

长三角城市群工业全要素能源效率变动分解及影响因素——基于随机前沿生产函数的经验研究¹

杨莉莉, 邵 帅, 曹建华, 任 佳

【摘 要】：工业部门能源效率的提高是整个长三角城市群能效提升的关键。文章采用随机前沿分析方法并基于超越对数生产函数，首次对2001—2009年长三角城市群14个代表性城市的工业全要素能源效率增长率进行了测算及分解，并进一步基于面板数据模型对工业全要素能源效率增长的影响因素进行了经验考察。研究表明：长三角城市群工业全要素能源效率一直呈现增长趋势，工业技术效率整体上呈现下降趋势，技术进步率则保持稳定增长，但大多数城市呈现出规模经济下降状态；企业规模、对外开放、政府干预、外商直接投资和煤炭消费比重对工业全要素能源效率增长表现出显著的抑制作用，而偏向于劳动密集型的要素投入结构则有利于工业全要素能源效率的提升。

【关键词】：工业全要素能源效率；长三角城市群；随机前沿分析；影响因素；面板数据

【中图分类号】：F062.1；F206 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1009-0150(2014)-03-0095-08

一、引 言

作为中国经济最为发达的地区，长三角城市群面临的节能减排压力与日俱增。能源约束已经成为实现该地区经济可持续发展的重要瓶颈，而能源效率的提高对于缓解其能源供需矛盾无疑具有重要意义。由于长三角城市群工业部门产值和能耗具有“双高”特征（工业增加值占GDP比重超过50%，工业能耗占比为70%左右），所以工业部门能源效率的提高必然成为长三角城市群能否有效缓解节能压力的关键。在这一现实背景下，对长三角城市群这一我国经济发展的龙头地区的工业能源效率开展测算与影响因素研究，可以为有的放矢地制定和优化节能政策、保障区域能源安全、实现低碳经济发展目标提供重要的决策依据，同时对研究和解决目前我国很多地区显现的能源供需矛盾也具有一定的借鉴意义。

与传统的单要素能源效率（如单位能源产出）相比，基于全要素生产率（TFP）框架的能源效率指标将“单投入”扩展为“多投入”结构，考虑了不同投入要素间的组合，从而能够更好地反映“效率”的内涵（魏楚和沈满洪，2009），因而被更为广泛地采用（Hu和Wang，2006；魏楚和沈满洪，2007；史丹等，2008；何晓萍，2011）。对于全要素能源效率增长（TFEG）的测算基本可分为随机前沿分析（SFA）和数据包络分析（DEA）两种主流的方法。其中DEA在多产出情形下无需对不同产出加总，这是其主要优点。但其重要缺陷是对确定性前沿的函数形式不作规定，因此不

1. 收稿日期：2013-11-06

基金项目：国家社会科学基金重点项目（10AZD015）；国家自然科学基金项目（71003068、71373153）；教育部“新世纪优秀人才支持计划”（NCET-13-0890）；上海财经大学研究生科研创新基金（CXJJ-2011-302）；上海财经大学优秀博士学位论文培育基金（201202）。

作者简介：杨莉莉（1980-），女，黑龙江哈尔滨人，上海财经大学财经研究所博士研究生；

邵 帅（通讯作者）（1981-），男，黑龙江七台河人，上海财经大学财经研究所副研究员，博士生导师；

曹建华（1965-），男，江西大余人，上海财经大学财经研究所教授，博士生导师；

任 佳（1988-），男，江苏宜兴人，上海财经大学财经研究所硕士研究生。

（上海财经大学财经研究所，上海200434）

能提供关于生产行为的任何信息，并且该方法将相对于前沿的全部偏离视为非效率，从而可能高估非效率。相比之下，SFA对生产函数形式有明确设定，并考虑生产者不可控的其他随机因素可能导致对前沿的偏离，而且能辨别各种因素对非效率的影响（何晓萍，2011）。与DEA相比，SFA的最大优点在于其考虑了随机因素的影响，避免了异常值可能带来的较大测算误差。因此，本文采用SFA开展研究。

