

全要素生产率演进、比较优势转型与出口减速

任志成^a,刘梦^a,刘杨^b

(南京审计大学 a. 经济与贸易学院 b. 公共经济学院,江苏南京 211815)

[摘要]利用 DEA 方法下的 M-L 指数测算了资源环境约束下各省全要素生产率演进以及效率改进和技术进步指数,基于 2004—2014 年我国 30 个省份数据的面板门限回归,重点考察了效率改进和技术进步在经济发展水平门限前后对出口的作用变化。研究表明:对于经济水平欠发达的地区,技术进步作用不显著,效率改进是促进出口的重要要素来源;当经济发展突破门限后,效率改进和技术进步同时呈现对出口增长的强劲促进作用,而忽视两者间的协同作用可能是当前出口减速的重要原因之一。此外,人口红利与外商直接投资作用式微,社会保障等制度因素作用增强。随着我国传统比较优势弱化和东西部经济差距不断扩大,根据地区经济情况,重视推进全要素生产率演进,有步骤地推动传统要素红利向“人才红利”、“制度红利”等新型比较优势的转型升级,是实现我国出口可持续增长的关键。

[关键词]全要素生产率;比较优势;出口减速;M-L 指数;面板门限回归;经济转型;效率改进;技术进步

[中图分类号]F252 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2016)05-0101-10

一、引言

近年来,我国经济发展步入“新常态”,经济增速相对放缓,出口增长低位下行,转入“出口不足”状态,剔除汇率等因素,2011—2015 年,我国实际平均出口增速不足 5%,远低于 2004 年 35.3% 的增长率和 31.1% 的潜在增速^①。出口减速成为普遍共识。除了金融危机等世界经济环境的影响外,国内要素禀赋变动的影响不容小觑。从要素供给的角度来看,我国人口老龄化趋势严峻,劳动力成本上升,有效劳动力供给不足,“民工荒”等问题日渐凸显,传统生产方式难以为继;从要素需求的角度来看,全球化生产模式带来的空前竞争“倒逼”出口产业不断优化,实现转型升级以突破“低端锁定”,其对生产要素的需求也相应变化。随着政府短期“微刺激”效力的不断下降^[1],出口减速的内生性问题愈加凸显。此外,我国各地区融入全球化的深度不一,区域间出口差异较大。东部对优势要素的吸引,进一步加剧了区域间要素配置失衡,致使我国陷入东部出口转型受阻、西部基础产业难以形成的发展困境。

随着劳动力等传统比较优势的不断弱化和地域生产要素配置的加速失衡,全要素生产率演进受阻,使得我国在由出口大国迈向出口强国的道路上遭遇严峻挑战。如何根据地区经济情况,挖掘传统要素红利的发挥空间,培育新型比较优势,合理推进比较优势转型,实现全要素生产率跃升,日益成为“新常态”下促进出口可持续增长的核心议题。

[收稿日期]2016-01-04

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(15BJY119);江苏高校哲学社会科学研究重点项目(2015ZDIXM022);江苏省普通高校研究生科研创新计划项目(KYLX15_1030);江苏省“十二五”重点(培育)学科——理论经济学(苏教研[2011]14 号);江苏省重点序列学科——应用经济学(苏政办发[2014]37 号)

[作者简介]任志成(1975—),男,安徽淮北人,南京审计大学经济与贸易学院副教授,博士,从事世界经济、国际贸易研究;刘梦(1992—),女,山西阳泉人,南京审计大学经济与贸易学院硕士研究生,从事世界经济研究;刘杨(1991—),男,山西阳泉人,南京审计大学公共经济学院硕士研究生,从事劳动经济学研究。

^①数据来源于 2012 年张会清和唐海燕在《国际贸易问题》发表的中国的出口潜力:总量测算、地区分布与前景展望——基于扩展引力模型的实证研究一文

二、文献综述

比较优势演变与地区经济发展需求不匹配以及全要素生产率跃升受阻,严重制约着出口增长。陈红蕾等研究指出,我国全要素生产率演进在2007年后呈逐步递减趋势,中西部地区尤为明显,对出口的推动力减弱^[2]。此外,我国与发达国家之间、东部与西部地区之间存在明显的经济差异,赋予出口“自主选择效应”,造成生产成本非线性变化^[3]。可见,在不同经济水平下,全要素生产率等要素禀赋的演变对出口增长的作用存在显著差异,是推动比较优势转型的关键。

对技术要素而言,全要素生产率演进主要表现为技术进步和效率改进两个维度,深刻作用于经济发展和出口增长。对于经济水平较高的发达国家,技术进步是推动产业升级、促进出口增长的核心动力;对于经济水平较低的国家而言,出口更多依赖集约边际而非扩展边际的发展。针对我国技术进步作用的相关研究表明,研发创新对国内企业出口增长作用不显著^[4]。我国长期依赖效率改进实现规模扩张从而拉动出口的生产方式,易造成产业升级空心化^[5],不利于比较优势的转型升级,难以维系出口的长期可持续增长。对劳动力要素而言,在经济发展水平较低的改革开放前中期,我国经济发展长期依赖劳动密集型产业,劳动力优势对出口增长发挥了巨大红利^[6];随着我国经济水平的不断提高,出口对资本密集型、技术密集型产业的依赖提升,人口红利衰减明显^[7],并逐步转变为“人口负债”。以劳动力素质为特征的“第二次人口红利”、“结构性人口红利”和“人才红利”等,可能成为推动出口增长的新型比较优势来源^[8]。对资本要素而言,经济发展水平通过反映内资与外资间的相对技术差距,显著影响资本投入对出口的作用。改革开放初期,外商直接投资带来的先进技术和由此引起的学习效应,是出口增长的重要推动力^[9]。但随着国内全要素生产率的不断演进,外商直接投资的技术优势相对下降,过度依赖外资会造成对出口的不显著甚至负向影响^[10]。对制度要素而言,制度通过改善生产的外部环境促进生产要素间的协同匹配。在经济发展水平较低时期,劳动力等传统要素红利的发挥空间较大,制度对出口增长的作用并没有得到重视。但随着经济发展的不断加速,传统要素红利的作用边际下降,要素间协同作用的影响逐步凸显,相对滞后的政策制度成为出口增长的明显羁绊,制度优化成为培育新型比较优势的重要方向^[11]。但长期以来,实证研究对制度因素的量化不足,实证结论争议较大,因而针对经济发展过程中制度红利的变动情况存在深入研究的必要和空间。

