

污染排放约束下中国水资源绩效研究 ——演变趋势及驱动因素分析

杨 骞¹, 刘华军²

(1. 山东财经大学 公共管理学院, 山东 济南 250014; 2. 山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250014)

摘 要:文章基于全要素和要素替代的思想,以单位水资源产出的实际值与最优值之比构建了水资源绩效指数,在考虑了污染排放约束的基础上,采用基于全局基准技术的非径向方向性距离函数模型(*GBT-NR-DDF*),测度了2001—2012年中国分省和分区域的水资源绩效,并对其演变趋势和驱动因素进行了实证考察。研究发现:(1)我国水资源绩效的整体水平偏低,样本期间全国水资源绩效指数的均值为0.3870,与理想值相比仍有61.30%的提升空间;(2)从八大区域来看,南部沿海和北部沿海地区的水资源绩效较高且呈现上升态势,东部沿海、东北地区和黄河中游地区的水资源绩效居中,长江中游、西南地区和西北地区的水资源绩效最低;(3)经济发展水平、*COD*减排力度和技术进步对水资源绩效的提升具有促进作用,水资源丰裕程度对水资源绩效有显著的负向影响。

关键词:污染排放约束;水资源绩效;*NR-DDF*;全局基准技术

中图分类号:F062.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)03-0053-12

一、引 言

近年来,伴随着我国经济规模的日益扩张,水资源短缺、水污染严重和水生态环境恶化问题已成为制约我国经济可持续发展的主要瓶颈。2000年,中国政府首次提出了建设节水型社会的目标。2011年,中央1号文件将严格水资源管理作为加快转变经济发展方式的重要举措,并提出最严格的水资源管理制度。2012年,中国政府就实行最严格水资源管理制度提出具体意见,同时确立了水资源开发利用的控制红线:到2030年,全国用水总量控制在7 000亿立方米,用水效率达到或接近世界先进水平,主要污染物入河湖总量控制在水功能区纳污能力范围之内。可以看出,节水型社会建设已成为当前及未来我国政府的工作重心之一。从现实情况来看,发展节水型社会,除了要节约利用水资源,更需要考虑水资源利用与经济产出的匹配以及对水污染物排放的控制。因此,提升污染排放约束下水资源的实际利用效果是节水型社会建设的关键所在。

根据现有文献,有关我国水资源利用效果的研究已取得了一定价值的结论(Bouman, 2000; Kaneko 等, 2004; Hu 等, 2006; 李世祥等, 2008; 钱文婧和贺灿飞, 2011; 马海良等, 2012; 李静和马潇臻, 2014);但是,在水资源利用效果界定方面存在较大差异。例如,李世祥等(2008)以万元GDP用水量作为评价指标,认为经济发达的东部地区水资源利用效

收稿日期:2014-12-09

基金项目:国家社会科学基金(12CJL066, 13CJL069);山东省自然科学基金(ZR2012GQ009);山东省社会科学规划研究重大委托项目(14AWTJ01-12);“政府规制与公共政策”泰山学者建设工程专项资助项目

作者简介:杨 骞(1983—),女,山东泗水人,山东财经大学公共管理学院副教授;

刘华军(1979—),男,山东广饶人,山东财经大学经济学院教授,硕士生导师。

率较高,而经济欠发达的中、西部地区水资源利用效率较低。Hu 等(2006)在全要素框架下以实际用水量与最佳用水量之比来衡量水资源效率,认为中部地区水资源效率最低,且水资源效率与人均 GDP 呈现出 U 形关系。钱文婧和贺灿飞(2011)在全要素生产框架下衡量水资源利用效率,发现我国水资源利用效率呈现先下降后上升的趋势,产业结构、进出口需求以及地区水资源禀赋对水资源利用效率具有显著影响。马海良等(2012)测算了含有非合意性产出的全要素水资源利用效率,结果表明:我国全要素水资源利用效率均值呈现先下降后上升再下降的趋势,经济水平和水资源价格对全要素水资源效率具有显著的正向作用,而产业结构和政府影响力对其却具有显著的负向影响。

从以上评价指标来看,以万元 GDP 用水量为代表的单要素水资源效率简单明确,是目前政府制定水资源任务目标所采用的主要指标,但是该指标仅考虑了水资源一种投入,而忽略了生产过程中的劳动和资本等其他要素投入。其他学者在全要素框架下利用理论用水量与实际用水量之比来衡量水资源效率;然而,这种衡量方法只关注了水资源利用的松弛(*slack*),却忽略了经济增长的松弛,从而违背了“节水”和“经济增长”双赢的节水型社会建设内涵。基于上述不足,本文将同时考虑水资源和经济增长的松弛,基于全要素和要素替代的思想,用水资源绩效指标来衡量水资源利用的实际效果。具体做法是:以单位水资源所导致的经济产出(以下简称单位水资源产出)为基础,用其实际值偏离最优值的程度来衡量水资源绩效。与全要素水资源效率相比,水资源绩效指标的构造同时考虑了节水和经济增长。

由于数据包络分析(DEA)方法的诸多优势,它已成为分析水资源绩效的有力工具(魏楚和沈满洪,2014)。现有研究存在两个主要特点:一是多数研究选用了当期的 DEA 模型(岳立和赵海涛,2011;赵良仕等,2014),即前沿面是利用当期所有 DMU 的投入产出来构造。由于不同年份的前沿面要发生改变,采用当期 DEA 模型计算的松弛变量不能直接比较。为了解决这一问题,Pastor 和 Lovell(2005)提出了基于全局基准技术(*Global Benchmark Technology*,简称 GBT)的前沿面构造方法,用所有时期的投入产出数据来确定一个相同的生产前沿面,从而不同年份的测度结果可以直接比较。二是多数研究选用了传统的径向 DEA 模型(孙才志和刘玉玉,2009;马海良等,2012)。径向测度方法要求投入和产出必须按照同一比例扩张或缩减。Fukuyama 和 Weber(2009)认为,径向测度方法在存在非零松弛时会高估效率值。为了允许投入与产出变量可以按照不同比例伸缩,Fukuyama 和 Weber(2009)以及 Färe 和 Grosskopf(2010)提出了非径向方向性距离函数(*Non-radial Directional Distance Function*,简称 NR-DDF)模型;Fukuyama 等(2011)、Barros 等(2012)和 Zhou 等(2012)尝试将非期望产出纳入非径向方向性距离函数模型中;Wang 等(2013)和 Zhang 等(2013)的研究则拓展了非径向方向性距离函数模型的应用领域。

