

# 产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响

彭莹 刘华军\*

**摘要:**提高能源生产率不仅是能源发展改革的历史使命,也是高质量发展的必然要求。本文从全要素角度测度了中国省际能源生产率指数,从理论和实证层面揭示了产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响。本文的研究发现:样本考察期内,中国全要素能源生产率增长态势由负转正,且各地区增长幅度存在明显的差异。从全样本及分时期回归结果看,产业结构向合理化和高度化方向演进能够促进全要素能源生产率增长。分地区回归结果意味着,处于工业化中期的地区要充分重视产业结构合理化对提升全要素能源生产率的重要作用,处于工业化后期的地区应同时兼顾产业结构合理化和高度化发展。本文建议从因地制宜推进产业结构优化升级、推动煤炭资源清洁低碳发展、吸引高质量外资等方面提升我国全要素能源生产率。

**关键词:**产业结构优化;全要素能源生产率;SBM模型

## 一、引言

当前,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。推动经济高质量发展,关键在于提高全要素生产率。要素投入作为生产过程中不可或缺的物质基础,是高质量发展的一个重要维度。高质量的要素投入是提高产品和服务质量的基础,也是提升经济发展质量和效益的关键。因此,提高要素的生产率是高质量发展阶段对生产要素提出的新要求。在经济增长所需的众多要素中,能源作为不可或缺的投入要素,对经济和社会发展发挥着举足轻重的作用。改革开放40年来,伴随经济的快速发展,中国对能源的需求不断攀升。2017年,全国能源消费总量为44.9亿吨标准煤,是1978年能源消费总量的7.86倍。目前,中国已经成为世界

---

\*彭莹,北京理工大学管理与经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:pengying199406@163.com;刘华军(通讯作者),山东财经大学经济学院,邮政编码:250014,电子信箱:hua jun99382@163.com。

本文系国家自然科学基金项目“供给侧结构性改革下农业绿色全要素生产率提升机制研究”(18BJY140)的阶段性成果。同时感谢山东省泰山学者青年专家计划的支持。感谢匿名审稿专家的宝贵修改意见,文责自负。

上最大的能源消费国和主要能源进口国。然而,能源在支撑经济快速发展的同时,也带来了能源紧张、资源短缺等一系列问题。根据《BP世界能源展望(2017版)》,2015-2035年中国的能源产量将增长38%,能源消费增长将达到47%,能源进口依存度将从2015年的16%上升至2035年的21%。近年来,中国清洁能源发展势头迅猛,2017年天然气、水电、核电、风电等清洁能源消费量占能源消费总量的20.8%,比上年增加了1.3%。但不可否认,煤炭、石油等化石燃料的消耗仍然占据能源消费榜首。对化石燃料的过度依赖会导致温室气体排放量迅速增加,全球气候明显变暖(Day, C. and G. Day 2017; Pereira, 2018)。而对能源消费需求的不断增长又会进一步导致碳排放量增加,如此恶性循环导致生态环境问题日趋严峻。当前,能源消费过程中的能源资源短缺和生态环境恶化等一系列问题已经成为制约中国经济绿色发展和高质量发展的瓶颈(林伯强、杜克锐,2013; Yuan et al., 2014)。为此,在高质量发展阶段,采取有效措施提升全要素能源生产率,不仅是破解能源供应趋紧和生态环境恶化双重约束的有效途径,也是实现经济持续健康发展的必由之路,更是推动经济实现高质量发展的客观要求。

结构因素是影响中国经济增长的重要因素(钱纳里等,1989;陶新宇等,2017)。优化经济结构是党的十九大提出的重要任务,也是经济高质量发展的主要途径。同样地,能源的高质量发展也离不开经济结构的优化升级。在众多结构因素中,产业结构优化是影响能源生产率增长的重要力量。产业结构优化意味着产业结构向合理化和高度化的方向演进(周振华,1992),通过改变资源在不同产业部门之间的比例关系,或者技术创新推动产业结构从低水准向高水准发展,从而影响生产率增长(吕铁、周淑莲,1999)。围绕产业结构如何影响能源效率等问题,国内外学者已经进行了广泛而深入的研究。研究发现,在产业结构优化过程中,能源资源会在各产业部门之间重新配置,由于不同产业部门对能源的利用效率存在显著差异,因此产业结构优化会对能源效率产生显著影响(Shen et al., 2015; 吕明元、陈维宣,2016; Lin & Xu, 2017; 于斌斌,2017)。能源效率评价的是研究主体的静态绩效,并不能完全捕捉能源利用的动态变化(Honma & Hu, 2009; Chang & Hu, 2010; Cao et al., 2017)。相比而言,能源生产率是比能源效率更为全面的评价指标,更能反映能源利用效率的动态变化。根据已有研究,产业结构优化会对能源效率产生重要影响,那么具体到能源生产率层面,产业结构优化又将发挥怎样的作用?不断调整优化的产业结构是否可以成为提高全要素能源生产率的重要抓手?上述问题有待于我们进一步探讨。明确产业结构优化对全要素能源生产率增长的作用方向及影响强度,对于从结构视角提升全要素能源生产率具有重要的理论和现实意义。

本文从理论和实证两个层面揭示产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响,可能的边际学术贡献分为以下三个方面。一是从产业结构合理化和产业结构高度化两个维度评价

产业结构的优化程度,并将其应用于探究产业结构优化对全要素能源生产率增长的研究中。二是从全要素角度,借助数据包络分析框架,构建包含非期望产出的DEA模型测度中国各省全要素能源生产率增长率。三是理论分析产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响,并构建动态面板计量模型,从全样本、分时期以及分地区三个层次进行实证检验,揭示产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响效应。

## 二、理论框架

能源生产率是一定能源投入所带来的商品或服务的产出与数量(王兵等,2011)。根据考察要素的多寡,对能源生产率的衡量可分为单要素指标和全要素指标。其中,单要素指标使用较多,如单位能源投入的GDP产出(高振宇、王益,2006;张宗益等,2014)、能源消费强度(杨正林、方齐云,2008; Li & Lin, 2014; Yan, 2015)等。然而实际生产过程中,要素资源的投入不仅会形成经济产出,也会带来一定的环境污染排放。若将各种要素资源作为投入,经济产出视作期望产出,环境污染排放视为非期望产出,那么可以将各区域视为一个由资源、环境和经济三个子系统构成的、具有内在联系的投入产出系统。根据上述分析,单要素能源生产率指标难以反映整个投入产出系统对能源利用的真实情况。考虑到能源必须和其它投入要素一起使用才能生产出产品(Hu & Wang, 2006),而全要素指标能够同时兼顾资本、劳动、能源等投入要素的相互替代性以及它们对产出的共同影响,能够更为准确地反映研究主体效率的动态变化,已经得到了学界的广泛应用(杨洪亮、史丹,2008;魏楚、沈满洪,2009;Zhou et al., 2012;李兰冰,2015; Tao & Li, 2018)。全要素能源生产率正是基于全要素思想构建的,用以反映被评价主体能源效率动态变化的指标。因此,本文将围绕全要素能源生产率展开研究。

### (一)总体理论框架

能源要素高质量发展的关键在于提高能源生产率,而能源生产率的提高离不开结构的优化升级。产业结构优化是影响能源生产率的重要结构变量。具体而言,伴随产业结构向合理化推进,能源资源在不同产业部门之间重新配置,通过合理化效应影响全要素能源生产率增长;而产业结构向高度化的演进,则意味着产业的转型升级,进而通过高度化效应作用于全要素能源生产率增长。除了产业结构优化这一因素外,能源结构、经济发展水平和对外开放程度也在一定程度上影响全要素能源生产率。一般认为,不同能源品种之间存在质量差异,如煤炭的功效转化率相对较低,故由煤炭消费向石油、天然气等能源的转变,可能会促进全要素能源生产率的提升。同时,不同地区在经济发展方面也会由于经济发展方式、研发资金投入等的不同而对全要素能源生产率产生一定影响。此外,随着对外开放程度的不断提高,外商直接投资的引入也会带来先进的技术,从而影响全要素能源生产率增长。综合上述分析,本

