

基于空间效应的农田水利投资对 农业全要素生产率的影响

宋 敏,李明弦,张凤泽

(河海大学商学院,江苏 南京 211100)

摘要:在构建包含农田水利基础设施投资在内的农业超越对数随机前沿生产函数的基础上,利用随机前沿法测算我国 31 个省(市、自治区)1996—2015 年农业全要素生产率,对测算的结果通过空间计量方法分析农业全要素生产率的空间特征及农田水利投资对其产生的影响。结果表明:我国各省(市、自治区)农业全要素生产率整体增长呈现上升趋势;横向和纵向的分析结果显示其增长具有一定的区域性和地域集聚性;农田水利投资对农业全要素生产率的影响为正,且具有较弱的溢出效应,其中直接效应值为 0.2865,间接效应值为 0.0574,总效应值为 0.3439。

关键词:农田水利投资;农业全要素生产率;随机前沿法;集聚性;空间效应

中图分类号:F323

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2020)01-0042-07

粮食安全是关系国计民生的重要问题^[1],而农田水利建设是粮食安全的基础保障。我国政府非常重视农田水利建设,2018 年公布的中央一号文件强调要大力实施“乡村振兴”战略。农田水利投资对农田排灌渠系统、水土保持建设设施、截流提水设施等农业生产条件会产生直接影响,农业生产条件的改善将对农业生产要素投入、种植规模、种植品种、农业产出等造成直接的影响,进而影响农业全要素生产率。在农田水利投资方面,现有文献大都是关于其与农业经济增长关系的研究;在研究农业全要素生产率时多采用非参数方法,如 DEA、DEA-Malmquist 指数法等;对于农业全要素生产率的影响因素研究,主要选取的要素宏观层面包括制度变革^[2]、农业政策、自然气候条件^[3]、劳动力流动^[4]等,微观层面包括农户规模^[5]、非农经营活动、农村信贷等方面。本文使用随机前沿方法和空间计量方法研究解决在加入农田水利投资情况下,我国农业全要素生产率的测算情况、空间分布,以及农田水利投资对农业全要素生产率产生的影响。

1 文献综述

农业经济增长是整体经济增长中重要的组成部

分,农业全要素生产率是衡量农业高质量发展的核心指标,因此很多学者致力于农业全要素生产率增长问题的研究。20 世纪 60 年代末,Griliches^[6]研究美国的农业经济问题时,第一次将全要素生产率概念应用到农业领域,并用这一概念来解释美国农业经济的发展问题。Martin 等^[7]用国际数据测算全要素生产率发展状况,结果表明发展水平相似的国家其农业全要素生产率要高于制造业。高帆等^[8]对我国农业全要素生产率进行测算,并探究了我国分地区农业全要素生产率的差异以及产生差异的原因。随着研究的深入,更多的学者开始关注农业全要素生产率的影响因素。部分学者从要素市场分析要素配置^[9]和要素偏好^[10]对农业全要素生产率的影响。韩海彬等^[11]研究了环境因素对东部、中部、西部三大地区农业 TFP 指数和农业技术进步指数的影响。汪辉平等^[12]的研究表明,FDI 对农业 TFP 的空间溢出效应显著。李谷成等^[13]将农业设施细分为农电、公路、灌溉等设施,研究表明不同的基础设施对农业 TFP 的影响及强度不同。随后,尹朝静等^[14]研究了气候变化及农业科技存量对农业全要素生产率增长的影响。

目前,关于农田水利投资对农业全要素生产率

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金(15YJA790052);中央高校基本科研业务费专项(2018B31214)

作者简介:宋敏(1975—),女,副教授,博士,主要从事金融理论与基础设施投资研究。E-mail: songmin@hhu.edu.cn

影响的研究较为鲜见,国内学者大都通过面板数据分析农田水利基础设施建设与农业经济发展或国民经济发展的关系。徐建国等^[15]探讨了农业生产率进步在中国经济增长中的作用,认为农业部门与非农部门良性联动,充分激发了我国经济发展的潜力。叶文辉等^[16]利用2001—2010年我国省际面板数据,探究了农田水利基础设施投资与农业增长之间的关系,研究表明农田水利基础设施投资对农业增长的影响在各区域之间存在差异。汪琦等^[17]运用DEA法测算我国省级全要素农田水利效率,也得出其存在明显地区差异的结果。由此看出,农田水利基础设施建设对农村经济增长具有正向作用,但这种作用在地区之间差别很大^[18-20]。