借鉴已有文献,本文在测度我国分省污染排放约束下水资源绩效的基础上,研究分省和分区域水资源绩效的演变趋势及驱动因素。相较于以往研究,本文在以下几个方面有所贡献:一是基于全局基准技术的非径向方向性距离函数模型,构造污染排放约束下水资源绩效的评价方法;二是分省和分八个区域对我国水资源绩效的动态演变趋势进行刻画;三是采用 *Bootstrap* 截断回归方法实证考察污染排放约束下水资源绩效的驱动因素。

二、方法与指数构造

(一)环境生产技术。根据 Färe 等(2007)的做法,构造一个同时包含期望产出和非期望产出的生产可能性集合,即环境生产技术(*Environmental Production Technology*,简称

EPT)。在该生产可能性集合中,每一省份视作一个决策单元(*decision making unit*,简称DMU)。假设有 N 个 DMU ($n=1,2,\dots,N$),在每个时期 p ($p=1,2,\dots,P$)中,每个 DMU 使用 M 种投入 x ($x \in R_+^M$),联合生产 S 种期望产出 y ($y \in R_+^S$)和 J 种非期望产出 b ($b \in R_+^J$)。环境生产技术满足产出集闭合、投入变量和期望产出强可处置、非期望产出弱可处置及零结合性等假定,则每个时期 p ($p=1,2,\dots,P$)的环境生产技术 EPT^p 可以表示为:

$$EPT^p = \{(x^p, y^p, b^p) : \sum_{n=1}^N z_n^p x_{nm}^p \leq x_{nm}^p, m=1,2,\dots,M; \sum_{n=1}^N z_n^p y_{ns}^p \geq y_{ns}^p, s=1,2,\dots,S; \sum_{n=1}^N z_n^p b_{nj}^p = b_{nj}^p, j=1,2,\dots,J; z_n^p \geq 0, n=1,2,\dots,N\} \quad (1)$$

式(1)表示环境生产技术满足不变规模报酬假设(*Constant Returns to Scale*, CRS);若增加 $\sum z = 1$ 的约束,则表示环境生产技术满足可变规模报酬(*Variable Returns to Scale*, VRS)。

(二)基于全局基准的非径向方向性距离函数(GBT-NR-DDF)。与固定基准技术不同的是,运用全局基准技术构造前沿面,使用所有时期的投入产出数据来确定一个共同的生产前沿面,可以使得效率测度结果能够进行跨期比较。与传统的径向方向性距离函数模型不同,DEA 的非径向方向性距离函数模型允许投入或产出按照不同的比例扩张或缩减(Fukuyama 和 Weber, 2009; Färe 和 Grosskopf, 2010; Fukuyama 等, 2011; Barros 等, 2012; Zhou 等, 2012)。下面构造基于全局基准技术的非径向方向性距离函数模型(GBT-NR-DDF)。

根据所有时期的全部样本数据构造基于全局基准技术的环境生产技术如下:

$$EPT^{global} = (EPT^1 \cup EPT^2 \cup \dots \cup EPT^P) \quad (2)$$

其中, EPT^{global} 代表基于全局基准的环境生产技术, EPT^p ($p=1,2,\dots,P$) 为不同时期的环境生产技术。

在基于全局基准技术的环境生产技术上, DMU_n 在时期 p ($p=1,2,\dots,P$) 的非径向方向性距离函数可以表示为:

$$\vec{D}_{n,GBT-NR-DDF}^p(x_n^p, y_n^p, b_n^p; g) = \sup\{w^T \beta : ((x_n^p, y_n^p, b_n^p) + \text{diag}(\beta) \times g) \in EPT^{global}\} \quad (3)$$

式(3)的方向性距离函数可以通过下式的 DEA 模型进行求解:

$$\begin{aligned} \vec{D}_{n,GBT-NR-DDF}^p(x_n^p, y_n^p, b_n^p; g) &= \max w_m^x \beta_m^x + w_s^y \beta_s^y + w_j^b \beta_j^b \\ s.t. \quad &\sum_{n=1}^N \sum_{p=1}^P z_n^p x_{nm}^p \leq x_{nm}^p - \beta_m^x g_{xm}, m=1,2,\dots,M; \\ &\sum_{n=1}^N \sum_{p=1}^P z_n^p y_{ns}^p \geq y_{ns}^p + \beta_s^y g_{ys}, s=1,2,\dots,S; \\ &\sum_{n=1}^N \sum_{p=1}^P z_n^p b_{nj}^p = b_{nj}^p - \beta_j^b g_{bj}, j=1,2,\dots,J; \\ &z_n^p \geq 0, n=1,2,\dots,N, p=1,2,\dots,P; \beta_m^x, \beta_s^y, \beta_j^b \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

(三)水资源绩效指数(WPI)。假定模型(4)求得的用水量和地区实际生产总值的最优解分别为 β_w^* 和 β_{GDP}^* , 我们用实际的用水效率与理想的用水效率的比值来定义水资源绩效指数(*Water Performance Index*, 简称 WPI)。第 n 个省份 ($n=1,2,\dots,N$) 在时期 p ($p=1,2,\dots,P$) 的 WPI 如下式所示:

$$WPI_n^p = \frac{GDP_n^p / W_n^p}{(GDP_n^p + \beta_{n,GDP}^* GDP_n^p) / (W_n^p - \beta_{n,W}^* W_n^p)} \quad (5)$$

