

罗 芳,孙彩虹,田 苗,等. 粮食主产区农田水利投资绩效与政府干预效应分析——基于 Malmquist - FGLS 两阶段模型[J]. 江苏农业科学, 2017,45(8):323-329.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.08.083

粮食主产区农田水利投资绩效与政府干预效应分析 ——基于 Malmquist - FGLS 两阶段模型

罗 芳,孙彩虹,田 苗,王 庆

(黄冈师范学院商学院,湖北黄冈 438000)

摘要:粮食主产区担负着确保国家粮食安全的重任,农田水利建设在粮食和农业生产中至关重要,政府是农田水利的投资主体,研究粮食主产区农田水利的投资绩效以及政府干预的效应有利于了解投资的规模和结构是否合理,对促进效率有积极的现实意义。根据 1990—2014 年粮食主产区数据,基于 Malmquist - FGLS 两阶段模型,评估了农田水利投资绩效及其影响因素,着重分析了政府投资 and 政策的效应。结果表明,政府干预对农田水利投资绩效带来不利影响,投资规模不合理,结构有待调整;经济发展水平的提高提升了投资绩效;农村教育“亲城市”。最后,提出了加强地方政府财力基础和中央政府的监督作用、整合财政投入资金、调整投资结构、强化农民节水灌溉技能培训等政策措施。

关键词:粮食主产区;农田水利;投资绩效;政府干预

中图分类号: F326.11 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)08-0323-07

“有收无收在于水,收多收少在于肥”,这句农谚形象地道出了农田水利对粮食和农业生产的重要性。农田水利基础设施建设是现代农业生产的基本条件,是国家粮食安全和农村经济发展的重要保障。然而,中国农村水利事业的发展现状却不尽如人意。在全球气候恶化的大背景下,旱、涝灾害呈多发、频发的态势,由此带来的直接和间接经济、社会损失难以估计。

收稿日期:2016-02-16

基金项目:湖北省教育厅科学研究计划青年项目(编号:Q20142903);湖北省教育厅人文社科重点项目(编号:15D115)。

作者简介:罗 芳(1968—),女,湖南安乡人,博士,副教授,研究方向为农村公共物品与农民福祉。E-mail:luofang68@163.com。

以估计。2013 年,全国洪涝灾害导致 1 190.1 万 hm^2 农作物受灾、成灾 662.3 万 hm^2 ,受损水库 1 241 座、堤防 3.7 万处、护岸 5.3 万处、水闸 7 187 座,洪涝灾害导致直接经济损失 3 146 亿元^[1]。2014 年,全国作物受旱面积 2 266.7 万 hm^2 、旱灾面积 1 200 万 hm^2 、成灾面积 567.7 万 hm^2 、绝收 148.5 万 hm^2 ,干旱造成粮食损失 2 006 万 t、经济作物损失 276 亿元^[2]。如此严重的灾情,暴露出农田水利基础设施的发展瓶颈。全国 1/2 以上耕地基本上属于“望天田”,大型灌区骨干设施损毁接近 40%,中小型灌区干支渠完好率仅约 50%,小水池、小水窖、小塘坝、小水渠、小泵站“五小水利”设施损毁严重。由此引发了政府部门的高度关注,于是相继制定和

[2]郭付友,李诚固,陈 才,等. 2003 年以来东北地区人口城镇化与土地城镇化时空耦合特征[J]. 经济地理,2015,35(9):49-56.

[3]孙丽萍,杨 筠. 基于城镇体系视角的西部人口城镇化和土地城镇化协调性的实证分析[J]. 现代城市研究,2015,30(12):24-29.

[4]崔许峰. 民族地区的人口城镇化与土地城镇化:非均衡性与空间异质性[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(8):63-72.

[5]林爱文,樊 星. 湖北省人口城镇化与土地城镇化协调发展分析[J]. 地域研究与开发,2015,36(6):14-18.

[6]杨丽霞,苑韶峰,王雪禅. 人口城镇化与土地城镇化协调发展的空间差异研究——以浙江省 69 县市为例[J]. 中国土地科学,2013,27(11):18-22,30.

[7]吕添贵,吴次芳,李洪义,等. 人口城镇化与土地城镇化协调性测度及优化——以南昌市为例[J]. 地理科学,2016,36(2):239-246.

[8]王亚力,彭保发,熊建新,等. 2001 年以来环洞庭湖区经济城镇化与人口城镇化进程的对比研究[J]. 地理科学,2014,34(1):67-75.

[9]郑 丽,孜比布拉·司马义,颜 渊,等. 新疆人口城镇化与经济城镇化的时空变化分析[J]. 西南师范大学学报(自然科学版),

2016,41(3):131-138.

[10]刘法威,许恒周,王 姝. 人口-土地-经济城镇化的时空耦合协调性分析——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 城市发展研究,2014,21(8):7-11.

[11]黄金碧,冯长春. 基于帕累托最优的人口、经济与土地城镇化协调发展评价研究——以皖江城市带为例[J]. 现代城市研究,2015,30(10):65-69.

[12]曹文莉,张小林,潘义勇,等. 发达地区人口、土地与经济城镇化协调发展度研究[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(2):141-146.