综上所述,随着我国传统比较优势逐步弱化和区域间要素配置加速失衡,全要素生产率演进放缓,各投入要素对出口的作用方式发生转变。从比较优势转型与地区经济发展需求不匹配导致的“门限效应”视角探究出口减速成因,尚未得到学术界的足够重视。本文试图对现有研究进行以下扩展:(1)采用基于差分、具有相加结构的Malmquist-Luenberger方法,修正了大多数研究采用径向、角度DEA方法造成估计有偏的缺陷^[12],采用污染处理后的处置值数据,考虑了污染治理对结果的影响;(2)从技术进步和效率改进两个维度,深入探究经济水平门限前后全要素生产率演进对出口增长作用的变动情况;(3)分析不同要素投入在门限前后对出口增长的作用变化,根据不同地区的实际情况,针对性提出差别化新型比较优势的培育建议。

三、理论分析及模型设定

为从技术进步和效率改进两个维度探究经济水平门限前后全要素生产率演进对出口增长侧重作用的变化,并分析劳动力等其他要素投入对出口增长作用的变动情况,本节构建了不同经济水平下要素投入对出口作用方式的理论模型,并以此作为设定计量方程的基础。

根据新古典经济增长理论,本文设 t 时期全要素生产率水平为 A_t ,资本投入为 K_t ,劳动投入量为 L_t ,产出为 Y_t 。构建C-D生产函数如方程(1)所示:

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta \quad (1)$$

本文假设 t 时期劳动投入量 L_t 与劳动者技能水平 E_t 作用互补,以两者之积 $L_t E_t$ 表示有效劳动投入;将劳动视为一种可衰减的资源,设置人口红利的衰减函数为 $L_t = D_{L,t} N_t$, $dD_{L,t} = -d_{L,t} < 0$ 表示人口红利的衰减趋势, N_t 表示 t 时期总人口数。我们将考虑衰减趋势的有效劳动投入 $D_{L,t} N_t E_t$ 代入方程(1),得:

$$Y_t = A_t (D_{L,t} N_t E_t)^\alpha K_t^\beta \quad (2)$$

对方程(2)两边取对数,得:

$$\ln Y_t = \ln A_t - \alpha \ln D_{L,t} + \alpha \ln N_t + \alpha \ln E_t + \beta \ln K_t \quad (3)$$

Orea 提出,全要素生产率演进是通过生产前沿面的移动以及实际决策单元与理论最优生产前沿的最大方向距离逼近实现的。本文构造产出导向型规模报酬可变的线性规划模型^[13]。

$$\begin{aligned} \overrightarrow{D}_0^t(x^{t,i_0}, y^{t,i_0}, b^{t,i_0}; g) &= \max \beta \\ \text{s. t. } \sum_{l_0=1}^{L_0} z_{l_0}^t x_{l_0,n_0}^t + s_{x,n_0}^- &= x_{l_0,n_0}^t; \quad \sum_{l_0=1}^{L_0} z_{l_0}^t y_{l_0,m_0}^t - s_{y,m_0}^+ = y_{l_0,m_0}^t; \quad \sum_{l_0=1}^{L_0} z_{l_0}^t x_{l_0,i_0}^t + s_{b,i_0}^- = b_{l_0,i_0}^t \\ \forall n_0, m_0, i_0 \in N_0, M_0, I_0; \quad s_{x,n_0}^-, s_{y,m_0}^+, s_{b,i_0}^- &\geq 0; \quad s_{x,n_0}^-, s_{y,m_0}^+, s_{b,i_0}^- \neq 0 \\ \overrightarrow{D}_0^t &= (x^t, y^t, b^t; g) = \sup \{\beta \mid (y^t, b^t) + \beta g(g^y, g^b) \in P^t(DMU^t)\} \end{aligned}$$

其为方向性距离函数,测试投入一定时,最大化“好”产出并最小化“坏”产出的情况。

以 0 期为初期, t 期全要素生产率演进指数为:

$$\begin{aligned} A_t^{t+1} &= (A_t^t \times A_i^{t+1})^{\frac{1}{2}} = \left[\frac{1 + \overrightarrow{D}_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})}{1 + \overrightarrow{D}_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \times \frac{1 + \overrightarrow{D}_i^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \overrightarrow{D}_i^t(x^t, y^t, b^t; g^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \times \\ &\quad \frac{1 + \overrightarrow{D}_i^t(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \overrightarrow{D}_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \\ \text{即: } A_t^{t+1} &= Tc_t^{t+1} \times Ec_t^{t+1} \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式表示全要素生产率演进指数 A_t^{t+1} 可分解为技术进步指数 Tc_t^{t+1} 和效率改进指数 Ec_t^{t+1} 之积,它们分别表示全要素生产率演进中生产前沿面移动和向前沿面逼近的两种路径。

