

【区域经济与管理】

中国省域技术进步的节能偏向研究

——基于随机前沿函数的实证分析

岳书敬, 孙世乾

(东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 211189)

摘 要:技术进步对不同投入要素的偏向性将带来不同的经济增长模式, 偏向节能的技术进步是我国建设生态文明、促进经济可持续发展的重要支撑。采用随机前沿模型, 在估算绿色全要素生产率的基础上, 构建资本、劳动、能源消费的技术进步偏向指数, 探讨1997—2015年我国省域技术进步是否存在节能偏向。研究发现: 我国绿色全要素生产率总体上呈现增长趋势, 东部区域的绿色全要素生产率年均增速高于中部和西部区域; 在考虑资本、劳动和能源三种投入要素的前提下, 我国省域技术进步整体上偏向于节约劳动力, 技术进步的节能偏向并不显著; 从时间趋势看, 劳动-能源、资本-能源的技术偏向指数整体上都有所缩小, 表明随着时间的推移, 我国省域技术进步已经呈现出节能趋势。

关键词:绿色全要素生产率; 随机前沿分析; 能源消费; 技术进步

中图分类号:F062.1 **文章编号:**1673-5420(2018)06-0048-12

引 言

改革开放以来, 中国经济持续高速增长, 在工业化与城市化的加速发展中呈现出高增长与高能耗相伴随的特征。“十五”至“十二五”期间, 我国GDP年均增速超过10%, 远高于世界平均水平, 而《BP世界能源统计年鉴(2017)》的数据显示, 自2001年起我国的能源消费增量始终高居全球第一, 一次能源消耗量也于2011年超越美国, 成为全球最大的能源消费国。这种高能耗的经济增长不仅带来高碳排放、空气质量恶化等生态环境问题, 也对产业结构转型升级造成了较大阻力。

党和政府已经意识到节约能源对经济可持续发展的重要性。1998年正式实施的《中华人民共和国节约能源法》, 以法律的形式明确了“节能是国家发展经济的一项长远战略方针”。国务

收稿日期: 2018-09-20 本刊网址: <http://nysk.njupt.edu.cn>

作者简介: 岳书敬, 副教授, 博士, 研究方向: 能源经济学。

孙世乾, 硕士研究生, 研究方向: 能源经济学。

基金项目:国家自然科学基金项目“基于消费者行为反应的家庭能源回弹效应生成机理及其政策引导”(71503039); 江苏省社科基金项目“江苏灰霾排放的现状分析及管控优化研究”(17GLB008); 中央高校基本科研业务费专项资金资助(2242017K40175; 2242018S30008)

院于2007年颁布《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》,在政策监督层面遏制高耗能企业的过快增长。发改委于2014年公布《节能低碳技术推广管理暂行办法》,引导用能单位加快节能技术推广,以提高能源利用率,缓解资源环境压力。党的十九大报告指出,推进资源全面节约和循环利用,降低能耗、物耗,实现生产系统和生活系统循环链接,是加快生态文明体制改革、建设美丽中国的必要举措。

技术进步是经济增长的源泉之一,而技术进步并非都是中性的,不同投入要素的偏向性将影响经济增长模式,偏向于节能的技术进步是我国建设生态文明、促进经济可持续发展的重要支撑。目前有关省域技术进步偏向性研究的文献相对较少,本文将在评估绿色全要素生产率的基础上,构建技术进步偏向性指数,探讨我国省域的技术进步是否存在节能偏向,为我国的生态文明建设提供政策参考。

一、文献综述

技术进步是经济增长的重要推动力,全要素生产率是衡量技术进步对经济增长贡献效度的重要指标。Hicks提出技术进步可分为节用资本、节用劳动等类型,技术进步偏向于使用一种投入要素,即意味着节约了另一种要素的使用^[1]。本文在生产函数中加入能源投入要素,通过测算技术进步偏向性指标,探讨我国的技术进步是否为节能偏向,判断经济增长模式是否为绿色发展模式。因而,下面对有关测算全要素生产率与技术进步偏向的文献进行梳理。

(一)有关全要素生产率测算的文献梳理

全要素生产率(TFP)是分析经济增长源泉的重要工具,TFP在解释区域经济增长与收入差距方面有十分广泛的应用^[2]。具体到针对我国的研究,郭庆旺和贾俊雪通过比较全要素生产率对经济增长的贡献与要素投入的贡献,探讨经济政策是应以增加总需求为主还是应以促进技术进步为主^[3];张勇和古明明在校正物价水平后估算了我国的全要素生产率和全要素生产率对各要素投入与经济增长的贡献程度^[4];庞瑞芝和杨慧则在省际视角下分析了全要素生产率的差异,针对不同区域提出相应的优化经济增长的方式^[5]。

