

# 水电替代火电提高能源环境效率了吗?

——基于三峡水电工程的实证分析

金晓雨\*

**摘要:**本文首先用非径向方向距离函数测算了1998–2012年间中国省级层面能源环境效率,然后以三峡水电工程自然实验,采用双重差分和分位数估计方法,检验水电替代火电对能源环境效率的影响。测算结果表明,中国省级层面能源环境效率总体不高,但处于逐步上升的趋势。进一步研究发现,水电替代火电提高了水电供电省份的能源环境效率,影响渠道主要是通过减少污染排放,却没能节约能源消耗。并且影响大小和渠道与所处能源环境效率水平相关,效率处于低水平时,通过减排渠道提高能源环境效率;效率处于中间水平时,对能源环境效率无显著影响;效率处于高水平时,通过节能和减排两种渠道提高能源环境效率。本文的实证结论在改变样本期、匹配方法和指标后仍然稳健。

**关键词:**能源环境效率;非径向方向距离函数;水电替代火电;三峡水电工程

## 一、引言及文献综述

面对日益严峻的资源和环境问题,中国“十三五”规划纲要将2015–2020年间单位GDP能源消耗降低15%、单位GDP二氧化碳排放降低18%纳入约束性指标。节能减排目标的实现依赖于能源环境效率的提高,即在保证经济增长的同时实现节能和减排。采用清洁能源替代传统能源,既节约了传统能源的消耗,又降低了污染排放,是提高能源环境效率的重要手段。评估清洁能源替代传统能源对能源环境效率的影响,对于制定和实施能源战略、实现节能减排有重要的参考和指导意义。

目前,中国的能源消费结构中,煤炭、石油和天然气等传统能源占比约90%(其中煤炭占67%),一次电力及其他能源占比仅10%,中国的能源消费严重依赖煤炭。从最终使用看,超过46%的煤炭用于发电(火电)。<sup>①</sup>可见,中国能源消费严重依赖煤炭并造成环境污染,其最主要的原因是火电的比重过高。近年来,中国大力发展战略性新兴产业,水电发电量2000–2013年间增加3倍多,至2013年占总发电量的17%。水电替代火电改善了能源消费结构,既节约传统能源,又降低环境污染,提高了能源环境效率。然而,清洁能源采用的影响尚缺乏经验证据支持。本文基于中国最大的水电工程——三峡水电工程的自然实验,从水电替代火电的视角,实证评估可替代清洁能源的采用对能源环境效率的影响。

\* 金晓雨,重庆理工大学经济金融学院,邮政编码:400050,电子信箱:jin\_xiaoy@126.com。

本文得到以下项目的资助:国家自然科学基金面上项目“转型时期中国城市效率与产业结构调整研究”(项目编号:71273284)、重庆市教育委员会科学技术研究项目“供给侧结构性改革背景下重庆市企业动态与制造业转型升级研究”(项目编号:KJ1709234)。感谢匿名审稿人的修改意见,但文责自负。

①数据来自2013年《中国统计年鉴》,一次电力指的是水、风、太阳能等所发出的电力。

现有关于能源环境效率的研究大致可分为两类:一类是对能源环境效率的测算,主要是采用方向性距离函数方法,克服传统效率测度中未考虑资源和环境因素的缺陷(Chung et al., 1997;陈诗一,2010)。另一类是将能源环境效率分解(王兵等,2013)或计量回归(傅晓霞、吴利学,2010),研究能源环境效率的影响因素。这些研究从不同角度讨论了能源环境效率的构成和影响因素,为进一步研究奠定了基础,但还存在以下不足。首先,测算方法上,方向性距离函数测量能源环境效率时,虽纳入环境污染非合意产出,但却假定合意产出和非合意产出同比例增减。该方法存在以下缺陷:一是若投入存在松弛,测算的能源环境效率会有偏差(Fukuyama and Weber,2010);二是无法对单一投入要素的效率进行测量(Chang and Hu,2010;林伯强、刘泓汛,2015)。本文用非径向方向距离函数测算能源环境效率,能克服以上缺陷。其次,对能源环境效率分解虽能得到技术效率变化、技术进步、投入替代等各自的贡献(王兵等,2013),但无法对不同种类能源间替代对能源环境效率影响进行检验。国内外大量研究发现,能源消费与总产出和污染排放相关,并且不同能源的作用具有差异(Sadorsky,2009;Salim et al.,2014;陈诗一、陈登科,2016)。Ohler 和 Fetters(2014)研究发现水电无论在短期和长期都能促进GDP,而火电等不可再生能源发电在短期对GDP却具有负向影响。基于各种能源对产出和污染的不同作用,理论上用水电替代火电能够提升能源环境效率。然而,目前鲜有直接检验水电替代火电的实证研究。再次,现有对能源环境效率影响因素的研究,实证方法上难以识别遗漏变量和互为因果导致的内生性问题,使研究结论缺乏可信度。本文以三峡水电工程作为能源替代的自然实验,较大程度上克服了内生性问题,以水电替代火电为视角,识别替代性清洁能源对能源环境效率的影响。

本文的主要贡献在于:首先,同时考虑产出最大化、能源和污染最小化目标下,用非径向方向性距离函数方法,测算了1990—2012年间中国省级层面的能源环境效率;其次,以三峡工程为自然实验,采用双重差分和分位数估计方法,实证检验了水电替代火电对能源环境效率的影响;再次,通过对能源环境效率的分解,进一步识别了水电替代火电对能源环境效率的影响渠道。

接下来的结构安排如下:第二部分介绍能源环境效率的测算方法和测算结果;第三部分介绍三峡水电工程的背景、实证模型的构建及采用的估计方法;第四部分是实证结果的分析;最后是本文的结论。

## 二、能源环境效率的测算

### (一)研究方法

中国经济发展面临能源和环境约束,建立将经济发展、能源等要素投入和环境污染同时纳入的指标,对评价地区经济发展质量尤为重要。近年来,以DEA为基础的“多投入—多产出”的各种效率度量方法,通过将资源和环境因素纳入约束条件,能够反映资源环境约束下的经济效率。比较有代表性的是Chung等(1997)提出的方向性距离函数方法(directional distance function,简称DDF),DDF设定合意产出增加同时,非合意产出同比例减少,通过最优化目标函数计算出能源环境效率。然而,该方法有两方面不足:第一,如果某要素存在松弛量,则能源环境效率的测度会有偏差;第二,无法对单一投入要素的效率值进行测度。为此,Zhou等(2012)提出非径向方向距离函数方法(non-radial directional distance function,简称NDDF),放松方向性距离函数中合意产出和非合意产出同比例增减假设,克服了以上两个问题。

