

技术创新、市场需求与石油石化产业 生产率动态演变 ——基于江苏上市公司的 Malmquist 指数法

任保全

摘要:采用 Malmquist 指数法,利用江苏石油石化产业上市公司数据研究发现,全要素生产率先大幅下滑、后小幅上升,而技术进步率不断下滑,呈现轻视技术创新、生产率大幅波动的低端化发展趋势。回归分析发现,整体估计中,技术创新和本土市场需求促进了生产率增长,而出口却有抑制作用。政策前后估计中,技术创新和本土市场需求由政策前对生产率不显著,转变为政策后的促进作用;出口由政策前的促进作用,转变为政策后的抑制作用。产权性质估计中,技术创新仅促进了非国有企业的生产率增长,对国有企业却是抑制性倾向;本土市场需求对国有企业和非国有企业的生产率都有促进作用;出口仅促进了国有企业的生产率增长。上述研究对于审视和调整石油石化产业发展模式,推动其生产率增长,具有重要意义。

关键词:技术创新;全要素生产率;技术进步率;石油石化产业;Malmquist 指数

作者简介:任保全,经济学博士,常州大学商学院讲师,硕士生导师,国家与江苏石油石化发展战略研究基地研究人员,长江产业经济研究院特约研究员。

基金项目:国家社会科学基金青年项目“价值链高端攀升视角下我国战略性新兴产业出口竞争新优势的培育路径研究”(15CGL002);江苏省社科联“省决策咨询研究基地·国家与江苏石油石化发展战略研究基地”青年项目“全球价值链下江苏石油石化产业高端化发展的实现路径与培育机制研究”(SJDQN201404)。

中图分类号:F273.1 **文献标识码:**A **Doi:** 10.3969/j.issn.2095-042X.2017.06.011

江苏作为经济大省,江苏石油石化产业在全国同行业中也具有举足轻重的地位。2014年江苏规模以上石油和化工企业实现的主营业务收入占全国同行业的比重达到13.9%,仅次于山东,居全国第二位^[1]。然而,近年来石油石化产业存在的问题逐步暴露出来。朱俊伟等^[2]研究发现江苏石化产业高质量创新产品缺乏,企业研发投入强度普遍不高,缺少尖端研发设备和创新人才。同时,王卫星等^[3]石化企业发展将遇到经济效益滑坡等前所未有的严峻挑战。

那么,大力推动江苏石油石化产业的转型升级,对于带动全国石油石化产业转型发展,推动江苏的经济结构优化都至关重要。为了实现该目标,关键是要提高石油石化产业的竞争力水平,而生产率是判断竞争力水平的核心要素。

鉴于此,将运用江苏石油石化产业上市公司的微观数据,通过对生产率的测度和二次分解,深入分析和评价石油石化产业竞争力水平的动态演变趋势,并探究其内在机理。然后再从技术创

新和市场需求的视角,研究这些核心因素对生产率的影响。

一、理论基础及文献综述

(一) Malmquist 指数测度法

本文采用 Färe 等^[4]定义的以产出为基础的基于 DEA 的非参数 Malmquist 生产率指数。

$$TFPch = M_O(y_t, x_t, y_{t+1}, x_{t+1}) = \left[\frac{D_o^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_o^t(x_t, y_t)} \times \frac{D_o^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_o^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \quad (1)$$

式中, D_o^t 为基于产出的距离函数, x 和 y 分别表示投入和产出, 该式表示以时期 t 为基期的 $t+1$ 期的全要素生产率的变化。若 $TFPch > 1$, 则表明全要素生产率呈增长趋势, 反之则为下降趋势。

式 (1) 全要素生产率变化率 ($TFPch$) 可进一步分解为技术进步率 ($TECHch$) 和技术效率率 ($EFFch$):

$$TECHch = \left[\frac{D_o^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_o^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{D_o^t(x_t, y_t)}{D_o^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2}, \quad EFFch = \frac{D_o^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_o^t(x_t, y_t)} \quad (2)$$

Färe 等^[4]和 Ray 等^[5]指出, 技术效率指数是在规模报酬不变 (CRS) 假设下测度的, 它可以分解为规模效率指数 ($SEch$) 和规模报酬变化 (VRS) 假设下的纯技术效率指数 ($PEch$)。那么, 式 (3) 可以分解为:

$$SEch = \left[\frac{SE^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{SE^t(x_t, y_t)} \times \frac{SE^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{SE^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2}, \quad PEch = \frac{D_{ov}^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_{oc}^t(x_t, y_t)} \quad (3)$$

式中, v 为 VRS, c 为 CRS, D_{ov}^t 为规模报酬变化假设下基于产出的距离函数, D_{oc}^t 为规模报酬不变假设下基于产出的距离函数。

当 $TECHch > 1$, 则表示存在技术进步, 即生产边界提升, 反之则存在技术退步; 当 $EFFch > 1$, 表示存在技术效率提高, 反之则存在技术效率退步。当 $SEch > 1$, 则表明规模效率提升, 反之规模效率降低; 当 $PEch > 1$, 表明纯技术效率提高, 反之则纯技术效率退步。