近年来,能源约束对经济增长的影响愈发不可忽视,有学者使用考虑节能约束的生产效率来衡量我国的绿色发展效率^[6],定义考虑能源消耗的全要素生产率为绿色全要素生产率(GTFP),并将其作为衡量绿色技术进步的重要指标。在现有文献中,对GTFP增长的核算方法主要有以下两种:(1)要素产出弹性估算法,通过测算各要素份额,即资本和劳动收入占总产出的比重,利用索洛剩余替代绿色全要素生产率^[7];(2)非参数方法,使用数学规划的方法来估计生产前沿面,计算技术效率等因素对中国工业行业增长的影响程度^[8],例如将前沿生产函数与SBM(Slacks Based Measure)模型及Malmquist指数相结合,衡量GTFP对经济增长的贡献度^[9]。

(二)有关技术进步偏向测算的文献梳理

技术进步被认为是降低能源消耗的重要因素之一,若技术进步可同比例提高各投入要素的边际生产率从而增加总产出,则该技术进步是中性的;若技术进步可以改变能源与其他投入要素的边际替代率,从而影响能源投入和总产出,则技术进步是有要素偏向性的。如何将技术进步定

量化,以及如何衡量技术进步的要害偏向性,引起了许多国内外学者的关注。

在量化技术进步方面,Oh 将 GML(Global Malmquist-Luenberger)指数作为技术进步的衡量指标,并将其分解为技术进步与效率改善两项展开讨论^[10];景维民和张璐运用非参数的全局 DEA(Data Envelopment Analysis)模型及 GML 指数度量中国工业在环境管制下的技术进步^[11];苏治和徐淑丹结合数据包络多期分析和随机前沿分析方法,将技术进步拆分为技术创新和技术效率两项指标^[12]。

在衡量技术进步偏向性的研究方面,Acemoglu 首次提出验证技术进步对能源要素投入偏向性的理论构想^[13],Otto 等由此构建出一般均衡模型研究技术进步的节能偏向^[14],Acemoglu 等在此之后提出了一种包含清洁型和污染型生产技术的两部门模型,与 GML 指数相结合,根据两种类型技术进步的差异性反映技术进步的偏向性^[15]。此后,大量研究基于 Acemoglu 等提出的偏向性技术进步框架展开:董直庆等构建了两部门模型,通过数值模拟分析不同技术进步偏向和城市用地规模对环境质量的影响^[16];鄢哲明等将方向距离函数与 GML 指数结合,重点关注了技术进步对产业结构低碳化的偏向性影响^[17];姚小剑等使用非参数数据包络法衡量了技术进步对我国各区域能源效率的偏向性影响^[18]。此外,也有文献采用了另一种要素替代框架,通过比较不同投入要素的替代弹性,刻画技术进步对投入要素的偏向性^[19-20]。

现有文献给本文的分析提供了研究基础,但存在以下不足:首先,现有研究多在 DEA 框架下衡量技术进步偏向,但是该方法作为一种数学规划方法,无法就模型的适宜性进行检验^[21],也难以析出技术进步对特定投入要素的偏向性,不利于判别技术进步偏向的发展趋势。其次,大部分学者对我国特定行业或地区的技术进步偏向影响展开研究,低估了要素投入跨区域和跨行业流动的特性,在一定程度上影响了技术进步偏向的定量结果。

鉴于上述不足,本文沿袭 Shao 等的研究范式^[22],基于 1997—2015 年的省域面板数据,在省域视角下将技术进步偏向与能源消费特性相结合,采用将随机前沿分析法(SFA)和 Diamond 技术进步偏向指数^[23]相结合的研究思路,估测技术进步对与资本、劳动及能源要素的偏向性,探索我国技术进步在时间和区域上是否存在节能偏向,为我国节能减排的进一步深入开展提供实证支持。

二、模型设定与数据处理

本文依据 Battese 和 Coelli 的研究^[24],在传统的资本和劳动要素投入外,加入能源消费要素,使用基于面板的随机前沿方法(SFA)对我国 28 个省级行政区(由于西藏和海南的数据缺失,本文未予考虑;为了保持数据的一致性,将重庆和四川合并计算)的超越对数型生产函数进行估算。依据 Battese 和 Coelli 的研究设定,本文采用的基于超越对数生产函数的随机前沿模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_u + 0.5\beta_t t^2 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_E \ln E_{it} + \beta_{kt} t \ln K_{it} + \beta_{Lt} t \ln L_{it} + \beta_{Et} t \ln E_{it} + 0.5\beta_{kk} (\ln K_{it})^2 + 0.5\beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_{EE} (\ln E_{it})^2 + \beta_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_{KE} \ln K_{it} \ln E_{it} + \beta_{LE} \ln L_{it} \ln E_{it} + V_{it} - U_{it} \quad (1)$$

$$U_{it} \sim N^+(m_{it}, \sigma_U^2) \quad (2)$$

式(1)中,下标 i 和 t 分别表示各省编号和年份, Y 为总产出, K, L, E 分别代表资本存量、劳动力、能源消耗; V_{it} 为随机干扰项并服从正态分布, U_{it} 为技术无效率项,且服从零点截断的半正态