基于中国省级层面数据,借鉴Zhou等(2012)和Zhang等(2014)的NDDF方法,测算中国1998—2012年间各省份的能源环境效率。合意产出 $Q$ 为地区生产总值,非合意产出 $P$ 用

二氧化硫排放量代表,投入要素包括资本  $K$ 、劳动  $L$  和能源  $E$  三种。定义生产集:

$$T = \{(Q, P, K, L, E) | (K, L, E) \text{ 能生产 } (Q, P)\} \quad (1)$$

(1)式中:当生产集为有界闭集,合意产出和投入具备强可处置性时,省份  $i$  的非径向方向距离函数可以定义为:

$$\begin{aligned} \vec{D}_i(Q, P, K, L, E) &= \max w_Q \theta_{i,Q} + w_P \theta_{i,P} + w_K \theta_{i,K} + w_L \theta_{i,L} + w_E \theta_{i,E} \\ \text{s.t. } \sum_{n=1}^N z_n Q_n &\geq Q_i + \theta_{i,Q} d_Q Q_i; \sum_{n=1}^N z_n P_n = P_i + \theta_{i,P} d_P P_i; \sum_{n=1}^N z_n K_n \leq K_i + \theta_{i,K} d_K K_i; \\ \sum_{n=1}^N z_n L_n &\leq L_i + \theta_{i,L} d_L L_i; \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E_i + \theta_{i,E} d_E E_i; \\ z_n &\geq 0; \theta_{i,Q}, \theta_{i,P}, \theta_{i,K}, \theta_{i,L}, \theta_{i,E} \geq 0; i = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式中: $w_j(j=\{Q, P, K, L, E\})$ 为权重向量,根据各投入产出的相对重要性而设定。 $\theta_j(j=\{Q, P, K, L, E\})$ 为松弛向量,表示各个要素相对最优水平的距离。 $d_j(j=\{Q, P, K, L, E\})$ 为方向向量,其正负表示期望各个要素是增加还是减少。具体测算能源环境效率时,参考林伯强和刘泓汛(2015),设定权重指标中资本和劳动为0,能源、环境和产出各占1/3,即权重向量为(1/3, 1/3, 0, 0, 1/3)。相应地,方向向量为(1, -1, 0, 0, -1)。

通过求解,得到  $\theta_Q^*$ 、 $\theta_P^*$  和  $\theta_E^*$ ,三个松弛量分别代表合意产出、非合意产出和能源投入与各自最优水平的距离。为度量效率水平,用能源和环境各自的当前生产率和潜在生产率的比重度量相对效率,得到能源效率和环境效率分别为:

$$\begin{aligned} EEI_{i,E} &= \frac{Q_i/E_i}{\bar{Q}_i/\bar{E}_i} = \frac{Q_i/E_i}{(Q_i+\theta_{i,Q}d_Q Q_i)/(E_i+\theta_{i,E}d_E E_i)} = \frac{1-\theta_{i,E}}{1+\theta_{i,Q}} \\ EEI_{i,P} &= \frac{Q_i/P_i}{\bar{Q}_i/\bar{P}_i} = \frac{Q_i/P_i}{(Q_i+\theta_{i,Q}d_Q Q_i)/(P_i+\theta_{i,P}d_P P_i)} = \frac{1-\theta_{i,P}}{1+\theta_{i,Q}} \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式中: $\bar{Q}_i$ 、 $\bar{P}_i$ 、 $\bar{E}_i$ 分别表示最大合意产出、最小非合意产出和最小能源投入。因此,能源效率度量的是能源环境效率中节能所产生的效率提升,而环境效率度量的是能源环境效率中减排所产生的效率提升。

能源环境效率度量的是单位产出中,节能和减排效率的综合指标。为此,将能源和环境按照各自权重加权平均,得到省份  $i$  的能源环境效率:

$$\begin{aligned} EEI_{i,T} &= \frac{w_P}{w_P+w_K+w_L+w_E} \cdot \frac{Q_i/P_i}{\bar{Q}_i/\bar{P}_i} + \frac{w_E}{w_P+w_K+w_L+w_E} \cdot \frac{Q_i/E_i}{\bar{Q}_i/\bar{E}_i} \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1-\theta_{i,P}}{1+\theta_{i,Q}} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1-\theta_{i,E}}{1+\theta_{i,Q}} = \frac{\frac{1}{2}(\theta_{i,P}+\theta_{i,E})}{1+\theta_{i,Q}} \end{aligned} \quad (4)$$

各个效率指标均介于0到1之间,值越大,代表效率越高,当值为1时,说明该地区能源环境效率处于生产前沿,具有最高的效率水平。

## (二) 指标选取

本文测算中国1998–2012年省级层面能源环境效率,由于西藏部分指标缺失,样本包括30个省、自治区和直辖市。合意产出以地区生产总值表示,非合意产出以二氧化硫排放量表示,投入要素包括资本、劳动和能源三种。各个指标具体定义和处理如下:

1. 地区生产总值。各省的地区生产总值数据来自《中国统计年鉴》，并按照各省的GDP缩减指数折算为1990年为基期的实际值。

2. 二氧化硫排放。对于环境污染，国外研究多用CO<sub>2</sub>排放作为代理变量。然而，中国CO<sub>2</sub>排放缺乏省级层面的统计数据，国内一些研究用各省份能源消费结构和各种能源的CO<sub>2</sub>排放系数进行估算（林伯强、刘希颖，2010；申萌等，2012），但这种估算方法没有考虑能源排放系数在各个省份之间的差异，本文要实证的能源环境效率提升正是来源于水电替代火电所产生的污染减少，即水电替代火电使电力消费的排放系数降低了，故采用这种估算得到的CO<sub>2</sub>排放量不能用于本文中能源环境效率的测算。为此，本文用二氧化硫排放作为污染的代理变量，数据来源于《中国环境年鉴》。

3. 资本投入。省级层面缺乏资本存量的统计数据，本文用永续盘存法进行估算。1990年的数据直接来自张军等（2004），并折算成以该年为基期的实际值，后续年份的数据按照永续盘存法估算得到。其中，折旧率为9.6%。数据来源于《中国统计年鉴》。

