

长江经济带绿色全要素用水效率 对经济增长的空间溢出效应研究

佟金萍^{1, 2} 陈洁¹ 赵路路¹¹

(1. 常州大学 商学院, 江苏 常州 213164;

2. 河海大学 管理科学研究所, 江苏 南京 210098)

【摘要】：以长江经济带为例，基于考虑非合意产出的SBM模型测算了2001—2015年长江经济带11个省市的绿色全要素用水效率，并运用Moran's I和空间计量模型分析了用水效率对经济增长的空间效应，研究结果表明：研究期内，长江经济带绿色全要素用水效率表现出整体稳定上升但地区间不平衡的特征；绿色全要素用水效率存在显著的正向空间自相关，在研究期内，全局Moran's I呈现波动性上升的趋势；空间计量模型的估计结果表明区域间绿色全要素用水效率对经济增长存在显著的空间溢出效应，即本地经济增长不仅受到本地区用水效率的影响，还会受到邻接地区的影响。

【关键词】：长江经济带；SBM模型；绿色全要素用水效率；经济增长；空间溢出

【中图分类号】：F062.1 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1671-4407(2019)05-159-06

1 引言

在中国经济快速发展的进程中，日益增长的水资源需求与有限的水资源供给之间的矛盾逐渐紧张。由于水资源对经济可持续发展的约束，除了开发多种水资源供应方式，解决用水紧张引发的各种经济、社会问题的另一关键途径就是不断改进水资源利用效率，从而缓解水资源供需矛盾，这也契合经济新常态与供给侧结构性改革，因此，研究水资源利用效率问题具有必要性和现实意义。中国水资源目前存在两方面的问题：第一是水资源短缺；第二是水资源总量以及用水效率地区分布不均衡。而充分了解各地区用水的分布情况及空间关联性乃是因地制宜开展全行业节水工作的前提。与此同时，作为经济发展进程中不可或缺的一部分，水资源利用效率异质性与经济增长的地区差异之间有着怎样的关联？要想解决这个问题，仅仅研究用水效率，而不从空间差异的角度考察用水效率与经济发展之间的关联是存在一定的局限的。

作为目前我国发展潜力最大的区域之一，长江经济带水资源供需矛盾日益严峻。为此，中央政府在2014年明确表示要将其

基金项目：国家重点研发计划“‘水—能源—粮食’协同安全保障关键技术”（2017YFC0404600）；国家社会科学基金项目“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）；2018年江苏省研究生科研创新计划“全要素用水效率对经济增长的空间溢出及门槛效应分析”（KYCX18_2641）；2018年江苏省研究生科研创新计划“基于区域间投入产出表的长三角水足迹研究”（KYCX18_2640）

第一作者简介：佟金萍（1978—），女，内蒙古乌兰浩特人，博士，教授，硕士研究生导师，研究方向为水资源管理与政策分析。E-mail: tjp@cczu.edu.cn

建设成生态文明示范区。2016年长江经济发展研讨会上，中央政府再次着重申明，在推进长江经济带建设过程中，要坚持保护优先、生态优先，要节约利用水资源，保护长江水资源不受污染。近年来，伴随着长江经济带的发展，该区域工农业发展迅速，而水环境却逐渐恶化，主要体现在水资源开发利用与水资源保护之间的矛盾，用水效率低下，河流部分地区水质差，水污染事件多。可见，长江经济带的水生态文明建设亟待加强。