[13]杨利富,胡守庚,叶 菁,等. 中部地区新型城镇化发展协调度时空变化及形成机制[J]. 经济地理,2014,34(11):23-29.

[14]王小敏,刘静玉,杨东阳. 河南省城镇化发展协调度研究[J]. 河南大学学报(自然科学版),2014,44(4):436-441.

[15]李 鑫,李兴校,欧名豪. 江苏省城镇化发展协调度评价与地区差异分析[J]. 人文地理,2012,27(3):50-54.

[16]王余丁,郑林昌,陈 茹. 四维视角下河北省城镇化协调发展评价[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版),2014,39(5):109-113.

出台了一系列专门针对农田水利基础设施建设和维护的政策措施;例如,2005 年中央财政设立了农田水利建设补助专项资金;2009 年财政部和水利部共同开展了小型农田水利中央财政重点县建设;2011 年中央下发了关于加快水利改革发展的 1 号文件,该文件的出台标志着我国农田水利改革发展进入了加速期。政府的重视程度将对农田水利投资产生深远影响,有利于农田水利在农业生产和农村发展中基础性作用的发挥。

围绕如何提高农田水利投资绩效问题,近年来学术界从绩效评估及其影响因素分析 2 个方面展开了大量研究。首先,农田水利投资绩效的 DEA 评估。Speelman 等对南非西北省 Zeerust 市小型农田水利计划的研究显示,总体而言,农业生产不变规模报酬(CRS)和可变规模报酬(VRS)下平均技术效率分别为 0.51 和 0.84,有效的只有 14% 和 39%。对水利利用的子向量而言,效率更低,CRS 和 VRS 下的平均水利利用效率分别为 0.43 和 0.67^[3]。水的利用效率低于总体技术效率,原因可能是缺乏水价机制所致^[4]。Zeerust 市样本农户种植的技术效率很低,许多农户的规模效率有待改善,其中规模无效也与 Binam 等对科特迪瓦的咖啡农^[5]、Abay 等对土耳其的烟草农^[6]、Shafiq 和 Rehman 对巴基斯坦的棉农^[7]的报道相吻合。对中国西北地区,Kaneko 等估算的平均灌溉水效率为 0.53^[8],而 Wang 估算的平均技术效率为 0.62^[9]。华坚等发现中国农村水利建设整体效率偏低,大部分无效率地区的水利投入规模过大,粮食主产区的效率不佳^[10]。Ullah 和 Perret 考察了巴基斯坦旁遮普省的棉花种植,杀虫剂等污染性投入对环境产生了不利影响^[11]。通过改进投入组合,在经济收益不变的前提下,农场的潜在环境影响下降。但也有少数有效的情况,如 Haji 对埃塞尔比亚东部农户的传统种植系统^[12]、Alene 等对埃塞俄比亚南部的 1 年生和多年生套作系统的评估发现是规模有效的^[13]。吴平和谭琼对中国 2003—2009 年的动态分析发现,农田水利全要素生产率(TFP)呈现年均增长率为 12.2% 的较快增长特征,黄河流域的 TFP 增长最快,达到 20.1%,说明前期的各种农田水利政策和财政投入开始逐步发挥效益^[14]。

其次,农田水利投资绩效的影响因素研究。Speelman 等提出,农场规模、所有权、农地细碎化程度、灌溉规划类型、作物选择、灌溉方法对水利利用的技术效率有显著影响^[3]。Karagiannis 等发现,现代温室技术、教育、技术推广、种植密度、化学药剂的使用、租种土地的比例是与灌溉水效率有关的主要因素^[15]。Dhehibi 等认为,农民的年龄、教育水平、农业培训、农场规模、高产果树的比例、水的获得性对技术和灌溉水效率都有正影响^[16]。Ullah 和 Perret 提出,农场规模显著地影响效率,若有技术推广或培训服务,该影响为正。播种方法显著地影响技术效率和环境效率,而正规教育对效率的影响为负。政策干预能改进技术效率,进而提高环境效率,并降低农民的生产成本^[11]。何平均和刘睿认为,农田水利投资绩效与人均 GDP、农村文盲率、农田水利财政支出占总财政支出的比例负相关,与“小农水”建设专项补助政策、农田水利管理体制改革正相关^[17]。张宁发现,非集体产权、水费收缴制度有利于提高农田水利技术效率,而经济越发达地区技术效率越低;与“承包权拍卖”比较,“水利会”这种农户参与机制有利于提高技术效率,而“村委会直接管理”将导致效率降低^[18]。

已有研究探讨农田水利投资绩效的成果颇丰^[9,19],但将政府的政策效应与投资绩效结合起来的较少^[11]。另外,许多学者受限于横截面数据导致估算的效率值删失,基于 DEA-Tobit 模型的结论较多^[3,20],利用面板数据(Panel Data)的结论较少。本研究根据 1990—2014 年粮食主产区的农田水利数据,基于曼奎斯特-可行广义最小二乘(Malmquist-FGLS)两阶段模型,较为精准地评估了投资绩效,并估计了影响它的边际效应,尤其是政府干预效应。这对探寻提高农田水利投资效率的路径,特别是对从政府与政策的角度寻找更为科学、规范的顶层制度设计方案有着重要的现实指导意义。