4. 劳动投入。劳动投入采用“就业人数”衡量，数据来自各省份的统计年鉴。

5. 能源投入。能源投入是能源的终端消费，各种能源种类不同，不能直接相加，这里用的是各种能源折算为标准煤后的数据。数据来自《中国能源统计年鉴》。

### （三）测算结果

根据式(2)和式(4)，计算得到1998–2012年中国30个省份的能源环境效率的面板数据<sup>①</sup>。图1和图2分别绘出了各省份能源环境效率的均值和分布。总体而言，中国各省份的能源环境效率较低，各个年份的均值都不足0.5。能源环境效率高的省份往往是经济发达省份或者能源使用和环境污染低的省份，而能源环境效率低的省份往往是经济发展较落后的省份或者是高能耗高污染的省份，这反映了能源环境效率和单纯经济指标的差别，其综合考虑了经济发展和节能减排，度量的是一种综合效率。

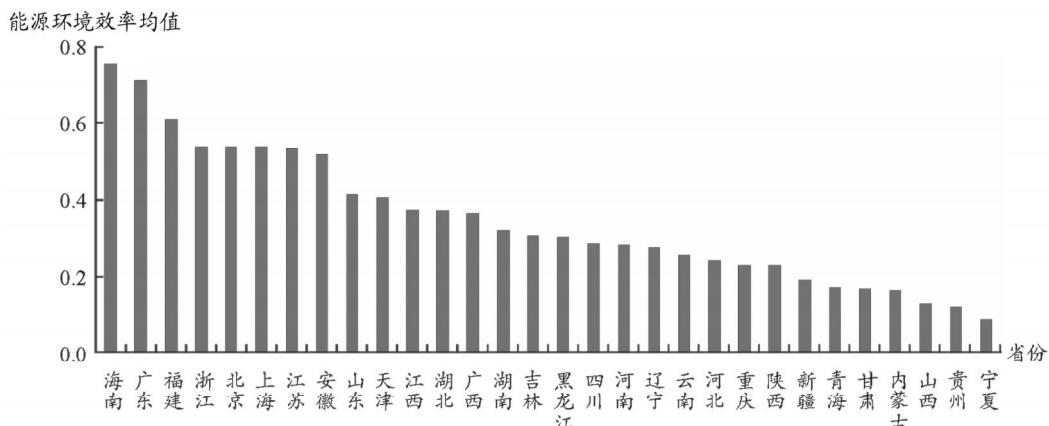


图1 1998–2012年间30个省份能源环境效率均值

变化趋势上，1998–2012年间，大部分地区存在明显的效率提升。此外，在分布上，能源环境效率呈非标准分布，并且峰度随时间逐渐降低，呈现越来越明显的厚尾特征。这反映了处于不同效率水平的地区，能源环境效率的变化趋势有所不同，各地区之间的能源环境效率

<sup>①</sup>为了使计算的能源环境效率指标跨年度可比较，构造前沿面的数据选择的是1998–2012年全部样本数据。

有逐渐分散化的趋势。

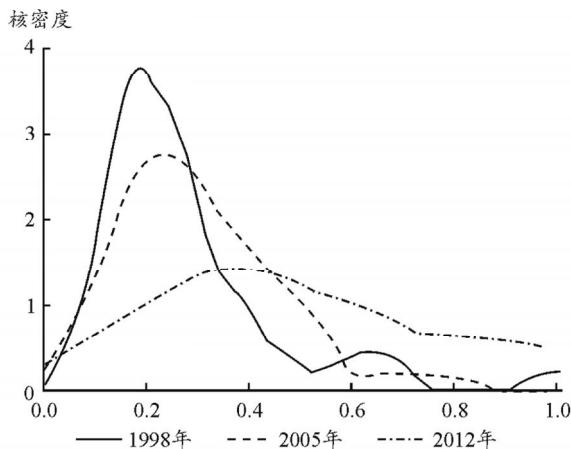


图2 能源环境效率核密度图

### 三、三峡水电工程背景及实证设计

#### (一) 三峡水电工程的背景

三峡工程作为治理和开发长江资源的骨干工程，是目前中国乃至世界最大的水利水电工程，其经济和环境效益主要体现在水力发电上。以清洁的水力代替煤炭发电，既节约了煤炭等能源，又降低了煤炭燃烧对环境产生的污染，对保持经济增长的同时实现节能减排有巨大贡献。1993年，在中国电力供给不足及攻克大型水电站建设关键技术的背景下，三峡水电工程正式开工。2003年底第1台机组开始发电，至2012年32台机组全部投产，总装机容量达到2 250万千瓦。2003—2014年累计发电量8 107.85亿千瓦时，占该阶段中国总发电量的约2%。所发电输往华东、华中和华南地区的8省2市，照亮了近半个中国。

三峡水电向各地的分配由国务院直接出台政策，主要基于以下因素：第一，按经济效益就近供给，电力运输要建输电设备，并在运输过程中损耗，为了降低输电设备投资和减少电力损耗，三峡水电优先供给较近的地区。第二，与国家电力体制改革方向相衔接，电力体制改革是实现“西电东送”战略的保证，三峡电力消纳要服从国家电力体制改革方案。第三，根据各个省份的用电需求，并结合各省份的资源分布特点、水电火电补偿和电力供需平衡进行分配。最终，国务院发展改革委员会通过的三峡水电分配省份确定为河南、江苏、安徽、上海、浙江、湖北、湖南、江西、广东、重庆共8省2市<sup>①</sup>。

因此，三峡水电的分配主要由地理区位和政策因素决定，影响华东、华中和广东等8省2市，而其他省份并不受到三峡水电的影响，这种影响外生于省份自身的选，具有严格外生性。此外，三峡水电工程的影响具有明显的时间断点，2003年开始发电后，受到影响的省份用水电替代部分火电。因此，三峡水电工程可以作为检验水电替代火电对能源环境效率影响的一个很好的自然实验，即接受三峡水电分配的8省2市相对于未受到影响的省份，在

<sup>①</sup>国家发改委2001年制定的方案中，重庆没有参与三峡电力分配（发改能源[2001]2668号文），但考虑重庆经济发展和严重缺电情况，“十一五”期间，电网消纳方案将重庆纳入三峡供电范围，三峡电站增发电能在首先满足向重庆送电以后，其余的新增电量参照发改能源[2001]2668号文在华东、华中和广东地区分配的原则执行。