虽然测算我国农业全要素生产率的文献较多,但使用的方法各异,主要有随机前沿法和数据包络分析法。数据包络分析法的优点较明显,其对产出数量、函数形式、变量的量纲均没有要求,因而适用范围较广泛。但数据包络分析法没有明确的函数模型,指标的显著性无从得知,而且将技术无效率扩大化,不能准确分析结果的成因。

本文首先将农田水利投资加入农业生产函数的构建中,运用随机前沿法测算我国1996—2015年各地区农业全要素生产率;再根据测算结果,考虑31个省(市、自治区)的空间关系,从空间计量角度分析农田水利投资对农业全要素生产率的影响。

2 基于随机前沿法的农业TFP测算

索洛提出的“索洛余值”,是指为经济增长做出贡献的不只是投入的增加,还有一部分其他贡献,即全要素生产率^[21]。在进行农田水利投资对农业全要素生产率影响测算之前,首先需要测算农业全要素生产率。

2.1 模型构建与数据处理

2.1.1 超越对数随机前沿生产函数的构建

参数方法和非参数方法是测算全要素生产率的常见方法,虽然使用非参数方法的数据包络分析法较多,但根据方法和研究对象的特点,参数方法更加适合农业全要素生产率的测算。本文选取不要求技术进步中性、要素替代弹性可变、形式灵活的超越对数随机前沿生产函数测算农业全要素生产率。

选取超越对数随机前沿生产函数^[22]形式,构建包含资本投入(k)和劳动力投入(l)在内的农业生产函数。其中,资本投入包括农田水利投资(k_1)、农业机械总动力(k_2)、农用化肥施用量(k_3)和农业科技投入(k_4)。构建的农业超越对数随机前沿生产函数模型如下:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \beta + \beta_{k_1} \ln k_1 + \beta_{k_2} \ln k_2 + \beta_{k_3} \ln k_3 + \\ & \beta_{k_4} \ln k_4 + \beta_l \ln l + \frac{1}{2} \beta_{k_1 k_1} (\ln k_1)^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{k_2 k_2} (\ln k_2)^2 + \frac{1}{2} \beta_{k_3 k_3} (\ln k_3)^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{k_4 k_4} (\ln k_4)^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln l)^2 + \beta_{k_1 k_2} \ln k_1 \ln k_2 + \\ & \beta_{k_1 k_3} \ln k_1 \ln k_3 + \beta_{k_1 k_4} \ln k_1 \ln k_4 + \beta_{k_1 l} \ln k_1 \ln l + \\ & \beta_{k_2 k_3} \ln k_2 \ln k_3 + \beta_{k_2 k_4} \ln k_2 \ln k_4 + \beta_{k_2 l} \ln k_2 \ln l + \\ & \beta_{k_3 k_4} \ln k_3 \ln k_4 + \beta_{k_3 l} \ln k_3 \ln l + \beta_{k_4 l} \ln k_4 \ln l + \beta_l \ln t + \\ & \beta_{ll} (\ln t)^2 + \beta_{tk_1} t \ln k_1 + \beta_{tk_2} t \ln k_2 + \beta_{tk_3} t \ln k_3 + \\ & \beta_{tk_4} t \ln k_4 + \beta_{tl} t \ln l \end{aligned} \quad (1)$$

式中: β 为系数; t 为时期。部分文献在构建生产函数时加入了土地变量,将变量处理为单位土地面积上的产出和投入。这是由于土地变量本身随时间的变化不是很明显,引起农业经济增长更多的是外在的投入,因而将各项变量均匀分布在农作物总播种面积上的分析更加接近实际农业经济的增长原因。

随机前沿生产模型可以表示为

$$Y = f(X, t, \beta) \exp(-u) \quad (2)$$

经过模型变换与分解,全要素生产率增长可以表示为

$$\Delta T_{FP} = \Delta T + \Delta T_E + \Delta S_E + \Delta A_E \quad (3)$$

式中: ΔT 为技术进步率; ΔT_E 为技术效率增长; ΔS_E 为规模效率增长; ΔA_E 为要素配置效率增长。各地区各时期的技术进步率、技术效率变化和各投入要素的产出弹性如下:

$$\begin{aligned} \Delta T = & \beta_t + \beta_{tt} t + \beta_{tk_1} \ln k_1 + \beta_{tk_2} \ln k_2 + \\ & \beta_{tk_3} \ln k_3 + \beta_{tk_4} \ln k_4 + \beta_{tl} \ln l \end{aligned} \quad (4)$$

