

基于环境绩效的长三角都市圈全要素能源效率研究¹

张伟 吴文元

【内容提要】：本文运用“多投入—多产出”的DEA 模型，以环境生产函数(EPF) 和环境方向距离函数(EDDF) 为基础，将污染作为生产过程产生的负产出纳入生产理论，将传统的生产技术扩展为环境生产技术，对长三角都市圈城市群1996—2008 年全要素能源效率及其成分进行了测度，并对能源效率及其成分的影响因素进行了实证分析。本文发现，在环境约束下，能源的过度使用以及废气的过度排放导致长三角都市圈能源效率增长率和能源使用技术效率增长率的降低，而忽视能源使用减排技术的提高导致能源使用技术进步增长率的降低。累积的技术效率增长率、人均GDP、单位GDP 废气排放量、技术进步程度、FDI、人均能源使用量对能源效率有不同程度的影响。技术效率增长率、技术进步增长率、人均GDP、工业产值占比、单位GDP 废气排放量对能源效率增长率有不同程度的影响。

【关键词】：环境生产函数 环境方向距离函数 全要素能源效率 ML 生产率指数

一、引言

地处上海、江苏和浙江的长三角都市圈，自1982 年以来形成近30 年来经济高速增长。但是，随着经济的快速发展，能源使用效率不高使得能源过度消费而导致的能源不足和环境质量下降的问题，日益成为长三角都市圈经济可持续发展的重要瓶颈。基于在经济快速发展过程中能源使用效率的改善能较大地缓解能源不足和提高能源使用福利水平的巨大作用，提高能源使用效率越来越受到各级政府和企业的关注。长三角都市圈15 个城市是我国经济发展水平最高的地区之一，工业化程度高，能源消费量大，随着工业化的快速推进和经济的高速增长，污染排放也呈现高速推进的态势。本文以长三角都市圈能源使用效率为研究对象，重点考察环境约束下长三角都市圈能源效率的变动趋势及其影响因素，目的是以长三角都市圈节能减排为目标，提出有价值的研究结论和政策建议。

在人类的生产活动中，能源作为一种生产要素必须和资本、劳动等其他生产要素相结合才能生产出产品。因此，经济学家提出了以全要素能源效率来衡量一个地区的能源效率，即将能源作为多种投入的一种，考虑投入要素替代在实现能源效率中的作用(Chan et al. , 1990; Conrad, 2 000; Boydet al. , 2000; 魏楚等, 2007; 杨红亮等, 2008) 。在此基础上, Hu et al (2006) 进一步建立起全要素能源效率的分析框架，即在给定能源投入要素的条件下实现最大产出，或者给定产出水平下实现能源投入最小化的能力，通过测度样本点相对于生产前沿的远近程度来进行相对效率比较。但是全要素能源效率仅考虑资本、劳动和能源等生产要素的投入约束，并没有考虑环境的约束，也就是仅仅考虑了合意的经济产出而缺少对使用能源产生的非合意产出污染物的考察，这会扭曲对使用能源带来的社会福利变化和经济绩效的评价，从而会误导能源政策，导致过度低效地使用能源，形成大量的污染，破坏环境。

污染物的产生源于生产技术上的无效率，而污染物减排及其成本决定环境绩效。对污染物减排如何影响产出，Chambers 和 Chung 等做出了开创性的贡献。Chambers et al. (2000) 和 Chung et al. (1997) 提出了基于方向性距离函数(DDF) 的环境规制行为模型(AAM) ，污染排放被看作具有负外部性的非合意产出，和合意产出一一起引入生产过程，从方法论上第一次比较合理地拟合了环境因素在生产过程的制约作用，并使得捕捉环境规制的真实效应成为可能(陈诗一, 2010) 。在此基础上，许多学

1. 张伟，贵州大学管理学院，邮政编码：550000，电子信箱：wzha1968@ 126. com；吴文元，上海交通大学中国都市圈管理研究中心，邮政编码：200030，电子信箱：wuwenyuan3646@ 163. com。本文为中国博士后基金一等奖项目“长三角都市圈能源效率研究”（20090450078）的阶段性成果，并获得国家自然科学基金（70963002）的资助。作者感谢两位匿名审稿人对本文提出的建设性的修改意见，文责自负。

者发展并运用该模型进行了环境约束下生产效率的研究,比较典型的如Fare et al. (2001, 2007) 和Boyd et al. (2002)。Fare et al. (2007) 基于“多投入—多产出”的分析框架,提出了环境生产函数和环境方向性距离函数用于考察生产过程中环境绩效,以及为达到包含环境绩效的“多投入—多产出”框架下最优生产的要素组合,即实现投入减少、产出扩张及污染物削减的生产途径。

目前,从总体上来看,国内学者对能源效率进行了广泛的研究,但是缺乏对环境约束下能源效率的研究:一是国内现有的能源效率的研究大部分没有考虑能源使用对环境质量的影响,即忽略了能源使用与环境可持续发展问题。而在节能减排的背景下,这一因素对提升我国能源使用效率和政策抉择将会产生重要影响。二是国内学者在使用全要素能源效率分析方法时大多没有考虑到产出多样性的问题,仅考虑了合意的经济产出而缺少对不合意产出——污染物的考察,这无法全面反映能源使用所带来的“好产出”与“坏产出”的两面性,将会使对能源效率的度量产生偏差。

为此,本文以长三角都市圈15个城市为研究对象,对国内现有的能源效率研究的不足进行拓展:一是运用投入导向的规模报酬不变的DEA模型测度环境约束下长三角都市圈15个城市1996—2008年的全要素能源效率。二是基于环境方向性距离函数,运用ML生产率指数测度长三角都市圈15个城市1996—2008年的环境全要素能源效率增长率及其成分。三是对影响环境全要素能源效率增长率的因素进行实证研究。

本文下面的结构安排是:第二节介绍基于DEA的全要素能源效率的基本原理,建立长三角都市圈15个城市环境生产函数模型和环境方向性距离函数模型,在此基础上,构建M-L的基于环境绩效的能源生产率指数;第三节对本文所使用的变量和数据进行说明;第四节分析实证研究的结果;第五节计量分析全要素能源效率影响因素;第六节计量分析全要素能源效率增长率影响因素;第七节是研究结论。

二、研究方法

本文运用“多投入—多产出”的DEA模型,以Fare et al. (2007)提出的环境生产函数(EPF)和环境方向距离函数(EDDF)为基础,将污染作为生产过程产生的副产出纳入生产理论,将传统的生产技术扩展为环境生产技术,考察基于环境绩效的长三角都市圈能源效率的变动趋势及其影响因素。

(一) 全要素能源效率

根据Hu et al. (2006)对全要素能源效率的界定,本文采用数据包络分析法(DEA)分析长三角都市圈全要素能源效率,我们把长三角都市圈十五个城市中的每一个城市看作一个生产决策单位来构造每一个时期长三角都市圈生产的最佳实践边界。由于关注生产要素的投入,因此,本文将运用投入导向的规模报酬不变(CRS)的DEA方法测度长三角都市圈15个城市1996—2008年的全要素能源效率。

用传统DEA模型评价决策单元效率时,结果可能出现多个评价单元同处于前沿面而相对都有效的情况,从而陷入对这些相对有效单元无法做出进一步评价与比较的困境(袁晓玲等, 2009)。因此,为克服这一困境,本文以Andersen et al. (1993)建立的超效率DEA模型为基础,通过将决策单元排除在参与集之外的方法,分无环境约束和环境约束两种情形对长三角都市圈15个城市的全要素能源效率进行测算。