(二) 文献综述

1. 技术创新对生产率的影响

企业技术创新对全要素生产率影响的作用机理可归纳为: 企业通过研发专项资金的持续注入, 推动企业对旧工艺的改造升级和新技术的创新应用, 推进技术进步, 从而提高生产率水平。但是, 技术创新对生产率的促进作用也会受到两方面因素的制约: 第一, 石油石化产业中的很多产品的附加值不高, 产品低端化现象较为严重, 容易走向出口导向型低端制造业的老路^[6]。第二, 人才结构不合理和高端人才缺乏已经成为阻碍生产率提升的短板。

2. 出口对生产率的影响

出口对生产率影响的理论机理可归纳为“出口中学 (Learning by Exporting)”效应。出口企业能通过学习和吸收国外的技术和知识溢出, 实现技术提升和知识积累, 促进生产率水平提高。有学者分别针对英国和斯洛文尼亚企业的研究发现存在“出口中学”效应^[7-8]。但是, 出口对生产率的促进作用受到以下两因素制约。第一, 全球价值链 (GVC) 低端锁定。国际大买家掌控 GVC 治理结构, 造成发展中国家企业被锁定于 GVC 低端^[9]。第二, 过度竞争。地方政府基于政绩晋升考量, 往往扎堆式的贸然跟进、盲目性扩张, 造成行业的无序竞争和产能过剩, 严重破

坏了创新和健康成长的环境。

3. 本土市场需求对生产率的影响

本土市场需求影响生产率增长的作用机理可归纳为以下三个方面。第一，“母市场效应”理论。较大的国内市场需求有利于大规模生产及生产效率的改进。第二，“需求引致创新”理论。发明活动是追求利润的经济活动，市场需求对创新活动速度和方向产生影响^[10]。第三，“国内价值链”理论。培育起基于国内市场空间的国内价值链，将帮助代工企业摆脱 GVC 俘获型网络，促进向高端价值链的攀升^[11]。

二、生产率动态演变、技术创新和市场需求扩张

（一）生产率测算及其动态演变趋势

利用 Malmquist 指数方法，选取 2005—2014 年的江苏石油石化产业上市公司年平均从业人数作为劳动投入指标、年平均固定资产余额作为资本投入指标，选取主营业务收入、净利润作为产出指标。为获得测算中所需面板数据，剔除未公开披露年度报告以及所用变量存在缺省值的公司后，得到 20 家江苏石油石化产业上市公司数据，测度结果见表 1。具体说明如下：各指数均为江苏石油石化产业上市公司在相应年份区间的几何平均值；政策前和政策后，是以 2009 年作为时间分割点；政策前、政策后 I 期、政策后 II 期，分别指 2006—2008 年、2009—2011 年和 2012—2014 年上市公司指标的几何平均值的均值；各指数都是以上一年为基数得出的相对比值，所以从 2006 年开始测算；由于 2009 年国务院正式发布《石化产业调整和振兴规划》，因此选取 2009 年作为政策时间的分割点。

表 1 2006—2014 年江苏石油石化产业年平均 TFP 变化率及其分解

| 比较年份 | TFP_{ch} | $TECH_{ch}$ | EFF_{ch} | PE_{ch} | SE_{ch} |
|------------|------------|-------------|------------|-----------|-----------|
| 2006/2005 | 1.150 | 0.629 | 1.829 | 0.908 | 2.015 |
| 2007/2006 | 1.311 | 1.727 | 0.759 | 1.012 | 0.750 |
| 2008/2007 | 0.995 | 1.371 | 0.726 | 1.196 | 0.607 |
| 政策前平均 | 1.145 | 1.142 | 1.002 | 1.032 | 0.972 |
| 2009/2008 | 0.957 | 0.721 | 1.328 | 1.030 | 1.288 |
| 2010/2009 | 1.069 | 1.478 | 0.723 | 0.811 | 0.892 |
| 2011/2010 | 1.039 | 1.128 | 0.921 | 0.873 | 1.055 |
| 政策后 I 期平均 | 1.021 | 1.064 | 0.960 | 0.900 | 1.066 |
| 2012/2011 | 1.084 | 0.935 | 1.160 | 0.934 | 1.241 |
| 2013/2012 | 1.207 | 1.200 | 1.006 | 1.444 | 0.696 |
| 2014/2013 | 0.880 | 0.960 | 0.917 | 0.988 | 0.928 |
| 政策后 II 期平均 | 1.048 | 1.025 | 1.023 | 1.101 | 0.929 |
| 差值 I | -0.124 | -0.078 | -0.042 | -0.132 | 0.094 |
| 差值 II | 0.027 | -0.039 | 0.063 | 0.201 | -0.137 |