$$\Delta T_E = \frac{\partial u}{\partial t} = \eta u_i \exp[-\eta(t-T)] \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{k_1} = & \beta_{k_1} + \beta_{k_1 k_1} \ln k_1 + \beta_{k_1 k_2} \ln k_2 + \beta_{k_1 k_3} \ln k_3 + \\ & \beta_{k_1 k_4} \ln k_4 + \beta_{k_1 l} \ln l + \beta_{tk_1} t \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{k_2} = & \beta_{k_2} + \beta_{k_2 k_2} \ln k_2 + \beta_{k_1 k_2} \ln k_1 + \beta_{k_2 k_3} \ln k_3 + \\ & \beta_{k_2 k_4} \ln k_4 + \beta_{k_2 l} \ln l + \beta_{tk_2} t \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{k_3} = & \beta_{k_3} + \beta_{k_3 k_3} \ln k_3 + \beta_{k_1 k_3} \ln k_1 + \beta_{k_2 k_3} \ln k_2 + \\ & \beta_{k_3 k_4} \ln k_4 + \beta_{k_3 l} \ln l + \beta_{tk_3} t \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{k_4} = & \beta_{k_4} + \beta_{k_4 k_4} \ln k_4 + \beta_{k_1 k_4} \ln k_1 + \beta_{k_2 k_4} \ln k_2 + \\ & \beta_{k_3 k_4} \ln k_3 + \beta_{k_4 l} \ln l + \beta_{tk_4} t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \alpha_l = & \beta_l + \beta_{ll} \ln l + \beta_{k_1 l} \ln k_1 + \beta_{k_2 l} \ln k_2 + \beta_{k_3 l} \ln k_3 + \\ & \beta_{k_4 l} \ln k_4 + \beta_{tl} t \end{aligned} \quad (10)$$

2.1.2 数据处理与说明

数据来源于1996—2015年《中国农村统计年鉴》《中国水利统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国农业统计年鉴》《全国科技经费投入统计公报》、国家统计局等政府部门网站汇总得到。

a. 产出变量 Y 。选取农业总产值(亿元)作为农业产出变量,并以1990年为不变价进行平减。

b. 投入变量。劳动变量和资本变量中的农用化肥施用量、农业机械总动力是非货币计量的,因而不需要进行修正。资本变量中的农田水利投资和农业科技投入均以1990年的不变价进行平减,其中农业科技投入采用农业 R&D 投入。

测算要素配置效率增长时,在价格数据指标的选择上,劳动价格(p_l)参考文献[19]的做法,用农民的工资性收入表示(元/人);农田水利投资价格(p_{k_1})按照农田水利投资额,以1990年不变价格进行重新计算;农业机械总动力价格(p_{k_2})取全国平均水平,0.65元/(kW·h);农用化肥施用量价格(p_{k_3})数据由于统计资料中没有列示,因此参考刘晗^[23]的方法,利用化肥价格指数(可查询中国化肥信息网)平减最近几年的化肥价格,求出各省(市、自治区)历年化肥的单位价格;农业科技投入价格(p_{k_4})采用农业科技投入额平减后的结果。

2.2 农业超越对数生产函数参数估计

根据农业超越对数生产函数模型式(1),选取我国31个省(市、自治区)1996—2015年的数据,利用Frontier4.1进行三阶段(最小二乘估计、格点搜索、迭代求解)极大似然参数估计,用Frontier4.1计算整理得到的结果见表1,其中截面数为31,时期数为20,LR值为638,LogL值为304,观察数为620。

表1中, β_{k_1} 、 β_{k_2} 、 β_{k_3} 、 β_{k_4} 、 β_l 分别表示农田水利投资(k_1)、农业机械总动力(k_2)、农用化肥施用量(k_3)、农业科技投入(k_4)和农业劳动力投入(l)的估计系数。可以看出,5个主要变量均通过了1%的