近年来，学者们大都基于全要素的分析思路来测算用水效率。根据现有文献，学者们多基于不同类别的DEA模型及随即前沿分析（SFA）来测算用水效率。Hu&Wang^[1]利用DEA模型测算了1997—2002年我国31个省份的全要素用水效率；孙才志等^[2]、佟金萍等^[3]、盖美等^[4]、卢曦和许长新^[5]分别采用改进的DEA方法、超效率DEA方法、SFA方法及Malmquist指数测量不同地区的全要素用水效率，并对其影响因素展开分析探究。然而，用水效率的高低还将受到非合意产出的影响，并且在不考虑环境污染的情况下测算的用水效率通常缺乏准确性。上述研究均未考虑生产过程中排放的水污染物，也未根据环境规制考量用水效率。近年来，学者们也以非合意产出为视角来测度用水效率。赵良仕等^[6]基于纳入非期望产出（灰色水足迹）的SBM模型，将劳动力、资本及水足迹作为投入变量，选取GDP作为期望产出，测算1997—2011年我国不同区域的绿色全要素用水效率。孙才志等^[7]借助DEA方法测算绿色用水效率，并与传统不考虑环境污染测算出的用水效率进行比对，再运用ESDA技术研究其空间格局。汪克亮等^[8]将工业用水与水污染排放纳入分析框架，基于EBM模型测算2005—2014年长江经济带11省份工业绿色用水效率，并利用面板Tobit模型对其影响机制进行检验。上述研究从不同角度测算了用水效率，但是鲜有学者基于考虑非合意产出的SBM模型测算长江经济带全行业的绿色全要素水资源利用效率。

目前，学者们对水资源与经济增长之间关系的研究可分为以下三个方面：（1）水资源对经济增长的影响。主要研究方法有C-D函数和经济增长阻力。葛小东等^[9]利用C-D全要素生产函数，分析水资源投入对农业生产的影响。章恒全等^[10]借助改进的C-D函数以及经济增长阻力分析框架来评估我国水资源对经济增长的阻力，结果发现，跨区域多部门水资源对经济增长的阻力存在明显差异。（2）经济增长对水资源的影响。主要研究方法有脱钩分析和EKC曲线。李宁等^[11]在测算出2000—2015年长江中游城市群水足迹的前提下，构建脱钩模型分析经济增长与水资源之间的协调关系。章渊和吴凤平^[12]利用EKC曲线并按地区分组研究1998—2014年总用水量与经济增长的关系，研究发现，跨区域多时间段，用水量与经济增长的关系呈现不同的形态。（3）水资源与经济增长的互动关系。主要方法有VAR模型以及耦合协调模型。潘丹和应瑞瑶^[13]在构建水资源与农业经济增长的面板VAR模型的基础上，检验并分析了水资源与农业经济增长的依存与因果关系。盖美等^[14]在运用突变模型测算用水效率及经济发展指数的基础上，利用耦合协调模型对辽宁沿海经济带各市用水效率与经济发展的耦合协调度进行评价。根据以上文献可以看出，学者们大都从全国层面或者特定区域出发，即使考虑到用水效率在地理空间上的溢出效应与依赖性，也难以洞察用水效率对经济增长的溢出效应，并且单一的相关、回归分析只能从时间层面对经济增长和用水效率之间的关系做出总结，无法对两者的空间差异与关联做出更深一步地探索。

因此，本文在构建SBM模型的基础上，将非合意产出（废水污染物）纳入其中，测算2001—2015年长江经济带11个省市的绿色全要素用水效率，然后建立空间计量模型，实证分析绿色全要素用水效率对经济增长的空间溢出效应，以期为长江经济带各区域贯彻最严格水资源管理制度，促进区域水资源与经济的协调发展提供理论基础和科学依据。

2 研究方法与数据来源

首先，本文构建了考虑非合意产出（废水污染物）的SBM模型来评价水资源利用情况，使得各决策单元在不同时期都具有可比性。其次，利用全局莫兰指数检验长江经济带各省市用水效率的空间自相关性；最后，建立空间面板计量模型分析长江经济带绿色全要素用水效率对经济增长的空间溢出效应。