由于全要素生产率演进指数接近于 1,根据泰勒方程,我们近似地将方程(2)化简为:

$$y = (Tc_t^{t+1} - 1) + (Ec_t^{t+1} - 1) + \alpha(d + n + e) + \beta k \quad (5)$$

进一步我们得到以 α, β 表示的产业特征函数(6):

$$I(\alpha, \beta) = \varphi(t_c, ec, n, d, e, k) \quad (6)$$

其中 n, d, e, k 表示各变量的对数值, t_c, ec 表示全要素生产率中技术进步和效率改进指数的增长率。

现假设世界贸易中存在 Q 个国家 ($\forall i, j \in q = 1, \dots, Q$), 各国产业可划分为 M 种类型 ($m = 1, \dots, M$), 各产业均生产非同质可贸易产品 x^m , 则由 i 国向 j 国出口产品的到岸价格函数可用方程(7) 表示:

$$p_{i,j}^m(x^m) = \frac{c_i^m \xi_{i,j}}{z_i^m(x^m)} \quad (7)$$

其中, c_i^m 表示 i 国 m 产业的生产成本; $\xi_{i,j}$ 表示 i 国向 j 国出口的冰山运输成本, 假设 $\xi_{i,j} = \xi_{j,i}$, 即相同两国之间的冰山运输成本相同; $z_i^m(x^m)$ 表示 i 国 m 产业的生产效率。参考 Chor^[14]、邱斌等^[11] 对生产效率函数的修正, 我们引入 i 国的产业特征函数 $I_i(\alpha, \beta)$ 和制度要素 S_i , 得到修正的生产效率函数 $z_i^m(x^m)$ 为:

$$z_i^m(x^m) = \exp \left[\sum \gamma S_i I_i(\alpha, \beta) + \gamma_0 \delta_i^m(x^m) \right] \quad (8)$$

其中, γ 为各生产要素的协同作用系数, $\delta_i^m(x^m)$ 为随机扰动项, γ_0 为随机扰动项的作用系数。经济发展水平不同的地区, 协同作用系数不同。该作用反映到生产效率上, 表示生产要素对产出效率的作用由于地区不同的经济发展水平而所有不同。具体而言, 设 $\gamma = f(M_r, M^*)$, 它表示生产要素之间的协

同系数是该地区经济条件的隐函数; M_t^i 表示 t 时期该地区实际经济情况; M^* 表示生产效率对地区经济发展水平的理论需求,即“门限条件”。由于门限条件前后生产要素对产出效率的作用系数不同,假设当 $M_t^{t+1} \geq M^*$,即实际经济水平满足理论需求时,各要素间的协同系数为 γ_1 。当 $M_t^{t+1} < M^*$,即实际经济水平尚未越过门限值时,协同系数为 γ_2 。 $\gamma_2 \neq \gamma_1$ 表示经济水平在门限前后,要素协同系数对产出效率的作用发生变化。我们将(6)式代入(8)式可得:

$$z_i^m(x^m) = \exp \left[\sum f(M_t^{t+1}, M^*) S_i \varphi_i^m(t c_i^m, e c_i^m, n_i^m, d_i^m, e_i^m, k_i^m) + \gamma_0 \delta_i^m(x^m) \right] \quad (9)$$

我们将(9)式代入出口的到岸价格函数(7),得:

$$p_{i,j}^m(x^m) = \frac{c_i^m \xi_{i,j}}{\exp \left[\sum f(M_t^{t+1}, M^*) S_i \varphi_i^m(t c_i^m, e c_i^m, n_i^m, d_i^m, e_i^m, k_i^m) + \gamma_0 \delta_i^m(x^m) \right]} \quad (10)$$

设 $\delta_i^m(x^m)$ 服从 Gamble 分布,我们引入行业间产品差异度指数 θ ,得 i 国 m 产业向 j 国出口的到岸价格函数的概率分布为:

$$G_{i,j}^m = \Pr[p_{i,j}^m(x^m) < p] = 1 - \exp \left[- \frac{p^\theta}{(c_i^m \xi_{i,j})^\theta} \phi_i^m \right]$$

其中, $\phi_i^m = \exp \left[\theta \sum f(M_t^{t+1}, M^*) S_i \varphi_i^m \right]$ 。

进一步,我们得到 t 时期 i 国 m 产业向 j 国出口的概率为:

$$\pi_{i,j,t} = \int \prod [1 - G_{i,s,t}^m(p)] dG_{i,j,t}^m(p) = \frac{(c_i^m \xi_{i,j}) \phi_{i,t}^m}{\sum (c_i^m \xi_{i,s}) \phi_{s,t}^m} = \frac{(c_i^m \xi_{i,j}) \exp \left[\theta \sum f(M_t^{t+1}, M^*) S_{i,t} \phi_{i,t}^m (T c_{i,t}^m, E c_{i,t}^m, n_{i,t}^m, d_{i,t}^m, e_{i,t}^m, k_{i,t}^m) \right]}{\sum (c_i^m \xi_{i,s}) \exp \left[\theta \sum f(M_t^{t+1}, M^*) S_{s,t} \phi_{s,t}^m (T c_{i,t}^m, E c_{i,t}^m, n_{i,t}^m, d_{i,t}^m, e_{i,t}^m, k_{i,t}^m) \right]} \quad (11)$$