现有文献大多集中于我国省际或工业层面的全要素能源效率分析，而专门针对长三角城市群这样一个中国城市化和工业化发展典型代表的地区所开展的经验研究十分匮乏。对此，本文采用SFA并基于超越对数生产函数，首次对2001—2009年长三角城市群14个城市^①的工业全要素能源效率增长率进行测算及分解，并进一步基于面板数据模型对工业全要素能源效率增长的影响因素进行了经验考察。本文旨在通过系统的实证分析，全面掌握和了解长三角城市群工业部门全要素能源效率演变及其背后的驱动力量，从而找到能源效率提升的政策关键点，为长三角地区乃至我国其他类似地区节能政策的优化调整及有效实施提供必要的经验支持和决策依据。

二、长三角城市群工业全要素能源效率增长测算及分解

（一）随机前沿生产函数。传统生产函数假定生产者以最小的投入获得最大的产出，但实践中并非所有的生产者都能够成功解决最优化问题（Kumbhakar和Lovell，2000）。有鉴于此，Aigner等（1977）及Meeseusen和vanden Broeck（1977）分别独立提出了随机前沿生产函数，其面板数据形式如下：

$$Y_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

其中， i （ $i=1, 2, \dots, N$ ）为截面单位， t （ $t=1, 2, \dots, T$ ）为时间； Y 为产出； $f(x_{it}, \beta)$ 为生产前沿面， x 表示投入要素向量， β 是其待估系数向量； v 为一般意义上的随机扰动项，假定 $v \sim N(0, \sigma^2_v)$ 且与 u 相互独立，用于表示统计误差和各种随机因素对前沿产出的影响； $u \geq 0$ 为一个随时间变动的技术非效率项，衡量相对生产效率水平。由于受随机噪声和技术无效率因素的影响，现实中生产者很难达到生产函数的前沿水平。生产者的技术效率（technical efficiency, TE）可由样本中生产者产出的期望与随机前沿的期望比值表示：

$$TE_{it} = \frac{E[f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it})]}{E[f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) | u_{it} = 0]} = \exp(-u_{it}) \quad (2)$$

按照Battese和Coelli（1992）对生产无效率项的设定， $u_{it} = u_i \exp[-\eta(t-T)]$ ，并且假定 u_i 服从非负断尾正态分布，即 $u_i \sim N^+(\mu, \sigma^2_u)$ ，参数 η 表示技术效率指数 u_{it} 的变化率， $\eta > 0$ 、 $\eta = 0$ 和 $\eta < 0$ 分别意味着技术效率的改善、不变和恶化。由于上述随机前沿模型的设定违反了最小二乘法（OLS）的经典假设，因此不能采用OLS进行参数估计。但根据Battese和Coelli（1992）的建议，可以令 $\gamma = \sigma^2_u / (\sigma^2_u + \sigma^2_v)$ （ $0 \leq \gamma \leq 1$ ）， γ 表示随机扰动项中技术无效所占的比重，这样可以采用在区间内搜寻的方式得到一个 γ 的初始值，然后利用极大似然法得到所有的估计量。 γ 的估计值还可以作为检验模型设定是否合理的一项依据。

相对于CD和CES生产函数，超越对数生产函数的要素产出弹性反映了投入要素之间的替代效应和交互作用，以及时间变化的影响，从而反映了不同投入技术进步的差异，同时也放宽了技术中性的严格假设，可以揭示经济系统的更多特征。此外，其形式较为灵活，可以有效避免由于函数误设而带来的偏差。因此，本文采用如下三个投入要素的超越对数生产函数形式：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_K (\ln K_{it}) + \beta_L (\ln L_{it}) + \beta_E (\ln E_{it}) + \beta_t t + 0.5 \beta_{KL} (\ln K_{it} \ln L_{it}) \\ & + 0.5 \beta_{KE} (\ln K_{it} \ln E_{it}) + 0.5 \beta_{LE} (\ln L_{it} \ln E_{it}) + 0.5 \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 \\ & + 0.5 \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + 0.5 \beta_{EE} (\ln E_{it})^2 + 0.5 \beta_{tt} t^2 + \beta_{Kt} t (\ln K_{it}) \\ & + \beta_{Lt} t (\ln L_{it}) + \beta_{Et} t (\ln E_{it}) + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中，Y表示各城市的工业总产值，K、L和E分别为工业资本、劳动和能源投入量。