(二) 基于环境绩效的全要素能源效率

为了将环境纳入到生产率分析框架中,我们根据Fare et al. (2007)提出的环境生产技术来构造一个既包括合意产出,又包括非合意产出的长三角都市圈十五个城市的生产可能性集,即环境技术。假设每一个城市使用N种投入 $x = (x_1, \dots, x_N)$

$\in \mathbb{R}^N_+$, 合意产出为 M 种“好”产出 $y = (y_1, \dots, y_M) \in \mathbb{R}^M_+$, 以及非合意产出为 L 种“坏”产出 $b = (b_1, \dots, b_L) \in \mathbb{R}^L_+$, 非合意产出由排放的污染物构成, 则“多投入—多产出”的生产可行集为: $P(x) = \{ (y, b) : x \text{ 能够生产 } (y, b) \}$ 。 $P(x)$ 定义为“环境技术产出集”, 它满足: 投入要素自由可处置性、产出弱可处置性、合意产出与非合意产出的联合生产性、合意产出的强可处置性四项条件。

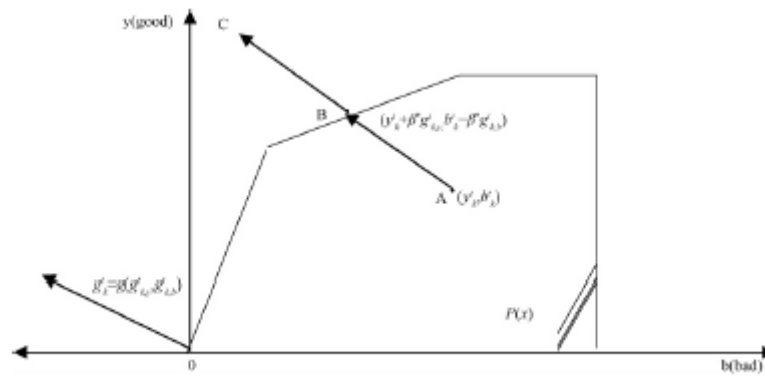
为避免环境生产函数仅仅是在环境技术集中求取最大化的合意产出, 而并没有减少非合意产出的缺点, 本文引用 Fare et al. (2007) 提出的方向性距离函数作为长三角都市圈环境方向性产出距离函数, 以达到扩大合意产出, 同时又减少非合意产出的目的。图 1 表达了环境方向性产出距离函数的原理, 与传统环境生产函数合意产出和非合意产出同时增加不同, 环境方向性产出距离函数可以沿着 ABC 方向(见图 1) 同时拟合合意产出增加和非合意产出减少的行为。设方向向量 $g_{tk} = g(g_{tk}, y, g_{tk}, b)$, 根据 Luenberger(1995) 短缺函数(shortage function) 和 Chung et al. (1997) 方向距离函数(directional distance function) 的方法构造了长三角都市圈环境方向性产出距离函数:

$$\bar{D}_o(x_k^i, y_k^i, b_k^i; g_{tk}^i, g_{tk}^i) = \text{Max } [\beta : (y_k^i + \beta g_{tk}^i, b_k^i - \beta g_{tk}^i) \in P(x_k^i)] \quad (1)$$

在这里, 合意产出和非合意产出没有被一致地对待, 对于给定投入 x_{tk} , 当合意产出 y_{tk} 沿着 g_{tk} , y 进行扩张和非合意产出 b_{tk} 沿着 g_{tk} , b 进行收缩, β 就是合意产出 y_{tk} 增长和非合意产出 b_{tk} 减少的最大可能数量。见图 1, $(y_{tk} + \beta * g_{tk}, y, b_{tk} - \beta * g_{tk}, b)$, $\beta * = \bar{D}_0(x_{tk}, y_{tk}; g_{tk}, y, g_{tk}, b)$ 。由上式可知, 长三角都市圈环境方向性产出距离函数取决于投入产出值(x_{tk} , y_{tk} , b_{tk}) 和 g_{tk} 。方向向量 g_{tk} 的确定具有一定的主观性(涂正革, 2008), 它是外生设定的, 取决于研究目的和非合意产出的危害性。另外, 非合意产出表现出的强弱可处置性制约方向向量选择(Fare et al., 2005)。基于本文的研究目的, 本文采用 Chung et al. (1997) 定义的 M-L 方法, 将方向向量设定为 $g_{tk} = g(y_{tk}, b_{tk})$, 其含义就是合意产出在现有基础进行 1 : 1 比例性增加, 而非合意产出在现有基础进行 1 : 1 比例性缩减。在此基础上, 生产单元 $k^*(x_{tk}^*, y_{tk}^*, b_{tk}^*)$ 满足上述环境技术集条件的长三角都市圈环境方向性产出距离函数模型为:

$$\begin{aligned} \bar{D}_o^t(x_k^i, y_k^i, b_k^i; y_k^i, b_k^i) &= \text{Max } [\beta : (y_k^i + \beta y_k^i, b_k^i - \beta b_k^i) \in P(x_k^i)] \quad (2) \\ \text{s.t. } \quad &\left\{ \sum_{i=1}^{15} z_i^t y_k^i \geq (1 + \beta) y_k^i (\text{设定只有一个合意产出}); \sum_{i=1}^{15} z_i^t b_{k,i}^i \geq (1 - \beta) b_{k,i}^i \right. \\ &l = 1, \dots, L; \sum_{i=1}^{15} z_i^t x_{k,i}^i \leq x_{k,i}^i \quad n = 1, \dots, N; z_i^t \geq 0 \quad k = 1, \dots, 15; \sum_{i=1}^L b_{k,i}^i > 0 \\ &k = 1, \dots, 15; \sum_{i=1}^{15} b_{k,i}^i > 0 \quad l = 1, \dots, L; t = 1996, \dots, 2008 \end{aligned} \quad (3)$$

对以上环境方向性产出距离函数模型, 可以采用非参数线性规划技术进行求解。本文运用数据包络分析当期 DEA 方法求解以上线性规划模型。根据本文的研究目的, 基于以上环境方向性距离函数, 本文将分别对无环境约束和环境约束两种情形下的全要素能源效率、全要素能源效率增长率及其成分进行研究。环境约束下的模型即为以上 (2) — (3) 的线性规划模型。对于无环境约束下的情形, 可以通过选择不同的方向向量和构建不同的环境技术集, 构建其线性规划模型。在无环境约束的情形下, 由于没有环境管制, 非合意产出不受限制, 因此, 方向向量选择为 $g_{tk} = g(y_{tk}, 0)$, 环境技术集中将不存在非合意产出的给定和缩小的限制。



(三) Malmquist-Luenberger 生产率指数

(2) — (3) 环境方向性产出距离函数模型模拟了长三角都市圈15 个城市合意产出增加和非合意产出减少的行为, 可以基于该环境方向性产出距离函数值, 通过构建M-L 生产率指数来度量考虑了能源使用和环境约束因素后的长三角都市圈15 个城市的环境全要素能源效率变化 $MLt + 1t$, 并进一步将其分解为技术效率变化($EFFCHt + 1t$) 和技术进步变化($TECHt + 1t$) 两个部分。该指数的计算与传统Malmquist 生产率指数相同, 这里省略其计算公式。按照CRS-DEA, $EFFCHt + 1t$ 表示的是投入要素自由处置且规模报酬不变的情形下全要素能源效率变化指数, 它测度了从时期 t 到 $t + 1$ 每个城市到前沿生产面的追赶程度。 $TECHt + 1t$ 表示的是技术进步指数, 它测度每个城市技术边界从时期 t 到 $t + 1$ 的移动程度。 ML 、 $EFFCH$ 和 $TECH$ 是环比发展指数形式, 它们大于(或小于) 1 分别表明环境全要素能源效率跨期增长(或下降), 以及技术跨期进步(或退步), 技术效率跨期提高(或降低)。根据模型(2) — (3), 在无环境约束和环境约束每种情形下, 全要素能源效率变化的计算需要求解四个方向性距离函数的线性规划模型。本文运用当期DEA 方法计算了长三角都市圈15 个城市1997—2008 年全要素能源效率指数、技术效率变化指数和技术进步指数。