由此, i 国总出口 $Exp = \sum \pi Y$ 。

我们设世界上国家数和各国产业类型均趋于无穷大,各国、各产业占比均为极小值,对方程两边求对数,可近似将上述方程化简为:

$$\begin{aligned} \ln Exp &= [\pi'(tc, ec, d, n, e, k; f) + tc + ec + \alpha(-d + n + e) + \beta k + C_0; f(M_t^{t+1}, M^*)] = \\ &= [(\pi_1 + 1)tc + (\pi_2 + 1)ec + (\pi_3 - \alpha)d + (\pi_4 + \alpha)n + (\pi_5 + \alpha)e + (\pi_6 + \beta)k + \\ &\quad C_0; f(M_t^{t+1}, M^*)] \end{aligned} \quad (12)$$

上式表明,全要素生产率通过技术进步和效率改进两个方面作用于出口增长,劳动力数量、劳动技能、资本投入是促进出口增长的主要因素。由于制度因素存在对模型参数的影响,可将制度因素作为控制变量,地区经济发展水平门限通过作用于各生产要素间的协同系数,显著影响各投入要素对出口增长的作用^[14]。经济水平门限前后,要素投入对出口的作用发生变化,从而反映了经济发展水平越过门限前后劳动力等传统比较优势对出口的作用向其他生产要素的转型情况,并以此作为构建新型比较优势的选择依据。基于 Caner^[15] 等对存在阀值的工具变量模型的改进和发展,本文采用面板数据的门限回归探究全要素生产率演进条件下投入要素对出口增长的门限特征,设 τ ($\tau \in (\min M, \max M)$) 为全要素生产率演进指数的门限值,存在虚拟变量 $D_{ij} = \begin{cases} 0 & M \geq \tau \\ 1 & M < \tau \end{cases}$,它表示门限值前后解释变量对出口增长的作用发生变化。

根据方程(12),我们设置计量方程如下:

$$\begin{aligned} \ln Exp &= \alpha_1 D_{ij} \ln Tc + \alpha_2 D_{ij} \ln Ec + \alpha_3 D_{ij} \ln Lab + \alpha_4 D_{ij} \ln DeR + \alpha_5 D_{ij} \ln Edu + \alpha_6 D_{ij} \ln FDI + \alpha_7 D_{ij} \ln SSe + \\ &\quad \alpha_8 D_{ij} \ln NSO + \alpha_9 D_{ij} \ln DFT + \alpha'_1 (1 - D_{ij}) \ln Tc + \alpha'_2 (1 - D_{ij}) \ln Ec + \alpha'_3 (1 - D_{ij}) \ln Lab + \alpha'_4 (1 - \\ &\quad D_{ij}) \ln DeR + \alpha'_5 (1 - D_{ij}) \ln Edu + \alpha'_6 (1 - D_{ij}) \ln FDI + \alpha'_7 (1 - D_{ij}) \ln SSe + \alpha'_8 (1 - D_{ij}) \\ &\quad \ln NSO + \alpha'_9 (1 - D_{ij}) \ln DFT \end{aligned}$$

根据计量方程,本文构造了30个省2005—2014年共10年的有效面板数据^②。相关数据来源于《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国财政统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》等。计量方程的指标设定及相关说明,如表1所示。

技术进步和效率改进两个指标的测度,是基于DEA方法对全要素生产率演进指数的M-L分解得到的。本文引入资源和环境约束,设定资本、劳动和资源三类投入指标以及“好”产出和“坏”产出两类产出指标。本文借鉴杨俊等的研究^[16],采用固定资产净值年平均余额作为资本投入的替代变量,以从业人数作为劳动投入的替代变量,以折算为万吨标准煤单位的能源消费总量指数作为各省综合能源投入的替代指标,以各省经价格指数平减后的实际GDP作为“好”产出指标,考虑到环境污染同时存在的治理问题,选取各省固体废物的最终排放处置量,作为“坏”产出的替代指标^③。上述投入产出数据经检验均不存在0值,可用于DEA-M-L效率分解。

四、实证结果及分析

面板数据的LM、ADF等平稳性检验,经去除趋势项等处理后,所有变量均通过1%显著水平上的相关检验,不能拒绝不存在“伪回归”的假设。我们以各地实际人均国民生产总值为门限,通过逐步将其他要素引入门限约束,回归结果如下表2所示。

表2的回归结果表明,经济发展水平通过改变投入要素对出口的作用情况,显著影响不同地区促进出口增长的要素选择和比较优势的差别化培育方向。我们通过逐步将劳动力等内生变量及社会保障投入等控制变量引入门限约束发现,经济发展水平门限稳定在2.0539,对样本数量的划分稳定在124/176左右。这表明地区人均实际国民生产总值在2.0539万元前后,要素投入对出口增长的作用发生显著变化。

具体来看,就技术进步和效率改进而言,技术进步对经济水平门限 M^* 之下地区的出口作用不显著,对门限之上的出口则表现出较高的显著推动力;而效率改进在经济水平门限 M^* 前后对出口增长均呈显著的促进作用。这表明技术进步是经济发展水平较高地区促进出口增长的核心动力,而效率

