

DOI: 10.5846/stxb201912052639

惠婷,陈晓楠,宋健峰.基于水足迹的作物生产生态效率评价——以陕西省为例.生态学报,2021,41(8):3078-3091.

Hui X, Chen X N, Song J F. Assessing crop production eco-efficiency based on water footprints: The case of Shaanxi Province. Acta Ecologica Sinica, 2021, 41(8):3078-3091.

# 基于水足迹的作物生产生态效率评价 ——以陕西省为例

惠 婷,陈晓楠,宋健峰\*

西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100

**摘要:**传统生产函数很少考虑农业生产中自然资源的要素功能,也无法表达化肥、农药的使用对环境产生的损害。研究将绿水、蓝水和灰水足迹,分别代表降水资源、灌溉水资源和作物生产的环境影响,引入农业生产函数,采用随机前沿方法测算陕西省作物生产生态效率,并分析其影响因素。结果表明:1) 1985—2018 年间陕西省作物生产总水足迹呈上升趋势,作物生产单位面积用水强度不断增强。单位面积水足迹及蓝、绿、灰水占比与气候、种植结构、灌溉条件和农业污染相关。2) 研究期内,陕西省作物生产生态效率以 2003 年为分界点呈现先降后升趋势,陕西省作物生产生态效率的 U 型波动对应政府对耕地资源保护和农业污染管控政策变化。3) 作物生产生态效率低下的区域集中在生产落后的农业区和农业条件差的工业区,农业耕地质量差,灌溉条件匮乏,低效率(产值角度)的灌溉和化肥农药施用以及落后农业生产方式是导致作物生产生态效率低下的主要原因。4) 研究期内,陕西省作物生产经历了从规模报酬递增,到规模报酬递减 2 个阶段,与耕地面积的变化基本对应。短期内,考虑各投入要素的产出弹性调整种植结构和化肥农药施用量是提高作物生产生态效率的有效措施,而促进农业产业升级和技术革新是推动作物生产生态效率提升的根本路径。

**关键词:**水足迹;作物生产;生态效率;随机前沿生产函数(SFA)

## Assessing crop production eco-efficiency based on water footprints: The case of Shaanxi Province

HUI Xing, CHEN Xiaonan, SONG Jianfeng\*

College of Economics and Management, Northwest Agriculture and Forestry University, Yangling 712100, China

**Abstract:** Traditional production functions rarely consider the role of natural resources in crop production and the damage to the environment caused by use of fertilizers and pesticides. This paper introduces green, blue, and grey water footprints representing natural water resources, irrigation water resources and the impact of crop production on the environment, and assesses crop production eco-efficiency and its influential factors in Shaanxi Province through the stochastic frontier approach. The results showed that: 1) From 1985 to 2018, the crop production water footprint of Shaanxi Province presented an upward trend and the water intensity per unit area was continuously enhanced. The water footprints per unit area and the proportions of blue, green, and gray water were related to climate, planting structure, irrigation conditions and crop production pollution. 2) During the research period, the eco-efficiency of crop production in Shaanxi Province demonstrated a trend of decreasing first and then increasing, taking 2003 as a cut-off point. The ecological efficiency of crop production in Shaanxi Province fluctuates in “U” shape, which corresponds to the changes of the government’s policy of protecting cultivated land resources and agricultural pollution control. 3) Low eco-efficiency regions are concentrated in

**基金项目:**教育部人文社会科学研究项目(17YJC790126);陕西省自然科学基金(2016JQ7001);陕西省社会科学基金项目(2015R027)

**收稿日期:**2019-12-05; **网络出版日期:**2021-02-24

\* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: s\_jf@nwfau.edu.cn

agricultural areas with backward production mode and industrial areas with poor agricultural conditions. The main reasons for the low eco-efficiency of crop production lie in the poor quality of agricultural arable land, scarce irrigation water resources, inefficient irrigation water, fertilizer and pesticide application, and backward mode of production. 4) During the study period, crop production in Shaanxi Province experienced two stages, from increasing returns to scale to decreasing returns to scale, basically corresponding to the change of cultivated land area. In the short term, adjusting the planting structure and controlling fertilizers and pesticides applications are effective ways to improve the eco-efficiency of crop production. However, the fundamental path is the upgrading of agricultural industry and technological innovation.

**Key Words:** water footprint; crop production; eco-efficiency; stochastic frontier approach (SFA)

中国是一个农业大国,并非农业强国,在农产品刚性需求增长的情况下,农业生产面临着土地、气候和水等自然资源的制约,同时农业生产中化肥、农药的使用对环境造成损害。然而传统的农业生产函数以新古典经济学 C-D 生产函数或其变形为主要形式,解释变量包括土地、劳动力、农业机械总动力等<sup>[1]</sup>,往往不考虑自然资源因素,特别是在陕西省相比土地资源更为稀缺的水资源,同时也不考虑过度施用化肥、农药造成的环境影响。

随着水资源的日益短缺和环境污染的加剧,在自然资源研究领域,对用水大户—农业生产中水资源消耗和农业点、面源污染的研究日益深入,水足迹概念和理论的提出将这一研究推向了新的高度。在虚拟水理论的基础上,借鉴生态足迹的概念,Hoekstra 和 Hung<sup>[2]</sup>以及 Hoekstra 和 Chapagain<sup>[3]</sup>提出并不断完善了水足迹理论。水足迹(Water Footprint,简称 WF)指生产产品所需要的水资源总量,该部分水资源如果来源于暂时留在未饱和土壤中,未形成径流的那部分降雨资源,称为绿水;如果来源于江、河、湖泊(灌溉用水),称为蓝水;如果生产造成污染,理论上使用淡水资源稀释污染物使其达到水质标准需要的水称为灰水<sup>[4]</sup>。作物生产水足迹概念综合考虑了作物生产中的主要资源投入和环境影响,表达了保障可持续发展的作物生产用水总量。

同时,结合资源 and 环境投入的生态效率作为衡量可持续发展的重要工具,受到广泛关注并取得丰富的成果。生态效率的概念最早由 Schaltegger 和 Sturm<sup>[5]</sup>提出,后经世界可持续发展工商理事会(World Business Council for Sustainable Development, WBSCD)推广。经济合作与发展组织(OECD)将生态效率定义为“利用生态资源满足人类需求的效率”,使用“产品或服务价值与环境影响的比值”表达。该定义被普遍接受,用以说明和评估生态效率。

目前对于生态效率的评价主要有两种方法。一种是 OECD 提出的比值法,另一种是基于边界的效率评价方法,数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)。初期的生态效率评价主要针对具体的产品或生产过程,比值法被广泛使用。比值法的关键在于衡量经济价值和环境影响,生产的环境影响往往有很多方面,生命周期评价(Life Cycle Assessment, LCA)通常被用来汇总这些环境影响。DEA 是一种非参数的前沿方法,适用于多投入多产出的生产率评价<sup>[6]</sup>。Kuosmanen 和 Kortelainen<sup>[7]</sup>首次在生态效率评价中使用 DEA 方法。当涉及多个经济产出和环境影响时,相比单一指标比值法,DEA 可以给出更综合的评价结果,目前已成为评价生态效率的主流方法<sup>[8]</sup>。

具体到有关作物生产生态效率的实证研究,Reith 和 Guidry<sup>[9]</sup>使用比值法评价美国南部一个可持续农业综合体(MSAC)的生态效率。Thanawong 等<sup>[10]</sup>使用比值法比较不同灌溉条件下泰国东北部 Lam Siew Yai 流域稻米生产的生态效率。Mülle 等<sup>[11]</sup>通过评价生态效率研究新西兰 Plenty 湾猕猴桃的可持续生产。Gómez-Limón 等<sup>[12]</sup>以及 Picazo-Tadeo 等<sup>[13]</sup>提出使用定向距离函数和 DEA 技术评估生态效率,并应用于西班牙橄榄种植农场。Hoang 和 Alauddin<sup>[14]</sup>使用 DEA 方法分析经合组织国家的农业生态效率。Beltrán-Estevé 等<sup>[15]</sup>综合 LCA 和 DEA 方法评价西班牙柑橘农场的生态效率。Rosano 等<sup>[16]</sup>使用随机边界的双曲距离函数研究亚马逊农业生态效率。Han 等<sup>[17]</sup>使用元边界分析混合模型分析中国省际农业生态效率。Coluccia 等<sup>[18]</sup>使用 DEA 方法评价意大利农业生态效率。