注：差值 I 为政策后 I 期与政策前差值，差值 II 政策后 II 期与政策后 I 期差值。

表 1 显示, TFP 在 2008、2009 和 2014 年分别呈现 -0.5% 、 -4.3% 和 -12% 的增长; TFP 由政策前年均增长 14.5% , 降至政策后 I 期年均增长 2.1% , 大幅下滑 12.4% , 其下滑原因是由纯技术效率下降所造成的技术效率下滑以及技术进步率大幅下滑所共同导致; TFP 由政策后 I 期年均增长 2.1% , 升至政策后 II 期年均增长 4.8% , 小幅上升 2.7% , 其上升原因是由纯技术效率大幅上升所带来的技术效率提高引起的。

值得注意的是, 一方面, 差值 II 与差值 I 相比, 有 4 个指标在两差值中呈现相反的变动。这反映出这 4 个指标的增长率呈现正负较大幅度的波动。另一方面, 技术进步率, 无论是在差值 I 中, 还是在差值 II 中持续下滑的趋势应引起重视。显然, 该产业呈现技术进步率不断下滑、生产率大幅波动的低端化发展趋势。

(二) 技术创新和市场需求扩张

基于 2006—2014 年所有江苏石油石化产业上市公司的相关数据测算出三大因素的年平均值 (见表 2)。2006—2014 年间, 江苏石油石化产业发展迅猛, 技术创新投入逐步增长, 市场需求规模逐步扩张。

综上分析, 一方面, 技术创新投入、本土市场需求和出口规模都增长迅猛; 另一方面, 石油石化产业呈现技术进步率不断下滑、生产率大幅波动的低端化发展趋势。那么技术创新投入、本土市场需求和出口, 这三大因素是否促进了其生产率增长? 其背后的内在机理是什么? 显然, 都亟待检验和回答。

表 2 2006—2014 年江苏石油石化上市公司

| 年份 | 三大因素年均值 | | |
|------|---------|-------|--------|
| | 技术创新投入 | 出口规模 | 本土市场需求 |
| 2006 | 9.9 | 223 | 1 800 |
| 2007 | 12.6 | 294 | 2 100 |
| 2008 | 15.9 | 376 | 2 080 |
| 2009 | 17.9 | 322 | 1 950 |
| 2010 | 18.2 | 528 | 2 300 |
| 2011 | 22.3 | 672 | 2 690 |
| 2012 | 31.2 | 729 | 2 700 |
| 2013 | 33.5 | 829 | 3 130 |
| 2014 | 61.4 | 1 680 | 6 240 |

三、变量选取、模型设定与数据说明

(一) 变量选取及模型设定

1. 被解释变量选取

本文重点研究技术创新、本土市场需求和出口对江苏石油石化产业生产率的影响, 被解释变量为全要素生产率变化率及其分解指标, 用缩写字母 *CRTFPD* (Change Rate of TFP and its Decomposition) 表示, 其涉及 5 种指标, 全要素生产率变化率、技术进步率、技术效率、规模效率、纯技术效率。

2. 解释变量选取及测算

核心解释变量中, 上市公司的技术创新强度 ($\ln RD$)、本土市场需求 ($\ln HMD$) 和出口规模 ($\ln EXP$)。技术创新强度数据是通过查阅上市公司年度财务报告获取的, 年度财务报告来自于巨潮资讯网中的“披露”栏目。其中, 上市公司的研发费用来自衍生报表数据中的基于利润表所披露的数据。然后, 基于上市公司的总资产数据, 并借鉴解维敏等^[12]、夏冠军等^[13]的衡量方法, 用技术创新投入与总资产的比值作为企业技术创新强度的代理变量。出口规模和本土市场需求数据是参考邱斌等^[14]的衡量方法, 并结合石油石化产业上市公司数据特征, 利用其所公布的

按照地区分布划分的主营业务收入，按国内外地区分类进行加总得到。

3. 其他控制变量选取及测度

引入以下控制变量：人力资本（ $\ln H$ ）、金融业市场化指数（ CMI ）和资产负债率（ LEV ）。其中，用小学比重 $\times 6$ +初中比重 $\times 9$ +高中比重 $\times 12$ +大专及以上学历比重 $\times 16$ ，衡量各省区人力资本^[15]；金融业市场化指数来自樊纲等^[16]测度的中国各地区市场化指数，对于数据缺失的年份，用 2009 年数值代替；资产负债率用上市公司总负债除以总资产来衡量。此外，还控制年份因素（ $year$ ）。

基于上述分析，本文计量模型设定如下：

$$\ln CRTFPD_{it} = \alpha + \beta_1 \ln RD_{it} + \beta_2 \ln EXP_{it} + \beta_3 \ln HMD_{it} + \beta_4 \ln H_{jt} + \beta_5 CMI_{jt} + \beta_6 LEV_{it} + \gamma_{year} + \epsilon_{ijkt}$$

式中，下标 i 、 j 、 t 分别表示上市公司 i 、地区 j 、第 t 年。 α 为常数项， β 为相应变量的估计系数， γ_{year} 表示控制了年份因素（ $year$ ）。被解释变量 $CRTFPD$ ，包括五种指标变量。变量 $\ln HMD$ 、 $\ln EXP$ 和 $\ln RD$ 为核心解释变量。