表1 回归变量的指标设定

变量	变量名称	变量的设定标准
<i>Exp</i>	出口总额	经汇率折算后按经营单位所在地划分统计的各省出口总额 [*]
<i>M</i>	人均实际GDP	经物价指数平减后得到的各省人均国民生产总值 ^{**}
<i>Tc</i>	技术进步指数	DEA-M-L效率分解,全要素生产率演进中的技术进步 ^{***}
<i>Ec</i>	效率改进指数	DEA-M-L效率分解,全要素生产率演进中的效率改进 ^{***}
<i>Lab</i>	总人口数	各地区总人口数
<i>DeR</i>	抚养比指数	各省15岁以下及65岁以上人口占与15-64岁劳动人口的比例
<i>Edu</i>	劳动力技能指数	各省劳动力平均受教育年限 ^{*** * *}
<i>FDI</i>	外商直接投资	各省实际利用外商直接投资总额
<i>SSe</i>	社会保障指数 ^①	各省地方财政社会保障支出占总财政支出比例
<i>NOS</i>	非国有化率	各省非国有工业总产值占地区工业总产值的比例
<i>DFT</i>	外贸依赖度	各省进出口总额占GDP总额的比

注: *货币单位由万美元单位转换为万人民币单位。 **以2004年物价水平为基期计算。 *** DEA分解得到的技术进步和效率改进指数均为相对指数,以1为分界线,高于1表示生产效率较上年得到提升,低于1表示下降,由上文分析可得,实际回归中应使用绝对指数的对数值,本文以测度得到的相对指标与1的差作为对数值引入回归。 *** * 该指标根据各省不同教育程度占比为权重乘以相应教育年限测算得到。

①对社会保障、非国有化率及外贸依赖等制度指标的选取主要考虑到社会保障对于维持劳动力投入的稳定性有重要意义,非国有化率是市场化水平的重要指标,是影响出口发展的重要环境条件,外贸依赖度则反映了世界经济环境对出口的影响程度。

②由于DEA方法下测度和分解的全要素生产率是基于上一期计算得到的相对量指标,因此本文选用了2004—2014年的相关数据,经计算得到2005—2014年共10年的有效数据。此外,由于西藏部分年份数据缺失,且出口额较低,故剔除。

③现有研究多直接采用“三废”的产生量数据,该数据虽能反映生产活动造成的环境污染,但没有考虑到污染治理情况。鉴于数据的稳健和可获得性,本文选取固体废物处置量作为污染的替代指标。

改进是经济水平欠发达地区促进出口的主要要素来源。突破门限后,技术进步系数随着其他要素引入门限条件而有所下降,在回归(1)中技术进步对出口具有显著而强劲的作用力,在回归(2)、回归(3)中对出口的作用力绝对水平则逐步下降到效率改进之下。对此的可能解释是,引入门限条件的其他生产要素体现了对出口部分作用力。此外,效率改进虽然对经济发展水平较高的地区表现出更大的影响系数,但这种作用力的提高程度远不及技术进步的提高显著。对表3的横向比较显示,技术进步和效率改进的作用系数出现下降,且高于门限的系数变动更明显。这可能是因为,技术和效率对出口的促进作用部分地向制度红利等新型比较优势转移,而在门限之下,制度等新型比较优势的作用尚不明显,出口增长更多受制于技术和效率水平。

表2 门限回归的计量结果

解释变量	(1)		(2)		(3)	
	低于门限值	高于门限值	低于门限值	高于门限值	低于门限值	高于门限值
门限值 M^*	2.0590		2.0539		2.0539	
Tc	-0.1171 (-1.2117)	0.6809 *** (4.2338)	-0.0563 (-0.7113)	0.5246 *** (3.6656)	-0.0439 (-0.7501)	0.4343 *** (3.4763)
Ec	0.5138 *** (3.1184)	0.2842 * (1.6960)	0.3996 *** (2.5629)	0.4539 *** (3.2319)	0.4556 *** (2.9902)	0.4608 *** (3.8822)
Lab	-0.1115 (-0.3906)	0.3387 (1.3147)	0.3386 (1.2656)	-0.3161 (-1.0913)	-0.4475 (-1.4594)	
DeR	-0.1147 (-0.7901)	-0.2456 * (-1.6199)	0.0483 (0.3495)	-0.5011 *** (-3.2281)	-0.025 (-0.1899)	
Edu	3.2434 *** (8.1911)	3.0827 *** (7.6199)	2.9012 *** (7.5413)	2.6790 *** (6.2156)	2.1282 *** (4.8596)	
FDI	0.0398 *** (2.9859)	0.0709 *** (2.7484)	0.0299 *** (2.4344)	0.0691 *** (2.6232)	0.0340 *** (2.9739)	
SSe	0.4200 *** (12.2813)		0.3404 *** (9.1092)		0.3046 *** (7.7593)	0.4934 *** (9.9997)
NOS	0.3035 *** (2.2951)		0.3656 *** (3.1026)		0.3887 *** (2.5540)	0.4931 *** (4.1131)
DFT	0.9714 *** (19.6264)		0.9201 *** (19.1247)		0.9471 *** (17.0731)	0.8703 *** (18.7212)
$F\text{-value}$	15.5174		60.4322		96.2458	
$LR\text{-Critical Value}$	7.3523		7.3523		7.3523	
$Count$	125	175	124	176	124	176

