

中国省际水资源利用效率与空间溢出效应测度

赵良仕, 孙才志, 郑德凤

(辽宁师范大学城市与环境学院, 大连 116029)

摘要: 基于省际水足迹和灰色水足迹等的面板数据, 本文利用带有考虑和不考虑非期望产出的数据包络分析方法测度了1997-2011年中国31个省市的水资源利用效率; 建立基于经济—空间距离函数的空间权重矩阵, 探讨水资源利用效率的空间自相关关系; 利用绝对 β 趋同模型验证水资源利用效率增长趋势存在绝对 β 趋同, 考虑和不考虑非期望产出情况下达到1/2趋同程度的时间分别约为52.6和5.6年; 运用空间Durbin计量模型研究了中国省际水资源利用效率的空间溢出效应。研究发现: (1) 考虑和不考虑非期望产出的中国省际水资源利用效率都具有显著的空间自相关性; (2) 考虑和不考虑非期望产出的空间自回归系数 ρ 分别为0.278和0.507, 且都在1%的水平上显著, 说明中国水资源利用效率存在空间溢出效应; (3) 考虑非期望产出情况下中国各省市的教育经费、交通基础设施、工业和农业用水比重因素正向影响水资源利用效率, 外商直接投资、万元工业增加值用水量、人均用水量、降水总量因素负向影响水资源利用效率; (4) 不考虑非期望产出情况下中国各省市的劳均GDP因素较大正向显著影响, 而交通基础设施和万元工业增加值用水量因素变为不显著影响; (5) 不考虑非期望产出的水资源利用效率测度对中国水资源真实利用情况出现偏差估计及对政策制定产生误导, 考虑环境因素到水资源利用效率测度更为合理。

关键词: 水资源利用效率; SBM模型; 非期望产出; 空间效应; 空间Durbin计量模型; 溢出效应

DOI: 10.11821/dlxb201401012

1 引言

水资源短缺和水生态环境恶化是目前制约中国的水资源利用两大主要问题。中国水资源空间分布极不均衡, 人均水资源量约为2200 m³, 仅为世界平均水平的1/4; 据《中国水资源公报》数据, 2011年中国废污水排放总量为807亿t, 比1997年增长了38.2%, 进一步加剧了水资源短缺的矛盾。在解决水资源短缺的众多方法中, 提高水资源利用效率是解决中国水资源可持续利用问题的关键。

数据包络分析 (Data Envelopment Analysis, DEA) 方法是由Charnes和Cooper提出的一种评价决策单元相对效率的方法^[1], 作为测算具有相同类型投入和产出的若干部门相对效率的有效方法, 是目前水资源利用效率最常用的评价方法。孙才志等^[2]利用DEA方法计算出中国31个省市1997-2007年水资源利用相对效率; 孙才志等^[3]采用带有“非期望产出”的径向型DEA方法测算了中国31个省市1997-2010年水资源环境技术效率, 然而没有考虑投入产出的松弛问题。Tone^[4-5]提出了非径向、非角度的 (Slack-Based Measure, SBM) 模型来测度能源或生态等效率。范丹等^[6]运用基于非期望产出的SBM模型测度了碳排放约束下1999-2010年中国30个省市及四大区域的全要素能源效率; 潘丹等^[7]采用非期

收稿日期: 2013-09-03; 修订日期: 2013-11-06

基金项目: 国家社会科学基金 (11BJY063) [Foundation: National Social Science Foundation of China, No.11BJY063]

作者简介: 赵良仕 (1985-), 男, 辽宁沈阳人, 博士, 中国地理学会会员 (S110009667M), 主要从事区域水资源评价研究。

E-mail: liangshizhao85@163.com

通讯作者: 孙才志, 中国地理学会会员 (S110007220M), E-mail: suncaizhi@lnnu.edu.cn

望产出的SBM模型对中国30个省市的农业生态效率进行了测算；Jin-Li Hu等^[8]在基于DEA模型构造的生产前沿面上构建了一个水调整目标比率指数，得到了全要素框架下的生活和生产用水效率，分析水资源利用效率的区域差异，发现了水资源利用效率与人均收入之间存在U型曲线关系的重要结论。传统DEA方法在评价水资源利用效率时没有考虑到“非期望产出”，为克服以上模型缺陷，本文借鉴考虑非期望产出的SBM模型测度1997-2011年中国各省市水资源利用效率。

水资源利用效率是指使用单位水资源所带来的经济、社会或者生态等的效益。水资源利用效率的空间溢出效应是指一个省市在水资源投入产出利用时，本省市水资源利用效率的提高会对其他省市的水资源利用情况产生的影响。空间溢出效应可以促进中国各省市水资源利用效率的提高，缩小各省市由于自然资源禀赋原因导致的水资源利用效率分布不均现象，实现水资源利用和经济社会的可持续发展。因此不仅论证这种溢出效应存在十分重要，而且量化这种溢出效应的大小也日益受到重视。目前应用空间计量模型对空间溢出效应进行量化评估大小，国内外学者从不同角度做了研究。张浩然等^[9]采用空间Durbin计量模型检验了基础设施及其空间外溢效应与全要素生产率的关系；刘满凤等^[10]基于生产函数构建了空间Durbin计量模型研究了空间知识溢出效应随着空间距离增大而变化的特点；Tong等^[11]研究了交通基础设施对1981-2004年美国44个州农业部门的经济产出的直接影响和空间溢出效应；Yu等^[12]使用空间Durbin计量模型研究了中国地区的交通基础设施溢出效应。李国平等^[13]采用分布动态方法，从省区经济增长空间分布的形状和流动性两方面考察1978-2004年中国省区经济增长空间分布的动态演进。洪国志等^[14]从房地产价格空间溢出角度，采用2005年广州市房地产价格数据，通过扩展的Hedonic模型，在分析价格的空间自相关和价格溢出程度的基础上，对城市内部区一级的边界效应进行了检验。贺灿飞等^[15]采用1999-2004年北京外商直接投资的产业流资料建立面板数据回归模型，引入产业地理集聚系数、产业联系等变量来研究影响外资产业分布的因素。空间溢出效应在以上这些领域已做了研究，然而对水资源利用效率的空间溢出效应研究却为鲜见，将环境因素考虑到水资源利用效率测度并对其进行空间溢出效应研究的文献更少。

基于以上认识，本文将“非期望”产出一灰色水足迹考虑到评价水资源利用情况中，借助于SBM模型，将水足迹、劳动力和资本作为输入，将GDP作为期望产出和灰色水足迹作为非期望产出，测度中国1997-2011年31个省市区考虑非期望产出的水资源利用效率；建立经济—空间权重矩阵，运用Moran's I指数进行了空间自相关检验；利用空间Durbin计量模型研究了中国环境规制下水资源利用效率的溢出效应。

2 研究方法

首先本文将“非期望”产出的SBM模型考虑到水资源利用情况评价中，该模型剔除一般径向DEA模型^[1]中松弛性问题所造成的非效率因素，解决了非期望产出存在下的水资源利用效率评价问题，使不同时期下各决策单元都具有可比性。其次通过Moran's I指数检验中国各省市水资源利用效率的空间自相关关系，然后利用绝对 β 趋同模型验证中国各省市水资源利用效率是否存在趋同。最后采用空间Durbin计量模型检验中国各省市水资源利用效率空间溢出效应。