2003年后采用清洁的水电替代火电是否有助于提高能源环境效率。

## (二)模型设定和变量选取

基于以上分析,本文构建双重差分模型,检验水电替代火电对能源环境效率的影响。第一重差分是在省级维度上,以虚拟变量  $D$  表示是否属于三峡水电的供电范围,是为 1, 不是为 0。第二重差分是在时间维度上,以虚拟变量  $T$  表示处理前和处理后,2003 年以前为 0, 2003 年以后为 1。通过计量方法估计处理效应的模型为:

$$\ln y_i = \alpha_1 D_i + \alpha_2 T_i + \beta_1 D_i \times T_i + X_i \gamma + \varepsilon_i \quad (5)$$

(5)式中: $i$  和  $t$  分别代表省份和年份。被解释变量  $y$  在不同的回归方程中分别为能源环境效率( $EEI_T$ )、能源效率( $EEI_E$ )和环境效率( $EEI_P$ ),其中,能源环境效率为考虑产出、能源和污染的综合指标,而能源效率和环境效率分别表示提高能源环境效率中节能和减排的贡献。数据直接来自前面的测算结果,时间跨度为 1998–2012 年,包括除西藏外的 30 个省份。 $X$  为控制变量,  $\varepsilon$  为随机扰动项,并令  $\varepsilon \sim iidN(0, \sigma^2)$ 。 $\beta_1$  为估计得到的处理效应。

如果处理效应每年相同,则该处理效应代表了水电替代火电对能源环境效率的净影响。然而,政策措施的实施往往是渐进的,随实施力度的增加而影响效应增强。三峡水电装机容量在 2003–2012 年是逐步增加的,若用以上方程将 2003 年后处理效应视为相等会导致模型误设。这里需要估计随着时间变化的年均处理效应。为此,参考 Deng 等(2015)方法,将处理效应调整为年份和处理效应的交乘项( $D \times T \times Year$ ),估计动态年均处理效应。其中,2004 年为处理的第一期,该交乘项代表了处理效应随时间而逐渐增强。模型变为:

$$\ln y_i = \alpha_1 D_i + \alpha_2 T_i + \beta_2 D_i \times T_i \times Year_i + X_i \gamma + \varepsilon_i \quad (6)$$

这里的  $\beta_2$  度量了年均处理效应,即三峡水电工程在开通期间,每年通过水电替代火电使供电省份相对未供电省份能源环境效率提升多少。

双重差分法估计时,以下问题值得特别注意:第一,对照组的选择对参数估计的一致性有重要影响。对照组替代处理组的前提是,对照组和处理组在处理前有较高的相似性,如果这一条件不满足,估计结果就是有偏和不一致的。为此,本文采用倾向得分匹配方法,通过估计处理前的倾向得分,选择和处理组得分相近的样本作为对照组,并进行处理组和对照组有关变量在匹配前后的平衡性检验。此外,也用了其他匹配方法进行稳健性检验。第二,遗漏变量对参数估计的一致性和有效性有重要影响。如果个体在处理组是随机分配的,则遗漏变量会导致估计的方差增大,有效性降低;如果个体在处理组和对照组之间不是随机分配的,而是以和某些变量相关的方式分配,则遗漏这些变量会导致估计结果不一致。为此,需要在估计中,控制影响估计结果的相关变量,具体包括:

1.研发投入( $R&D$ )。技术进步是促进能源环境效率提高的关键,而研发投入是技术进步的推动力(林伯强、杜克锐,2013)。Geller 等(2006)总结 OECD 国家经验,发现  $R&D$  投入对提高能源环境效率具有促进作用。为此,加入研发投入指标控制各省份技术进步对能源环境效率的影响。研发投入采用各个省份的  $R&D$  经费内部支出总额占地区生产总值比重度量,其中,  $R&D$  经费内部支出来自《中国科技统计年鉴》,地区生产总值来自《中国统计年鉴》。

2.环境规制( $Regulation$ )。环境规制一方面会增加企业成本,削弱企业的生产率和竞争力(Gollop and Roberts, 1983);另一方面会促进企业加快技术创新及采用先进的减排技术和设备,提高能源环境效率(Porter and van der Linde, 1995; 王兵等, 2008)。为此,要控制环境规制对能源环境效率的影响。环境规制用各省份环保系统年末实有人数占地区总就业比重度量,其中,各个省份环保系统年末实有人数来自《中国环境年鉴》。

3.收入水平( $Pgdp$ )。环境污染和收入水平相关,经济处于低收入水平时,随着人均收入

增加,环境状况会逐步恶化,当经济发展到高收入水平时,随着人均收入上升,环境反而会逐渐改善,呈倒U形的“环境库兹涅茨曲线”(Grossman and Krueger, 1991)。为此,加入人均地区生产总值的一次项( $Pgdp$ )和二次项( $Pgdp^2$ ),控制发展阶段。地区生产总值按各省份GDP缩减指数折算为1990年的实际值,数据来自《中国统计年鉴》。

4.经济结构( $Stru\_ind$ , $Stru\_heavy$ , $Stru\_owner$ )。能源消费与其产生的污染排放主要来自工业,尤其是重工业(王兵等,2013)。各省份产业结构和产业内部结构的不同,势必影响能源环境效率。参考李世祥和成金华(2008),以工业增加值占地区生产总值比重( $Stru\_ind$ )度量产业结构,以重工业产值占工业总产值比重( $Stru\_heavy$ )度量产业内部结构。此外,不同所有制结构产生不同的制度和管理方式,影响企业的能源环境效率,国有企业的所有制结构导致其往往处于低效率水平(聂辉华、贾瑞雪,2011;吴延兵,2012)。本文参考林伯强和刘泓汛(2015),以工业企业中的国有资本在所有者权益中的比重( $Stru\_owner$ )度量。数据来自中经网统计数据库和《中国工业经济统计年鉴》,缺失值用插值法补齐。

各变量的描述性统计如下:

表 1

变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$EEI_T$	450	0.348	0.200	0.070	1
$EEI_E$	450	0.492	0.227	0.100	1
$EEI_P$	450	0.204	0.193	0.020	1
$D$	450	0.333	0.472	0	1
$Year$	450	2005	4.325	1998	2012
$R&D$	450	1.095	1.003	0.100	6.300
$Regulation$	450	0.024	0.011	0.007	0.068
$Pgdp$	450	0.896	0.647	0.144	3.621
$Stru\_ind$	450	39.16	8.398	12.68	59.24
$Stru\_heavy$	450	71.72	12.23	28.37	95.43
$Stru\_owner$	450	22.39	14.21	2.330	87.69

