高将显著影响各省份全要素生产率的增长。本文测算结果高于钟世川和毛艳华 (2017) 测算的在 1999 ~ 2014 年时间段的的结果，尤其是 2008 年以后的结果，原因在于本文考虑了研发投入。本文通过用 Tobit 模型测算了研发投入对全要素生产率的影响，结果表明：在全国层面上，研发投入能改善全要素生产率和技术进步；在区域层面上，研发投入能显著改善东部的全要素生产率和中部的技术进步，但是对中部的技术效率有抑制作用；污染排放显著抑制中国全要素生产率、技术进步和技术效率的提高。

根据以上研究结果，针对不同区域应采取不同的研发投入政策，同时关注环境政策的制定和实施，采取限制污染排放的激励政策。一方面，对东部应着重提高研发投入的使用效率，促使科研成果尽快转化为生产力，毕竟东部集中了大量的高校和科研院所等研发机构、技术密集型企业的高新技术产业，应促进企业、产业、省份之间的技术经济联系和创新成果的产业化，提高技术的溢出效应，带动落后地区的发展。另一方面，对于中西部而言，提高研发投入是重点，但同时应提高企业管理水平和从业人员的技术储备能力，转变管理理念，深化管理和制度创新，增强企业的创新意识，加强与创新能力强的省份、企业之间的技术交流合作，积极引进适用性强的技术，并消化吸收和再创新，推动区域的技术升级、技术效率和全要素生产率的提高。

参考文献

- 白俊红、江可申、李婧等(2009):《区域创新效率的环境影响因素分析——基于 DEA-Tobit 两步法的实证检验》,《研究与发展管理》第2期,第96~102页。
- 包群、许和连、赖明勇(2003):《贸易开放度与经济增长:理论及中国的经验研究》,《世界经济》第2期,第10~18页。
- 陈刚(2010):《R&D溢出、制度和生产率增长》,《数量经济技术经济研究》第10期,第64~77、115页。
- 陈敬学、李玲、杨文成(2004):《我国商业银行效率问题与改革策略透析》,《金融论坛》第12期,第17~22、62页。
- 陈茹、王兵、卢金勇(2010):《环境管制与工业生产率增长:东部地区的实证研究》,《产经评论》第2期,第74~83页。
- 单豪杰(2008):《中国资本存量K的再估算:1952~2006》,《数量经济技术经济研究》第10期,第17~31页。
- 冯伟、徐康宁(2014):《外商直接投资对提升地区生产率存在溢出效应吗——来自我国省级动态面板数据的实证分析》,《财经科学》第2期,第114~121页。
- 韩晶(2008):《中国钢铁业上市公司的生产力和生产效率——基于 DEA-TOBIT 两步法的实证研究》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第1期,第119~126页。
- 何洁(2000):《外商直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化》,《世界经济》第12期,第29~36页。
- 何元庆(2007):《对外开放与TFP增长:基于中国省际面板数据的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期,第1127~1142页。
- 胡鞍钢、郑京海、高宇宁等(2008):《考虑环境因素的省级技术效率排名(1999~2005)》,《经济学(季刊)》第3期,第933~960页。
- 胡根华、秦嗣毅(2012):《“金砖国家”全要素能源效率的比较研究——基于 DEA-Tobit 模型》,《资源科学》第3期,第533~540页。
- 蒋殿春、王晓娆(2015):《中国 R&D 结构对生产能力影响的比较分析》,《南开经济研究》第2期,第59~73页。
- 蒋殿春、张宇(2008):《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《经济研究》第7期,第26~38页。
- 李宏勋、兰致、王明丽等(2014):《基于超效率 DEA-Tobit 模型的环渤海经济区全要素能源效率研究》,《科技管理研究》第20期,第226~230页。
- 李兰冰(2010):《中国铁路运营效率实证研究:基于双活动—双阶段效率评估模型》,《南开经济研究》第5期,第95~110页。
- 李世祥(2010):《基于工业化视角的能源效率评价方法与实证研究》,《中国人口·资源与环境》第11期,第12~18页。
- 李小平(2007):《自主 R&D、技术引进和生产率增长——对中国分行业大中型工业企业的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第7期,第15~24页。
- 李小平、朱钟棣(2006):《国际贸易、R&D 溢出和生产率增长》,《经济研究》第2期,第31~43页。