其中, GDP 和 W 分别表示地区生产总值和实际用水量, $\beta_{GDP}^* GDP$ 和 $\beta_w^* W$ 分别表示地区生

产总值和用水量的松弛值。由此, $GDP + \beta^* GDP$ 表示地区生产总值的理想值, 而 $W - \beta^* W$ 则表示综合污染排放指数的理想值。若某个 DMU 的 β_{GDP}^* 和 β_W^* 为 0, 说明不存在松弛, 该 DMU 处于最优生产前沿。此时, $WPI = 1$, 即该 DMU 的水资源绩效达到最大。当然, 若存在松弛(不论是地区实际生产总值还是用水量), 则 $WPI < 1$ 。实际上, 式(5)就是用水效率实际值与用水效率理想值的比值, 该比值越大, 说明实际的用水效率越是接近理想的用水效率, 则水资源绩效就越高; 反之, 则越低。

在式(5)的基础上, 可以计算出在某个时期 p 全部 N 个省份的平均水资源绩效指数 ($AWPI_N^p$), 计算公式如下:

$$AWPI_N^p = \frac{\sum_{n=1}^N GDP_n^p / \sum_{n=1}^N W_n^p}{(\sum_{n=1}^N GDP_n^p + \sum_{n=1}^N \beta_{n,GDP}^{p,*} GDP_n^p) / (\sum_{n=1}^N W_n^p - \sum_{n=1}^N \beta_{n,W}^{p,*} W_n^p)} \quad (6)$$

若将 N 个省份划分为 h 个不同的区域 ($h = 1, 2, \dots, H$), 每个区域包含 G_h 个省份, 则可以计算出在某个时期 p 第 h 个区域的平均水资源绩效指标 ($AWPI_h^p$), 计算公式如下:

$$AWPI_h^p = \frac{\sum_{n=1, n \in h}^{G_h} GDP_n^p / \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} W_n^p}{(\sum_{n=1, n \in h}^{G_h} GDP_n^p + \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} \beta_{n,GDP}^{p,*} GDP_n^p) / (\sum_{n=1, n \in h}^{G_h} W_n^p - \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} \beta_{n,W}^{p,*} W_n^p)} \quad (7)$$

为了考察某个时段如从时期 p_1 到时期 p_2 的平均水资源绩效指数, 则可以分别按照如下公式进行:

$$AWPI_n^{p_1, p_2} = \frac{\sum_{p=p_1}^{p_2} GDP_n^p / \sum_{p=p_1}^{p_2} W_n^p}{(\sum_{p=p_1}^{p_2} GDP_n^p + \sum_{p=p_1}^{p_2} \beta_{n,GDP}^{p,*} GDP_n^p) / (\sum_{p=p_1}^{p_2} W_n^p - \sum_{p=p_1}^{p_2} \beta_{n,W}^{p,*} W_n^p)} \quad (8)$$

$$AWPI_N^{p_1, p_2} = \frac{\sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1}^N GDP_n^p / \sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1}^N W_n^p}{(\sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1}^N GDP_n^p + \sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1}^N \beta_{n,GDP}^{p,*} GDP_n^p) / (\sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1}^N W_n^p - \sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1}^N \beta_{n,W}^{p,*} W_n^p)} \quad (9)$$

$$AWPI_h^{p_1, p_2} = \frac{\sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} GDP_n^p / \sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} W_n^p}{(\sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} GDP_n^p + \sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} \beta_{n,GDP}^{p,*} GDP_n^p) / (\sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} W_n^p - \sum_{p=p_1}^{p_2} \sum_{n=1, n \in h}^{G_h} \beta_{n,W}^{p,*} W_n^p)} \quad (10)$$

其中, 式(8)、式(9)和式(10)分别是时期 p_1 到时期 p_2 第 n 个省、全部 N 个省以及区域 h 的平均水资源绩效(分别用 $AWPI_n^{p_1, p_2}$ 、 $AWPI_N^{p_1, p_2}$ 和 $AWPI_h^{p_1, p_2}$ 表示)。

三、数据说明与实证分析

(一)数据来源及说明。本文采用中国大陆 30 个省份的面板数据, 样本中不包括西藏。样本数据的时期跨度为 2001—2012 年。为测算环境污染排放绩效指标, 需要定义投入和产出变量。本文使用的投入变量包括资本(K)、劳动(L)、用水量(W), 其中分省资本存量的估算参考单豪杰(2008)的方法进行拓展, 并以 2001 年为基期进行平减处理; 劳动采用分省就业人数; 用水量采用分省用水总量。期望产出为以 2001 年为基期的地区生产总值(GDP), 非期望产出主要考虑废水中的主要污染物——化学需氧量(COD)和氨氮(NH)。以上数据来自于《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。表 1 为各变量的描述性统计。

表 1 描述性统计

变 量	单 位	观测数	均 值	标准差	最小值	最大值
GDP	亿元	360	7 602.1570	7 141.3300	300.1300	43 486.9600
K	亿元	360	15 830.3600	14 929.0300	817.1085	87 347.8000
L	万人	360	2 353.9880	1 556.8400	240.3238	6 287.539
W	亿立方米	360	191.5159	133.9430	19.1400	590.1376
NH	万吨	360	4.5975	2.8670	0.3000	17.0193
COD	万吨	360	44.2608	27.0067	3.1887	125.0254

为了检验投入产出变量的等张性,^①本文采用皮尔逊(Pearson)相关性分析检验了投入产出变量之间的相关关系,表 2 报告了检验结果。检验结果表明,所有投入产出变量之间在 1%的显著性水平上存在正相关关系。

