

长江经济带农业用水全局技术效率的空间效应研究¹

马剑锋^{1,2}, 佟金萍², 王慧敏¹, 王圣³

(1. 河海大学商学院, 江苏南京 211100; 2. 常州大学商学院, 江苏常州 213164; 3. 国电环境保护研究院, 江苏南京 210031)

【摘要】 基于全局 DEA 方法测算了 1997–2015 年长江经济带 11 省市的农业用水全局技术效率, 并运用 Moran's I 指数和空间计量模型分析了农业用水效率的空间关联度和空间效应。研究表明: (1) 长江经济带农业用水全局技术效率表现出整体稳定上升但地区间不平衡的特征, 且地区之间存在显著的正空间自相关; (2) 空间计量模型的估计结果表明地区之间农业用水全局技术效率存在显著的空间溢出效应, 本地农业用水效率不仅受到邻接地区的影响, 还会受到非邻接地区的影响; 除了地理因素之外, 经济发展和生产力水平相近也有利于地区间农业用水主体相互学习高效率的用水模式, 从而引发农业用水效率的空间溢出效应, 促进整体农业用水效率的提升; (3) 总用水量中农业用水量所占的比例高, 会使得农业用水效率显著降低; 水利设施建设以及农业机械化程度都会对农业用水效率产生显著的正向促进效应。

【关键词】 农业用水 全局技术效率 空间效应 空间计量

【中图分类号】 F062.1 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-8227 (2018) 12-2757-09

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj201812012

经济社会迅速发展对洁净水资源的巨大需求之间的失衡已成为中国水安全重大隐患^[1], 大力提高用水效率是有效缓解水资源供需矛盾的重要途径。农业作为基础产业一直是中国第一用水大户, 农业部门存在耗水量高、用水效率低下的问题, 提高农业用水效率对于缓解当前中国水资源短缺问题有着极其重要的意义。为此, 2017 年中央一号文件强调“把农业节水作为方向性、战略性大事来抓”。农业节水作为一项战略性工作是解决农业水短缺、提高农业用水效率的有效途径。充分了解各地区农业用水效率的分布情况及空间关联性是因地制宜开展农业节水工作的前提。长江经济带是当前中国国土开发和经济建设的重要轴线, 东起上海、西至云南, 包括上海、浙江、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、贵州及云南 11 省市。长江经济带是中国经济发展的黄金走廊及发展潜力最大的区域之一, 也是中国除沿海开放地区以外经济密度最高的地带之一, 部分地区面临着较为严峻的水资源供需矛盾。因此, 本文以长江经济带为研究案例区, 评价其农业用水效率及空间效应, 有助于制定提高长江经济带整体农业用水效率的政策。

在用水效率的测度上, 学界常用的测度方法主要有单要素用水效率和全要素用水效率两种指标。单要素用水效率存在忽略其它生产要素贡献的争议, 因而在近年的研究中较少使用。Jin-Li Hu 等 (2003)^[2] 在全要素生产框架下以“目标用水量与实际

¹收稿日期: 2018-05-31; 修回日期: 2018-06-25

基金项目: 国家重点研发计划项目“‘水-能源-粮食’协同安全保障关键技术”(2017YFC0404600); 国家社会科学基金“基于降雨量指数保险的农业干旱风险控制及对策研究”(15BGL128); 国家社会科学基金“用水效率异质特征下跨区域多部门水权配置及政策模拟研究”(14BGL097)

作者简介: 马剑锋 (1978~), 男, 博士研究生, 主要研究方向为水资源管理与政策. E-mail: mjf@cczu.edu.cn

通讯作者 E-mail: wangsheng9999@126.com

用水量之比”衡量全要素用水效率，这一测度思路较好地弥补了单要素用水效率的缺陷。全要素用水效率通常借助随机前沿函数（SFA）和数据包络分析（DEA）两种模型来测算，前者作为一种参数方法需要在主观上预先设定好参数的形式，数据包络分析（DEA）作为一种非参数方法，由于不必预先设定好投入产出关系式的有关参数，排除了诸多主观因素，从而具有很强的客观性，近年来很多学者运用 DEA 方法测算了全行业的全要素用水效率^[3-5]。针对农业用水效率，王学渊(2009)^[6]、杨骞(2015)^[7]、陈洪斌(2017)^[8]运用 DEA 方法展开了测算研究，三位学者分别运用普通 DEA 模型、方向性距离函数 DEA 模型、三阶段 DEA 模型测算了 31 个省市的农业用水效率。关于用水效率的空间效应方面，孙才志等^[4, 9, 10]、赵良仕等^[5]、鲍超等^[11]主要研究了全行业水资源效率的空间关联和溢出效应。在农业用水效率的空间效应方面，陈洪斌^[8]通过邻接空间权重的空间滞后模型发现农业用水效率存在显著的空间溢出效应。张雄化等^[12]基于邻接空间权重运用全局和局域 Moran' s I 指数检验了粮食生产灌溉水资源效率的空间关联程度，发现灌溉水资源效率仅存在局部空间关联，而不存在全局空间关联。目前关于长江经济带用水效率空间效应方面的研究较为鲜见。