分布。

根据以上估算结果,求上述生产函数的时间导数:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial \ln f(X, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(X, t)}{\partial \ln X_j} \frac{\partial \ln X_j}{\partial X_j} \frac{dX_j}{dt} - \frac{\partial U}{\partial t} = \frac{\partial \ln f(X, t)}{\partial t} + \sum_j \varepsilon_j \frac{\dot{X}_j}{X_j} - \frac{\partial U}{\partial t} \quad (3)$$

根据 Kumbhakar 和 Lovell 的分解法^[25],绿色全要素生产率的增长率可以表达为式(4):

$$GTFPC = TP + TEC + SEC \quad (4)$$

$$TP_{it} = \frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \beta_t + \beta_{it}t + \beta_{ik}\ln K + \beta_{il}\ln L + \beta_{ie}\ln E \quad (5)$$

$$TEC_{it} = \frac{TE_{it}}{TE_{i,t-1}} - 1 \quad (6)$$

$$SEC_{it} = (N - 1) \sum_j \frac{N_j}{E} X_{ij} \quad (7)$$

式(4)中 $GTFPC$ 代表绿色全要素生产率的增长率, TP , TEC , SEC 分别代表技术进步、效率变化率、规模效应变化率。式(7)中, X_j 代表 j 种投入要素的增长率; N 等于三类投入要素的产出弹性之和,即规模弹性; N_j 为三类要素各自的产出弹性,具体如下:

$$N_{K_{it}} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln K_{it}} = \beta_K + \beta_{iK}t + \beta_{KK}\ln K + \beta_{KL}\ln L + \beta_{KE}\ln E \quad (8)$$

$$N_{L_{it}} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln L_{it}} = \beta_K + \beta_{iL}t + \beta_{LL}\ln L + \beta_{KL}\ln K + \beta_{LE}\ln E \quad (9)$$

$$N_{E_{it}} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln E_{it}} = \beta_K + \beta_{iE}t + \beta_{EE}\ln E + \beta_{KE}\ln K + \beta_{LE}\ln L \quad (10)$$

为进一步研究投入要素对经济增长的驱动力强度,我们根据 Diamond 提出的方法引入相对技术变化指数(Bias Index)^[23],衡量资本、劳动、能源这三对投入要素的技术进步差异,研究我国经济增长是否趋于节能型增长模式的转变。计算方法如下:

$$Bias_{KL} = \frac{\beta_{iK}}{N_K} - \frac{\beta_{iL}}{N_L} \quad (11)$$

$$Bias_{KE} = \frac{\beta_{iK}}{N_K} - \frac{\beta_{iE}}{N_E} \quad (12)$$

$$Bias_{LE} = \frac{\beta_{iL}}{N_L} - \frac{\beta_{iE}}{N_E} \quad (13)$$

以式(11)为例,其中 β_{iK} 和 β_{iL} 为式(1)中要素投入 K, L 与 t 的交乘项系数, N_K 与 N_L 为投入要素 K, L 的产出弹性。若 $Bias$ 大于零(小于零),则表示技术进步引致的要素 K 的边际产出增长率大于(小于)要素 L 的边际产出增长率,即在此生产过程中技术进步偏向于节约要素 L 。如果 $Bias$ 等于零,则表示技术进步是中性的。

数据处理方面,本文使用 1997—2015 年我国 28 个省级行政区的面板数据。以国内生产总值(GDP)表示总产出,以 2000 年为基期进行平减处理;资本存量以 2000 年为基期,按照 $K_{it} = I_t + (1 - \delta_{it})K_{i,t-1}$ 计算得出,其中折旧率 δ_{it} 取 9.6%,各省每年新增资本数额 I_{it} 用当年新增固定资产投资替代,1997—2008 年数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》,2009—2015 年数据由《中国

统计年鉴》可得;劳动力要素投入指标选用各省全社会从业人员数,数据从各地统计年鉴中筛出;能源消耗投入为各地以万吨标准煤衡量的能源消费量,数据来自《中国能源统计年鉴》。

三、估算结果与分析

(一)GTFP 增长率估算结果与分析

通过三项检验后,逐步减少模型中的不显著项,使用 Frontier4. 1 软件计算出表 1 所示结果。从表 1 中的随机前沿检验量 γ 和非效率项复合残差 σ^2 的检验结果及表 2 中广义似然率统计量 (LR) 的检验结果可以看出:随机前沿检验量 γ 在 1% 水平上显著,表明生产的无效率确实存在;非效率项复合残差 σ^2 在 1% 水平上显著,表明模型适合使用超越对数生产函数模型;广义似然率统计量 (LR) = 1 101. 216 2,远大于 $\chi^2_{0.05}(7) = 14. 07$,表明科技进步是非中性的。检验结果显示,基于超越对数生产函数形式的随机前沿模型适合刻画我国省际经济活动及绿色全要素生产率。