2.1 基于全要素SBM模型的用水效率测度方法

2.1.1 SBM模型设定

基于 Tone^[15]提出的非径向、非角度及纳入非合意产出 SBM 模型，本文构建的 SBM 模型如下所示：

$$\varphi = \min \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^t}{x_{k'n}^t}}{1 + \frac{1}{M+L} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{Y_{k'm}^t} + \sum_{l=1}^L \frac{s_l^b}{b_{k'l}^t} \right)}$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \alpha_k^t X_{kn}^t + S_n^X = X_{k'n}^t, n=1,2,\dots,N \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \alpha_k^t Y_{km}^t - S_m^Y = Y_{k'm}^t, m=1,2,\dots,M \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \alpha_k^t b_{kl}^t + S_l^b = b_{k'l}^t, l=1,2,\dots,L \\ \alpha_k^t \geq 0, S_n^X \geq 0, S_m^Y \geq 0, S_l^b \geq 0, k=1,2,\dots,K \end{cases} \quad (1)$$

式中： ϕ 为用水效率值， N 、 M 、 L 分别表示投入变量及合意、非合意产出的数量， S_n^X 、 S_m^Y 及 S_l^b 表示投入产出的松弛变量， $X_{k'n}^t$ 、 $Y_{k'm}^t$ 及 $b_{k'l}^t$ 表示第 k' 个单元 t 期的投入产出值， α_k^t 为决策单元的权重。一般情况下， $0 < \phi \leq 1$ ，当 $\phi=1$ 时，代表所有松弛变量均为零，没有过度投入或产出不足，此时生产单元在技术上完全有效。

2.1.2 全要素用水效率的测度

借鉴 Hu&Wang^[1]的全要素用水效率的测算模式，本文界定实现最佳技术效率的潜在（最少）用水量与实际用水量的比值为全要素用水效率。不同于万元 GDP 用水量等单要素用水效率指标，全要素用水效率综合考虑用水投入和其他投入，科学合理地测算用水效率。公式可表示为：

$$WE_{i,t} = \frac{T_{i,t}}{A_{i,t}} = \frac{A_{i,t} - S_{i,t}}{A_{i,t}} \quad (2)$$

式中： t 代表年份， i 表示区域， WE 为全要素用水效率， T 为目标用水量， A 为实际用水量， S 为过多的用水量。

2.1.3 指标选取与数据来源

根据数据可获取性及先前学者的研究，本文将2001—2015年长江经济带11个省市的劳动力、资本存量和水资源量作为投入要素，选取地区生产总值作为合意产出、化学需氧量排放量及氨氮排放量作为非合意产出展开分析。数据说明如下：

（1）合意产出（地区生产总值）。本文长江经济带各省市的GDP数据均来自2002—2016年《中国统计年鉴》，所有数据以1998年为基期转化为不变价格GDP数据。

(2) 非合意产出（氨氮及化学需氧量排放量）。选取废水中的两大污染物——化学需氧量和氨氮，以两者的排放量为非合意产出，数据来自2002—2016年《中国统计年鉴》及2002—2016年《中国环境年鉴》。

(3) 资本投入。根据永续盘存法估算出的资本存量作为资本投入，其公式为： $K_t = (1 - \gamma) K_{t-1} + I_t$ ， K_t 表示 t 年的资本存量， I_t 代表 t 年的投资额， γ 表示固定资产的折旧率。由单豪杰^[16]为基础并将其研究结果延伸到2015年，同时以1998年为基期进行平减。

(4) 劳动投入。一般来说，最理想化的衡量劳动投入的指标为劳动者的素质及劳动时间，但由于这些数据不可获得，本文选取就业人员的数量来替代。数据均来自2002—2016年《中国统计年鉴》。

(5) 水资源投入。本文长江经济带11个省市的用水量数据均来自2002—2016年《中国统计年鉴》及2002—2016年《中国环境统计年鉴》。

2.2 空间统计分析

2.2.1 空间相关性分析

空间分析的第一步需要进行空间的相关性分析，空间的相关性分析可以理解为位置相近的区域具有相似的变量取值。如果取值较高的变量聚集在一起，取值较低的变量聚集在一起，则称之为“空间正相关”；反之如果取值较高的变量和取值较低的变量聚集，则称之为“空间负相关”；如果取值较高的变量与取值较低的变量完全随机的分布，则不存在空间相关性。本文采用文献中广为使用的全局莫兰指数（Moran's I）^[17]对用水效率和经济增长的全局空间自相关性进行检验分析。全局莫兰指数的计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (A_i - \bar{A})(A_j - \bar{A})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (3)$$

