

引用格式:李俊鹏,郑冯忆,冯中朝.基于公共产品视角的水资源利用效率提升路径研究[J].资源科学,2019,41(1):98-112. [Li J P, Zheng F Y, Feng Z C. Study on the improvement path of water resource utilization efficiency from the perspective of public products[J]. *Resources Science*, 2019, 41(1): 98-112.] DOI :10.18402/resci.2019.01.10

# 基于公共产品视角的水资源利用效率提升路径研究

李俊鹏<sup>1</sup>, 郑冯忆<sup>2</sup>, 冯中朝<sup>1</sup>

(1. 华中农业大学经济管理学院, 武汉 430070; 2. 华中科技大学经济学院, 武汉 430074)

**摘要:**基于可变资本折旧率和考虑非合意产出的SBM模型,本文分别估算了中国省级水利设施资本存量和水资源利用效率。并在控制水资源利用结构、政府管制制度等变量基础上,运用Tobit空间杜宾计量模型(Tobit-SDM)实证分析了中国2002—2016年省级面板数据,以探究水利设施对水资源利用效率的空间影响。分析发现:①水利设施对水资源利用效率的影响存在明显滞后性,且呈“倒U型”;②中国水利设施水平尚处于“倒U型”曲线左侧,即水利设施通过改善地区间水资源配置与降低非合意产出,提高了本地区与其他地区的水资源利用效率,呈现显著正向直接影响与溢出效应。基于此,本文认为地区水利设施建设需置于更广阔的视角,实现区域配套与协同,避免重复或过量的投资与建设,充分利用水利设施的溢出效应。此外,依靠优化产业配置实现水资源利用效率内生增长也是可行措施。

**关键词:**水资源利用效率;水利设施资本存量;空间计量;直接影响;溢出效应

DOI :10.18402/resci.2019.01.10

## 1 引言

水资源匮乏是中国需长期面对的资源问题之一。当前,工业化与城市化进程加速,用水量与废水排放量与日俱增,中国水资源供需矛盾加剧。在此背景下,增加水资源利用的合意产出,减少非合意产出,提高水资源利用效率是应对水资源短缺的根本出路。因而,在准确测算水资源利用效率的基础上,从公共产品视角探究水资源利用效率的提升路径具有重要的现实意义。

水利设施作为重要的公共产品,提高了水资源在空间与产业间的配置效率,满足了地区生产生活水资源需求,保障、推动了人民生活与经济发展<sup>[1]</sup>。且随着经济发展与人民生活水平的提高,社会对水利设施的环保功能需求增加,水利设施的污水处理能力逐渐增强。因而,水利设施会在一定程度上提

高水资源利用效率。但由于水利设施资本存量占比过小,且核算所需数据在较长时间内缺失,长期以来关于水利设施的研究多以其他指标代替或仅局限于具体案例,无法从省级层面对中国水利设施的经济效应作准确而全面考察。1998年以来,尤其是2008年十七届三中全会明确水利建设目标后,为应对频发的自然灾害、满足进入中等收入阶段后经济发展的需要,中国水利建设投入显著增加,水利设施存量形成加速,这为估算水利设施资本存量以及研究其水资源利用效率的提升效应提供了良好的政策背景与历史契机。

考虑到水资源的公共资源属性以及水利设施功能的外溢性,在准确估算水资源利用效率的基础上,采用空间计量模型分析水利设施对水资源利用效率的影响,一方面可以更加贴合地描述各影响因

收稿日期:2018-08-04 修订日期:2018-11-01

基金项目:国家社会科学基金西部项目(15XJY015);国家现代农业产业技术体系建设专项(油菜)(CARS-12)。

作者简介:李俊鹏,男,山东邹平人,博士生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:ljp549@163.com

通讯作者:冯中朝, E-mail: fengzhch@163.com

2019年1月

素对水资源利用效率的影响机制,使相关结论更加稳健;另一方面可以将水资源利用效率提升路径研究置于更广阔的空间视角,以探寻新的可行出路。此外,该研究亦可为指导水利建设提供一定的理论与实证依据。

## 2 文献综述

水资源作为重要的生产、生活要素,其利用效率研究一直为学界热点。李世祥等采用因子分析法评价中国水资源利用效率,发现与地区经济发展水平一致,中国水资源利用效率在地区间表现出明显差异:东部>中部>西部<sup>[2]</sup>。Kaneko等基于1999—2002年中国省级面板数据,采用C-D随机前沿生产函数法(SFA)测算了农业用水效率,并发现气候、土壤等自然因素,以及农田水利设施条件对农业用水效率影响显著<sup>[3]</sup>。相对SFA,数据包络法(DEA)法无需设定具体函数形式,且允许同时考虑多种投入和多种产出,在效率测算方面更具优势。Hu等利用DEA测算了中国水资源利用效率,发现经济发展水平(人均实际收入)对利用效率影响呈现“U”型<sup>[4]</sup>。钱文婧等则在DEA测算的基础上分析了水资源利用效率变动趋势及影响因素<sup>[5]</sup>,其研究结论与李世祥等<sup>[2]</sup>、Hu等<sup>[4]</sup>基本相符。随着研究的逐渐深入,非合意产出被引入效率测算模型,DEA方法也相应出现了诸多改进。马海良等在考虑非合意产出的前提下,采用投入导向的DEA法测算了中国水资源利用效率,亦发现东中西部地区水资源利用效率依次递减<sup>[6]</sup>,同时该研究指出:经济水平、水资源价格对全要素水资源效率有显著的正向作用,而产业结构和政府影响力却有显著的负向影响。陈磊等基于考虑非合意产的DEA法测算、分析得出了相似结论,并进一步指出水资源禀赋对水资源利用效率存在负向影响<sup>[7]</sup>。Sun等<sup>[8]</sup>、Deng等<sup>[9]</sup>、孙才志等<sup>[10]</sup>、丁绪辉等<sup>[11]</sup>、赵良仕等<sup>[12]</sup>均采用考虑非合意产出的SBM模型测算了中国省级水资源利用效率,其中Sun等、Deng等均发现水资源利用效率与地区经济发展水平表现出高度相关性,且主要受对外贸易、劳动投入和水资源投入影响<sup>[8,9]</sup>;孙才志等研究发现水资源环境效率和水资源经济效率具有显著空间相关性,且空间关联性呈现出逐年增强的趋势<sup>[10]</sup>,这也为本研究提供了必要依据。丁绪辉等进一步采

用Tobit模型分析发现经济因素、地区禀赋因素对水资源利用效率具有显著影响<sup>[11]</sup>,俞雅乖等采用超效率DEA-Tobit模型分析亦得出了类似结论<sup>[13]</sup>。赵良仕等则直接采用空间计量方法分析发现,中国水资源利用效率在空间上具有明显空间相关性,且经济发展水平、对外开放程度和工业用水量对其有显著影响<sup>[12]</sup>。

已有成果为深入研究水资源利用效率提升路径奠定了坚实的理论与实证基础,然而仍有诸多不足有待改进:①已有研究均采用资本存量作为水资源利用效率测算投入指标,其主要问题是均假定折旧率时空的恒定性,其估算精度较低<sup>[14]</sup>。此外,补齐后的价格指数也难具备代表性,且无法与已有数据拟合。②在影响因素选取方面,已有研究均选取经济发展水平、水资源禀赋等变量,并证明了其对水资源利用效率的影响。但以上变量对水资源利用效率的影响多是作用于水资源的具体配置、利用,相对水利设施,以上变量的影响相对间接,提高了计量模型存在共线性与内生性的概率。同时,经济发展水平与水资源禀赋度量标准不一,如GDP总量、人均GDP、人均实际收入、第一产业比重、水资源总量、人均水资源占有量等,不同的度量方式导致研究结论有异甚至相悖,其稳健性存疑。③由于水资源的公共产品属性和水利设施作用的溢出性,采用传统Tobit模型分析会低估各因素的作用效果,因而相关结论的可靠性有待商榷。