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平上通过显著性检验。括号中为解释变量系数的 t 值。

对于总人口数 Lab 、抚养比 DeR 、平均受教育年限 Edu 和外商直接投资 FDI 等内生变量而言,总人口变动对回归影响作用不显著,人口红利的作用更多地体现在抚养比上,横向比较可知,从整体来看,抚养比对出口的作用不显著,但对低于经济水平门限的地区表现出显著的负向作用。这表明我国人口红利的逐步消失对经济发达地区的负面影响并不明显,而将更大程度地限制经济水平较低地区的出口增长。这一方面是因为经济不发达地区更多地依赖劳动密集型产业,另一方面则可能反映了我国劳动力自西向东的流动趋势导致西部地区劳动力进一步匮乏。体现劳动力技能水平的平均受教育年限 Edu 在门限前后均表现显著正向作用,表明以高素质人力资本为特征的“人才红利”对我国出口的作用逐步凸显,但突破门限后该系数作用力有所下降,这多少有些出乎意料,因为这表明劳动力技能水平对经济发达地区的作用不及不发达地区。但该结果可能恰恰反映了我国欠发达地区高技能劳动力水平极低,较少的劳动力技能提升都会带来较大的边际作用。此外,外商直接投资对出口有显著推动作用,但在门限值之下该作用系数更高,反映出我国长期依赖外商投资融入全球价值链以实现出口增长。这种传统发展模式对经济水平较低地区而言,依然是出口发展的重要方式,但该方式难以支撑经

济水平较高地区出口的进一步发展,究其原因,可能是因为当经济发展到一定水平后,外商投资的重要性减弱,对FDI的过度依赖,不利于自主创新,甚至可能抑制出口的转型升级。因此,对于经济较为发达的地区,推动出口增长的资本动力已向国内投资和自主创新等新型要素的方向转型。

社会保障支出SSe、非国有化率NOS和外贸依赖度DFT等制度要素对出口增长表现出显著正向的促进作用。这表明随着我国出口的不断发展,劳动力等传统要素投入的边际作用增长困难,制度通过改善社会环境、协调要素配置促进出口增长而表现制度红利。回归结果表明,突破门限后,社会保障支出和非国有化率对出口的作用均显著增强,提高社会保障水平,加速市场化建设,促进各生产要素的协同作用,且对于推动经济发达地区出口增长的意义更大。与此同时,外贸依赖度对出口增长的正向作用在突破门限后有所降低,随着经济的不断发展,对贸易过度依赖造成的出自主性不足等负面效应逐步凸显,强化本地市场对于维持生产稳定的意义越来越重要,这一趋势在发达地区更为明显。

五、全要素生产率演进与比较优势转型

上述研究表明,地区经济条件是决定要素投入对出口增长作用方式的门限变量。本节从时间维度和地域维度两个视角,探究我国不同时期、不同地域的全要素生产率演进及比较优势的转型方向。

需要说明的是,基于DEA方法下测算的全要素生产率演进指数及其分解得到的技术进步指数和效率改进指数,均是基于以上年为1的相对水平能衡量的,不能反映该地区生产技术及效率的绝对水平,仅反映其演化和改进情况。当指标大于1时,表明较上一年得到提高;指标小于1时,表明较上一年有所下降。指数越高表明生产的演进程度越好。

(一) 时间维度

为研究我国整体全要素生产率演进的时间变动趋势,我们对不同年份全国整体经济水平进行DEA效率测算及分解后,描绘2005—2014年全国年平均全要素生产率演进指数、技术进步指数和效率改进指数,结合出口总额对数值,得图1。

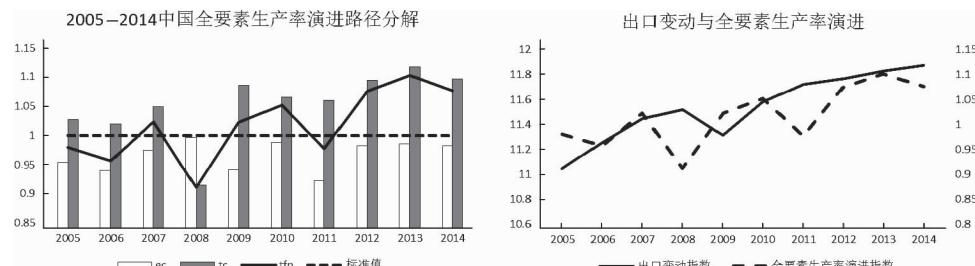


图1 2005—2014年全国平均全要素生产率演进(左)与出口变动(右)

数据来源:作者整理

由图1可知,我国出口变动基本呈上升趋势。由于受到金融危机的冲击,出口水平在2009年达到最低点。根据各年份人均实际国民生产总值测算后可知,2004年至今,我国各省年平均实际国民生产总值不断增长,经济发展水平于2009年前后突破门限。2009年之前,出口增长主要受到效率改进的影响。由图1可知,2009年之前效率改进指数的上升趋势明显。而2009年之后,技术进步对出口作用得到凸显。经济刺激计划使2009年、2010年全要素生产率演进得到较大提升,并成功推动了出口增长,它是通过大规模引入高新技术、提升技术水平实现的。但技术的突然性大规模引入也使得效率改进指数相对较低,部分限制了出口增长。近三年来,出口增速基本维持在5%左右的水平,一方面可能是因为技术进步指数的增长放缓,另一方面,可能因为效率改进指数没有相应提升。

根据上文的分析可知,突破经济水平门限后,技术进步和效率改进对出口同时发挥着显著作用,一味地促进技术进步而忽略与之相协同作用的效率改进,会导致技术进步对出口增长的边际