（二）全要素能源效率增长的分解。根据Kumbhakar（2000），技术进步被定义为控制要素投入后技术前沿随时间的变化率：

$$TC_t = \partial \ln f(x_t, \beta) / \partial t = \beta_t + \beta_K \ln K + \beta_L \ln L + \beta_E \ln E \quad (4)$$

除要素投入变化外，引起全要素能源效率变化的因素不仅包括技术进步，还包括技术效率的变化。可将技术效率变化定义为技术效率随时间的推移而发生变化的速率：

$$TEC_t = \partial \ln TE_t / \partial t = \partial \ln exp(-u_t) / \partial t = -\partial u_t / \partial t \quad (5)$$

其中， $x \cdot j_{it}$ 为投入要素j（j=K，L，E）的变化率； s_{jit} 为要素j在要素总成本中的份额，且 $\sum_j s_{jit} = 1$ ； ϵ_{jit} 为要素j的产出弹性； $RTS_{it} = \sum_j \epsilon_{jit}$ 表示规模经济效应； $\lambda_{jit} = \epsilon_{jit} / RTS_{it}$ 表示要素j相对于总体规模报酬的产出弹性。

规模经济效应代表了要素的规模报酬对生产率增长的贡献，即规模效率变化（SE），可表示为 $SE_{it} = (RTS_{jit} - 1) \sum_j \lambda_{jit} x \cdot j_{it}$ ；资源配置效率改善即要素投入结构的变化对生产率增长的贡献，可表示为 $AEC_{it} = \sum_j (\lambda_{jit} - s_{jit}) x \cdot j_{it}$ 。Kumbhakar（2000）指出，当要素价格不可得时，资源配置效率变化无法求得，可以假设 $s_{jit} = \epsilon_{jit} / \sum_j \epsilon_{jit}$ 。这样，TFEG最终可被分解为：

$$TFEG_t = TC_t + TEC_t + SE_t \quad (7)$$

（三）投入产出数据。根据数据可得性，本文选取2000—2009年长三角城市群14座核心城市的面板数据作为研究样本，数据来源于各城市各年统计年鉴，具体投入产出数据指标说明如下：（1）工业总产值（Y）采用各省份工业品出厂价格指数进行平减转化为2000年不变价格序列；（2）资本投入（K）采用通过各省份固定资产投资价格指数平减为2000年可比价格的工业固定资产净值年平均余额予以度量；（3）劳动力投入（L）采用工业平均从业人数进行度量；（4）能源消费（E）采用以吨标准煤为单位的工业能源消费量进行度量。

（四）结果及讨论。我们利用Frontier 4.1软件对式（3）进行参数估计，进而利用上述各式计算得到2001—2009年长三角城市群14个城市各年的工业全要素能源效率增长率及其三个分解指标①，并将各城市各指标的年均值分别绘制于图1、图2、图3和图4中。

由测算结果可知，长三角城市群各城市的工业技术效率均小于1，且呈现出总体下降趋势，说明长三角城市群工业生产过程处于技术非效率状态，且逐渐远离最佳生产前沿面。由图1可见，技术效率相对较高城市依次有上海、舟山、苏州、无锡和杭州，技术效率偏低的城市依次有嘉兴、台州、南京、湖州和宁波。在工业技术进步率变化方面，长三角城市群整体上表现出比较稳定的趋势，平均保持在0.12左右，表明长三角城市群的技术进步处于稳定提升状态。由图2可知，技术进步率较高的城市依次有台州、南通、舟山、湖州和嘉兴，而上海、苏州、南京和无锡这些经济较为发达的城市其年均技术进步率反而相对偏低，说明经济相对落后的城市呈现出更快的技术追赶速度。在规模效率变化方面，由图3可知①，长三角城市群14个城市中，除舟山、湖州、镇江、南京和无锡外，其余9个城市均呈现出规模效率负增长状态，表明长三角城市群大多数城市的规模经济效率在下降。