依据表 1 的各项系数,按照式(4)对绿色全要素生产率增长率的计算方法,以各省当年 GDP 为权重,计算出我国 1998—2015 年绿色全要素生产率的增长率,结果如表 3 所示。从表 3 可以看出,1998 年以来的大部分年份里,绿色全要素生产率的增长率均为正值。反映出绿色全要素生产率的增长率虽然存在短期波动,但整体趋势上处在改善通道中,对我国经济增长做出了积极贡献。但值得注意的是,全国绿色全要素生产率 1998—2015 年年均 0. 88% 的增长速度远落后国内生产总值的增速,尤其是 2008 年之后,绿色全要素生产率的增长率持续在低位徘徊。

表 1 超越对数生产函数的随机前沿分析结果

双对数生产函数			非效率函数		
变量名	系数	<i>t</i> 值	变量名	系数	<i>t</i> 值
常数项	0. 061 7	0. 154 3	常数项	1. 211 5 ***	34. 132 7
<i>t</i>	- 0. 052 7 **	- 2. 554 0	<i>CD</i>	0. 020 9 ***	10. 294 5
ln <i>K</i>	1. 500 7 ***	11. 067 7	<i>LP</i>	- 0. 010 0 *	- 1. 355 8
ln <i>L</i>	0. 571 8 ***	4. 746 5	<i>EE</i>	- 1. 118 7 ***	- 25. 668 7
ln <i>E</i>	- 1. 039 7 ***	- 7. 237 1	<i>RD</i>	0. 015 4 ***	3. 200 1
<i>t</i> ln <i>K</i>	- 0. 001 3 *	- 1. 920 2	<i>ES</i>	0. 000 6 ***	3. 427 2
<i>t</i> ln <i>L</i>	0. 004 1 **	2. 336 6	σ^2	0. 004 7 ***	16. 728 5
<i>t</i> ln <i>E</i>	0. 002 9 *	1. 895 3	γ	0. 644 1 ***	11. 480 7
ln <i>K</i> ln <i>L</i>	- 0. 221 7 ***	- 14. 474 3			
ln <i>K</i> ln <i>E</i>	0. 063 2 ***	4. 052 2			
ln <i>L</i> ln <i>E</i>	0. 154 9 ***	8. 149 8			

注:***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著

表2 适用性检验

统计量名称	统计量值
log likelihood function	708.915 6
技术效率不存在的 LR 检验	1 101.216 2

表3 1998—2015 年全国及三大区域绿色全要素生产率的增长率

年份	全国	东部	中部	西部
1998	0.049 8	0.046 6	0.050 6	0.039 3
1999	0.053 2	0.035 5	0.071 0	0.042 1
2000	0.003 1	-0.011 5	0.026 0	0.004 2
2001	0.005 8	0.005 3	0.018 8	0.001 7
2002	-0.001 2	0.004 9	-0.009 3	0.000 2
2003	-0.021 4	-0.008 1	-0.019 0	-0.043 4
2004	-0.023 9	-0.002 8	-0.038 2	-0.044 6
2005	-0.036 7	-0.047 7	0.001 0	-0.017 5
2006	0.003 6	0.005 6	0.003 4	-0.011 8
2007	0.012 8	0.015 3	0.010 6	-0.001 3
2008	0.018 6	0.021 8	0.010 0	0.000 8
2009	0.007 6	0.015 1	-0.016 0	-0.010 1
2010	-0.005 5	-0.008 1	-0.006 4	-0.020 2
2011	0.004 1	0.012 8	-0.004 2	-0.036 9
2012	0.007 5	0.008 8	0.009 2	-0.017 1
2013	0.075 3	0.068 0	0.089 9	0.024 3
2014	0.003 8	0.004 8	0.005 6	-0.033 2
2015	0.007 5	0.002 2	0.015 5	-0.018 7

从不同省份来看,绿色全要素生产率增长率最高的为北京,达到2.71%,最低的为宁夏,呈现出了负向增长,即-4.23%。绿色全要素生产率增速超过2%的地区均为东部或中部省份,GTFP负增长的地区多为西北省份或能源禀赋丰富的地区,故本文分东部、中部、西部三个区域分别讨论其GTFP增速。

1. 东部区域的绿色全要素生产率年均增速为0.91%,高于全国平均水平,在18年中大部分时间为正向增长,仅在“十五”期间重工业大发展时出现短期负增长。值得关注的是,在2012年中央定调建设资源节约型社会后,东部地区出现短暂的绿色全要素增长率高速增长,但2014—2015年期间其增长率未能持续上行。

2. 中部区域的绿色全要素增长率年均增速为1.17%,高于东部与西部区域,表明中部地区经济增长模式从依赖传统生产要素投入向依靠绿色全要素生产率驱动的转变较为显著。相较于

