

# 粮食主产区农业用水效率及其影响因素

吕苏榆, 崔冰燕, 李亚洁

(河海大学商学院, 江苏 南京 211100)

**摘要:**基于2005—2019年粮食主产区13个省(自治区)相关农业数据,应用柯布-道格拉斯函数形式的SFA模型和Tobit模型对我国粮食主产区农业用水效率影响因素进行实证分析。结果表明:农业生产技术效率值和农业用水效率值均小于1,粮食主产区节水潜力大;农业用水效率的地区差异大,安徽省数值最低;主要城市年均气温、农业用水占总用水量比例、地表水资源、有效灌溉面积、小麦和玉米占农作物播种面积比例这6个变量数值的增加对农业用水效率值有显著的正向影响。

**关键词:**粮食主产区;农业用水效率;农业生产技术效率;随机前沿

**中图分类号:**F323.21

**文献标志码:**A

**文章编号:**1003-9511(2022)03-0054-05

我国粮食主产区包括:河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、四川,共13个省(自治区)。粮食主产区在土地、劳动力以及资本要素方面拥有其他省市无可比拟的农业生产条件优势<sup>[1]</sup>。2020年,粮食主产区以全国69%的农业用地和55.6%的农业用水生产出78.6%的粮食产量,优越的农业生产条件决定了粮食主产区是中国农业产出的重要组成部分。农业技术进步带动粮食产量稳步增收,然而农业用水总量下降速度并不明显,水资源利用效率不足制约着农业可持续发展<sup>[2]</sup>。

国家发展改革委、水利部印发的《“十四五”节水型社会建设规划》明确到2025年节水型社会建设取得显著成效。2021年中央一号文件在加快推进农业现代化中指出发展节水农业和旱作农业。农业用水问题一直以来都是学界关注的焦点,包括水价、水权交易、节水机制等方面的研究<sup>[3]</sup>,农业用水效率的测算及影响因素分析也得到了广泛研究<sup>[4]</sup>。从研究对象看,大部分文献集中于全国层面展开研究,部分学者已从区域着手,研究长江经济带<sup>[5]</sup>、黄河流域<sup>[6]</sup>的农业用水。从研究方法看,农业用水效率的测算大量采用数据包络分析法(DEA)和随机前沿模型,DEA模型并非建立在函数形式的基础上,因此测算结果更加客观,但是易受异常点影响,造成测算结果不稳定性<sup>[7]</sup>。从研究问题看,现有文献主要集中讨论农业用水的空间分布特征、影响因

素、空间交互性及时空差异<sup>[8]</sup>。

目前关于粮食主产区的农业用水问题研究较少,作为我国粮食产量的主要“贡献者”和农业发展的“排头兵”,粮食主产区的用水处于何种水平,受到哪些因素影响,如何提升用水效率有待研究与解答。粮食主产区具有示范效应,能够带动其他地区发展节水农业,促进农业用水效率的提升。

## 1 粮食主产区农业用水效率测评

### 1.1 农业用水效率测评模型

本文农业用水效率是指农业灌溉经济效率,即从投入产出角度衡量农业单位用水量的最大产出或最大收益<sup>[9]</sup>。提升农业用水效率是实现农业绿色可持续发展、实现节水社会和节水农业的重要途径。此处拟采用SFA模型测算粮食主产区农业生产技术效率以及农业用水效率。在该生产函数中,被解释变量为农业产值<sup>[10-11]</sup>,选取农业用水、化肥施用量、第一产业劳动力、节水灌溉类机械、农业机械总动力、水库数以及农药使用量为生产要素投入。

构建以下随机前沿生产模型:

$$Y_{ij} = f(X_{ij}, W_{ij}, \beta) \exp(\nu_{ij} - \mu_{ij}) \quad (1)$$

式中: $i$ 为省份; $j$ 为年份; $Y_{ij}$ 、 $W_{ij}$ 、 $X_{ij}$ 分别为 $i$ 省在 $j$ 年的农业产值、农业用水的投入和农业用水以外的生产要素投入; $\beta$ 为待定系数; $\nu_{ij}$ 为包含气候、自然灾害等不可控因素; $\mu_{ij}$ 为农业生产过程中的技术效率损失。

由于变量间存在多重共线性,因此选用柯布-道格拉斯生产函数作为 SFA 模型生产函数的表达式,将  $X_{ij}$  所代表的生产要素代入,等式两边取对数后展开,可表达为