上述文献对农业用水效率的研究有着重要贡献，但仍存在着以下两点不足：第一，现有研究在测算多个时期的农业用水效率时，大多将决策单元每一期的投入产出数据构造当期的生产前沿面，这样参照不同时期生产前沿面所测算得到的用水效率缺乏跨期可比性。第二，现有研究在分析农业用水效率的空间效应时仅考虑了邻接地区之间的空间影响，实际上用水效率的空间溢出效应往往会超出邻接地区的范围，并且空间效应的产生除了受到地理因素的影响之外还可能会受到经济因素的影响，这也是现有文献有欠考虑之处。为了准确比较不同时期农业用水效率以及合理衡量农业用水效率的空间溢出效应。本文针对上述两点不足作如下两方面的改进：第一，运用全局 DEA 方法参照全期共同生产前沿面测算各地区的全要素农业用水效率；第二，基于空间经济学视角，构建地理邻接空间权重、地理距离空间权重和地理经济距离嵌套权重，分别在 3 种空间权重下考察长江经济带农业用水效率的空间关联性和空间溢出效应。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 基于全局 DEA 的农业用水效率测度方法

1.1.1 全局 DEA 方法

传统 DEA 技术在测算决策单元生产效率时，生产前沿面的构造仅对应某个单一时期的生产技术集，通过这一方法得到的多个时期的生产前沿面之间是相互独立的，因而不具有跨期可比性。Pastor 等(2005)^[13]构建了全局 DEA 分析框架，该框架以所有时期的投入产出构造全局生产技术集 P^G

$$P^G = \bigcup_{t=1}^T P^t = P^1 \cup P^2 \dots \cup P^T \quad (1)$$

式中： P_t 为时期 $t(t=1, \dots, T)$ 的生产技术集，有 K 个决策单元 (DMU_i^t , $i=1, \dots, K$)，每个决策单元有 M 种产出和 N 种要素投入，分别以 y^t 、 x^t 表示产出向量和投入向量，产出向量 $y^t=(y_1^t, y_2^t, \dots, y_m^t \in R_+^M)$ ，投入向量 $x^t=(x_1^t, x_2^t, \dots, x_n^t, \in R_+^N)$ ，则时期 t 的生产技术 P_t 为：

$$P^t = \left\{ (x^t, y^t) : \sum_{i=1}^K \lambda_i^t y_{i,m}^t \geq y_m^t, m = 1, \dots, M; \sum_{i=1}^K \lambda_i^t x_{i,n}^t \leq x_n^t, n = 1, \dots, N; \lambda_i^t \geq 0 \right\} \quad (2)$$

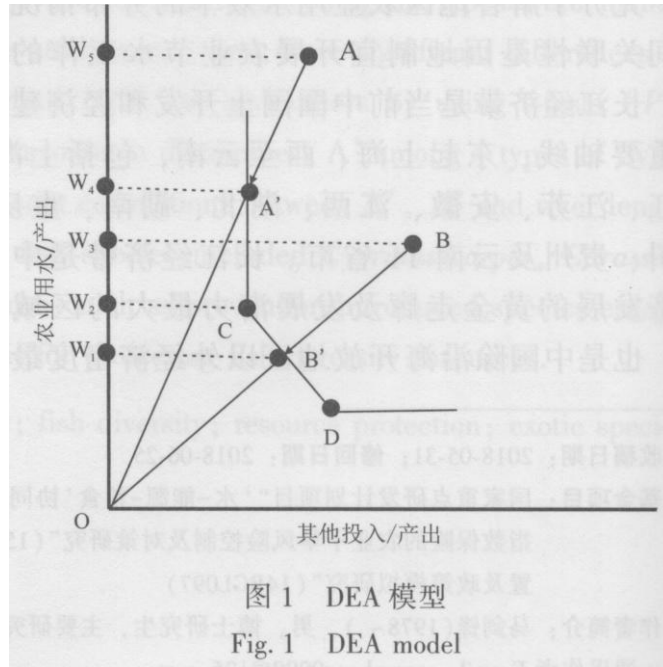
全 DEA 分析框架下的每个时期任意一个决策单元均以统一的生产技术集 P^G 为参照来测算效率值，从而使得不同时期决策单

元之间的效率值具有跨期可比性。

1.1.2 农业用水全局技术效率

测算农业用水效率时，为避免忽略其他生产要素贡献的问题，以及解决传统 DEA 方法下不同时期技术效率的不可比性，本文借鉴 Hu 等^[2]对全要素用水效率的定义，将全局 DEA 框架下生产前沿面上的目标农业用水量与实际农业用水量的比值定义为农业用水全局技术效率(Agricultural Water Global Technology Efficiency,AWGTE)。

为进一步直观说明农业用水效率的测算思路，考虑一个包含农业用水等多种农业投入要素的全局 DEA 模型(图 1)。假设有 A、B、C、D 个决策单元，根据 Farell(1957)^[14]的定义，决策单元 C 和 D 的效率值 $\theta_c = \theta_D = 1$ ，即 C 和 D 为效率单元，决策单元 C 和 D 两点之间的线段构成农业生产最优前沿面，位于 CD 线段上的决策单元均为效率单元。由 DEA 得到的生产前沿是分段线性的，当某段线性部分与坐标轴平行时会导致投入松弛(slack)，在现实中松弛则反映了要素配置中的无效率(Ferrier&Lovell, 1990)^[15]。