表1 我国农业超越对数生产函数模型估计结果

参数	估计值	标准差	T 检验值	参数	估计值	标准差	T 检验值
β	-0.9669	0.4312	-2.2424	β_{k_1l}	-0.0465	0.0239	-1.9442
β_{k_1}	0.3109	0.0581	2.9102	$\beta_{k_2k_3}$	0.2815	0.1005	2.8016
β_{k_2}	0.3382	0.2355	1.9798	$\beta_{k_2k_4}$	-0.0780	0.0078	-9.9446
β_{k_3}	0.2875	0.3452	2.2205	β_{k_2l}	0.3746	0.0825	4.5418
β_{k_4}	0.1800	0.0227	2.9200	$\beta_{k_3k_4}$	0.0246	0.0098	2.4947
β_l	-0.4218	0.2223	-2.7970	β_{k_3l}	-0.1624	0.0938	-1.7311
$\beta_{k_1k_1}$	0.0038	0.0044	0.8712	β_{k_4l}	0.0053	0.0094	0.5583
$\beta_{k_2k_2}$	0.0799	0.0390	2.0509	β_l	0.0403	0.0122	3.2962
$\beta_{k_3k_3}$	-0.0726	0.0862	-0.8416	β_{ll}	0.0053	0.0005	9.8893
$\beta_{k_4k_4}$	-0.0015	0.0010	-1.5661	β_{lk_1}	0.0051	0.0027	1.8699
β_{ll}	0.0520	0.0648	3.8028	β_{lk_2}	-0.0010	0.0002	-4.9971
$\beta_{k_1k_2}$	-0.0104	0.0154	-0.6754	β_{lk_3}	0.0051	0.0015	3.3970
$\beta_{k_1k_3}$	-0.0137	0.0247	-0.5536	β_{lk_4}	0.0000	0.0000	4.1855
$\beta_{k_1k_4}$	-0.0020	0.0022	-0.9374	β_{ll}	-0.0008	0.0007	-1.0135
σ^2	0.3290	0.0751	4.3834	γ	0.9529	0.0117	81.3421
η	-0.0002	0.0041	-0.0462				

显著性检验,说明所选农业生产函数投入变量对农业产出的影响很大。从作用来看,4项资本的投入对农业产出的影响是正向的,且农业机械总动力影响最大,农田水利投资次之。而劳动力投入对农业产出的影响为负,说明我国农业产出的增加已不再依靠劳动力的增加,甚至出现了反向变动关系。从随机前沿生产函数参数的 t 统计检验结果来看,60%以上的参数在1%水平下显著,说明随机前沿生产函数模型的估计是有效的。

2.3 我国各地区农业 TFP 测算结果分析

经测算,我国31个省(市、自治区)农业全要素生产率增长呈上升趋势。从表2可以看出,在测算时期的前10年,即1996—2005年,我国31个省(市、自治区)的平均农业全要素生产率增长是负增长;后10年期间,即2006—2015年,整体农业全要素生产率增长开始由负向转变为正向增长,特别是2011—2015年,平均农业全要素生产率增长只有山西为负,其余省(市、自治区)均实现了正向增长。

从横向结果来看,初始时,黑龙江、吉林、辽宁3省的农业全要素生产率增长率水平远高于其他省(市、自治区),中部地区的河南和湖北最低。而经过20多年的发展,全要素生产率增长率已经有了较大的变化。截止到2015年,近5年平均全要素生产率增长率最高的省(市、自治区)是江苏、湖南、浙江、上海、新疆次之,排在末位的有山西、黑龙江、贵州和吉林。