国内学者吴小庆等<sup>[19]</sup>、朱玉林等<sup>[20]</sup>和程翠云等<sup>[21]</sup>使用比值法分别评价盆栽水稻、湖南农业生态系统和我国 2003—2010 年的农业生态效率。许朗等<sup>[22]</sup>运用 DEA 方法测算出中国 13 个粮食主产区 2000—2012 年的农业生态效率,并运用 Malmquist 指数方法进行动态分析。洪开荣等<sup>[23]</sup>利用网络 DEA 模型对我国 2005—2013 年 30 个省市农业生态系统效率进行测度。在 DEA 模型基础上,一些研究将经济增长或农业总产值作为期望产出,将环境负效应作为非期望产出,采用 SBM 模型对农业生态效率进行评价<sup>[24-26]</sup>。除了测算农业生态效率外,很多学者使用两阶段方法进一步分析影响农业生态效率的因素。王宝义和张卫国<sup>[27]</sup>采用 DEA-Tobit 等模型方法,研究了中国农业生态效率的省际差异和影响因素。赵哲等<sup>[28]</sup>使用超效率 DEA 方法对呼伦贝尔地区草牧业进行生态效率评价和影响因素分析。

与 DEA 并列的另一种基于边界的效率评价方法,随机前沿方法(Stochastic Frontier Approach, SFA)在各领域中被广泛应用,但却很少被用于生态效率评价。可能的原因在于 SFA 需要对函数形式进行正确的设定,同时其不适用于多产出模型<sup>[6]</sup>。Song 等<sup>[29]</sup>将水足迹引入生产函数,可以克服了这一缺点,使 SFA 方法的使用成为可能。郑德凤等<sup>[30]</sup>在使用 DEA 方法评价甘肃省农业生态效率时进行了类似的处理,但其将作物生产灰水足迹作为非期望产出,同时未区分蓝水和绿水。与 DEA 方法一样, SFA 方法相比比值法能提供综合的效率评价结果,同时避免比值法中因需要汇总环境影响存在的客观赋权问题。SFA 方法作为一种参数分析方法,其确定的生产函数形式,相比 DEA 方法,可以排除随机误差的影响,效率估计和影响因素分析可以一步完成,还可以进一步分析各投入要素的效率和产出弹性,提供更深入的分析。本文将该方法应用于我国西北半干旱区的陕西省的作物生产,使用陕西省各区域 1985—2018 年面板数据,将作物生产的绿水、蓝水和灰水足迹(分别代表作物生产使用的降水资源、灌溉水资源和环境影响)引入生产函数,使用 SFA 方法评价作物生产生态效率(考虑资源投入和环境影响的作物生产技术效率)。该研究除了可为 WF-SFA 方法在农业生态效率评价上的应用提供新的证据外,对于作物生产水足迹,尤其是综合考虑化肥和农药对灰水足迹进行了更准确的测算,同时,使用随机前沿生态函数的参数估计进一步研究了各水足迹投入的生产效率,有效区分对降水资源的利用效率,灌溉水资源投入的效率和作物生产的环境影响,为生态效率改进提供针对性方案。

## 1 研究方法和数据来源

### 1.1 研究方法

#### 1.1.1 作物生产水足迹测算

作物生产总水足迹等于绿水、蓝水和灰水足迹之和。

$$WF = GWF + BWF + EWF \quad (1)$$

式中,  $WF$  为作物生产总水足迹,  $m^3$ ;  $GWF$ 、 $BWF$ 、 $EWF$  分别为作物生产绿水足迹、蓝水足迹和灰水足迹,  $m^3$ 。

作物生产绿水足迹和蓝水足迹由不同农作物单位面积消耗的绿水资源量和蓝水资源量按照作物种植面积加权加总得到。

$$GWF = \sum GW_i \times A_i \quad (2)$$

$$BWF = \sum BW_i \times A_i$$

式中,  $GW_i$  为  $i$  作物单位面积消耗的绿水资源量,  $m^3/hm^2$ ;  $BW_i$  为  $i$  作物单位面积消耗的蓝水资源量,  $m^3/hm^2$ ;  $A_i$  为  $i$  作物种植面积。本研究计算陕西省各区域各农田作物(小麦、稻谷、玉米、薯类、大豆、棉花、油菜、花生、向日葵、麻类、糖料、烤烟、其他小杂粮、蔬菜和瓜类)和经济林果(茶、桑和果)生产水足迹。

参考吴普特等<sup>[31]</sup>和孙世坤等<sup>[32]</sup>的计算方法,作物单位面积消耗的绿水和蓝水资源量按下式测算:

$$\begin{aligned} GW &= 10 \times \min(ET_c, P_e) \\ BW &= 10 \times \max(0, ET_c - P_e) \end{aligned} \quad (3)$$

式中,  $ET_c$  为作物蒸发蒸腾量,  $mm$ ;  $P_e$  为作物生育期有效降水量,  $mm$ ; 10 为单位转化系数,将单位由水深转化

为单位面积水量。

$ET_c$  计算公式如下:

$$ET_c = K_c \times ET_0 \quad (4)$$

式中,  $K_c$  为作物系数;  $ET_0$  为参考作物蒸发蒸腾量, mm。  $ET_c$  使用 FAO 推荐的 CropWat 8.0 软件计算得到, 该软件根据当地气象资料, 利用 Penman-Monteith 公式计算参考作物蒸发蒸腾量。

作物生育期有效降水量由生育期各旬有效降水量累加得到, 旬有效降水量  $P_{e(dec)}$  按照美国农业部土壤保持局推荐方法计算:

$$P_{e(dec)} = \begin{cases} P(4.17 - 0.02P) / 4.17 & P < 83 \\ 41.7 + 0.1P & P \geq 83 \end{cases} \quad (5)$$

式中,  $P$  为作物生育期旬降水量, mm。

农业生产中施用的化肥、农药等除被植物利用的部分外, 还有很大一部分通过各种形式散失到土壤和水环境中, 造成污染。稀释作物生产各污染物所需的最大淡水量为作物生产灰水足迹<sup>[33]</sup>, 即:

$$EWF = \max\{EW_i\} \quad (6)$$

式中:  $EW_i$  代表第  $i$  种污染物灰水足迹,  $m^3$ 。

各污染物灰水足迹采用 Hoekstra 等<sup>[34]</sup>的方法计算:

$$EW_i = \frac{P_i \times \alpha_i}{C_{\max_i} - C_{\text{nat}_i}} \quad (7)$$

式中,  $P_i$  为第  $i$  种污染物的使用量, 包括氮肥、农药等, kg;  $\alpha_i$  为第  $i$  种污染物淋溶率, %;  $C_{\max_i}$  为第  $i$  种污染物环境最大容许浓度,  $kg/m^3$ ;  $C_{\text{nat}_i}$  为第  $i$  种污染物的自然本底浓度,  $kg/m^3$ 。

农业生产施用的化肥中主要含有氮、磷、钾, 其中比例最大的是氮肥。考虑灰水足迹测算符合“短板原理”<sup>[33]</sup>, 本研究选择对灰水足迹影响较大的 2 个污染物, 氮肥和石油类农药, 测算作物生产灰水足迹。参考 Mekonnen 和 Hoekstra<sup>[4]</sup>的研究, 氮肥的溶淋率选择 10%, 采用 US-EPA 的标准, 氮的环境最大容许浓度为 10mg/L, 假设自然水体当中氮的浓度为 0。参考曹连海等<sup>[35]</sup>的研究, 石油类农药的溶淋率为 75%, 环境最大容许浓度为 10mg/L, 假设自然水体当中石油类农药的浓度为 0。

### 1.1.2 作物生产生态效率评价方法

SFA 由 Aigner 等<sup>[36]</sup>以及 Meeusen 和 Broeck<sup>[37]</sup>提出, 随后, Reifschneider 和 Stevenson<sup>[38]</sup>、Kumbhakar 等<sup>[39]</sup>以及 Battese 和 Coelli<sup>[40-41]</sup>对随机前沿生产函数形式和方法进行了改进, 为其后的实证研究建立了模型方法的数理基础。参考 Battese 和 Coelli<sup>[41]</sup>模型形式, 本文建立如下随机前沿生产函数模型:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= f(X_{it}) \exp(v_{it} - u_{it}) = f(K_{it}, L_{it}, GWF_{it}, BWF_{it}, EWF_{it}, T) \exp(v_{it} - u_{it}) \\ u_{it} &= Z_{it}\delta + \omega_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

式中,  $Y_{it}$  为第  $i$  个区域第  $t$  年的农业增加值;  $K_{it}$  为资本投入, 用农业机械总动力代表;  $L_{it}$  为劳动投入, 用农业从业人口代表;  $T$  为时间变量。变量的选取参考潘丹和应瑞瑶<sup>[24]</sup>, 郑德凤等<sup>[30]</sup>和侯孟阳和姚顺波<sup>[26]</sup>等人的研究, 除了传统农业生产中资本、劳动的投入外, 该模型将农业生产中的资源投入及环境影响考虑在内, 因此将作物生产水足迹作为投入指标。