结合图 1，分别推导投入松弛 $slack=0$ 和 $slack \neq 0$ 两种情形下农业用水效率的测算公式。决策单元 B 为非效率单元，B' 点为 B 点在前沿面上对应的效率点，那么决策单元 B 的效率值 $\theta_B^i = OB' / OB < 1$ 。OW₁ 为 B' 效率点对应的农业用水量，也即决策单元 B 的目标用水量，OW₃ 为 B 点对应的实际农业用水量，根据农业用水全局技术效率的定义，决策单元 B 在时间 t 的农业用水技术

效率 $AWGTE_B^t = OW_1 / OW_3 = OB' / OB$ 。

对于决策单元 A，其效率值巧 $\theta_A^i = OA' / OA = OW_4 / OW_5 < 1$ ，A' 点为决策单元 A 在前沿面上对应的点；由于 A' 点处于与坐标轴平行的前沿面部分，存在农业用水投入松弛，故 A' 并非效率点，在 A' 点可以进一步减少农业用水投入 W₂W₄(W₂W₄=A' C)而到达效率点 C，同时保持农业产出不变。因此，非效率点 A 的农业用水投入相对于其在最优前沿面上的参照点 C 的投入过量包括 W₂W₄和 W₂W₅两部分，其中 W₂W₅为由生产技术非效率导致的农业用水投入过量，W₂W₄为要素配置非效率导致的农业用水投入过量。根据定义，决策单元 A 在时间 t 的农业用水技术效率：

$$\begin{aligned} AWGTE_A^t &= \frac{OW_5 - (W_4 W_5 + W_2 W_4)}{OW_5} \\ &= \frac{OW_4 - W_2 W_4}{OW_5} = \frac{\theta_A^t \cdot OW_5 - W_2 W_4}{OW_5} \quad (3) \end{aligned}$$

令 $AWGTE_A^t$ 表示决策单元 i 时间 t 的农业用水全局技术效率； PAW_i^t 表示决策单元 i 时间 t 的目标农业用水量； SSE_i^t 表示决策单元 i 时间 t 的实际农业用水量； S_i^t 表示决策单元 i 时间 t 的农业用水的投入松弛量，那么农业用水全局技术效率的测算公式可以一般化为：

$$AWGTE_i^t = \frac{\theta_i^t \cdot AAW_i^t - S_i^t}{AAW_i^t} \quad (4)$$

当决策单元农业用水投入松弛量 $S_i^t = 0$ ，公式 (4) 退化为决策单元 B 的情形。因此，农业用水投入松弛 $S_i^t = 0$ 和 $S_i^t \neq 0$ 两种情形下，农业用水全局技术效率的测算公式均可一般化为公式 (4) 的形式。由目标农业用水量 $PAW_i^t = \theta_i^t \cdot AAW_i^t - S_i^t$ ，公式 (4) 也可转换成另一种形式：

$$SEHYR_i^t = \frac{PAW_i^t}{AAW_i^t} \quad (5)$$

此外，根据公式 (5) 可以计算长江经济带整体和某一区域 (东、中、西部) 在某一年的农业用水效率：

$$WEHYR_R^t = \frac{\sum_{ieR} PAW_i^t}{\sum_{ieR} AAW_i^t} \quad (6)$$

式中： $AWGTE_R^t$ 为区域 R 在第 T 年的农业用水全局技术效率，它等于该区域内所有省市的目标农业用水投入之和与实际农业用水投入之和的比值。

1.2 空间自相关分析

空间自相关 (Spatial Autocorrelation) 是指一些变量在同一个分布区内的观测数据之间潜在的相互依赖性。邻近地区由于气候、地形、水资源状况等自然因素存在诸多相似之处，使得邻近地区的农业结构和生产模式趋于相近，易于形成相近的用水结构和用水模式，因此邻近地区农业用水效率会产生某种程度的空间相关性。全局 Moran' s I 指数描述的是空间范围内所有单元的整体空间依赖关系，其计算公式为：

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (7)$$

式中： x_i 和 x_j 分别为地区 i 和地区 j 的农业用水效率； n 为地区数； w_{ij} 为标准化后的空间权重矩阵。Moran' s I 指数的取值范围为 $-1 \leq I \leq 1$ ， I 越接近 1，表示地区间空间正相关的程度越强； I 越接近 -1，表示地区间空间负相关的程度越强；接近 0 表示地区间不存在空间自相关。

1.3 空间面板模型设定

在空间相关分析的基础上,可以进一步通过空间计量模型分析农业用水效率在不同地区之间的空间影响效应。当新的农业生产技术或者节水技术给某个地区带来高效率的用水模式时,其他地区可能由于地理上的邻近性便于模仿学习到高效率的用水模式,也可能由于地区间经济发展和生产力水平的相似性使得高效率用水模式易于借鉴成功,甚至可能上述两种原因的综合交互作用使得高效率用水模式得以推广,从而使得整体农业用水效率得到提升。当一些地区形成高效率的农业用水模式,其他地区通过模仿学习提高了自身的农业用水效率,进而使得整体农业用水效率得到提高的现象称为农业用水效率的空间溢出效应,显然这种空间溢出效应越大,越有利于提升低效率地区 and 所有地区整体的用水效率。这种空间现象可以通过空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)来解释,也即在回归模型中引入被解释变量的空间滞后项来反映某空间单元上被解释变量受到其他空间单元被解释变量的影响。空间滞后模型的一般形式为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