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \beta_w \ln W_{ij} + \beta_f \ln F_{ij} + \beta_l \ln L_{ij} + \beta_k \ln K_{ij} + \beta_m \ln M_{ij} + \beta_r \ln R_{ij} + \beta_p \ln P_{ij} + \nu_{ij} - \mu_{ij} \quad (2)$$

式中:  $F_{ij}$  为化肥施用量;  $L_{ij}$  为第一产业劳动力;  $K_{ij}$  为节水灌溉类机械;  $M_{ij}$  为农业机械总动力;  $R_{ij}$  为水库数;  $P_{ij}$  为农药使用量。农业生产技术上有效的产出水平  $\hat{Y}_{ij}$  可以通过设定  $\mu_{ij} = 0$  得到。

省份  $i$  农业生产技术效率  $E_{T,ij}$  的估计公式为

$$E_{T,ij} = \frac{Y_{ij}}{\hat{Y}_{ij}} = \frac{Y_{ij}}{f(X_{ij}, W_{ij}, \beta) \exp(\nu_{ij})} = \exp(-\mu_{ij}) \quad (3)$$

同理,经过适当的数学推导,在技术水平一定的前提下,当产出与其他要素不变,农业用水效率  $E_{A,ij}$  可表示为

$$E_{A,ij} = \exp\left(-\frac{\mu_{ij}}{\beta_w}\right) = E_{T,ij}^{\frac{1}{\beta_w}} \quad (4)$$

农业用水效率即可通过以农业生产技术效率为底,农业用水弹性系数的倒数为指数计算得出<sup>[11]</sup>。

## 1.2 农业用水效率测评结果

表 1 给出了采用柯布-道格拉斯生产函数的 SFA 模型测算出的变量待定系数以及标准差,样本数为 195,单边误差检验值为 242.21286。根据估计结果,除了农药使用量的系数通过了 5% 水平下的显著性检验,农业用水、水库数、节水灌溉类机械、第一产业劳动力、农业机械总动力这 5 个变量的系数都通过 1% 水平下的显著性检验,即在 1% 的置信水平下,这 4 种变量对农业用水效率的影响显著,是不可以剔除的变量。除此之外,农业用水、节水灌溉类机械、农业机械总动力的投入弹性为正,即对农业产值有积极的影响,增加这 3 种投入可以提高产出。对于整个模型来说, $\gamma$  的值为 0.71,介于 0.1~0.9 之间且通过 1% 的显著性检验,符合随机前沿生产函数模型适用条件。

表 1 随机前沿生产函数估计结果

变量	系数	标准差	t 值
常数项	1.73755190	0.98235236	1.7687665
农业用水	0.54876492	0.10900500	5.0343098
水库数	-0.18656774	0.061710837	-3.0232573
节水灌溉类机械	0.13335945	0.030696467	4.3444558
化肥施用量	0.042481489	0.20050462	0.21187287
农药使用量	0.12404646	0.21914427	0.56604930
第一产业劳动力	-0.26196483	0.047857462	-5.4738555
农业机械总动力	0.60720618	0.092887385	6.5370145
变差率 $\gamma$	0.70953190	0.057693953	12.298202

通过 Frontier4.1 对农业生产技术效率进行测算得出结果,并将结果代入式(4)。以农业生产技术效率为底,农业用水弹性系数的倒数为指数计算农业用水效率。表 2 为农业生产技术效率以及农业用水效率结果的均值、最大值、最小值以及标准差。在研究期内,农业生产技术效率值和农业用水效率值均小于 1,表明粮食主产区农业生产技术效率和农业用水效率都存在较大潜力,因此研究农业用水效率值及其影响因素十分有必要。

表 2 粮食主产区农业生产技术效率和农业用水效率统计

效率种类	样本数	均值	最大值	最小值	标准差
生产技术效率	195	0.51	0.90	0.21	0.18
农业用水效率	195	0.32	0.83	0.06	0.20

根据表 2 可知,粮食主产区农业生产技术效率均值是 0.51,即粮食主产区实际产出仅为该条件下最大产出的 51%,通过技术效率的提高,农业产值的提升潜力为 49%。技术效率值最大是 0.90,最小是 0.21,不同地区之间农业生产技术效率差距较大。除此之外,农业生产技术效率的标准差略小于农业用水效率的标准差,也就是说,相较于农业用水效率,各个省(自治区)的农业生产技术效率更集中。