式中： I 为全局Moran指数， $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2$ 为空间样本的方差， $\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i$ 为不同地区观测变量的平均值， ω_{ij} 为空间权重矩阵。

全局Moran指数用来测量区域之间的整体相关程度，其取值介于-1~1。其数值越接近1代表区域空间正相关性越高；越接近-1代表区域空间负相关性越高；数值为0时代表不存在空间相关性。

2.2.2 空间权重矩阵的设定

空间权重矩阵用以界定区域之间的空间关联模式，确定其形式是进行空间计量分析的前提。本文构建空间地理邻接矩阵 ω_{ij} 表征区域 i 、 j 之间距离，并根据Rook相邻规则（两地区存在相同的边界即为相邻，否则不相邻）运用二分权重矩阵^[18]。

Rook相邻规则对权重矩阵的设定为：（1）若区域 i 与区域 j 相邻，则权重矩阵 $\omega_{ij}=1$ ；（2）若区域 i 与区域 j 不相邻，则权重矩阵 $\omega_{ij}=0$ ；（3）若区域 $i=j$ ，则权重矩阵 $\omega_{ij}=0$ 。

2.2.3模型设定

(1) 基本模型设定。根据空间计量经济学理论，某一空间单元的经济现象与其相邻空间单元的相同现象密不可分。而由于空间相关性表现出的空间效应可以用空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）以及空间杜宾模型（SDM）来表征。因此本文建立如下空间面板模型：

$$Y=\alpha I_n+\rho WY+\beta X+\sigma WX+\varepsilon, \quad \varepsilon=\theta \sum m\varepsilon+\varphi \quad (4)$$

式中： Y （经济增长）由人均实际GDP的对数来表征； X 是解释变量向量集； W 为空间权重矩阵； WX 和 WY 表示自变量和因变量的空间相关性； ρ 和 σ 为空间自相关系数； α 为常数项， I_n 表示 N 阶单位矩阵， N 为空间单元数； ε 表示随机误差项， m 表示误差项的空间权重矩阵。

由 θ 、 ρ 、 σ 数值的大小可以分为三种情况：（1）当 $\theta=0$ 时，模型为空间杜宾模型（SDM）；（2）当 $\theta=0$ 且 $\sigma=0$ 时，为空间滞后模型（SLM）；（3）当 $\rho=0$ 且 $\sigma=0$ 时，为空间误差模型（SEM）。其中， ρ 、 σ 及 θ 分别验证被解释变量、解释变量及扰动项的空间滞后分别对其自身的影响。

（2）变量说明。①经济增长。用人均实际GDP（1998年为基期）的对数表征，并记为 Y 。②用水效率。用本文测量的绿色全要素用水效率表征，记作 X_1 。③控制变量。本文参考了以往学者的研究，认为推动经济增长的决定性因素主要包括科技创新水平、物质资本投资、人力资本水平等。鉴于此，本文选取全社会固定资产投资占GDP比重这一指标来表征物质资本投资，记为 X_2 ；选取每百人R&D人员拥有专利授权量反映科技创新水平，记为 X_3 ；选取每十万人人口高等教育平均在校生数来表征人力资本水平，并取其对数，记作 X_4 。

3实证分析

3.1长江经济带绿色全要素用水效率测算结果与空间相关性检验

基于2001—2015年长江经济带11个省市投入产出数据，利用MaxDEA软件测算出各省市绿色全要素用水效率，结果见表1。

表12001—2015年长江经济带绿色全要素用水效率

年份	上海	江苏	浙江	安徽	江西	湖北	湖南	重庆	四川	贵州	云南	均值
2001	0.079	0.034	0.054	0.03	0.018	0.028	0.022	0.05	0.035	0.022	0.025	0.036
2002	0.093	0.037	0.062	0.03	0.021	0.029	0.024	0.054	0.038	0.024	0.026	0.04
2003	0.099	0.046	0.075	0.036	0.027	0.032	0.024	0.059	0.042	0.026	0.029	0.045
2004	0.108	0.045	0.089	0.035	0.026	0.036	0.027	0.063	0.048	0.028	0.032	0.049
2005	0.124	0.055	0.105	0.043	0.031	0.042	0.032	0.071	0.057	0.032	0.038	0.057