1 Malmquist 指数法

评估效率常用方法之一是数据包络分析(DEA)法,该方法适合于分析相似决策单元(DMU)的相对效率^[21]。由于粮食主产省区从农业生产的国家惠农政策支持到农业基础设施发展水平都更为接近,符合利用 DEA 法的前提条件;再者粮食主产区承担着确保国家粮食安全的重任,因此,选择粮食主产区作为研究对象。为了比较 13 个粮食主产省区纵向上的农田水利投资绩效,选择 1990—2014 年动态数据进行分析,采用 DEA 中处理面板数据(Panel Data)的曼奎斯特(Malmquist)指数法。

Malmquist 指数(MQI)由追赶效应(TECH)和前沿移动(φ)2 个部分构成。追赶效应是决策单元(DMU)技术效率的变化,反映了组织、协调、管理能力等对技术效率的影响。前沿移动又称为创新效应,反映了 DMU 移动导致的相对于 2 个时期变动的生产前沿的效率变化。

$$MQI = TECH \cdot \varphi \quad (1)$$

由图 1 可知,从时期 1 到时期 2,假设 1 个行动个体从 P 点移动到 Q 点。追赶效应为 Q 点关于时期 2 前沿的效率与 P 点关于时期 1 前沿的效率之比,即:

$$TECH = \frac{BD/BQ}{AC/AP} \quad (2)$$

从时期 1 到时期 2,P 点的前沿从 C 移到 E,其前沿移动可表示为 $\varphi = \frac{AC}{AE}$,有 $\varphi_1 = \frac{AC/AP}{AE/AP}$,即 φ_1 等于 P 相对于时期 1 前沿的效率与其相对于时期 2 前沿的效率之比。类似地,Q 的前沿移动可表示为 $\varphi_2 = \frac{BF/BQ}{BD/BQ}$,即 φ_2 等于 Q 相对于时期 1 前沿的效率与其相对于时期 2 前沿的效率之比。前沿移动 φ 为 φ_1 、 φ_2 的几何平均,即:

$$\varphi = \sqrt{\varphi_1 \varphi_2} \quad (3)$$

由式(1)~式(3),整理得:

$$MQI = \sqrt{\frac{(BF/BQ) \cdot (BD/BQ)}{(AC/AP) \cdot (AE/AP)}} \quad (4)$$

即 MQI 等于 Q 点时期 1、2 的效率之积与 P 点时期 1、2 的效率之积比值的平方根。

2 政府干预对农田水利投资绩效影响的理论假设

农田水利投资绩效管理是一个系统工程。从理论上来说,政府干预、区域经济发展水平、农村教育、工程规模等一系列因素都会对其产生深远影响,具体阐释如下:

表 2 1991—2014 年粮食主产区 Malmquist 指数

年份	Malmquist 指数													
	安徽	河北	黑龙江	河南	湖北	湖南	江苏	江西	吉林	辽宁	内蒙古	山东	四川	平均
1991	1.036	0.737	0.935	1.069	0.889	0.953	0.909	0.943	1.033	0.955	0.862	0.766	0.907	0.923
1992	0.979	0.958	0.615	0.933	0.806	1.035	2.091	0.973	0.632	1.044	0.886	1.001	0.953	0.993
1993	1.268	0.779	1.079	1.242	1.133	1.078	1.493	1.055	1.005	2.055	0.975	1.088	0.952	1.169
1994	0.997	0.931	0.853	0.906	0.996	1.196	1.404	1.044	1.032	0.443	1.172	1.180	1.039	1.015
1995	0.955	1.049	0.845	1.065	1.083	1.031	1.229	1.090	1.120	0.865	1.114	1.104	1.070	1.048
1996	1.102	0.676	0.994	1.170	0.946	1.084	1.051	0.915	0.768	1.045	0.755	1.098	1.021	0.971
1997	0.895	1.347	0.969	0.812	1.018	0.846	0.572	1.070	0.718	1.158	0.475	0.932	0.561	0.875
1998	0.905	0.749	1.334	0.849	0.782	0.669	0.875	0.908	0.751	0.893	0.796	0.608	0.855	0.844
1999	1.016	0.871	1.259	0.966	0.854	0.918	0.791	1.118	0.649	0.874	0.876	0.759	0.745	0.900
2000	1.149	0.975	1.490	0.892	0.992	0.911	1.003	1.042	1.168	0.911	0.795	0.868	0.809	1.000
2001	0.996	0.938	1.043	0.952	1.018	0.986	1.060	0.910	0.818	0.926	0.878	1.006	0.720	0.942
2002	1.032	0.528	1.208	0.916	0.931	0.887	0.993	0.884	1.012	0.901	0.524	1.029	5.449	1.254
2003	0.932	0.388	0.671	0.790	0.940	0.809	1.007	1.666	0.959	0.938	1.905	0.889	0.144	0.926
2004	1.148	0.921	2.211	0.973	0.934	0.934	0.827	3.260	0.968	1.445	0.228	0.963	0.962	1.213
2005	1.042	0.896	0.954	1.060	1.113	0.677	1.107	1.017	0.506	1.063	0.906	0.953	0.855	0.935
2006	0.806	0.936	1.025	1.121	0.941	0.860	0.883	1.081	0.856	0.952	0.910	0.864	0.858	0.930
2007	1.046	0.887	1.297	0.918	1.061	0.912	0.918	0.979	0.801	1.052	0.645	0.930	0.935	0.952
2008	0.850	0.971	0.993	1.132	1.039	0.915	2.338	1.009	0.673	1.014	0.882	1.010	0.913	1.057
2009	0.857	1.126	1.052	0.993	0.941	0.801	0.936	0.933	0.739	0.914	0.784	0.849	0.884	0.908
2010	0.960	0.771	0.732	0.911	0.962	1.667	1.027	0.987	0.945	1.000	0.909	0.975	0.019	0.913
2011	1.012	1.596	0.786	0.927	0.726	0.217	0.997	1.039	1.003	1.045	1.776	1.196	0.854	1.013
2012	0.882	0.771	0.985	0.956	1.047	0.522	0.816	1.029	1.056	1.036	0.861	0.733	0.885	0.891
2013	0.805	0.994	1.062	0.910	1.048	0.973	1.003	0.956	1.045	1.200	1.034	0.998	0.492	0.963
2014	0.715	0.818	0.961	0.947	0.952	0.709	1.010	0.868	0.936	1.148	1.016	0.962	0.923	0.920
平均	0.974	0.901	1.056	0.975	0.965	0.900	1.097	1.116	0.883	1.037	0.915	0.948	0.992	0.981