三、变量与数据说明

本文的研究覆盖长三角都市圈15个城市。根据前面的理论模型,本文采用年度面板数据,样本区间为1996—2008年。假定生产过程中需要三种生产要素:资本存量、劳动力、能源,产出由合意产出和非合意产出组成,合意产出为GDP,非合意产出为环境污染排放。

(1) 资本存量。目前常用“永续盘存法”来估算按可比价格计算的每年的资本存量,计算方法为 $K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta_{i,t}) K_{i,t-1}$, 其中 $K_{i,t}$ 是地区 i 第 t 年的资本存量, $I_{i,t}$ 是地区 i 第 t 年的投资, $\delta_{i,t}$ 是地区 i 第 t 年的固定资产折旧率。根据张军(2004)对我国资本存量估计的成果,本文选择固定资本形成总额作为每一个城市当年投资,并运用他们的方法,以各个城市每年的固定资产投资指数和当年的固定资产形成总额为基础,折算得到以2008年为不变价格的各个城市的实际投资序列数据。我们可以获得15个城市1978—2008年的投资序列数据,以此投资序列数据为基础,按照Fare et al. (2001)方法,通过对15个城市的投资序列数据的对数与时间的回归,模拟出1952—1978年的投资序列数据,并以1952年作为各个城市资本存量形成的起始年,1952年时的资本存量以1952年的资本形成总额除以0.1计。由于长三角都市圈15个城市地域接近,劳动生产率和设备利用率相对来说较为接近,因此,本文对15个城市采用统一的折旧率0.04。计算资本存量的数据来自长三角都市圈15个城市1996—2008年《中国统计年鉴》。

(2) 劳动力。在衡量劳动力投入时, 劳动力素质和劳动时间是影响劳动力投入的重要因素, 但是由于这两方面的数据较难获得, 因此, 本文仅以各个城市历年的从业人数作为劳动力投入量指标。劳动力的数据来自长三角都市圈 15 个城市 1997—2009

年《中国统计年鉴》。

(3) 能源。使用各个城市每年的能源消耗量作为能源投入，由于各个城市的能源消费种类不一，所以统计上把煤炭、石油制品、热力、电力等能源的消费量转换成统一单位“吨标准煤”加总而成。由于煤炭中将有一部分转化为二次能源电力、热力等，因此，本文中煤炭消费量排除了煤炭中用于生产二次能源的数量。能源消费的数据主要来自于各个城市相应年份的《中国统计年鉴》。

(4) 合意产出。合意产出以长三角都市圈15个城市每年的GDP表示。各个城市每年的GDP采用的是以2008年的不变价格计算的实际GDP，原始数据来源于1997—2009年的长三角都市圈15个城市的历年《中国统计年鉴》。

(5) 非合意产出。对于非合意产出，国内外学者有不同选择(Kaneko et al. , 2004; Watanabe et al. , 2007; 胡鞍钢等, 2008; 涂正革, 2008; 王兵等, 2010; 陈诗一, 2010)。本文研究能源消费对环境的影响，由于能源消费的污染主要是大气污染，空气中约70%的CO₂排放、90%的SO₂排放和67%的NO_x排放来自于化石燃料的使用，而本文主要研究能源消费对环境的影响，因此，基于研究的目的和相关数据的可获得性，本文选取15个城市1996—2008年工业废气排放量指标作为污染排放的衡量指标。15个城市1996—2008年的污染排放原始数据来自于各个城市1997—2009年的《中国统计年鉴》。

四、实证结果分析

运用第二部分介绍的方法和第三部分的样本数据，我们构造了每一年长三角都市圈15个城市环境约束下的最佳生产边界，并将每个城市环境约束下的最优生产效率与这个边界比较。本文选取基于投入导向的规模报酬不变的DEA模型，以每个城市每年的资本存量、劳动力和能源消耗为投入变量，每年的GDP为合意产出变量，废气排放量指标为非合意产出变量，运用EMS软件计算并分析长三角都市圈15个城市环境全要素能源效率，这里的环境全要素能源效率是基于超效率DEA模型。为了全面地分析15个城市中每个城市的环境全要素能源效率的变化趋势及其根源，本文将分析长三角都市圈15个城市逐年无环境约束和环境约束两种情形下的全要素能源效率、全要素能源效率指数及其成分变化的结果。

(一) 无环境约束下的全要素能源效率。在这种情况下，将不考虑环境污染对全要素能源效率的影响。仅考虑资本、劳动力和能源的投入及GDP产出。运用EMS软件，计算得到长三角都市圈15个城市1996—2008年的能源效率，见表1。

从表1可以看出，长三角都市圈15个城市1996—2008年全要素能源效率变动规律特征如下：①能源效率最高的为无锡，在1996—2008年间均处于前沿线上，上海、苏州、杭州、台州和舟山在此区间内也有若干年处于前沿线上；能源效率较低分别为南京、镇江和嘉兴，1996—2008年它们的能源效率平均值低于0.8。②从能源效率的变化趋势来看，15个城市中大部分城市能源效率处于“1996—2001年上升，2002—2008年平台波动”的趋势。在15个城市平均值变化趋势可从表1看出，15个城市1996—2008年无环境约束下能源效率变动呈现“1996—2002年上升，2002—2008年平台波动”的趋势；另外，从表1可以看出，除舟山外，15个城市能源效率值呈现不断收敛的趋势，并且在研究期间，能源效率值处于前沿面的城市越来越多，从1996年的2个增加到2008年的7个。③城市之间能源效率存在一定差异，具有一定的节能潜力。对于一直处于前沿面上的无锡来说，研究期间的能源效率值呈现不断下降的趋势，从1.18下降到1.09，它的能源效率提升空间不大；而对于能源效率较低的南京，能源效率从0.64提高到0.75，扬州能源效率从0.65提高到1.05，镇江、南通、宁波能源效率整体从0.66左右提高到0.8以上；对于全部15个城市来讲，研究期间能源效率值的标准差为0.2151，年均能源效率高低相差最大0.43，波动幅度大，即能源效率值城市之间的个体差异大，能源效率提升有一定空间。因此，对比处于前沿面上城市和不处于前沿面上的城市能源效率值的变动趋势，可以看出，提升长三角都市圈15个城市能源效率的重点在于那些能源效率低的城市，如南京、镇江、扬州、南通和宁波，并且，它们也有一定的提升空间。

表1 长三角都市圈15个城市无环境约束下全要素能源效率(1996—2008年)