2006	0.145	0.064	0.123	0.042	0.037	0.048	0.037	0.079	0.065	0.037	0.045	0.066
2007	0.169	0.075	0.143	0.05	0.039	0.056	0.046	0.098	0.078	0.046	0.05	0.077
2008	0.191	0.088	0.159	0.052	0.047	0.065	0.056	0.108	0.094	0.053	0.058	0.088
2009	0.203	0.106	0.197	0.057	0.055	0.076	0.068	0.13	0.108	0.066	0.07	0.103
2010	0.22	0.118	0.212	0.066	0.061	0.086	0.077	0.148	0.118	0.073	0.079	0.114
2011	0.249	0.138	0.254	0.08	0.068	0.102	0.093	0.178	0.141	0.092	0.094	0.135
2012	0.297	0.164	0.294	0.098	0.09	0.122	0.111	0.229	0.161	0.107	0.111	0.162
2013	0.295	0.172	0.316	0.107	0.09	0.14	0.123	0.255	0.181	0.14	0.129	0.177
2014	0.368	0.184	0.352	0.129	0.102	0.158	0.136	0.294	0.202	0.157	0.143	0.202
2015	0.406	0.206	0.389	0.131	0.117	0.165	0.148	0.335	0.194	0.176	0.155	0.22

从表1可以看出，2001—2015年，长江经济带绿色全要素用水效率呈现整体上升以及地区间不平衡的特征。总体而言，长江经济带绿色全要素用水效率从2001年的0.036上升至2015年的0.22，呈稳步上升态势；从区域角度看，长江经济带不同省份的用水效率在2001—2015年差异较大，其中东部地区的江苏、浙江、上海的上升幅度较为显著且全要素用水效率相对处于较高水平。中部地区，除了2004年江西和2003年湖南的用水效率有小幅度下滑，其他年份都处于上升状态，但是幅度相对较小。西部地区，重庆的全要素用水效率明显提高，且2015年的效率值较为接近东部地区水平，四川、贵州和云南三省的用水效率尽管有所上升，但2015年的用水效率值仍处于较低的水平。由此可见，东部地区用水效率相对较高，而中西部地区的用水效率相对较低。综上所述，长江经济带绿色全要素用水效率及其变动在地理空间的分布上似乎具有一定程度的关联性。

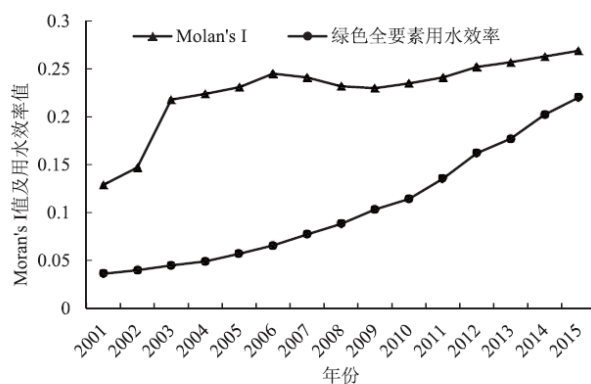


图1 长江经济带绿色全要素用水效率的全局Moran指数

由图1可知，研究区间内，长江经济带绿色全要素用水效率整体呈上升趋势，同时，根据Stata14.0软件计算的2001—2015

年长江经济带绿色全要素用水效率的全局Moran's I为正,且P值通过1%水平的显著性检验,表明长江经济带各地区绿色全要素用水效率呈现出显著的空间自相关性,即用水效率较高的省市彼此相邻,而具有较低用水效率的省市也往往趋于相邻。同时,根据Moran's I的波动趋势可以发现,在整个样本期间,长江经济带绿色全要素用水效率的全局Moran's I呈现先上升后略有下降再上升的趋势。其中,全局Moran's I在2001—2006年及2010—2015年均呈现上升的趋势,表明长江经济带各省市绿色全要素用水效率的集聚程度加强;2007—2009年全局Moran's I呈轻微下降的趋势,从0.241降至0.23,P值也通过1%水平的显著性检验,代表这3年间,长江经济带绿色全要素用水效率虽存在显著的正向空间自相关特征,但其集聚程度却是逐渐减弱。