（二）数据来源与处理说明

研究样本所涉及的江苏石油石化产业上市公司数据均来自 Wind 数据库和上市公司年度报告，初选样本有 46 家上市公司，研究样本的期间为 2006—2014 年。样本公司中：第一，部分公司在 2006—2014 年间未公开披露年度报告；第二，在被解释变量（ $CRTFPD$ ）的测算中，按照 Malmquist 指数法所需要的面板数据，剔除了 2005—2014 年间未公开披露年度报告以及所用变量存在缺省值的公司；第三，解释变量中，部分上市公司的技术创新投入、本土市场需求和出口数据缺失存在缺省值。按照上述原因剔除相应的样本后，共得到 180 个“公司-年”观测值。模型中，金融业市场化指数，均来自国内学者测度的中国各地区市场化指数^[16]；人力资本测度所使用的各省区不同层次学历人群占 6 岁及 6 岁以上人口比重数据来自历年《中国统计年鉴》中的“各地区按性别和受教育程度分的人口”。其他变量及其测算数据均来自上市公司所公布的年度报告。具体详见表 3。

表 3 各变量的描述性统计

| 变量 | N | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|--------------|-----|--------|-------|---------|--------|--------|
| $\ln TFPch$ | 180 | 0.068 | 0.299 | -0.952 | 0.046 | 1.636 |
| $\ln TECHch$ | 180 | 0.073 | 0.330 | -0.571 | 0.126 | 0.640 |
| $\ln EFFch$ | 180 | -0.005 | 0.412 | -1.050 | -0.055 | 1.544 |
| $\ln PEch$ | 180 | 0.007 | 0.464 | -1.339 | -0.027 | 2.216 |
| $\ln SEch$ | 180 | -0.013 | 0.459 | -1.514 | -0.022 | 1.193 |
| $\ln RD$ | 180 | -6.149 | 2.071 | -13.186 | -5.929 | -3.102 |
| $\ln EXP$ | 180 | 19.046 | 1.675 | 15.270 | 18.933 | 23.556 |
| $\ln HMD$ | 180 | 20.460 | 3.986 | -2.303 | 21.080 | 25.073 |
| $\ln H$ | 180 | 2.180 | 0.048 | 2.111 | 2.181 | 2.243 |
| CMI | 180 | 10.906 | 0.641 | 9.420 | 11.25 | 11.250 |
| LEV | 180 | 0.560 | 0.232 | 0.035 | 0.613 | 2.394 |

注：因为 EXP 和 HMD 变量的水平值较大，所以对其取自然对数，以减轻变量数据的波动性。

四、实证结果与分析

经过面板数据模型的异方差检验和自相关检验,未发现明显的自相关问题,而异方差现象较明显,本文采用面板数据的稳健性回归消除异方差问题。面板数据模型的 Hausman 检验表明,固定效应模型更可靠,限于篇幅限制,下面只列出固定效应模型的回归结果。首先进行产业整体的回归分析,然后分别按政策前后和产权性质进行分类回归。

(一) 产业整体估计

表 4 为产业整体估计结果。从模型拟合效果看,所有模型都在 1%~10%水平上统计显著,调整 R^2 介于 0.031~0.112 之间,模型的整体拟合效果较好。

表 4 的回归结果显示,技术创新与全要素生产率、技术效率和纯技术效率的回归系数显著为正,这表明技术创新促进了该产业的生产率增长,并且该促进作用是由纯技术效率提升所带来的技术效率的增长而引起的。值得注意的是,技术创新与技术进步率的回归系数却显著为负,这表明技术创新反而抑制了技术进步率,显然应引起重视。

出口分别与全要素生产率和技术效率的回归系数显著为负,而与技术进步率的回归系数显著为正。这表明出口抑制了石油石化产业生产率增长,这主要是由技术效率降低所导致的。然而出口促进了石油石化产业的技术进步率。出口与纯技术效率和规模效率的回归系数为负,但不显著,说明出口对其存在抑制性倾向。

本土市场需求分别与全要素生产率、技术效率、纯技术效率的回归系数显著为正,表明本土市场需求促进了江苏石油石化产业的生产率增长,而该促进作用主要得益于纯技术效率提升所带来的技术效率的增长。然而,本土市场需求与技术进步率和规模效率的回归系数为负,但不显著,这表明本土市场需求的增长反而对该产业的技术进步率和规模效率有一定的抑制性倾向。