前沿生产函数  $f(\cdot)$  表示经济中的最优生产技术,  $v_{it} - u_{it}$  为复合误差项。误差项  $v_{it}$  是独立于投入和技术水平的随机统计噪声, 服从于独立正态分布  $N(0, \sigma_v^2)$ ,  $u_{it}$  表示生产中的技术欠效率, 服从零点截尾的正态分布  $N(Z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ 。  $Z_{it}$  表示影响效率的因素;  $\delta$  是待估参数向量;  $\omega_{it}$  表示随机误差项。  $v_{it}$  和  $u_{it}$  相互独立, 且独立于作物生产各解释变量。由于技术效率和随机因素都不可直接观测, 但是后者只是一个白噪声, 因此, 作物生产效率就可表示为产出期望与随机前沿期望值之比, 即

$$TE_{it} = \frac{E[f(K_{it}, L_{it}, GWF_{it}, BWF_{it}, EWF_{it}, T) \exp(v_{it} - u_{it})]}{E[f(K_{it}, L_{it}, GWF_{it}, BWF_{it}, EWF_{it}, T) \exp(v_{it} - u_{it}) | u_{it} = 0]} = \exp(-u_{it}) \quad (9)$$

式中,  $TE_{it}$  为作物生态生产的技术效率即生态效率。当  $u_{it} = 0$  时,  $TE_{it} = 1$ , 表示没有效率损失, 如果  $u_{it} > 0$ ,  $0 < TE_{it} < 1$ , 表示各观测样本处于非效率状态。效率损失越大,  $TE_{it}$  越接近于 0。

本文选择采用形式最为灵活, 可近似反映任何生产技术的超越对数 (Translog) 生产函数作为随机前沿模型的具体形式, 对数形式的函数式如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_j \sum_{j=1}^6 \ln X_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^6 \sum_{k \geq j}^6 \beta_{jk} \ln X_{jit} \ln X_{kit} + v_{it} - u_{it} \quad (10)$$

具体的技术欠效率测度模型定义为:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 FS_{it} + \delta_2 PG_{it} + \delta_3 IS_{it} + \delta_4 GS_{it} + \delta_5 T \quad (11)$$

式中,  $FS$  为第一产业产值占比;  $PG$  为人均生产总值;  $IS$  为水田和水浇地面积占耕地面积比例;  $GS$  为粮食作物面积占总种植面积比例。欠效率测度模型变量的选择参考程翠云等<sup>[21]</sup>和洪开荣等<sup>[23]</sup>等人的研究, 同时增加了水资源要素。

式(10)和(11)中的未知参数用最大似然估计法联合估计得到。令:

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_m^2} \quad (12)$$

$$\sigma_m^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

式中  $\gamma$  反映了复合扰动项中技术无效项所占的比例, 其取值介于 0 到 1 之间, 通过  $\gamma$  可以判断模型设定是否合适。当  $\gamma$  接近于 1, 即  $\sigma_v^2$  趋近于 0 时, 说明随机前沿生产函数的误差主要来自于  $u$ , 即实际产出与最大可能产出之间的差距主要源于技术非效率, 采用随机前沿生产函数模型就越合适。

## 1.2 数据来源及处理

本文选取 1985—2018 年陕西省各区域面板数据为研究对象, 通过加总各农田作物和经济林果生产水足迹得到陕西省各区域作物生产水足迹, 并估算作物生产生态效率。农业增加值、农业机械总动力、农业从业人口、各农作物播种面积、各经济林果种植面积、氮肥施用折纯量、地区生产总值、第一产业产值、人均生产总值、水田、水浇地、耕地面积等数据主要来自《陕西统计年鉴》(1986—2019 年), 部分数据来自陕西各市历年统计年鉴, 缺失值采用插值法和比例法填补。农业增加值和人均生产总值按照 1985 年不变价格折算。各气象站的月最低气温、月最高气温、平均风速、平均相对湿度、日照时数、降水量等数据来源于中国气象科学数据共享服务网 (<http://cdc.cma.gov.cn/home.do>)。

## 2 结果分析

### 2.1 陕西省作物生产水足迹测算

1985—2018 年陕西省作物生产水足迹变化情况如图 1 所示。研究期内陕西省作物生产总水足迹呈上升趋势, 从 170.66 亿  $m^3$  增长到 381.92 亿  $m^3$ , 增长了 2.24 倍。同期, 陕西省的作物总种植面积也缓慢增长, 从 4856.27 千  $hm^2$  增长到 5361.65 千  $hm^2$ , 增长 1.10 倍, 说明陕西省作物生产单位面积用水强度 (水足迹角度) 不断增强。

水足迹衡量的是作物生产所需要的水资源总量而非实际用水量, 由图 1 可知陕西省作物生产水足迹的增长主要在于灰水足迹部分, 说明陕西省作物生产的环境影响呈现快速增长趋势。1985 年, 陕西省绿、蓝、灰水足迹分别为 103.47 亿  $m^3$ 、34.16 亿  $m^3$  和 33.03 亿  $m^3$ , 分别占比 60.63%、20.02% 和 19.35%。而在 2018 年, 绿、蓝、灰水足迹分别为 165.95 亿  $m^3$ 、62.05 亿  $m^3$  和 153.92 亿  $m^3$ , 分别占比 43.45%、16.25% 和 40.30%。绿、蓝、灰水足迹年均增长率分别为 1.83%、2.47% 和 11.09%。

### 2.2 陕西省作物生产生态效率评价

#### 2.2.1 模型检验

使用软件 Frontier Version 4.1 对式(10)和(11)进行估计以测算陕西省作物生产生态效率。模型中各变

量的描述性统计见表 1,模型估计结果见表 2。

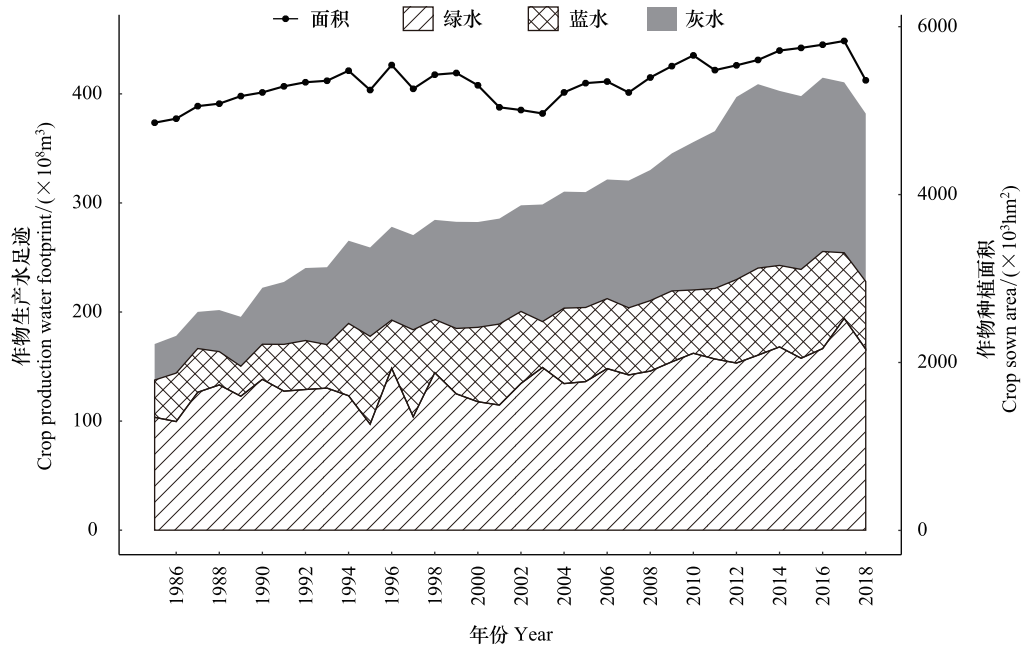


图 1 陕西省作物生产水足迹变动趋势  
Fig.1 Water footprint of crop production in Shaanxi Province

表 1 变量的描述性统计

Table 1 Description and summary statistics for variables							
变量 Variable	单位 Unit	样本数 N	平均值 Mean	标准差 SD	最小值 Min	中位数 P50	最大值 Max
Y	亿元	361	8.09	6.58	0.21	6.81	35.63
K	万 kW	361	125.73	108.21	4.91	97.06	588.16
L	万人	361	87.96	49.76	1.84	86.08	223.21
GWF	亿 m <sup>3</sup>	361	13.06	6.67	0.15	13.46	37.24
BWF	亿 m <sup>3</sup>	361	5.56	5.33	0.12	3.9	23.28
EWf	亿 m <sup>3</sup>	361	9.52	9.21	0.18	6.89	50.77
FS	%	361	20.46	12.86	3.1	17.09	54.94
PG	元	361	2784.38	2529.69	278	1819.93	14213.19
IS	%	361	36.52	25.31	3.02	39.32	100
GS	%	361	80.54	8.84	47.45	81.92	95.32