粮食主产区农业用水效率普遍低于生产技术效率,换言之,农业用水投入效率低于所有投入的平均效率值,其均值仅为 0.32,即生产相同的农业产值,提高农业用水效率可以最大节约 68% 的农业用水。用水效率最大值是 0.83,最小值是 0.06,可见粮食主产区农业用水地域差异大、浪费现状严重,具有显著的节约潜力。本文测算的农业用水效率与刘维哲等<sup>[12]</sup>的陕西关中地区小麦测算结果一致,低于王学渊等<sup>[11]</sup>针对我国用水效率的测算结果,可能是由所选地域不同,各地区节水意识、要素禀赋、生产技术等因素各有不同导致。

本文测算了 2005—2019 年粮食主产区 13 个省(自治区)的农业用水效率,表 3 以 5a 为一阶段,分别列出了 2005 年、2009 年、2014 年、2019 年粮食主产区的 13 个省(自治区)的测算结果。计算出 15a 各省(自治区)农业用水效率的平均值及年均增长率,并对各个省(自治区)的农业用水效率均值排序。13 个省(自治区)中大于农业用水效率平均值的有 6 个省(自治区),小于农业用水效率平均值的有 7 个省(自治区),总体分布较均匀。

按照排序来看,农业用水效率均值处于 0.5~1 之间的只有辽宁、湖北和四川,其他各省(自治区)的农业用水效率均值低于 0.5,其中农业用水效率最低的是安徽,仅有 0.117。农业用水效率相对较低的省(自治区)主要集中分布在中国的华中和华北地区,且

表3 2005—2019年粮食主产区农业用水效率测算值

省(自治区)	农业用水效率				均值	排序	年均增长率/%
	2005年	2009年	2014年	2019年			
河北	0.069	0.099	0.147	0.203	0.129	12	8.03
内蒙古	0.110	0.148	0.205	0.268	0.183	9	6.59
辽宁	0.415	0.468	0.532	0.592	0.502	3	2.57
吉林	0.303	0.357	0.424	0.490	0.394	4	3.51
黑龙江	0.285	0.338	0.406	0.473	0.376	5	3.69
江苏	0.109	0.148	0.205	0.267	0.182	10	6.59
安徽	0.060	0.089	0.133	0.187	0.117	13	8.45
江西	0.126	0.168	0.227	0.292	0.203	7	6.15
山东	0.072	0.103	0.151	0.208	0.133	11	7.91
河南	0.113	0.153	0.210	0.273	0.187	8	6.49
湖北	0.518	0.567	0.624	0.675	0.596	2	1.91
湖南	0.233	0.284	0.352	0.419	0.322	6	4.29
四川	0.732	0.764	0.799	0.830	0.781	1	0.90
平均	0.242	0.284	0.340	0.398	0.316		5.16

效率均值集中在0.1~0.3,说明粮食主产区农业用水效率具有很大的提升潜力。2005—2019年粮食主产区农业用水效率呈现逐年增长的趋势,效率值从2005年的0.24增长到2019年的0.40,年均增长率为5.16%。其中安徽省年均增长率最高,达到8.45%。

## 2 实证分析

### 2.1 变量选择与数据来源

#### 2.1.1 变量选择

我国的农业用水中91%用于农田灌溉,少部分用于农村牲畜饮用,因此本文主要考虑农田灌溉用水效率的影响因素。鉴于之前众多国内外学者对农业用水效率影响因素的研究,结合粮食主产区现状,本文将可能存在的影响因素分为气候条件、生产要素、技术水平、结构因素4大类<sup>[13]</sup>。

**a. 气候条件。**我国粮食主产区13个省(自治区)经纬跨度大,各地气候差异较大且水资源分布不均,气候条件存在明显的地域性差异。农业生产中水资源利用与气候条件相关,因此选取主要地区日照时长( $Z_1$ )、主要城市平均气温( $Z_2$ )作为气候条件指标。