表 2 投入产出变量的等张性检验

变 量	GDP	K	L	W	HN
K	0.9590***	1.0000			
L	0.6899***	0.6288***	1.0000		
W	0.4993***	0.4128***	0.5259***	1.0000	
NH	0.7176***	0.6167***	0.8273***	0.6245***	1.0000
COD	0.5709***	0.4517***	0.8109***	0.6838***	0.8908***

(二)实证结果及区域动态演变。我们构造了 2001—2012 年污染排放约束下我国 30 个省级行政区的最佳生产前沿面,在规模报酬可变的假设下,测算得到了 2001—2012 年全国及 30 个省区的水资源绩效(以下简称 WPI)。表 3 列出了部分年份各省 WPI 的测算结果及均值排名,各省区 WPI 的动态演变如图 1 所示。按照八大区域的划分方法,各区域 WPI 的测算结果如表 4 所示,全国及八大区域 WPI 的动态演变如图 2 所示。^②

表 3 2001—2012 年省际平均水资源绩效及排名(VRS)^③

省份	2001	2005	2012	均值	排名	省份	2001	2005	2012	均值	排名
天津	1.0000	0.5267	0.3173	0.4383	1	重庆	0.6710	0.2967	0.3524	0.3395	17
青海	1.0000	0.8771	0.9673	0.9013	2	内蒙古	1.0000	0.3817	0.1788	0.3659	18
北京	0.6347	0.4494	0.6509	0.4537	3	四川	0.2892	0.3116	0.4760	0.3221	19
广东	0.4561	0.7669	1.0000	0.8389	4	安徽	0.3289	0.1603	0.1909	0.1830	20
辽宁	1.0000	0.2733	0.1948	0.2404	5	陕西	0.2774	0.2711	0.2635	0.2680	21
海南	1.0000	0.8253	0.5737	0.7655	6	湖南	0.2339	0.2429	0.2863	0.2420	22
山东	0.4780	0.4494	0.6509	0.4537	7	黑龙江	0.1718	0.2590	1.0000	0.4461	23
上海	0.3617	0.3609	0.8040	0.5415	8	贵州	0.2646	0.2077	0.2110	0.2239	24
浙江	0.4052	0.4102	0.4856	0.4288	9	湖北	0.1404	0.1950	0.3428	0.2211	25
宁夏	1.0000	0.3640	0.3840	0.5008	10	甘肃	0.1999	0.1643	0.1953	0.1898	26
河南	0.4500	0.5267	0.3173	0.4383	11	江西	0.3301	0.5429	0.5655	0.4654	27
河北	0.3973	0.1866	0.1635	0.3303	12	云南	0.2176	0.1528	0.2091	0.1810	28
江苏	0.2455	0.3167	0.2671	0.2760	13	广西	0.2552	0.1508	0.1498	0.1585	29
山西	0.6249	0.8682	0.9045	0.8125	14	新疆	0.0694	0.0744	0.0863	0.0789	30
福建	0.5393	0.5932	1.0000	0.7028	15	全国	0.3775	0.3471	0.4805	0.3870	
吉林	1.0000	0.5123	1.0000	0.6579	16						

①在运用 DEA 模型进行效率和生产率评价时,要求所有 DMU 的生产过程必须满足等张性(isotonicity)假设,即增加任意一个 DMU 的投入量,则其产出量必须相应增加或至少不能减少。

②在八大区域中,北部沿海地区包括北京、天津、河北和山东,东部沿海地区包括上海、江苏和浙江,南部沿海包括福建、广东和海南,东北地区包括黑龙江、吉林和辽宁,长江中游地区包括江西、安徽、湖北和湖南,黄河中游地区包括山西、内蒙古、河南和陕西,西南地区包括广西、重庆、四川、贵州和云南,西北地区包括甘肃、青海、宁夏和新疆。

③此表只展示了部分年份的测算结果。

1. 实证结果分析。根据表3可知,全国WPI由2001年的0.3775上升至2012年的0.4805,总体水平偏低,上升幅度仅为27.28%。全国WPI均值为0.3870,意味着单位水资源产出的实际值仅为理想值的38.70%,水资源绩效达仍有61.30%的提升空间。从各个省份WPI的均值来看,除天津达到生产前沿外,其他省份均不同程度的偏离前沿面。按照排名顺序,青海、北京、广东和辽宁等省市的WPI均值处于较高区间,介于0.8—1之间;海南、山东、上海、浙江和宁夏等省市的WPI均值介于0.5—0.8之间;河南、河北、江苏、山西和福建等省份的WPI均值介于0.4—0.5之间,高于全国平均水平(0.3870);其余15个省份的WPI均值低于全国平均水平,其中吉林、重庆、内蒙古和四川等省份的WPI均值介于0.3—0.4之间,安徽、陕西、湖南、黑龙江、贵州和湖北等省份的WPI均值介于0.2—0.3之间,甘肃、江西、云南和广西等省份的WPI均值介于0.1—0.2之间,新疆的WPI均值最低,仅为0.0789。