Y 为农业增加值; K 为资本投入; L 为劳动投入; GWF 为绿水足迹; BWF 蓝水足迹; EWf 灰水足迹; FS 为第一产业产值占比; PS 为人均生产总值; IS 为水浇地面积占耕地面积比例; GS 为粮食作物面积占总种植面积比例

由表 2 可知,  $\gamma$  估计值为 0.7927, 显著大于 0, 接近于 1, 并在 1% 的显著水平通过了  $t$  检验, 说明有 79.27% 的随机误差来自技术欠效率的影响, 该模型是整体有效的。同时进行了一系列的检验以确定随机前沿函数是否适合以及哪种具体的函数形式更优, 结果见表 3。表 3 显示所有备择假设均被拒绝, 可知本文的随机前沿生产函数形式是合理有效的。

2.2.2 陕西省作物生产生态效率测算

1985—2018 年陕西省各区域作物生产生态效率平均值为 0.7477 (见图 2), 年际间的波动具体可分为两个阶段: 1985—2003 年, 作物生产生态效率波动下跌, 历史最高值在 1985 年, 为 0.8729, 在 2003 年达到最低值 0.6324; 此后进入波动增长期, 2018 年效率值为 0.8077, 表明目前陕西省作物生产实际产出离前沿产出边界还

有不小距离,作物生产生态效率有一定的提升空间。

表 2 陕西省农业随机前沿生产函数模型估计结果

Table 2 Results of the stochastic frontier production function model

变量 Variable	系数 Parameter	系数值 Estimate	$t$	变量 Variable	系数 Parameter	系数值 Estimate	$t$
常数	$\beta_0$	-1.3359	-0.3837	$(\ln BWF)^2$	$\beta_{44}$	-0.0902	-0.6281
$\ln K$	$\beta_1$	0.8627	0.9331	$\ln BWF \cdot \ln EWF$	$\beta_{45}$	0.9931 ***	3.5097
$\ln L$	$\beta_2$	0.1694	0.0852	$(\ln EWF)^2$	$\beta_{55}$	-1.2025 ***	-4.3392
$\ln GWF$	$\beta_3$	1.2441	1.2172	$T^2$	$\beta_{66}$	0.0065 ***	5.9651
$\ln BWF$	$\beta_4$	0.4187	0.6724	$\ln K \cdot T$	$\beta_{16}$	-0.1383 ***	-4.1462
$\ln EWF$	$\beta_5$	-0.9606	-0.8487	$\ln L \cdot T$	$\beta_{26}$	0.1191 ***	3.6396
$T$	$\beta_6$	-0.0367	-0.6526	$\ln GWF \cdot T$	$\beta_{36}$	0.0066	0.3397
$(\ln K)^2$	$\beta_{11}$	0.6657 ***	2.4421	$\ln BWF \cdot T$	$\beta_{46}$	-0.0088	-0.5503
$\ln K \cdot \ln L$	$\beta_{12}$	-1.0298 *	-1.7410	$\ln EWF \cdot T$	$\beta_{56}$	0.0053	0.2051
$\ln K \cdot \ln GWF$	$\beta_{13}$	-0.9464 ***	-3.8908	常数	$\delta_0$	0.4790	1.0729
$\ln K \cdot \ln BWF$	$\beta_{14}$	-0.3284	-1.3055	$FS$	$\delta_1$	-0.0218 ***	-4.9652
$\ln K \cdot \ln EWF$	$\beta_{15}$	0.6696	1.6425	$PG$	$\delta_2$	-0.0003 ***	-7.5156
$(\ln L)^2$	$\beta_{22}$	0.0567	0.1024	$IS$	$\delta_3$	-0.0089 ***	-4.0655
$\ln L \cdot \ln GWF$	$\beta_{23}$	0.2770	0.4310	$GS$	$\delta_4$	0.0065	1.4365
$\ln L \cdot \ln BWF$	$\beta_{24}$	0.1932	0.5612	$T$	$\delta_5$	0.0373 ***	4.7079
$\ln L \cdot \ln EWF$	$\beta_{25}$	0.3448	0.5704	$\sigma_m^2$	0.0539 ***	4.7420	
$(\ln GWF)^2$	$\beta_{33}$	0.1119	0.5862	$\gamma$	0.7927 ***	9.7244	
$\ln GWF \cdot \ln BWF$	$\beta_{34}$	-0.6006 ***	-2.6911	Log likelihood function	100.1527		
$\ln GWF \cdot \ln EWF$	$\beta_{35}$	0.7675 ***	2.1985	LR test	163.2293		

$Y$  为农业增加值;  $K$  为资本投入;  $L$  为劳动投入;  $GWF$  为绿水足迹;  $BWF$  蓝水足迹;  $EWF$  灰水足迹;  $FS$  为第一产业产值占比;  $PG$  为人均生产总产值;  $IS$  为水田和水浇地面积占耕地面积比例;  $GS$  为粮食作物面积占总种植面积比例;  $T$  为时间变量; \*, \*\*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著

表 3 模型检验结果

Table 3 Statistics for tests of hypotheses involving some coefficients of the stochastic frontier function

$H_0$	$L(H_0)$	广义似然比 Test statistics	临界值 Critical value (1%)	检验结论 Decision
$\gamma = 0$	18.538	163.230	17.755	拒绝
$\beta_{jk} = 0$	-6.460	213.226	17.755	拒绝
$\beta_6 = \beta_{16} = \beta_{26} = \beta_{46} = \beta_{56} = \beta_{66} = 0$	26.527	147.252	17.755	拒绝
$\beta_{16} = \beta_{26} = \beta_{36} = \beta_{46} = \beta_{56} = 0$	85.866	28.574	17.755	拒绝

目前中国作物生产生态效率损失的原因并不在于产出不足,而在于资源消耗过多和环境污染排放过多<sup>[24]</sup>。陕西省作物生产生态效率整体下跌的最主要原因是灰水投入的大幅增长(见图 1),陕西省耕地面积在 2003 年之前持续减少(从 1985 年的 3627.07 千 $km^2$  减少至 2003 年的 2795.82 千 $km^2$ ),耕地的减少限制了农业产值的增长,但同期的化肥、农药施用量却持续增长。尤其在 2003 之前数年,国内正处于“以地生财”的征地高峰,西部大开发促使陕西省耕地面积大幅减少<sup>[42]</sup>,单位面积化肥施用折纯量持续上升(从最低点 1996 年的 8594.35 $kg/hm^2$  增长至 2003 年的 9592.95 $kg/hm^2$ ),同时,2003 年高温、洪涝等气候灾害造成作物大幅度减产<sup>[19]</sup>,也是陕西省作物生产生态效率出现极低值的重要原因。之后,国家严格对耕地保护,加大了对农业资源环境的管制力度,陕西省 2003 年之后几年耕地面积仅微幅下降,并在 2008 年至今一直处于增长通道,使得作物产量相当程度得以保证的同时,化肥农药的使用效率也不断提高,单位面积化肥施用折纯量在 2003 年高点后持续降低,2016 年,陕西省出台化肥农药使用减量化意见,在一定程度上促进了生态农业的

发展。

### 2.3 陕西省作物生产生态效率影响因素分析

从表 2 的估计结果可以看出,陕西省作物生产生态效率损失影响因素中,第一产业产值占比、人均生产总值和水浇地占比与效率损失显著负相关,时间变量与效率损失显著正相关。表明,第一产业产值占比、人均生产总值和水浇地占比的提高可以有效的改进作物生产生态效率。过度追求经济效益会使得人们采取粗放的经营模式,而随着经济发展,人们对环境的重视程度增强,不再片面追求农业的经济效益,同时也更有能力控制和治理环境污染,这会促使农业向生态化的方向转变,从而改进作物生产生态效率,这一结果与王宝义和张卫国<sup>[28]</sup>的研究一致,同时这一格局在农业主产区更易形成。水浇地占比代表了区域的灌溉技术强弱,较大的水浇地占比一方面反映了该区域降水资源相对匮乏,更加重视节约用水,同时也表明该区域有相应的技术保障农业用水,进而促进了农业产值增长。另外,粮食作物面积占比没有通过显著性检验,对作物生产生态效率没有影响。