作用减弱。近年来较高的技术进步指数并未能促进出口高速增长,可能是忽略了效率改进对出口的重要意义。由重点提升效率水平向技术进步与效率改进并重,是推进传统比较优势向新型比较优势转型的基本方向。而重视技术进步与效率改进之间的协同匹配是应对我国近年来经济疲软、出口增长乏力的关键所在。强化技术进步、强化技术进步与效率改进的协同作用将成为经济发展的改革重点。

(二) 地域维度

为研究各省平均全要素生产率的演进情况,我们对各省 2005—2014 全要素生产率演进指数测算和分解后,描绘各省平均全要素生产率的演进指数,具体如下图 2 所示。

图 2 反映了在资源与环境约束下,不同省份 2005—2014 年平均全要素生产率演进的变动情况,其中阴影部分表示 2005—2014 年平均人均国民生产总值低于门限的省份。如图显示,全国全要素生产率演进指数最高的前五位省市分别为北京、天津、上海、浙江和江苏,全部是东部沿海经济较为发达的地区;全要素生产率演进指数最低的后五位省份为甘肃、黑龙江、河北、山西和贵州,均属中西部地区,经济水平相对落后。在经济发展水平尚未突破门限的 11 个省份中,仅有江西和安徽的全要素生产率演进水平较高,而其他省份的全要素生产率则表现出停滞不前甚至不断退化的趋势。

此外,我国全要素生产率演进的省域间差距明显,演进最优省份的全要素生产率演进指数为演进最差省份的 1.3 倍。本文结合地理因素将 30 个省市划分为东、中、西三个地区^①,各地区平均全要素生产率演进指数分别为 1.0589、1.0078、0.9821。东部地区全要素生产率演进指数平均值高于标准值 1,表示东部地区全要素生产率在近 10 年中不断提高;中部地区各省全要素生产率演进指数在标准值前后均匀分布,存在较大的不确定性;西部地区除宁夏较高于标准值、青海广西位于门限值附近以外,全要素生产率演进指数普遍低于标准水平。这种阶梯式布局反映了我国地域间生产技术差距不断扩大、经济发展不平衡的矛盾。

结合上文分析可知,东部地区全要素生产率演进较快,且全要素生产率对出口的作用表现为技术进步和效率改进两个方面。劳动力技能水平及制度因素对其影响尤为明显,人口红利衰减对出口的负面效应尚不显著,外商直接投资的作用减弱。因此,重视技术进步和效率改进的协同式增长,鼓励自主研发创新,提高社会保障和市场化水平,协调本地市场与外贸市场平衡,是东部地区促进出口的关键。西部地区技术基础较差,技术进步难度较大,通过学习效应提升生产效率对出口增长可能更为关键。与此相应,西部地区出口产业的劳动密集型特性,对传统人口红利与外商直接投资的依赖明显,而目前人口红利逐渐消失及其造成的对外资吸引力下降等趋势将成为限制出口增长的主要因素。中部地区全要素生产率演进指数处于标准值附近,兼备东部和西部的不同特征,呈现过渡阶段的波动性和反复性,因此,根据实际情况相机抉择、加强政策引导对中部地区的出口发展至关重要。

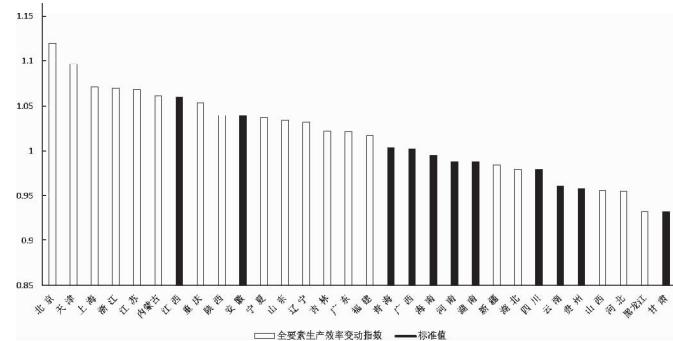


图 2 2005—2014 年各省平均全要素生产率变动指数

数据来源:作者整理。

^①本文将辽宁、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东划分归东部地区;黑龙江、吉林、内蒙古、山西、陕西、河北、河南、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、海南划归中部地区;甘肃、宁夏、新疆、青海、四川、广西、贵州、云南划分为西部地区。

六、研究结论与政策建议

综上所述,地区经济发展水平形成的门限效率,会影响全要素生产率演进对出口的作用方式,对于经济发展水平较低的地区,全要素生产率主要通过效率改进促进出口增长;当经济水平达到一定程度后,技术进步的作用充分凸显,并进一步推动效率改进,二者共同推进全要素生产率演进并表现出对出口更高的正向影响。此外,经济发展水平门限前后,其他要素投入对出口增长的作用发生变化。在门限之下,劳动力投入、劳动力技能、外商直接投资对出口增长意义重大。在门限之上,人口红利和外商直接投资作用式微,劳动力技能和制度红利效用明显。

上述研究可能反映了这样一个事实,我国对于全要素生产率演化的路径不清晰,导致其对出口增长作用的低效率。在经济水平较低的年份和地区盲目鼓励技术升级,而在经济水平较高的年份和地区,又忽视了技术进步与效率改进之间的协同作用,这可能是当下我国出口减速的重要原因。从我国经济发展的整体趋势来看,促进技术进步、加强劳动力技能培育、重视营造良好的制度环境,由重点提升效率水平向效率与技术并重,推动劳动力数量和外商直接投资等传统生产要素红利向“人才红利”、“制度红利”等新型比较优势转型,强化自主研发水平,发挥本地市场作用,是促进出口可持续增长的重要举措。