粮食主产区整体而言, $MQI > 1$ 的有 1993、1994、1995 年等 8 个年份, 其中最高的是 2002 年, MQI 为 1.254, $TECH$ 为 3.202, φ 为 0.799。与 2001 年比较, 分别增长 25.4%、220.2%、-20.1%。可见, 追赶效应正增长, 创新效应负增长。这主要是由于 2002 年修订并通过了《中华人民共和国水法》, 标志着中国进入依法治水的新阶段, 促进了水利由传统向现代的转变。《中华人民共和国水法》虽然对依法治水、管水发挥了重要作用, 但随着经济社会发展、水资源形势的恶化, 也出现了一些新情况、新问题。如, 经济社会发展对水利提出了更高要求, 水资源短缺以及洪涝灾害严重, 水生态环境恶化未根本解决等, 导致水利管理水平提高的同时, 忽视了创新增效。

4 FGLS 法回归分析

第二阶段, 利用 Panel Data 模型分析 MQI 的影响因素。由表 2 可知, MQI 与上一年比较效率的相对值, 将其处理为与基期 1990 年比较的相对效率值即实际效率值, 各年才具有可比性。因此回归中使用的各年 MQI 均为实际效率值, 计算方法是, 将当前及以前年份的 MQI 求积, 即 $\prod_t MQI_t$ 。例如, 内蒙古 2000 年的实际效率值是 $\prod_{t=1991}^{2000} MQI_t = 0.193$ 。

4.1 变量选择

因变量 (Y) 为 MQI 实际效率值, 该指数的定义域为正实数, 因此无需使用“删失的”Tobit 模型^[3], 而是采用可行广义

最小二乘法 (FGLS)。由于 13 个粮食主产省区不是来自一个大总体中的随机样本, 不满足随机效应模型的条件。因此, 选择固定效应模型^[23]。根据上述关于政府干预对农田水利投资绩效影响的理论假设, 选取以下特征变量: (1) 政府干预与政策特征。作为农田水利投资的主体, 中央政府财政支出占水利投资的比重 (FES) 对投资绩效有积极作用。1994 年理顺财税关系的分税制改革 ($D94$), 以及 2003 年取消农村义务工和劳动积累工的惠农政策 ($D03$), 从总体和长远来看功不可没, 但在局部和短期内对农田水利建设却起着“釜底抽薪”的毁灭性作用。(2) 区域特征。利用农民人均纯收入 (RNI) 代表各省区的经济发展水平, 它对绩效的影响取决于两股相反力量相互抵消的结果, 即经济越发达越有能力发展水利的同时, 可能不再重视农业以及水利事业。粮食主产省区属于长江、黄河、松辽三大流域。设基准类为长江流域, 含安徽、江苏、江西、湖北、湖南、四川。2 个虚拟变量: 松辽流域 (DSB), 含黑龙江、吉林、辽宁; 黄河流域 (DHB), 含内蒙古、河北、河南、山东。根据水资源的充沛程度和土壤墒情, 预测 DSB 符号为正, DHB 符号为负。另外, 还利用虚拟变量 $PROV2 - PROV13$ 考察了个体截面效应, 基准类是安徽。(3) 个人特征。用农村文盲率 (ILR) 表示教育水平, 预测该变量符号为负。(4) 生产特征。利用农田水利投资 (K) 代表投入规模。如果规模适度, 则它对绩效的影响为正; 如果规模过小或过大, 则它对绩效的影响为负。(5) 趋势特征。效率会随着经验积累而提高, 因此, 时间 t 呈上升趋势。回归方程如下:

$$Y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + z_i'\delta + \gamma t + \mu_i + \varepsilon_{it} \circ \quad (5)$$