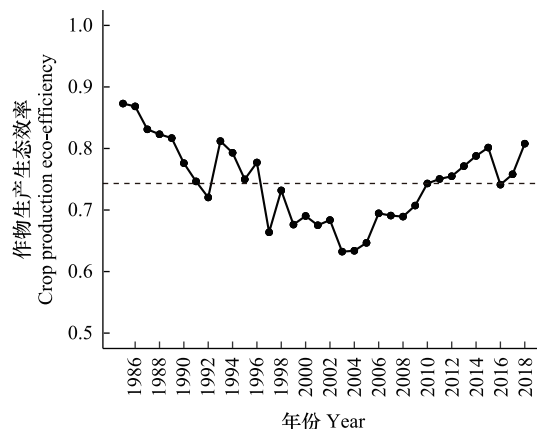


图 2 陕西省作物生产生态效率变动趋势(1985—2018 年)

Fig.2 Crop production eco-efficiency of Shaanxi Province from 1985 to 2018

## 3 讨论

### 3.1 陕西省作物生产水足迹区域差异与原因分析

1985—2018 年陕西省各区域年均作物生产水足迹如图 3 所示。渭南市的作物生产总水足迹最大,为 59.93.86 亿  $\text{m}^3$ ,其次是咸阳市(51.07 亿  $\text{m}^3$ )和榆林市(35.26 亿  $\text{m}^3$ )。杨凌示范区的作物生产水足迹最小,为 0.65 亿  $\text{m}^3$ ,其次是铜川市(5.81 亿  $\text{m}^3$ )和商洛市(13.08 亿  $\text{m}^3$ )。陕西省水足迹区域差异明显,绿水占比从大

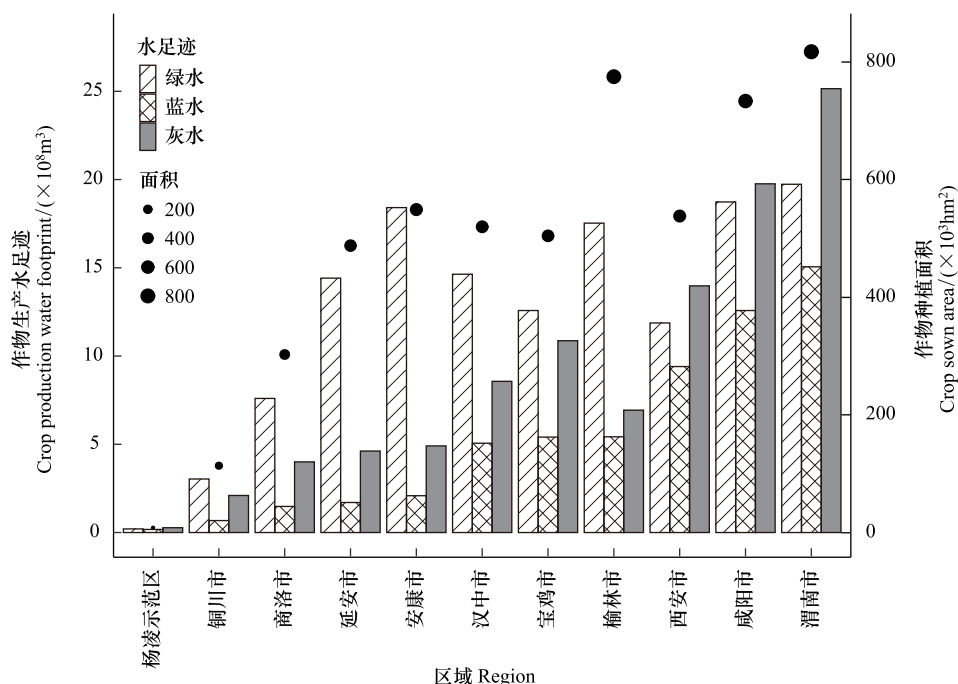


图 3 陕西省各区域年均作物生产水足迹

Fig.3 Regional annual average water footprint related to crop production of Shaanxi Province

到小的区域排序依次为安康市、延安市、榆林市、商洛市、铜川市、汉中市、宝鸡市、咸阳市、西安市、渭南市和杨凌示范区。蓝水占比从大到小的区域排序依次为杨凌示范区、西安市、渭南市、咸阳市、宝鸡市、榆林市、汉中市、铜川市、商洛市、安康市和延安市。灰水占比从大到小的区域排序为渭南市、杨凌示范区、西安市、咸阳市、宝鸡市、铜川市、商洛市、汉中市、榆林市、延安市和安康市。

区域水足迹的大小与农作物种植面积有密切关系,陕西省单位面积水足迹最大的区域是杨凌示范区 ( $7939.01\text{m}^3/\text{hm}^2$ ),其次是渭南市 ( $7333.65\text{m}^3/\text{hm}^2$ ) 和咸阳市 ( $6962.68\text{m}^3/\text{hm}^2$ )。单位面积水足迹最小的三个区域分别是榆林市 ( $3857.08\text{m}^3/\text{hm}^2$ ),延安市 ( $4251.01\text{m}^3/\text{hm}^2$ ) 和商洛市 ( $4322.03\text{m}^3/\text{hm}^2$ )。单位面积水足迹与气候、种植结构和农业污染相关。其中,气候因素中光照和降雨量对作物的生长发育和产量产生直接影响,日照时数和风速等通过影响相对湿度和作物冠层水汽扩散速率间接影响作物生长,从而影响作物单位面积水足迹;不同作物的虚拟水含量不同,作物种植结构调整将导致水足迹的变化;此外,农业污染物的数量变化导致稀释所需的淡水量变化。

陕西省各区域种植结构、降雨量与单位面积化肥、农药施用量如图 4 所示。其中,低耗水作物、中耗水作物和高耗水作物按照前文计算得到的陕西省各作物需水量进行分类,低耗水作物主要包括玉米、薯类和小杂粮,中耗水作物主要包括小麦、大豆和油料,高耗水作物主要包括经济林果、蔬菜、瓜类、稻谷和棉花。整体而言陕西省的降水量从北到南递增,陕北地区的延安市和榆林市,以及陕南地区的安康市和商洛市灌溉条件限制,是其蓝水占比低,绿水占比高的主要原因。区域比较可以发现,陕北的榆林市降雨资源最少,种植结构中低耗水作物面积占比最大,匹配度较高,而安康市和商洛市虽拥有较丰富的降水资源,但其作物种植集中在中、低耗水却低产值的粮食作物,存在绿水资源利用不足的问题。关中地区渭南市、杨凌示范区、西安市和咸阳市较高的单位面积化肥和农药投入是其灰水占比高的主要原因。其中比较特殊的是,与其他区域不同,渭南市化肥农药的大量使用并没有伴随农业产值的增长,同时渭南市较好的灌溉条件并没有被充分利用以生产高耗水高产值经济作物,导致资源与种植结构不匹配的效率低下的问题。

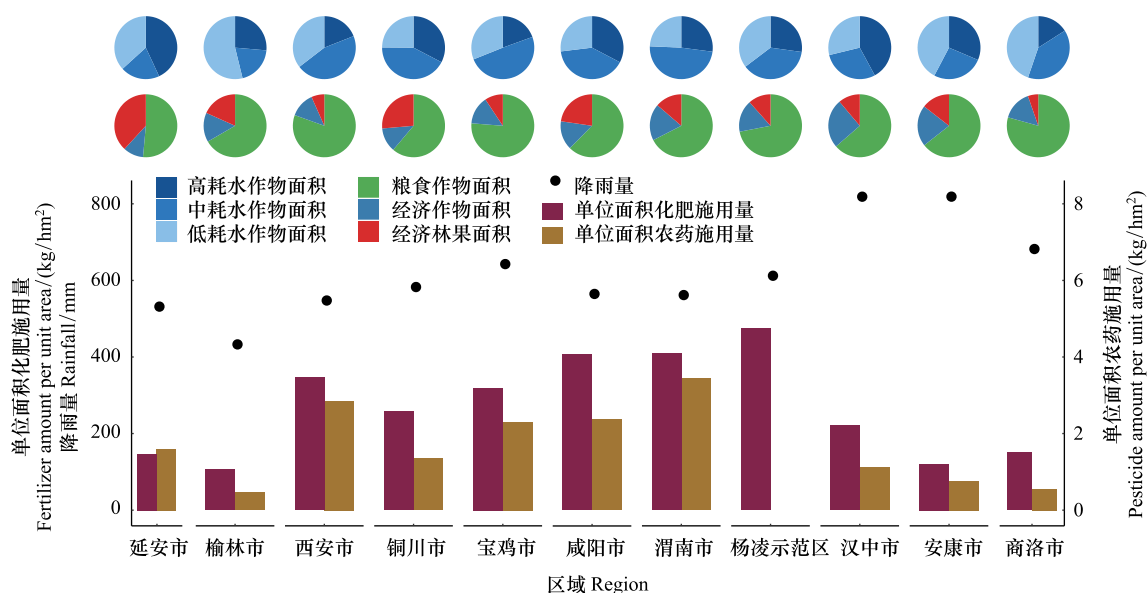


图 4 陕西省各区域种植结构、降雨量与单位面积化肥、农药施用量

Fig.4 Regional planting structure, rainfall, and application amount of fertilizer and pesticide per unit area of Shaanxi Province