SLM 模型也被称为空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model, SAR), (8)式中 Y 表示被解释变量; X 表示解释变量; W 表示空间权重矩阵; WY 表示空间滞后变量; ρ 表示空间自回归系数,反映了其他地区被解释变量对本地被解释变量的影响程度; β 反映了解释变量对被解释变量的影响程度; ε 为随机误差项向量。

对空间效应的估计,不能忽略其他地区被解释变量的误差冲击对本地观测值的影响,因此需要在模型中引入误差项的空间滞后向量,以便考察其他地区的模型误差冲击对本地区被解释变量的影响程度,这可以通过空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)进行估计,其一般形式为:

$$\begin{cases} Y = X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \end{cases} \quad (9)$$

式中: ε 为随机误差项向量; $W\varepsilon$ 为空间误差项的空间滞后向量; λ 为空间误差系数,反映了其他地区关于被解释变量的误差冲击对本地区观察值的影响程度。 μ 为均值为 0, 同方差的随机误差向量。SEM 模型中参数 λ 反映了解释变量对被解释变量的影响。

对于以上两种模型形式的选择,可以通过 LM 检验及稳健 LM 检验来确定模型类型,如果 LM 检验结果显示一种效应显著而另一种效应不显著,则可构建相应的空间效应模型;如果 LM 检验结果显示两种效应均显著,则两种空间效应模型均应采用;然后通过 Hausman 检验确定空间面板模型估计时应采用固定效应还是随机效应的形式;如果是固定效应模型,进一步运用 LR 检验来判断关于空间固定效应、时间固定效应和空间时间双固定效应 3 种形式的选择。

1.4 空间权重矩阵的设定

展开空间计量分析之前首先要界定地区之间的空间关联模式,空间关联可以通过空间权重矩阵来表达。本文根据地区间的地理和经济联系,构造了 3 种空间权重矩阵。第一种为地理邻接权重矩阵 W^c 若两个地区地理相邻 $W_{ij}^c=1$; 不相邻则 $W_{ij}^c=0$, 且所有的主对角线元素都取 0。第二种为地理距离权重矩阵 $W_{ij}^d = 1/d_{ij}, (i \neq j); W_{ij}^d = 0, (i = j), d_{ij}$ 为两省会城市之间的地表距离,两个地区之间的距离越近,赋予权重越大;反之赋予权重越小。地理因素并不是决定空间相关的唯一因素,空间关联还受到经济发展水平的影响,经济发展水平高的地区往往对周边地区有较高的经济辐射能力,因此本文引入经济因素来修正地理

距离空间权重矩阵, 构建了第三种权重——地理经济距离嵌套权重矩阵 W^{de} , $W^{de} = \varphi W^d + (1 - \varphi) W^e$, 其中 φ 为权重系数, 参考邵帅等 (2016)^[16] 的做法将 φ 取值为 0.5, W^d 为地理距离权重矩阵, W^e 为经济距离权重, $W_{ij}^e = 1 / |\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|$, ($i \neq j$); $W_{ij}^e = 0$, ($i = j$)。 $\bar{Y}_i = \sum_{t=1}^T Y_{it} / T$, Y_{it} 为 i 省第 t 年的实际人均 GDP。

1.5 变量选取与数据来源

为测度长江经济带农业用水全局技术效率, 需要构建农业投入产出的面板数据, 因此本文将研究的地区范围设定为长江经济带, 包括: 9 个省份和 2 个直辖市, 考虑到 1997 年才设立重庆直辖市, 将面板数据的时期跨度设为 1997~2015 年。构建全局 DEA 模型时, 在农业投入指标和产出指标选择上, 本文以农业机械、劳动、土地、水资源和化肥作为农业生产投入要素。借鉴已有文献和考虑数据的可得性, 分别以农用机械总动力、第一产业从业人员、农作物总播种面积、农业用水量、农用化肥施用量表征上述投入要素。农业产出指标以农业总产值表征, 并将农业总产值按 1995 年基准价格进行平减。

在构建空间面板计量模型时, 除了考虑农业用水效率的空间滞后项和空间误差项以外, 还需要引入其他影响农业用水效率的因素, 包括水资源禀赋、用水结构、行业结构、农田水利设施、农业现代化等因素。考虑数据的可获得性, 本文以人均水资源量表征各省水资源禀赋 (WRE) 的多少; 以地表水资源量与水资源总量的比值表征水资源禀赋结构 (WES); 以农业用水量占总用水量的比重表征用水结构 (WUS); 以农业增加值占第一产业增加值的比重表征第一产业结构 (AS); 以有效灌溉面积与播种总面积的比值表征农田水利设施 (FWE) 的建设情况, 以单位播种面积机械动力 (MPA) 和单位播种面积施用化肥量 (FPA) 表征农业现代化状况。

上述指标的数据均来源于历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》和《中国水资源公报》。

2 实证结果与分析

2.1 长江经济带农业用水全局技术效率测度结果

基于长江经济带 11 个省市 1997~2015 年农业投入产出的面板数据, 运用 maxdea 软件计算出各省市农业投入产出的技术效率和农业用水投入松弛量, 再依据公式 (4) 测算出各地区农业用水全局技术效率 (AWGTE), 以及运用公式 (6) 测算得到长江经济带整体和东、中、西部区域的 AWGTE; 为进一步考察农业用水全局技术效率与其他用水效率指标的差异, 本文还测算了传统 DEA 方法下的农业用水效率 (AWTTE) 和单要素农业用水效率 (单位用水农业产值, UWAOV), 并对研究期内三者的测算结果进行了变动趋势的对比。