注:表中所有的名义数据均折算成以1990年为基准的实际值, $Pgdp$ 单位为万元/人, $R&D$ 、 $Regulation$ 、 $Stru\_ind$ 、 $Stru\_heavy$ 和 $Stru\_owner$ 单位均为%。

## 四、实证结果分析

### (一) 倾向得分匹配结果

受三峡水电供电的处理组省份有10个,未受三峡水电影响的省份有20个。未受处理的省份中部分省份在发展阶段、经济结构等方面和处理组相差甚远,若将其全部作为对照组会使估计结果偏误。为此,要匹配寻找和处理组中样本特征最接近的作为其对照组样本。

本文用倾向得分匹配法,以人均地区生产总值、产业结构、重工业比重、所有制结构4个指标作为匹配准则,用Probit模型估计所有样本在处理前的倾向得分。并按照1对1匹配准则,选择和处理组样本最接近的未接受处理的样本作为其对照组,得到一一对应的处理组和对照组样本见表2。其中,部分处理组重复选择了某些省份作为对照组,如浙江和广东的对照组都选择了福建,安徽和重庆的对照组都选择了四川,本文保留对照组中重复出现的福建和四川,即这两个省份数据在对照组中出现两次。

表 2

处理组和对照组配对表

处理组	上海	江苏	浙江	安徽	江西	河南	湖北	湖南	广东	重庆
对照组	云南	山东	福建	四川	广西	海南	天津	黑龙江	福建	四川

完成处理组和对照组的匹配后,需要进行三方面平衡性检验,以检验对照组的选择是否合适。即检验匹配前后处理组和对照组均值是否相等、标准偏误以及标准偏误的减少幅度。表3列出了平衡性检验结果,匹配前处理组和对照组的各变量均值是否相等的t检验概率均小于0.05,拒绝处理组和对照组相等的原假设,而在匹配后t检验概率除工业比重外均远超过0.1,说明匹配消除了处理组和对照组之间的差异。此外,匹配前处理组和对照组之间的标准偏误较高,而在匹配后标准偏误较低,匹配前后标准偏误大幅减少,进一步说明匹配大幅度消除了处理组和对照组之间的差异。

表3 匹配前后平衡性检验

变量	处理组 均值	匹配前			匹配后			标准偏误 减少(%)
		对照组 均值	t 检验 概率值	标准 偏误	对照组 均值	t 检验 概率值	标准 偏误	
$EEI_T$	0.58	0.39	0.00	1.03	0.58	0.96	0.01	99.22
$EEI_E$	0.18	0.12	0.02	0.40	0.19	0.68	-0.08	118.88
$EEI_P$	0.38	0.26	0.00	0.83	0.38	0.85	-0.03	104.02
$Pgdp$	0.61	0.47	0.02	0.40	0.51	0.12	0.29	28.44
$Stru\_ind$	39.27	34.95	0.00	0.56	36.19	0.05	0.36	36.28
$Stru\_heavy$	59.19	70.33	0.00	-0.96	57.32	0.31	0.19	119.25
$Stru\_owner$	26.91	36.73	0.00	-0.77	28.17	0.55	-0.11	85.83

注:表中t检验概率值为处理组和对照组是否来自相同总体的t检验概率值,原假设为两组样本均值相等。标准偏误为处理组和对照组均值之差除以这两组方差均值的平方根,标准偏误减少为匹配前后标准偏误减少的百分比。

经过倾向得分匹配及平衡性检验后,处理组和对照组在处理前后并无显著差异。双重差分估计的核心在于估计处理后,处理组与对照组之间的差异,该差异被认为是由于特定事件带来的处理效应。图3绘出匹配后处理组和对照组在1998—2012年间能源环境效率均值的变化趋势,总体上看,处理组和对照组能源环境效率2005年以前相差不大,而在2005年之后差距逐步拉大,这种变化和三峡水电在时间上较一致。为进一步判断这种能源环境效率的变化是否为水电替代火电所导致的,图4绘出1998—2012年间处理组和对照组的火电比重变化。2003年左右,在对照组火电比重增加的同时,处理组火电比重却是一直下降的,这种能源结构的变化和能源环境效率的变化在时间上也一致。并且该时期除三峡水电站外,并没有其他重大事件会导致各地电力结构的变化,因此,可判断处理组和对照组电力结构和能源环境效率的相对变化是三峡水电工程通过水电替代火电引起的。

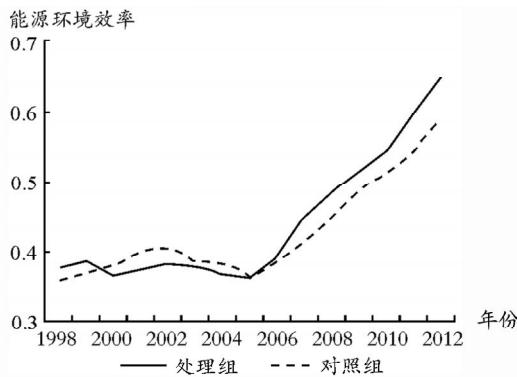
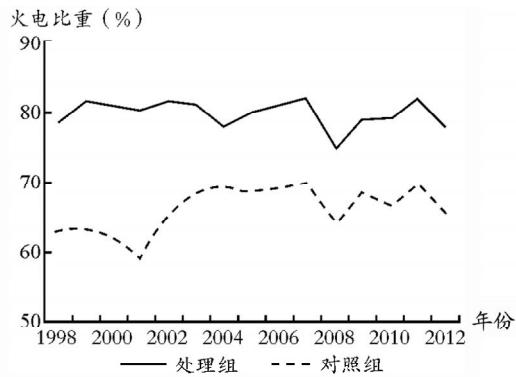
图3 处理组和对照组  $EEI_T$  变化