### 3.2 陕西省作物生产生态效率区域差异与变化分析

如图 5 所示,1985—2018 年间,作物生产生态效率平均值最高的区域是西安市,效率值为 0.9109,其次为咸阳市 (0.8934) 和杨凌示范区 (0.8901)。作物生产生态效率最低的区域是铜川市,效率值为 0.4644,其次为

商洛市(0.6220)和安康市(0.6843)。为进一步分析陕西省作物生产生态效率区域差异与年际变化,选择作物生产生态效率变化的关键节点年份(1985,1993,1998,2003,2010 和 2018 年),陕西各区域关键节点年份作物生产生态效率分布见图 6。

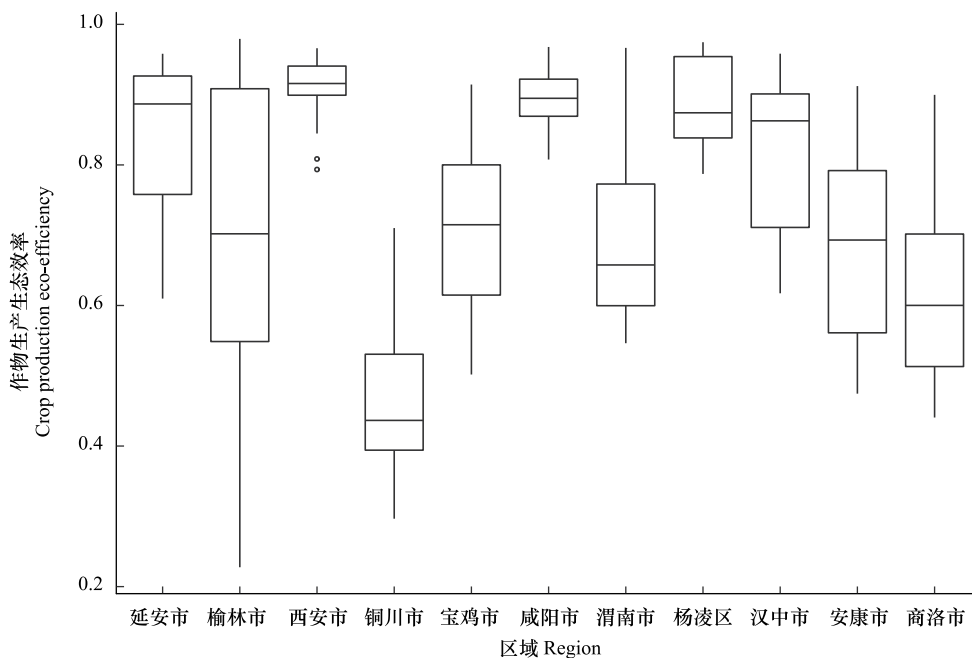


图 5 陕西省各区域作物生产生态效率箱图(1985—2018 年)

Fig.5 Box diagram of eco-efficiency of crop production in various regions of Shaanxi Province (1985—2018)

如前文所述,从图 6 中也可看出陕西省整体作物生产生态效率,以 2003 年为分界点,经历了先下降后上升的 U 型曲线,同时也存在一定的区域差异。其中陕北地区的延安市和榆林市、关中地区西部的宝鸡市、陕南地区西部的汉中市呈现类似的 U 型曲线,而关中地区中部的咸阳市、西安市和杨凌示范区一直维持较高的生态效率,陕南地区东部的安康市和商洛市,以及关中地区东部的渭南市生态效率持续下降至 2003 年后长时间处于低效率区间,尤其是商洛市至今仍无恢复迹象,最值得关注的是铜川市,从 1985 年至今,其作物生产生态效率处于持续低效率水平。

比较各投入要素效率可以发现,整体而言,铜川市各投入效率均属于低效率区域,尤其是农业机械动力、绿水足迹和灰水足迹。其中,铜川市单位农业机械动力增加值为 0.049 元/kW,约为效率最高的咸阳市的 50%,单位绿水和灰水增加值分别为 0.420 元/m<sup>3</sup> 和 0.601 元/m<sup>3</sup>,约为效率最高的杨凌示范区的 20% 和 38%。渭南市除绿水效率较高外,其他要素效率均属于低效率区域,尤其是农业机械动力、蓝水足迹和灰水足迹。其中,单位农业机械动力增加值为 0.044 元/kW,单位蓝水增加值为 0.866 元/m<sup>3</sup>,仅约为效率最高的延安市的 22%,单位灰水增加值为 0.513 元/m<sup>3</sup>。商洛市的低效率主要表现在劳动力要素上,单位劳动力增加值为 0.067 元/人,约为效率最高的杨凌示范区的 37%。安康市的低效率主要表现在绿水足迹上,单位绿水增加值为 0.342 元/人。

具体分析各低生态效率区域影响因素发现,铜川市作为一个工业市,其农业人口占比和一产非常低,同时其农业耕地和灌溉条件差,水浇地和水田占比排名倒数第一,是其农业生产落后,进而农业生态效率水平低下的根本原因。渭南市灌溉条件较好,但经济整体落后,低效率(产值角度)的灌溉和化肥农药施用导致较低的生态效率。商洛市和安康市比较类似,农业人口占比和一产占比均排在陕西各区域前列,然而灌溉条件的匮乏和落后的经济水平以及农业生产方式严重阻碍作物生产生态效率的提升。

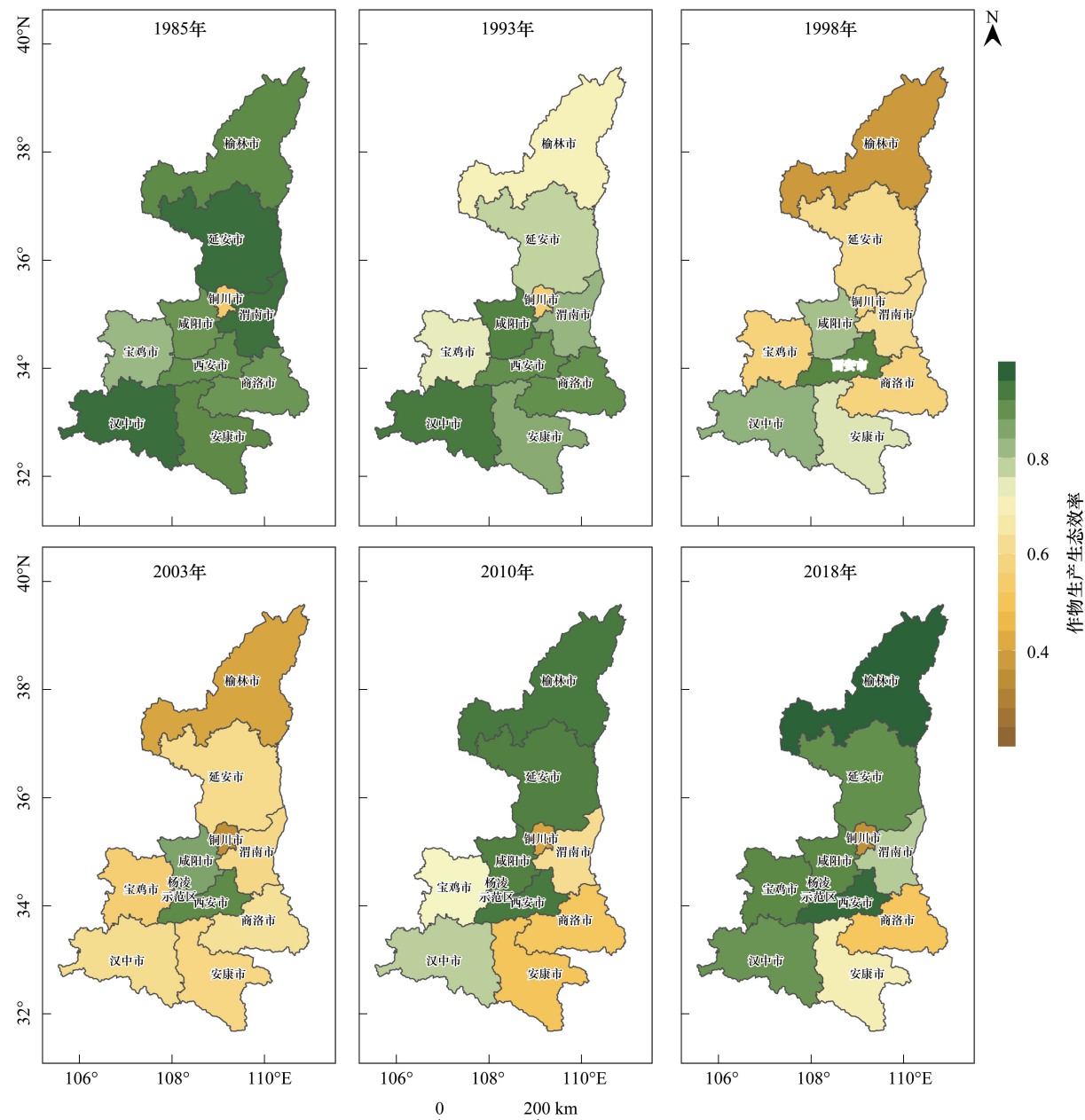


图6 陕西省关键节点年份作物生产生态效率分布

Fig.6 Distribution of crop production eco-efficiency in key node years of Shaanxi Province