**b. 生产要素。**对于我国粮食主产区,降水量、农业用水、地下水资源是农业水资源主要来源。因此选取主要城市年均降水量( $Z_3$ )、农业用水占总用水量的比例( $Z_4$ )、地下水资源( $Z_5$ )作为水资源投入的指标。

**c. 技术水平。**技术进步对农业用水效率地提升具有积极的作用,有效灌溉面积是衡量农业生产

单位和地区水利化程度的指标,因此选用有效灌溉面积( $Z_6$ )作为技术条件的指标进行分析。

**d. 结构因素。**不同农作物生产过程中对水资源的需求程度和需求阶段不同,选取稻谷占农作物播种面积的比例( $Z_7$ )、小麦占农作物播种面积的比例( $Z_8$ )以及玉米占农作物播种面积的比例( $Z_9$ )作为结构因素的指标<sup>[14]</sup>,探讨种植结构对农业用水效率的影响。

此外,本文试图探讨农业节水政策是否对农业用水效率产生影响。2011年中央一号文件首次提出“三条红线”,明确用水效率控制红线,因此选取2011年为时间节点,检验“三条红线”政策发布前后粮食主产区用水效率是否发生较大的改变,于是引入以下虚拟变量:

$$D = \begin{cases} 1 & 2005-2011 \text{年} \\ 2 & 2012-2019 \text{年} \end{cases} \quad (5)$$

#### 2.1.2 数据来源

本文所使用的是2005—2019年粮食主产区的数据,选取气候条件、技术水平、生产要素、结构因素4方面的9个变量以及1个虚拟变量,进行农业用水效率影响因素的研究。数据来源于《中国农村统计年鉴(2005—2019)》《中国统计年鉴(2005—2019)》、中国水资源公报(2005—2019)以及各省(自治区)部分年鉴和水资源公报。采用主要城市年均降水量、日照时长以及平均气温的均值代替粮食主产区省份数据。所有投入产出变量的描述性统计见表4。

表4 投入产出变量的描述性统计

基本指标	$Z_1/h$	$Z_2/^\circ C$	$Z_3/mm$	$Z_4/\%$	$Z_5/亿 m^3$	$Z_6/(万 hm^2)$	$Z_7/\%$	$Z_8/\%$	$Z_9/\%$
最小值	1909.15	12.96	726.07	60.30	221.02	297.555	18.16	16.35	18.45
最大值	2076.99	14.32	1167.40	62.86	263.66	368.612	20.10	18.20	34.52
均值	1991.12	13.62	892.73	61.70	243.42	333.341	19.14	17.16	24.81
标准差	53.97	0.35	109.87	0.83	11.86	24.058	0.48	0.43	5.21

## 2.2 模型设定

将测算得到的 2005—2019 年粮食主产区每年的农业用水效率值平均值作为被解释变量,进一步研究农业用水效率的影响因素。参考相关文献<sup>[15]</sup>,得到 Tobit 模型如下:

$$E_{A,i} = \begin{cases} \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln Z_i + \alpha_D D + \varepsilon_i & 0 < \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln Z_i + \alpha_D D + \varepsilon_i < 1 \\ 0 & \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln Z_i + \alpha_D D + \varepsilon_i \leq 0 \\ 1 & \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln Z_i + \alpha_D D + \varepsilon_i \geq 1 \end{cases} \quad (6)$$

式中: $E_{A,i}$ 为第*i*年粮食主产区农业用水效率,当效率值小于等于 0 时取 0,当效率值大于等于 1 时取 1; $\alpha_0$ 为常数项; $Z_i$ 为第*i*年粮食主产区影响农业用水效率的解释变量,包括年均日照时长、年均气温、年均降水量、农业用水占总用水量的比例、地表水资源、有效灌溉面积、稻谷占农作物播种面积地比例、小麦占农作物播种面积地比例以及玉米占农作物播种面积地比例; $D$ 为时间虚拟变量; $\alpha_i$ 为投入要素的待定系数; $\alpha_D$ 为虚拟变量的待定系数; $\varepsilon_i$ 为随机扰动项,服从正态分布。

## 2.3 实证结果与统计分析

运用 Eviews10.0 进行 Tobit 模型估计,结果见表 5。

表 5 Tobit 模型估计结果

变量	系数	标准误	Z 统计量值
常数项	-6.151518 ***	0.233306	-26.366700
$\ln Z_1$	0.002484	0.012286	0.202182
$\ln Z_2$	0.056224 ***	0.013309	4.224534
$\ln Z_3$	-0.000870	0.008628	-0.100878
$\ln Z_4$	0.569966 ***	0.073595	7.744587
$\ln Z_5$	0.036190 **	0.017442	2.074907
$\ln Z_6$	0.684430 ***	0.021241	32.221880
$\ln Z_7$	0.502740	0.357003	1.408223
$\ln Z_8$	0.544912 ***	0.204613	2.663131
$\ln Z_9$	0.117177 ***	0.024755	4.733544
$D$	-0.017249 ***	0.002343	-7.361377