图4 处理组和对照组火电比重变化

## (二) 水电替代火电对能源环境效率的影响大小

### 1. 双重差分估计结果

为了估计三峡水电的处理效应,匹配完成后,首先用双重差分方法估计处理效应,回归结果见表4。

**表 4 能源环境效率处理效应的双重差分估计结果**

被解释变量	$EEI_T$		
$D$	0.070 ** (0.030)	0.027 (0.023)	0.008 (0.024)
$T$	-0.005 (0.032)	-0.061 *** (0.023)	-0.010 (0.017)
$D \times T$	0.027 (0.042)		
$D \times T \times year$		0.025 *** (0.005)	0.007 ** (0.003)
$R&D$			0.039 *** (0.014)
$Pgdp$			0.321 *** (0.056)
$Pgdp^2$			-0.048 *** (0.016)
$Regulation$			3.519 *** (1.325)
$Stru\_ind$			-0.008 *** (0.002)
$Stru\_heavy$			-0.007 *** (0.001)
$Stru\_owner$			0.001 (0.001)
常数项	0.382 *** (0.024)	0.411 *** (0.021)	0.824 *** (0.064)
样本量	300	300	300
$R^2$	0.046	0.113	0.616
F 值	5.325	10.91	52.67

注:括号中为稳健的标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%,下表同。

第1列是方程的估计结果,未加任何控制变量,双重差分估计的处理效应为正数,但在统计上却并不显著。这是由于该模型假设处理后处理效应相同,而事实上处理效应在时间上是逐渐加强的,模型存在误设,导致估计不一致和有效性较低。2003–2012年,三峡水电站的装机容量逐步增加,处理效应也是逐渐增强的。为此,第2列用方程估计动态的年均处理效应。结果显示,年均处理效应  $D \times T \times year$  显著为正,并且在第3列进一步加入相关控制变量后,处理效应估计值虽有所降低,但仍在 5% 的水平上显著。该年均处理效应表示,三峡水电站的建立,通过水电替代火电,使供电省份相对于未供电省份能源环境效率每年提升 0.007。按此估计系数计算,至 2012 年,供电省份相对于非供电省份能源环境效率提升了共计 0.063(9×0.007),和图 3 中效率差距接近。

可见,三峡水电站作为迄今为止中国乃至世界最大的水电工程,通过水电替代火电,在 2003–2012 年间,提高了供电省份的能源环境效率 0.063。水电代替火电,既节约了煤炭资源,又降低了煤炭燃烧产生的环境污染,在保持产出的同时,降低了单位产出的能耗和污染排放,有效促进地区的节能减排,提高了能源环境效率。

控制变量的估计系数符合预期。研发投入提升技术水平和促进节能环保技术采用,使单位产出的能源投入更低并降低污染物排放,促进能源环境效率提升。人均地区生产总值及其平方项的估计系数分别为正和负,能源环境效率随着人均收入的提升先增加后降低,呈倒U形的环境库兹涅茨曲线。环境规制增加了企业排污成本,激励企业采用清洁环保技术,促进能源环境效率提升。工业尤其是重工业单位产出的能耗更大,造成的环境污染也更严重,和预期一致,工业比重和重工业比重增加会降低能源环境效率。而国有资本比重对能源环境效率影响并不显著。

## 2. 分位数回归估计结果

能源环境效率处于不同水平,替代能源对能源环境效率的影响可能不同。从前文图2中能源环境效率分布看,中国能源环境效率分布呈现越来越明显的厚尾特征,这可能是由于不同效率水平地区,能源环境效率的变化具有差异导致的。此外,估计方法上,由于能源环境效率分布非正态、出现厚尾特征以及异方差等情况,最小二乘估计会有偏和不一致,并且结果非常不稳健(Koenker and Bassett, 1978; 李子奈、叶阿忠, 2012)。为估计不同效率水平的处理效应差异,并克服估计方法上的问题,进一步用分位数回归进行估计。

选取0.2、0.4、0.5、0.6、0.8共五个分位数分别进行估计,表5列出了处理效应在各个分位点的估计结果。被解释变量仍为能源环境效率,年均处理效应的估计系数大小、显著性在不同分位点差别明显,而其他变量的估计系数差别不大。对于能源环境效率,在0.2和0.8分位点年均处理效应显著,而在其他分位点不显著。表明水电替代火电的作用和地区能源环境效率水平呈U形曲线关系。

**表5 能源环境效率处理效应的分位数估计结果**

分位点	Q=0.2	Q=0.4	Q=0.5	Q=0.6	Q=0.8
D	0.074 *** (0.023)	0.041 * (0.024)	0.014 (0.026)	0.011 (0.029)	-0.053 (0.046)
T	-0.0130 (0.017)	0.016 (0.017)	0.0220 (0.018)	0.014 (0.021)	-0.0280 (0.033)
D×T×year	0.009 ** (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.001 (0.005)	0.017 ** (0.007)
R&D	0.046 *** (0.012)	0.042 *** (0.012)	0.038 *** (0.013)	0.028 * (0.015)	0.030 (0.024)
Pgdp	0.225 *** (0.051)	0.351 *** (0.053)	0.340 *** (0.057)	0.339 *** (0.064)	0.442 *** (0.103)
Pgdp <sup>2</sup>	-0.020 (0.014)	-0.051 *** (0.014)	-0.048 *** (0.015)	-0.045 *** (0.017)	-0.075 *** (0.028)
Regulation	2.259 * (1.187)	2.062 * (1.211)	1.732 (1.313)	1.518 (1.472)	6.141 ** (2.383)
Stru_ind	-0.004 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.010 *** (0.002)
Stru_heavy	-0.007 *** (0.001)	-0.008 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.006 *** (0.002)
Stru_owner	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.002)
常数项	0.606 *** (0.061)	0.674 *** (0.063)	0.739 *** (0.068)	0.743 *** (0.076)	0.844 *** (0.123)
样本量	300	300	300	300	300
伪 R <sup>2</sup>	0.381	0.418	0.441	0.442	0.443

### (三) 水电替代火电对能源环境效率的影响渠道

能源环境效率度量的是产出、能源和环境共同约束下的效率,其提高既可以通过节约单位产出的能耗(节能),也可以通过降低单位产出的污染(减排)实现。因此,三峡水电工程通过水电替代火电对能源环境效率的影响,有两种渠道:第一,提高能源效率( $EEI_E$ ),在合意产出和能源非合意产出保持不变情况下,通过水电代替火电以降低单位产出能源投入,从而提高能源环境效率;第二,提高环境效率( $EEI_P$ ),在合意产出和能源投入保持不变情况下,减少单位产出污染排放,从而提高能源环境效率。