表 4 产业整体估计

| 变量 | $\ln TFPch$ | $\ln EFFch$ | $\ln TECHch$ | $\ln PEch$ | $\ln SEch$ |
|-----------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------|---------------------|
| $\ln RD$ | 0.049 ¹⁾ (1.76) | 0.068 ²⁾ (2.18) | -0.019 ¹⁾ (-2.06) | 0.090 ²⁾ (2.28) | -0.022 (-0.74) |
| $\ln EXP$ | -0.022 ¹⁾ (-1.81) | -0.073 ¹⁾ (-1.97) | 0.051 ¹⁾ (1.73) | -0.026 (-0.51) | -0.047 (-1.35) |
| $\ln HMD$ | 0.013 ²⁾ (2.07) | 0.013 ³⁾ (3.48) | -0.000 1 (-0.03) | 0.027 ²⁾ (2.57) | -0.014 (-1.25) |
| $\ln H$ | 7.404 ³⁾ (3.97) | 0.943 (0.53) | 6.458 ³⁾ (9.09) | -1.246 (-0.44) | 2.195 (1.01) |
| CMI | -0.036 ²⁾ (-2.68) | -0.056 ³⁾ (-2.92) | 0.019 (1.50) | -0.044 (-1.30) | -0.012 (-0.30) |
| LEV | -0.008 (-0.07) | -0.006 (-0.03) | -0.002 (-0.02) | 0.268 (1.09) | -0.274 (-1.67) |
| 常数项 | 284.571 ³⁾ (3.97) | 60.424 (0.85) | 223.972 ³⁾ (7.06) | -65.714 (-0.69) | 126.407 (1.71) |
| 年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 |
| 调整 R^2 | 0.112 | 0.039 | 0.038 | 0.044 | 0.031 |
| F 值 | 4.472 ³⁾ | 16.324 ³⁾ | 16.369 ³⁾ | 2.376 ¹⁾ | 3.315 ²⁾ |

注:括号内是 t 统计值;³⁾、²⁾和¹⁾为 1%、5%和 10%水平下通过显著性检验。

对比技术创新和市场需求的回归结果不难发现,一方面,技术创新和本土市场需求与出口分

别对全要素生产率、技术效率、技术进步率和纯技术效率的回归系数的正负数相反，这表明它们对石油石化产业的影响存在相反的作用力；另一方面，产业整体的生产率提升只能依赖技术创新和本土市场需求的共同驱动力。此外，人力资本促进了全要素生产率的增长，这主要是由技术进步率的提升所引起的。金融业市场化程度的提高反而抑制了全要素生产率，这是由技术效率的降低所导致的。

（二）分政策前后估计

由于国务院 2009 年正式发布《石化产业调整和振兴规划》，因此本文选取 2009 年作为政策时间的分割点。表 5 和表 6 分别为政策前和政策后的样本回归结果，两类样本下模型整体都在 1%~5% 水平上统计显著，调整的 R^2 介于 0.042~0.294 之间，可见模型整体拟合效果较好。

表 5 政策前估计

| 变量 | $\ln TFPch$ | $\ln EFFch$ | $\ln TECHch$ | $\ln PEch$ | $\ln SEch$ |
|-----------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|----------------------------|-------------------------------|
| $\ln RD$ | -0.002 (-0.01) | -0.006 (-0.04) | 0.003 (0.11) | 0.048 (0.21) | -0.053 (-0.33) |
| $\ln EXP$ | 0.022 ¹⁾ (1.72) | -0.021 (-0.12) | 0.042 ¹⁾ (1.69) | 0.011 (0.05) | -0.032 (-0.18) |
| $\ln HMD$ | 0.348 (1.24) | 0.378 (1.25) | -0.030 (-0.55) | 0.411 (1.51) | -0.034 (-0.13) |
| $\ln H$ | 18.008 ²⁾ (2.16) | -42.206 ³⁾ (-3.76) | 60.222 ³⁾ (9.04) | -4.644 (-0.39) | -37.576 ³⁾ (-3.40) |
| CMI | -0.105 (-1.00) | -0.133 (-1.23) | 0.028 ¹⁾ (1.80) | -0.033 (-0.18) | -0.100 (-0.88) |
| LEV | 0.883 (1.21) | 0.853 (1.28) | 0.029 (0.16) | 1.660 ¹⁾ (1.95) | -0.808 (-1.49) |
| 常数项 | 519.098 ¹⁾ (2.04) | 31.721 (0.11) | 487.275 ³⁾ (5.03) | -337.537 (-1.11) | 369.078 ¹⁾ (1.92) |
| 年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 |
| 调整 R^2 | 0.205 | 0.182 | 0.294 | 0.121 | 0.271 |
| F 值 | 2.674 ²⁾ | 31.315 ³⁾ | 24.320 ³⁾ | 2.745 ²⁾ | 23.509 ³⁾ |

注：括号内是 t 统计值；³⁾、²⁾ 和 ¹⁾ 为 1%、5% 和 10% 水平下通过显著性检验，下同。

技术创新对政策前的回归系数不显著，但是技术创新对政策前的全要素生产率、技术效率和规模效率的回归系数为负，表明技术创新对政策前的全要素生产率、技术效率和规模效率均有一定程度的抑制性倾向。技术创新对政策后的全要素生产率、技术效率和纯技术效率的估计系数都显著为正，对技术进步率的回归系数显著为负，表明技术创新对全要素生产率的促进作用主要得益于纯技术效率提升所带来的技术效率增长，而技术创新投入却对技术进步率的提升有抑制性。