2.1 非期望产出的SBM模型

在Tone^[4-5]提出的非径向、非角度基于松弛的SBM模型和考虑非期望产出的SBM模型的基础上，本文构建如下固定规模报酬、非期望产出的SBM模型：

$$\begin{aligned}
 \rho = \min & \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N s_n^x / x_{kn}^x}{1 + \frac{1}{M+I} \left(\sum_{m=1}^M s_m^y / y_{km}^y + \sum_{i=1}^I s_i^b / b_{ki}^b \right)} \\
 s.t. & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^x + s_n^x = x_{kn}^x, \quad n = 1, \dots, N \\
 & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^y - s_m^y = y_{km}^y, \quad m = 1, \dots, M \\
 & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^b + s_i^b = b_{ki}^b, \quad i = 1, \dots, I \\
 & z_k^t \geq 0, s_n^x \geq 0, s_m^y \geq 0, s_i^b \geq 0, k = 1, \dots, K
 \end{aligned} \tag{1}$$

式中, ρ 为要计算的水资源利用效率值, N 、 M 、 I 分别为投入、期望产出、非期望产出个数, (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 表示投入产出的松弛向量, $(x_{kn}^x, y_{km}^y, b_{ki}^b)$ 是第 k 个生产单元的 t 时期的投入产出值, z_k^t 表示决策单元的权重。目标函数 ρ 关于 s_n^x 、 s_m^y 、 s_i^b 严格单调递减, 且 $0 < \rho \leq 1$; 当 $\rho = 1$ 时, 生产单元完全有效; 当 $\rho < 1$ 时, 生产单元存在效率损失, 可以通过优化投入量、期望产出及非期望产出量来改善水资源利用效率。把式 (1) 中的 b_{ki}^b 和 s_i^b 去掉, 即变成一般的不考虑非期望产出的 SBM 模型。

2.2 绝对 β 趋同模型

在新古典增长趋同的研究中, 绝对 β 趋同模型已在文献[16-17]中建立和使用。在本文中, 绝对 β 趋同是指水资源利用效率低的地区的上升速度快于水资源利用效率高的地区, 在此基础上本文确定的中国水资源利用效率绝对 β 趋同的面板数据计量模型如下:

$$\ln Y_{i,t+1} / Y_{i,t} = \alpha - b \ln Y_{i,t} + h_i + k_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

式中, $Y_{i,t}$ 为中国第 i 个省市在时期 t 的水资源利用效率, h_i 是各省市的固定效应, 反映各省市持续存在的差异, k_t 为各时期的固定效应, 主要控制水资源利用效率随时期变化的因素, $\varepsilon_{i,t}$ 是与地区和时期均无关的随机扰动项。若式 (2) 中的 $b > 0$, 水资源利用效率存在绝对 β 趋同, 否则发散, 趋同速度由系数 b 确定, $\beta = -\ln(1 - b)$, 趋同到一半所用时间为 $t = (\ln 1/2) / \ln(1 - \beta)$ 。

2.3 空间 Durbin 计量模型

空间计量经济学理论认为一个地区空间单元上的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元上同一现象或属性值是相关的^[18]。空间相关性表现出的空间效应可以用空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM)、空间 Durbin 模型 (Spatial Durbin Model, SDM) 来表征和刻画。其中空间 Durbin 计量模型不仅考虑因变量的空间相关性, 还考虑自变量的空间相关性, 因变量不仅受到本地区自变量的影响, 还受到其他地区滞后自变量及滞后因变量的影响。为了检验中国各省市水资源利用效率空间溢出效应, 本文将采用的空间 Durbin 计量模型表达式为:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{3}$$

式中, Y 为水资源利用效率, W 为空间权重矩阵, X 为水资源利用效率的影响因素, WX 为水资源利用效率的影响因素滞后项, ε 是与地区和时期均无关的随机扰动项。由于空间权重矩阵的引入使得空间计量模型具有非线性结构, 因此回归系数不再反映自变量对因变量的影响。LeSage 和 Pace^[19]以偏导矩的方式给出了空间 Durbin 计量模型的参数释义, 提出了总效应、直接效应、间接效应等概念。总效应表示 X 对所有省市造成的平均影响, 直接效应表示 X 对本省市 Y 造成的平均影响, 间接效应表示 X 对其他省市 Y 造成的平均影响。将式 (3) 用以下形式表示:

$$(I_n - \rho W)Y = X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{4}$$

对式 (4) 两边同乘以 $(I_n - \rho W)^{-1}$ ，并展开记为：

$$Y = \sum_{r=1}^k S_r(W)x_r + V(W)\varepsilon \tag{5}$$

式中， $S_r(W) = V(W)(I_n\beta_r + W\theta_r)$ ， $V(W) = (I_n - \rho W)^{-1}$ ，展开式 (5)，得：

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^k \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + V(W)\varepsilon \tag{6}$$

由式(6)，因变量 Y 对自变量 X 求偏导可认为自变量 X 对因变量造成的影响，因此得到：

$$\text{总效应：} \quad \bar{M}(r)_{\text{总效应}} = n^{-1}l_n^{-1}S_r(W)l_n \tag{7}$$

$$\text{直接效应：} \quad \bar{M}(r)_{\text{直接效应}} = n^{-1}\text{tr}(S_r(W)) \tag{8}$$

$$\text{间接效应：} \quad \bar{M}(r)_{\text{间接效应}} = \bar{M}(r)_{\text{总效应}} - \bar{M}(r)_{\text{直接效应}} \tag{9}$$

式中， $\bar{M}(r)_{\text{总效应}}$ ， $\bar{M}(r)_{\text{直接效应}}$ ， $\bar{M}(r)_{\text{间接效应}}$ 分别为总效应、直接效应和间接效应， $l_n = (1 \quad \cdots \quad 1)_{1 \times n}^T$ 。

2.4 空间权重矩阵

对中国各省市水资源利效率的空间依赖性 or 空间自相关测度的研究是基于各省市之间的邻接关系假设进行的。常用邻接性由 0 和 1 两个值表达，两个省市邻接关系为 0 表示不相邻，为 1 表示相邻。这种 0-1 邻接关系忽略了两个省市实际地理距离产生的影响，文献[3, 20-21]使用了基于距离函数的空间邻接关系，这种定义下的空间权重矩阵考虑到两个省市空间距离近的影响较大，而相离较远的则相互影响较小假设。基于距离函数的空间权重矩阵的元素定义如下：

$$W^*_{ij} = \begin{cases} 0(i=j) \\ 1/d_{ij}(i \neq j) \end{cases} \tag{10}$$

式中， d_{ij} 是省市*i*和省市*j*重心点之间的距离。空间权重矩阵 W^* 是对称的，从建模角度来看这种对称性权重假设是方便的，但是并不能完全体现各个省市之间经济上的相互影响。由于各个省市的经济水平都不相同，两个省市之间经济上的相互关系不可能完全一样，因此现实中的两个省市非对称性的权重假设更为合理^[22]。本文通过使用GDP的水平来衡量一个省市对另一个省市的权重大小，这样构造的非对称性权重的一个原因是GDP经济活动水平可能影响水资源利用效率的溢出效应。基于非对称的经济-距离函数的空间权重矩阵 W 的元素定义如下：

$$W_{ij} = \begin{cases} 0(i=j) \\ \left(\frac{GDP_i}{GDP_j} \right)^{1/2} \cdot \frac{1}{d_{ij}}(i \neq j) \end{cases} \tag{11}$$