从图 2 可以看出, 1997~2015 年期间, 长江经济带农业用水的 AWGTE 呈现出稳定的上升趋势, 这与长江经济带多年来农业生产力和节水能力不断进步的实际情况是相符的; 而通过传统 DEA 方法测算得到的 AWTTE 则并未呈现出上升趋势, 这与实际情况有所不符, 原因在于传统 DEA 方法在测算技术效率时是以各年生产前沿面为单独参照的, 各年前沿面是独立且不具可比性的, 从而导致该方法测算的各年农业用水效率不具备可比性, 也就无法考察各年结果的变动趋势。单位用水农业产值 (UWAOV) 这一指标在计算过程中已经将农业产值按照 1995 年的基准价格进行了平减, 所以该指标具备不同年份之间的可比性, 从图 2 不难观察到研究期内的 UWAOV 呈现明显的上升趋势。对比 1997~2015 年期间 AWGTE、AWTTE 与 UWAOV 的走势, 很显然 AWGTE 与 UWAOV 的上升趋势较为相近, 也与长江经济带的实际生产力水平变动情况相符, 但以单位用水农业产值衡量农业用水效率时存在忽略其他投入要素的缺陷, 农业用水全局技术效率 AWGTE 考虑多种投入要素对产出的作用, 较好地解决了这一缺陷, 同时兼具跨期可比性, 能较合理地考察农业用水效率的变动趋势。

从长江经济带的不同区域来看，各地区 AWGTE 变动情况有所差别。从图 3 可以看出，东部地区（上海、江苏、浙江）、中部地区（安徽、江西、湖北、湖南）和西部地区（重庆、四川、贵州、云南）的 AWGTE 均呈现出明显的上升走势。但各年 AWGTE 存在一定的地区差异，东部地区 AWGTE 高于西部地区，且西部地区 AWGTE 高于中部地区，这种地区差异是否具有空间关联性，这可以通过空间自相关作进一步的分析。

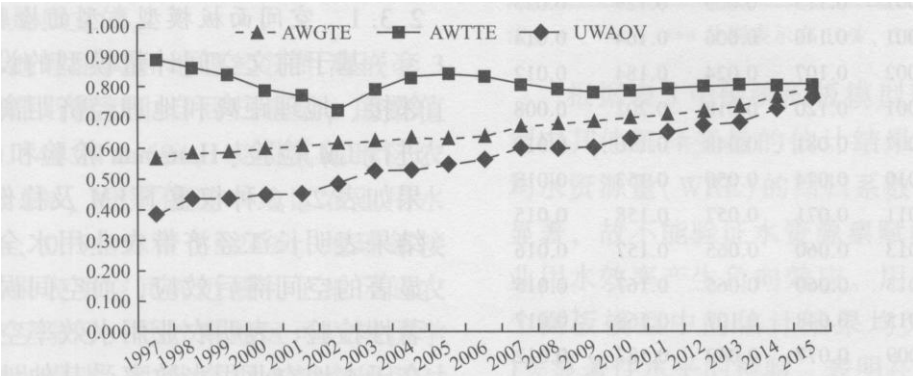


图 2 长江经济带 AWGTE、AWTTE、UWAOV 的测算结果
Fig. 2 Result of AWGTE、AWTTE and UWAOV of the Yangtze River Economic Belt

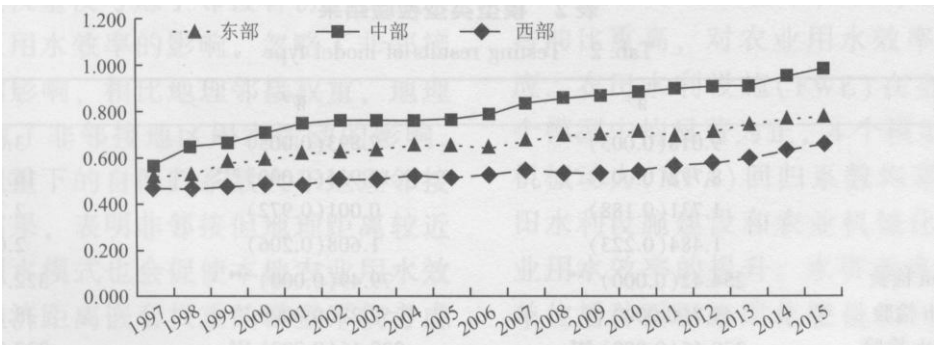


图 3 长江经济带东、中、西部地区的 AWGTE
Fig. 3 AWGTE of east, middle, western region in the Yangtze River Economic Belt

2.2 空间自相关分析

在 3 种空间权重下，运用公式（7）的全局 Moran' s I 指数对长江经济带 11 省市 1997~2015 年 AWGTE 进行空间自相关分析，结果如表 1。在地理邻接空间权重和地理经济距离嵌套权重下，各期 AWGTE 的全局 Moran' s I 指数均在 5% 的水平下显著为正；在地理距离权重下，除了 2011 年和 2015 年未通过显著性检验以及 2008~2010 年在 10% 的显著性水平下通过检验外，其余年份均在 5% 的水平下显著为正，可见长江经济带的农业用水全局技术效率存在显著的正空间自相关，且在不同空间权重下的结果具有较好的稳健性；表明长江经济带的农业用水效率在整体空间分布上呈现出空间集聚现象，即 AWGTE 较高的省份相对集聚，AWGTE 较低的省份也相互邻近。