3.3 陕西省作物生产各投入的产出弹性分析

基于陕西省生态农业随机前沿模型模拟结果,进一步分析了各投入的产出弹性,结果见图7。从投入的产出弹性总值的变化可以看出,陕西省作物生产经历了从规模报酬递增(1985—2000年),到规模报酬递减(2001—2018年)2个阶段,与耕地面积的变化基本对应。2018年陕西省作物生产各投入产出弹性总值为0.904,说明考虑资源投入和环境影响时,在目前技术水平和产业组织下,作物生产规模扩大带来的产出增长在缩小。

各弹性中,资本的产出弹性连年增长,目前是拉动产出增长最有力的要素。劳动投入的产出弹性不断降低,在-1.1以下,农业劳动力投入与产出增长负相关,原因在于,一方面,单纯使用劳动力数量无法准确衡量作物生产中的劳动投入,另一方面,农业的升级发展并不依赖劳动投入的数量,专业的高素质农业劳动力是农

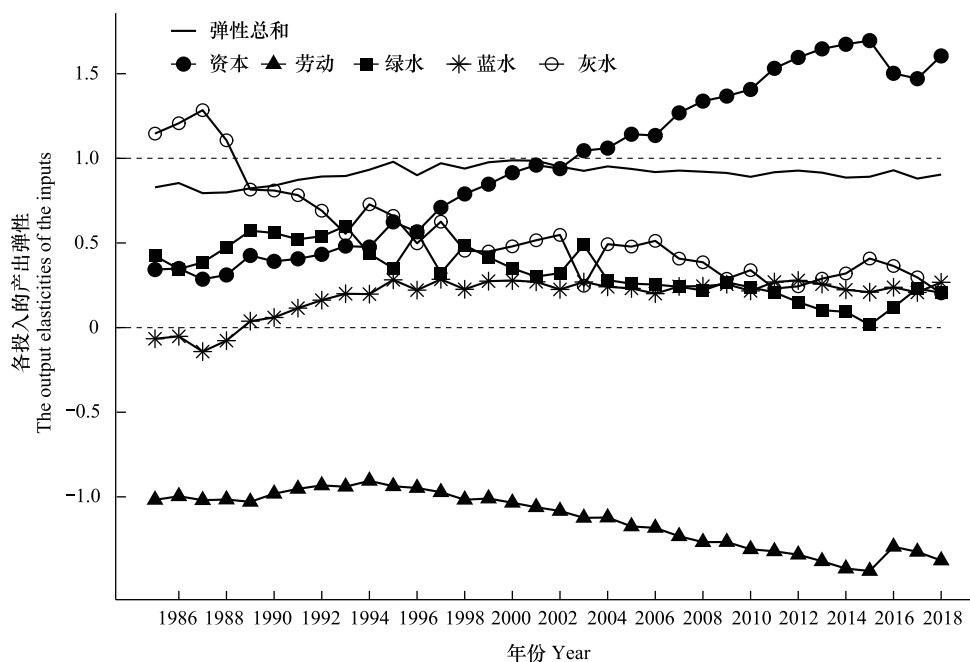


图7 陕西省作物生产各投入的产出弹性

Fig.7 The elasticities of output with respect to the inputs of crop production in Shaanxi Province

业发展的关键。目前,陕西省存在大量冗余的农业劳动力。三种水足迹投入中,蓝、绿水产出弹性均处于正值区域,绿水的产出弹性波动下降,蓝水的产出弹性增长至1995年后长期稳定,说明目前陕西省作物生产无论在自然水资源还是灌溉水资源上都还存在缺口。灰水的产出弹性也处于正值区域,但呈现下降趋势,说明目前化肥、农药等投入对产出仍有很大贡献,但其作用不断弱化,造成的环境影响不容小觑。

具体到陕西省各区域三种水足迹的产出弹性分布如图8所示。榆林市、渭南市和西安市的绿水产出弹性由正(1985—2003年)转为负(2004—2018年),表明这些区域作物种植对绿水资源已经过了最佳匹配点,增加消耗绿水作物的种植对产值增长无益。其中,西安市和渭南市拥有较高的蓝水产出弹性,在这些区域增加灌溉投入可以有效地提高农业产出,而榆林市拥有较高的灰水产出弹性,说明榆林市的化肥农药使用还处于高效率区间,可考虑加大使用。铜川市和商洛市都有较高的绿水产出弹性,如果这两个区域目前的作物生产没有充分地利用降雨资源,种植结构和产值结构均需要调整。延安市、安康市和榆林市的蓝水产出弹性相比较小,在这些区域增加灌溉投入的效果较弱。铜川市和杨凌示范区的灰水产出弹性由正(1985—2003年)变为负(2004—2018年),说明肥料和农药的投入已经对产出增长无益,同时造成环境污染,需要严格控制。

#### 4 结论

本文将绿水、蓝水和灰水足迹作为投入要素引入作物生产函数,分别代表降水资源、灌溉水资源和作物生产的环境影响,通过建立随机前沿作物生产函数模型,测算1985—2018年陕西省各区域的作物生产生态效率,并联合估计第一产业产值占比、人均生产总值、水浇地占比和粮食作物面积占比等因素对生态效率的影响。得到以下研究结论:

(1) 1985—2018年间陕西省作物生产总水足迹呈上升趋势,作物生产单位面积用水强度不断增强。总水足迹中,绿水、蓝水、灰水均有所增长,灰水的增长最为显著。单位面积水足迹及蓝、绿、灰水占比与气候、种植结构,灌溉条件和农业污染相关。

(2) 研究期内,陕西省作物生产生态效率以2003年为分界点呈现先降后升区域,2018年效率值为0.8077,表明目前陕西省作物生产实际产出离前沿产出边界还有距离,作物生产生态效率有一定的提升空间。

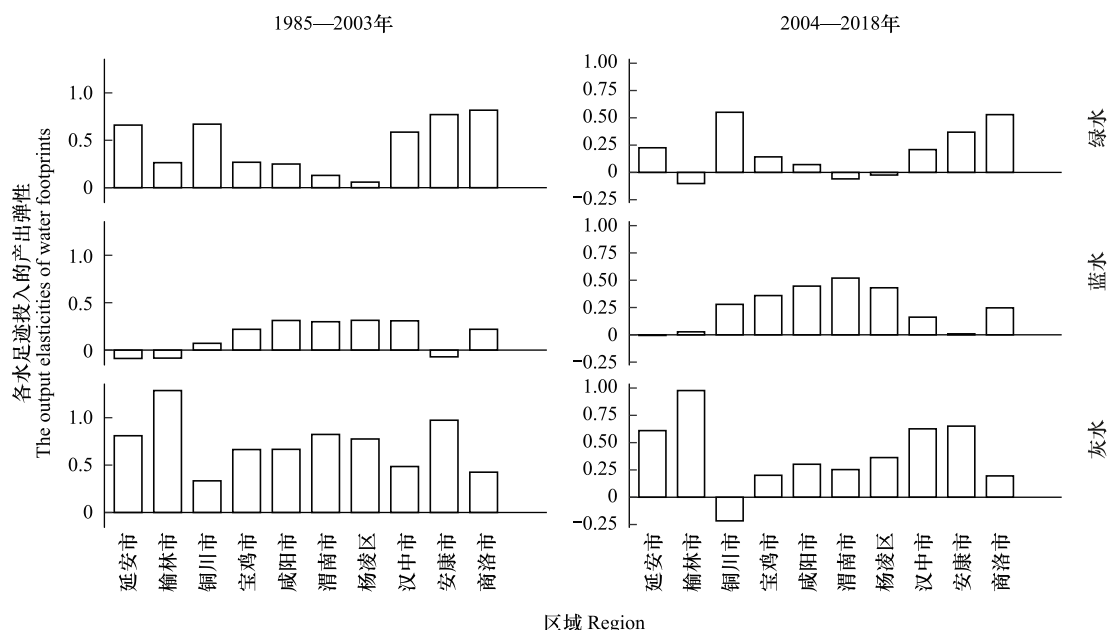


图8 陕西省各区域作物生产水足迹的产出弹性

Fig.8 The regional output elasticities of water footprints of crop production in Shaanxi Province