本研究拟在改进折旧率与价格指数的基础上,准确估算各省资本存量与水利设施资本存量。基于各省资本存量及其他指标,采用考虑非合意产出的SBM法测算各省水资源利用效率。最终,利用基于Tobit模型的空间计量模型分析水利设施对水资源利用效率的影响,以探究其提升路径,为今后水利建设提供必要的理论与实证依据。

## 3 理论分析

水利设施作为地区经济发展水平和水资源禀赋的集中体现,对水资源利用效率的影响更为直接,因而政策指导性更强。依据公共产品理论,基础设施是全要素生产率的重要影响因素,即基础设施提高了其他投入要素的生产率。如图1所示,水利设施通过对水资源的跨区运输与调配,优化了水

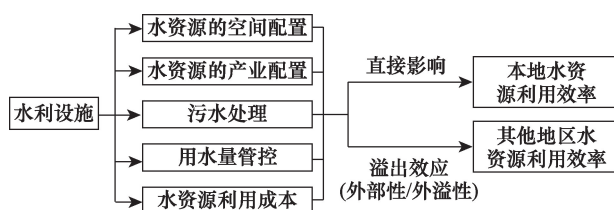


图1 水利设施对水资源利用效率影响理论

Figure 1 Theoretical chart of water conservancy facilities' impact on water resources utilization efficiency

资源在地区间与产业间的配置,促进水资源生产率(指单位用水量产出)提高。同时,水利设施建设推动了节水机制的构建与实施,并通过“用水量管控”实现水资源的集约利用<sup>[5]</sup>。其次,公共产品的投入能够有效弥补“市场失灵”,实现资源配置的“帕累托最优”。具体体现为,水利设施的污水处理及重复利用能力逐渐增强,减少了水资源利用的非合意产出。此外,公共产品调节“市场失灵”的另一方面表现在部分水利建设投资转化为水电费用,增加了用水方的水资源利用成本,迫使用水方改进用水与生产方式,实现节约用水。由以上分析可知,水利设施对水资源利用效率具有正向直接影响<sup>[3]</sup>。另一方面,水利设施的修建提高了用水方水资源的充裕程度,“资源诅咒”的存在,阻碍了水资源利用效率的提高<sup>[5,11]</sup>。水利设施对水资源利用效率的直接影响,则取决于正负影响的强弱。

公共产品理论同时指出,公共产品具有“受益的非排它性”和“消费的非竞争性”,这表明公共产品作用具有较强的外部性。具体而言,水资源的流动性与广布性,决定了水利设施作用具有较强的外部性,且由于大型水利设施的修建范围往往跨省跨区,水利设施的功能具有明显的外溢性<sup>[16]</sup>。具体来看,水利设施修建对污水处理、水资源重复利用的改善具有较强的正外部性,其作用范围并不局限于某一地区。同时,水利设施对水资源配置效率的提升作用也往往具有地区协同性,即某地区水利设施的修建,亦对其他地区水资源的分布产生深远影响。此外,水利设施对某地区用水方式(用水量管控、用水成本、水资源重复利用等)的改善也会通过地区间的模仿、学习而产生外溢效应。综上,可以初步假设:水利设施的修建对其他地区水资源利用效率具有正向溢出效应<sup>[16]</sup>(详见图1)。

与经典计量经济学不同,空间计量经济学假定数据存在空间相关性与异质性,并在计量模型中引入空间权重矩阵以考察空间相关性对经济活动的影响,因而模型更贴近客观事实,为研究不同地理单位之间的空间互动效应,尤其是空间溢出效应提供了有效而稳健的方法<sup>[17]</sup>。通过理论分析可以初步判断,空间计量模型于本研究具有较高的适用性。而适用性以及具体模型形式的最终确定,则需要通过一系列检验判断,相关内容将在下文给出。

## 4 水利设施资本存量估算

目前,对水利设施资本存量的估算仅停留于国家层面<sup>[1]</sup>,尚无省级层面的系统估算。且同诸多基础设施资本存量估算研究一样,水利设施资本存量的估算均假设其折旧率不随时间、空间与基础设施种类变动,导致估算结果存在较大误差<sup>[14]</sup>。此外,1991年之前价格指数选取不具备代表性也是相关研究<sup>[1]</sup>有待改进的重要方面。针对以上问题,省级水利设施资本存量估算指标改进及估算过程具体如下:

### 4.1 估算方法

省级水利设施资本存量的估算具体采用学界广泛认可的永续盘存法(PIM)。Goldsmith在1951年提出的永续盘存法(PIM)<sup>[18]</sup>由于计算简单、对指标数据属性要求低,较为适合中国统计现实,其公式为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it} \quad (1)$$

式中,  $K_{it}$ 、 $K_{it-1}$  分别为省份  $i$  在时期  $t$  和  $t-1$  的水利设施资本存量;  $\delta_{it}$  为省份  $i$  在时期  $t$  的折旧率;  $I_{it}$  为水利设施投资流量。存量与投资流量数据均采用相应指数折算。

### 4.2 数据来源及处理

《中国水利统计年鉴》<sup>[19]</sup>公布了1989年之后各省的水利建设相关数据,为估算分省水利设施资本存量提供了必要基础。由于缺乏水利设施建设交付使用率数据,为尽可能反映水利设施资本存量的实际生成量,我们采用水利基本建设投资完成额数据作为投资流量数据。需要说明的是,由于统计制度和水利设施功能的不断完善,按用途划分的水利基本建设投资统计分项发生了一定变动:



2019年1月

(1)1998年开始细分出“水保及生态投资”,之前则划分到“其他投资”中。

(2)2001年之后“水库投资”不再单列,而是按照其功能并入其他具体用途的投资中。

(3)1986年、1991年分别增加“供水”与“水电”投资统计。

(4)2001年细分出“机构能力建设”与“前期工作”投资。由于以上变动仅为统计分项的细化与调整,而无统计分项的剔除,因而可以认为该数据统计口径是一致的。

此外:

(1)人民群众的投工投劳加速了水利设施资本存量的生成,极大推动了中国水利事业的发展。由于相应数据缺乏,参照方文全等<sup>[1]</sup>的做法,谨慎地以水利基本建设投资完成额的10%计入投资流量中。

(2)小型农田水利设施的修建完善了水利设施体系,是水利设施系统的重要组成部分。《中国水利统计年鉴》<sup>[19]</sup>中水利设施建设投资完成额并未包括该项投资,通过财政部数据申请公开,将该项投资合并入投资完成额中。

#### 4.3 基期资本存量的确定

由于分省水利基本建设投资数据起始年份为1989年,时间跨度较短,因此无法通过基期投资量除以某比例的方法确定基期资本存量。为降低各省投资的波动性及其产生的累积效应的影响,胡李鹏等<sup>[20]</sup>提出了较为可行的解决思路:假设各省基础

建设投资与固定资产投资具有相同的变动趋势,利用固定资产投资增减比例可以构造出各省缺失年份的基础建设投资额,进而可以利用永续盘存法求得各省基期资本存量。按照该思路,利用各省基本建设总投资数据<sup>1)</sup>变动率补齐1952—1988年水利基本建设投资数据,并求得1989年各省水利设施资本存量。