最后，我们来分析工业全要素能源效率增长情况。如图 4 所示，各城市的年均工业全要素能源效率增长率均大于 0，表明长三角城市群各城市的工业能源效率均处于持续改进状态。但是，不同城市之间的效率增长差异较大。效率增长较快的城市依次有舟山、湖州、镇江、常州和无锡，处于中等增长速度的城市有嘉兴、绍兴、台州、南京和南通，而增长偏慢的城市依次有宁波、上海、苏州和杭州。综合上述分解结果可知，规模效率变化对长三角城市群的工业全要素能源效率增长具有更为突出的贡献。

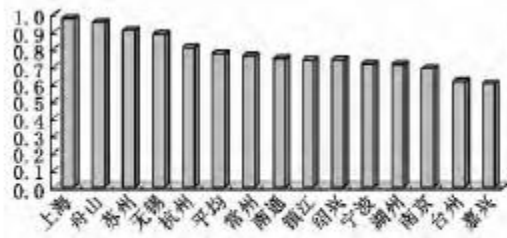


图 1 2000—2009 年长三角城市群平均工业技术效率

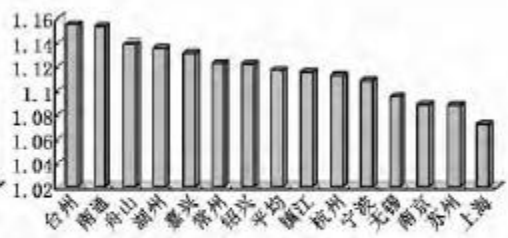


图 2 2001—2009 年长三角城市群平均工业技术进步率

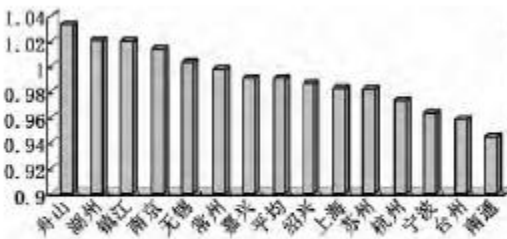


图 3 2001—2009 年长三角城市群平均工业规模效率变化率

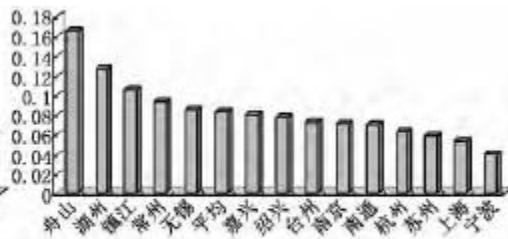


图 4 2001—2009 年长三角城市群平均工业能源全要素生产率增长率

三、长三角城市群工业全要素能源效率增长影响因素分析

（一）模型与数据。我们构建如下工业能源全要素生产率增长率影响因素面板数据回归模型：

$$TFEG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{it} + \varphi_{it} \tag{8}$$

其中， Z 为影响因素变量组成的向量集， α_1

为其估计系数矩阵， φ 为随机扰动项。

参考相关文献并考虑数据的可得性，我们对能源效率增长的影响因素进行如下选择：（1）企业规模（LEP）：全部国有及规模以上非国有工业企业中大型企业工业总产值所占比重。（2）对外开放（IET）：进出口贸易总额与 GDP 之比。（3）政府干预（FE）：政府财政支出占 GDP 比重。（4）经济增长（PGDP）：人均 GDP。（5）外商直接投资（FDI）：当年实际利用外资额占 GDP 比重。（6）能源消费结构（CLP）：工业煤炭消费量占工业能源消费总量的比重。（7）产业结构（HIP）：全部国有及规模以上非国有工业企业总产值中重工业总产值所占比重。（8）要素投入结构（LCP）：工业从业人数与投资额之比。以上数据主要来源于各城市各年统计年鉴。

（二）结果及讨论。我们通过 Hausman 检验发现其卡方统计量的相伴概率为 0.0003，表明应选择固定效应模

型进行参数估计。表 1 报告了参数估计结果。从各参数的显著程度看，除重工业比重外，其他变量参数的系数均在 5 % 甚至更高的水平上显著，而且，模型的拟合度、参数联合显著性的 F 检验，以及似然对数值均比较理想，从而表明模型设定是合理的。下面依次对各影响因素分析结果进行讨论。