2.3 空间面板计量分析

上述空间自相关 Moran' s I 指数的结果表明长江经济带农业用水全局技术效率存在显著的空间集聚特征，长江经济带各地区地理、资源环境、经济发展等因素的空间交互作用于农业用水效率空间集聚特征的形成与演化。那么，长江经济带农业用水

全局技术效率是否在地区之间存在显著的空间溢出效应？若存在，空间效应产生的机理是哪种？是本地农业用水效率受其他地区农业用水效率影响的自回归效应，还是受其他地区随机因素冲击导致的空间效应？空间效应在地理、经济等不同传导路径下有无差别？针对上述问题，本文基于空间计量模型对长江经济带农业用水全局技术效率进行空间效应的检验与分析。

表 1 1997-2015 年长江经济带 AWGTE 的全局自相关 Moran' s I 指数

Tab. 1 Global Moran' s I of AWGTE of the Yangtze River Economic Belt from 1997 to 2015

年份	W^c		W^d		W^{dc}	
	I^c	p 值	I^d	p 值	I^{dc}	p 值
1997	0.487	0.002	0.142	0.007	0.126	0.038
1998	0.407	0.008	0.087	0.040	0.124	0.044
1999	0.533	0.001	0.162	0.004	0.165	0.018
2000	0.488	0.001	0.138	0.007	0.138	0.027
2001	0.461	0.002	0.133	0.006	0.139	0.022
2002	0.419	0.002	0.115	0.009	0.129	0.023
2003	0.490	0.001	0.140	0.006	0.164	0.014
2004	0.467	0.002	0.107	0.024	0.184	0.012
2005	0.493	0.001	0.120	0.018	0.202	0.008
2006	0.417	0.007	0.081	0.048	0.190	0.010
2007	0.374	0.010	0.074	0.050	0.153	0.018
2008	0.360	0.011	0.071	0.057	0.158	0.015
2009	0.354	0.013	0.060	0.065	0.157	0.016
2010	0.369	0.013	0.060	0.065	0.167	0.015
2011	0.366	0.015	0.048	0.107	0.168	0.017
2012	0.411	0.009	0.077	0.049	0.187	0.012
2013	0.435	0.007	0.073	0.050	0.184	0.014
2014	0.441	0.007	0.082	0.046	0.166	0.022
2015	0.392	0.015	0.052	0.104	0.181	0.017

表 2 模型类型检验结果

Tab. 2 Testing results of model type

检验类型	W^c		W^d		W^{dc}
LM-Lag 检验	9.018(0.003)	***	7.893(0.005)	***	3.054(0.087) *
稳健 LM-Lag 检验	8.772(0.003)	***	13.936(0.000)	***	16.188(0.000) ***
LM-Err 检验	1.731(0.188)		0.001(0.972)		2.361(0.124)
稳健 LM-Err 检验	1.484(0.223)		1.608(0.206)		2.046(0.156)
空间滞后模型 Hausman 检验	254.42(0.000)	***	79.49(0.000)	***	322.48(0.000) ***
空间滞后模型 ind/both 检验	49.7(0.000)	***	52.27(0.000)	***	38.2(0.000) ***
空间滞后模型 time/both 检验	230.65(0.000)	***	229.16(0.000)	***	230.92(0.000) ***

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著

2.3.1 空间面板模型类型的检验

基于前文空间计量模型的设定，分别在地理邻接、地理距离和地理经济距离嵌套 3 种权重下进行 LM 检验、Hausman 检验和 LR 检验，检验结果如表 2。3 种权重下 LM 及稳健 LM 检验的检验结果表明长江经济带农业用水全局技术效率存在显著的空间滞后效应，而空间误差效应未通过显著性检验，表明农业用水效率空间效应产生机理在于本地农业用水效率受其他地区农业用水效率影响的自回归效应，而非来自其他地区随机因素的冲击效应，故应放弃空间误差模型，对农业用水效率的空间效应采用空间面板滞后模型进行估计；进一步地对空间面板滞后模型进行 Hausman 检验，检验结果显示应当拒绝采用随机效应而采用固定效应形式估计空间面板滞后模型；关于空间固定效应、时间固定效应和时间空间双固定效应 3 种形式选择，空间滞后模型在 3 种权重下均拒绝了空间固定效应和时间固定效应两种形式，表明应当采用时间空间双固定效应形式来估计空间面板滞后模型。

2.3.2 空间面板模型估计结果与分析

表 3 给出了传统面板模型以及 3 种空间权重 (W^c 、 W^d 、 W^{dc}) 下空间滞后面板模型的估计结果。由于传统面板回归没有考虑到邻近地区农业用水效率的空间自相关性和空间溢出效应，使得估计结果可能存在偏差；表 3 中的结果显示，相比空间面板滞后模型的结果，传统面板回归模型的参数估计值大多较为偏高，且空间面板模型的拟合度 R^2 均高于传统面板模型，上述两点表明空间面板模型能更好地解释农业用水全局技术效率的波动。3 种空间权重下，空间自回归系数 (ρ) 估计值均为正值，且在 1% 的显著性水平下通过了检验，表明长江经济带各地区农业用水全局技术效率存在显著的空间溢出效应，各地区农业用水活动和用水模式不是孤立的。