刘秉镰、武鹏、刘玉海（2010）：《交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析》，《中国工业经济》第3期，第54~64页。

刘建翠、郑世林（2016）：《中国省际 R&D 资本存量的估计：1990~2014》，《财经问题研究》第12期，第100~107页。

柳剑平、程时雄（2011）：《中国 R&D 投入对生产率增长的技术溢出效应——基于工业行业（1993~2006年）的实证研究》，《数量经济技术经济研究》第11期，第34~50页。

沈渊（2009）：《我国区域科技投入对经济增长影响及其影响因素》，《经济管理》第3期，第147~152页。

孙东（2014）：《我国科技创新效率测算及影响因素研究——基于超效率 DEA-TOBIT 两步法分析》，《税收经济研究》第2期，第76~84页。

孙晓华、王昀、郑辉（2012）：《R&D 溢出对中国制造业全要素生产率的影响——基于产业间、国际贸易和 FDI 三种溢出渠道的实证检验》，《南开经济研究》第5期，第18~35页。

唐保庆（2009）：《国内 R&D 经费投入、国际 R&D 溢出与全要素生产率》，《世界经济研究》第9期，第69~75、89页。

涂俊、吴贵生（2006）：《基于 DEA-Tobit 两步法的区域农业创新系统评价及分析》，《数量经济技术经济研究》第4期，第136~145页。

王兵、吴延瑞、颜鹏飞（2010）：《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》，《经济研究》第5期，第95~109页。

王晓烧、李红阳（2017）：《不同执行部门 R&D 投入对全要素生产率的影响》，《科学学研究》第6期，第853~862页。

王亚华、吴凡、王争（2008）：《交通行业生产率变动的 Bootstrap-Malmquist 指数分析（1980~2005）》，《经济学（季刊）》第3期，第891~912页。

王艺明（2003）：《我国高新区的技术效率、规模效率与规模报酬》，《上海经济研究》第8期，第46~53页。

魏权龄（1988）：《评价相对有效性的 DEA 方法》，北京：中国人民大学出版社。

吴延兵（2008）：《中国工业 R&D 产出弹性测算（1993~2002）》，《经济学（季刊）》第3期，第869~890页。

夏良科（2010）：《人力资本与 R&D 如何影响全要素生产率——基于中国大中型工业企业的经验分析》，《数量经济技术经济研究》第4期，第78~94页。

肖林兴（2013）：《中国全要素生产率的估计与分解——DEA-Malmquist 方法适用性研究及应用》，《贵州财经学院学报》第1期，第32~39页。

许小苍（2010）：《西部地区工业发展的比较优势分析》，《资源开发与市场》第6期，第535~538页。

严成樑、龚六堂（2013）：《R&D 规模、R&D 结构与经济增长》，《南开经济研究》第2期，第3~19页。

杨桂元、王莉莉（2008）：《我国制造业技术进步、技术效率及区域差异——基于 DEA 方法的实证研究》，《技术经济》第1期，第110~115页。

于成学、武春友、李星光（2013）：《环境能源约束下的中国石化产业全要素生产率 Malmquist 指数分析》，《科技与经济》第2期，第91~95页。

于晓宇、谢富纪 (2011):《基于 DEA-Tobit 的区域创新系统资源配置优化策略研究》,《研究与发展管理》第 1 期,第 1~10 页。

余泳泽、刘冉、杨晓章 (2016):《我国产业结构升级对全要素生产率的影响研究》,《产经评论》第 4 期,第 45~58 页。

张海洋 (2005):《R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长》,《经济研究》第 5 期,第 107~117 页。