式中: Y 为 MQI 实际效率值, α 为共同截距, x_{it}' 为随时间变化的特征向量, z_i' 为不随时间变化的特征向量, γ 、 β 、 δ 为系数或

系数向量; $\mu_i + \varepsilon_{it}$ 为复合扰动项, μ_i 为个体异质性截距项,用 $PROV2 - PROV13$ 表征, ε_{it} 为随个体、时间变化的扰动项;假设 $\{\varepsilon_{it}\}$ 为独立同分布,且与 μ_i 不相关。具体变量说明见表 3。

表 3 Panel Data 模型变量描述

变量	变量名称	描述	均值	标准差	符号预测
解释变量					
FES_{it}	中央投资比例	中央政府投资占水利总投资的比例,%	48.895	18.289	+
$D94_{it}$	分税制改革	虚拟变量,1994 年及以后取 1,否则取 0	0.875	0.331	-
$D03_{it}$	取消“两工”	虚拟变量,2003 年及以后取 1,否则取 0	0.500	0.501	-
控制变量					
RNI_{it}	农民人均纯收入	百元	16.115	8.895	+ -
ILR_{it}	农村文盲率	15 岁及以上文盲人口占总人口比例,%	13.370	6.901	-
K_{it}	农田水利投资	农田水利基础设施投资,亿元	23.868	27.154	+ -
DSB_i	松辽流域	虚拟变量,松辽流域取 1,否则取 0	0.231	0.422	+
DHB_i	黄河流域	虚拟变量,黄河流域取 1,否则取 0	0.308	0.462	-
$PROV2 - 13_i$	各省区	12 个省区虚拟变量,基准类为安徽	(略)	(略)	(略)
t	时间趋势	1991—2014 年, $t = 1, 2, \cdots, 24$	12.500	6.933	+

注: $PROV2 - PROV13$ 取 1 分别代表河北、黑龙江、河南、湖北、湖南、江苏、江西、吉林、辽宁、内蒙古、山东、四川,否则取 0。

4.2 模型选择

研究利用统计软件 Stata 14.0。由于截面数 $n = 13$,时间 $T = 24, T > n$,回归采用了长面板数据。因此,必须进行组间异方差、组内自相关、组间截面相关检验。

首先,利用回归方程(5)拟合数据进行组间异方差检验。 $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 (i = 1, 2, \cdots, 13)$ 。似然比(LR)检验结果为, $LR \chi^2(13) = 664.27, Prob > \chi^2 = 0.000\ 0$,拒绝“同方差”原假设,即存在组间异方差。其次,对方程(5)进行组内自相关检验。 $H_0: \rho = -0.5$ 。Wooldridge 检验结果为, $F(1, 12) = 78.745, Prob > F = 0.000\ 0$,拒绝“不存在 1 阶组内自相关”原假设,即存在组内自相关。最后,对方程(5)进行组间截面相关检验。 H_0 :不存在组间截面相关。Breusch - Pagan LM 检验结果为, $\chi^2(78) = 727.665, Pr = 0.000\ 0$,拒绝原假设。因此,选择组内自相关、组间截面相关、组间异方差的 FGLS 处理方程(5),自相关 $\rho_i \neq \rho$ 即面板个体的自回归系数不同,固定效应模型结果见表 4。因篇幅限制,各省区虚拟变量 $PROV2 - PROV13$ 仅给出了显著的结果,省略了不显著的变量。

5 回归结果分析

由表 4 可知,Wald 检验 χ^2 统计值为 261.37,其伴随概率为 0.000 0,在 1% 的水平上显著,说明模型的整体回归效果尚佳。

5.1 政府干预效应分析

中央政府财政支出占水利投资的比重(FES) 在 1% 的显著性水平上显著,但是符号为负,与预期及已有研究^[15,22] 不符。究其原因,主要有 3 点:其一,农田水利的投资缺口大。中国大型灌区改造规划投入 1 800 亿元,实施 12 年仅投入 350 多亿元;重点中型灌区需投入 1 600 多亿元,实施 10 年投入还不足 100 亿元。中央对粮食主产区与非主产区的农田水利投入采取“撒胡椒面儿”的模式,没有突出不同区域所承担的“粮食任务”差异。另外,中央财政在投资小型农田水利时,要求省县两级地方政府予以一定比例的资金配套。由于