式中， GDP_i 和 GDP_j 分别表示省市*i*和省市*j*的GDP， $\frac{GDP_i}{GDP_j}$ 表示省市*i*对省市*j*的经济权重，由此可见 W 是非对称的。以下使用的空间权重矩阵 W 是把上面基于经济—距离定义的空间权重矩阵行标准化处理，即每一行的元素和为1。

3 实证分析

3.1 水资源利用效率测度

3.1.1 SBM模型指标选取及其数据处理 本文使用了1997-2011年中国31个省市区(不

包括台湾、香港、澳门)的水资源投入与产出数据,所有数据来源于《中国统计年鉴》(1998-2012年),《中国水资源公报》(1997-2011年),《中国环境年鉴》(1998-2012年)和各省统计年鉴等资料。部分地区缺失时期数据由相邻地区近似值或拟合预测值替代。具体指标说明如下:

(1) 水足迹: 本文对文献[3, 20, 21]中的水足迹数据进行补充和修正, 补充水污染足迹中生活污水中的化学需氧量 (COD)和氨氮的污染足迹, 修正缺失的 1997-2002 年生态用水量数据, 更新到 2011 年水足迹数据。水足迹体现了社会 - 经济 - 生态系统真实的水资源消耗量, 根据水足迹计算方法及前人的研究成果^[3, 20-21, 23-27], 本文对水足迹的计算主要包括:

$$WF = WF_{cs} + WF_{ip} + WF_{wp} + WF_{de} \tag{12}$$

式中, WF 为总水足迹, WF_{cs} 为城乡居民消费的农畜产品水足迹, WF_{ip} 为消费的工业产品水足迹, WF_{wp} 为灰色水足迹, WF_{de} 为生活和生态水足迹。水足迹投入去掉了灰色水足迹。

1997-2011 年中国各省市平均水足迹构成, 各省市之间的水足迹构成差异很大(图 1), 灰色水足迹所占比例也不相同, 农畜产品水足迹所占比例最大; 北京、天津、上海、海南、山西、甘肃、青海、宁夏等省市水足迹相对较小, 而河北、江苏、山东、广东、四川等省市水足迹较高, 说明水足迹的空间分布不仅与地理空间有关, 还与经济发达程度和水资源禀赋有关。作为水资源投入指标的水足迹体现出生产一定人群消费的产品和服务所需要的水资源的数量, 是维持人类产品和服务消费所需要的真实的水资源量^[27]。

- (2) 新鲜水: 用农业用水量、工业用水量、生活用水量和生态用水量总和。
- (3) 劳动力: 用从业人员衡量生产过程中实际投入的劳动量。
- (4) 固定资产投资: 以 1990 年为基期的固定资产投资作为资本投入。
- (5) GDP: 以 1990 年为基期的国内生产总值作为期望产出。

(6) 灰色水足迹: 指为了稀释社会经济系统排放的污染物以达到相关水质标准的水资源需求量, 本文用把它作为非期望产出。

3.1.2 基于环境规制的SBM模型水资源利用效率 利用中国 31 个省市 1997-2011 年间的 面板数据, 本文利用考虑非期望产出的 SBM 模型测度的水资源利用效率, 并与不考虑非 期望产出情况得到的水资源利用效率进行对比 (表 1)。考虑非期望产出情况: 在 1997-2011

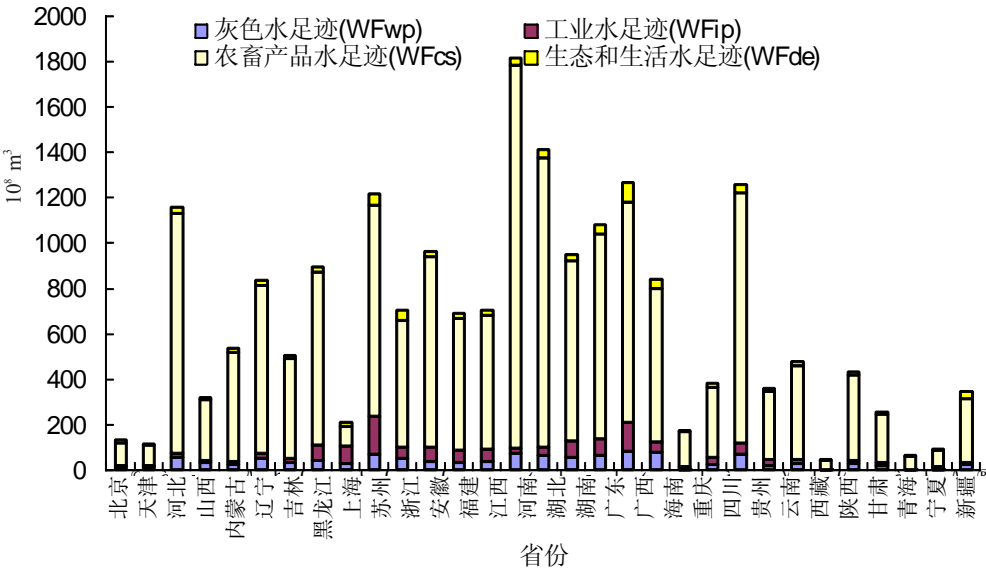


图 1 中国各省市水足迹构成

Fig. 1 The composition of the water footprints in China

年中国所有省市水资源利用效率明显提高, 每个时期下各省市水资源利用效率差别很大, 空间分布极不平衡; 1997-2004年所有省市水资源利用效率提高较慢, 从1997年最小值为西藏0.025到2004年最大值为上海0.427之间不等, 而2004-2011年大部分省市水资源利用效率提高很快, 如到2011年北京、上海、江苏、山东和广东的水资源利用效率都提高到1; 每个时期下中国各省市之间的水资源利用效率有很大差异, 中国各省市1997-2011年逐年水资源利用效率算术平均值从最小值的0.051到最大值0.498。不考虑非期望产出情况: 从1997-2011年各省市水资源利用效率的波动趋势与考虑非期望产出情况类似, 逐年递增; 各省市水资源利用效率差别很大。总体上看考虑非期望产出情况的水资源利用效率要比考虑非期望产出情况时较大, 在此两种情况下一些省市水资源利用效率出现差异。两种情况下的水资源利用效率在每一个时期下各省市都存在很大差异, 北京、天津、上海、江苏、广东等地在各个时期都较高, 而山西、西藏、云南、贵州等地每个时期都较低, 因此中国各省市水资源利用效率和经济—地理空间分布存在隐含联系。

3.1.3 空间自相关检验 表2给出考虑和不考虑非期望产出情况下1997-2011年中国各省市水资源利用效率的全局自相关Moran's I指数^[28]的值。在考虑和不考虑非期望产出情况下