东部地区,以中部地区的湖北为代表,2012—2015 年年均绿色全要素增长率增速为 8.9%,与东部地区的福建增速相似,但是湖北的资本、劳动、能源三类要素投入的年均增速分别为 20%, -0.08% , 0.5% ,小于福建的 21%, 4.5% , 0.6% 。这表明“中部崛起”战略提升了中部区域的要素效率,中部地区呈现出全国范围内最高的绿色全要素增长率年均增速。

3. 西部区域的绿色全要素增长率年均增速为 -0.82% ,明显滞后于东部与中部地区,且在 18 年间的大部分年份出现了负增长。这表明西部地区经济增长受能源约束较小,依靠消耗大量能源等传统要素投入的粗放型经济增长模式在短期内未得到显著改善。以陕西为代表的西部地区,其能源投入在 2012—2015 年年均增速达 4.4%,在 8% 的同等总产出增速水平下,其能源投入增速大于中部和东部绝大部分地区。同时,“西电东送”“西气东输”等战略使该区域能源强度增大,区域外省份获得能源供给后产业附加值增速远超过西部区域的产值增速,产生区域外的正外部性和区域内相应的负外部性,也使得西部区域绿色全要素增长率的增速较慢。

(二)技术进步偏向指数分析

1. 整体分析

基于随机前沿模型的估计结果,由式(11)至式(13)可以将三类投入要素进行成对比较,测算出 1998—2015 年我国技术进步偏向指数,以便探讨我国省域技术进步是否存在节能趋势,结果如表 4 所示。

表 4 全国三类投入要素技术进步偏向指数

年份	<i>E-K</i> 差异	<i>E-L</i> 差异	<i>K-L</i> 差异	相对次序
1998	0.008 2	0.151 4	0.143 2	$E > K > L$
1999	0.008 2	0.094 2	0.086 0	$E > K > L$
2000	0.008 1	0.084 9	0.076 9	$E > K > L$
2001	0.008 0	0.075 2	0.067 1	$E > K > L$
2002	0.007 9	0.068 9	0.060 9	$E > K > L$
2003	0.007 8	0.063 1	0.055 3	$E > K > L$
2004	0.007 7	0.058 7	0.051 0	$E > K > L$
2005	0.007 6	0.052 9	0.045 3	$E > K > L$
2006	0.007 6	0.044 1	0.036 6	$E > K > L$
2007	0.007 5	0.037 6	0.030 1	$E > K > L$
2008	0.007 5	0.032 2	0.024 8	$E > K > L$
2009	0.007 4	0.027 4	0.020 0	$E > K > L$
2010	0.007 4	0.024 5	0.017 1	$E > K > L$
2011	0.007 3	0.022 6	0.015 3	$E > K > L$
2012	0.007 3	0.020 6	0.013 3	$E > K > L$
2013	0.007 4	0.018 2	0.010 9	$E > K > L$
2014	0.007 3	0.016 9	0.009 5	$E > K > L$
2015	0.007 3	0.015 7	0.008 4	$E > K > L$

表4显示:技术进步带来劳动力投入要素的边际产出增长率小于资本要素的边际产出增长率,而资本要素的边际产出增长率又小于能源要素的边际产出增长率。这表明,在考虑三种投入要素的前提下,我国的技术进步整体上偏向于节约劳动力,这意味着企业在生产过程中更加倾向于使用能源投入要素,技术进步的节能偏向并不显著。这种现象的背后有以下两方面原因:

其一,能源补贴政策使得能源价格偏低,技术进步的节能动力不足。林伯强指出政府倾向于使用较低的能源成本,换来快速的经济增长与普遍的能源服务,具体表现为通过制定能源补贴政策压低能源成本^[26]。根据姚昕对2007年我国能源补贴规模的估计,由于我国实行了低价能源政策,导致能源补贴的规模高达11 246.8亿元,占当年GDP的4.51%,其中,对成品油和煤炭的补贴最多,补贴规模分别占当年GDP的1.69%和1.67%^[27]。世界银行统计资料显示,我国能源价格在国际上处于较低水平,截至2013年,我国成品油价格比英国、日本等主要工业国低30%以上,电能价格和动力煤价格也一直低于除美国外的其他工业国。因此,能源补贴政策在降低生产与消费部门的能源成本的同时,也削弱了用能行业节约能源的动力,使得偏向节约能源的技术进步动力不足,技术进步节能偏向不显著。

其二,劳动力价格不断上升,节用劳动的技术进步需求较大。从劳动力要素的供给角度看,全面实行计划生育之后,我国的人口自然增长率开始逐渐下降,总和生育率(每个妇女平均生育子女数)也从1990年起开始连续25年低于人口世代更替水平,2015年我国的总和生育率仅为1.047,更是不及人口世代更替水平2.1的一半。低生育率导致我国人口红利逐渐消失,因劳动力短缺引起工资上涨,诱致出现资本替代劳动的技术进步,这时劳动节约型技术开始为企业所采用,以抵减劳动力价格上升带来的负面影响。此外,从要素的流动性角度看,劳动力的流动性明显弱于资本的流动性,包括我国在内的许多发展中国家的劳动力迁移都存在制度性障碍,如户籍限制等歧视性政策使得劳动力要素的流动性大大削弱^[28]。相反,资本要素的流动性随着我国对外开放的扩大与资本市场的完善而逐渐提高,跨区域的流动障碍几近消失。劳动力要素的流动性弱于资本要素,导致节约劳动的技术进步需求更大。