#### 4.4 折旧率的确定

不同基础设施在不同地区以及不同时间的折旧速率显著不同,以往研究较多采用恒定折旧率进行相关核算,偏离了基础设施存量的真实值<sup>[14]</sup>。张军等<sup>[14]</sup>、金戈<sup>[21]</sup>、黄勇峰等<sup>[22]</sup>采用余额折旧法分别估算了建筑、设备和其他费用三类资本的折旧率,然后利用三种基础设施资本存量占比加权获得了基础设施总折旧率。该方法充分考虑了不同基础设施的差异性,但未考虑折旧率在时空上的不同。根据1993年开始实施的《企业财务通则》<sup>[23]</sup>和《企业会计准则》<sup>[24]</sup>,余泳泽<sup>[25]</sup>将三类基础设施的折旧率分为以1993年为分界点的两类,然后参照黄勇峰等<sup>[22]</sup>的方法分别估算两个时间段的基础设施总折旧率。该方法同时考虑了折旧率的基础设施与时间上的差异,但由于缺乏相关数据,未考虑空间(省份)的差异性。本文将以上两种方法结合,同时考虑折旧率在时间、空间与具体基础设施上的变动,利用《中国水利统计年鉴》<sup>[19]</sup>公布的三类基础设施投资完成数据估算了省级水利设施折旧率,结果如表1所示。

表1 省级水利设施折旧率

Table 1 Provincial depreciation rate of water conservancy infrastructure

(%)

省份	1992年之前	1993—2016年	省份	1992年之前	1993—2016年	省份	1992年之前	1993—2016年
北京	10.35	10.19	浙江	8.37	9.40	海南	8.29	9.07
天津	8.60	9.29	安徽	8.56	9.19	四川	9.67	9.23
河北	8.29	9.15	福建	9.10	9.32	贵州	9.33	10.00
山西	8.30	9.79	江西	9.43	9.24	云南	8.26	8.92
内蒙古	8.63	9.64	山东	7.51	8.96	陕西	8.58	9.26
辽宁	8.99	9.85	河南	9.23	9.86	甘肃	7.89	9.16
吉林	8.41	9.04	湖北	9.12	9.46	青海	7.39	8.82
黑龙江	7.35	8.74	湖南	8.17	9.53	宁夏	8.06	9.26
上海	7.29	8.60	广东	8.91	9.31	新疆	8.06	9.63
江苏	8.21	9.19	广西	9.25	10.00			

1) 该数据为统计资料中最接近水利基本建设投资数据,且对比发现1989年之后水利基本建设投资数据与其趋势较为一致。

#### 4.5 价格指数的确定

中国尚未公布1991年之前的固定资产投资价格指数,因此需要借助相关方法补齐。学界对此作了诸多尝试:方文全等<sup>[1]</sup>采用工业出厂价格补齐,黄勇峰等<sup>[22]</sup>采用零售物价指数作为替代,Young<sup>[26]</sup>则采用扣除非固定资产部分的GDP价格指数,以上指数虽然与基础设施投资具有高度的相关性,但无法覆盖其全部信息。张军等利用《中国国内生产总值核算历史资料(1952—1995)》<sup>[27]</sup>数据较为准确的估算了1991年之前的固定资产投资价格指数<sup>[10]</sup>,且与1991年之后的价格指数拟合度较高。参照该文方法,本文重新估算了1952—1990年各省固定资产投资价格指数(1952=1)。基于以上,1989—2016年省级层面的水利设施资本存量(2002=1)估算结果见表2。

### 5 水资源利用效率的测算

#### 5.1 测算方法

各省水资源利用效率的测算选用非合意产出导向的SBM模型。原因在于,传统考虑非合意产出的水资源利用效率测算方法未考虑投入与产出的松弛性问题,其测算结果存在较大偏误。考虑非合意产出的SBM模型解决了一般径向DEA模型中松

弛性导致的无效率问题,使各决策单元(DMU)水资源利用效率具备可比性。基于此,借鉴Tone提出的基于松弛变量的非径向、非角度、考虑非合意产出且规模报酬不变的SBM模型<sup>[28]</sup>,以更加准确的测算各决策单元水资源利用效率。具体决策单元 $(x_0, y_0^g, y_0^b)$ 的SBM模型形式为:

$$\rho = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (2)$$

$$s.t. \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0^g = Y^g \lambda - s^g \\ y_0^b = Y^b \lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases}$$

式中, $s = (s^-, s^g, s^b)$ 为投入、合意产出和非合意产出的松弛量; $\lambda$ 为权重向量; $m$ 、 $s_1$ 、 $s_2$ 分别为每个决策单元投入( $x$ )、期望产出( $y^g$ )、非期望产出( $y^b$ )个数,且 $x \in R^m$ 、 $y^g \in R^{s_1}$ 、 $y^b \in R^{s_2}$ ,其中 $R_m, R_{s_1}, R_{s_2}$ 为实数向量; $X$ 、 $Y^g$ 、 $Y^b$ 分别为投入、合意产出和非合意产出向量,且满足 $X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$ 、 $X > 0$ ,  $Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n}$ 、 $Y^g > 0$ ,  $Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b]$

表2 省级主要年份水利设施资本存量

Table 2 Provincial capital stock of water conservancy infrastructure in main years

(亿元)

省份	2002年	2005年	2010年	2016年	省份	2002年	2005年	2010年	2016年
北京	74.00	84.33	162.64	294.49	山东	171.64	221.52	419.50	1 034.52
天津	58.33	71.36	113.82	196.55	河南	341.79	365.15	558.86	1 143.93
河北	72.25	115.09	329.54	1 110.22	湖北	271.56	278.24	516.32	1 138.14
山西	121.53	132.34	239.05	552.68	湖南	198.29	237.47	333.19	719.53
内蒙古	69.65	106.06	197.01	418.90	广东	277.47	335.14	540.32	1 053.23
辽宁	104.46	128.87	230.62	560.51	广西	112.91	178.46	282.49	701.34
吉林	70.11	88.71	141.06	391.25	四川	200.52	292.74	596.47	1 725.36
黑龙江	112.34	144.81	178.56	658.42	贵州	55.57	63.18	143.44	606.74
上海	85.57	166.63	280.24	520.95	云南	90.48	116.55	266.74	1 205.06
江苏	206.83	260.43	458.39	1 262.58	陕西	85.27	111.23	197.07	705.83
浙江	289.77	395.54	607.04	1 978.85	甘肃	97.14	141.64	213.04	558.31
安徽	174.24	244.40	364.12	755.94	青海	34.95	40.41	57.45	161.88
福建	89.13	105.89	146.97	678.61	宁夏	42.17	62.65	101.94	189.95
江西	106.02	110.96	219.80	607.67	新疆	112.97	249.64	462.81	951.98

注:(1)由于用于实证分析的面板数据时间跨度为2002—2016年,此处仅列出2002年之后主要年份存量;(2)为便于研究,本文对空间单元进行了调整,具体调整方法见下文。

2019年1月

$\in R^{2 \times n}$ 、 $Y^b > 0$ ;  $\rho$  为水资源利用效率,其取值为[0, 1]。由上式知,当且仅当  $s^- = s^b = s^g = 0$ , 即当  $\rho$  取值为1时,决策单元有效。当  $0 < \rho < 1$  时,决策单元存在效率损失,具备改进空间。

## 5.2 测算指标选择

按照水资源利用的实际情况,基于前人研究,水资源利用效率的测算主要从产出与投入角度选定相关指标,具体包括:水资源投入、劳动力投入、资本投入、非合意产出和合意产出。

(1)水资源投入。选取各省用水总量作为水资源投入的描述<sup>[11]</sup>,该指标为工业用水、农业用水、生活用水和生态用水总和。

(2)劳动力投入。已有研究,如丁绪辉等采用各省年底城乡从业人员数量表示<sup>[11]</sup>。但由于劳动力具有较强的流动性,年底从业人员数量未必为本年度劳动力实际投入。为准确衡量各省劳动力投入,采用各省上年末与本年末城乡从业人员数量平均值作为衡量<sup>[6]</sup>。