表1 1997–2011年各省市水资源利用效率

Tab. 1 The interprovincial water resource utilization efficiency from 1997 to 2011

地区	1997年	2001年	2004年	2008年	2011年	平均
北京	0.134/0.196	0.210/0.316	0.287/0.383	0.587/0.539	1.000/0.759	0.414/0.423
天津	0.115/0.165	0.182/0.284	0.257/0.398	0.487/0.639	0.885/1.000	0.344/0.476
河北	0.103/0.146	0.145/0.216	0.193/0.296	0.317/0.455	0.511/0.608	0.235/0.330
山西	0.064/0.116	0.095/0.171	0.130/0.247	0.208/0.369	0.287/0.494	0.150/0.272
内蒙古	0.050/0.080	0.076/0.117	0.114/0.186	0.227/0.367	0.356/0.534	0.152/0.240
辽宁	0.111/0.190	0.163/0.295	0.217/0.390	0.352/0.606	0.581/0.877	0.265/0.449
吉林	0.058/0.112	0.087/0.168	0.113/0.227	0.194/0.376	0.290/0.492	0.138/0.263
黑龙江	0.069/0.111	0.099/0.159	0.131/0.215	0.199/0.314	0.272/0.407	0.149/0.235
上海	0.176/0.271	0.298/0.433	0.427/0.549	0.714/0.832	1.000/1.000	0.498/0.605
江苏	0.164/0.206	0.258/0.319	0.369/0.430	0.646/0.665	1.000/1.000	0.457/0.497
浙江	0.142/0.202	0.215/0.296	0.306/0.404	0.531/0.589	0.777/0.840	0.381/0.446
安徽	0.069/0.100	0.099/0.141	0.129/0.181	0.205/0.266	0.293/0.358	0.153/0.202
福建	0.094/0.167	0.141/0.231	0.184/0.296	0.301/0.444	0.428/0.574	0.221/0.332
江西	0.045/0.073	0.067/0.105	0.087/0.142	0.135/0.211	0.192/0.278	0.102/0.157
山东	0.136/0.218	0.207/0.324	0.306/0.475	0.597/0.768	1.000/1.000	0.413/0.539
河南	0.079/0.112	0.105/0.159	0.140/0.221	0.239/0.350	0.352/0.481	0.173/0.256
湖北	0.087/0.126	0.129/0.186	0.163/0.243	0.264/0.365	0.386/0.468	0.197/0.268
湖南	0.066/0.088	0.093/0.126	0.117/0.162	0.192/0.256	0.291/0.371	0.142/0.190
广东	0.183/0.237	0.278/0.351	0.413/0.484	0.699/0.714	1.000/1.000	0.492/0.537
广西	0.053/0.076	0.073/0.105	0.099/0.139	0.157/0.220	0.238/0.316	0.118/0.163
海南	0.045/0.071	0.059/0.098	0.072/0.123	0.105/0.179	0.149/0.251	0.082/0.139
重庆	0.063/0.125	0.092/0.176	0.121/0.229	0.198/0.348	0.344/0.593	0.152/0.273
四川	0.093/0.143	0.133/0.203	0.179/0.272	0.295/0.420	0.490/0.635	0.221/0.315
贵州	0.030/0.054	0.042/0.072	0.053/0.091	0.084/0.138	0.135/0.233	0.064/0.107
云南	0.054/0.081	0.071/0.106	0.088/0.135	0.130/0.190	0.181/0.270	0.101/0.149
西藏	0.025/0.031	0.037/0.044	0.049/0.059	0.068/0.079	0.087/0.106	0.052/0.062
陕西	0.048/0.090	0.074/0.141	0.100/0.196	0.168/0.319	0.241/0.458	0.120/0.227
甘肃	0.040/0.061	0.057/0.087	0.073/0.114	0.110/0.172	0.140/0.231	0.081/0.128
青海	0.032/0.043	0.046/0.061	0.063/0.079	0.093/0.120	0.133/0.167	0.069/0.089
宁夏	0.028/0.031	0.037/0.044	0.047/0.060	0.067/0.094	0.086/0.125	0.051/0.068
新疆	0.055/0.065	0.210/0.089	0.089/0.113	0.126/0.160	0.156/0.201	0.097/0.123

注: 限于页面宽度, 表1只列出了部分年份的评价结果; 分子、分母分别表示考虑与不考虑非期望产出情况下的水资源利用效率; 平均值为1997-2011年逐年的算术平均值。

中国各省市区的水资源利用效率明显具有正的空间集聚现象,且都在1%水平下显著,这说明中国各省市的水资源利用效率在空间分布上具有明显的正自相关关系,中国各省市区的水资源利用效率的空间分布并非表现出完全随机状态,而是表现出相似值之间的空间集聚,即具有较高的水资源利用效率的地区相邻,较低的水资源利

表2 中国各省市水资源利用效率全局自相关Moran's I指数
Tab. 2 The Moran's I of water utilization efficiency in China

年份	考虑非期望产出			年份	不考虑非期望产出		
	Moran's I	Z统计量	P值		Moran's I	Z统计量	P值
1997	0.0647	2.8350	0.0023	1997年	0.0686	2.9467	0.0016
1998	0.0647	2.8355	0.0023	1998年	0.0713	3.0254	0.0012
1999	0.0660	2.8740	0.0020	1999年	0.0719	3.0426	0.0012
2000	0.0663	2.8831	0.0020	2000年	0.0735	3.0902	0.0010
2001	0.0677	2.9211	0.0017	2001年	0.0752	3.1393	0.0008
2002	0.0637	2.8075	0.0025	2002年	0.0730	3.0746	0.0011
2003	0.0632	2.7931	0.0026	2003年	0.0768	3.1855	0.0007
2004	0.0616	2.7451	0.0030	2004年	0.0771	3.1934	0.0007
2005	0.0660	2.8745	0.0020	2005年	0.0819	3.3312	0.0004
2006	0.0636	2.8047	0.0025	2006年	0.0788	3.2415	0.0006
2007	0.0650	2.8429	0.0022	2007年	0.0800	3.2777	0.0005
2008	0.0655	2.8586	0.0021	2008年	0.0807	3.2969	0.0005
2009	0.0674	2.9134	0.0018	2009年	0.0802	3.2815	0.0005
2010	0.0623	2.7669	0.0028	2010年	0.0740	3.1034	0.0010
2011	0.0725	3.0606	0.0011	2011年	0.0659	2.8702	0.0021

用效率地区相邻。因此在进行中国水资源利用效率的研究中不能忽略客观存在的经济—地理空间分布因素,空间计量分析方法进行中国水资源利用效率研究时可以考虑到空间效应,即空间依赖性和异质性,运用空间计量模型对中国水资源利用效率的研究成为必然。

下面通过局部Moran's I指数^[28]研究中国各省市水资源利用效率是否存在局部集聚现象。如图2所示在考虑和不考虑非期望产出两种情况下测度的1997和2011年中国各省市水资源利用效率的LISA集聚地图。两种情况下的高高集聚区主要集中在东部沿海,如北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建等地,大部分省市集聚现象显著,形成了一个水资源利用效率高值的区域;低低集聚区主要集中在中国西部和中部地区,这些省市远离了沿海开放的经济发达地区,大部分省市集聚现象显著;低高集聚区和高低集聚区介于高高集聚区和低低集聚区之间,这些省市集聚现象多数不显著。