从纵向结果来看,农业全要素生产率增长增加最多的是湖北、湖南、河南、江苏,增加最少的是辽宁、吉林和黑龙江。全要素生产率增长的横向和纵

向分析结果显示其增长具有一定的区域性和地域集聚性。

表2 我国省际农业全要素生产率增长

省(市、自治区)	全要素生产率增长率/%			
	1996— 2000年	2001— 2005年	2006— 2010年	2011— 2015年
北京市	-0.9940	-0.3620	0.0980	0.5900
天津市	-1.1120	-0.5000	0.0360	0.6200
河北省	-1.6680	-1.2000	-0.5760	0.0960
山西省	-1.7880	-1.3900	-0.8620	-0.2100
内蒙古自治区	-1.6480	-1.1500	-0.4820	0.2300
辽宁省	-0.3860	-0.1800	0.0800	0.3120
吉林省	-0.5880	-0.4000	-0.1480	0.0720
黑龙江省	-0.6400	-0.4380	-0.1780	0.0420
上海市	-1.2860	-0.5500	0.3820	1.3700
江苏省	-1.2020	-0.3600	0.7040	1.8300
浙江省	-1.4400	-0.6600	0.3600	1.4400
安徽省	-1.6780	-0.9500	0.0260	1.0600
福建省	-1.6280	-0.9400	-0.0080	0.9800
江西省	-1.6980	-1.1960	-0.5560	0.1100
山东省	-1.5580	-0.7700	0.2500	1.3300
河南省	-2.8320	-1.8980	-0.7320	0.4900
湖北省	-2.2860	-1.3400	-0.1820	1.0400
湖南省	-1.7820	-0.8600	0.2980	1.5200
广东省	-1.4260	-0.8500	-0.0760	0.7400
广西壮族自治区	-1.7520	-1.2320	-0.5780	0.1000
海南省	-1.3460	-0.8300	-0.1440	0.5800
重庆市	-1.2900	-0.6400	0.1720	1.0300
四川省	-1.3340	-0.7600	-0.0360	0.7300
贵州省	-1.7320	-1.2500	-0.6080	0.0700
云南省	-1.7540	-1.1500	-0.3820	0.4300
西藏自治区	-1.8020	-1.2780	-0.5780	0.1500
陕西省	-1.5340	-0.9900	-0.3100	0.4100
甘肃省	-1.6480	-1.1320	-0.4840	0.1900
青海省	-1.5380	-1.0700	-0.4780	0.1500
宁夏回族自治区	-1.4260	-0.9400	-0.3920	0.1900
新疆维吾尔自治区	-1.3520	-0.6440	0.3340	1.4400

3 农田水利投资对农业 TFP 的空间影响

3.1 模型与数据选取

由于 SDM 模型具有解释性强、应用范围广等优点,选择 SDM 模型^[24]进行农田水利投资对农业全要素生产率的测算,构建模型为

$$y = \alpha\tau_n + X\beta + \rho W_y + \gamma WX + \varepsilon \quad (11)$$

选取我国 31 个省(市、自治区)的数据进行分析,时间范围选择 1996—2015 年共 20 年的时间序列。在参考其他文献和考虑现实中影响农业全要素生产率的要素后,选取的指标如下:

a. 因变量。以我国农业全要素生产率增长率为因变量。希望通过空间计量模型发现农田水利投资对农业全要素生产率的影响。

b. 解释变量。农田水利隶属于水利系统,其定义也有广义与狭义之分。广义的农田水利是指与农

业和农村有关的水利设施,狭义的农田水利主要以灌溉为主。考虑到相关数据的可得性与文章研究对象相互关系的一致性,本文研究的农田水利投资指狭义的农田水利。解释变量选取农田水利基础设施投资额,以 x 表示。

c. 控制变量。选择农业劳动力、农业科技投入、农业政策、农户经营规模 4 个指标作为控制变量。未将农户个人特征选入控制变量指标体系是由于本文的研究范围是全国的 31 个省(市、自治区),每个省(市、自治区)的农户特征是一个微观变量,用统一的指标来衡量不够合理;未选择制度因素是由于本文的研究时期处于农业生产制度发生变革之后。①农业劳动力(x_1)数据与前文数据处理一致。②农业科技投入(x_2)数据与前文数据的处理一致。③农业政策(x_3)用政府财政支农力度表示,即财政农业支出占财政总支出的比重。政府财政支农力度加大,一方面有利于农业科研人员开展研究,促进农业科技进步,完善农业基础设施,改进农业生产条件,另一方面也有利于农村基础教育和职业教育的发展,从而提高农业劳动力综合素质,提高农业新技术、新良种的推广与应用,因此变量 x_3 对农业全要素生产率增长会产生较大影响。④农户经营规模(x_4)用农业从业人员人均农作物播种面积表示。

由于被解释变量为农业全要素生产率增长率,故解释变量和控制变量在原有处理的基础上也采用增长率表示,即

$$x'_t = \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1 \quad (12)$$

3.2 农业 TFP 空间集聚性检验

通过测算 Moran's I 指数对因变量的全局空间相关性进行分析。表 3 为 1996—2015 年间我国 31 个省(市、自治区)的农业全要素生产率的空间全局自相关估算结果。从显著性上来看,Moran's I 指数在 1996 年通过了 10% 的显著性检验,在 1996 年外的其他年份都在 5% 的水平上通过了显著性检验。从 Moran's I 指数值的具体结果来看,计算值集中在 0.1778 ~ 0.4406 之间,整体表现出正向较好的空间集聚性,表明我国 31 个省(市、自治区)的农业全要素生产率高的地区和低的地区出现相对集聚的现象。