出口促进了政策前的全要素生产率增长，这是由技术进步率的提升所引起的；出口抑制了政策后的全要素生产率增长，这是由技术效率的大幅下降所导致的；出口对技术进步率仍保持促进作用，并且出口对政策后的作用力大于对政策前的作用力。

本土市场需求的回归结果表明，政策前本土市场需求并未促进江苏石油石化产业的生产率增长；政策后本土市场需求对生产率的促进作用凸显，这种促进作用主要是由纯技术效率的上升所带来的技术效率的提升所引起的。值得注意的是，无论政策前还是政策后，本土市场需求对技术进步率和规模效率存在一定的抑制性倾向。

对比政策前后回归中的技术创新和市场需求的估计结果可知，政策前江苏石油石化产业生产

率的增长要依赖出口的驱动作用；政策后该产业生产率的增长要依靠技术创新和本土市场需求的共同驱动。出口却由政策前的驱动力转变为政策后的抑制力。

表 6 政策后估计

| 变量 | $\ln TFPch$ | $\ln EFFch$ | $\ln TECHch$ | $\ln PEch$ | $\ln SEch$ |
|-----------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------|------------------------------|
| $\ln RD$ | 0.040 ²⁾ (2.26) | 0.055 ²⁾ (2.55) | -0.016 ¹⁾ (-1.89) | 0.066 ²⁾ (2.44) | -0.010 (-0.36) |
| $\ln EXP$ | -0.029 ¹⁾ (-1.80) | -0.072 ²⁾ (-2.14) | 0.043 ²⁾ (2.11) | -0.047 (-0.46) | -0.026 (-0.37) |
| $\ln HMD$ | 0.020 ²⁾ (2.04) | 0.028 ³⁾ (5.10) | -0.009 (-1.61) | 0.035 ²⁾ (2.30) | -0.007 (-0.44) |
| $\ln H$ | 6.122 ³⁾ (3.00) | -2.711 (-1.50) | 8.827 ³⁾ (9.84) | 0.139 (0.04) | -2.840 (-1.01) |
| CMI | -0.012 (-0.76) | -0.016 (-0.87) | 0.005 (0.32) | -0.035 (-0.68) | 0.019 (0.43) |
| LEV | -0.181 ¹⁾ (-2.06) | -0.364 ³⁾ (-4.44) | 0.183 ²⁾ (2.61) | 0.001 (0.00) | -0.365 ²⁾ (-2.16) |
| 常数项 | 213.294 ³⁾ (3.04) | -72.952 (-0.98) | 286.119 ³⁾ (6.39) | -86.622 (-0.77) | 13.973 (0.14) |
| 年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 |
| 调整 R^2 | 0.113 | 0.127 | 0.268 | 0.042 | 0.095 |
| F 值 | 4.614 ³⁾ | 15.732 ³⁾ | 69.073 ³⁾ | 2.348 ²⁾ | 3.869 ³⁾ |

（三）分产权性质估计

下面将从分产权性质回归考察各因素在该方面的差异性。表 7 和表 8 分别为国有企业和非国有企业样本回归结果，模型整体都在 1% 水平上统计显著，调整 R^2 介于 0.021~0.211 之间，模型整体拟合效果较好。基于国有企业和非国有企业的回归结果比较，可发现：

技术创新并未促进国有石油石化产业企业的生产率增长，却促进了非国有企业的生产率增长，而且该促进作用主要是由纯技术效率上升所带来的技术效率提升引起的。值得注意的是，技术创新阻碍了非国有企业的技术进步率增长。通过对比可发现，技术创新在非国有企业中的估计系数明显大于在国有企业中的估计系数，这说明技术创新对非国有企业的作用力更强。

表 7 国有企业估计

| 变量 | $\ln TFPch$ | $\ln EFFch$ | $\ln TECHch$ | $\ln PEch$ | $\ln SEch$ |
|-----------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------|----------------------------|
| $\ln RD$ | -0.057 (-1.22) | -0.077 (-1.51) | 0.020 (0.63) | -0.043 (-0.71) | -0.034 (-0.46) |
| $\ln EXP$ | 0.027 ¹⁾ (1.67) | -0.005 (-0.09) | 0.032 (0.69) | 0.081 (0.93) | -0.086 (-1.19) |
| $\ln HMD$ | 0.007 ³⁾ (4.21) | 0.013 ³⁾ (4.75) | -0.006 ¹⁾ (-2.13) | 0.016 ²⁾ (2.53) | -0.004 (-0.64) |
| $\ln H$ | 8.004 ³⁾ (4.63) | 1.204 (0.61) | 6.797 ³⁾ (6.08) | -3.275 (-1.21) | 4.477 ¹⁾ (1.90) |
| CMI | -0.029 (-1.76) | -0.070 ³⁾ (-4.10) | 0.041 ²⁾ (2.39) | -0.031 (-0.85) | -0.038 (-1.32) |
| LEV | -0.214 ²⁾ (-3.17) | -0.312 ²⁾ (-2.67) | 0.098 (1.24) | 0.005 (0.02) | -0.316 (-1.53) |
| 常数项 | 控制 (4.88) | 控制 (0.63) | 控制 (4.78) | 控制 (-1.50) | 控制 (2.04) |
| 年份 | -0.158 ³⁾ | -0.028 | -0.130 ³⁾ | 0.067 | -0.094 ¹⁾ |
| 观测值 | 81 | 81 | 81 | 81 | 81 |
| 调整 R^2 | 0.211 | 0.030 | 0.051 | 0.068 | 0.087 |
| F 值 | 24.494 ³⁾ | 49.354 ²⁾ | 32.598 ³⁾ | 15.428 ³⁾ | 7.836 ³⁾ |