3.2 溢出效应测度

1997-2011年中国各省市水资源利用效率存在空间自相关的空间集聚分布特征,那么水资源利用效率在省际尺度上如何演变和是否存在趋同?是否存在空间溢出效应?不同因素如何对水资源利用效率影响?深入研究以上问题可以为相关部门合理制定区域经济发展和水资源利用政策提供参考,对于提高中国各省市水资源利用效率、走水资源可持续利用道路具有重要现实意义。

3.2.1 趋同检验 本文基于式(2)回归方程考察中国水资源利用效率提高的绝对β趋同情况(表3)。绝对β趋同模型回归分析得到考虑和不考虑非期望产出情况下测度的水资源利用效率趋同速度分别为0.013和0.115,表明在此两种情况下中国各省市水资源利用效率存在绝对β趋同,水资源利用效率达到1/2趋同程度的时间分别约为52.6和5.6年。不考虑非期望产出情况下测度水资源利用效率趋同速度明显超越考虑非期望产出情况的趋同速度,这意味着不考虑非期望产出的中国各省市水资源利用效率测度将在短时期内达到同样的水平,而考虑非期望

表3 模型回归结果

Tab. 3 Model regression results

变量	考虑非期望产出		变量	不考虑非期望产出	
	回归系数	t统计量		回归系数	t统计量
α	0.083**	2.125	α	-0.074*	-1.740
b	0.013	-0.691	b	0.109***	-4.131
趋同速度β	0.013		趋同速度β	0.115	
R ²	0.552		R ²	0.424	
似然比	905.059		似然比	913.031	

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著。

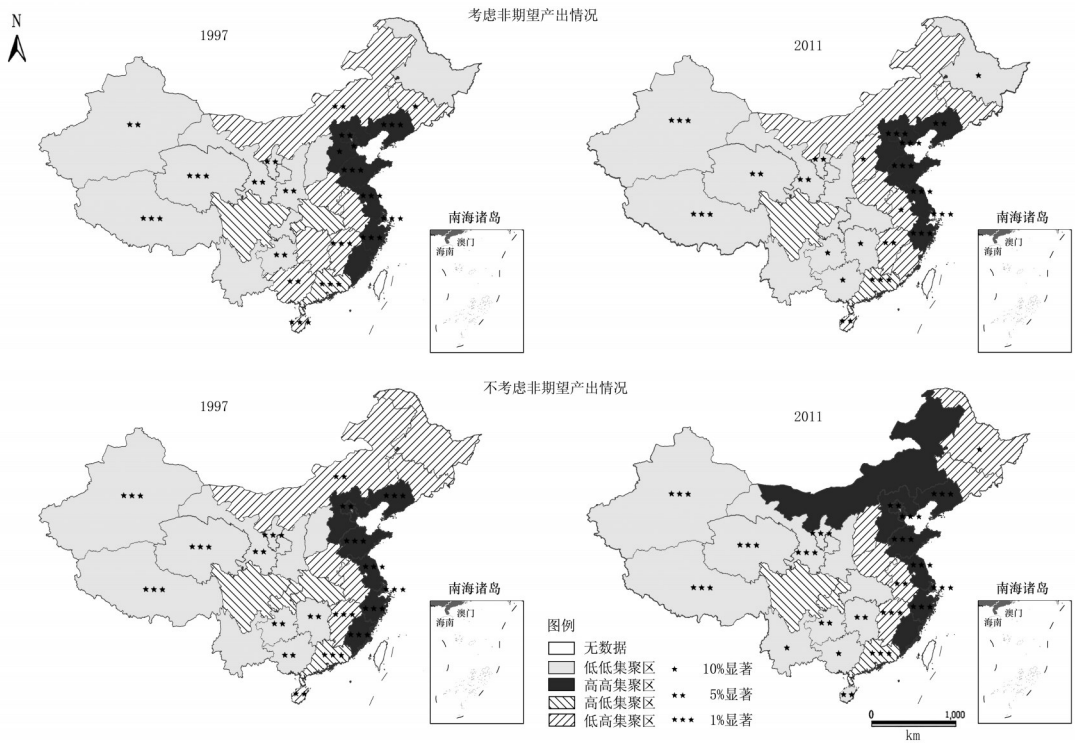


图2 中国各省市水资源利用效率空间分布

Fig. 2 LISA map of water utilization efficiency in China

产出的测度趋同较慢，因此对于中国水资源利用现状，不考虑非期望产出测度水资源利用效率将会对用水真实情况产生偏差。

3.2.2 空间 Durbin 计量模型回归结果 通过空间相关分析已经定量表明了中国各省市区的水资源利用效率存在空间效应，一个地区的水资源利用效率不仅与经济发展有关，同时还与其它地区的水资源利用效率有相关关系，而这种自相关就是水资源利用效率的空间依赖性 or 空间溢出性。下面采用空间 Durbin 计量模型确定性分析该空间效应，采用具体影响因素数据来源于《中国统计年鉴》(1998-2012 年) 和《中国水资源公报》(1997-2011 年)。

通过 Hausman 检验^[29]可以确定本文空间 Durbin 计量模型应采用固定效应，而拒绝随机效应。表 4 给出了空间 Durbin 计量模型的回归结果。考虑和不考虑非期望产出的空间自回归系数 ρ 都在 1% 的水平上显著，说明中国各省市水资源利用效率存在溢出效应，而不考虑非期望产出情况下的空间自回归系数 ρ 为 0.507 大于考虑非期望产出情况下的 0.278，空间溢出效应可以缩小各省市水资源利用效率分布极端不均现象，从而促进中国各省市水资源利用效率的提高，因此不考虑非期望产出测度出的水资源利用效率测度是对真实水资源利用状况偏离估计。

考虑非期望产出情况下外商直接投资及滞后、滞后交通基础设施、劳均 GDP、人均用水量、万元工业增加值用水量、农田实际灌溉亩均用水量、教育经费及滞后、滞后工业用水比重、农业用水比重及滞后、市场化程度、降水总量及滞后因素显著影响水资源利用效率；而不考虑非期望产出情况下滞后外商直接投资、劳均 GDP 及滞后、交通基础设施、人均用水量及滞后、万元工业增加值用水量及滞后、农田实际灌溉亩均用水量及滞后、滞后教育经费、工业用水比重及滞后、农业用水比重及滞后、市场化程度、降水总量及滞后因素显著影响水资源利用效率。从 R^2 和似然比来看，两种情况下该模型回归效果均很好。