注: \*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 水平上显著。

**a.** 从气候条件来看,主要城市日照时长的年变化量不具有规律性,因此日照时长对农业用水效率的提升并没有显著的作用,而主要城市平均气温的升高导致土壤干旱,加快了灌溉用水的下渗率,增加农作物的吸收,进而增加了用水效率值。

**b.** 从生产要素来看,主要城市降水量对粮食主产区农业用水效率有负向关系,但结果并不显著,可见农业用水效率与自然降水量无明显联系。农业用水占总用水量的比例对效率值有正向影响,即农业用水占比的增加会提高效率值,

与现实规律相符。地下水资源对效率值有正向影响,相较于其他农业用水来源,地下水资源可随时获得并使用,因此地下水资源的增加会提高效率值。

**c.** 从技术水平来看,有效灌溉面积的增加可以显著提高农业用水效率值。随着农业技术的发展进步,喷灌、滴灌等新型节水灌溉方式得到推广,大型农场配备节水灌溉设施,很大程度上减少了漫灌引发的农业用水浪费,提高了效率值<sup>[16]</sup>。

**d.** 从结构因素来看,稻谷占农作物播种面积的比例对用水效率的正向影响不显著、小麦占农作物播种面积的比例和玉米占农作物播种面积地比例对效率值的影响为正,这可能是由于水稻是喜水作物,易造成水资源大量浪费,而小麦和玉米生长过程对于水的需求量较少,因此其播种面积占比的增加会提升效率值。时间虚拟变量方面,回归系数数值很小,由此猜测 2011 年“三条红线”政策的发布没有精准落实到农业用水方面,农业生产者对于国家政策并不敏感,农民节水意识的培养仍需加强。

## 3 结论与建议

### 3.1 结论

**a.** 农业生产技术效率大于农业用水效率。农业生产技术效率和农业用水效率大多分布在 0.2 ~ 0.8 之间,且所有效率值均小于 1,表明粮食主产区农业生产技术效率和农业用水效率都具有较大的节水潜力。但是农业用水效率普遍低于农业生产技术效率,即农业用水投入效率低于所有投入的平均效率值。粮食主产区农业用水效率随着时间呈上升趋势,效率值从 2005 年的 0.24 增长到 2019 年的 0.4,年均增长率为 5.16%。农业用水效率均值是 0.32,即在平均农业产值水平下,农业用水效率的提升潜力达到了 68%。此外,粮食主产区农业用水还存在地域差异大、浪费现状严重的问题,农业用水效率值较高的省(自治区)主要分布在东北平原,相对较低的省(自治区)主要分布在我国的华中和华北地区,最低的是安徽省。

**b.** 农业用水效率受多种投入要素影响。对农业用水效率影响因素的研究发现,大部分变量都通过了 1% 置信水平下的显著性检验。主要城市年均气温、农业用水占总用水量的比例、地表水资源、有效灌溉面积、小麦占农作物播种面积的比例以及玉米占农作物播种面积的比例这六个变量数值的增加对效率值有显著的正向影响。而 2011 年“三条红线”政策对农业用水效率的促进作用并

不明显,究其原因可能是农民节水意识薄弱,新型节水灌溉方式和先进的灌溉设备的推广难度大,成效小,分散化、粗放化的家庭式耕种模式使得农业生产的规模效应难以充分发挥,农业用水浪费现象严重。

### 3.2 提高粮食主产区农业用水效率的建议

**a. 创新农业用水分配方式。**大部分农业用水属于公共资源,水资源产权不明导致农业用水浪费现象频发,易造成公地悲剧,农业用水效率提升难度大。因此创新农业用水分配方式是提高农业用水效率的关键。我国应在保证公平的基础上综合考虑水权分配和水量分配,给予农户剩余水的处置权,并在信息对称的前提下适当进行政府干预。

**b. 高效利用和及时引进农业节水设施。**粮食主产区的节水灌溉类机械占全国总量的 63.52%,但对农业产值的影响系数仅为 0.13,可见盲目增加节水灌溉类机械数量不能持续性提高农业生产效率。地方政府应组织修缮、改造节水灌溉类机械设施,减少因设备老化造成的水资源浪费。此外,还应加大宣传力度,增强农户节水意识,通过“以旧换新”、“低息购买”等方式鼓励农户购买先进节水灌溉机械。