表 4 固定效应模型回归结果

变量	系数	标准误	z	$P > z $
C	0.828 4 ***	0.117 9	7.027 2	0.000 0
FES	-0.000 8 ***	0.000 3	-2.700 9	0.006 9
$D94$	-0.001 0	0.036 9	-0.026 6	0.978 7
$D03$	-0.088 4 **	0.038 3	-2.307 0	0.021 1
RNI	0.014 3 **	0.005 6	2.533 2	0.011 3
ILR	0.004 4	0.003 7	1.184 9	0.236 1
K	-0.006 2 ***	0.000 6	-9.726 3	0.000 0
DHB	-0.390 9 *	0.202 2	-1.933 1	0.053 2
DSB	0.098 1	0.215 7	0.454 6	0.649 4
$PROV2$	-0.229 3 *	0.138 1	-1.660 8	0.096 7
$PROV4$	0.580 1 ***	0.124 6	4.656 8	0.000 0
$PROV7$	1.700 1 ***	0.445 5	3.816 1	0.000 1
$PROV9$	-0.524 1 ***	0.185 1	-2.831 0	0.004 6
$PROV13$	-0.417 2 *	0.226 9	-1.838 7	0.066 0
t	-0.005 7	0.009 0	-0.638 9	0.522 9
$Wald \chi^2(19)$	261.37		Obs No.	312
$Pr > \chi^2$	0.000 0 ***		Groups No.	13

注:“*”“**”“***”分别表示在 0.10、0.05、0.01 水平上显著相关。

1994 年分税制改革后地方财政收入大幅降低,配套资金到位率低,地方政府对中央财政资金存在“钓鱼现象”。其二,财政的水利投入结构不合理。中国的水利建设呈现“抓大放小”的特征,主要投资集中在大型水利枢纽工程,如三峡、小浪底、南水北调等,用于农田水利建设的资金所占比例非常小,小型农田水利建设的财政投入更是严重不足。其三,财政资金管理混乱。中国实行五级政府管理体制,财政转移支付专项资金划拨中普遍存在项目重复设置、多头审批、层层截留等现象。尤其是财政困难、资金调度无力的县乡基层政府经常挤占、挪用支农资金,用于发放行政人员工资以及弥补公用经费的不足。

分税制改革($D94$) 和取消“两工”($D03$) 政策虚拟变量符号都为负,与预期相符,但是前者不显著而后者显著。分税制

是市场经济国家运用财政手段对经济实行宏观调控较为成功的做法。市场竞争要求财力相对分散,而宏观调控又要求财力相对集中,这种集中与分散的关系反映到财政管理体制上,就是中央政府与地方政府之间的集权与分权关系问题。分税制较好地解决了中央集权与地方分权问题。1994 年中国开始实施分税制财政管理体制,虽然对于理顺中央与地方的分配关系,调动中央、地方两个积极性,加强税收征管,保证财政收入和增强宏观调控能力都发挥了积极作用,但是依然存在税种分配不合理、政府职能未真正转变、财权与事权不匹配、地方缺乏自主权、转移支付体制不完善、分税制在设计上与政府分级体制不配套等问题,这对农田水利投资绩效带来了不利影响。2003 年取消“两工”的惠农政策减轻了农民负担,激发了农村活力,使得大量农村劳动力能够从农业生产中释放出来,许多的农村青壮年劳动力从事非农劳动,既给非农产业增加了劳动力投入,又使农民的收入得到显著提高。但是,也必需清醒地认识到,任何政策都不可能是“完美无缺”的,或多或少总有其负面影响。1990—2002 年,取消“两工”前,粮食主产区农田水利建设农民投工投劳年均 4.38 亿个工日;2004—2014 年,取消“两工”后,农民投工投劳年均 1.48 亿个工日,降低了 66.2%。以农民投入为主的农田水利投入机制被打破,新的投入机制尚未建立,农田水利投入大幅度减少,政策产生了新的投入缺口,这对农田水利投资绩效带来了明显的不利影响。

5.2 控制变量的影响

(1) 区域特征。农民人均纯收入 (RNI) 是统计显著的,且符号为正,说明区域经济发展对农田水利的利好明显超过不利影响,导致了投资效率的提高^[9]。区域虚拟变量松辽流域 (DSB)、黄河流域 (DHB) 的符号分别为正、负,与预期相符,但前者在统计上不显著,后者显著。基准类长江流域水资源丰富,拥有成都平原、江汉平原、洞庭湖区、鄱阳湖区、巢湖地区、太湖地区等重要商品粮基地。长江流域已建成各类水库 45 694 座,总库容达 1 745 亿 m^3 (不含三峡水库 393 亿 m^3 库容),其中大型水库 152 座,总库容量为 1 589 亿 m^3 。农业灌溉用水达 1 021.5 亿 m^3 ,占总库容的 58.5%。松辽流域水资源总量 1 990 亿 m^3 ,耕地面积 2 600 万 hm^2 ,约占全国的 22%。世界著名的三大黑土带之一就分布在该流域的东北平原,包括三江平原、松嫩平原和辽河平原。东北平原地势平坦,土质肥沃,雨量充沛,气候适宜,光照充足,具有良好的农业开发条件。但是,松辽流域灌溉面积仅 930 万 hm^2 ,灌溉率 35.77%,低于全国平均水平。农田水利基础设施多为 20 世纪 50—60 年代兴建,许多地区的灌溉和排涝设施不完善,部分灌区渠首及渠系建筑物设备陈旧、破损严重。绝大多数渠道没有防渗措施,干渠防渗率仅为 4.5%,而支渠更低。因此,与基准类长江流域比较,松辽流域的农田水利投资绩效虽略胜一筹,但不明显。黄河水资源年际分配不均导致枯水期延长,甚至出现连续枯水阶段;河川径流的过度开发导致黄河干流和部分支流断流现象时有发生。特别是进入 20 世纪 90 年代后,出现断流的频次增加、断流的时间延长,断流开始日期逐年提前,断流河段由河口逐渐向上游延伸。黄河断流一般发生在灌溉用水高峰期,黄河下游的河北、河南、山东因连年断流缺水,灌区农田不能及时播种、灌溉,导致农业减产。