文的总体理论框架如图1所示。

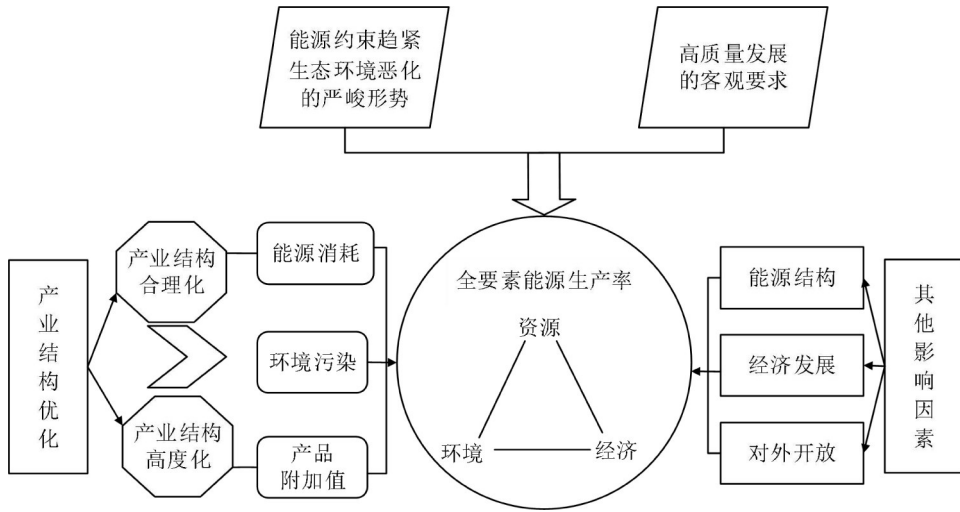


图1 总体理论框架

## (二) 产业结构优化对全要素能源生产率的影响机理

产业结构优化是一个动态过程,是产业结构逐步趋于合理、不断升级的过程。国内学者周振华(1992)最早对产业结构优化的内涵进行了界定,他认为产业结构优化的两个基本点是产业结构合理化和产业结构高度化。其中,产业结构合理化以资源在不同产业部门之间的合理配置为前提,反映了不同产业间、不同结构间要素的协调能力,是产业结构优化的一个重要标志。各产业部门在对资源的需求以及技术水平等方面存在显著差异,根据结构红利假说,当要素资源从低生产率水平或者低生产率增长的部门向高生产率水平或高生产率增长的部门流动时,会促进生产率增长(Peneder, 2003; 张宗益等,2014)。同理,从理论上讲,当能源资源从某一低能源生产率或低生产率增长的产业向高能源生产率或者高生产率增长的产业转移时,也会带来能源生产率的提高,反之,则会导致能源生产率下降。产业结构高度化以技术创新为基础,反映了产业结构从低水准向高水准发展的过程,是产业结构演进趋势的客观要求,也是产业结构调整与优化的基本目标之一(周振华,1992;袁航、朱承亮,2018)。根据库次涅茨的结构效应理论,在早期阶段,经济结构从农业向能源密集型重工业转变,随后转向低污染的服务业和知识密集型产业,单位产出的排放水平下降(Grossman & Krueger, 1995)。具体到产业结构层面,产业结构高度化体现为产业内部劳动、资金密集型产业向技术知识密集型产业演进,意味着传统的高污染、高耗能、低附加值的产业逐渐被低污染、低耗能、高附加值的产业替代,这种产业转型将会对全要素能源生产率产生重要影响(Atalla & Bean, 2017; Lin & Chen, 2018)。

关于产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响,可以从资源、环境、经济三个层面具



体分析:

(1)资源层面。从耗能角度看,高耗能产业主要以大型机器设备为主,而低耗能产业则以劳动密集型和技术密集型为主。随着产业结构的不断演进,由高耗能产业向低耗能产业发展成为必然趋势(景普秋、张富明,2003),产业形式的不断变化会带来能源需求的逐步下降。能源作为全要素能源生产率投入产出系统中的投入变量,减少其在生产过程中的投入对于改善能源生产率具有重要作用。

(2)环境层面。作为生产过程中不可避免的附属品,环境污染排放严重危害着经济社会的可持续发展并制约着能源生产率的提升。通常而言,高耗能产业还具有高污染排放的特点,通过技术升级等方式推动高污染产业向低污染产业转型,促使经济资源由高污染、低技术的产业转向低污染、高技术的产业(李春霄等,2017)。环境污染排放是投入产出系统中的产出变量,污染产业的转型意味着在整个投入产出系统中非期望产出将会发生改变,从而对全要素能源生产率产生重要影响。

(3)经济层面。就附加值而言,高污染、高耗能的产业一般会带来低附加值。当通过资源配置、技术创新等方式推动产业向低污染、低耗能的方向转化时,产品蕴含的技术含量也会相应增加,即实现高附加值的生产。对于投入产出系统而言,高附加值对应高期望产出,从而影响全要素能源生产率增长。

### (三)其他因素对全要素能源生产率的影响机理

除产业结构优化外,能源结构、经济发展水平和对外开放程度也对全要素能源生产率产生重要影响。一是能源结构。能源结构调整是中国能源发展面临的重要任务之一。《能源发展战略行动计划(2014-2020年)》中指出,中国能源结构调整优化的方向是:降低煤炭消费比重,提高天然气消费比重,大力发展风电、太阳能、地热能等可再生能源。目前,中国能源结构正朝着清洁低碳的方向发展<sup>①</sup>,这既是能源结构调整的关键核心,也是能源结构影响全要素能源生产率的重要途径。清洁低碳能源的开发利用主要依赖于科学技术的创新,而科技的创新发展势必需要投入大量的研发成本。除生产研发的巨额投入外,清洁能源项目的实施也需要大量的资金支持(Dominković et al., 2017),即增加投入产出系统中的资本要素投入。清洁低碳能源与传统能源的本质区别在于污染排放的差异(Bretschger & Schaefer, 2017)。当能源结构由以煤炭消费为主向以清洁低碳能源消费为主转型时,环境污染排放也相应减少。在其他条件不变的情形下,非期望产出的减少能够提升全要素能源生产率。二是经济发展水平。当经济发展处于较低水平时,工业化进程是提高该地区经济发展水平的主要推动力量,随着高耗能产业比重的增加,能源生产率增长可能会受到抑制。当地区经济发展水平不断提高时,

<sup>①</sup>丁怡婷.我国能源结构正由煤炭为主向多元化转变[N].人民日报,2018-04-08(01).

第三产业比重逐渐增加,工业产业内部也朝着高效节能的方向发展。此外,经济发展越高的地区,居民对环境的要求越高,在能源消费的选择上更倾向于使用清洁、低碳、高效的能源,从而使得总能源消耗下降(陈媛媛、王海宁,2010)。因此,能源生产率可能会受经济发展水平的影响(高振宇、王益,2006; Chang & Hu, 2010)。三是对外开放程度。随着对外开放程度的不断提高,中国有选择地引进国外先进的技术和设备。外商直接投资、外资企业的进入会使得生产前沿面前移(魏楚、沈满洪,2007)。若大多数地区能够及时跟进生产前沿面的前移,那么整体的全要素能源生产率就会上升;反之,若大多数地区跟不上生产前沿面的推进,就会导致地区间技术水平的差异不断加剧,拉大其他地区要素投入与前沿面之间的距离,从而阻碍全要素能源生产率增长。

### 三、模型与数据

#### (一)计量模型设定

本文以全要素能源生产率增长为被解释变量,以产业结构优化为解释变量,以能源结构、经济发展水平和对外开放程度为控制变量。其中,产业结构优化以产业结构合理化和产业结构高度化进行衡量。考虑到全要素能源生产率增长是一个渐进的过程(Metcalf, 2008; Jiang et al., 2017),上一年份的全要素能源生产率可能会对当期全要素能源生产率增长产生某种影响,引入全要素能源生产率的滞后项更符合理论与现实。因此,本文将上一年的全要素能源生产率作为解释变量加入模型,模型如式(1)所示。

$$TFEPI_{i,t} = \theta TFEPI_{i,t-1} + \beta_1 TL_{i,t} + \beta_2 TH_{i,t} + \beta_3 ES_{i,t} + \beta_4 PGDP_{i,t} + \beta_5 OPEN_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_t + \mu_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $TFEPI_{i,t}$  代表全要素能源生产率指数,  $TFEPI_{i,t-1}$  为上一年全要素能源生产率指数,  $TL_{i,t}$  表示产业结构合理化,  $TH_{i,t}$  表示产业结构高度化,  $ES_{i,t}$  表示能源结构,  $PGDP_{i,t}$  表示经济发展,  $OPEN_{i,t}$  为对外开放,  $\eta_i$  为地区固定效应,  $\varepsilon_t$  为时间固定效应,  $\mu_{i,t}$  为误差项。  $\theta$  表示上一年全要素能源生产率回归系数,  $\beta_i (i = 1, 2, \dots, 5)$  为各影响因素回归系数。