(3)资本投入。已有研究多未考虑资本折旧率变动性,资本存量估算值误差较大。张健华等通过对不同时期各省份资本折旧可能取值与国家公布值作最小二乘法回归以确定最优折旧率,较为准确地估算了1979—2010年各省资本存量<sup>[29]</sup>。该方法

充分考虑了折旧率的时空差异性,参照该思路,本研究重新估算了1979—2016年省级资本存量,结果如表3所示。

(4)非合意产出。目前用于描述水资源利用非合意产出的指标有两套:①废水中化学需氧量(COD)排放量和氨氮物排放量<sup>[30]</sup>;②废水总排放量<sup>[6,11]</sup>。由于废水中除以上两种污染物之外,还含有大量的石油类、挥发酚、铅、汞等污染物,且地区间污染物种类与排放量具有较大差异,因而相对于第二类数据,第一类数据无法涵盖水资源利用非合意产出的主要信息,故此处采用各省废水总排放量作为非合意产出。

(5)合意产出。参照前人研究,选取各省实际GDP作为合意产出<sup>[6,11,30]</sup>。为消除价格影响,利用地区生产总值指数做相应平减(2002=1)。

以上指标数据均来源于中国国家统计局分省年度数据库<sup>[31]</sup>,个别缺失数据采用各省统计年鉴数据补齐。需要说明的是,本研究时间段定为2002—2016年,原因在于:国家公布的各省废水总排放量最早到2002年,且用于估算各省水利设施资本存量数据最新到2016年。同时,由于数据缺失,未考虑西藏及港澳台地区。且为保持空间单元一致,将重庆市、海南省分别并入四川省和广东省。利用以上

表3 省级主要年份资本存量

Table 3 Provincial capital stock in main years

(万亿元)

省份	2002年	2005年	2010年	2016年	省份	2002年	2005年	2010年	2016年
北京	1.051	1.533	2.732	4.652	山东	1.945	3.429	8.213	20.316
天津	0.488	0.734	1.930	5.248	河南	1.117	1.781	5.281	14.721
河北	1.384	2.051	5.191	13.562	湖北	0.984	1.381	3.203	9.617
山西	0.497	0.792	1.958	5.446	湖南	0.872	1.278	3.036	8.901
内蒙古	0.378	0.815	2.740	7.056	广东	2.125	3.075	5.819	12.404
辽宁	1.085	1.704	4.974	10.242	广西	0.500	0.758	2.204	6.824
吉林	0.486	0.749	2.469	6.007	四川	1.399	2.342	6.210	16.628
黑龙江	0.683	0.934	2.148	4.984	贵州	0.329	0.509	1.134	4.110
上海	1.452	1.931	3.001	4.120	云南	0.559	0.815	1.910	5.398
江苏	2.039	3.338	7.846	19.135	陕西	0.644	0.969	2.579	7.686
浙江	1.676	2.862	5.589	12.414	甘肃	0.340	0.472	1.025	3.319
安徽	0.665	1.058	3.352	9.661	青海	0.137	0.201	0.410	1.287
福建	0.829	1.216	2.991	9.017	宁夏	0.140	0.225	0.515	1.485
江西	0.446	0.814	2.423	6.738	新疆	0.573	0.824	1.561	4.394

注:由于水资源利用效率估算时间段为2002—2016年,故此处仅给出2002年之后的估算结果(2002=1)。

指标,借助SBM法估算得2002—2016年省级层面水资源利用效率,结果见表4。

从分省层面来看,经济发达地区北京、天津、上海、江苏、浙江、山东、广东水资源利用效率较高,这与马海良等<sup>[6]</sup>的测算结果较为一致。此外,作为中国重要水系发源地,较大的水资源保护力度<sup>1)</sup>使青海省水资源利用效率保持较高水平。从地区层面看,水资源利用效率整体呈现东部、中部、西部地区依次递减的趋势,这再次验证了李世祥等<sup>[2]</sup>、马海良等<sup>[6]</sup>的研究结论。而从时间维度看,2002—2016年大部分省份水资源利用效率表现出先升后降的趋势,这与钱文婧等<sup>[5]</sup>、马海良等<sup>[6]</sup>测算结果一致。

## 6 空间计量模型构建

鉴于水资源的流动性与水利设施功能的空间溢出性,本文采用空间计量模型实证分析水利设施对水资源利用效率的影响。且考虑到因变量“水资源利用效率(*effi*)”取值范围为[0,1],属于受限变量,因而利用基于Tobit模型的空间计量模型更为稳健。

### 6.1 空间计量模型

(1)空间计量模型选择。空间计量模型主要包括空间滞后模型(Spatial Lag Model, SAR)、空间误

差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM),其Tobit变形式分别为:

$$y_{it}^* = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^* + x'_{it} \beta + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it}^* = x'_{it} \beta + v_i + \psi_{it} \quad (4)$$

$$\psi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \psi_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$y_{it}^* = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^* + x'_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x'_{jt} \theta + v_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中,  $y^*$  为被解释变量的潜变量,满足  $y_{it} = y_{it}^* I(y_{it}^* > 0)$ , 其中  $I$  为单位矩阵;  $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  的元素;  $y_{it}^*$  为时间  $t$  空间单元  $i$  的被解释变量潜变量;  $y_{jt}^*$  为时间  $t$  除空间单元  $i$  之外的空间单元被解释变量的潜变量;  $\delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^*$  为除  $i$  之外空间单元对  $i$  的交互影响;  $\delta$  为反映交互影响强度的未知参数;  $x'_{it}$  为解释变量;  $\beta$  为系数向量;  $\psi_{it}$ 、 $\psi_{jt}$  为随机误差项;  $\varepsilon_{it}$  为服从独立同分布的误差项;  $v_i$  为空间效应,  $\rho$  为空间相关系数;  $x'_{jt}$  为空间单位  $j$  的空间滞后外生变量;  $\theta$  为待估系数向量。

为确定最稳健的空间计量模型,需借助拉格朗

表4 省级主要年份水资源利用效率

Table 4 Provincial water resources utilization efficiency in the main years

省份	2002年	2005年	2010年	2016年	省份	2002年	2005年	2010年	2016年
北京	1.000	1.000	1.000	1.000	山东	1.000	1.000	1.000	1.000
天津	1.000	1.000	1.000	1.000	河南	0.587	0.707	0.517	0.354
河北	0.576	0.602	0.607	0.377	湖北	0.361	0.406	0.370	0.272
山西	0.598	0.592	0.554	0.370	湖南	0.398	0.422	0.367	0.254
内蒙古	1.000	0.464	0.384	0.268	广东	1.000	1.000	1.000	1.000
辽宁	0.771	0.565	0.536	0.315	广西	0.390	0.359	0.281	0.228
吉林	0.602	0.474	0.403	0.359	四川	0.474	0.448	0.458	0.340
黑龙江	0.637	1.000	0.487	0.328	贵州	0.383	0.410	0.456	0.328
上海	1.000	1.000	1.000	1.000	云南	0.395	0.400	0.394	0.263
江苏	0.689	0.738	1.000	1.000	陕西	0.403	0.425	0.425	0.311
浙江	0.841	0.736	0.858	0.901	甘肃	0.413	0.461	0.489	0.343
安徽	0.501	0.432	0.281	0.197	青海	1.000	1.000	1.000	1.000
福建	0.758	0.595	0.407	0.296	宁夏	1.000	0.640	0.674	0.729
江西	0.593	0.377	0.314	0.231	新疆	0.404	0.395	0.436	0.299

1) 青海省在水资源保护方面做了大量工作,如2004—2016年青海省自然保护区面积占行政区划面积比重平均为29.94%(作者根据国家统计局分省年度数据库<sup>[31]</sup>数据计算得来)。