为识别水电替代火电提高能源环境效率的渠道,将被解释变量分别替换为能源效率和环境效率,进行最小二乘双重差分估计和分位数双重差分估计。表 6 列出了估计结果,Panel A 是水电替代火电对能源效率的影响,最小二乘双重差分估计中,水电替代火电对能源效率的影响为正,但却并不显著。总体来看,水电替代火电对能源效率的影响较弱,并没有节约单位产出的能源消耗。进一步用分位数双重差分估计显示,仅在 0.8 分位点,水电替代对能源效率具有显著促进作用,说明只有当自身处于较高的效率水平时,清洁水电的使用,才有助于地区降低单位产出的能源投入,提高能源效率。Panel B 是水电替代火电对环境效率的影响,不同于能源效率,不管是最小二乘双重差分还是分位数双重差分估计,水电替代火电总是促进环境效率的提升,但作用大小随着环境效率提升呈 U 形曲线关系,当环境效率处于低水平和高水平时作用更强,在中等水平作用较弱。

**表 6 能源效率和环境效率的处理效应估计结果**

Panel A 被解释变量:能源效率		分位数回归				
双重差分		Q=0.2	Q=0.4	Q=0.5	Q=0.6	Q=0.8
<i>D</i> × <i>T</i> ×year	0.005 (0.004)	0.005 (0.005)	0.002 (0.005)	0.004 (0.006)	0.000 (0.007)	0.011 ** (0.005)

Panel B 被解释变量:环境效率		分位数回归				
双重差分		Q=0.2	Q=0.4	Q=0.5	Q=0.6	Q=0.8
<i>D</i> × <i>T</i> ×year	0.009 ** (0.004)	0.010 *** (0.002)	0.005 (0.004)	0.007 ** (0.003)	0.009 * (0.005)	0.025 *** (0.009)

注:采用了最小二乘双重差分估计和分位数双重差分估计,各列回归中均加入了控制变量,为节约篇幅,这里省略控制变量的估计系数和标准误,各列回归中样本量均为 300。

总结以上实证研究,总体上水电替代火电提高了地区能源环境效率,主要是通过减排方式,节能的作用较弱。并且在不同效率水平,由于产业结构和发展阶段不同,水电替代火电的影响和渠道也具有一定的差异。

### (四) 稳健性检验

双重差分估计的处理效应很容易受处理期、处理组与对照组匹配方法和规则等影响。为此,本文进行了一系列稳健性检验。

首先,考虑到处理效应可能存在的滞后性,剔除 2003 年和 2004 年数据后,重新估计 2005–2012 年间的处理效应。地区的产业结构、能源生产和消费结构的调整可能存在一定的滞后性,导致水电替代火电的处理效应难以马上呈现。为此,剔除处理当年 2003 年和滞后一年 2004 年数据,重新估计年均处理效应。表 7 列出了估计结果,处理效应的大小和显

著性略有变化,但总体上稳健。能源环境效率的估计结果和全样本估计结果差别不大(见表4、5)。剔除2003年和2004年数据后,样本量减少,导致能源效率和环境效率双重差分估计的年均处理效应显著性降低,但也接近10%的显著性水平,并随效率提升呈U形曲线关系。

表7 稳健性估计结果

Panel A 被解释变量:能源环境效率		分位数回归				
	双重差分	Q=0.2	Q=0.4	Q=0.5	Q=0.6	Q=0.8
D×T×year	0.007 <sup>*</sup> (0.004)	0.013 <sup>**</sup> (0.005)	0.001 (0.004)	0.001 (0.005)	0.006 (0.005)	0.022 <sup>**</sup> (0.007)
Panel B 被解释变量:能源效率		分位数回归				
	双重差分	Q=0.2	Q=0.4	Q=0.5	Q=0.6	Q=0.8
D×T×year	0.008 (0.005)	0.005 (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.007)	0.007 (0.008)	0.015 <sup>***</sup> (0.004)
Panel C 被解释变量:环境效率		分位数回归				
	双重差分	Q=0.2	Q=0.4	Q=0.5	Q=0.6	Q=0.8
D×T×year	0.006 (0.004)	0.009 <sup>***</sup> (0.003)	0.003 (0.004)	0.005 (0.004)	0.008 (0.006)	0.019 <sup>*</sup> (0.010)

注:各列回归均为剔除2004—2005年数据后,并加入控制变量的估计结果。

其次,改变匹配方法。处理效应的估计很大程度上取决于对照组的选择,理论上,所选择的匹配指标相同,各种匹配方法所选择的对照组样本应该差别不大。为了检验估计的稳健性,本文也采用了马氏距离的匹配方法,即根据各匹配指标计算处理组和对照组之间的“距离”,选择距离最近的一个或者多个样本作为其对照组。本文采用该方法估计的对照组样本和采用倾向得分匹配得到的差别不大,因此,处理效应的估计结果也接近。

最后,本文也调整了匹配规则,包括匹配指标、处理组和对照组之间的匹配比例等,年均处理效应和分位数处理效应的估计结果均稳健。

## 五、结论

能源环境效率要求在保持经济增长的同时实现节能和减排,度量了地区经济增长质量。面对经济发展中的能源和环境约束,采用替代的清洁能源是实现节能减排,提高能源环境效率的重要手段。本文首先用非径向方向距离函数方法度量了中国各省份的能源环境效率,并以三峡水电工程作为自然实验,进一步检验水电替代火电对能源环境效率的影响大小及渠道。主要有以下发现:

第一,中国各省份的能源环境效率总体上较低,但有逐步提高的趋势。能源环境效率要求合意产出增加的同时,非合意产出和投入减少,综合考虑了产出、能源和污染,因此,其度量的是综合效率。本文采用非径向方向距离函数方法,克服了传统方向性距离函数的松弛性偏差和难以对单一要素效率进行测度的问题,计算了1998—2012年间中国省级层面的能源环境效率。测量结果表明,中国各省份的能源环境效率总体上较低,但有逐步提高的趋势。

第二,通过水电替代火电能够提高地区的能源环境效率,并且作用大小随地区的效率水平呈U形曲线关系。清洁的水电代替传统的火电,节约了煤炭等能源消耗并降低能源燃烧产生的污染排放,有助于提高地区能源环境效率。通过三峡水电工程的自然实验,用双重差分和分位数回归方法估计水电替代火电对能源环境效率的影响。研究发现,水电替代火电显著提高了供电省份的能源环境效率,并且该影响随着效率水平的提高呈U形曲线关系。表明水电替代火电促进低效率和高效率地区效率提升,但对中等效率水平地区影响不大。