由于引入滞后被解释变量,式(1)为动态面板数据模型。在动态面板数据模型中,全要素能源生产率增长作为被解释变量,其滞后项作为解释变量可能导致解释变量与随机扰动项相关。此时,传统估计方法必将导致参数估计的有偏性和非一致性,影响估计结果的准确性(Arellano & Bond, 1991; Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; Bond, 2002)。为解决上述问题,本文采用 Arellano 和 Bond(1991)、Blundell 和 Bond(1998)提出的广义矩估计(GMM)方法进行回归估计。Arellano 和 Bond(1991)指出,动态面板模型由于引入滞后项而存在的内生性问题,可以通过差分 GMM(Diff-GMM)的方法来进行解决。然而,这种方法可能会存在选取的工具变量较弱的问题。在 Arellano 和 Bond(1991)之后,Blundell 和 Bond(1998)提

出了系统GMM(SYS-GMM)方法,对一阶差分方程和水平变量估计方程分别选取相应的工具变量,并同时原估计方程和一阶差分方程进行估计。相对于差分GMM而言,系统GMM在有效性和一致性方面有了很大的改进,即使不引入外在的工具变量,系统GMM也可以从变量的过去变化中选取合适的工具变量(魏国学等,2010)。本文首先采用最小二乘估计(OLS)和固定效应(FE)模型进行估计,并将估计结果作为参照标准,进而选择差分GMM和系统GMM模型对产业结构优化与全要素能源生产率增长的关系进行计量检验。其中,差分GMM以滞后两期被解释变量和所有解释变量为工具变量,而系统GMM则以滞后两期被解释变量和所有解释变量作为差分方程工具变量,以被解释变量两阶差分滞后项作为水平方程工具变量。在判断GMM估计结果是否有效时,Bond(2002)提出可以将GMM估计值分别与FE估计值和OLS估计值进行对比,如果GMM估计值介于上述两者之间,则认为GMM估计结果是有效的。考虑到GMM两步估计得到的标准误差能显著降低小样本情况下的估计偏差(Blundell & Bond, 1998),故本文采用两步法进行估计。

## (二)样本数据

本文以2000-2015年中国30个省份(不包含西藏、香港、澳门和台湾地区)为研究对象,共计480个样本观测值,涉及五个变量,分别为全要素能源生产率增长、产业结构优化、能源结构、经济发展水平以及对外开放程度,具体各变量测度如下。

### 1.全要素能源生产率指标

基于全要素思想构建的生产率指标能够更为准确地反映能源利用的动态变化。数据包络分析方法(DEA)由于不用设定具体的函数形式,可以更好地模拟多投入多产出的实际生产过程,为全要素指标的测度提供了方法保障(Cooper et al., 2000; Zhou et al., 2008)。本文在环境技术分析框架下,采用基于全局参比的非期望产出SBM模型,构造Malmquist生产率指数衡量全要素能源生产率增长。

假定有 $K$ 个DMU( $K=1, 2, \dots, k$ ),包含 $M$ 种投入要素, $N$ 种期望产出和 $L$ 种非期望产出,对于第 $i$ 个DMU,其投入产出向量分别记作 $x_i$ 、 $y_i$ 和 $b_i$ 。Tone(2003)提出的SBM模型以当期生产技术为基准,即技术前沿面是根据每一期所有DMU的投入产出数据构建的。由于不同时期的生产技术前沿存在一定差异,基于不同的生产技术前沿测度得到的效率值会因前沿面不处于同一水平而无法进行比较。为了实现不同时期跨期可比,Pastor和Lovell(2005)提出了全局参比Malmquist指数计算模型,该模型将所有时期内的DMU混合成一个集合作为参考集,并构建一个全局前沿面作为统一基准,在计算相邻两期的Malmquist指数时参考同一前沿面,可对同一样本进行跨期比较。同时,由于被评价DMU包含在全局参考集内,故而全局参比Malmquist指数不存在模型无可解的问题。本文采用上述方法构建基于全局参比的非期望产出SBM模型,如式(2)所示。

$$\rho = \min_{s^x, s^y, s^b, \lambda} \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{m=1}^M \frac{s_m^x}{x_{km}}}{1 + \frac{1}{N+L} \left( \sum_{n=1}^N \frac{s_n^y}{y_{kn}} + \sum_{l=1}^L \frac{s_l^b}{b_{kl}} \right)} \quad (2)$$

$$s.t. \quad \begin{aligned} x_{km} &= \sum_{k=1}^K \sum_{p=1}^P \lambda_k^p x_{km}^p + s_m^x, m=1, 2, \dots, M & y_{kn} &= \sum_{k=1}^K \sum_{p=1}^P \lambda_k^p y_{kn}^p - s_n^y, n=1, 2, \dots, N \\ b_{kl} &= \sum_{k=1}^K \sum_{p=1}^P \lambda_k^p b_{kl}^p + s_l^b, l=1, 2, \dots, L & s_m^x &\geq 0, s_n^y \geq 0, s_l^b \geq 0, \lambda^p \geq 0 \end{aligned}$$

其中,  $(x_{km}, y_{kn}, b_{kl})$  为第  $k$  个 DMU 的投入要素、期望产出和非期望产出向量,  $(s_m^x, s_n^y, s_l^b)$  分别为投入要素、期望产出和非期望产出的松弛变量, 用以表示投入过度或产出不足。  $\rho$  的取值范围为  $0 \sim 1$ , 若  $\rho = 1$ , 表明此时投入要素、期望产出和非期望产出的松弛变量均为零, 相反地, 如果  $\rho = 0$ , 那么此时该被评价单元在技术上是完全无效率的。

根据上述公式可以得到能源投入的松弛变量, 在此基础上进一步构建全要素能源生产率指数。借鉴 Hu 和 Wang (2006) 的测度思路, 在 DEA 框架下, 全要素能源效率 (Total Factor Energy Efficiency, TFEE) 可以采用目标能源消费量与实际能源消费量之比来表示, 具体如式 (3) 所示。其中,  $TFEE_k^t$  表示第  $k$  个 DMU 在  $t$  时期的全要素能源效率,  $E_k^t$  为实际能源消耗量,  $s_k^t$  为能源投入的松弛变量,  $E_k^t - s_k^t$  即为目标能源消费量。如果能源投入的松弛变量为 0, 则全要素能源效率为 1, 此时能源效率最高, 随着松弛变量的增加, 全要素能源效率也随之下降。

$$TFEE_k^t = \frac{E_k^t - s_k^t}{E_k^t} \quad (3)$$

Malmquist 生产率指数可以直接用 SBM 效率测度模型表示 (Zhou et al., 2008; Cook & Seiford, 2009)。假定  $TFEE^g(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})$  和  $TFEE^g(x^t, y^t, b^t)$  分别为 DMU 基于  $t+1$  时期和  $t$  时期的能源参照所有各期总和得到的效率值, 则从  $t$  时期到  $t+1$  时期全要素能源生产率指数 (Total Factor Energy Productivity Index, TFEPI) 可以表示为式 (4)。

$$TFEPI_g(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t, b^{t+1}, b^t) = \frac{TFEE^g(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{TFEE^g(x^t, y^t, b^t)} \quad (4)$$

本文以资本、劳动、能源为投入变量, 以实际地区生产总值为期望产出, 以二氧化硫、二氧化碳作为非期望产出。其中, 资本投入采用资本存量, 按永续盘存法测算。在资本存量的核算中, 折旧率的选择处于极其重要的地位 (贾润崧、张四灿, 2014)。本文借鉴单豪杰 (2008) 的方法, 采用 10.96% 的折旧率核算资本存量, 以 2000 年为基期。劳动投入采用就业人数, 能源投入采用能源消费总量, 实际地区生产总值以 2000 年为基期进行测算。相关数据来源于《新中国六十年资料汇编》、国家统计局数据库、EPS 全球统计数据库以及各省统计年鉴。二氧化碳数据来源于中国碳排放数据库 (CEADs), 二氧化硫数据则来源于《中国统计年鉴》《中国环