因此,黄河流域的农田水利投资绩效明显低于基准类。

(2) 教育。农村文盲率 (ILR) 在统计上不显著。符号为正,与预期不符,但与 Ullah 等的结果^[11]一致。近 25 年来,粮食主产区农村文盲率逐年下降,从 1990 年的 23.46% 到 2014 年的 5.69%,下降了 17.77 个百分点。农民的教育程度虽然提高了,但是农村教育还存在诸多不足。其一,教育目的“亲城市”。长期以来,农村教育“克隆”城市普通教育的模式,仅限于向高一级的学校输送学生。目前,农村教育依然是为城市培养打工者的应试教育,而不是为农业培养建设者。其二,教育结构不合理。农民教育中,文化型的偏多,专业技术教育和职业教育偏少;广大农民对农业耕作和管理、营养学、卫生学以及社区发展等方面的知识了解极少,教育的“获得感”极低。其三,教学模式脱离实际。教育方法陈旧落后,脱离农民实际文化水平,重理论,轻实践;重形式,轻实用。农村职业技术学校缺乏必要的教学生产实习基地,难以开展农业优质品种的开发、试验、示范和推广等教学活动。这些因素共同导致了农村教育没有明显提高农田水利投资绩效的结果。

(3) 工程规模。农田水利投资 (K) 是统计显著的,符号为负。可见,粮食主产区的农田水利投入规模不适度,不是过小就是过大^[10],需要根据实际情况加以调整。产生这一现象的原因在于国家投入农田水利的资金很分散。农田水利建设直接投入有 9 类项目,涉及 7、8 个部门,运行环节复杂。国家发改委和水利部负责大型灌区续建配套、节水改造、灌排泵站改造等项目;财政部和水利部负责小型农田水利建设补助专项资金;国家农业综合开发办负责农业综合开发、中低产田改造项目等。由于涉及部门较多,资金整合难度大,影响了资金使用效率。

(4) 时间趋势和截面个体差异。趋势变量 t 符号为负,与预期不符,但不是统计显著,可见近 25 年来粮食主产区农田水利投资绩效没有明显的趋势特征。与基准类安徽比较,农田水利投资绩效较高的是河南、江苏,较低的是四川、河北、吉林,其他省区在统计上不显著。部分粮食主产区存在个体差异,例如,安徽的截距为 0.828 4,河南的截距为 1.408 5 (0.828 4 + 0.580 1),四川的截距为 0.411 2 (0.828 4 - 0.417 2)。近年来,河南、江苏坚持不懈地加快农村水利建设并取得了显著的效果;成效显著的重要原因在于积极改革创新,不断加大投入,逐步探索建立起政府主导、市场运作、农民参与的农田水利建设新机制。四川、河北、吉林虽然农田水利建设初见成效,但是也有诸多不足。如重点中型灌区干、支渠系建筑物大多建于 20 世纪 60、70 年代,由于年久失修,灌区工程完好率较低,跑、冒、滴、漏现象严重;各类渠系骨干建筑物工程不配套。

6 重要结论及其政策启示

综上所述,中国政府虽然投入了大量的人力、物力、财力到农田水利建设中,但是没有达到预期的政策效果,农田水利的投资绩效因政府的不当干预而下降,农田水利投入政策已成为惠农政策的“短板”。区域经济发展达的地区农田水利投资绩效较高。农村教育“亲城市”、结构不合理、教学模式脱离实际,使得教育没有促进农田水利效率的提高。粮食主产区农田水利投入规模过小和过大的现象并存,因此改进措施

不应千篇一律;对规模过小的地区应加大投入,对规模过大的地区则应调整投入结构。粮食主产区的效率可以粗略划分为高、中、低 3 个等级,位于高级的有江苏、河南,低级的有吉林、四川、河北,其余 8 个省区属于中级。

根据上述结论,可以得出如下政策启示:其一,改革和完善现行分税制财政体制以加强地方政府投资农田水利建设的财力基础,建立健全中央政府对地方政府农田水利设施投资的监督激励机制。其二,改革多渠道、多部门分散投入体制,改善投资结构,逐步做到统一安排、集中投入。在县级层面以规划为依托,对小型农田水利建设补助专项资金、大型灌区续建配套、节水改造、灌排泵站改造、农业综合开发中低产田改造等项目进行整合。其三,合理调整投入结构。科学确定骨干水利工程与配套渠系设施的投入比例;适当加强小微型农田水利设施的投入力度并创新其建设方式;从项目预算中提取一定比例资金设立水利工程管护基金。其四,强化农田水利建设必需的农民技能培训。农民教育要着重提高农民的农田水利设施管理能力,做好大中型灌区和井灌区的田间节水改造技术培训,大力推广喷灌、滴灌等先进实用的灌溉技术,发展旱作农业,推进林果业、养殖业、农村生活节水技术,尤其强化对国土整理、农业开发、水土保持、节水灌溉、水库除险加固、防护林营造等实用技术的培训。