城市	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
上海	0.98	0.99	0.98	0.99	0.97	1.13	1.07	1.06	1.02	1.02	1.05	1.07	1.03
南京	0.64	0.67	0.67	0.68	0.68	0.73	0.75	0.75	0.76	0.77	0.76	0.77	0.75
苏州	0.91	0.98	1.03	1.04	1.05	1.04	1.09	1.08	1.10	1.08	1.07	1.04	1.05
无锡	1.18	1.21	1.23	1.22	1.20	1.17	1.09	1.07	1.05	1.13	1.11	1.05	1.09
常州	0.67	0.75	0.99	1.02	1.01	0.96	0.85	0.75	0.76	0.80	0.76	0.77	0.73
镇江	0.63	0.79	0.78	0.75	0.76	0.76	0.78	0.82	0.83	0.86	0.87	0.88	0.87
扬州	0.65	0.80	0.81	0.82	0.83	0.82	0.84	0.86	0.91	0.93	0.94	0.95	1.05
南通	0.67	0.78	0.83	0.85	0.88	0.97	0.95	0.88	0.84	0.85	0.84	0.85	0.91
杭州	0.87	1.03	1.01	0.99	1.05	1.03	1.05	1.12	1.11	1.12	1.07	1.11	1.08
宁波	0.65	0.82	0.83	0.84	0.85	0.86	0.87	0.90	0.91	0.92	0.90	0.91	0.89
绍兴	1.23	0.89	0.88	0.88	0.87	0.88	0.88	0.89	0.89	0.91	0.89	0.90	0.91
嘉兴	0.65	0.82	0.81	0.83	0.84	0.88	0.91	0.93	0.88	0.81	0.80	0.77	0.76
湖州	0.70	0.91	0.90	0.88	0.86	0.86	0.84	0.85	0.87	0.86	0.87	0.87	0.84
台州	0.88	0.99	1.03	1.04	1.13	1.18	1.23	1.26	1.25	1.25	1.25	1.09	1.07
舟山	0.59	0.61	0.76	0.84	1.05	1.06	1.13	1.19	1.27	1.34	1.45	1.82	2.60
平均	0.79	0.87	0.90	0.91	0.94	0.96	0.95	0.96	0.96	0.98	0.98	0.99	1.04

资料来源:运用EMS计算而得。平均指15个城市在某一年的全要素能源效率值的平均值。

表2 长三角都市圈15个城市环境约束下全要素能源效率(1996—2008)

城市	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
上海	1.22	1.20	1.21	1.21	1.22	1.16	1.07	1.05	1.02	1.05	1.07	1.16	1.08
南京	1.48	1.37	1.31	1.30	1.32	0.89	0.90	1.10	1.07	0.98	0.95	0.97	0.97
苏州	0.95	1.05	1.14	1.13	1.16	1.20	1.23	1.24	1.18	1.17	1.25	1.16	1.12
无锡	1.25	1.22	1.22	1.20	1.18	1.15	1.13	1.07	1.04	1.12	1.11	1.09	1.12
常州	0.71	0.77	1.01	1.03	1.01	0.95	0.86	0.77	0.78	0.81	0.76	0.80	0.73
镇江	0.94	0.96	0.95	1.15	1.24	1.43	1.53	1.29	1.26	1.05	1.03	1.06	1.02
扬州	0.84	0.80	0.81	0.93	0.90	0.88	0.89	0.92	0.94	0.93	0.95	0.94	0.92
南通	0.76	0.78	0.88	0.96	1.01	0.96	0.95	0.86	0.86	0.85	0.85	0.90	0.91
杭州	0.97	1.03	1.04	1.00	1.05	1.13	1.14	1.24	1.32	1.22	1.18	1.23	1.18
宁波	0.84	0.83	0.89	0.93	0.95	0.91	0.91	0.95	0.92	0.90	0.91	0.93	0.92
绍兴	1.30	1.17	0.96	0.90	0.89	0.87	0.87	0.89	0.88	0.89	0.89	0.90	0.91
嘉兴	0.70	0.88	1.19	1.21	1.17	1.31	1.11	1.17	1.16	1.01	0.92	1.03	0.99
湖州	0.92	1.10	1.04	1.01	0.99	0.93	0.92	1.07	1.12	1.22	1.27	1.33	1.35
台州	0.89	1.01	1.05	1.06	1.08	1.18	1.25	1.26	1.26	1.25	1.26	1.21	1.11
舟山	0.61	0.60	0.76	0.95	1.04	1.07	1.10	1.16	1.18	1.26	1.37	1.45	1.95
平均	0.97	0.98	1.03	1.06	1.08	1.07	1.06	1.07	1.07	1.05	1.05	1.08	1.09

资料来源:运用EMS计算而得。平均指15个城市在某一年的全要素能源效率值的平均值。

(二) 环境约束下的全要素能源效率。在这种情况下, 将要考虑环境污染对全要素能源效率的影响。考虑资本、劳动力和能源的投入及合意产出GDP 和非合意产出环境污染。运用EMS 软件, 计算得到长三角都市圈15 个城市1996—2008 年的能源效率, 见表2。

从表2 可以看出, 环境约束下长三角都市圈15 个城市1996—2008 年全要素能源效率变动规律特征: ①在1996—2008 年间, 处于前沿线上的城市除了无锡外, 还增加了上海, 另外, 南京、苏州、杭州和湖州在此区间内也有若干年处于前沿线上; 能源效率较低的分别为常州、扬州、南通和宁波, 它们的能源效率平均值低于1。②从能源效率的变化趋势来看, 15 个城市中杭

州、湖州、舟山在 1996—2008 年间能源效率呈现不断上升趋势，而南京和无锡呈现不断下降趋势，苏州、常州、镇江、扬州和南通能源效率先上升后下降。整体上，可从表 2 中的全部城市的能源效率围绕 0.9 上下波动，没有明显的方向变动趋势看出；另外，从表 2 可以看出，除舟山外，15 个城市能源效率值呈现不断收敛的趋势，并且在研究期间，能源效率值处于前沿面的城市越来越多，从 1996 年的 4 个增加到 2008 年的 8 个。③城市之间能源效率存在一定差异，具有一定的节能潜力。对于一直处于前沿面上的无锡来说，研究期间的能源效率值呈现不断下降的趋势，从 1.25 下降到 1.12，南京的能源效率值从 1.48 下降到 0.97 左右，绍兴的能源效率值从 1.30 下降到 0.91，它们的能源效率提升空间不大；而对于能源效率较低的杭州、宁波、嘉兴和舟山，能源效率从 0.61—0.96 提高到 0.91—1.95；对于全部 15 个城市来讲，研究期间能源效率值的标准差为 0.1970，年均能源效率高低相差最大 0.35，波动幅度大，即能源效率值城市之间的个体差异大，能源效率提升有一定空间。因此，对比处于前沿面上城市和不处于前沿面上的城市能源效率值的变动趋势，可以看出，提升长三角都市圈 15 个城市能源效率的重点在于那些能源效率低的城市，如常州、绍兴、南通和宁波，并且，它们还有一定的提升空间。

（三）曼奎斯特—鲁恩博格生产率指数

运用EMS 软件，本文计算了长三角都市圈15 个城市1996—2008 年Malmquist-LuenbergerProductivity Index (MLPI)，结果见表3。

在这里，ML 指数测量的是长三角都市圈 15 个城市 1996—2008 年全要素能源效率的变化率，而在本节第一部分，我们计算的是全要素能源效率。根据两者的涵义，全要素能源效率测度的是既定时期各个城市与生产边界的相对关系，它是一种静态分析。而全要素能源效率变化率分析的是每个城市与生产边界的相对位置变化(效率变化)，以及生产边界的移动(技术进步)，它是一种动态分析(王兵等，2010)。表 3 是 1996—2008 年长三角都市圈 15 个城市和全部城市无环境约束下和环境约束下全要素能源效率变化率及其成分的增长率，即能源技术效率和能源技术进步的增长率。