境统计年鉴》和《中国环境年鉴》。

## 2. 产业结构优化指标

产业结构优化是一个动态调整过程,地区内经济资源的优化配置促使产业结构日趋合理,同时不同产业形态之间的演变也会改变产业结构高度化。本文从产业结构合理化和产业结构高度化两个方面对中国的产业结构优化进行评价(周振华,1992;苏东水,2001)。

(1)产业结构合理化。基于偏离均衡的思想,部分学者采用结构偏离度指标衡量产业结构合理化程度(傅元海等,2014; Yu et al., 2017),但这一评价方法尚未体现不同产业的相对重要性。而基于相对熵的概念,以考虑不同产业相对重要性的泰尔指数来衡量产业结构合理化的方法已经得到了广泛应用(Brürlhart & Traeger, 2005; 干春晖等,2011; Zhang et al., 2015; 吴万宗等,2018)。本文以泰尔指数度量产业结构合理化程度,如式(5)所示。

$$TL = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) \ln \left[ (Y_i/L_i) / (Y/L) \right] \quad (5)$$

式(5)中,  $Y$  表示地区产值,  $L$  为就业人数,  $i$  表示某省份三次产业中的某一具体产业,  $n$  表示产业个数,  $TL$  表示泰尔指数,为产业结构合理化的逆向指标。  $TL$  值越小,意味着产业结构越合理。相反,  $TL$  值越大,意味着产业结构偏离理想状态较远。若  $TL=0$ ,此时产业结构完全合理,若  $TL=1$ ,此时经济处于完全失衡状态,产业结构完全不合理。

(2)产业结构高度化。产业结构从低水平向高水平发展的过程中,往往伴随着原有资源从劳动生产率较低的产业部门向劳动生产率较高的产业部门转移,新增资源也多被配置到劳动生产率较高的产业部门,从而导致劳动生产率较高的产业部门份额不断上升,不同产业部门的劳动生产率共同提高(刘伟、张辉,2008)。这意味着产业结构高度化不仅包含比例关系的调整,还包含劳动生产率的提高。本文以比例关系和劳动生产率的乘积作为产业结构高度化的衡量指标,如式(6)所示。其中,  $LP_i$  表示劳动生产率,参照刘伟等(2008)对其进行标准化处理。相关数据来源于国家统计局数据库以及各省统计年鉴。

$$TH = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) \times LP_i \quad (6)$$

## 3. 控制变量指标

本文的控制变量包括能源结构、经济发展水平和对外开放程度三个因素。一是能源结构。本文以煤炭消费量占能源消费总量的比重作为能源结构的代理变量,用  $ES$  表示,相关数据来源于EPS全球统计数据库以及《中国能源统计年鉴》。特别说明,2001年宁夏回族自治区的能源消费总量数据来源于《2002年宁夏统计年鉴》。二是经济发展水平。衡量地区经济发展的指标主要有GDP、GDP增长率及人均GDP。人均GDP是居民收入的主要物质基础,它考虑了人口因素对经济发展的影响,比较客观地反映了各地区的经济发展水平。因此,本文选择人均GDP作为地区经济发展水平的代理变量,用  $PGDP$  表示。为了消除价格因素的影响,

GDP的测算以2000年为基期,在实证分析中对其进行对数化处理。其中,地区生产总值、年末人口数来源于国家统计局官方网站分省年度数据。三是对外开放程度。考虑到对外贸易占中国地区生产总值的比例较大,参考杨正林和方齐云(2008)、Lv等(2015)的研究,本文以地区进出口总额占地区生产总值的比重作为对外开放程度的代理变量,用 *OPEN* 表示。地区进出口总额和地区生产总值数据来源于《中国统计年鉴》和国家统计局官方网站分省年度数据,各变量描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计

变量	样本观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFEPI</i>	480	1.010	0.088	0.627	1.557
<i>TL</i>	480	0.270	0.158	0.017	0.887
<i>TH</i>	480	0.739	0.667	-0.018	3.738
<i>ES</i>	480	0.687	0.250	0.121	1.514
<i>PGDP</i>	480	2.050	1.497	0.276	8.360
<i>OPEN</i>	480	0.320	0.396	0.036	1.721

注:资料来源于作者测算整理。

### (三)测度结果分析

#### 1.全要素能源生产率增长

图2展示了样本考察期内中国全要素能源生产率指数的测度结果,图3为2000-2015年

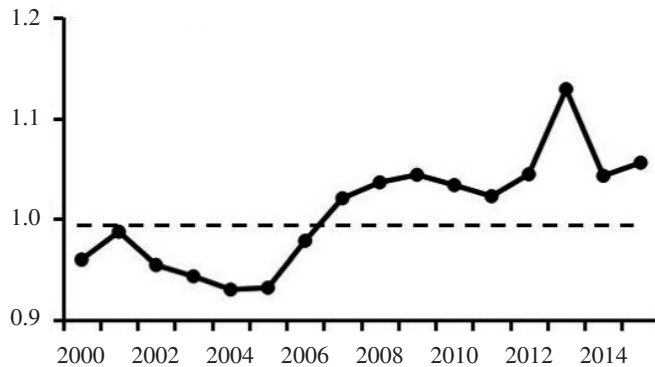


图2 全国全要素能源生产率指数

省际全要素能源生产率指数取均值*TFEPI*的结果。首先,从全国层面看,2000-2006年中国的全要素能源生产率指数均低于1,呈现负增长,2007年之后增长态势由负转正。从2007年开始,除2013年全要素能源生产率指数超过1.1外,其余年份的全要素能源生产率指数均在1.02~1.06之间。其次,从省际层面看,样本考察期内,本文所考察的30个省份中有19个省份的全要素能源生产率指数大于1,呈现正向增长态势,其余11个省份呈负增长态势。增长最快的北京和最慢的内蒙古增长幅度相差10%左右,而增长位于倒数第二位的辽宁虽处于

东部地区,但其与北京、上海等省份的差距较大。综上所述可以发现,样本考察期内,中国的全要素能源生产率增长态势由负转正,且各地区增长幅度存在显著差异。

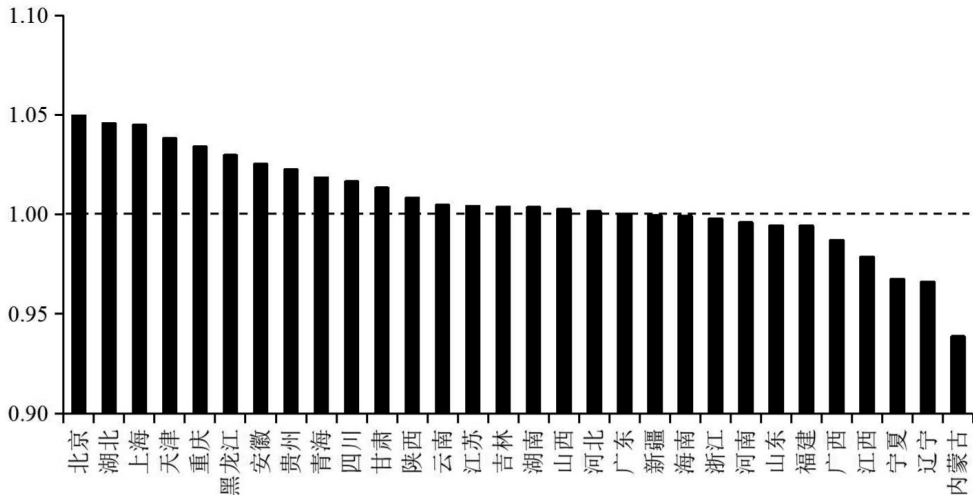


图3 省际全要素能源生产率指数

## 2.产业结构优化

图4展示了样本考察期内中国产业结构优化程度的测度结果,图5为2000-2015年省际产业结构合理化和产业结构高度化分别取均值的结果。从全国层面看,样本考察期内,中国的产业结构合理化指数整体呈下降趋势,而产业结构高度化指数则呈现不断上升的趋势。这一结果意味着随着时间的演进,中国的产业结构日趋合理,且正朝着高度化的方向发展。从省际层面看,各省份产业结构合理化和高度化程度存在较大差异。按产业结构合理化指数从小到大排列,最小和最大的省份分别为北京和贵州,说明北京的产业结构日趋合理,而贵州的