表4 模型回归结果
Tab. 4 Model regression results

变量	考虑非期望产出		变量	不考虑非期望产出	
	回归系数	t统计量		回归系数	t统计量
外商直接投资 (10 ⁸ 元)	0.017*	1.684	外商直接投资 (10 ⁸ 元)	0.003	0.632
劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.449***	9.011	劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.685***	34.565
交通基础设施 (km)	-0.021	-1.053	交通基础设施 (km)	-0.021***	-2.661
人均用水量 (m ³)	-0.156***	-3.504	人均用水量 (m ³)	-0.178***	-10.005
万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.045**	-1.974	万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.044***	-4.790
农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.154***	4.359	农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.013	0.955
教育经费 (10 ⁴ 元)	-0.140***	-5.063	教育经费 (10 ⁴ 元)	-0.001	-0.003
工业用水比重 (%)	-0.007	-0.256	工业用水比重 (%)	0.024***	2.199
农业用水比重 (%)	-0.181***	-7.496	农业用水比重 (%)	-0.089***	-9.247
市场化程度 (%)	0.225***	4.291	市场化程度 (%)	0.060***	2.855
降水总量 (10 ⁸ m)	-0.038**	-2.148	降水总量 (10 ⁸ m)	0.002	0.219
滞后外商直接投资 (10 ⁸ 元)	-0.359***	-6.304	滞后外商直接投资(10 ⁸ 元)	-0.069***	-3.066
滞后劳均GDP (10 ⁴ 元)	-0.269	-1.548	滞后劳均GDP(10 ⁴ 元)	-0.266***	-2.886
滞后交通基础设施 (km)	0.247***	4.013	滞后交通基础设施 (km)	0.030	1.222
滞后人均用水量 (m ³)	-0.223	-1.639	滞后人均用水量 (m ³)	-0.102*	-1.695
滞后万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.027	-0.543	滞后万元工业增加值用水量 (m ³)	0.046**	2.346
滞后农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.238	1.442	滞后农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.179***	2.669
滞后教育经费 (10 ⁴ 元)	0.517***	10.979	滞后教育经费 (10 ⁴ 元)	0.103***	5.353
滞后工业用水比重 (%)	0.524***	7.102	滞后工业用水比重 (%)	0.171***	5.563
滞后农业用水比重 (%)	0.641***	8.041	滞后农业用水比重(%)	0.213***	6.701
滞后市场化程度 (%)	-0.059	-0.410	滞后市场化程度 (%)	0.020	0.354
滞后降水总量(10 ⁸ m)	-0.214***	-2.932	滞后降水总量 (10 ⁸ m)	-0.116***	-3.903
ρ	0.278***	3.198	ρ	0.507***	7.492
R2	0.994		R2	0.998	
似然比	651.753		似然比	1076.924	

注：***表示1%水平上显著，**表示5%水平上显著，*表示10%水平上显著。

然而空间Durbin 计量模型的回归系数并不能完全反映自变量对因变量的影响，需要通过总效应、直接效应和间接效应来反映 (表5)。

在空间Durbin 计量模型总效应中，考虑非期望产出情况下中国各省市的交通基础设施、教育经费、工业用水比重、农业用水比重因素对所有省市水资源利用效率造成显著正向影响，而中国各省市的外商直接投资、万元工业增加值用水量因素对所有省市水资源利用效率造成显著负向影响；而不考虑非期望产出情况下总效应中劳均GDP因素变为显著正向影响，人均用水量为显著负向影响，交通基础设施和万元工业增加值因素变为不显著影响。通过增加和减少以上这些因素不仅可以促进本省市水资源利用效率提高，还可以带动其他省市共同提高。

在空间Durbin 计量模型直接效应中，考虑非期望产出情况下中国各省市的劳均GDP、农田实际灌溉亩均用水量、市场化程度因素对本省市水资源利用效率造成显著正向影响，中国各省市的人均用水量、万元工业增加值用水量、教育经费、农业用水比重、降水总量因素对本省市水资源利用效率造成显著负向影响；而不考虑非期望产出情况下直接效应中工业用水比重因素变为显著正向影响，交通基础设施因素变为显著负向影响，而农田实际灌溉亩均用水量、教育经费、降水总量因素变为不显著影响。中国各省市控制以上这些因素可以促进本省市水资源利用效率提高，但不能带动其他省市共同提高。

在空间Durbin 计量模型间接效应中，考虑非期望产出情况下中国各省市的交通基础设施、教育经费、工业用水比重、农业用水比重因素对除本省市外其他省市水资源利用效率造成显著正向影响，中国各省市的外商直接投资、人均用水量、降水总量因素对除本省市外其他省市水资源利用效率造成显著负向影响；而不考虑非期望产出情况下间接效应中劳

表5 解释变量的总效应、直接效应和间接效应

Tab. 5 Total effect, direct effect and indirect effect of explanative variables

考虑非期望产出			不考虑非期望产出		
总效应	系数	t统计量	总效应	系数	t统计量
外商直接投资 (10 ⁸ 元)	-0.475***	-4.786	外商直接投资 (10 ⁸ 元)	-0.138**	-2.678
劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.243	1.042	劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.848***	6.277
交通基础设施 (km)	0.312***	3.289	交通基础设施 (km)	0.018	0.349
人均用水量 (m ³)	-0.518**	-2.646	人均用水量 (m ³)	-0.571***	-4.713
万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.104*	-1.708	万元工业增加值用水量 (m ³)	0.005	0.148
农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.541**	2.251	农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.391***	2.746
教育经费 (10 ⁴ 元)	0.525***	6.006	教育经费 (10 ⁴ 元)	0.212***	4.483
工业用水比重 (%)	0.717***	6.389	工业用水比重 (%)	0.400***	5.899
农业用水比重 (%)	0.641***	4.442	农业用水比重 (%)	0.258***	3.472
市场化程度 (%)	0.225	1.179	市场化程度 (%)	0.165	1.461
降水总量 (10 ⁸ m)	-0.349***	-3.068	降水总量 (10 ⁸ m)	-0.234***	-3.506
直接效应	系数	t统计量	直接效应	系数	t统计量
外商直接投资 (10 ⁸ 元)	0.012	1.178	外商直接投资 (10 ⁸ 元)	-0.001	-0.033
劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.449***	9.07	劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.688***	34.042
交通基础设施 (km)	-0.018	-0.908	交通基础设施 (km)	-0.021**	-2.519
人均用水量 (m ³)	-0.159***	-3.674	人均用水量 (m ³)	-0.185***	-9.806
万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.046*	-2.018	万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.043***	-4.716
农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.157***	4.382	农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.020	1.368
教育经费 (10 ⁴ 元)	-0.133***	-4.628	教育经费 (10 ⁴ 元)	0.004	0.360
工业用水比重 (%)	-0.001	-0.001	工业用水比重 (%)	0.031**	2.704
农业用水比重 (%)	-0.173***	-6.906	农业用水比重 (%)	-0.082***	-8.797
市场化程度 (%)	0.225***	4.42	市场化程度 (%)	0.061***	2.913
降水总量 (10 ⁸ m)	-0.041**	-2.253	降水总量 (10 ⁸ m)	-0.003	-0.413
间接效应	系数	t统计量	间接效应	系数	t统计量
外商直接投资 (10 ⁸ 元)	-0.487***	-5.103	外商直接投资 (10 ⁸ 元)	-0.138***	-2.795
劳均GDP (10 ⁴ 元)	-0.205	-0.898	劳均GDP (10 ⁴ 元)	0.160	1.218
交通基础设施 (km)	0.33***	3.491	交通基础设施 (km)	0.038	0.776
人均用水量 (m ³)	-0.359*	-1.925	人均用水量 (m ³)	-0.386***	-3.379
万元工业增加值用水量 (m ³)	-0.058	-0.885	万元工业增加值用水量 (m ³)	0.048	1.287
农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.385	1.654	农田实际灌溉亩均用水量 (m ³)	0.372**	2.714
教育经费 (10 ⁴ 元)	0.658***	8.17	教育经费 (10 ⁴ 元)	0.208***	4.821
工业用水比重 (%)	0.717***	6.759	工业用水比重 (%)	0.369***	5.760
农业用水比重 (%)	0.814***	5.918	农业用水比重 (%)	0.340***	4.791
市场化程度 (%)	-0.001	-0.005	市场化程度 (%)	0.103	0.929
降水总量 (10 ⁸ m)	-0.308***	-2.851	降水总量 (10 ⁸ m)	-0.231***	-3.625