表 3 传统面板模型与空间滞后模型的估计结果

Tab. 3 Estimated results of traditional panel model and spatial lag model

解释变量	传统面板模型	空间滞后模型		
		W^c	W^d	W^{dc}
WRE	-0.587	-0.561	-0.494	-0.506
	(-0.77)	(-0.87)	(-0.76)	(-0.78)
WES	0.009	0.085	0.081	0.079
	(0.08)	(1.01)	(0.95)	(0.95)
WUS	-0.573***	-0.492 ***	-0.508 ***	-0.49 ***
	(-4.52)	(-4.3)	(-4.37)	(-4.28)
AS	0.684 ***	0.376***	0.414***	0.38***
	(6.48)	(4.14)	(4.54)	(4.19)
FWE	0.173	0.304***	0.367 ***	0.307***
	(1.25)	(2.72)	(3.3)	(2.75)
MPA	0.019***	0.017***	0.018 ***	0.018
	(4.19)	(3.65)	(3.68)	(3.89)
FPA	0.236	0.146	0.048	0.125
	(1.25)	(0.97)	(0.32)	(0.84)
r		0.47***	0.549 (10)	0.624 ***
		(8.43)	(8.14)	(10.02)
R^2	0.579	0.605	0.616	0.621

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

地理邻接、地理距离和地理经济距离嵌套 3 种权重下，空间滞后模型中自回归系数 ρ 的数值分别为 0.47、0.549 和 0.624，表明其他地区农业用水效率提升 1%，分别促进本地区农业用水效率提高 0.47%、0.549% 和 0.624%。地理邻接权重下的估计结果表明空间邻近便利了地区间农业用水主体的交互学习，低效率地区可以模仿学习到高效率的用水模式，由此高用水效率地区对邻近地区产生了用水效率的空间溢出效应，使得长江经济带整体的农业用水效率得到了逐步提升。但地理邻接权重仅考虑了邻接省份的农业用水活动对本地区用水效率的影响，忽略了非邻接地区用水活动的影响，相比地理邻接权重，地理距离权重则考虑了非邻接地区用水活动的影响，因此地理距离权重下的自回归系数大于地理邻接权重下的估计结果，表明非邻接但地理距离较近地区的高效率用水模式也会促使本地农业用水效率提升；地理经济距离嵌套权重的设置不仅考虑地理因素，还考虑了经济发展和生产力水平因素，表 3 中结果显示该权重下自回归系数值大于地理邻接权重和地理距离权重下的两种估计结果，表明除了地理因素外，经济发展和生产力水平的相近也会影响农业用水效率的空间溢出效应，地区间经济发展和生产力水平的相似性使得高效率用水模式易于借鉴成功。

根据表 3 中传统面板模型和空间面板滞后模型中其他解释变量的估计结果，4 个模型中的人均水资源量（WRE）的回归系数均为负值，但均不显著，故不能验证水资源禀赋的丰裕程度会对农业用水效率产生负向效应。用水结构（WUS）在 4 个面板模型中的估计结果均为负值，且通过了 1% 显著性水平的检验，表明在总用水量中农业用水占的比例高，容易导致低农业用水效率。第一产业结构（AS）的回归系数均为正值，且通过了 1% 显著性水平的检验，表明在第一产业中农业占的比重高，对农业用水效率具有正向促进效应。农田水利设施（FWE）在空间面板滞后的 3 个模型中均显著为正，4 个模型中单位播种面积机械动力（MPA）回归系数均显著为正，表明农田水利设施建设和农业机械化能够显著促进农业用水效率的提升。水资源禀赋结构（WES）和单位播种面积施用化肥量（FPA）在 4 个模型中对农业用水效率的影响效应均为正值，但未通过显著性检验。

3 结论与启示

本文基于 1997–2015 年长江经济带 11 省市的农业面板数据，测算了农业用水全局技术效率，运用全局 Moran' s I 指数分析了农业用水效率的空间关联性，并运用空间面板滞后模型在 3 种权重下估计了农业用水效率的空间效应，根据实证结果得出如下结论：

(1) 1997~2015 年期间，长江经济带农业用水全局技术效率整体上呈现出稳定的上升态势，但在地区层面表现出不平衡的特征，农业用水全局技术效率高的省市主要分布在沿海东部地区，而中部地区和西部地区农业用水效率相对较低，空间分布上呈现出空间集聚现象，3 种空间权重下的全局 Moran' s I 指数表明长江经济带的农业用水全局技术效率存在显著的正空间自相关。

(2) 3 种空间权重下的空间自回归系数 (ρ) 的估计值均显著为正值，表明地理邻近便利了地区间农业用水主体的交互学习，高用水效率地区对邻近地区产生了用水效率的空间溢出效应，使得长江经济带整体的农业用水效率得到了逐步提升；通过比较 3 种权重下的空间自回归系数可以得出：本地农业用水效率不仅受到邻接地区的影响，还会受到非邻接地区的影响；除了地理因素的影响，经济发展和生产力水平相近也有利于地区间农业用水主体相互学习高效率的用水模式，从而引发农业用水效率的空间溢出效应，促进整体农业用水效率的提升。

(3) 一个地区农业用水量占总用水量中的比例高，会使得农业用水效率显著降低；第一产业中农业占的比重高，农业机械化程度高以及农田水利设施的建设都会对农业用水效率产生显著的正向促进效应；水资源丰裕程度和水资源禀赋结构对农业用水效率没有表现出显著的影响效应。