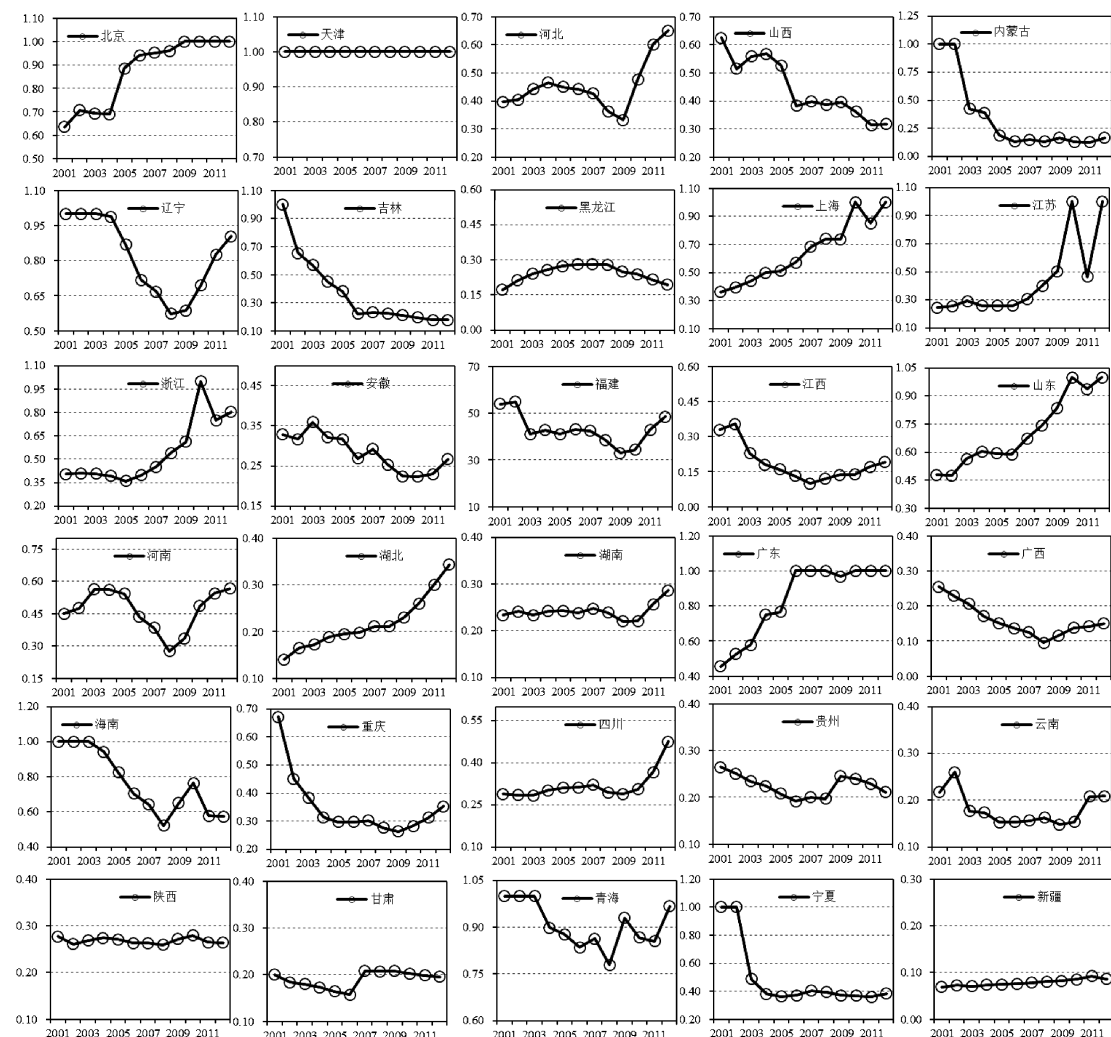


图1 2001—2012年全国各省水资源绩效动态演变

注:图中横坐标表示年份,纵坐标表示WPI值。

以上实证结果显示,水资源禀赋较充裕省区(如云南、新疆、贵州和江西)的水资源绩效反而较低,而水资源禀赋较匮乏省区(如天津和北京)的水资源绩效反而较高。其原因可能

在于：水资源匮乏的地区更能通过市场机制恰当地配置水资源到效率高的领域；而水资源丰富的地区往往水资源浪费，没有得到合理利用。在后面的实证分析中，我们将重点考察资源禀赋对水资源绩效的影响。另外，从地区分布来看，WPI 较高的省份集中在东部，而 WPI 较低的省份集中在中西部，这意味着 WPI 的高低与地区经济发展水平、市场化程度和产业结构特征之间可能存在某种关联。

从 WPI 的动态演变来看(如图 1 所示)，2001—2009 年全国 WPI 变动较小，基本保持在 0.35 左右。但 2010 年 WPI 上升幅度较大，这与“十二五规划”水资源效率目标任务有关。2011 年 WPI 又有所回落，2012 年上升至 0.4805。根据各省 WPI 的动态演变，大致可分为四类：第一类是 WPI 保持不变，天津市的 WPI 在各年份均达到了生产前沿面；第二类是 WPI 总体上呈现上升态势，包括北京、河北、上海、江苏、浙江、山东、湖北、湖南、广东和四川；第三类是 WPI 总体呈现下降态势，包括山西、内蒙古、吉林、重庆和宁夏；第四类是 WPI 呈现波动态势或趋势不明显，包括辽宁、黑龙江、安徽、福建、江西、河南、广西、海南、贵州、云南、陕西、甘肃、青海和新疆。根据以上发现，大多数东部省区的 WPI 呈总体上升态势，中西部省区的 WPI 大多呈现总体下降或波动态势。

2. 区域 WPI 及其动态演变。根据 2001—2012 年八大区域 WPI 的均值，南部沿海地区的 WPI 最高，其均值为 0.7209，表明南部沿海地区用水效率的实际值达到最优值的 72.09%，仍存在 27.91%的提升空间；其次是北部沿海，其 WPI 的均值为 0.6255，表明北部沿海地区用水效率的实际值为最优值的 62.55%，存在 37.45%的提升空间；东部沿海、东北地区、黄河中游地区 WPI 的均值分别为 0.4986、0.4106 和 0.3879，高于全国平均水平，分别存在 50.14%、58.94%和 61.21%的提升空间；长江中游、西南地区、西北地区 WPI 的均值分别为 0.2321、0.2286 和 0.1724，均低于全国平均水平，分别存在 76.79%、77.14%和 82.76%的提升空间。