2019年1月

日乘数(Lagrange Multiplier, LM)检验、稳健拉格朗日乘数检验对SAR与SEM的适用性进行检验,其原假设为“传统计量模型优于空间计量模型”。若SAR或SEM通过检验,一方面说明相较于传统计量模型,空间计量模型更稳健;另一方面说明需要进一步通过Wald检验判定更广义的SDM的适用性。而对于固定效应模型存在的参数偏误,参照Lee等<sup>[32]</sup>的方法修正。

(2)效应分解。需要指出的是,由于空间效应的存在,以上空间计量模型回归系数无法直接作为反映自变量影响的边际效应<sup>[17]</sup>。为解决这一问题,需进一步估计自变量的“直接影响”与“溢出效应”。参照LeSage等<sup>[33]</sup>的研究,具体利用极大似然估计得到的“方差-协方差矩阵”进行效应分解。

## 6.2 变量选择

(1)因变量。选择各省水资源利用效率(*effi*)作为因变量。

(2)核心自变量。为准确衡量水利设施对水资源利用效率的影响,采用第4部分估算的各省水利设施资本存量(2002=1)作为核心自变量(*infra*)。考虑到水利设施可能存在的非线性影响,引入水利设施资本存量的平方项(*infra*<sup>2</sup>)。因水利投资滞后性以及水利工程建设工期较长,水利设施作用存在时滞性。对此,根据中国水利现实与相关检验方法

确定其滞后期数。

(3)控制变量。参照前人研究,从技术水平、政府管制力度、水资源利用结构、进出口需求等方面选取控制变量。

① 技术水平(*tech*)。技术进步有利于改进生产与水资源利用方式,推动水资源利用效率的提高。参照已有研究,选择地方财政科学技术支出作为技术水平的表征值<sup>[13]</sup>。

② 政府管制力度(*regu*)。地方政府在基础设施建设、水利政策执行、水污染治理、产业转型引导等方面发挥重要作用,对水资源利用效率产生显著影响。已有研究多采用地方农林水务支出在一般支出预算中的比重作为衡量<sup>[6,11]</sup>。需要说明的是:一方面该数据与模型核心变量“水利设施资本存量”存在较强的共线性,于此处不适用;另一方面,该指标无法体现地方政府的纯政策性影响,其回归结果存在偏误。基于以上原因,采用由废水中主要污染物(化学需氧量排放量和氨氮物排放量)线性标准化与等权加和平均计算得来的污染排放强度的倒数作为地方政府管制力度<sup>[34]</sup>。具体结果详见表5。

③ 水资源利用结构(*stru*)。不同用途的水资源利用效率存在显著差异,因而有必要控制水资源利用结构对利用效率的影响。马海良等采用第一产业产值占总产值比重表示<sup>[6]</sup>,俞雅乖等选择农业用

表5 省级主要年份管制力度

Table 5 Provincial government regulation

省份	2002年	2005年	2010年	2016年	省份	2002年	2005年	2010年	2016年
北京	3.190	5.478	12.577	8.389	山东	1.428	1.865	4.369	5.187
天津	2.071	1.899	2.264	4.529	河南	1.617	1.548	3.144	4.703
河北	1.343	1.632	2.775	3.331	湖北	1.737	1.814	2.591	2.568
山西	1.376	1.189	1.662	2.893	湖南	1.558	1.387	1.866	2.335
内蒙古	0.857	0.676	1.389	3.239	广东	2.882	3.775	4.754	5.028
辽宁	1.505	1.448	2.182	3.507	广西	1.419	1.447	2.582	2.474
吉林	1.203	1.325	1.918	2.694	四川	1.772	2.276	2.357	3.107
黑龙江	1.193	1.096	1.403	2.029	贵州	1.461	1.463	1.758	1.919
上海	4.007	3.865	7.880	5.600	云南	1.446	1.692	2.155	2.522
江苏	3.602	3.501	5.470	4.450	陕西	1.262	1.436	1.992	5.068
浙江	2.166	2.993	6.659	4.676	甘肃	0.897	0.802	1.291	1.814
安徽	1.625	1.700	2.425	2.571	青海	1.742	1.432	1.416	1.754
福建	2.169	2.640	4.729	2.966	宁夏	0.960	1.161	1.723	1.715
江西	1.568	1.651	2.330	2.084	新疆	1.221	1.345	1.573	2.121



水总量、工业用水总量、生活用水总量和生态用水总量作为表征<sup>[13]</sup>,丁绪辉等则采用农业产值比重与工业产值比重表示<sup>[11]</sup>。采用产值比重作为表示,因含有无关信息而导致估计有偏。而同时采用多项指标表示,因各指标之间较强的相关性而导致变量之间存在共线性。为克服以上问题,采用工业与农业生产用水之和占总用水量比重表示。

④ 进出口需求(*inex*)。参照前人研究,模型亦引入了各省进出口需求变量<sup>[5,11]</sup>。原因在于,高耗水、高污染产品的进出口对中国相应产品具有替代与促进作用,显著影响水资源利用效率。本研究具体用各省进出口额表示。

⑤ 空间权重矩阵(*W*)。目前广泛采用的空间权重矩阵分为两类:社会经济特征空间权重矩阵和地理特征空间权重矩阵。由于经济因素的非恒定性,社会经济特征空间权重矩阵往往采用具体经济因素在考察时间段的均值权重作为元素。该方法一方面导致经济信息的损失,另一方面因权重经济因素与模型其他经济指标的相关性而产生潜在的共线性或内生性,故无法准确衡量经济因素的影响。地理特征空间权重矩阵可细分为反映空间单元是否相邻的“0-1矩阵”(相邻为1,不相邻为0)和反映空间效应衰减的空间距离矩阵。因水资源的流动性和水利设施空间效应的广泛性,“0-1矩阵”相对粗糙。考虑到空间溢出效应随距离增大而衰减的特点,以及对误差的稳健性,采用由空间单元中心距离平方倒数为元素的空间权重矩阵<sup>[35]</sup>,并以“0-1矩阵”作为替代进行稳健性检验。

以上数据均来源于中国国家统计局分省年度数据库<sup>[31]</sup>与《中国水利统计年鉴》<sup>[19]</sup>,个别缺失数据

则采用各省统计年鉴补齐。各变量描述性统计分析见表6。

### 6.3 稳健性检验方法

为提高分析结果及所得结论的可信度,有必要对回归结果作稳健性检验。常用的稳健性检验方法主要分为三种:子样本回归、替换关键变量和改变回归方法。由于样本量较少,子样本回归法易增大回归结果的误差,该方法于本研究不适用。故主要采用后两种方法作稳健性检验,具体为:① 采用“0-1矩阵”替换“距离平方倒数矩阵”;② 采用SEM模型、SAR模型和不包含空间效应的Tobit模型作回归分析。此外,逐步回归可以衡量水利设施资本存量平方项的影响,亦可作为回归稳健性的重要参考。

## 7 实证分析

### 7.1 滞后期数选定

鉴于水利设施效用发挥的滞后性,已有研究根据其建设周期,将其滞后期设为2年<sup>[36]</sup>。为准确衡量水利设施的滞后效应,本文将滞后期可能区间设为[0, 6]年。考虑到滞后期内新增水利资本存量无法发挥效应,且为避免多重共线性,计量模型未考虑滞后期内的资本存量,故诸多备择模型为非嵌套模型。赤池信息准则(AIC)和贝叶斯信息准则(BIC)常用于判断非嵌套模型的优劣<sup>[37]</sup>,本文以Tobit模型为基准模型,利用AIC和BIC对水利设施作用滞后期进行选取。由表7结果知,AIC与BIC结果均在滞后二期时最小,表明以存量表征的水利设施效用滞后期为2,这与郭卫东等<sup>[36]</sup>结论一致。