张海洋 (2010):《中国省际工业全要素 R&D 效率和影响因素:1999~2007》,《经济学(季刊)》第 3 期,第 1029~1050 页。

张宇 (2007):《FDI 与中国全要素生产率的变动——基于 DEA 与协整分析的实证检验》,《世界经济研究》第 5 期,第 14~19、81、86 页。

钟世川、毛艳华 (2017):《中国全要素生产率的再测算与分解研究——基于多要素技术进步偏向的视角》,《经济评论》第 1 期,第 3~14 页。

朱南、卓贤、董屹 (2004):《关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略》,《管理世界》第 2 期,第 18~26 页。

Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert (1982), "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity", *Econometrics*, 50 (6), pp. 1393 - 1414.

Charnes, A., W. W. Cooper and E. Phodes (1978), "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, (2), pp. 429 - 444.

Coelli, T. J., D. S. P. Rao and G. E. Battese (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Boston: Kluwer Academic Publishers.

Edquist, H. and M. Henrekson (2016), "Do R&D and ICT Affect Total Factor Productivity Growth Differently?", IFN Working Paper No. 1108.

Färe, R., E. Grifell-Tatjé and S. Grosskopf, et al. (1997), "Biased Technical Change and the Malmquist Productivity Index", *Scandinavian Journal of Economics*, (99), pp. 119 - 127.

Goto, A. and K. Suzuki (1989), "R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries", *The Review of Economics and Statistics*, 71 (4), pp. 555 - 564.

Griliches, Z. (1987), "R&D and Productivity: Measurement Issues and Econometric Results", *Science*, 237 (4810), pp. 31 - 35.

Hu, A. G. Z., G. H. Jefferson and J. C. Qian (2005), "R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry", *Review of Economics and Statistics*, 87 (4), pp. 780 - 786.

Jeffrey, B. and M. Theofanis (2005), "Depreciation Estimation, R&D Capital Stock, and North American Manufacturing Productivity Growth", *Annales d'économie et de Statistique*, 79/80, pp. 383 - 404.

Kirjavainen, T. and H. A. Loikkanen (1998), "Efficiency Differences of Finnish Senior Secondary Schools: An Application of DEA and Tobit Analysis", *Economics of Education Review*, 17 (4), pp. 377 - 394.

Tobin, J. (1958), "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variable", *Econometrica*, 26 (1), pp. 24 - 36.

Watcharasriroj, B. and J. C. S. Tang (2004), "The Effects of Size and Information Technology on Hospital Efficiency", *Journal of High Technology Management Research*, (15), pp. 1 - 16.

Research on the Impact of R&D Input on TFP in China's Region

——Based on DEA-Tobit Model

LIU Jian-cui¹, ZHENG Shi-lin²

(1. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China; 2. National School of Development, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Research and Development input not only increases intellectual capital but also boosts economic growth. Since the 21st century, China has become a big country of R&D input. The influence of R&D input on TFP has become a hot spot of research. This paper selected the regional panel data of 29 provinces from 1998 to 2015 to evaluate the TFP, technical changes and technical efficiency by DEA-Tobit model. The results show that: (1) The main sources of TFP growth is technical change, and technical inefficiency hampers the improvement of TFP. TFP growth is imbalanced in regions or provinces. (2) At the national level, R&D input significantly improves the growth of TFP and technical progress, while at the regional level, the influences of R&D input on the TFP, technical progress and technical efficiency differ in three major areas. (3) Pollution emissions hinder the growth of TFP, technical progress and technical efficiency. Increasing R&D input in the central and western regions and improving the efficiency of R&D input in the eastern area will effectively increase the TFP.

Key Words: R&D input; total factor productivity; environmental factors; DEA-Tobit model

责任编辑：廖茂林