综上,能源价格偏低与劳动力价格上升导致了“规模效应”与“价格效应”,使得我国技术进步整体上更加偏向于密集使用能源要素,而节约使用劳动力要素。

2. 动态分析

从表4也可以看出,随着时间的推移,资本-劳动、能源-劳动、能源-资本的技术进步偏向指数都呈现缩小的趋势,表明技术进步偏向于节约劳动、节约资本的趋势已有所缓解,并呈现出以下两个特征:

资本-劳动的技术偏向指数($K-L$ 差异)的缩小最为显著,从1998年的0.143 2到2015年的0.008 4,在18年间降低了94.14%。这表明我国省域的技术进步使得资本投入与劳动投入之间的协同性不断增强,对交通、教育等基础设施的大量资本投入,吸引了劳动力要素向资本密集区域集中。技术进步使得我国的产业生产效率、产品附加值等得到提升,产业集聚的规模效应逐渐显现,资本密集区域的出现创造出大量就业机会,劳动力要素也随之集聚。但是,结合上文所述,我国劳动力价格呈现上升趋势,且劳动力的流动性弱于资本要素,相对于节约资本,我国技术进步节约劳动力的特征更明显。

能源-劳动、能源-资本的技术偏向指数整体上都有所缩小。这表明技术进步偏向于节约劳动、节约资本的趋势已有所缓解。其中,能源-劳动技术偏向指数($E-L$ 差异)的缩小程度更为显著。汪锋和解晋指出,能源约束趋紧使得高耗能行业成本上升,能源要素对经济增长的阻碍作用逐渐显现^[29]。而随着我国劳动力跨区域流动制度的完善,落户、薪酬、医疗保障、子女教育等政策逐步落实,劳动力流动规模将随之扩大,这有助于降低劳动力成本,使我国节约劳动力的趋势得到缓解^[30]。能源-资本技术进步偏向指数($E-K$ 差异)在18年间缩小近10.5%。这表明随着时间的推移,尤其是近几年来生态文明建设成为国家战略,各级政府、地方企业对节能减排更加重视,对用能行业节能减排、清洁能源生产两个方面的资本投入力度较大,技术进步节约资本的程度也有所减弱。一方面,我国加大对高耗能行业节能减排的资本投入,使得技术进步呈现从相对资本节约向能源节约转变的趋势。另一方面,我国逐渐加大对清洁能源的投入,也使得技术进步呈现从相对资本节约向能源节约转变的趋势。

3. 省域分析

从全国范围看,技术进步偏向指数排序趋于一致,即技术进步更加偏向于节约劳动投入和资本投入,而节能偏向则相对不足。从不同的省域来看,技术进步偏向指数排序存在一定的差异,结果如表5所示。下面从包含能源要素的能源-劳动与能源-资本两种技术进步偏向指数入手,进一步分析这些省份的技术进步节能偏向。

从能源-劳动技术进步偏向指数($E-L$ 差异)看,所有的东部省份的能源-劳动技术进步偏向指数均为正值。内蒙古(-1.3212)、甘肃(-0.1019)、贵州(-0.0999)、新疆(0.2046)、云南(0.0618)等中西部省份 $E-L$ 差异较大,平均技术进步偏向指数绝对值达到0.3579,而江苏(0.0212)、浙江(0.0230)、广东(0.0238)等东部省份 $E-L$ 差异则较小,技术进步偏向指数的绝对值年均值仅0.0227。这表明东部地区技术进步带来劳动力节约的程度在相对减弱,技术进步的节能趋势则相对强于中西部地区。

部分中西部省份的能源-劳动技术进步偏向指数($E-L$ 差异)为负值,如内蒙古、甘肃、青海等西北地区,表明这些区域技术进步节约能源的偏向相对于节约劳动力更强。先从劳动力要素看,相对于东部地区,西北地区节约劳动的程度较弱,西北地区的劳动力增幅为16.71%,高于全国平均14.25%的劳动力增幅,该区域劳动力供给相对充足,节约劳动的动力较东部区域更小,技术进步节约劳动偏向相对较弱。