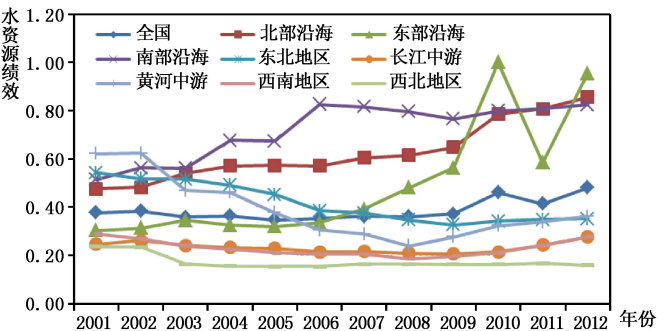


图 2 2001—2012 年全国及八大区域 WPI 动态演变

从区域 WPI 的动态演变来看，样本期间北部沿海地区 WPI 稳中有升；南部沿海地区的 WPI 呈波动性上升，其中 2003—2006 年上升幅度最大；东部沿海地区的 WPI 在 2001—2009 年较为平稳，2010 年后波动较大；东北和黄河中游地区 WPI 呈下降态势，表明单位水资源产出偏离理想值的程度在加大；西北地区、长江中游和西南地区的 WPI 变动较为平稳。以上表明，WPI 较高的南部沿海和北部沿海地区，其 WPI 呈现上升态势，而 WPI 居中或处于较低水平的地区，其 WPI 呈现下降或平稳趋势。其原因在于，南部和北部沿海地区的水市场发展相对完善，水资源的利用逐渐转向集约型，导致水资源绩效进入不断改善的通

道;而其他地区的水市场有待进一步完善,水资源无法得到有效配置,因此水资源绩效改善不明显。

表 4 2001—2012 年八大区域水资源绩效及其排名(VRS)

区域	2001 年	2003 年	2005 年	2007 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	均值	排名
北部沿海	0.4762	0.5408	0.5728	0.6048	0.6487	0.7864	0.8072	0.8568	0.6255	2
东部沿海	0.3035	0.3448	0.3202	0.3914	0.5627	1.0000	0.5846	0.9552	0.4986	3
南部沿海	0.5137	0.5618	0.6740	0.8163	0.7661	0.7998	0.8076	0.8245	0.7209	1
东北地区	0.5433	0.5160	0.4521	0.3754	0.3272	0.3413	0.3483	0.3515	0.4106	4
长江中游	0.2465	0.2404	0.2289	0.2153	0.2061	0.2142	0.2420	0.2761	0.2321	6
黄河中游	0.6220	0.4691	0.3761	0.2876	0.2759	0.3225	0.3374	0.3620	0.3879	5
西南地区	0.2885	0.2387	0.2107	0.2049	0.1961	0.2115	0.2407	0.2767	0.2286	7
西北地区	0.2355	0.1644	0.1531	0.1643	0.1626	0.1629	0.1674	0.1582	0.1724	8

四、水资源绩效的驱动因素分析

(一)计量模型与实证方法。为检验水资源绩效的驱动因素,本文采用如下面板数据计量模型进行经验估计:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \tag{11}$$

其中, y 为分省的水资源及其效率, X 为水资源绩效的可能驱动因素, α 为常数项, ϵ 为随机误差项,下标 i 和 t 分别表示省份和时期。根据已有文献以及数据的可得性,本文主要选择了以下控制变量:(1)经济发展水平:以人均 GDP 的对数(用 X_1 表示)作为经济发展水平的代理变量。水资源绩效指标的构建体现了水资源节约与经济增长两方面的内容。因此,经济发展水平应作为水资源绩效的影响因素之一。(2)水资源丰裕程度:以人均水资源的对数(用 X_2 表示)作为水资源丰裕程度的代理变量。已有文献经常对水资源利用效果与水资源丰裕程度之间的关系进行考察,以验证“资源诅咒”假说或“资源祝福”假说。一方面,如果某区域水资源较丰裕,则水资源价格会偏低,人们的节水意识也会比较薄弱,导致水资源利用效率偏低;另一方面,水资源丰裕也有可能成就区域经济发展,从而有利于提升该区域的水资源绩效水平。(3)污染物减排力度:分别以化学需氧量 COD 排放量的对数(用 X_3 表示)和氨氮 NH 排放量的对数(用 X_4 表示)作为代理变量。某种污染物的排放量越少,说明该种污染物减排力度越高。本文所考察的水资源绩效考虑了污染减排约束;因此,污染物减排力度也应作为影响因素之一。(4)用水结构:以农业用水占总用水的比重(用 X_5 表示)作为用水结构的代理变量。农业部门一直是用水大户,随着城镇化和工业化进程的推进,农业用水逐渐被工业用水和生活用水所挤占,但农业用水比例仍在 50% 以上。与此同时,由于农业灌溉技术总体水平依旧落后,农业用水效率较工业用水效率偏低。因此,用水结构也应作为影响水资源绩效的因素之一。(5)外商直接投资:以 FDI 占 GDP 的比重(用 X_6 表示)近似地作为技术进步的代理变量。一般来说,节水技术的改进会提升水资源绩效,但是水资源绩效水平的提升是否会加大用水量进而又降低水资源绩效呢? 即技术改进是否会对水资源绩效产生“回弹效应”? 这需要进一步进行考察。(6)产业结构:以工业增加值占 GDP 比重(用 X_7 表示)作为产业结构的代理变量。不同产业的水资源绩效可能会存在差异,因此考察产业结构变动对水资源绩效的可能影响非常有必要。以上数据均来自历年的《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。

(二)经验估计及结果分析。为避免被解释变量与影响因素之间存在内在的依赖性,本

文采用 Simar 和 Wilson(2007)提出的 *Bootstrap* 回归方法对污染排放约束下我国水资源绩效的影响因素进行回归分析,选择的迭代次数为2 000次。相比传统的 *OLS* 和 *Tobit* 模型, *Bootstrap* 的截断回归结果更加精准。表 5 报告了估计结果。