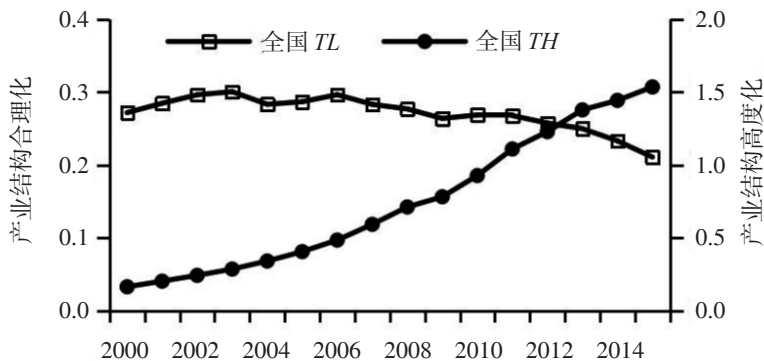


图4 全国产业结构优化程度

产业结构偏离均衡状态较远。按产业结构高度化指数从小到大排列,最大和最小的省份分别为北京和安徽。综上所述可以发现,北京的产业结构合理化和高度化都处于全国领先水平,说明

其产业结构优化程度较高。但产业结构合理化较低的地区,其高度化不一定处于较低水平,如内蒙古。总体来看,中国的产业结构正逐渐向合理化和高度化的方向发展,但空间非均衡特征显著。

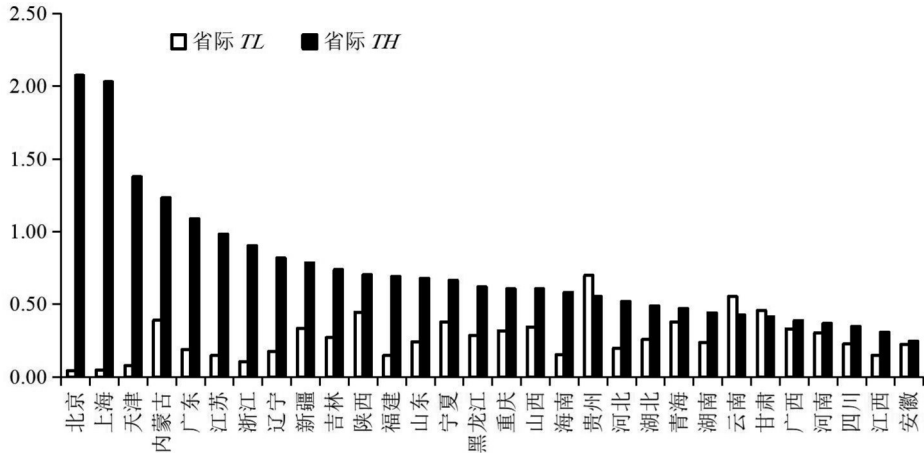


图5 省际产业结构优化程度

#### 四、实证分析

为了全面揭示产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响,本文将从全样本、分时期以及分地区三个层面展开实证分析。

##### (一)全样本回归

如前所述,为了检验GMM估计结果的有效性,本文将通过GMM估计得到的滞后被解释变量系数与通过最小二乘估计和固定效应模型得到的系数进行对比,表2报告了全样本回归

表2 全样本回归结果

变量	OLS	Z值	FE	Z值	Diff-GMM	Z值	SYS-GMM	Z值
$TFEPI_{t-1}$	1.032***	82.440	0.877***	36.630	0.867***	48.380	0.941***	44.280
$TL$	0.073**	2.350	-0.031	-0.540	-0.253***	-4.510	-0.163***	-2.660
$TH$	0.015	1.360	0.063***	3.940	0.078***	5.230	0.081***	4.260
$ES$	-0.029*	-1.830	-0.056	-1.400	0.060*	1.950	0.018	0.440
$PGDP$	0.057***	4.710	0.031*	1.920	0.001	0.050	0.014	0.750
$OPEN$	-0.043***	-3.960	0.004	0.130	-0.050***	-6.220	0.030***	2.830
$Cons$	-0.043**	-2.190	0.104**	2.560	0.112***	3.820	0.017	0.600
$Hausman$			3.73***					
AR(1) Test					-3.390***		-3.342***	
AR(2) Test					-0.187		-0.069	
Sargan					27.066		27.509	

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,表3、表4同。



结果。可以发现,系统GMM估计的滞后被解释变量系数位于最小二乘估计和固定效应模型之间,说明系统GMM估计的结果是有效的。表2中的差分GMM和系统GMM的Sargan检验结果表明,P值均大于0.1,即无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,证明工具变量不存在过度识别问题。残差序列相关性的Arrellano-Bond AR(1)和AR(2)检验结果表明,两类GMM模型均存在误差项的一阶序列相关,但不存在二阶序列相关。蒙特卡罗模拟实验表明,在有限样本下,系统GMM比差分GMM估计的偏差更小,有效性更高(Blundell & Bond, 1998),因此在后文分析中,本文主要依据系统GMM估计结果进行分析。

表2中,全要素能源生产率<sup>①</sup>的滞后项系数为正,且通过了1%的显著性水平检验,证实上一年全要素能源生产率将推动当年全要素能源生产率增长。在解释变量中,首先,产业结构合理化的回归系数显著为负。这一结果说明产业结构的合理化发展能够在一定程度上促进全要素能源生产率增长,即能源资源在不同产业之间进行重新配置时,会出现从某一低能源生产率或低生产率增长的部门向高能源生产率或者高生产率增长的产业转移的现象,从而带来能源生产率的提高。其次,产业结构高度化的回归系数为正,且通过了1%的显著性水平检验,说明产业结构在向高度化演进的过程中,全要素能源生产率呈现出增长态势。产业结构向高度化的演进在产业内部体现为高污染高耗能的产业向低污染低耗能产业转型,在产业之间则体现为第二产业向第三产业的发展。依赖新技术、新设备的知识密集型产业逐渐发展成熟,导致产业结构高度化产生促进全要素能源生产率增长的效应。

在控制变量中,能源结构的回归系数为正,但未通过显著性水平检验。系数为正的原因可能是,现阶段煤炭消费仍然占据着能源消费总量的榜首,降低煤炭消费比重,提高天然气消费比重,大力发展风电等可再生能源是能源结构调整的方向,但这并不意味着推动全要素能源生产率增长就应该完全淘汰煤炭资源。国家能源局发布的《能源发展“十三五”规划》在能源结构调整部分特别指出,要做好化石能源,特别是煤炭清洁高效利用这篇大文章。中国是一个煤炭资源大国,而且是世界第一大煤炭生产消费国,根据2018年国际能源署发布的《煤炭信息2018:概述》,2017年中国煤炭产量为34.5亿吨,占世界煤炭总产量的45%。利用好现有的煤炭资源,通过采用洁净煤技术、控制污染物排放等一系列方式,推动煤炭开发利用由过去相对粗放向集约化转变,由高排放向低排放、超低排放转变,实现煤炭开发利用全产业链的清洁化、高效化,同样可以达到促进全要素能源生产率增长的目标。地区经济发展水平的回归系数为正,说明经济发展水平的提高对于促进全要素能源生产率增长具有正向影响,但未通过显著性水平检验。这一发现与Chang和Hu(2010)、高振宇和王益(2006)的研究结论是一致的。可能的解释是,一方面,随着经济发展水平的提高,先进的技术和设备被逐渐应用于生

<sup>①</sup>为了考虑生产率在各年间的动态变化,以及克服生产率指标在0附近变化不显著造成的计量不显著问题,本文借鉴王兵等(2010)的做法,在分析时运用累积生产率指标。

产建设,工业产业内部朝着高效节能的方向发展,因此全要素能源生产率可能会随着经济发展水平的提高而增长。另一方面,经济发展水平的提高也意味着居民更加注重环境质量问題,更倾向于选择清洁、低碳、高效的能源资源,导致能源消耗下降从而促进全要素能源生产率增长。对外开放程度的回归系数为正,这与施卫东和程莹(2016)的结论保持一致。随着对外开放程度的提高和全球化的进一步深化,引进先进的技术、设备和管理经验成为可能。因此,对外开放程度的提高可能会促进全要素能源生产率增长。