注：***表示1%水平上显著，**表示5%水平上显著，*表示10%水平上显著。

均GDP、交通基础设施因素变为不显著影响，农田实际灌溉亩均用水量因素变为显著正向影响。中国各省市控制以上这些因素可以带动除本省市外其他省市水资源利用效率提高，但不能促使本省市提高。

总而言之，空间Durbin计量模型的回归结果表明考虑非期望产出情况下不能盲目追求外商直接投资，应从减少人均用水量、增强交通基础设施、控制万元工业增加值用水量和增加教育经费等手段促使中国各省市水资源利用效率提高；虽然工业和农业用水在总用水中占较大比重，但通过降低其他用水比重，工业和农业用水比重的上升可以促进水资源利用效率提高；中国各省市的降水总量因素负向显著影响水资源利用效率，各省市需要充分利用自身的水资源禀赋条件，从节约用水和经济发展角度提高水资源利用效率。与考虑非期望产出情况相比，不考虑非期望产出情况下中国各省市的劳均GDP因素对水资源利用效率显著正向影响，而交通基础设施和万元工业增加值用水量变为不显著或较低影响，依

此结论会过度强调劳均GDP因素对水资源利用效率的影响,而忽略了交通基础设施和万元工业增加值用水量因素对水资源利用效率的真实影响。因此不考虑非期望产出的水资源利用效率测度对中国水资源真实利用情况出现偏差估计及对政策制定产生误导,环境因素(如灰色水足迹)考虑到水资源利用效率测度更为合理。

4 结论

(1) 基于水足迹等面板数据,本文把非期望产出-灰色水足迹考虑在内利用环境规制下的SBM模型测度了中国1997-2011年31个省市的水资源利用效率,并与不考虑非期望产出情况下的水资源利用效率进行对比。结果表明考虑非期望产出情况下各省市水资源利用效率逐年上升,北京、天津、广东、上海、江苏、浙江、山东等省市水资源利用效率提高很快,中国各省市1997-2011年逐年的水资源利用效率算术平均值从最小值的0.051到最大值0.498。不考虑非期望产出情况的水资源利用效率要比考虑非期望产出情况时较大,两种情况下的水资源利用效率在每一个时期下各省市都存在很大差异,中国各省市水资源利用效率和经济—地理空间分布存在必然联系;

(2) 考虑和不考虑非期望产出情况下中国1997-2011年各省市水资源利用效率都存在显著正的空间自相关,说明中国各省市水资源利用效率在空间分布上并非表现出完全随机状态,而是表现出相似值之间的空间集聚,即具有较高的水资源利用效率的省市相邻,较低的水资源利用效率的省市相邻。考虑和不考虑非期望产出情况下中国各省市水资源利用效率存在绝对 β 趋同,达到1/2趋同程度的时间分别约为52.6和5.6年,不考虑非期望产出情况下的趋同速度较快;

(3) 运用空间Durbin计量模型进行回归,考虑和不考虑非期望产出的空间自回归系数 ρ 分别为0.278和0.507,且都在1%的水平上显著,说明中国水资源利用效率存在空间溢出效应。通过总效应、直接效应和间接效应反映的自变量对因变量的影响,结果表明考虑非期望产出情况下中国各省市的劳均GDP、交通基础设施、教育经费、工业和农业用水比重因素正向影响水资源利用效率,而中国各省市的外商直接投资、人均用水量、万元工业增加值用水量、降水总量因素负向影响水资源利用效率。因此不能盲目追求外商直接投资,应从减少人均用水量、增强交通基础设施、控制万元工业增加值用水量和增加教育经费等手段促使中国各省市水资源利用效率提高,虽然工业和农业用水在总用水中占较大比重,但通过降低其他用水比重,工业和农业用水比重的上升可以促进水资源利用效率提高。然而不考虑非期望产出的水资源利用效率测度扭曲中国水资源真实利用情况,由此会对政策制定产生误导。

(4) 中国水资源利用效率存在空间自相关和趋同,且空间溢出效应有利于促进各省市水资源利用效率提高。外商直接投资、交通基础设施、万元工业增加值用水量、教育经费、工业和农业用水比重、降水总量等因素,可以加强水资源利用效率空间溢出效应,从而提高中国各省市的水资源利用效率,达到缩小中国各省市水资源利用效率之间差异的目的。相关部门制定区域经济发展政策时要考虑到中国水资源禀赋条件和水资源环境状况,走水资源可持续利用、区域和谐发展的道路。

参考文献 (References)

[1] Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 1978, 2(6): 429-444.

[2] Sun Caizhi, Liu Yuyu. Analysis of the spatial-temporal pattern of water resources utilization relative efficiency based on DEA-ESDA in China. *Resources Science*, 2009, 31(10): 1696-1703. [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. *资源科学*, 2009, 31(10): 1696-1703.]