表 3 1996—2008 年长三角都市圈全要素能源效率增长率分解

城市	无环境约束下			环境约束下		
	能源效率增长率	技术效率增长率	技术进步增长率	能源效率增长率	技术效率增长率	技术进步增长率
上海	0.7785	0.0081	0.7689	0.3915	-0.1151	0.5395
南京	0.7131	0.1018	0.5598	0.1587	-0.1875	0.4395
苏州	0.6012	0.1235	0.4376	0.5789	0.1298	0.3995
无锡	0.4719	0.0475	0.4203	0.3571	-0.0751	0.4517
常州	0.5589	0.0651	0.4713	0.5295	0.0518	0.4689
镇江	0.6713	0.2687	0.3389	0.3585	0.0265	0.3297
扬州	0.6611	0.2351	0.3309	0.4153	-0.0387	0.4613
南通	0.5321	0.3239	0.1417	0.4301	0.1607	0.2296
杭州	0.4713	0.1789	0.2585	0.4259	0.1208	0.2795
宁波	0.6409	0.2275	0.3385	0.5119	0.0875	0.3954
绍兴	0.1905	0.0671	0.1185	0.0925	0.0198	0.0715
嘉兴	0.4825	0.1715	0.2595	0.5301	0.2275	0.2543
湖州	0.4151	0.1698	0.1819	0.5609	0.2807	0.2201
台州	0.3571	0.1925	0.1285	0.3274	0.1319	0.1818
舟山	1.8613	1.4315	0.2105	1.6789	1.2587	0.1975
平均	0.6271	0.2408	0.3310	0.4898	0.1386	0.3280

数据来源：运用 EMS 计算而得。平均指 15 个城市在某一年的增长率值的平均值。

从表3 可以看出：第一，在无环境约束下，1996—2008 年长三角都市圈15 城市全要素能源效率增长率大幅度提高，最低

的提升幅度绍兴为19.05%，最高的舟山达到186.13%，整个15个城市平均提升62.71%，能源技术效率和技术进步都对全要素能源效率增长率大幅度提高作出贡献。第二，在环境约束下，1996—2008年全部城市平均全要素能源效率增长率为48.98%，低于无环境约束下全部城市全要素能源效率增长率。但是，在此期间15个城市中的嘉兴和湖州二个城市环境约束下的全要素能源效率增长率高于它们在无环境约束下的全要素能源效率增长率，这说明在1996—2008年期间这两个城市的环境约束促进了它们全要素能源效率的提高。第三，在环境约束下，1996—2008年长三角都市圈全部15个城市的平均全要素能源效率增长率低于无环境约束下的15个城市的平均全要素能源效率增长率，这说明资源的过度使用 and 环境污染阻碍了长三角都市圈15个城市的全要素能源效率的增长，对全要素能源效率造成损失。

五、全要素能源效率影响因素的计量分析

从前面第五部分计算出的结果可以看出，长三角都市圈不同城市之间全要素能源效率及其变动趋势，以及全要素能源效率指数及其变动趋势差异较大，而且环境约束对它们产生较大影响。本部分将分析影响长三角都市圈城市全要素能源效率和全要素能源效率指数的因素。这样有助于我们更好地理解一个类似于长三角都市圈、经济联系比较紧密的区域中，经济发展、能源消费和环境污染三者之间的关系和作用机理，并在此基础上寻求实现可持续发展的可行途径，以达到经济发展、能源效率提高和环境污染强度降低的多赢结果。因此，分析哪些因素影响环境约束下的全要素能源效率和全要素能源效率指数的变化就显得非常重要。

（一）变量及数据说明

根据已有的国内外的全要素能源效率和全要素能源效率指数的相关文献，以及长三角都市圈经济发展的现实状况和城市之间产业发展的特点来确定这些因素：

第一，经济发展水平。史丹等(2008)认为，经济发展水平与能源利用效率高度相关；Kumar(2006)将经济发展水平作为影响环境全要素生产率的因素。尽管长三角都市圈15个城市地域接近，但是，经济发展水平存在差距，这势必影响它们的能源效率。本文经济发展水平用不变价人均GDP的对数($\ln(\text{pergdp})$)表示。

第二，生产要素禀赋水平。资本、劳动力和能源是一个地区基本的生产要素，它们决定一个地区生产率的高低。长三角都市圈各个城市的资本、劳动力和能源的禀赋水平存在较大差异，这势必会影响它们的生产率水平，进而影响全要素能源效率水平。本文用资本/劳动比的对数($\text{percapital} = \ln(K/L)$)和人均能源使用量(perenergy)表示长三角都市圈各个城市的生产要素禀赋水平。

第三，产业结构。Suewing et al. (2004)、史丹等(2002)、韩智勇等(2004)、周勇等(2006)、吴滨等(2007)、魏楚等(2007, 2008)、袁晓玲等(2009)认为产业结构对能源效率有着重要的影响。考虑到长三角都市圈处于工业化中后期的状况，城市工业比重高的特点，本文产业结构用各个城市第二产业总产值占GDP的份额(indusstr)表示。

第四，能源结构。各种能源之间的热效率相差较大，能源结构对能源效率有重要影响。考虑到长三角都市圈各个城市能源结构存在差异，并且煤炭消费占比大的特点，本文用各个城市中煤炭在能源终端消费中的占比表示能源结构。

第五，技术进步率与技术效率增长率。从第五部分的分析可以看出，技术进步和技术效率对全要素能源效率影响较大，并且，在有无环境约束两种情形下，它们对全要素能源效率的影响是不同的。由前面知道，技术进步增长率 tech 和技术效率增长率 effch 仅表示相对于上年来说，技术进步和技术效率的增长幅度。本文以研究的初始年1996年为基准，分别计算相对于1996年的累积的技术进步增长率 techcumu 和累积的技术效率增长率 effchcumu ，并用 techcumu 和 effchcumu 表示技术进步率和技术效率增长率，这样有助于全面反映研究期间技术进步程度和技术效率的增长程度。

第六，外商直接投资。长三角都市圈是我国外向度较高的地区，外商直接投资(FDI) 比较多。为了检验外商直接投资中是否存在能源资源消耗过大和环境污染过高、降低长三角都市圈城市的全要素能源效率转移的现象存在，本文引进FDI 作为影响因素加以考虑，用外商直接投资额/GDP的比重表示外商直接投资(fdi) 。

以上各影响因素的数据，人均GDP(pergdp)、人均资本percapital、人均能源消费量perenergy、第二产业总产值占GDP 的份额(industr)、能源结构(energyst)、外商直接投资(fdi) 数据来源于长三角都市圈各个城市《统计年鉴》(1997—2009) ，以2008 年不变价计算；技术进步techcumu 和技术效率effchcumu 来源于第五部分的计算。

(二) 计量模型

本文计量模型的数据具有空间和时间两种特性，为了检验能源效率和其影响因素的关系，我们用面板数据计量模型进行回归。

$$EE_{k,t} = \alpha + \beta_1 \ln(pergdp_{k,t}) + \beta_2 \ln(percapital_{k,t}) + \beta_3 perenergy_{k,t} + \beta_4 industr_{k,t} + \beta_5 energyst_{k,t} + \beta_6 effchcumu_{k,t} + \beta_7 techcumu_{k,t} + \beta_8 fdi_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \quad (4)$$