3.2 模型选择方案

本文利用传统混合面板模型、SLM、SEM以及SDM进行对比分析,具体步骤为:基于不存在空间效应的传统面板模型,利用LR检验模型的个体/时间固定效应,然后利用LMlag、LMerror和R-LMlag、R-LMerror进行检验,检验标准为:如果LMlag显著性优于LMerror,同时R-LMlag也优于R-LMerror,选择SLM模型。反之,选择SEM模型。LM检验结果如果显示只有一项成立或两者均成立,则需要通过Wald统计及LR统计来检验SDM,如果原假设未能同时得到支持,则意味着SDM不能简化为SLM或SEM,那么,应将解释变量及被解释变量的空间滞后项同时纳入模型中,来考察解释变量的空间交互作用。

3.3 估计结果分析

根据上述模型选择方案,首先检验传统混合模型,结果见表2:(1)LR检验的结果分别为(473.982,0.000)及(3822.184,0.000),表示原假设被拒绝,即个体及时间固定效应均存在,理应采用双向固定效应模型。(2)大多数LM检验结果显著为正,代表拒绝原假设,从而确定存在空间效应,即传统混合面板模型劣于SLM与SEM。(3)在双向固定效应模型中,只有R-LMerror未通过显著性检验,这表明SLM的检验统计量更为显著。因此,应选择具有双向固定效应的SLM来进行实证研究。

表2 传统混合面板数据模型估计结果

变量	无固定效应	时间固定效应	个体固定效应	双向固定效应
X ₁	0.106* (4.78)	0.289** (2.14)	0.363*** (11.78)	0.588*** (3.18)
X ₂	-0.675*** (-6.26)	-0.978*** (-5.04)	0.797 (0.81)	0.774*** (4.51)
X ₃	0.01f (4.75)	0.011*** (4.64)	0.002* (1.95)	0.007*** (3.43)
X ₄	0.837*** (20.61)	0.831*** (17.99)	0.490*** (13.73)	0.514** (9.62)

intercept	8.429*** (128.71)			
R ²	0.897	0.838	0.918	0.946
lnL	-65.798	-26.938	98.738	169.839
Lmlag	19.282***	17.342***	8.865**	12.434***
R-Lmlag	16.945***	14.434**	6.435**	10.938**
LMerror	12.432***	4.342**	6.232**	4.342*
R-LMerror	8.353*	2.432	3.434	2.938

注：lnL为对数似然函数值，括号内为t统计值，上角标***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，表3、表4同。

接下来，进一步分析SDM来确定最优模型，如表3所示，LR和Wald检验结果表明应选择SDM，此外，豪斯曼检验为正，表明接受原假设，应采用随机效应模型进行分析。因此，应选择具有随机效应的空间杜宾模型（SDM）检验长江经济带绿色全要素用水效率对经济增长的空间溢出效应。

表3SDM估计及检验

变量	双向固定效应	随机效应
X ₁	0.285 (0.89)	0.305** (1.94)
X ₂	0.231*** (2.97)	0.294*** (2.98)
X ₃	0.003*** (4.41)	0.004*** (5.05)
X ₄	0.196*** P.83)	0.230 (4.35)

$W \cdot X_1$	0.144* (0.83)	-0.237 P.79)
$W \cdot X_2$	0.258 (1.02)	0.070 (1.03)
$W \cdot X_3$	-0.006*** (-4.01)	0.004*** (3.65)
$W \cdot X_4$	0.053 (0.46)	0.013*** (3.20)
R^2	0.943	0.986
Hausman 检验	51.07***	
Wald 检验 (空间滞后)	325.43***	417.93***
LR 检验 (空间滞后)	16.26**	
Wald 检验 (空间误差)	243.24***	449.09***
LR 检验 (空间误差)	18.33**	