### 7.2 模型诊断

实证部分具体采用Stata13.1软件对相关数据

表6 变量描述性统计分析

Table 6 Descriptive statistical analysis of variables

指标(变量)/单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
水资源利用效率( <i>effi</i> )	420	0.459	0.248	0.176	1.000
水利设施资本存量( <i>infra</i> )/亿元	420	339.172	300.521	34.946	1 978.855
进出口需求( <i>inex</i> )/亿美元	420	936.184	1 740.000	1.966	11 100.000
水资源利用结构( <i>stru</i> )/%	420	0.839	0.093	0.253	0.979
政府管制力度( <i>regu</i> )	420	2.139	1.461	0.585	12.577
技术水平( <i>tech</i> )/%	420	47.110	67.819	0.936	58.883
空间距离权重矩阵( <i>W<sub>1</sub></i> )	以空间单元中心距离平方倒数为构成元素				
空间相邻权重矩阵( <i>W<sub>2</sub></i> )	以0、1为构成元素(相邻为1,不相邻为0,空间单元自身为0)				

2019年1月

表7 AIC与BIC检验结果

Table 7 Results of AIC test &amp; BIC test

滞后期数	AIC	BIC
当期	592.026	623.203
滞后一期	560.471	591.357
滞后二期	488.797	519.381
滞后三期	511.217	541.487
滞后四期	497.128	527.072
滞后五期	500.125	529.729
滞后六期	489.728	519.976

进行分析,涉及的语句为埃及学者 Shehata 等编制的“spcs2xt”、“sptobitsarxt”、“sptobitsemxt”和“sptobits-dmxt”命令<sup>[38]</sup>。表8检验结果说明 SAR 模型与 SEM 模型均通过检验,因而需要通过 Wald 检验判定 SDM 的适用性。

表9汇报的 Wald 检验统计量均在 1%水平上显著,说明相对于 SAR 与 SEM 模型,SDM 更适用。在此基础上,本文利用 Tobit-SDM 模型实证分析了水利设施对水资源利用效率的影响。对比传统 Tobit 模型、Tobit-SDM(不含二次项)、Tobit-SDM(含二次项)、Tobit-SEM、Tobit-SAR 回归结果发现,各变量影响方向、显著程度较为一致,说明回归结果较为稳健,所得结论可信度较高。

Elhorst 指出:由于溢出效应的存在,空间杜宾模型回归结果无法解释为自变量的边际效应<sup>[13]</sup>,但可以作为各变量作用的初步判断,即:

(1)嵌套模型 LR 检验指标在 1%水平下显著,表明非限制模型(含平方项 SDM)优于限制模型(仅含一次项 SDM)<sup>[36]</sup>,加入水利设施资本存量平方项是合理的。

(2)水利设施资本存量平方项在诸空间计量模型中均在 5%水平下负向显著,表明水利设施对水资源利用效率影响呈“倒 U 型”。当水利设施资本

存量水平较低时,其水平提高对水资源利用效率表现出促进效应;当突破某一阈值时,水利设施资本存量增加,则因其“边际效应递减率”和对其他投资的“挤出效应”而降低了水资源利用的合意产出,进而阻碍水资源利用效率的提高。且由水利设施资本存量一次项系数可知,目前中国水利设施资本存量水平尚在阈值左侧。

(3)水利设施资本存量一次项、进出口需求对本地水资源利用效率存在正向影响,水利设施资本存量和进出口需求、生产用水比例分别存在正向与负向溢出效应,这初步证明了前文判断。

(4)滞后两期的水利设施资本存量(含其平方项)均显著,且其作用方向均符合实际情况与经济理论,说明水利设施发挥效应确实存在显著的滞后效应。

### 7.3 效应分解

为准确衡量各因素的作用机制,本文度量了各自变量的直接影响与溢出效应(见表 10)。出于稳健性检验目的,表 10 同时给出了采用“0-1 矩阵”的 SDM 模型估计结果,对比可知估计结果是稳健而有效的。根据估计结果,水利设施资本存量平方项仅存在显著负向直接影响,其一次项存在显著正向的直接影响与溢出效应;进出口需求存在显著正向直接影响与负向溢出效应;水资源利用结构则存在显著负向直接影响和溢出效应。

水利设施的影响表明,地区水利设施的修建一方面改善了当地的供水能力,优化了水资源的配置,使更多的水资源配置于利用效率高的地区与产业,提高了地区整体水资源利用的合意产出。另一方面,水利设施的修建加强了当地的污水处理能力和水资源重复利用能力,降低了水资源利用的非合意产出。同时,水利设施建设成本部分转嫁于水资

表8 LM 检验结果

Table 8 Results of LM test

模型分类	Tobit 模型	空间效应	时间效应	空间和时间效应
变量空间滞后影响统计量	19.71***	17.81***	7.39***	3.15*
变量空间滞后影响统计量(稳健)	3.83**	25.24***	18.38***	6.60***
空间误差自相关影响统计量	26.86***	2.90*	14.96***	1.28
空间误差自相关影响统计量(稳健)	10.99***	10.34***	25.95***	4.73**

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

表9 空间杜宾模型回归结果

Table 9 Results of SDM

变量	传统Tobit	SDM	SDM	SDM(0-1 矩阵)	SEM	SAR
$infra^2_{(t-2)}$	-0.002 (-0.11)	-	-0.072*** (-3.28)	-0.039** (-2.17)	-0.126** (-2.14)	-0.127*** (-3.14)
$infra_{(t-2)}$	0.086* (1.71)	0.324*** (5.10)	0.731*** (5.57)	0.399** (2.34)	0.170*** (2.61)	0.171*** (3.82)
$inex$	0.200*** (3.83)	0.227*** (3.18)	0.448*** (6.82)	0.203*** (3.17)	0.111*** (3.54)	0.108*** (6.37)
$stru$	-0.033 (-0.48)	-0.390*** (-5.24)	-0.113** (-2.04)	-0.063 (-0.86)	0.022 (0.76)	0.025 (1.01)
$regu$	0.118 (2.14)	-0.031 (-0.72)	-0.001 (-0.02)	-0.042 (-1.05)	0.086*** (2.97)	0.088*** (3.34)
$tech$	-0.292*** (-3.80)	-0.207*** (-4.30)	-0.036 (-0.46)	0.015 (0.35)	-0.059 (-1.20)	-0.052 (-1.50)
$W \times infra^2_{(t-2)}$	-	-	-0.053 (-1.04)	0.031 (0.68)	-	-
$W \times infra_{(t-2)}$	-	0.229 (1.34)	1.109*** (3.54)	0.582* (1.51)	-	-
$W \times inex$	-	-0.257 (-1.09)	-1.013*** (-4.08)	-0.284** (-2.22)	-	-
$W \times stru$	-	-0.462*** (-3.51)	-0.613*** (-5.58)	0.103 (0.77)	-	-
$W \times regu$	-	0.082 (1.03)	-0.202 (-1.55)	-0.036 (-0.54)	-	-
$W \times tech$	-	-0.099 (-0.65)	-0.237 (-1.06)	-0.009 (-0.09)	-	-
相关系数平方 $corr^2$	-	0.175	0.632	0.484	-	-
$R^2$	0.535	0.900	0.922	0.920	0.144	0.142
对数似然值	-332.80	-91.51	-333.38	-115.31	-35.02	-34.76
LR-test	-	42.93(0.000)	-	-	-	-
Wald内生变量空间滞后统计检验量	-	28.816***	16.904***	30.966***	-	-
Wald误差项空间自回归统计检验量	-	26.877***	16.918***	30.802***	-	-

注:(1)传统Tobit模型回归结果括号内为*t*值,空间计量模型回归结果括号内为*z*值;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在10%、5%、1%水平下显著;  
(3) $infra_{(t-2)}$ , $infra^2_{(t-2)}$ 分别表示滞后两期的水利设施资本存量的一次项和二次项。