表 8 非国有企业估计

| 变量 | $\ln TFPch$ | $\ln EFFch$ | $\ln TECHch$ | $\ln PEch$ | $\ln SEch$ |
|-----------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| $\ln RD$ | 0.074 ²⁾ (2.30) | 0.097 ²⁾ (2.71) | -0.023 ¹⁾ (-2.10) | 0.119 ²⁾ (2.97) | -0.022 (-0.63) |
| $\ln EXP$ | -0.053 ²⁾ (-2.80) | -0.103 ¹⁾ (-2.03) | 0.049 (1.08) | -0.113 ²⁾ (-3.15) | 0.010 (0.32) |
| $\ln HMD$ | 0.026 ²⁾ (3.11) | 0.010 (0.93) | 0.015 (1.81) | 0.055 ³⁾ (4.34) | -0.044 ³⁾ (-3.77) |
| $\ln H$ | 5.139 (1.80) | -1.737 (-0.65) | 6.873 ³⁾ (10.84) | -1.579 (-0.39) | -0.146 (-0.06) |
| CMI | -0.055 ¹⁾ (-2.03) | -0.053 (-1.68) | -0.002 (-0.17) | -0.077 (-1.54) | 0.024 (0.37) |
| LEV | 0.189 (0.80) | 0.442 (0.97) | -0.253 (-0.68) | 0.238 (0.72) | 0.203 (0.46) |
| 常数项 | 203.843 (1.76) | -21.657 (-0.20) | 225.363 ³⁾ (9.09) | -97.784 (-0.69) | 76.531 (1.03) |
| 年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 99 | 99 | 99 | 99 | 99 |
| 调整 R^2 | 0.098 | 0.047 | 0.021 | 0.093 | 0.023 |
| F 值 | 39.117 ³⁾ | 48.352 ³⁾ | 24.598 ³⁾ | 54.277 ³⁾ | 17.327 ³⁾ |

出口促进了国有企业估计中的全要素生产率增长，却阻碍了非国有企业的全要素生产率增长，出口对两者有相反的作用。其中，出口对非国有企业的全要素生产率的抑制作用主要是由纯技术效率下降所带来的技术效率下滑而导致的。

在国有企业的估计中，本土市场需求促进了全要素生产率增长，而这主要是由纯技术效率上升所带来的技术效率提升而引起的。值得注意的是，本土市场需求对国有企业估计中的技术进步率却有抑制作用。在非国有企业估计中，本土市场需求促进了生产率增长，这主要得益于纯技术效率大幅上升，而对规模效率却有显著抑制作用。

对比回归中国有企业和非国有企业的估计结果，国有企业的生产率增长主要依靠出口和本土市场需求的共同驱动，非国有企业则主要依赖技术创新和本土市场需求的共同驱动力。可见，出口对国有企业生产率起促进作用，对非国有却表现为较强的抑制作用。

（四）进一步的稳健性检验

（1）用各省份每十万人口中的在校大学生人数作为人力资本，研究结论仍基本一致。（2）为克服残差的序列相关对估计结果产生的偏误，同时矫正了异方差和序列相关问题后计算的标准误，检验结果与文中列示的基本一致^[17]。（3）为避免极端值对回归结果的影响，我们在 1st 和 99th 分位上进行“缩尾处理”（Winsorize）以控制极端值，检验结果与文中列示的基本一致。限于篇幅，未列示上述检验结果。

五、结论及政策建议

（一）结论

本文利用江苏石油石化产业上市公司数据，运用基于 DEA 的 Malmquist 指数法，并通过实证分析有以下发现：第一，针对江苏石油石化产业全要素生产率变化率及其分解指标的研究表明，江苏石油石化产业呈现技术进步率不断下滑、生产率大幅波动的低端化发展趋势。第二，技术创新仅促进了产业整体、政策后和非国有企业估计中的全要素生产率增长；技术创新在产业整体、政策后以及非国有企业估计中对技术进步率却呈现抑制作用或抑制性倾向。第三，本土市场需求仅在产业整体、政策后、国有企业以及非国有企业估计中，促进了其全要素

生产率增长;无论是在产业整体估计还是在分类估计中,本土市场需求对技术进步率(除了非国有企业)和规模效率,均呈现抑制作用或抑制性倾向。第四,出口抑制了产业整体、政策后以及非国有企业估计中的江苏石油石化产业的生产率增长;出口促进了政策前和国有企业估计中的全要素生产率增长;并且出口对产业整体、政策前和政策后估计中的技术进步率,都有显著的促进作用。