表 1 面板模型参数估计结果

变量	系数	标准差	t 统计量	相伴概率
LEP	-0.05508	0.02685	-2.05	0.0436
IET	-0.02772	0.01264	-2.19	0.0313
FE	-0.69645	0.28022	-2.49	0.0151
PGDP	-0.04109	0.01401	-2.93	0.0044
FDI	-0.38653	0.09276	-4.17	0.0001
CLP	-0.07246	0.02949	-2.46	0.0163
HIP	-0.02545	0.02217	-1.15	0.2546
LCP	0.04393	0.01287	3.41	0.0010
常数项	0.57611	0.12196	4.72	0.0000
R ²	0.8958	Log likelihood	290.02	
Adjusted R ²	0.8671	F 检验 (P)	31.1289(0.0000)	

1. 随着大型工业企业工业总产值比重的增加，工业全要素能源效率逐渐下降。产生这一结果的原因可能归因于以下几方面：首先，经济体中中小型工业企业所占比重较高时，市场竞争程度通常较高，而大型工业企业所占比重较高时，工业产业内部的市场垄断程度通常也较高。较强的市场竞争程度会促使企业提高要素利用效率，以期在竞争过程中获得更好的市场地位。这一过程就会促使工业部门整体的能源全要素生产率得到提高；反之，较高的市场垄断程度则不利于全要素能源效率的提升。其次，在我国，大型企业中国有企业所占的比重通常较高，而国有企业在其生产经营过程中，在融资渠道、产品销售等方面往往存在着某些特权，导致企业竞争压力相对较小，从而缺乏技术革新的动力。同时，国有大型企业内部较高的福利水平也会使其体制改革遭遇来自内部既得利益者的阻碍，从而导致工业能源全要素生产率增长缓慢。

2. 进出口贸易总额的相对规模的增加会对工业全要素能源效率增长产生负向效应。究其原因，这可能与长三角地区的进出口产品结构有关。目前长三角城市群的工业大多以加工贸易为主，出口的产品大多是技术含量相对较低的传统产品，增长模式粗放性比较严重，出口产品的竞争优势主要依赖于其低成本而非高技术含量。此外，目前长三角地区进口产品中比重较大的仍然是一些比较常见的生活和生产用品。因此，真正能够引起长三角地区工业全要素能源效率提升的产品比重并不高。

3. 政府干预对工业全要素能源效率增长具有抑制效应。政府对经济的干预对地区经济的发展能够起到引导和调控的作用，而财政支出占 GDP 的比重则反映了政府对市场的干预程度。市场经济倡导的是通过市场的引导而使生产过程自发地实现资源的最优配置状态，但政府作为市场的调控者，适度的经济调控能够引导经济实现稳步持续的发展，避免市场本身的一些盲目性和滞后性。但是，一旦政府对市场干预过度或不当，就会抑制市场机制的发挥。另外，政府财政资金的介入，难免在某些领域会抑制私有资金的进入，从而影响市场经济运行的效率，从而对生产要素的合理配置产生负面影响。因此，上述结果表明，目前长三角城市群政府对于经济的干预程度偏高，需要适度降低而进一步凸显市场机制在要素配置方面的决定性作用。

4. 地区发展水平越高，工业全要素能源效率增长率越低。人均 GDP 从某种程度上代表了一个地区的经济发展水平，分析结果表明对于长三角城市群而言，较高的人均 GDP 水平并不意味工业全要素能源效率就一定高。这与前文图 4 所反映的结果一致，上海、宁波、苏州和杭州是人均 GDP 水平较高的城市，其工业全要素能源效率反而较低。这可以借用新古典经济增长理论中的收敛假说予以解释。这一假说认为，人均产出水平较低的经济系统趋于在人均产出增长率、人均资本增长率等方面较初期人均产出水平较高的经济系统以更快的速度增长。本文的结果表明，类似于经济增长的收敛性，工业全要素生产率的增长速度也可能存在着落后地区的“后发优势”。对于长三角城市群而言，较高的人均 GDP 水平，意味着较高的劳动生产率，从而在一定程度上表明该城市处于全要素生产率的前沿水平。而处于前沿水平的城市要想继续高速提升其全要素生产率水平可能相对更加困难，因为这在很大程度上也依赖于城市群整体的科技进步、技术创新以及内部要素配置效率的提高。相反，全要