- [3] Sun Caizhi, Chen Shuan, Zhao Liangshi. Spatial correlation pattern analysis of water footprint intensity based on ESDA model at provincial scale in China. *Journal of Natural Resources*, 2013, 28(4): 571-582. [孙才志, 陈栓, 赵良仕. 基于 ESDA 的中国省际水足迹强度的空间关联格局分析. *自然资源学报*, 2013, 28(4): 571-582.]
- [4] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 2001, 130(3): 498-509.
- [5] Tone K. Dealing with undesirable outputs in DE. GRIPS Research Report Series, 2003.
- [6] Fan Dan, Wang Weiguo. Analysis of total factor energy efficiency and potential of the energy-saving and emission-abating in regional of China-based on SBM model of undesired output. *Mathematics in Practice and Theory*, 2013, 43(7): 12-21. [范丹, 王维国. 中国区域全要素能源效率及节能减排潜力分析. *数学实践与认识*, 2013, 43(7): 12-21.]
- [7] Pan Dan, Ying Ruiyao. Agricultural eco-efficiency evaluation in China based on SBM model. *Acta Ecologica Sinica*, 2013, 33(12): 3837-3888. [潘丹, 应瑞瑶. 中国农业生态效率评价方法与实证. *生态学报*, 2013, 33(12): 3837-3888.]
- [8] Hu Jin-Li, Wang Shih-Chuan, Yeh Fang-Yu. Total-factor water efficiency of regions in China. *Resources Policy*, 2006, 31: 217-230.
- [9] Zhang Haoran, Yi Baozhong. Infrastructure, spatial spillover and regional total factor productivity: The research based on the space Durbin model of 266 Chinese cities panel data. *Economist*, 2012, (2): 61-67. [张浩然, 衣保中. 基础设施、空间溢出与区域全要素生产率: 基于中国 266 个城市空间面板杜宾模型的经验研究. *经济学家*, 2012, (2): 61-67.]
- [10] Liu Manfeng, Tang Houxing. Empirical study on effect of knowledge spillovers based on spatial Durbin model. *Science & Technology Progress and Policy*, 2010, 27(18): 28-33. [刘满风, 唐厚兴. 基于空间 Durbin 模型的区域知识溢出效应实证研究. *科技进步与对策*, 2010, 27(18): 28-33.]
- [11] Tong T T, Yu T E, Cho S et al. Evaluating the spatial spillover effects of transportation infrastructure on agricultural output across the United States. *Journal of Transport Geography*, 2013, 30: 47-55.
- [12] Yu N N, Jong M D, Storm S, Mi J. Spatial spillover effects of transport infrastructure: Evidence from Chinese regions. *Journal of Transport Geography*, 2013, 28: 56-66.
- [13] Li Guoping, Chen Xiaoling. Spatial distribution dynamics of provincial economic growth in China. *Acta Geographica Sinica*, 2007, 62(10): 1051-1062. [李国平, 陈晓玲. 中国省区经济增长空间分布动态. *地理学报*, 2007, 62(10): 1051-1062.]
- [14] Hong Guozhi, Li Xun. Border effect of inner city: Research based on spatial spillover of real estate price. *Acta Geographica Sinica*, 2011, 66(4): 468-476. [洪国志, 李郇. 基于房地产价格空间溢出的广州城市内部边界效应. *地理学报*, 2011, 66(4): 468-476.]
- [15] He Canfei. Industrial agglomeration and sectoral distribution of foreign direct investment. *Acta Geographica Sinica*, 2006, 61(12): 1259-1270. [贺灿飞. 产业地理集聚与外商直接投资产业分布. *地理学报*, 2006, 61(12): 1259-1270.]
- [16] Barro R J, Sala-i-Martin X. Convergence. *Journal of Political Economy*, 1992, 100(2): 223-250.
- [17] Sala-i-Martin X. The classical approach to convergence analysis. *The Economy Journal*, 1996, 106(437): 1019-1036.
- [18] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer, 1988: 7-13.
- [19] P.LeSage J, Pace R K. *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: CRC Press, 2009: 27-41.
- [20] Sun Caizhi, Zhao Liangshi. Water resources utilization environmental efficiency measurement and its spatial correlation characteristics analysis under the environmental regulation background. *Economic Geography*, 2013, 33(2): 26-32. [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. *经济地理*, 2013, 33(2): 26-32.]
- [21] Zhao Liangshi, Sun Caizhi. Water resources total factor productivity efficiency assessment in China based on Global-Malmquist-Luenberger Index. *Resources Science*, 2013, 35(6): 1229-1237. [赵良仕, 孙才志. 基于 Global-Malmquist-Luenberger 指数的中国水资源全要素生产率增长评价. *资源科学*, 2013, 35(6): 1229-1237.]
- [22] Parent O, Lesage P J. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers. *J. Appl. Econ.*, 2008, 23: 235-256.
- [23] Wang Xinhua, Xu Zhongmin, Long Aihua. Estimation of water footprint of China in 2000. *Journal of Glaciology and Geogryology*, 2005, 27(5): 774-780. [王新华, 徐中民, 龙爱华. 中国 2000 年水足迹的初步计算分析. *冰川冻土*, 2005, 27(5): 774-780.]
- [24] Long Aihua, Xu Zhongmin, Zhang Zhiqiang. Estimate and analysis of water footprint in Northwest China, 2000. *Journal of Glaciology and Geogryology*, 2003, 25(6): 692-700. [龙爱华, 徐中民, 张志强. 西北四省 (区) 2000 年的水资源足迹. *冰川冻土*, 2003, 25(6): 692-700.]
- [25] Ma Jin, Wang Dangxian, Hoekstra A Y et al. Application of the virtual water trade to China's grain security. *Advances in Water Science*, 2006, 17(1): 102-107. [马静, 汪党献, Hoekstra A Y 等. 虚拟水贸易在我国粮食安全问题中的应用. *水科学进展*, 2006, 17(1): 102-107.]

- [26] Hoekstra A Y, Hung P Q. Virtual water trade a quantification of virtual water flows between nations in relation to international corp trade. Value of Water Research Series No.11. The Netherlands: Delft IHE. 2002: 15-17.
- [27] Hoekstra A Y. The concept of 'virtual water' and its applicability in Lebanon//Virtual Water Trade: Proceedings of the International Expert Meeting on Virtual Water Trade. The Netherlands: IHE DELFT, 2003: 171-182.
- [28] Anselin L. Local indicators of spatial association: LISA. *Geographical Analysis*, 1995, 27(2):93-116.
- [29] Baltagi B H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. New York, Chichester, Toronto and Brisbane: Wiley, 2005: 70-74.

Water resource utilization efficiency and its spatial spillover effects measure in China

ZHAO Liangshi, SUN Caizhi, ZHENG Defeng

(Urban and Environment School of Liaoning Normal University, Dalian 116029, Liaoning, China)

Abstract: Based on provincial panel data of water footprint and grey water footprint, and with the help of data envelopment analysis model considering and without considering the undesirable output, this paper estimates the water resources utilization efficiency in China from 1997 to 2011. The spatial weighting matrix based on economy-space distance function is established to discuss spatial autocorrelation of water resources utilization efficiency. With the help of absolute β convergence model, this paper concludes that there exists β convergence in the water resources utilization efficiency. Under the condition of considering and without considering the undesirable output, it takes about 52.6 and 5.6 years respectively to achieve the extent of half of convergence. By mean of the space Durbin econometric model, this paper studies spatial spillover effects of the provincial water resources utilization efficiency in China. The results show that, 1) With considering and without considering the undesirable output, there is significant spatial correlation in provincial water resource efficiency in China. 2) Under the two cases, the spatial autoregressive coefficients (ρ) are 0.278 and 0.507 respectively, at 1% significance level. There exist the spatial spillover effects of provincial water resources utilization efficiency. 3) With considering the undesirable output, these factors of the education funds, the transportation infrastructure, and the proportion of industrial and agricultural water have positive impacts. These factors of foreign direct investment, the industrial added value water consumption in ten thousand yuan, per capita water consumption, and the total precipitation have negative impacts. 4) Without considering the unexpected output, the factor of GDP per labor has a greater positive significant influence on the water resources utilization efficiency. However the facts of industrial added value water consumption in ten thousand yuan and the transportation infrastructure have no significant influence. 5) Regardless of undesirable output of water resources utilization efficiency, the assessment of the present real water resources utilization in China will be distorted and policy-making will be misled. The water efficiency measure considering environmental factors (such as grey water footprint) is more reasonable.

Key words: water resources utilization efficiency; SBM model; undesirable output; space effect; space Durbin econometric model; spillover effects