从图 1 可以看出我国 31 个省(市、自治区)的农业全要素生产率的局部空间关联特征:

a. 我国 31 个省(市、自治区)的农业全要素生产率总体呈现显著的高高(high-high, HH)型和低低(low-low, LL)型的空间俱乐部现象,低高(low-

表3 我国31省(市、区)农业全要素生产率

全局自相关 Moran's I 指数

年份	Moran'I	Z(I)	P 值	年份	Moran'I	Z(I)	P 值
1996	0.1778	1.6968	0.0572	2006	0.0957	1.0493	0.0357
1997	0.2146	2.5834	0.0368	2007	0.3623	3.1632	0.0004
1998	0.1809	1.7187	0.0476	2008	0.3944	3.4249	0.0001
1999	0.3105	2.7572	0.0048	2009	0.4406	3.7979	0.0000
2000	0.3179	2.8125	0.0026	2010	0.4144	3.5889	0.0002
2001	0.3364	2.9550	0.0032	2011	0.3977	3.4554	0.0002
2002	0.1358	1.3555	0.0041	2012	0.3809	3.3667	0.0003
2003	0.2282	2.0970	0.0011	2013	0.4024	3.4834	0.0000
2004	0.4021	3.4875	0.0027	2014	0.4285	3.5973	0.0000
2005	0.4028	3.4925	0.0011	2015	0.4323	3.6845	0.0000

high, LH) 集聚区数量少于高低 (high-low, HL) 集聚区。在各类型区域中, 较多年份处于低低集聚区与高高集聚区, 二者基本相等, 高低集聚区与低高集聚区较少, 占 5% ~ 10%。

b. 华东、华中、华北地区的农业全要素生产率变现出高高集聚的特征, 东北、西北地区则变现出低低集聚的特征, 高高集聚区和低低集聚区在时间序列上基本比较稳定。

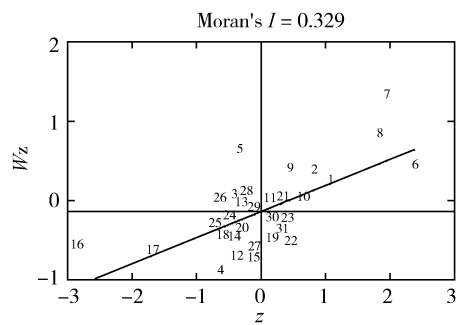
3.3 空间效应测算结果分析

通过构建农田水利投资对农业全要素生产率影响的实证模型, 并运用 Stata 进行模型的估计与测算, 最终确认了选择空间 Durbin 模型的双固定效应模型, 测算结果见表 4。

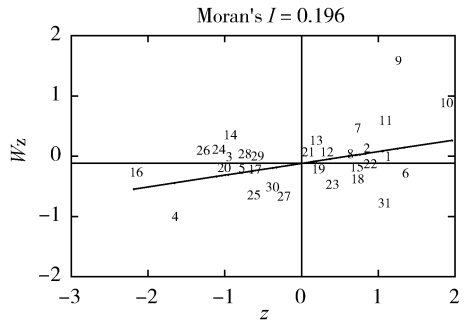
a. 总效应。主要关注的解释变量农田水利投资对于农业全要素生产率的影响为正向, 这与理论预期的结果和现实中的情况相一致。本文研究的是狭义的农田水利, 进行农田水利投资可以极大地改善农业生产条件, 如农田排灌渠系统和截留提水设施建设可以改善部分地区农民靠天吃饭的窘境, 而