表10 变量直接影响与溢出效应

Table 10 Direct influence and spillover effect of variables

变量	SDM(误差纠正)		SDM(0-1 矩阵)	
	直接影响	溢出效应	直接影响	溢出效应
$infra^2_{(t-2)}$	-0.072*** (-3.24)	-0.064 (-1.14)	-0.037* (-2.03)	0.031 (0.63)
$infra_{(t-2)}$	0.740*** (5.60)	1.258*** (3.62)	0.407** (2.34)	0.666* (1.62)
$inex$	0.436*** (6.48)	-1.046*** (-3.70)	0.196*** (3.02)	-0.284** (-2.05)
$stru$	-0.101* (-1.85)	-0.646*** (-5.37)	-0.058 (-0.79)	0.099 (0.67)
$regu$	-0.004 (-0.07)	-0.218 (-1.56)	-0.043 (-1.09)	-0.046 (-0.62)
$tech$	-0.041 (-0.50)	-0.257 (-1.05)	0.016 (0.37)	-0.008 (-0.08)

注:(1)括号内为*t*检验统计量;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在10%、5%、1%水平下显著; $infra_{(t-2)}$ , $infra^2_{(t-2)}$ 分别表示滞后两期的水利设施资本存量的一次项和二次项。

源使用者,一定程度上推动了水资源的集约利用,提高了水资源利用效率。以上作用具有较强的正的外部性和外溢效应,故水利设施的作用同时表现为直接影响与溢出效应。而当水利设施资本存量过量时,水资源配置效率、污水处理能力已经饱和,其负向影响主要体现于对当地的合意产出提高的阻碍作用,对其他地区的水资源利用效率影响则较小,故水利设施资本存量平方项仅存在显著负向直接影响。

控制变量中:

(1)进出口需求的直接影响则验证了之前的判断,即高耗水、高污染产品的进口对中国相应产品具有替代作用,这与钱文婧等<sup>[5]</sup>、丁绪辉等<sup>[11]</sup>



2019年1月

的研究结论较为一致。同时,进口量一定的情况下,某地区进口量越多,其他地区进口量越少,这促进了其他地区高耗水、高污染产品对的生产,故此时进出口需求表现为负的溢出效应。

(2)水资源利用结构的直接影响负向显著,说明中国工业生产与农业生产中水资源投入冗余的局面未有根本性扭转,用水方式仍较为粗放<sup>[6,11]</sup>。其负的溢出效应则表明中国工农业生产具有集聚效应,某地区生产性用水比例越高,通过用水方式的外溢效应导致其他地区水资源利用效率降低。

(3)地区科技水平的提高,当地净水能力、供水能力以及水资源生产效率随之提高,技术水平理应表现出正向的直接影响与溢出效应。但估计结果与预期相反,其可能原因是,一方面中国科技水平较低,特别是水污染处理的尖端核心技术仍掌握于发达国家,科技研发成本较高;另一方面则是中国科技成果转化能力较弱,相应技术因成本较高而无法实际应用,科技投入产出率较低。这在一定程度上验证了俞雅乖等<sup>[13]</sup>的研究结论。

(4)此外,政府管制力度不显著,且作用方向与预期有偏。则说明目前中国行政层面的环境规制尚未实现标本兼治和区域协同,效率较低<sup>[6]</sup>。

## 8 结论与启示

本研究利用可变资本折旧率,首次估算了省级1989—2016年水利设施资本存量(2002=1),并采用考虑非合意产出的SBM模型重新测算了各省2002—2016年水资源利用效率。以水利设施资本存量作为核心自变量,采用Tobit空间杜宾模型(Tobit-SDM)回归分析了各因素对水资源利用效率的影响以探索其提升路径。研究发现,水利设施通过改善供水能力、提高水资源配置效率、改善用水方式和提高用水成本而具有显著正向直接影响,且由于水利设施作用存在较强的正的外部性和外溢效应,其同时具有显著正向溢出效应。但水利投资滞后性以及建设工期的存在,导致水利设施对水资源利用效率影响存在明显滞后性。且因“边际效用递减律”和“投资挤出效应”,水利设施影响呈“倒U型”。目前,中国科技水平较低,且转化难度较大,技术水平未表现出正向直接影响与溢出效应。进

出口需求变量则因对中国高耗水、高污染产品的替代作用和地区间进口量的关联性,而表现出显著正的直接效应和负的溢出效应。政府规制往往是地方政府行为,未实现地区协同,其直接影响与溢出效应均不显著。此外,中国生产性用水方式仍较为粗放,水资源利用结构表现为显著负向的直接影响和溢出效应。

在供给侧结构性改革的大背景下,提高水资源利用效率是实现经济又好又快发展的切题举措,建设并改善水利设施则为提高水资源利用效率提供了新的维度与途径。鉴于目前地区水利设施正的直接效应,地区水利设施建设需置于更广阔的视角,避免重复投资与建设,实现区域配套与协同。同时,地区水利设施建设应根据自身经济水平、资源禀赋确定合理的投资区间,以防止水利设施作用落入“倒U型”曲线右半区。此外,依靠产业优化配置实现水资源利用效率内生增长也是可行措施。