(二)分时期回归

通过前文的测算可以发现,中国全要素能源生产率的增长态势从2007年开始出现了转变,在2000-2006年全要素能源生产率呈负增长,自2007年之后,全要素能源生产率呈现明显的正增长态势。那么在全要素能源生产率增长趋势转变前后,产业结构优化对全要素能源生产率的影响是否也会发生转变?为了明晰这一问题,本文以2007年为节点,将样本考察期分为2000-2006年和2007-2015年两个时期,分别探究在这两个时期内产业结构优化对全要素能源生产率的影响,表3报告了分时期的回归结果。

在2000-2006年,全要素能源生产率的滞后项系数显著为正,即上一年全要素能源生产率有助于促进当年全要素能源生产率的增长。从影响方向来看,产业结构合理化的回归系数为负,但不显著,产业结构高度化的系数在1%的水平下显著为正,说明产业结构优化能够产生促进全要素能源生产率增长的效应。从影响强度来看,产业结构高度化的回归系数显著高于产业结构合理化的回归系数。意味着在这一时期,产业结构的高度化对全要素能源生产率增长的影响作用更大。从控制变量看,能源结构的回归系数显著为正,说明通过调整能源结构可以提升全要素能源生产率。经济发展的回归系数显著为负,对外开放程度的回归系数为正,但不显著。

表3 分时期回归结果

变量	2000-2006年				2007-2015年			
	Diff-GMM	Z值	SYS-GMM	Z值	Diff-GMM	Z值	SYS-GMM	Z值
$TFEPI_{t-1}$	0.250***	4.670	1.066***	34.610	0.637***	52.950	0.896***	121.180
$TL$	0.014	0.170	-0.104	-1.520	-0.341***	-12.390	-0.204***	-4.350
$TH$	0.343***	4.510	0.188***	6.700	0.182***	16.910	0.145***	28.820
$ES$	0.234***	3.140	0.333***	6.630	-0.082**	-2.250	-0.085***	-3.070
$PGDP$	-0.493***	-10.550	-0.088***	-4.910	-0.028**	-2.480	-0.050***	-6.420
$OPEN$	0.163***	3.100	0.017	0.620	-0.017***	-4.010	-0.003	-0.750
$Cons$	0.297***	3.940	-0.348***	-8.080	0.340***	29.040	0.137***	6.610
AR(1) Test	-1.687*		-2.654***		-2.734***		-2.872***	
AR(2) Test	-0.879		-0.266		1.302		0.877	
Sargan	18.499		22.023		25.325		27.191	

注:GMM估计的滞后被解释变量系数位于OLS和FE的滞后被解释变量系数之间,具体不再报告,表4同。

与上一时期不同的是,在2007-2015年,产业结构合理化的回归系数由不显著变为显著,而

且产业结构合理化对促进全要素能源生产率增长的影响强度相对更大,即产业优化对全要素能源生产率增长的影响更多地体现在产业结构合理化的层面。意味着在这一时期,资源合理配置是提高全要素能源生产率较为有效的途径。通过调整产业结构,促使能源资源从生产率较低的产业部门向生产率较高的产业部门转移,改变“资源-环境-经济”协调发展系统中资源要素的配置比例关系,从而在一定程度上促进全要素能源生产率增长。从控制变量来看,能源结构的回归系数显著为负,即煤炭消费占能源消费总量越高,越不利于能源生产率增长,表明现阶段能源结构向清洁、低碳化方向的调整有助于促进全要素能源生产率的增长。地区经济发展水平的回归系数显著为负。造成这一现象的原因可能是,过去几年中国经济的高速增长更多地依靠要素驱动的粗放发展方式,尤其是那些以重化工业为主地区尚未突破对化石能源的路径依赖。随着经济进入高质量发展阶段,经济增长的主要驱动力正逐渐由要素驱动向创新驱动的方向转变,这必将会带来全要素能源生产率的提升。对外开放程度的回归系数为负但不显著。

### (三)分地区回归

结构调整与优化对能源生产率增长影响的重要性可能会随着发展阶段的不同而有所差异。根据黄群慧和李芳芳(2017)、黄群慧(2018),中国已经进入了工业化后期后半阶段,然而在省际层面,仍有部分地区处于工业化中期阶段。一是工业化中期阶段。根据钱纳里的工业化阶段理论,重化工业的大规模发展是工业化中期的典型特征,也是这些地区经济高速增长的主要驱动力量。在这一阶段,产业大部分属于资本密集型的重化工业,而“投资多、污染重、能耗高”是重化工业的典型特征(胡志强等,2016)。伴随产业结构的优化调整,第二产业内部以汽车、装备制造等为代表的高加工度制造业以及生产性服务业的比重不断提高,对能源等原材料的依赖程度明显下降。二是工业化后期阶段。随着经济发展水平的不断提高,部分地区逐渐由工业化中期向工业化后期甚至是后工业化方向发展。钱纳里认为,当经济发展到工业化后期时,第三产业开始进入高速增长阶段,并成为经济增长的主要力量。根据国家统计局对中国三次产业划分的意见,第三产业包括流通和服务两大部门。其中,以技术密集型为主导的服务产业具有“低污染、低耗能、高附加值”的典型特征,若通过资源的调整促使能源资源向这类产业流动,将会显著促进能源生产率的增长。然而,流通和服务部门在能源资源的使用方面存在显著差异。交通运输是国民经济和社会发展的基础性和服务性行业,随着经济的快速发展,交通运输业能源消费量快速增加,已成为继工业和居民消费之后的第三大能源消耗领域(刘建翠,2011)。若通过调配促使资源向能源消费较高的流通部门转移,则将不利于能源生产率的提升。

在具体的地区划分方法上,根据黄群慧和李芳芳(2017)的研究,本文将30个研究对象划分为工业化中期和工业化后期两部分进行分地区考察。表4报告了具体的分地区回归结果。从工业化中期的回归结果看,全要素能源生产率的滞后项系数显著为正,说明上一年全要素能源生产率有助于促进当年全要素能源生产率的增长。产业结构合理化的回归系数显

著为负,产业结构高度化的系数为正,但未通过显著性水平检验,意味着处于工业化中期的地区,主要通过产业结构合理化提升全要素能源生产率。伴随工业产业内部重工业逐渐优化,产业由高污染、高耗能向低污染、低耗能转型,再加上高加工度制造业以及生产性服务业的比重不断提高,生产得到的附加值大大提高,这一系列产业结构高度化发展的举措都可能会促使全要素能源生产率增长,只是作用尚不明显。在控制变量中,能源结构的系数为负,说明处于工业化中期的地区,其煤炭消费占能源消费的比重越高,越不利于全要素能源生产率的增长,但未通过显著性检验。地区经济发展水平的回归系数为正,对外开放的回归系数为负,但均未通过显著性检验。

表4 分地区回归结果

变量	处于工业化中期的地区				处于工业化后期的地区			
	Diff-GMM	Z值	SYS-GMM	Z值	Diff-GMM	Z值	SYS-GMM	Z值
$TFEPI_{t-1}$	0.998***	3.360	0.940***	3.750	0.836***	24.920	0.945***	28.840
$TL$	-0.422**	-2.070	-0.288*	-1.000	-0.247**	-2.090	-0.249*	-1.940
$TH$	0.010	0.060	0.010	0.050	0.149***	3.240	0.122***	5.580
$ES$	-0.469	-0.790	-0.156	-0.480	0.336***	5.430	0.259***	3.280
$PGDP$	0.089	0.490	0.082	0.570	-0.058	-1.120	-0.009	-0.370
$OPEN$	0.078	0.170	-0.148	-0.370	-0.079***	-3.750	0.056***	3.090
$Cons$	0.448	1.620	0.281	0.910	-0.080	-1.580	-0.192***	-3.170
AR(1) Test		-2.265**		-1.856*		-2.711***		-2.648***
AR(2) Test		-0.310		-0.101		-0.402		-0.139
Sargan		7.386		6.775		15.881		16.089

与工业化中期不同,处于工业化后期的地区其产业结构高度化的回归系数显著为正。这意味着,当地区经济发展到工业化后期时,产业结构高度化能够显著地促进全要素能源生产率增长。但从影响强度看,产业结构合理化的影响强度大于产业结构高度化,说明对于这些地区而言,产业结构优化同样也会通过合理化效应影响全要素能源生产率的增长。能源结构的回归系数显著为正。可能的原因在于,处于工业化后期的地区相对有足够的条件对现有的煤炭资源进行清洁高效利用,因此合理利用好现有的煤炭资源也能够达到促进能源生产率增长的效果。此外,经济发展的回归系数为负,但不显著。对外开放的回归系数显著为正,说明参与全球化程度的不断提高有助于提升全要素能源生产率。