参考文献:

- [1] 张培坚. 2 亿人受灾 [EB/OL]. (2014-01-09) [2015-02-22]. <http://www.chinanews.com/gn/2014/01-09/5718183.shtml>.
- [2] 刘彦岭. 2014 年以来全国因旱灾造成直接经济总损失 910 亿元 [EB/OL]. (2014-12-25) [2015-08-20]. <http://www.chinanews.com/gn/2014/12-25/6912507.shtml>.
- [3] Speelman S, D'Haese M, Buysse J, et al. A measure for the efficiency of water use and its determinants, a case study of small-scale irrigation schemes in North-West Province, South Africa [J]. *Agricultural Systems*, 2008, 98(1): 31-39.
- [4] Nsanzugwanku M D, Battese G E, Fleming E M. The technical efficiency of small agricultural producers in central Ethiopia, University of New England[R]. 1996.
- [5] Binam J N, Sylla K, Diarra I, et al. Factors affecting technical efficiency among coffee farmers in Côte d'Ivoire: evidence from the Centre West region[J]. *R&D Management*, 2003, 15(1): 66-76.
- [6] Abay C, Miran B, Gunden C. An analysis of input use efficiency in tobacco production with respect to sustainability: the case study of Turkey[J]. *Journal of Sustainable Agriculture*, 2004, 24(3): 123-143.
- [7] Shafiq M, Rehman T. The extent of resource use inefficiencies in cotton production in Pakistan's Punjab: an application of data envelopment analysis[J]. *Agricultural Economics*, 2000, 22(3): 321-330.
- [8] Kaneko S, Tanaka K, Toyota T. Water efficiency of agricultural production in China: regional comparison from 1999 to 2002 [J]. *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*, 2004, 3(3/4): 231-251.
- [9] Wang X Y. Irrigation water use efficiency of farmers and its determinants: evidence from a survey in Northwestern China [J]. *Agricultural Sciences in China*, 2010, 9(9): 1326-1337.
- [10] 华坚, 祁智国, 马殷琳. 基于超效率 DEA 的农村水利基础设施建设投入产出效率研究 [J]. *经济问题探索*, 2013(8): 55-60.
- [11] Ullah A, Perret S R. Technical - and environmental - efficiency analysis of irrigated cotton - cropping systems in Punjab, Pakistan using data envelopment analysis [J]. *Environmental Management*, 2014, 54(2): 288-300.
- [12] Haji J. Production efficiency of smallholders' vegetable-dominated mixed farming system in Eastern Ethiopia: a non-parametric approach [J]. *Journal of African Economies*, 2007, 16(1): 1-27.
- [13] Alene A D, Manyong V M, Gockowski J. The production efficiency of intercropping annual and perennial crops in southern Ethiopia: a comparison of distance functions and production frontiers [J]. *Agricultural Systems*, 2006, 91(1/2): 51-70.
- [14] 吴平, 谭琼. 我国粮食主产区农田水利设施配置效率及区域差异分析——基于 DEA 和动态 Malmquist 指数的实证研究 [J]. *农业现代化研究*, 2012, 33(3): 331-335.
- [15] Karagiannis G, Tzouvelekas V, Xepapadeas A. Measuring irrigation water efficiency with a stochastic production frontier [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2003, 26(1): 57-72.
- [16] Dhehibi B, Lachaal L, Elloumi M. Measuring irrigation water use efficiency using stochastic production frontier: an application on citrus producing farms in Tunisia [J]. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2007, 1(2): 1-15.
- [17] 何平均, 刘睿. 基于 DEA-Tobit 模型的中国各地区农田水利基础设施投资绩效及影响因素分析 [J]. *南方农村*, 2014(11): 59-64.
- [18] 张宁, 陆文聪, 董宏纪. 中国农田水利管理效率及其农户参与性机制研究——基于随机前沿面的实证分析 [J]. *自然资源学报*, 2012, 27(3): 353-363.
- [19] Frija A, Wossink A, Buysse J, et al. Irrigation pricing policies and its impact on agricultural inputs demand in Tunisia: a DEA-based methodology [J]. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(9): 2109-2118.
- [20] Guerrini A, Romano G, Campedelli B. Economies of scale, scope, and density in the Italian water sector: a Two-Stage data envelopment analysis approach [J]. *Water Resources Management*, 2013, 27(13): 4559-4578.
- [21] Alsharif K, Feroz E H, Klemer A, et al. Governance of water supply systems in the Palestinian Territories: a data envelopment analysis approach to the management of water resources [J]. *Journal of Environmental Management*, 2008, 87(1): 80-94.
- [22] Allan T. Productive efficiency and allocative efficiency: why better water management may not solve the problem [J]. *Agricultural Water Management*, 1999, 40(1): 71-75.
- [23] Judge G G, Hill R C, Griffiths W E, et al. Introduction to theory and practice of econometrics [M]. New York: John Wiley & Sons, 1988.