素能源效率相对更低的城市，可能具有更大的效率改善空间，在当前信息共享程度和交通便捷程度日益提高的背景下，人均GDP较低的城市可能更加容易开展技术引进和资源优化配置，从而使其工业全要素能源效率增长表现出更快的追赶速度。

5. 外商直接投资相对规模的扩大并不能够带来城市工业全要素能源效率增长速度的提升。这可能与我国外资利用的技术偏向性有关。在我国，吸引国外企业对国内投资的因素可能更大程度上来自于国内相对低廉的要素成本，尤其是劳动力成本，而因此产生的技术外溢效应和技术进步推动作用比较有限。另外，地区对于外商资本的使用达到一定规模后，经济增长就会对外商资本产生较大的依赖。因此，外商直接投资相对规模的提高并未有效带动长三角城市群工业全要素能源效率的提高。

6. 能源消费中煤炭消费比重越高，工业全要素能源效率增长速度越慢。这是容易理解的，一方面，在能源消费结构中，煤炭属于相对低品质的能源，相对于石油、天然气等能源，单位能源消费产生的热量明显偏低，能源利用效率不高。另外，煤炭的利用大多集中于生产相对比较粗放且能耗占比较高的重工业，煤耗占比较高，就说明工业部门中此类产业占比较高，工业能源消费结构优化程度偏低，从而不利于工业全要素能源效率的提升。

7. 重工业占比对长三角城市群工业全要素能源效率增长具有负向效应，但不显著。在生产过程中，相对于轻工业而言，重工业单位产出的投入量通常更高。但其系数并不显著也表明，在近些年的节能减排政策引导下，长三角城市群的重工业部门的能源效率可能处于改善状态。对于整体能源效率的“拖累”并不明显。

8. 工业从业人数与投资额之比的增加对工业全要素能源效率增长具有促进作用。工业从业人数与投资额之比反映了工业部门的要素投入结构，其值越低，意味着工业部门越偏重于资本密集型投入方式，其重工业化倾向越明显；反之，则意味着工业部门更偏重于劳动密集型投入方式。因此，资本密集型投入结构所带来的重工业化倾向会导致相同产出水平需更多的能源投入，从而会拉低工业部门全要素能源效率的增长速度。

四、结论与政策含义

本文利用SFA首次对2001—2009年长三角城市群14个城市的工业全要素能源效率增长率进行了测算和分解，进而对其影响因素进行了实证考察，得到以下主要结论：（1）在考察时期内，各城市工业全要素能源效率增长率一直大于0，表明各城市的工业能源效率均处于持续改进状态。但是，不同城市之间的效率增长差异较大。效率增长较为明显的城市依次有舟山、湖州、镇江、常州和无锡，增长率较低的城市主要有宁波、上海、苏州和杭州。（2）长三角城市群各城市的工业技术效率均呈现出总体下降趋势，说明长三角城市群工业生产过程处于技术非效率状态，且逐渐远离最佳生产前沿面。技术效率相对较高的城市依次有上海、舟山、苏州、无锡和杭州，技术效率偏低的城市依次有嘉兴、台州、南京、湖州和宁波。（3）长三角城市群各城市的工业技术进步整体上表现出稳定增长趋势。技术进步率较高的城市依次有台州、南通、舟山、湖州和嘉兴，而上海、苏州、南京和无锡这些经济较为发达的城市其年均技术进步率反而相对偏低。（4）除舟山、湖州、镇江、南京和无锡外，其余9个城市均呈现出规模效率负增长状态，表明长三角城市群大多数城市的规模经济效率在下降。（5）企业规模、对外开放、政府干预、外商直接投资、煤炭消费比重对工业全要素能源效率增长表现出显著的抑制效应，而偏向于劳动密集型的要素投入结构有利于能源效率的提升。

基于上述结论，本文提出以下提高长三角城市群能源效率的政策建议：（1）深化对大型国有企业的经济体制改革。目前，长三角地区不少大型企业，尤其是大型国有企业，凭借其在行业内的垄断地位而享受着超额利润，从而使得这些大型企业缺乏创新和节能动力，拖累了长三角地区整体能源效率的提高。因而，要改变这种现状，必须深化对国有大中型企业的经济体制改革，着力增强其创新意识，提高其要素利用效率。（2）对出口结构予以适当调整。目前，长三角地区出口的工业产品大多是技术含量相对较低的传统产品，传统产品出口需求的增加并不能拉动工业能源效率的提升，反而会消耗大量的能源资源。然而，目前长三角地区的经济增长在很大程度上依赖于出口。因此，对于出口工业产品结构的“低碳”调整就显得非常重要。这就需要国家在出口工业产品的附加值和技术含量方面予以更多引导，着力提高工业出口产品的技术含量，从而推动工业部门技术创