(二) 政策建议

1. 加快实施石油石化产业创新驱动战略

第一,加大企业创新投入。石油石化产业的竞争归根结底是科技创新的竞争,鼓励企业建立创新中心和重点实验室,突破产业关键技术、推动关键技术产业化。第二,构建创新战略联盟。推进建立以大企业、大集团为核心,包含相关配套企业、高校和科研院所的创新战略联盟。第三,重视内需引致创新。应该充分发挥“母市场效应”,重点培育链主企业,构建国内价值链。

2. 提升出口和本土两个市场的高端供给

第一,促出口,提升出口品质。通过积极参与激烈的国际市场竞争,实时获取和感知产品的技术水平和产业的发展动向,以满足市场高端需求为导向,优化出口产品结构,扩大高端产品供给比例,实现出口对生产率提升的促进作用。第二,扩大内需,满足高端供给。对于国内高端石油石化产品需求端和供给端错配的状况,深入了解高端市场需求,加快技术升级和工艺改进,改善企业管理水平,提升产品档次,实现增加高端有效供给与调整产品结构的有机结合,提高全产业的整体经济效益和竞争力水平。

参考文献:

- [1] 陈立来. 2014年江苏省石化行业经济运行特点及趋势分析[J]. 中国石油和化工经济分析, 2015(4): 23-27.
- [2] 朱俊伟, 姜国刚, 阮婉妮, 等. 技术创新背景下江苏石化产业绿色竞争力评价[J]. 常州大学学报(社会科学版), 2017, 18(3): 59-68.
- [3] 王卫星, 许钰瑕, 朱学义, 等. 经济新常态下石化企业发展战略再定位研究[J]. 常州大学学报(社会科学版), 2017, 18(1): 42-51.
- [4] FaRE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries[J]. The American economic review, 1994, 84(1): 66-83.
- [5] RAY S C, DESLI E. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: comment[J]. The American economic review, 1997, 87(5): 1033-1039.
- [6] 刘志彪. 战略性新兴产业的高端化: 基于“链”的经济分析[J]. 产业经济研究, 2012, 58(3): 9-17.
- [7] GIRMA S, GREENAWAY A, KNELLER R. Does exporting increase productivity? a microeconomic analysis of matched firms[J]. Review of international economics, 2004, 12(5): 855-866.
- [8] DE LOECKER J. Do exports generate higher productivity? evidence from slovenia[J]. Journal of international economics, 2007, 73(1): 69-98.
- [9] GEREFFI G. International trade and industrial upgrading in the apparel commodity chain[J]. Journal of international economics, 1999, 48(1): 37-70.
- [10] SCHMOOKLER J. Invention and economic growth[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1966.
- [11] 刘志彪, 张杰. 全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策——基于 GVC 与 NVC 的比较视角[J]. 中国工业经济, 2007, 23(5): 39-47.
- [12] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究, 2011, 371(5): 171-183.
- [13] 夏冠军, 陆根尧. 资本市场促进了高新技术企业研发投入吗——基于中国上市公司动态面板数据的证据[J]. 科学学研究,

2012, 30 (9): 1370-1377.

[14] 邱斌, 尹威. 中国制造业出口是否存在本土市场效应 [J]. 世界经济, 2010 (7): 44-63.

[15] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放 [J]. 经济研究, 2011 (11): 60-72.

[16] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.

[17] NEWEY W K, WEST K D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix [J]. Econometrica, 1987, 55 (3): 703-708.

On Technological Innovation, Market Demand and the Dynamic Evolution of Productivity in Petroleum and Petrochemical Industries —Based on the Malmquist Index of Listed Companies' Data in Jiangsu

Ren Baoquan

Abstract: Using the method of Malmquist index and based on the listed companies' data of petroleum and petrochemical industries in Jiangsu, it demonstrates that the changing rate of total factor productivity firstly falls sharply, and then rises slightly, while the rate of technical progress continues to decline. There emerges a low-end trend of ignoring the technological innovation and significant fluctuations in productivity. Through regression analysis, it demonstrates that in the industry as a whole, technological innovation and home market demand promote the growth of productivity but restrain exports. In the estimation of policy effects, technological innovation and home market demand are not significant for productivity before the policy but play a promoting role for productivity after the policy. At the same time, exports play a promoting role before the policy and restrain it after the policy. In the estimation of property nature, technological innovation only promotes the growth of productivity in non-state-owned enterprises and exerts inhibitory effects on state-owned enterprises. The home market demand promotes the productivity of both state-owned and non-state-owned enterprises. Exports only contribute to the growth of productivity of state-owned enterprises. The above findings are of great significance for the review and adjustment of the development model of petroleum and petrochemical industries and the promotion of their productivity growth.

Key words: technological innovation; total factor productivity; rate of technical progress; petroleum and petrochemical industry; Malmquist index

(收稿日期: 2017-07-14; 责任编辑: 沈秀)