鉴于我国中、东、西部经济发展不平衡,各地区各年份全要素生产率演进指数差异较大,结合上文分析,为有效促进出口的可持续发展,我们认为应根据不同地区经济发展的实际情况,适时适地地推进生产要素培育。具体政策建议如下。

第一,强化“技术进步”与“效率提升”的侧重式培育。随着经济水平的不断提高,全要素生产率对出口的作用由效率改进转变为技术进步与效率改进的共同作用。东部地区应注重研发投入,侧重通过自主创新提高技术水平以实现全要素生产率演进,并重视效率改进的协同发展;西部地区应首先通过技术吸收强化效率改进,再逐步促进比较优势转型,切忌“拔苗助长”。第二,推动“人口红利”向“人才红利”的过渡式培育。在人口红利式微趋势下,鼓励深造,完善高等教育、继续教育和在职培训,促进人力资本合理化流动,挖掘“人才红利”是我国劳动力比较优势的转型方向。但在全要素生产率演进较慢的西部地区,人口红利依然是促进出口的重要因素,政府可能需要在合适条件下适当引导劳动力“回流”。由此可见,推动劳动力比较优势转型应遵循从东向西逐次递进趋势。第三,注重“外商投资”与“国内投资”的阶段性培育。随着国内生产力水平的不断提升,出口对外商直接投资的依赖降低,国内投资逐步成为我国促进资本积聚和出口增长的主要动力。在全要素生产率演进较慢的阶段,应推进对外开放,重视外资引入;随着我国经济的发展,重视内需,鼓励国内投资,为内资企业提供适当的政策和资金支持,提升国内投资质量,是资本投资的转型方向。第四,重视对“制度红利”的挖掘和培育。“制度红利”是我国新型比较优势的重要来源,随着经济水平的不断发展,制度红利的作用将不断凸显。因此,政府应充分挖掘政策制度中可能存在的制度红利,例如完善社会保障机制、完善金融服务体制,提高市场化水平,重视国内市场发展等,并注重提高制度的公正性、公开性、透明性,不断完善中国特色社会主义市场机制,发挥制度红利对出口的促进作用。

参考文献:

- [1] 刘树成. 防止经济增速一路下行——2015—2020 年中国经济走势分析[J]. 经济学动态, 2015(3): 4-8.
- [2] 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(1): 18-30.
- [3] Ngai L, Rachel, Christopher A P. Structural change in a multisector model of growth[J]. American Economic Review, 2007, 97(1): 429-443.
- [4] 盛丹, 包群, 王永进. 基础设施对中国企业出口行为的影响: “集约边际”还是“扩展边际”[J]. 世界经济, 2011,(1): 17-36.
- [5] 张其仔. 比较优势的演化与中国产业升级路径的选择[J]. 中国工业经济, 2008(9): 58-68.

- [6]王丰. 人口红利真的是取之不尽、用之不竭的吗? [J]. 人口研究,2007(6): 76–83.
- [7]蔡昉. 超越人口红利[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2011.
- [8]Andrew M. East Asian economic development: two demographic dividends[J]. Journal of Asian Economics, 2008(9): 389–399.
- [9]傅元海,沈坤荣. 外资企业生产本地化程度的影响因素研究[J]. 审计与经济研究,2010(5): 85–94.
- [10]Huang Ye-sheng. Selling China: foreign direct investment during the reform Era[M]. New York: Cambridge University Press. 2003.
- [11]邱斌,唐保庆,孙少勤,刘修岩. 要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势[J]. 经济研究,2014(8): 107–109.
- [12]Boussemart J P, Briec W, Kerstens K, et al. Luenberger and malmquist productivity indices: theoretical comparisons and empirical illustration[J]. Bulletin of Economic Research, 2003,55(2): 391–405.
- [13]Orea L. Parametric decomposition of a generalized malmquist productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis, 2002,18(1): 5–22.
- [14]Chor D. Unpacking sources of comparative advantage: a quantitative approach[J]. Journal of International Economics, 2010,82(5): 152–167.
- [15]Caner M, Bruce H. Instrumental variable estimation of a threshold model[J]. Econometric Theory, 2004,20(2): 813–843.
- [16]杨俊,邵汉华. 环境约束下的中国工业增长状况研究——基于 Malmquist-Luenberger 指数的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2009(9): 64–78.

[责任编辑:杨志辉]

Total Factor Productivity Evolution, Comparative Advantage Transformation and Export Slowdown

REN Zhicheng^a, LIU Meng^a, LIU Yang^b

(a. School of Economics and Trade, b. School of Public Economy, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Using the data of China's 30 provinces from the year 2004—2014 to make M-L TFP decomposed as technological progress and efficiency improvement, as well as the panel threshold return, we have found that the evolution of TFP has a significant influence on export growth. Under the threshold of GDP per capita, efficiency improvement shows a more important role, while the technology progressing becomes the other significant one once the threshold is broken. And the neglect of synergism of them may be one of most important reasons for today's export slow-down. At the same time, demographic dividend is gradually fading away, the function of average years of education and FDI diminishes, while the institutional dividend like the input of social security enhances significantly. With the gradual elimination of demographic dividend, the elements for export growing will shift to new comparative advantages like human dividend and institutional dividend. According to the huge regional economic disparities, focus on the right path for the evolution of TFP, building and upgrading the new comparative advantages, may be the key to achieving the sustainable growth in exports.

Key Words: total factor productivity; comparative advantages; exports slowdown; ML index; panel threshold regression; economic transition; efficiency improvement; technological progress