表 4 全要素能源效率影响因素的计量分析

变量	无环境约束下			环境约束下		
	FE(GLS)	RE(GLS)	FE(2SLS)	FE	RE	FE(2SLS)
α	-0.7034 ^{****} (-6.4132)	-1.1070 ^{****} (-5.4081)	-0.4630 ^{**} (-1.8573)	-1.1874 ^{****} (-4.4518)	-1.1267 ^{****} (-9.2555)	-1.2896 ^{***} (-3.9458)
$\ln(pergdp)$	0.0231 ^{***} (2.5331)	0.0166 (0.3389)	0.0591 ^{**} (1.3870)	0.0097 ^{***} (3.8758)	-0.1387 ^{***} (-5.2461)	0.0113 ^{***} (3.5468)
$\ln(percapital)$	0.0015 ^{***} (1.9876)	0.0027 (0.5384)	0.0029 ^{**} (1.6876)	-0.0027 (-0.4715)	-0.0069 ^{**} (-2.4532)	-0.0069 (-0.3321)
$perenergy$	-0.01265 ^{****} (-3.9785)	-0.0167 ^{**} (-2.0368)	-0.01378 ^{***} (-2.7542)	-0.0087 ^{**} (-2.9873)	0.0014 (0.2758)	-0.0059 ^{**} (-2.5796)
$industr$	0.2681 ^{***} (2.4678)	0.8728 ^{***} (2.7649)	0.2765 ^{**} (1.8754)	0.4782 ⁺ (1.2975)	1.0201 ^{***} (5.0065)	0.3986 ⁺ (1.0986)
$energyst$	-0.0775 ⁺ (-1.6687)	0.0120 (0.0975)	-0.0698 ^{**} (-1.4321)	-0.3798 ^{****} (-4.6895)	-0.4965 ^{****} (-6.6026)	-0.3229 ^{***} (-2.9873)
$effchcumu$	1.3987 ^{****} (18.8191)	1.3431 ^{****} (15.7996)	1.2578 ^{****} (12.7895)	1.5796 ^{****} (16.8765)	1.8460 ^{****} (14.3842)	1.3985 ^{****} (12.2119)
$techcumu$	0.4897 ^{***} (2.9875)	0.0981 (0.6619)	0.6985 ^{***} (2.6791)	-0.2189 ^{**} (-2.3987)	0.0745 ⁺ (1.1508)	-0.4335 ^{**} (-1.9874)
fdi	-0.2018 ^{**} (-1.6185)	-0.1642 (-0.5240)	-0.2524 ^{**} (-1.4868)	-0.2896 ^{***} (-2.6589)	0.4392 ^{**} (2.3327)	-0.3116 ^{**} (-2.3896)
R^2	0.9652	0.6561	0.9387	0.9291	0.7652	0.8953
$F-stat$	87.3679	40.7847	38.9134	90.1356	56.1453	41.6791
$D.Wstat$	1.3711	0.6958	1.1055	1.5711	0.4558	0.8822
$HausmanTest$		60.0239		86.8010		
$SarganTest(p\ Value)$			0.4897			0.4291
OBS	180	180	165	180	180	165

注：****表示估计系数在1%水平上显著，***表示估计系数在10%水平上显著，**表示估计系数在20%水平上显著，+表示估计系数在50%水平上显著。括号内为基于标准差计算的t统计量。所有系数的计算和检验借助Eviews 6.0完成。

EEk, t 表示全要素能源效率(因变量)，分无环境约束和环境约束两种情况，ln(pergdpk, t)、ln(percapitalk, t)、

perenergy_{k, t}、indusstrk_{k, t}、energystrk_{k, t}、effchcumuk_{k, t}、techcumuk_{k, t}、fdik_{k, t}代表影响全要素能源效率的因素(解释变量)，其中k、t分别表示不同时期不同城市的对应值， β_i 是被估计参数， $\varepsilon_{k, t}$ 是随机误差项，服从正态分布。为了减少误差项中存在的异方差性和序列相关性的影响，本文使用可行广义最小二乘法(GLS)对模型(4)进行参数估计。

表4给出了方程(4)对长三角都市圈15个城市1996—2008年全要素能源效率及其影响因素进行回归所得到的解释变量系数估计值。回归分无环境约束和环境约束两种情形进行，并且在每一种情形下，给出了固定效应(FE)和随机效应(RE)两种情况下的回归结果。从Hausman检验的结果来看，在无环境约束和环境约束两种情形下全要素能源效率的回归分析应当选择固定效应模型。另外，由于在M-L指数计算中， $ML = effch \times tech$ ，因此，尽管在(4)回归模型中，用累积值effchcumu和techcumu作为解释变量，回归模型仍可能存在多重共线性问题。为此，我们进行了多重共线性检验，经检验解释变量之间的相关系数都小于0.4，变量之间存在多重共线性的可能性小。

(三) 解释变量的内生性问题

长三角都市圈全要素能源效率在本文的分析中所存在的内生性问题来源于两个方面：一是模型设定偏误，即由遗漏变量引起。全要素能源效率作为因变量受到许多变量的影响，在实际建模过程中无法将解释变量全部列出。在这样的情况下，遗漏变量的影响就被纳入了误差项中，在该遗漏变量与其他解释变量相关的情况下，就引起了内生性问题。为了解决因遗漏变量而引起的内生性问题，可以利用面板数据的固定效应模型剔除不可观测因素引起的偏误。二是因变量全要素能源效率与解释变量双向交互影响。例如，经济发展水平高的地区，其全要素能源效率高；反过来，全要素能源的高效率也在推升一个地区的经济发展水平。在这种情况下，通常办法是寻找工具变量采用两阶段估计以获得无偏的结果。本文将经济发展水平人均GDP的对数、生产要素禀赋水平中的人均能源使用量、产业结构、能源结构、技术进步率、技术效率、外商直接投资设为内生变量，并以这些变量滞后一期作为工具变量。基于固定效应模型，运用两阶段估计方法(2SLS)进行回归，结果见表4。表4给出了工具变量的诊断检验值，从检验结果来看第一阶段的F统计值较大(10以上)，说明所选择的工具变量与内生解释变量之间是高度相关的；Sargan检验的概率值均在0.1以上，说明不存在工具变量的过度识别问题，工具变量的选择是有效的。

(四) 计量结果分析

基于工具变量的两阶段估计方法(2SLS)的回归结果，可得如下结论：

第一，在无环境约束下，能源使用不会产生废气排放等非合意产出，累积的技术效率增长率对能源效率有显著的正影响，工业产值占比对能源效率有一定的正影响，而人均GDP、人均资本存量对能源效率无显著的正影响，人均能源使用量对能源效率无显著的负影响。这表明，在无环境约束下，决定长三角都市圈能源效率的主要因素是累积的技术效率增长率、累积的技术进步和工业产值占比三个因素，总体上看，这是由长三角都市圈走新型工业化，大力发展低能耗、高附加值的先进制造业所决定的。另外，技术进步程度对能源效率有一定的正影响，但是，与技术效率相比，影响不显著，这表明长三角都市圈能源效率的提升还主要依靠技术效率的推动，属于技术引进消化后扩大生产所致，而源于技术创新推动技术进步对能源效率提升的作用不显著。FDI对能源效率有一定的负影响，但是其估计系数仅仅是在50%水平上显著，可信度不高。

第二，在环境约束下，能源使用将会产生废气排放等非合意产出，累积的技术效率增长率对能源效率有显著的正影响，人均GDP对能源效率有一定的正影响，技术进步程度、FDI、人均能源使用量对能源效率有一定的负影响。由于工业产值占比的估计系数仅仅是在50%水平上显著，可信度不高，因此，与无环境约束情况相比，在环境约束下，决定长三角都市圈能源效率的主要因素是累积的技术效率增长率。这表明，尽管在无环境约束下，长三角都市圈大力发展低能耗、高附加值的先进制造业，走新型工业化道路提高了能源效率，但是，在环境约束下，工业化程度提高并没有对能源效率产生正影响。人均GDP代表地区的经济发展程度，人均GDP对能源效率有正影响表明，随着长三角都市圈经济发展程度的提高，能源效率将提升。与无环境约束相比，环境约束下技术进步程度对能源效率的负影响表明，技术进步大多是为了提高产出，而没有提高对使用能源造成的废

气排放的减排技术。FDI 的流入对长三角都市圈能源效率有负作用，表明外商直接投资的企业大多是高能耗和高排放的行业，这从一个侧面印证了“污染天堂假说”。人均能源使用量与人均GDP 对能源效率一负一正的影响表明，目前长三角都市圈已进入服务经济时代，总体特征就是人均GDP 提高，而人均能源使用量下降，推动能源效率的提升。