从表3中随机效应的SDM估计可以看出，表示绿色全要素用水效率对经济增长的系数 (X_1) 在5%水平下显著；关于控制变量，人力资本水平 (X_2)、技术创新水平 (X_3) 及物质资本投资 (X_4) 对经济增长的影响系数均显著为正。这表明2001—2015年，绿色全要素用水效率、每十万人普通高等学校在校生人数的对数、每百人R&D人员拥有专利授权量、全社会固定资产投资占GDP比重均对经济增长有明显的正向促进作用。另外， $W \cdot X_1$ 、 $W \cdot X_3$ 及 $W \cdot X_4$ 的系数均在1%水平下也均显著，代表自变量的空间交互项及因变量的空间滞后项都具有空间溢出效应，也就是说，绿色全要素用水效率、技术创新及人力资本水平在对本地区经济增长产生影响的同时还会对其他地区经济增长产生影响。

接着，将绿色全要素用水效率对经济增长的空间溢出效应分解为三个方面（直接、间接和总体效应）来验证绿色全要素用水效率及其他控制变量对本地区、其他地区 and 长江经济带所有地区经济增长的影响，从而分析不同变量变化对系统各部分的影响，从表4中看出，大多数变量均存在较显著的辐射效应。

首先，绿色全要素用水效率的溢出效应。（1）地区内溢出效应。由表4可知，用水效率（ X_i ）的直接效应显著为正，这表明提高用水效率将显著促进该地区的经济增长。用水效率的提升，不仅代表着该地区节水技术的进步，更是人们节水意识加强的体现，由于这些因素的综合作用，从而促进本地区的经济增长。（2）地区间溢出效应。用水效率对经济增长的间接溢出效应通过1%显著性水平检验，并为正值，表明提高用水效率也将促进其他地区的经济增长。各地区用水活动和用水模式不是孤立的，一个地区的用水模式往往更多地与其气候、地形、水资源状况等自然因素密切相关，而邻近地区在自然环境方面大多较为相近，因此邻近地区由于自然环境相近使得相互之间的用水活动和模式更具有学习参考的价值，通过生产技术和节水技术的共享，高用水效率地区对邻近地区产生了用水效率的溢出效应，从而促进经济的增长。

其次，其他控制变量的空间溢出效应。由表4可知，物质资本投资对经济增长的直接溢出效应、总体溢出效应均显著为正，这主要是因为物质资本投资大多主要为固定资产投资，具有不易流动的特点，鉴于此，区域间的溢出效应不显著。其次，技术创新的直接、间接效应和总体效应均显著为正，并且直接效应小于间接效应，这主要是因为技术创新成果与知识资源空间流动与扩散性较强，是推动经济和社会发展的关键因素。最后，人力资本对经济增长的三种效应均在1%水平下显著为正，这表明，人力资本作为科技发展的重要载体，其积累将会极大程度地推动经济增长，且此溢出效应存在于特定区域的同时，还会扩散到邻近区域。

4 研究结论与启示

本文选取2001—2015年长江经济带11个省市的投入产出数据，在测算出绿色全要素用水效率的基础上，构建空间计量模型，实证分析绿色全要素用水效率对经济增长的空间溢出效应。结果表明，研究期间，长江经济带绿色全要素用水效率呈现出显著的空间溢出效应，某一地区的用水效率值较高。不仅会促进本地的经济增长，也将辐射到其他区域，更进一步推动整个长江经济带的经济增长。

（1）2001—2015年，长江经济带考虑非合意产出的绿色全要素用水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。相比于中、西部地区，东部地区不仅绿色全要素用水效率数值较大，其上升幅度也较大。