基于前文分析，可以得到提升长江经济带整体农业用水效率的一些政策启示：①加强长江经济带地区之间农业节水技术和用水模式的相互交流与协作，促进先进农业节水技术和高效率用水模式的推广应用，从而提高长江经济带整体农业用水效率；②在农业节水技术和用水模式的相互交流与协作中，应采取因地制宜、多样化的交流和协作模式，充分优化节水技术与高效用

水模式的扩散途径, 强化农业用水效率的空间溢出效应。另外, 本文在构造面板空间模型中, 由于受到数据限制, 难以考虑农业节水技术进步、农业经营模式、水资源政策调整等因素, 这些影响因素的疏漏可能会导致实证结果存在一定的不确定性, 这些不足需要今后在模型构造、指标选择、面板数据收集等方面做更深入的分析与讨论。

参考文献:

[1]陈进. 水生态文明建设的方法与途径探讨[J]. 中国水利, 2013 (4): 4-6.

CHEN J. Methods and approaches of water ecological civilization construction [J]. China Water Resources, 2013(4) : 4-6.

[2] HU J L, WANG S C, YEH F Y. Total-factor water efficiency of regions in China [J]. Resources Policy, 2006, 31: 217 — 230.

[3] 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, 34(5) : 794-801.

MA H L, HUANG D H, ZHANG J G, et al. The provincial differences of China ' s water use efficiency in recent years: technological progress or technical efficiency [J]. Resources Science, 2012, 34(5) : 794-801.

[4] 孙才志, 赵良仕. 环境规制下的中国水资源利用环境技术效率测度及空间关联特征分析[J]. 经济地理, 2013, 33 (2): 26-32.

SUN C Z, ZHAO L S. Water resources utilization environmental efficiency measurement and its spatial correlation characteristics analysis under the environmental regulation background [J]. Economic Geography, 2013, 33(2) : 26-32.

[5] 赵良仕, 孙才志, 刘凤朝. 环境约束下中国省际水资源两阶段效率及影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5) : 27-36.

ZHAO L S, SUN C Z. Two-stage utilization efficiency of the interprovincial water resources under environmental constraint and its influence factors in China [J] • China Population, Resources and Environment, 2017, 27(5) : 27-36.

[6] 王学渊. 基于数据包络分析方法的灌溉用水效率测算与分解[J]. 农业技术经济, 2009(6): 40-48.

WANG X Y. The irrigation water efficiency calculation and decomposition based on envelopment analysis methods [J]. Issues in Agricultural Economy, 2009(6) : 40-48.

[7] 杨骞, 刘华军. 污染排放约束下中国农业水资源效率的区域差异与影响因素[J]. 数量经济技术经济研究, 2015 j (1): 114-128.

YANG Q, LIU H J. Regional disparity and influencing factors of agricultural water resources efficiency with the constraint of pollution [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics 2015(1) : 114-128.

-
- [8] 陈洪斌. 我国省际农业用水效率测评与空间溢出效应研究[J]. 干旱区资源与环境, 2017, 31(2): 85-90.
- CHEN H B. Provincial agricultural water use efficiency evaluation and spatial spillover effect in China [J] • Journal of Arid Land Resources and Environment, 2017, 31(2) : 85-90.
- [9] 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, 31 (10): 1696-1703.
- SUN C Z, LIU Y Y. Analysis of the spatial-temporal pattern of water resources utilization relative efficiency based on DEA- ESDA in China [J]. Resources Science, 2009, 31 (10): 1696-1703.
- [10] 孙才志, 赵良仕, 邹玮. 中国省际水资源全局环境技术效率测度及其空间效应研究[J]. 自然资源学报, 2014, 29(4) : 553-563.
- SUN C Z, ZHAO L S, ZOU W. The Interprovincial water resources global environmental technology efficiency measurement in China and its spatial effect [J]. Journal of Natural Resources, 2014, 29(4) : 553-563.
- [11] 鲍超, 陈小杰, 梁广林. 基于空间计量模型的河南省用水效率影响因素分析[J]. 自然资源学报, 2016, 31(7): 1138-1148.
- BAO C, CHEN X J, LIANG G L. Analysis on the influencing factors of water use efficiency in Henan province based on spatial econometric models [J]. Journal of Natural Resources, 2016, 31(7): 1138-1148.
- [12] 张雄化, 钟若愚. 灌溉水资源效率、空间溢出与影响因素 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2015, 14(4): 20- 28.
- ZHANG X H, ZHONG R Y. Empirical research on the efficiency, spatial spillover and impact factors of irrigation water [J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition) , 2015, 14(4) : 20-28.
- [13] PASTOR J T, LOVELL C A K. A global malmquist productivity index[J]. Economics Letters, 2005 , 88 : 266-271.
- [14] FARRELL M J. The measurement of productive efficiency [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1957, 120(3) : 253- 290.
- [15] FERRIER GD, LOVELL CAK. Measuring cost efficiency in banking[J] . Journal of Econometrics, 1990, 46: 229-245.
- [16] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016(9): 73-88.
- SHAO S, LI X, CAO J H, et al. China ' s economic policy choices for governing smog pollution: based on spatial spillover effects[J]. Economic Research Journal, 2016(9) : 73-88.