新能力和技术进步速度的提升。（3）适当削弱政府对经济的干预程度。从本文结果可知，长三角城市群经济发展过程中来自政府的干预处于过度状态。政府作为工业经济的调控者，应遵循产业客观发展规律，更多关注工业部门长期可持续发展。政府在调控工业经济发展时，应注意市场经济本身的运行机制，尽量避免发展过程中的资源配置不合理而引发的资源浪费。（4）有选择性地引进外资。改革开放以来，长三角城市群通过引进外资，实现了跨越式的发展，目前长三角城市群的工业经济发展水平明显领先于国内其他城市群。然而，时至今日，长三角城市群对外资的选择目标应该由“规模”型转向“结构”型，即应该更加关注外资的质量，鼓励先进产业、先进技术，尤其是低能耗绿色型外资的进入。（5）加强对国外先进工业生产技术的引进吸收。长三角城市群中，不同城市的工业发展水平和技术水平存在较大差异，但技术水平相对落后的城市仍然存在更大的空间以提升其工业技术创新水平。从整体看，长三角城市群的工业生产技术水平在世界几大著名城市群中仍然处于相对较低的层次，学习国外先进工业发展模式和引进国外先进工业生产技术，对于长三角城市群获得更为快速、更高质量的工业发展具有重要意义。（6）积极优化能源消费结构。与我国大部分地区一样，煤炭消费在长三角城市群的工业能源消费结构中占有较大比重。然而煤炭释热效率明显低于其他化石能源，是一种低效能源。因此，大力发展清洁能源的开发利用，努力降低煤炭消费比重，对于长三角地区，乃至全国节能减排目标的实现具有长远意义。这就要求政府通过相应的财税政策进行适当引导，鼓励清洁能源产业的发展，大力提高水电、风能、潮汐能、太阳能、生物质能等可再生能源的消费比重。（7）推进工业产业结构优化调整。产业结构无疑对工业部门的节能效率具有重要影响，重工业倾向的产业结构往往不利于工业部门整体能源效率的提高，但重工业的发展是实现工业化的必要阶段。这就要求长三角地区在工业化推进过程中，进一步结合自身发展条件的变化，特别是受到要素成本上升和能源环境容量限制的影响，更需要推进比较优势产业的对外转移，同时重点扶持能耗较低而产业关联度较高的产业发展，并限制能耗较高而产业关联度较低的产业发展，以推进工业产业结构的低碳化调整。

[主要参考文献]:

[1] 何晓萍. 中国工业的节能潜力及影响因素 [J]. 金融研究, 2011, (10).

[2] 史丹, 吴利学, 傅晓霞, 吴滨. 中国能源效率地区差异及其成因研究 [J]. 管理世界, 2008, (2).

[3] 戴永安. 中国城市化效率及其影响因素 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (12).

[4] 涂正革, 肖耿. 中国的工业生产力革命 [J]. 经济研究, 2005, (3).

[5] 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).

[6] 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).

[7] 张伟, 吴文元. 基于环境绩效的长三角城市圈全要素能源效率研究 [J]. 经济研究, 2011, (10).

[8] Aigner D., Lovell C. A. K., Schmidt P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models [J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1): 53-66.

[9] Battese G. E., Coelli T. J. Frontier Production Functions Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmer in India [J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, (3): 153-169.

[10] Kumbhakar S. C. Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production is not Efficient: A Panel Data Approach [J]. Econometric Review, 2000, 19(4): 425-460.

[11] Kumbhakar S., Lovell C. A. K. Stochastic Frontier Analysis [M]. Cambridge University Press, Cambridge, 2000.

[12] Meeusen W., van den Broeck J. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error [J]. International Economic Review, 1977, 18(2): 435-444.

(责任编辑: 喜雯)