六、全要素能源效率增长率影响因素的计量分析

(一) 计量模型

全要素能源效率仅仅表达静态效率，还不能说明全要素能源效率的动态变化特征。为此，本文进一步对全要素能源效率的增长率及其影响因素进行计量分析。

$$RCEE_{k,t} = \alpha + \beta_1 \ln(pergdp_{k,t}) + \beta_2 \ln(percapitalk_{k,t}) + \beta_3 perenergy_{k,t} + \beta_4 indusstr_{k,t} + \beta_5 energysr_{k,t} + \beta_6 effchk_{k,t} + \beta_7 tech_{k,t} + \beta_8 fdi_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \tag{5}$$

表 5 全要素能源效率增长率影响因素的计量分析

变量	无环境约束下			环境约束下		
	FE (GLS)	RE (GLS)	FE (2SLS)	FE (GLS)	RE (GLS)	FE (2SLS)
α	-1.4896**** (-8.9872)	-2.3156**** (-4.0009)	0.0196 (0.0101)	-0.6357**** (-6.1365)	-1.5679*** (-3.9876)	-0.3468* (-1.2789)
$\ln(pergdp)$	0.0198** (1.7983)	0.0437** (1.5857)	0.0716*** (2.0581)	0.0276** (1.8976)	0.0387** (1.6987)	0.0598*** (2.1587)
$\ln(percapitalk)$	0.0015*** (2.5897)	0.0040 (0.6347)	0.0069* (0.8845)	0.0189* (0.7786)	0.0029 (0.5132)	0.0254 (0.4897)
$perenergy$	-0.0011* (-1.5897)	-0.0108** (-1.8532)	-0.0125** (-1.6142)	-0.0197* (-1.3165)	-0.0185* (-1.1986)	-0.0211* (0.8769)
$indusstr$	0.0411 (0.4897)	-0.0538 (-0.3048)	-0.2715* (-0.9776)	-0.1876*** (-1.8973)	-0.1765*** (-2.3476)	0.2016*** (-2.4786)
$energysr$	-0.0201 (-0.4897)	-0.0960** (-1.0673)	-0.1188** (-1.4180)	-0.0257 (-0.5998)	-0.0198 (-0.5897)	-0.0187 (-0.6123)
$effchk$	0.8671**** (13.0824)	1.4318**** (7.7513)	1.7282*** (3.0334)	0.9975**** (9.8798)	1.2565**** (6.7965)	1.1976**** (5.1587)
$tech$	0.5783**** (6.7796)	0.7543**** (4.4589)	0.5693*** (2.8797)	1.1876**** (7.0986)	1.3198**** (4.0456)	0.7986**** (4.3567)
fdi	0.0243 (0.3871)	0.0391 (0.6765)	0.0276 (0.4598)	-0.1987* (-1.4276)	-0.1743* (0.7654)	-0.1365 (0.5789)
R^2	0.7865	0.5262	0.4589	0.6883	0.4897	0.3986
$F-stat$	50.3476	25.8740	15.9876	25.6979	18.7659	12.8798
$D.Wstat$	1.9874	2.6914	2.6289	1.8965	1.6387	1.7123
$HausmanTest$		30.9854		25.3176		
$SarganTest(pValue)$			0.5698			0.4796
OBS	180	180	165	180	180	165

注：****表示估计系数在 1% 水平上显著，***表示估计系数在 10% 水平上显著，**表示估计系数在 20% 水平上显著，*表示估计系数在 50% 水平上显著。所有的系数的计算和检验借助 Eviews 6.0 完成。

RCEE_{k,t}表示全要素能源效率增长率(因变量)，分无环境约束和环境约束两种情况，它是通过各个城市年份序列的EE 值计算得到全要素能源效率增长率。 $\ln(pergdp_{k,t})$ 、 $\ln(percapitalk_{k,t})$ 、 $perenergy_{k,t}$ 、 $indusstr_{k,t}$ 、 $energysr_{k,t}$ 、 $effchk_{k,t}$ 、 $tech_{k,t}$ 、 $fdi_{k,t}$ 代表影响能源效率增长率的因素(解释变量)，其中k、t 分别表示不同时期不同城市的

对应值, β_i 是被估计参数, ε_{kt} 是随机误差项, 服从正态分布。为了减少误差项中存在的异方差性和序列相关性的影响, 本文使用可行广义最小二乘法 (GLS) 对模型 (5) 进行参数估计。

表 5 给出了方程 (5) 对长三角都市圈 15 个城市 1996—2008 年全要素能源效率及其影响因素进行回归所得到的解释变量系数估计值。回归分无环境约束和环境约束两种情形进行, 并且在每一种情形下, 给出了固定效应 (FE) 和随机效应 (RE) 两种情况下的回归结果。从 Hausman 检验的结果表明, 在无环境约束和环境约束两种情形下全要素能源效率的回归分析应当选择固定效应模型。另外, 由于在 M-L 指数计算中, $ML = effch \times tech$, 因此, 回归模型可能存在多重共线性问题。为此, 我们进行了多重共线性检验, 经检验解释变量之间的相关系数都小于 0.5, 变量之间存在多重共线性的可能性小。

(二) 解释变量的内生性问题

与处理全要素能源效率的内生性问题一样, 在处理长三角都市圈全要素能源效率增长率的内生性问题中, 本文将经济发展水平人均 GDP 的对数、生产要素禀赋水平中的人均能源使用量、产业结构、能源结构、技术进步率增长率、技术效率增长率、外商直接投资设为内生变量, 并以这些变量滞后一期作为工具变量。基于固定效应模型, 运用两阶段估计方法 (2SLS) 进行回归, 结果见表 5。表 5 给出了工具变量的诊断检验值, 从检验结果来看第一阶段的 F 统计值较大 (10 以上), 说明所选择的工具变量与内生解释变量之间是高度相关的; Sargan 检验的概率值均在 0.1 以上, 说明不存在工具变量的过度识别问题, 工具变量的选择是有效的。

(三) 计量结果分析

基于工具变量的两阶段估计方法 (2SLS) 的回归结果, 可得如下结论:

第一, 在无环境约束下, 1996—2008 年期间, 技术效率增长率和技术进步增长率对全要素能源效率增长率有显著的正影响, 人均 GDP 对全要素能源效率增长率有一定的正影响。值得注意的是, 工业产值占比对全要素能源效率增长率没有影响, 而从前面的分析可知, 工业产值占比对全要素能源效率有正影响。这说明, 在无环境约束下, 工业产值占比对全要素能源效率只有短期的水平效应, 而没有长期的增长效应。

第二, 在环境约束下, 1996—2008 年期间, 技术效率增长率和技术进步增长率对全要素能源效率增长率有显著的正影响, 人均 GDP 对全要素能源效率增长率有一定的正影响, 工业产值占比对全要素能源效率增长率有显著的负影响。

综合考虑, 我们可以看出各个影响因素对全要素能源效率短期及长期的作用。

从表 6 可以看出, 在无环境约束下, 八个影响全要素能源效率的因素中, 人均资本存量既有短期的正影响, 也有长期的正影响, 但是都不显著, 这说明, 无论短期还是长期, 资本密集型产业的多少对能源效率的影响并不显著; 工业产值占比有一定的短期正影响, 但是没有长期影响, 这说明, 长期中工业产值占比提高无助于全要素能源效率的提高, 还必须发展能源小而效益好的高端服务业; 技术效率既有短期显著的正影响, 又有长期显著的正影响, 这说明, 无论短期还是长期, 技术效率的提高始终是全要素能源效率提升的重要来源; 技术进步短期对全要素能源效率有一定的正影响, 而长期有显著的正影响, 这说明, 尽管短期技术进步对能源效率仅有一定的而无显著影响, 但是长期技术进步将显著地提升能源效率。