**c. 增加农业水资源供给。**粮食主产区存在农业用水紧缺、用水效率相对较低、面源污染严重等问题,为保障粮食主产区稳产以及国家粮食安全,需尽量增加粮食主产区农业用水供给。一方面,针对河北省、内蒙古自治区以及辽宁省等水资源匮乏的地区,应科学规划南水北调未开工路线,加大对以上省份的水资源供给,缓解生活、工业用水对农业用水的挤占。另一方面,须加强农业面源污染综合治理,克服农村环境基础设施短板,积极推进农村生活污水处理设施的规划与建设工作。

**d. 因地制宜优化种植结构。**各粮食主产区应基于所在区域的水资源状况,调整、优化农作物种植结构,探索新型种植模式。水资源充沛的地区可优先种植耗水量较高的农作物,水资源匮乏地区则应种植耗水量较少的农作物。此外,需充分考虑粮食主产区特殊的气候特征,力求建立农作物需水周期与降水时期相匹配的节水型种植结构,从而实现“适水高效种植”之目标。

### 参考文献:

[1] 薛选登,高佳琳. 粮食主产区耕地生态足迹与粮食安全空间相关性分析[J]. 生态经济,2021,37(8):93-99.  
[2] 尚杰,魏东方,吉雪强. 技术进步、农业用水效率与回弹

效应:基于我国粮食主产区面板数据的实证研究[J]. 生态经济,2020,36(11):94-100.

[3] 陈艳萍,罗冬梅,程亚雄. 考虑生态补偿的完全成本法区域水权交易基础价格研究[J]. 水利经济,2021,39(5):72-78.  
[4] 崔永正,刘涛. 黄河流域农业用水效率测度及其节水潜力分析[J]. 节水灌溉,2021(1):100-103.  
[5] 杨俊,宋振江,李争. 基于 PSR 模型的耕地生态安全评价:以长江中下游粮食主产区为例[J]. 水土保持研究,2017,24(3):301-307.  
[6] 查建平,周玉玺,周霞. 沿黄九省(区)农业用水效率与农业经济发展耦合协调关系研究[J]. 水资源与水工程学报,2021,32(5):219-226.  
[7] LILIENFELD A, ASMILD M. Estimation of excess water use in irrigated agriculture: a data envelopment analysis approach[J]. Agricultural Water Management, 2007, 94(1/2/3):73-82.  
[8] 姜秋香,李鑫莹,王子龙,等. 黑龙江省农业水足迹时空分布及用水效率分析[J]. 东北农业大学学报,2020,51(11):87-96.  
[9] 付俊怡. 黄河流域农业用水效率及影响因素研究[D]. 银川:宁夏大学,2021.  
[10] KANEKO S, TANAKA K, TOYOTA T, et al. Water efficiency of agricultural production in China: regional comparison from 1999 to 2002[J]. International Journal of Agricultural Resources, 2004,21(3):231-251.  
[11] 王学渊,赵连阁. 中国农业用水效率及影响因素:基于 1997—2006 年省区面板数据的 SFA 分析[J]. 农业经济问题,2008(3):10-18.  
[12] 刘维哲,常明,王西琴. 基于随机前沿的灌溉用水效率及影响因素研究:以陕西关中地区小麦为例[J]. 中国生态农业学报,2018,26(9):1407-1414.  
[13] 赵敏,刘姗. 基于双前沿面 SBM-DEA 模型的农业用水效率评价[J]. 水利经济,2020,38(1):54-60.  
[14] 邵亚青,陶佩君. 河北省粮食主产区不同生产经营规模对小麦-玉米综合效率的影响[J]. 河北农业大学学报:社会科学版,2019,21(5):30-34.  
[15] 许朗,黄莺. 农业灌溉用水效率及其影响因素分析:基于安徽省蒙城县的实地调查[J]. 资源科学,2012,34(1):105-113.  
[16] 王秀鹃,蔡威熙,韩若冰,等. 麦田喷灌的比较收益、障碍因素与推进对策:以兖州运国家庭农场为例[J]. 中国农业资源与区划,2021,42(7):121-127.

(收稿日期:2021-11-23 编辑:张志琴)