表 5 水资源绩效影响因素的 *Bootstrap* 估计结果

变量	系数	<i>Bootstrap</i> 标准误	<i>z</i> 统计值	$P> z $	95%水平的置信区间
_cons	1.0977***	0.1425	7.70	0.000	[0.8183,1.3770]
X_1	0.0753***	0.0272	2.77	0.006	[0.0220, 0.1285]
X_2	-0.0347***	0.0130	-2.67	0.008	[-0.0601,-0.0092]
X_3	0.1477***	0.0454	-3.25	0.001	[-0.2367,-0.0588]
X_4	0.0553	0.0413	1.34	0.180	[-0.0257,0.1362]
X_5	-0.0766	0.0721	-1.06	0.288	[-0.2179,0.0648]
X_6	3.1292***	0.7159	4.37	0.000	[1.7259,4.5323]
X_7	-0.1717	0.2297	-0.75	0.455	[-0.6219,0.2785]
LogL	95.2524				
Wald	157.77				
样本数	317				

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

估计结果表明:(1)经济发展水平与水资源绩效显著正相关,即人均 GDP 增加会提高水资源绩效。经济发展水平越高,水利基础设施就越完善,污染治理经费也越充足,就越有利于水资源的集约利用,从而提升污染排放约束下水资源绩效。其他学者的研究也表明,经济发展水平是影响水资源利用效果最重要的因素之一(孙才志等,2010;马海良等,2012)。(2)水资源丰裕程度与水资源绩效显著负相关,说明水资源禀赋越丰裕地区的水资源绩效水平越低,符合“资源诅咒”假说。主要原因在于:在水资源丰裕地区,倾向于更多地使用水资源,导致这些地区的用水量存在巨大冗余,从而降低了这些地区的水资源绩效;在水资源贫乏的地区,倾向于利用市场机制配置水资源,将水资源分配在最适合的行业,从而有利于水资源绩效的提升。例如,尽管新疆的水资源非常丰裕,但是水资源绩效排名靠后;相反,北京和天津等地的水资源短缺,但其水资源绩效较高。以上结论支持了“资源诅咒”效应在我国水资源领域是存在的。(3)不同的污染物减排对水资源绩效的影响不同。*COD* 排放量越少,即 *COD* 减排力度越大,水资源绩效越高,且通过了显著性检验;*NH* 排放量越少,即 *NH* 减排力度越大,水资源绩效越低,但是未通过显著性检验。以上结果表明,对 *COD* 排放量的控制有利于水资源绩效的提高,但是 *NH* 排放量对水资源绩效影响可能较小。(4)外商直接投资与水资源绩效显著正相关,即技术进步变量对水资源绩效不存在“回弹效应”。原因可能在于,外商直接投资拉动了国内经济,带来了先进的技术和生产方式,从而有利于水资源的有效利用。(5)农业用水比重和工业比重与水资源绩效之间均负相关,但不显著。农业是用水大户,而农业灌溉用水是农业用水的主要构成。由于大多数地区的灌溉技术仍旧落后,农田水利设施亟待进一步完善,农业用水效率偏低。因此,提升农业用水效率对于我国水资源绩效总体水平的提高具有重要作用。此外,由于不同的细分工业对水资源的需求有所差异,工业比重对水资源绩效的影响变得复杂。

五、结论与启示

污染排放约束下水资源绩效的提升综合考虑了水资源节约利用、经济产出增长和污染减排三个方面,是建设节水型社会的关键问题之一。本文首先借鉴全要素和要素替代

的思想,构建了水资源绩效指标,以用水效率的实际值与理论值之比来衡量,并基于全局基准技术的DEA非径向方向性距离函数模型,构造了污染排放约束下水资源绩效的测算方法;然后在污染排放约束下,测算了2001—2012年各省区水资源绩效水平,并对其区域差异特征及演变趋势进行了分析;最后,运用Bootstrap回归方法对污染排放约束下我国水资源绩效的影响因素进行了回归分析。研究表明:(1)我国水资源绩效整体水平偏低。样本期间全国水资源绩效均值为0.3870,仍有61.30%的提升空间。水资源绩效较高的省区集中在东部地区,水资源绩效较低的省区集中在中部和西部地区。(2)水资源禀赋较丰裕省区(如云南、新疆、贵州和江西)的水资源绩效反而较低,而水资源禀赋较匮乏省区(如天津和北京)的水资源绩效反而较高。(3)样本期间不同省区水资源绩效(WPI)的演变特征有所差异,天津的WPI保持不变;北京和河北等10个省市WPI呈现总体上升态势;山西和内蒙古等5个省区WPI呈现总体下降态势;辽宁等14个省份WPI变动规律不明显。(4)从八大区域来看,南部沿海和北部沿海地区WPI较高,且呈现上升态势;东部沿海、东北地区和黄河中游地区WPI居中,长江中游、西南地区 and 西北地区WPI最低,这些地区WPI呈现下降态势或较为平稳。(5)经济发展水平、COD减排力度和技术进步对水资源绩效提升具有促进作用,而水资源丰裕程度对水资源绩效具有显著的负向影响。

基于上述研究结论,可以得到如下启示:(1)利用单位水资源产出的实际值与理论值的比值来衡量水资源利用效果,不仅遵循了全要素和要素替代的思想,而且含义明确;既体现了指标评价的简便性,又体现了前瞻性和科学性。更重要的是,水资源绩效指标综合考虑了“节水”、“增长”和“减排”三个方面,兼顾了水资源的价值和水资源的可持续利用,符合当前节水型社会建设的本质内涵。(2)为克服“资源诅咒”效应,亟需发挥市场机制在水资源领域中的作用,特别是在水资源禀赋丰裕的地区,通过市场机制遏制水资源的浪费和滥用,促使水资源由低效产业向高效产业流动,由效率低的地区向效率高的地区流动,实现水资源的优化配置和高效利用。同时,在水资源禀赋匮乏的地区,还应加大政府对于污染排放的控制力度,在水资源集约利用的基础上最大限度地降低水污染排放。(3)我国目前的水资源绩效仍偏低,存在较大的提升空间。绝大多数研究均表明,经济发展、政府环境治理力度和技术创新等因素有利于促进水资源绩效提升。因此,随着经济发展水平的提高、市场机制的完善、政府环境治理力度的不断加大以及技术创新,我国水资源绩效将会得到进一步提升。