陕西省作物生产生态效率的 U 型波动对应政府对耕地资源保护和农业污染管控政策变化。

(3) 第一产业产值占比、人均生产总值和水浇地占比的提高可以有效的改进作物生产生态效率,粮食作物面积占比对作物生产生态效率没有显著影响。作物生产生态效率低下的区域集中在生产落后的农业区和农业条件差的工业区,农业耕地质量差,灌溉条件匮乏,低效率(产值角度)的灌溉和化肥农药施用以及落后农业生产方式是导致作物生产生态效率低下的主要原因。

(4) 研究期内,陕西省作物生产经历了从规模报酬递增,到规模报酬递减 2 个阶段,与耕地面积的变化基本对应。2018 年陕西省作物生产各投入产出弹性总和值为 0.904,说明考虑资源投入和环境影响时,在目前技术水平和产业组织下,作物生产规模扩大带来的产出增长在缩小。短期内,考虑各投入要素的产出弹性调整种植结构和化肥农药施用量是提高作物生产生态效率的有效途径,而促进农业产业升级和技术革新是推动作物生产生态效率提升的根本原因。

#### 参考文献 (References):

- [1] Yifu Lin J. Rural reforms and agricultural growth in China. *The American Economic Review*, 1992, 82(1): 34-51.
- [2] Oki T, Kanae S. Virtual water trade and world water resources. *Water Science & Technology*, 2004, 49(7): 203-209.
- [3] Hoekstra A Y, Chapagain A K. Water footprints of nations: water use by people as a function of their consumption pattern. *Water Resources Management*, 2007, 21(1): 35-48.
- [4] Mekonnen M M, Hoekstra A Y. The green, blue and grey water footprint of crops and derived crop products. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2011, 15(5): 1577-1600.
- [5] Schaltegger S, Sturm A. Ökologische rationalität: ansatzpunkte zur ausgestaltung von ökologieorientierten managementinstrumenten. *Die Unternehmung*, 1990, 4: 273-290.
- [6] Robaina-Alves M, Moutinho V, Macedo P. A new frontier approach to model the eco-efficiency in European countries. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 103: 562-573.
- [7] Kuosmanen T, Kortelainen M. Measuring eco-efficiency of production with data envelopment analysis. *Journal of Industrial Ecology*, 2005, 9(4): 59-72.
- [8] Yang L, Zhang X. Assessing regional eco-efficiency from the perspective of resource, environmental and economic performance in China: a bootstrapping approach in global data envelopment analysis. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 173: 100-111.
- [9] Reith C C, Guidry M J. Eco-efficiency analysis of an agricultural research complex. *Journal of Environmental Management*, 2003, 68(3): 219-229.

- [10] Thanawong K, Perret S R, Basset-Mens C. Eco-efficiency of paddy rice production in Northeastern Thailand: a comparison of rain-fed and irrigated cropping systems. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 73: 204-217.
- [11] Müller K, Holmes A, Deurer M, Clothier B E. Eco-efficiency as a sustainability measure for kiwifruit production in New Zealand. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 106: 333-342.
- [12] Gómez-Limón J A, Picazo-Tadeo A J, Reig-Martínez E. Eco-efficiency assessment of olive farms in Andalusia. *Land Use Policy*, 2012, 29(2): 395-406.
- [13] Picazo-Tadeo A J, Gómez-Limón J A, Reig-Martínez E. Assessing farming eco-efficiency: a data envelopment analysis approach. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(4): 1154-1164.
- [14] Hoang V N, Alauddin M. Input-orientated data envelopment analysis framework for measuring and decomposing economic, environmental and ecological efficiency: an application to OECD agriculture. *Environmental and Resource Economics*, 2012, 51(3): 431-452.
- [15] Beltrán-Estevé M, Reig-Martínez E, Estruch-Guitart V. Assessing eco-efficiency: a metafrontier directional distance function approach using life cycle analysis. *Environmental Impact Assessment Review*, 2017, 63: 116-127.
- [16] Rosano Peña C, Serrano A L M, de Britto P A P, Franco V R, Guarneri P, Thomé K M. Environmental preservation costs and eco-efficiency in Amazonian agriculture: application of hyperbolic distance functions. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 197: 699-707.
- [17] Han H B, Ding T, Nie L, Hao Z Z. Agricultural eco-efficiency loss under technology heterogeneity given regional differences in China. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 250: 119511.
- [18] Coluccia B, Valente D, Fusco G, De Leo F, Porri D. Assessing agricultural eco-efficiency in Italian Regions. *Ecological Indicators*, 2020, 116:106483.
- [19] 吴小庆, 徐阳春, 陆根法. 农业生态效率评价——以盆栽水稻实验为例. *生态学报*, 2009, 29(5): 2481-2488.
- [20] 朱玉林, 周杰, 李莎, 刘旖. 基于能值理论的湖南农业生态经济系统生态效率分析. *湖南科技大学学报: 社会科学版*, 2011, 14(6): 86-89.
- [21] 程翠云, 任景明, 王如松. 我国农业生态效率的时空差异. *生态学报*, 2014, 34(1): 142-148.
- [22] 许朗, 罗东玲, 刘爱军. 中国粮食主产省(区)农业生态效率评价与比较——基于 DEA 和 Malmquist 指数方法. *湖南农业大学学报: 社会科学版*, 2014, 15(4): 76-82.
- [23] 洪开荣, 陈诚, 丰超, 黄健柏. 农业生态效率的时空差异及影响因素. *华南农业大学学报: 社会科学版*, 2016, 15(2): 31-41.
- [24] 潘丹, 应瑞瑶. 中国农业生态效率评价方法与实证——基于非期望产出的 SBM 模型分析. *生态学报*, 2013, 33(12): 3837-3845.
- [25] 张子龙, 鹿晨昱, 陈兴鹏, 薛冰. 陇东黄土高原农业生态效率的时空演变分析——以庆阳市为例. *地理科学*, 2014, 34(4): 472-478.
- [26] 侯孟阳, 姚顺波. 空间视角下中国农业生态效率的收敛性与分异特征. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(4): 116-126.
- [27] 王宝义, 张卫国. 中国农业生态效率的省际差异和影响因素——基于 1996—2015 年 31 个省份的面板数据分析. *中国农村经济*, 2018, (1): 46-62.
- [28] 赵哲, 白羽萍, 胡兆民, 陈建成, 邓祥征. 基于超效率 DEA 的呼伦贝尔地区草牧业生态效率评价及影响因素分析. *生态学报*, 2018, 38(22): 7968-7978.
- [29] Song J F, Chen X N. Eco-efficiency of grain production in China based on water footprints: a stochastic frontier approach. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 236: 117685.
- [30] 郑德凤, 郝帅, 孙才志. 基于 Dea-Esda 的农业生态效率评价及时空分异研究. *地理科学*, 2018, 38(3): 419-427.
- [31] 吴普特, 孙世坤, 王玉宝, 李笑雷, 赵西宁. 作物生产水足迹量化方法与评价研究. *水利学报*, 2017, 48(6): 651-660, 669-669.
- [32] 孙世坤, 王玉宝, 刘静, 吴普特. 中国主要粮食作物的生产水足迹量化及评价. *水利学报*, 2016, 47(9): 1115-1124.
- [33] 付永虎, 刘黎明, 起晓星, 袁承程, 刘升蛟. 基于灰水足迹的洞庭湖区粮食生产环境效应评价. *农业工程学报*, 2015, 31(10): 152-160.
- [34] Hoekstra A Y, Chapagain A K, Aldaya M M, Mekonnen M M. *The Water Footprint Assessment Manual: Setting the Global Standard*. London, UK: Earthscan, 2011.
- [35] 曹连海, 吴普特, 赵西宁, 王玉宝. 内蒙古河套灌区粮食生产灰水足迹评价. *农业工程学报*, 2014, 30(1): 63-72.
- [36] Aigner D, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1): 21-37.
- [37] Meeusen W, van Den Broeck J. Efficiency estimation from Cobb-douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 1977, 18(2): 435-444.
- [38] Reifschneider D, Stevenson R. Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency. *International Economic Review*, 1991, 32(3): 715-723.
- [39] Kumbhakar S C, Ghosh S, McGuckin J T. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S. dairy farms. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1991, 9(3): 279-286.
- [40] Battese G E, Coelli T J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3(1/2): 153-169.
- [41] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 1995, 20(2): 325-332.
- [42] 刘丹, 巩前文, 杨文杰. 改革开放 40 年来中国耕地保护政策演变及优化路径. *中国农村经济*, 2018, (12): 37-51.