### 五、结论与政策建议

推进能源生产和消费革命,构建清洁低碳、安全高效的能源体系是党的十九大对能源作出的战略要求。面对能源供应趋紧、生态环境恶化的严峻形势以及高质量发展的客观要求,如何采取有效措施提高能源生产率成为目前最为迫切的问题,也是解决能源问题的



关键。本文以2000–2015年中国30个省份为研究对象,首先基于产业结构合理化和产业结构高度化两个维度评价了中国产业结构的优化程度,并利用考虑非期望产出的DEA模型测度了全要素能源生产率增长率,进而理论分析并实证检验了产业结构优化对全要素能源生产率增长的影响,从而为采取有效措施实现中国经济与环境资源的协调发展提供决策支持。

本文的研究发现:第一,从增长态势看,样本考察期内,中国的全要素能源生产率增长呈现先下降后上升的态势,但不同地区的增长幅度存在显著差异。第二,全样本回归结果显示,产业结构向合理化和高度化方向发展有助于全要素能源生产率的增长。第三,分时期考察结果表明,在2000–2006年,产业结构优化对全要素能源生产率的影响以产业结构高度化为主,在2007–2015年,产业结构优化对全要素能源生产率的影响则更多地体现在产业结构合理化的层面。第四,分地区考察的结果显示,处于工业化中期的地区,其产业结构合理化的回归系数显著为负,而产业结构高度化的系数为正,但未通过显著性水平检验,这意味着该地区全要素能源生产率的提升更多依赖于资源的合理化配置。对于处于工业化后期的地区而言,产业结构合理化和高度化均能够显著促进全要素能源生产率增长。

基于上述研究结论,在高质量发展阶段,为了有效推动全要素能源生产率增长,更好地实现资源、环境与经济协调发展,本文提出如下政策建议:

第一,因地制宜地制定产业调整政策,推进产业结构优化升级。产业结构高度化发展的关键在于转变经济发展方式,而转变经济发展方式的关键则在于技术创新。将高新技术渗透到传统产业的发展中,能够显著提高能源利用效率并促进能源生产率增长。但地方政府在制定产业结构调整政策时也应因地制宜,如对于处于工业化中期的地区而言,实现资源的合理配置是推动产业结构的合理化发展,进而推动全要素能源生产率提升的有效途径。而当地地区经济发展到工业化后期,即第三产业成为促进该地区经济增长的主要力量时,要素资源的合理配置和结构的不断升级对能源生产率增长的双重效应愈发凸显。一方面,通过市场机制调整能源资源在不同产业部门之间配置的比例关系,将能源资源从生产率低的部门向生产率高的部门引流。另一方面,提高区域自主创新能力推动产业结构向高度化发展,带动全要素能源生产率增长。

第二,大力发展太阳能、风能等新能源,重点推动煤炭资源向清洁低碳方向转型。发展新能源和可再生能源是调整能源结构、实现低碳发展的必由之路。而新能源的开发和利用要以能源技术为支撑。在着力开发利用新能源资源的同时,也应做好煤炭资源的安全绿色开发和清洁高效利用工作。虽然煤炭消费总量已经得到了有效控制,但在当前很长一段时间内,煤炭资源仍然是中国能源消费的主体,因此实现煤炭资源的绿色开发、清洁利用也是能源结构调整工作的主要任务之一。尤其处于工业化后期的地区,在煤炭资源开采方面,加大对优质

煤炭资源的勘探和开发力度,并优先使用优质煤炭资源进行生产。在煤炭资源的利用方面,大力发展和推广洁净煤技术,推进洁净煤技术产业化,从而达到提高煤炭的利用效率和改善环境质量的双重效果,促进全要素能源生产率增长。

第三,在经济高质量发展阶段有选择地吸引利用外资也是全要素能源生产率增长的助推器。一方面,全要素能源生产率增长较慢的地区可以吸收经济发达地区的先进技术,以先进地区带动落后地区的技术进步,从而达到提高能源生产率的目标。而经济发展水平较高的地区可以充分发挥自身优势吸引更多的高素质劳动力人才和优势资源流入,利用优势资源的集聚效应提高全要素能源生产率。另一方面,开放经济条件下,先进的技术、设备和管理经验往往被引进和借鉴。伴随“一带一路”战略的稳步推进,地方政府可以进一步吸引外资以及国外企业落户本地,但在引入外资的同时也应制定严格的准入制度,对于污染严重的企业采取限制措施,避免由于外资引入而对全要素能源生产率产生负面影响。

### 参考文献:

- [1] 陈媛媛,王海宁. FDI、产业关联与工业排放强度[J]. 财贸经济,2010,(12):90-95.
- [2] 傅元海,叶祥松,王展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择[J]. 中国工业经济,2014,(9):78-90.
- [3] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,(5):4-16.
- [4] 高振宇,王益. 我国能源生产率的地区划分及影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究,2006,(9):46-57.
- [5] 胡志强,苗健铭,苗长虹. 中国地市尺度工业污染的集聚特征与影响因素[J]. 地理研究,2016,(8):1470-1482.
- [6] 黄群慧. 改革开放40年中国的产业发展与工业化进程[J]. 中国工业经济,2018,(9):5-23.
- [7] 黄群慧,李芳芳. 工业化蓝皮书:中国工业化进程报告(1995-2015)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2017.
- [8] 贾润崧,张四灿. 中国省际资本存量与资本回报率[J]. 统计研究,2014,(11):35-42.
- [9] 景普秋,张复明. 工业化与城市化关系研究综述与评价[J]. 中国人口·资源与环境,2003,(3):34-39.
- [10] 李春霄,王晓娟,何珊. 产业结构合理化对全要素能源效率的影响研究——一个非径向 DEA 模型分析框架[J]. 工业技术经济,2017,(5):147-155.
- [11] 李兰冰. 中国能源绩效的动态演化、地区差距与成因识别——基于一种新型全要素能源生产率变动指标[J]. 管理世界,2015,(11):40-52.
- [12] 林伯强,杜克锐. 我国能源生产率增长的动力何在——基于距离函数的分解[J]. 金融研究,2013,(9):84-96.
- [13] 刘建翠. 中国交通运输部门节能潜力和碳排放预测[J]. 资源科学,2011,(4):640-646.
- [14] 刘伟,张辉,黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态,2008,(11):4-8.
- [15] 刘伟,张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究,2008,(11):4-15.
- [16] 吕明元,陈维宣. 中国产业结构升级对能源效率的影响研究[J]. 资源科学,2016,(7):1350-1362.
- [17] 吕铁,周叔莲. 中国的产业结构升级与经济增长方式转变[J]. 管理世界,1999,(1):113-125.
- [18] 钱纳里,卢宾逊,塞尔奎因. 工业和经济增长的比较研究[M]. 吴奇,王松宝,译.上海:三联书店,1989.
- [19] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952~2006年[J]. 数量经济技术经济研究,2008,(10):17-31.
- [20] 施卫东,程莹. 碳排放约束、技术进步与全要素能源生产率增长[J]. 研究与发展管理,2016,(1):10-20.
- [21] 苏东水. 产业经济学[M]. 北京:高等教育出版社,2001.
- [22] 陶新宇,靳涛,杨伊婧. “东亚模式”的启迪与中国经济增长“结构之谜”的揭示[J]. 经济研究,2017,

(11):43-58.