参考文献:

- [1]单豪杰.中国资本存量的再估算:1952—2006[J].数量经济技术经济研究,2008,(10):17—31.
- [2]李静,马潇霖.资源与环境双重约束下的工业用水效率[J].自然资源学报,2014,(6):920—933.
- [3]李世祥,成金华,吴巧生.中国水资源利用效率区域差异分析[J].中国人口·资源与环境,2008,(3):215—220.
- [4]马海良,黄德春,张继国,等.中国近年来水资源利用效率的省际差异:技术进步还是技术效率[J].资源科学,2012,(5):794—801.
- [5]钱文婧,贺灿飞.中国水资源利用效率区域差异及影响因素研究[J].中国人口·资源与环境,2011,(2):54—60.
- [6]孙才志,刘玉玉.基于DEA—ESDA的中国水资源利用相对效率的时空格局分析[J].资源科学,2009,(10):1696—1703.

- [7]孙才志, 谢巍, 姜楠, 等. 我国水资源利用相对效率的时空分异与影响因素[J]. 经济地理, 2010, (11): 1878—1884.
- [8]魏楚, 沈满洪. 水资源效率的测度及影响因素: 基于文献的述评[J]. 长江流域资源与环境, 2014, (2): 197—204.
- [9]岳立, 赵海涛. 环境约束下的中国工业用水效率研究[J]. 资源科学, 2011, (11): 2071—2079.
- [10]赵良仕, 孙才志, 郑德凤. 中国省际水资源利用效率与空间溢出效应测度[J]. 地理学报, 2014, (1): 121—133.
- [11]Barros C P, Managi S, Matousek R. The technical efficiency of the Japanese banks: non-radial directional performance measurement with undesirable outputs [J]. Omega, 2012, 40(1): 1—8.
- [12]Bouman B A M. A conceptual framework for the improvement of crop water productivity at different spatial scales[J]. Agricultural Systems, 2007, 93(1—3): 43—60.
- [13]Färe R, Grosskopf S. Directional distance functions and slacks-based measure of efficiency [J]. European Journal of Operational Research, 2010, 200(1): 320—322.
- [14]Färe R, Grosskopf S, Lovell C A K, et al. Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: a nonparametric approach [J]. Review of Economics and Statistics, 1989, 71(1): 90—98.
- [15]Färe R, Grosskopf S, Pasurka C A. Environmental production functions and environmental directional distance functions [J]. Energy, 2007, 32(7): 1055—1066.
- [16]Fukuyama H, Weber W L. A directional slacks-based measure of technical efficiency [J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2009, 43(4): 274—287.
- [17]Fukuyama H, Yoshida Y, Managi S. Modal choice between air and rail: A social efficiency benchmarking analysis that considers CO₂ emissions [J]. Environmental Economics and Policy Studies, 2011, 13(2): 89—102.
- [18]Hu J, Wang S, Yeh F. Total-factor water efficiency of regions in China[J]. Resources Policy, 2006, 31(4): 217—230.
- [19]Kaneko S, Tanaka K, Toyota T. Water efficiency of agricultural production in China: Regional comparison from 1999 to 2002[J]. International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology, 2004, 3(3—4): 231—251.
- [20]Pastor J T, Lovell C A. A global malmquist productivity index [J]. Economics Letters, 2005, 88(2): 266—271.
- [21]Simar L, Wilson P W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes [J]. Journal of Econometrics, 2007, 136(1): 31—64.
- [22]Wang H, Zhou P, Zhou D Q. Scenario-based energy efficiency and productivity in China: A non-radial directional distance function analysis [J]. Energy Economics, 2013, 40(November): 795—803.
- [23]Zhang N, Zhou P, Choi Y. Energy efficiency, CO₂ emission performance and technology gaps in fossil fuel electricity generation in Korea: A meta-frontier non-radial directional distance function analysis [J]. Energy Policy, 2013, 56(May): 653—662.
- [24]Zhou P, Ang B W, Wang H. Energy and CO₂ emission performance in electricity generation: A non-radial directional distance function approach [J]. European Journal of Operational Research, 2012, 221(3): 625—635.

Water Resources Performance in China under the Constraint on Pollution Emissions: Dynamic Trend and Driving Factors

Yang Qian¹, Liu Huajun²

(1.School of Public Management, Shandong University of Finance and Economics, Ji'nan 250014, China;

2.School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Ji'nan 250014, China)

Abstract: Based on the idea of total factor and factor substitution, this paper regards the ratio of the actual value to the optimal value of unit water resources output as water resources performance index, and employs non radial directional distance function based on global benchmark technology to measure water resources performance at provincial and regional levels in China from 2001 to 2012 with consideration of the constraint on pollution emissions. Then it empirically studies dynamic trend and driving factors of water resources performance. It comes to the conclusions as follows: firstly, the overall level of water resources performance in China is very low; during the sample period the mean of national water resources performance index is 0.3870, and there is still a promotion space of 61.30%; secondly, as for eight regions, the water resources performance is relatively high and presents a rising trend in the southern and northern coastal regions; the water resources performance is in the middle in eastern coastal areas, Northeast China and the middle reaches of the Yellow River; the water resources performance is relatively the lowest in the middle reaches of the Yangtze River, Southwest China and Northwest China; thirdly, economic development, COD emission reduction efforts and technology progress play a promotion role in the rise in water resources performance, and the richness of water resources endowment has the significantly negative relationship with water resources performance.

Key words: the constraint on pollution emissions; water resources performance; NR-DDF; global benchmark technology

(责任编辑 景 行)