（2）长江经济带绿色全要素用水效率呈现显著的正向空间自相关性，在空间分布上存在空间集聚现象。同时，根据Moran's I的波动趋势可以发现，在整个研究期间，长江经济带绿色全要素用水效率的全局Moran's I呈先上升后略微下降再上升的趋势。

（3）长江经济带绿色全要素用水效率对经济增长存在显著的空间溢出效应，且地区内溢出、地区间溢出和总溢出效应均在5%水平下显著为正，即本地经济增长不仅受到本地区用水效率的影响，还会受到邻接地区乃至长江经济带各省市的影响，同时，绿色全要素用水效率对经济增长的直接效应小于间接效应。人力资本积累、技术进步和物质资本投资对经济增长均存在显著的正向空间溢出效应。

基于前文分析，可以得到以下启示：本文以空间经济学为视角，探究了绿色全要素用水效率对经济增长的空间溢出效应，进一步证实了长江经济带各区域之间的经济联系，这对于促进区域协调发展具有重要的理论价值，也为相关政府部门制定并实施水资源与经济增长战略提供理论依据。同时，长江经济带各省市要想实现水资源利用与经济增长协同发展这一目标，除了要提高科技创新水平、加强物质与人力资本的投资与积累、完善水利设施提升用水效率之外，相关政府部门更应理性看待区域空间关联这一重要变量，培养区域间的合作意识，从而提升区域经济增长与水资源利用的空间协调性，实现多区域共同发展。

参考文献：

[1]Hu J L, Wang S C. Total-factor energy efficiency of regions in China [J]. Energy Policy, 2006, 34(17): 3206-3217.

-
- [2]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.
- [3]佟金萍, 马剑锋, 王慧敏, 等. 中国农业全要素用水效率及其影响因素分析[J]. 经济问题, 2014 (6): 101-106.
- [4]盖美, 吴慧歌, 曲本亮. 新一轮东北振兴背景下的辽宁省水资源利用效率其空间关联格局研究[J]. 资源科学, 2016 (7): 1336-1349.
- [5]卢曦, 许长新. 基于三阶段DEA与Malmquist指数分解的长江经济带水资源利用效率研究[J]. 长江流域资源与环境, 2017 (1): 7-14.
- [6]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.
- [7]孙才志, 姜坤, 赵良仕. 中国水资源绿色效率测度及空间格局研究[J]. 自然资源学报, 2017 (12): 1999-2011.
- [8]汪克亮, 刘悦, 史利娟, 等. 长江经济带工业绿色水资源效率的时空分异与影响因素——基于EBM-Tobit模型的两阶段分析[J]. 资源科学, 2017 (8): 1522-1534.
- [9]葛小东, 胡苏军, 叶青. 科尔沁沙地水资源投入对粮食生产的影响定量研究——以奈曼旗为例[J]. 自然资源学报, 2012 (9): 1471-1479.
- [10]章恒全, 张陈俊, 张万力. 水资源约束与中国经济增长——基于水资源**阻力**的计量检验[J]. 产业经济研究, 2016(4): 87-99.
- [11]李宁, 张建清, 王磊. 基于水足迹法的长江中游城市群水资源利用与经济协调发展脱钩分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017 (11): 202-208.
- [12]章渊, 吴凤平. 用水量与经济增长关系的实证研究[J]. 统计与决策, 2016 (10): 132-136.
- [13]潘丹, 应瑞瑶. 中国水资源与农业经济增长关系研究——基于面板VAR模型[J]. 中国人口·资源与环境, 2012 (1): 161-166.
- [14]盖美, 王宇飞, 马国栋, 等. 辽宁沿海地区用水效率与经济的耦合协调发展评价[J]. 自然资源学报, 2013(12): 2081-2094.
- [15]Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498-509.
- [16]单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952—2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008 (10): 17-31.
- [17]Moran P A P. A test for the serial independence of residuals [J]. Biometrika, 1950, 37(1-2): 178-181.
- [18]Lesage J P, Fischer M M. Spatial econometric methods for modeling origin-destination flows [EB/OL]. (2009-11-27). https://link.springer.com/chapter/10.1007%2F978-3-642-03647-7_20.