- [23] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010, (5):96-109.
- [24] 王兵, 张技辉, 张华. 环境约束下中国省际全要素能源生产率研究//中华外国经济学说研究会第19次年会暨外国经济学说与国内外经济发展新格局(会议文集)[C].2011.
- [25] 魏楚, 沈满洪. 能源效率及其影响因素基于DEA的实证分析[J]. 管理世界, 2007, (8):66-76.
- [26] 魏楚, 沈满洪. 能源效率研究发展及趋势:一个综述[J]. 浙江大学学报, 2009, (3):55-63.
- [27] 魏国学, 陶然, 陆曦. 资源诅咒与中国元素:源自135个发展中国家的证据[J]. 世界经济, 2010, (10):48-66.
- [28] 吴万宗, 刘玉博, 徐琳. 产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据[J]. 管理世界, 2018, (2):22-33.
- [29] 杨红亮, 史丹. 能效研究方法和中国各地区能源效率的比较[J]. 经济理论与经济管理, 2008, (3):12-20.
- [30] 杨正林, 方齐云. 能源生产率差异与收敛:基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (9):17-30.
- [31] 于斌斌. 产业结构调整如何提高地区能源效率? ——基于幅度与质量双维度的实证考察[J]. 财经研究, 2017, (1):86-97.
- [32] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018, (8):60-77.
- [33] 张宗益, 陈夕红, 吴俊, 张国荣. 产业结构调整、能源要素流动与能源生产率增长——基于结构红利假说的实证分析[J]. 管理工程学报, 2014, (2):174-81.
- [34] 周振华. 产业结构优化论[M]. 上海:上海人民出版社, 1992.
- [35] Arellano, M. and O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models[J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1): 29-51.
- [36] Arellano, M. and S. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. The Review of Economic Studies, 1991, 58(2): 277-297.
- [37] Atalla, T. and P. Bean. Determinants of Energy Productivity in 39 Countries: An Empirical Investigation[J]. Energy Economics, 2017, 62: 217-229.
- [38] Blundell, R. and S. Bond. GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions[R]. 1998.
- [39] Bond, S. R. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice[J]. Portuguese Economic Journal, 2002, 1(2): 141-162.
- [40] Bretschger, L. and A. Schaefer. Dirty History Versus Clean Expectations: Can Energy Policies Provide Momentum for Growth?[J]. European Economic Review, 2017, 99: 170-190.
- [41] Brühlhart, M. and R. Traeger. An Account of Geographic Concentration Patterns in Europe[J]. Regional Science and Urban Economics, 2005, 35(6): 597-624.
- [42] Cao, L., Z. Qi, and J. Ren. China's Industrial Total-factor Energy Productivity Growth at Sub-industry level: A Two-step Stochastic Metafrontier Malmquist Index Approach[J]. Sustainability, 2017, 9(8): 1384.
- [43] Chang, T. P. and J. L. Hu. Total-factor Energy Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change: An Empirical Study of China[J]. Applied Energy, 2010, 87(10): 3262-3270.
- [44] Cook, W. D. and L. M. Seiford. Data Envelopment Analysis (DEA)—Thirty Tears on[J]. European Journal of Operational Research, 2009, 192(1): 1-17.
- [45] Cooper, W. W., L. M. Seiford, and K. Tone. Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-solver Software[M/OL]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2000 [2018-11-20]. <https://link.springer.com/content/pdf/bfm%3A978-0-306-47541-2%2F1.pdf>.
- [46] Day, C. and G. Day. Climate Change, Fossil Fuel Prices and Depletion: The Rationale for a Falling Export

Tax[J]. *Economic Modelling*, 2017, 63: 153–160.

[47] Dominković, D. F., I. Bačeković, A. S. Pedersen, and G. Krajačić. The Future of Transportation in Sustainable Energy Systems: Opportunities and Barriers in a Clean Energy Transition[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2017, 82: 1823–1838.

[48] Grossman, G. M. and A. B. Krueger. Economic Growth and the Environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353–377.

[49] Honma, S. and J. L. Hu. Total-factor Energy Productivity Growth of Regions in Japan[J]. *Energy Policy*, 2009, 37(10): 3941–3950.

[50] Hu, J. L. and S. C. Wang. Total-factor Energy Efficiency of Regions in China[J]. *Energy Policy*, 2006, 34(17): 3206–3217.

[51] Jiang, L., H. Folmer, M. Ji, and J. Tang. Energy Efficiency in the Chinese Provinces: A Fixed Effects Stochastic Frontier Spatial Durbin Error Panel Analysis[J]. *The Annals of Regional Science*, 2017, 58(2): 301–319.

[52] Li, K. and B. Lin. The Nonlinear Impacts of Industrial Structure on China's Energy Intensity[J]. *Energy*, 2014, 69: 258–265.

[53] Lin, B. and G. Chen. Energy Efficiency and Conservation in China's Manufacturing Industry[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 174: 492–501.

[54] Lin, J. and C. Xu. The Impact of Environmental Regulation on Total Factor Energy Efficiency: A Cross-region Analysis in China[J]. *Energies*, 2017, 10(10): 1–17.

[55] Lv, W., X. Hong, and K. Fang. Chinese Regional Energy Efficiency Change and Its Determinants Analysis: Malmquist Index and Tobit Model[J]. *Annals of Operations Research*, 2015, 228(1): 9–22.

[56] Metcalf, G. E. An Empirical Analysis of Energy Intensity and Its Determinants at the State Level[J]. *The Energy Journal*, 2008, 29(3): 1–26.

[57] Pastor, J. T. and C. A. K. Lovell. A Global Malmquist Productivity Index[J]. *Economics Letters*, 2005, 88(2): 266–271.

[58] Peneder, M. Industrial Structure and Aggregate Growth[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2003, 14(4): 427–448.

[59] Pereira, H. How the WTO Can Help Tackle Climate Change through Fossil Fuel Subsidy Reform[R]. 2018.

[60] Shen, N., J. Zhou, and W. Zou. Energy Efficiency Measures and Convergence in China, Taking into Account the Effects of Environmental and Random Factors[J]. *Polish Journal of Environmental Studies*, 2015, 24(1): 257–267.

[61] Tao, C. and C. Li. Impact of Environmental Regulation on Total-factor Energy Efficiency from the Perspective of Energy Consumption Structure[J]. *International Energy Journal*, 2018, 18(1): 1–10.

[62] Tone, K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-based Measure (SBM) Approach [R]. 2003.

[63] Yan, H. Provincial Energy Intensity in China: The Role of Urbanization[J]. *Energy Policy*, 2015, 86: 635–650.

[64] Yu, D., S. Gao, and L. Shen. The Empirical Study of the Education Investment's Influences on the Industrial Structure Rationalization in Hainan Province[J]. *Journal of Service Science and Management*, 2017, 10(5): 447.

[65] Yuan, X., R. Mu, J. Zuo, and Q. Wang. Economic Development, Energy Consumption, and Air Pollution: A Critical Assessment in China[J]. *Human and Ecological Risk Assessment: An International Journal*, 2014, 21(3): 781–798.

[66] Zhang, J., W. Zeng, J. Wang, F. Yang, and H. Jiang. Regional Low-carbon Economy Efficiency in China: Analysis Based on the Super-SBM Model with CO<sub>2</sub> Emissions[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 163: 202–211.

[67] Zhou, P., B. W. Ang, and H. Wang. Energy and CO<sub>2</sub> Emission Performance in Electricity Generation: A Non-radial Directional Distance Function Approach[J]. *European Journal of Operational Research*, 2012, 221(3): 625–635.

[68] Zhou, P., B. W. Ang, and K. L. Poh. A Survey of Data Envelopment Analysis in Energy and Environmental



Studies[J]. *European Journal of Operational Research*, 2008, 189(1): 1–18.

## Impacts of Industrial Structure Optimization on Total Factor Energy Productivity Growth

Peng Ying<sup>a</sup> and Liu Huajun<sup>b</sup>

(a: School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology;

b: School of Economics, Shandong University of Finance and Economics)

**Abstract:** Improving energy productivity is not only the historical mission of energy reform, but also the inevitable requirement for high-quality development. This paper measures China's energy productivity based on the total factor theory, and reveals the impact of industrial structure optimization on the growth of total factor energy productivity. The results show that, during the sample period, the growth of total factor energy productivity in China changed from negative to positive, and there were significant differences among regions. From the results of full sample and sub-period regression, the evolution of industrial structure towards rationalization and heightening can effectively promote the growth of total factor energy productivity. The results of sub-regional regression imply that regions in the middle stage of industrialization should pay full attention to the important role of rationalization of industrial structure in promoting total factor energy productivity. At the later stage of industrialization, regions should take into account the rationalization and highly development of industrial structure. This paper suggests to promote the optimization and upgrading of industrial structure according to local conditions, promote the clean and low-carbon development of coal resources and attract high-quality foreign investment, so as to improve China's total factor energy productivity.

**Keywords:** Industrial Structure Optimization; Total Factor Energy Productivity; SBM Model

**JEL Classification:** C13, G28, L60

(责任编辑:朱静静 卢玲)