第三,水电替代火电对能源环境效率的影响渠道主要是减排,却未能节能,并且不同效率水平影响渠道也具有差异。能源环境效率的提高,既可以通过节约单位产出能源消耗,也可以通过减少单位产出污染排放实现。为检验水电替代火电对能源环境效率的影响渠道,将能源环境效率分解为能源效率和环境效率,分别估计处理效应。结果表明,总体而言,水电替代火电对能源环境效率的影响主要是通过减少污染排放,而非节约能源消耗。但在不同效率水平影响渠道具有差异。效率处于低水平时,通过减排提高能源环境效率;效率处于中间水平时,对能源环境效率无显著影响;效率处于高水平时,通过节能和减排两种渠道提高能源环境效率。对于不同效率地区,发展阶段和产业结构不同,水电的作用也具有差异。

最后,本文通过三峡水电的自然实验,评估水电替代火电对能源环境效率的影响。虽然选取的是清洁能源水电替代传统火电的视角,但以能源替代改善能源环境效率的思路可以扩展到对其他清洁能源的使用。在中国经济发展面临越来越严峻的能源和环境约束下,大力发展战略型的能源,以清洁能源替代传统能源,将是实现经济、能源和环境协调发展的主要举措。

#### 参考文献:

- 1.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。
- 2.陈诗一、陈登科,2016:《能源结构、雾霾治理与可持续增长》,《环境经济研究》第1期。
- 3.傅晓霞、吴利学,2010:《中国能源效率及其决定机制的变化——基于变系数模型的影响因素分析》,《管理世界》第9期。
- 4.林伯强、杜克锐,2013:《我国能源生产率增长的动力何在——基于距离函数的分解》,《金融研究》第9期。
- 5.林伯强、刘泓汛,2015:《对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例》,《经济研究》第9期。
- 6.林伯强、刘希颖,2010:《中国城市化阶段的碳排放:影响因素和减排策略》,《经济研究》第8期。
- 7.李世祥、成金华,2008:《中国能源效率评价及其影响因素分析》,《统计研究》第10期。
- 8.李子奈、叶阿忠,2012:《高级应用计量经济学》,清华大学出版社。
- 9.聂辉华、贾瑞雪,2011:《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第7期。
- 10.申萌、李凯杰、曲如晓,2012:《技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究》,《世界经济》第7期。
- 11.王兵、吴延瑞、颜鹏飞,2008:《环境管制与全要素生产率增长:APEC的实证研究》,《经济研究》第5期。
- 12.王兵、於露瑾、杨雨石,2013:《碳排放约束下中国工业行业能源效率的测度与分解》,《金融研究》第10期。
- 13.吴延兵,2012:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》第3期。
- 14.张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 15.Chang, T., and J. Hu. 2010. "Total – factor Energy Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change: An Empirical Study of China." *Applied Energy* 87( 10 ):3262–3270.
- 16.Chung, Y., R. Färe, and S. Grosskopf. 1997. "Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach." *Journal of Environmental Management* 51( 3 ):229–240.
- 17.Deng, G., L. Gan, and M. Hernandez. 2015. "Do Natural Disasters Cause an Excessive Fear of Heights? Evidence

- from the Wenchuan Earthquake.” *Journal of Urban Economics* 90(9):79–89.
18. Fukuyama, H., and W. Weber. 2010. “A Slacks-Based Inefficiency Measure for a Two-stage System with Bad Outputs.” *Omega* 38(5):398–409.
19. Geller, Howard, Philip Harrington, Arthur H. Rosenfeld, Satoshi Tanishima, and Fridtjof Unander. 2006. “Policies for Increasing Energy Efficiency: Thirty Years of Experience in OECD Countries.” *Energy Policy* 34:556–573.
20. Gollop, F., and M. Roberts. 1983. “Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation.” *Journal of Political Economy* 91(4):654–674.
21. Grossman, G., and A. Krueger. 1991. “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement.” NBER Working Paper Series 3914.
22. Koenker, R., and G. Bassett. 1978. “Regression Quantiles.” *Econometrica* 46(1):33–50.
23. Ohler, A., and I. Fetter. 2014. “The Causal Relationship between Renewable Electricity Generation and GDP Growth: A Study of Energy Sources.” *Energy Economics* 43: 125–139.
24. Porter, M., and C. van der Linde. 1995. “Toward a New Conception of the Environment – Competitiveness Relationship.” *The Journal of Economic Perspective* 9(4):97–118.
25. Sadorsky, P. 2009. “Renewable Energy Consumption, CO<sub>2</sub> Emissions and Oil Prices in the G7 Countries.” *Energy Economics* 3: 456–462.
26. Salim, R. A., K. Hassan, and S. Shafiei. 2014. “Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Economic Activities: Further Evidence from OECD Countries.” *Energy Economics* 44: 350–360.
27. Zhang, N., F. Kong, Y. Choi, and P. Zhou. 2014. “The Effect of Size-Control Policy on Unified Energy and Carbon Efficiency for Chinese Fossil Fuel Power Plants.” *Energy Policy* 70: 193–200.
28. Zhou, P., B. Ang, and H. Wang. 2012. “Energy and CO<sub>2</sub> Emission Performance in Electricity Generation: A Non-radial Directional Distance Function Approach.” *European Journal of Operational Research* 221(3):625–635.

## Does Hydroelectric Power Replacing Thermal Power Improve Energy Environment Index? An Empirical Study from Three Gorges Hydroelectric Power Project

Jin Xiaoyu

(School of Economics and Finance, Chongqing University of Technology)

**Abstract:** This paper uses non-radial directional distance function method to measure energy environment index at province level in China from 1998 to 2011, and then estimates the effect of hydroelectric power replacing thermal power on energy environment index with natural experiment of Three Gorges Hydroelectric Power Project, and by using difference in difference method and quantile regression. The result of measurement indicates that energy environment indexes are generally low in China, but gradually improving. Further study indicates that hydroelectric power replacing thermal power improves energy environment index through emission reduction but not energy conservation, and the improvement and channel are different by energy environment index level. It improves energy environment index through emission reduction at low index level, no significant effect at middle level index, and improves energy environment index through both energy conservation and emission reduction at high index level. The results are robust while changing sample period, matching method and indicators.

**Keywords:** Energy Environment Index, Non-Radial Directional Distance Function, Hydroelectric Power Replacing Thermal Power, Three Gorges Hydroelectric Power Project

**JEL Classification:** C67, Q42, Q51

(责任编辑:孙永平、陈永清)