在环境约束下, 八个影响全要素能源效率的因素中, 人均 GDP 短期有一定的正影响, 长期有正影响, 但是不显著, 这说明, 长期来看, 经济发展到一定程度, 其对能源效率的影响不显著; 工业产值占比短期有一定的正影响, 长期有一定的负影响, 这说明, 未来要提升能源效率还必须降低工业产值占比, 提高服务业的比重; 技术效率既有短期显著的正影响, 又有长期显著的正影响, 这说明, 无论短期还是长期, 技术效率的提高始终是全要素能源效率提升的重要来源; 技术进步短期有一定的负影响,

长期有显著的正影响，这说明，长期看，技术进步的方向转变，不仅会提高能源使用的生产率，还会提高能源使用的环境效率；外商直接投资短期有一定的负影响，但从长期看，随着环境约束，外商直接投资对能源效率将不会产生显著影响。

表 6 影响全要素能源效率短期长期因素对比

影响因素	无环境约束下		环境约束	
	能源效率	能源效率增长率	能源效率	能源效率增长率
$\ln(pergdp)$	0	+	+	+
$\ln(percapitail)$	+	+	0	0
$perenergy$	- -	-	- -	-
$industr$	++	0	++	- -
$energysr$	-	0	- -	0
$effch$	+++	+++	+++	+++
$tech$	++	+++	- -	+++
fdi	-	0	- -	-

注：“0”表示没有影响；“+”表示有正影响，但不显著；“++”表示有一定正影响；“+++”表示有显著正影响；“-”表示有负影响，但不显著；“- -”表示有一定负影响。

七、结论

由于国内现有的能源效率的研究大部分没有考虑能源使用对环境质量的影响，并且在使用全要素能源效率分析方法时大多没有考虑到产出多样性的问题，仅考虑了合意的经济产出而缺少对不合意产出——污染物的考察，这将会使对能源效率的度量产生偏差。本文基于环境方向性距离函数，运用投入导向的规模报酬不变的DEA 模型测度环境约束下长三角都市圈15 个城市1996—2008 年的能源效率，并运用ML 生产率指数测度长三角都市圈15 个城市1996—2008 年的环境全要素能源效率增长率及其成分。最后，对影响环境全要素能源效率增长率的因素进行实证研究。

1997—2008 年间，长三角都市圈15 个城市在有无环境约束两种情形下全要素能源效率的增长率、能源使用技术效率增长率、能源使用技术进步增长率，以及它们的变动趋势不同，这主要源于能源的过度使用以及废气的过度排放导致环境约束下全要素能源效率增长率和能源使用技术效率增长率的降低，而忽视能源使用中减排技术的提高导致环境约束下能源使用技术进步增长率的降低。

本文还分别考察了无环境约束下影响全要素能源效率及其增长率的因素，以及影响环境约束下全要素能源效率及其增长率的因素。在无环境约束下，累积的技术效率增长率对能源效率有显著的正影响，累积的技术进步和工业产值占比对能源效率有一定的正影响，而人均GDP、人均资本存量对能源效率无显著的正影响，人均能源使用量对能源效率有一定的负影响。技术效率增长率和技术进步增长率对全要素能源效率增长率有显著的正影响，人均资本存量对全要素能源效率增长率有一定的正影响。工业产值占比对全要素能源效率增长率没有影响。

在环境约束下，累积的技术效率增长率对能源效率有显著的正影响，人均GDP 对能源效率有一定的正影响，技术进步程度、FDI、人均能源使用量对能源效率有一定的负影响。技术效率增长率和技术进步增长率对全要素能源效率增长率有显著的正影响，人均GDP 对全要素能源效率增长率有一定的正影响，工业产值占比对全要素能源效率增长率有一定的负影响。

需要说明的是，由于受数据限制，本文研究的时期较短，并且没有考虑除废气以外的其他污染排放物。另外，在进行实证研究时，选取的影响因素可能并不全面。这些研究的不足将对长三角都市圈各个城市的全要素能源效率、全要素能源效率增长率及其组成部分的估计产生影响，降低相关结论的准确性。这些问题将是未来研究的重点。

[参考文献]

陈诗一, 2010: 《节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049》, 《经济研究》第3 期。

胡鞍钢、郑京海、高宇宁、张宁、许海萍, 2008: 《考虑环境因素的省级技术效率排名(1999—2005) 》, 《经济学季刊》第7 卷第3期。

史丹、吴利学、傅晓霞、吴滨, 2008: 《中国能源效率地区差异及其成因研究——基于随机前沿生产函数的方差分解》, 《管理世界》第2 期。

涂正革, 2008: 《环境、资源与工业增长的协调性》, 《经济研究》第2 期。

魏楚、沈满洪, 2007: 《能源效率及其影响因素: 基于DEA 的实证分析》, 《管理世界》第8 期。

王兵、吴延瑞、倪鹏飞, 2010: 《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》, 《经济研究》第5 期。

袁晓玲, 屈小娥, 2009: 《中国地区能源消费差异及影响因素分析》, 《商业经济与管理》第9 期。

Anderson, P. and N. C. Petersen, 1993, “ A Procedure for Ranking Units in Data Envelopment Analysis”, *Management Science*, 39(10) , 515—521.

Boyd, G. A. and J. X. Pang, 2000, “Estimating the Linkage between Energy Efficiency and Productivity ”, *Energy Policy* , 28, 289—296.

Chung, Y. H. , R. Fare and S. Grosskopf, 1997, “Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach”, *Journal of Environmental Management*, 51, 229—240.

Chan, M. W. L. and D. C. Mountain, 2000, “An Index Number Framework for Explaining Changes in Input Productivity: An Application to Energy Efficiency ”, *Applied Economics*, 22, 785—794.

Conrad, K. , 2000, “An Econometric Model of Production with Endogenous Improvement in Energy Efficiency: 1970—1995 ”, *Applied Economics*, 32, 1153—1160.

Fare, R. , S. Grosskopf and D. Margaritis, 2001a, “Accounting for Air Pollution Emissions in Measuring Productivity Growth”, *Journal of Regional Science*, 41, 381—409.

Fare, R. , S. Grosskopf, D. W. Noh and W. Weber, 2005, “Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice”, *Journal of Econometrics*, 126, 469—492.

Fare, R. , S. Grosskopf, A. Carl and Jr. Pasurka, 2007, “Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions”, *Energy* , 32, 1055—1066.

Fare, R. , S. Grosskopf, A. Carl and Jr. Pasurka, 2007, “Pollution Abatement Activities and Traditional

Productivity” , Ecological Economics, 62, 673—682.

Hu Jin-Li and Shih-Chuan Wang, 2006, “Total-factor Energy Efficiency of Regions in China” , Energy Policy , 34, 3206—3217.

Kaneko, S. and S. Managi, 2004, “Environmental Productivity in China” , Economics Bulletin, Vol. 17, 1—10.

Luenberger, D. G. , 1995, Microeconomic Theory, Boston, McGraw-Hill.

Ian SueWing, S. Eckaus, 2004, “Explaining Long-run Changes in the Energy Intensity of the U. S. Economy ” , Working Paper. Watanabe, M. and K. Tanaka, 2007, “Efficiency Analysis of Chinese Industry: A Directional Distance Function Approach” , Energy

Policy, 35, 6323—6331.

(责任编辑: 唐寿宁) (校对: 梅子)