从能源-资本技术进步偏向指数($E-K$ 差异)看,所有省份的 $E-K$ 差异均为正值,表明相对于资本的节约,省域技术进步的节能偏向也较弱。其中河南(0.0105)、青海(0.0101)、宁夏(0.0097)等中西部地区的 $E-K$ 差异最大,而 $E-K$ 差异最小的为上海(0.0067)、辽宁(0.0069)、北京(0.0069)等东部地区,两类地区的能源-资本技术进步偏向指数相差近1.7倍,相较之下,尽管两类地区技术进步节约资本的偏向都要强于节能偏向,但是动态地看,东部地区更小的 $E-K$ 差异显示了其节约能源的偏向逐渐增强。以上海为例,上海的节能减排专项资本投入逐年增长,年度安排资金从2008年设立时的10亿元增长到2015年的35亿元,年均资本投入增速近20%,节能资本投入规模领先全国大部分地区。在大量的节能资本投入下,2015年上海市单位GDP能耗为0.463吨标准煤,比“十二五”初期累计下降25.45%,下降率在全国各省市中同期排名第

二。由此可见,以上海等为代表的东部地区,其技术进步节约资本的偏向将相对弱化,而节能偏向随着时间的推移将逐渐凸显。

综上,技术进步偏向指数排序在部分区域存在不稳定性,但就整体而言,能源投入仍是目前我国经济增长的主要驱动力,技术进步整体上的节能偏向并不显著。不过,随着时间的推移,与技术进步带来的资本节约与劳动节约相比,技术进步的节能偏向将逐渐凸显。

表5 各省三类投入要素技术进步偏向指数

省份	<i>E-K</i> 差异	<i>E-L</i> 差异	<i>K-L</i> 差异	指数排序
北京	0.006 9	0.027 2	0.020 2	$E > K > L$
天津	0.007 3	0.041 4	0.034 1	$E > K > L$
河北	0.007 7	0.046 1	0.038 4	$E > K > L$
山西	0.007 0	-0.077 3	-0.084 3	$L > E > K$
内蒙古	0.006 9	-1.321 2	-1.328 1	$L > E > K$
辽宁	0.006 9	0.039 3	0.032 4	$E > K > L$
吉林	0.007 1	0.051 7	0.044 6	$E > K > L$
黑龙江	0.007 2	0.060 0	0.052 8	$E > K > L$
上海	0.006 7	0.028 7	0.022 0	$E > K > L$
江苏	0.008 6	0.021 2	0.012 6	$E > K > L$
浙江	0.007 7	0.023 0	0.015 2	$E > K > L$
安徽	0.009 1	0.032 3	0.023 2	$E > K > L$
福建	0.007 4	0.027 6	0.020 1	$E > K > L$
江西	0.008 1	0.033 3	0.025 2	$E > K > L$
山东	0.009 6	0.025 5	0.015 9	$E > K > L$
河南	0.010 5	0.033 3	0.022 8	$E > K > L$
湖北	0.008 3	0.051 2	0.042 9	$E > K > L$
湖南	0.008 8	0.043 6	0.034 8	$E > K > L$
广东	0.009 0	0.023 8	0.014 9	$E > K > L$
广西	0.008 4	0.045 1	0.036 8	$E > K > L$
四川	0.009 4	0.030 7	0.021 3	$E > K > L$
贵州	0.007 6	-0.099 9	-0.107 5	$L > E > K$
云南	0.008 0	0.061 8	0.053 8	$E > K > L$
陕西	0.007 5	0.040 4	0.032 9	$E > K > L$
甘肃	0.007 6	-0.101 9	-0.109 6	$L > E > K$
青海	0.010 1	-0.033 9	-0.044 0	$L > E > K$
宁夏	0.009 7	-0.030 1	-0.039 8	$L > E > K$
新疆	0.007 2	0.204 6	0.197 4	$E > K > L$

注:技术进步偏向指数排序中,与其他省份存在较大差异的以加粗字体表示

四、结论及政策建议

本文采用我国 28 个省级行政区从 1997—2015 年的面板数据,运用超越对数生产函数形式的随机前沿模型,在对我国绿色全要素生产率增长率进行估算的基础上,通过测算技术进步偏向指数,研究技术进步对资本、劳动、能源投入要素的偏向性,以验证我国技术进步是否存在节能趋势。研究结果显示:

从数值上看,技术进步带来劳动力投入要素的边际产出增长率小于资本要素的边际产出增长率,而资本要素的边际产出增长率又小于能源要素的边际产出增长率。这表明在考虑资本、劳动和能源三种投入要素的前提下,我国省域技术进步整体上偏向于节约劳动力,生产过程中更加倾向于使用能源投入要素,技术进步的节能偏向并不显著。

从时间趋势看,能源-劳动、能源-资本的技术偏向指数整体上都有所减少。这表明随着时间的推移,我国省域技术进步偏向于节约劳动、节约资本的趋势有所缓解,已经呈现出技术进步的节能趋势。

从不同省域来看,东部地区技术进步带来劳动力节约、资本节约的程度都在相对减弱,技术进步的节能趋势相对强于中西部地区。

技术进步的路径和偏向直接影响到经济增长模式的转变,随着低碳社会的构建和生态文明的推广,利用技术进步减少对能源和环境的依赖将会越来越迫切。根据本文的研究结论,我们提出以下建议:

首先,推动能源价格改革,促进技术进步的能源节约偏向。科学测度现有能源补贴绩效,逐步调整能源价格和污染排放价格,推进能源价格机制的市场化改革,促进技术进步能源节约偏向。

其次,促进劳动力流动,引导技术进步从偏向节约劳动向偏向节约能源倾斜。进一步发挥我国的劳动力潜能,从以行政主导推动劳动力流动的模式转向以市场调节推动劳动力流动的模式,减少劳动力流动的障碍,加快户籍制度改革,促使城乡居民享有同样待遇。

最后,完善顶层设计,支持技术进步的节能倾向。建议在现有基础上,通过能源约束政策、污染排放政策、碳排放交易机制等,进一步引导技术进步的节能倾向,同时,建立推动节能技术创新发展基金,鼓励和扶持技术进步的节能化,促使我国经济向节能型增长模式转变,实现可持续发展。

参考文献:

- [1] HICKS J R. The theory of wages[M]. London: Macmillan, 1932.
- [2] EASTERLY W, LEVINE R. It's not factor accumulation; stylized facts and growth models[J]. Word Bank Economic Review, 2001(15): 177-219.
- [3] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004[J]. 经济研究, 2005(6): 51-60.
- [4] 张勇, 古明明. 重新评估我国的增长潜力: 基于全要素生产率和数据分析视角的解释[J]. 经济科学, 2013(2): 5-19.
- [5] 庞瑞芝, 杨慧. 中国省际全要素生产率差异及经济增长模式的经验分析: 对 30 个省(市、自治区)的实证考察[J].

经济评论,2008(6):16-22.

- [6] 陈诗一. 中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究,2010(11):21-34+58.
- [7] 李宾,曾志雄. 中国全要素生产率变动的再测算:1978—2007年[J]. 数量经济技术经济研究,2009(3):3-15.
- [8] 岳书敬,刘富华. 环境约束下的经济增长效率及其影响因素[J]. 数量经济技术经济研究,2009(5):94-106.
- [9] 胡晓珍,杨龙. 中国区域绿色全要素生产率增长差异及收敛分析[J]. 财经研究,2011(4):123-134.
- [10] OH D H. A global malmquist-luenberger productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis,2010(34):183-197.
- [11] 景维民,张璐. 环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步[J]. 经济研究,2014(9):34-47.
- [12] 苏治,徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度:基于创新与效率的视角[J]. 中国社会科学,2015(7):4-25+205.
- [13] ACEMOGLU D. Directed technical change[J]. Review of Economics Studies,2002(4):781-809.
- [14] OTTO V M, LOSCHEL A, DELINK R. Energy biased technical change: a CGE analysis[J]. Resource Energy Economics,2007(2):137-158.
- [15] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review,2012(1):131-66.
- [16] 董直庆,蔡啸,王林辉. 技术进步方向、城市用地规模和环境质量[J]. 经济研究,2014(10):111-124.
- [17] 鄢哲明,邓晓兰,陈宝东. 绿色技术进步对中国产业结构低碳化的影响[J]. 经济社会体制比较,2016(4):25-39.
- [18] 姚小剑,杨光磊,高丛. 绿色技术进步对全要素绿色能源效率的影响研究[J]. 科技管理研究,2016(22):248-254.
- [19] 陆雪琴,章上峰. 技术进步偏向定义及其测度[J]. 数量经济技术经济研究,2013(8):20-34.
- [20] 王班班,齐绍洲. 有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度[J]. 经济研究,2014(2):115-127.
- [21] 余泳泽. 中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究[J]. 世界经济,2015(10):30-55.
- [22] SHAO S, LUAN R, YANG Z, et al. Does directed technological change get greener: empirical evidence from Shanghai's industrial green development transformation[J]. Ecological Indicators,2016(4):758-770.
- [23] DIAMOND P A. Disembodied technical change in a two-sector model[J]. Review of Economics Studies,1965(2):161-168.
- [24] BATTESE G E, COELLI T J. A model for technical in efficiency effects in a stochastic production frontier for panel data[J]. Empirical Economics,1995(2):325-332.
- [25] KUMBHAKAR S, LOVELL C. Stochastic frontier analysis[M]. New York:Cambridge University Press,2000.
- [26] 林伯强,刘畅. 中国能源补贴改革与有效能源补贴[J]. 中国社会科学,2016(10):52-71+202-203.
- [27] 姚昕,蒋竺均,刘江华. 改革化石能源补贴可以支持清洁能源发展[J]. 金融研究,2011(3):184-197.
- [28] 蔡昉. 农村剩余劳动力流动的制度化障碍分析:解释流动与差距同时扩大的悖论[J]. 经济学动态,2005(1):35-39+112.
- [29] 汪锋,解晋. 中国分省绿色全要素生产率增长率研究[J]. 中国人口科学,2015(2):53-62+127.
- [30] 姚枝仲,周素芳. 劳动力流动与地区差距[J]. 世界经济,2003(4):35-44.

(责任编辑:楼启炜)