## 参考文献(References):

- [1] 方文全, 张勋. 中国经济增长中的公共资本外溢—来自水利基础设施价值的疑问与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, (12): 126—139. [Fang W Q, Zhang X. Public capital spillovers in China's economic growth[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2013, (12): 126—139.]
- [2] 李世祥, 成金华, 吴巧生. 中国水资源利用效率区域差异分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2008, 18(3): 215—220. [Li S X, Cheng J H, Wu Q S. Regional difference of the efficiency of water usage in China[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2008, 18(3): 215—220.]
- [3] Kaneko S, Tanaka K, Toyota T, et al. Water efficiency of agricultural production in China: regional comparison from 1999 to 2002[J]. *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*, 2004, (3): 231—251.
- [4] Hu J L, Wang S C. Total-factor water efficiency of regions in China[J]. *Resources Policy*, 2006, 31(4): 217—230.
- [5] 钱文婧, 贺灿飞. 中国水资源利用效率区域差异及影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(2): 54—60. [Qian W J, He C F. China's regional difference of water resource use efficiency and influencing factor[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2011, 21(2): 54—60.]
- [6] 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 C, 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. ]
- [7] 陈磊, 吴继贵, 王应明. 基于空间视角的水资源经济环境效率评价[J]. 地理科学, 2015, 35(12): 1568–1574. [Chen L, Wu J G, Wang Y M. Efficiency evaluation of water resource–economic–environment system based on spatial perspective[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2015, 35(12): 1568–1574. ]
- [8] Sun C, Zhao L, Zou W, *et al.* Water resource utilization efficiency and spatial spillover effects in China[J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2014, 24(5): 771–788.
- [9] Deng G, Li L, Song Y. Provincial water use efficiency measurement and factor analysis in China: based on SBM–DEA model[J]. *Ecological Indicators*, 2016, 69: 12–18.
- [10] 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. [Sun C Z, Jiang K, Zhao L S. Measurement of green efficiency of water utilization and its spatial pattern in China[J]. *Journal of Natural Resources*, 2017, (12): 1999–2011. ]
- [11] 丁绪辉, 贺菊花, 王柳元. 考虑非合意产出的省际水资源利用效率及驱动因素研究—基于SE–SBM与Tobit模型的考察[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(1): 157–164. [Ding X H, He J H, Wang L Y. Interprovincial water resources utilization efficiency and its driving factors considering undesirable outputs[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(1): 157–164. ]
- [12] 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, Liu F C. 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. ]
- [13] 俞雅乖, 刘玲燕. 中国水资源效率的区域差异及影响因素分析[J]. 经济地理, 2017, 37(7): 12–19. [Yu Y G, Liu L Y. Regional differences and influence factors of water resource efficiency in China: based on super efficiency DEA–Tobit[J]. *Economic Geography*, 2017, 37(7): 12–19. ]
- [14] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952–2000[J]. 经济研究, 2004, (10): 35–44. [Zhang J, Wu G Y, Zhang J P. The estimation of China's provincial capital stock: 1952–2000[J]. *Economic Research Journal*, 2004, (10): 35–44. ]
- [15] 朱尔明, 赵广和. 中国水利发展战略研究[M]. 北京: 水利水电出版社, 2002. [Zhu E M, Zhao G H. Study on China's Water Resources Development Strategy[M]. Beijing: Water Resources and Electric Power Press, 2002. ]
- [16] 曾福生, 郭珍, 李飞, 等. 农业基础设施供给绩效评价: 基于“双QE”框架[M]. 北京: 经济管理出版社, 2016. [Zeng F S, Guo Z, Li F, *et al.* Performance Evaluation of Agricultural Infrastructure Supply: Based on "Double QE" Framework[M]. Beijing: Economy & Management Publishing House, 2016. ]
- [17] Elhorst J P. Spatial Econometrics: From Cross–Sectional Data to Spatial Panels[M]. Berlin: Springer Berlin Heidelberg, 2014.
- [18] Goldsmith R W. A Perpetual Inventory of National Wealth, Studies in Income and Wealth[M], Nber Working Papers, 1951, 14: 5–74.
- [19] 中华人民共和国水利部. 中国水利统计年鉴[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 1990–2017. [The Ministry of Water Resources of the People's Republic of China. China Water Statistical Yearbook [M]. Beijing: China Water & Power Press, 1990–2017. ]
- [20] 胡李鹏, 樊纲, 徐建国. 中国基础设施存量的再测算[J]. 经济研究, 2016, (8): 172–186. [Hu L P, Fan G, Xu J G. Revised estimation of China's infrastructure capital stock[J]. *Economic Research Journal*, 2016, (8): 172–186. ]
- [21] 金戈. 中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算[J]. 经济研究, 2016, (5): 41–56. [Jin G. Infrastructure and non–infrastructure capital stocks in China and their productivity: a new estimate[J]. *Economic Research Journal*, 2016, (5): 41–56. ]
- [22] 黄勇峰, 任若恩, 刘晓生. 中国制造业资本存量永续盘存法估计[J]. 经济学(季刊), 2002, (2): 377–396. [Huang Y F, Ren R E, Liu X S. Capital stock estimates in Chinese manufacturing by perpetual inventory approach[J]. *China Economic Quarterly*, 2002, (2): 377–396. ]
- [23] 中华人民共和国财政部. 企业财务通则[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2006. [The Ministry of Finance of the People's Republic of China. General Rules on Financial Affairs of Enterprises[M]. Beijing: China Financial & Economic Publishing House, 2006. ]
- [24] 中华人民共和国财政部. 企业会计准则[M]. 北京: 经济科学出版社, 2006. [The Ministry of Finance of the People's Republic of China. Accounting Standards for Enterprises[M]. Beijing: Economic Science Press, 2006. ]
- [25] 余泳泽. 异质性视角下中国省际全要素生产率再估算: 1978–2012[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(3): 1051–1072. [Yu Y Z. Re–estimation of total factor productivity in China from the perspective of heterogeneity: 1978–2012[J]. *China Economic Quarterly*, 2017, 16(3): 1051–1072. ]
- [26] Young A. Gold into base metals: productivity growth in the people's republic of China during the reform period[J]. *Nber Working Papers*, 2000, 111(6): 1220–1261.
- [27] 中国国家统计局国民经济核算司. 中国国内生产总值核算历史资料(1952–1995)[M]. 大连: 东北财经大学出版社, 1997. [National Economic Accounting Department, National Bureau of Statistics of China. The Gross Domestic Product of China(1952–1995)

2019年1月

- [M]. Dalian: Dongbei University of Finance & Economics Press, 1997. ]
- [28] Tone K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-Based Measure (SBM) Approach [R]. GRIPS Research Report Series, 2003-2005.
- [29] 张健华, 王鹏. 中国全要素生产率: 基于分省份资本折旧率的再估计[J]. 管理世界, 2012, (10): 18-30. [Zhang J H, Wang P. China's growth in total factor productivity: a re-estimation based on provincial capital depreciation rate[J]. *Management World*, 2012, (10): 18-30. ]
- [30] 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, (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. ]
- [31] 中国国家统计局. 分省年度数据[EB/OL]. [2018-05-20]. <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. Provincial annual data [EB/OL]. [2018-05-20]. <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>. ]
- [32] Lee L F, Yu J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. *Journal of Economics*, 2010, 154(2): 165-185.
- [33] Lesage J P, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics(Statistics, Textbooks and Monographs) [M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- [34] 傅京燕, 李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究-基于中国制造业的面板数据[J]. 管理世界, 2010, (10): 87-98. [Fu J Y, Li L S. A case study on the environmental regulation, the factor endowment and the international competitiveness in industries[J]. *Management World*, 2010, (10): 87-98. ]
- [35] 高鸣, 宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异-兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. 管理世界, 2014, (7): 83-92. [Gao M, Song H Y. Spatial convergences and difference between functional areas of grain production technical efficiency: concurrently discuss ripple effect in technology diffusion[J]. *Management World*, 2014, (7): 83-92. ]
- [36] 郭卫东, 穆月英. 我国水利投资对粮食生产的影响研究[J]. 经济问题探索, 2012, (4): 78-82. [Guo W D, Mu Y Y. Study on the impact of water conservancy investment on grain production in China [J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2012, (4): 78-82. ]
- [37] 王存同. 进阶回归分析[M]. 北京: 高等教育出版社, 2017. [Wang C T. Advanced Regression Analysis[M]. Beijing: Higher Education Press, 2017. ]
- [38] Shehata E A E, Mickael S K A. SPTOBITSMDXT: Stata Module to Estimate Tobit MLE Spatial Panel Durbin Regression[R]. Boston: Statistical Software Components, 2013.



## Study on the improvement path of water resource utilization efficiency from the perspective of public products

LI Junpeng<sup>1</sup>, ZHENG Fengyi<sup>2</sup>, FENG Zhongchao<sup>1</sup>

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

2. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Based on the variable capital depreciation rate (capital depreciation rate changes with time, space, and specific infrastructure) and the SBM model considering unsatisfactory output, the capital stock and water resource utilization efficiency of China's inter-provincial water conservancy facilities were estimated in this study. On the basis of controlling variable such as the structure of water resources utilization and government regulation, this paper implemented a Tobit Spatial Dobbins Econometric Model (Tobit-SDM) to analyze the provincial panel data of China from 2002 to 2016 and explore the spatial impact (direct influence and spillover effect) of water conservancy facilities on water resources utilization efficiency. It is found that: (1) the impact of water conservancy facilities on water resources utilization efficiency was obviously lagging behind, and it exhibited an "inverted U type". (2) the level of water conservancy facilities in China is still on the left side of the "inverted u-shaped" curve, i. e. , water conservancy facilities improve the allocation efficiency of water resources among regions, reduce the unsatisfactory output of water resources utilization, and improve the utilization efficiency of water resources in the local region and other regions. In other words, the impact of water conservancy facilities demonstrates a significant positive direct influence and spillover effect. Based on the conclusions above, it is believed that the construction of regional water conservancy facilities needs to be placed in a broader perspective, to achieve the support and coordination of regional construction, to avoid duplication or excessive investment and construction, and to make full use of the spillover effects of water conservancy facilities. In addition, it is also a feasible measure to optimize the industrial allocation and realize the rational allocation of water resources to promote the endogenous growth of water use efficiency.

**Key words:** water utilization efficiency; capital stock of water conservancy facilities; spatial econometrics; direct influence; spillover effect