表4 农田水利投资与控制变量对农业全要素生产率的空间溢出效应测算

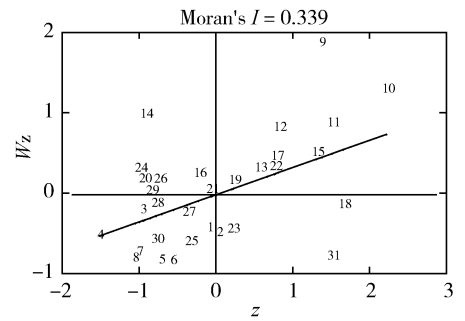
变量	效应	随机效应	地区固定效应	时间固定效应	双固定效应
x	直接效应	0.2134**	0.2524**	0.2486***	0.2865***
	间接效应	0.0846*	0.0754*	0.0698**	0.0574***
	总效应	0.2980**	0.3278*	0.3184**	0.3439***
x ₁	直接效应	-0.1344*	-0.1456*	-0.1534**	-0.1684***
	间接效应	-0.0663*	-0.0455*	-0.0794**	-0.0989**
	总效应	-0.2007*	-0.1911*	-0.2328**	-0.2673**
x ₂	直接效应	0.1356*	0.1479**	0.1438**	0.1574**
	间接效应	0.0979*	0.1044**	0.1097*	0.1145**
	总效应	0.2335*	0.2523**	0.2535**	0.2719**
x ₃	直接效应	0.2368**	0.2462***	0.2497***	0.2539***
	间接效应	0.1394**	0.1394**	0.1342**	0.1467***
	总效应	0.3613**	0.3856**	0.3839**	0.4006***
x ₄	直接效应	0.1689**	0.1756**	0.1797***	0.1894***
	间接效应	0.0623*	0.0571**	0.0691**	0.0753**
	总效应	0.2327**	0.2327**	0.2488**	0.2647***
AIC		-245	-258	-297	-356
LogL		344	367	389	547



(a) 1996年



(b) 2005年



(c) 2015年

图1 Moran 散点图

水土保持建设是农业可播种面积的重要保障, 进而可以提高农业产值, 对农业全要素生产率的提高起

促进作用。

4个控制变量中:①农业劳动力对农业全要素生产率的影响为负,这与统计数据中农林牧渔业从业人员逐年下降有关联,最主要的原因是随着科技的进步和农业机械化的发展,单位农业产值所需要的劳动力在下降,如果增加劳动力的投入反而会使成本增加,造成劳动资源的浪费和要素配置的不合理。②农业科技投入的影响为正,这是由于农业科技投入可以从农业播种技术、种子的改良等多个方面促进农业产值的提高,进而对农业全要素生产率产生正向的影响。③农业政策对农业全要素生产率的影响为正,在实证测算时,该指标选取的是财政支农力度,由此可以看出国家政策对农业生产的支持力度会在很大程度上影响农业全要素生产率的增长。④农户经营规模对农业全要素生产率的影响也为正,这是由于我国农业生产整体处于分散经营,规模效率很低的状态,农户经营规模的扩大能极大地提高农业生产效率以及全要素生产率,但由于我国农户经营规模水平本身较低,所以对农业全要素生产率的提升作用十分有限。

b. 分解效应。解释变量与控制变量的分解结果都通过了显著性检验,说明运用空间计量模型的合理性。农田水利基础设施的直接效应为0.2865,间接效应为0.0574,总效应为二者的加总0.3439,即我国各省(市、自治区)农业全要素生产率增长中自身农田水利投资的贡献为0.2865,相邻省(市、自治区)的农田水利投资对本省的贡献为0.0574,占总效应的17%。这个占比相对于其他控制变量来说较小,说明虽然我国农田水利投资具有溢出效应,但由于多数农田水利投资的主体为各级地方政府,许多相邻省(市、自治区)的农田水利基础设施使用是“背对背”的情形,因而其间接效应的作用相比直接作用小很多。

控制变量中,①农业劳动力的直接作用为-0.1684,间接作用为-0.0989,总效应为-0.2673。间接作用占比为37%。②农业科技投入的直接作用为0.1547,间接作用为0.1145,总效应为0.2719。间接作用占比为42%。③农业政策的直接作用为0.2539,间接作用为0.1467,总效应为0.4006。间接作用占比为37%。④农户经营规模的直接作用为0.1894,间接作用为0.0753,总效应为0.2647。间接作用占比为28%。由此可以看出,在所选取的影响因素中,对农业全要素生产率作用最大的是农业政策,其次是农田水利投资。

4 结 语

本文以我国31个省(市、自治区)作为研究样

本,基于超越对数生产函数构建包含农田水利在内的农业生产函数,通过随机前沿法计算了包含农田水利投资等投入要素的农业全要素生产率,在此基础上考察农业全要素生产率的空间分布特征,并研究不同地区农田水利投资对农业全要素生产率及其分解的作用。结果表明:①我国农业全要素生产率增长呈现出上升的趋势,且从横向和纵向比较来看,其增长具有一定的区域性和地域集聚性;②农田水利投资对农业全要素生产率的影响为正,直接效应为0.2865,间接效应为0.0574,总效应为0.3439,表明其空间溢出效应较弱;③农业劳动力对农业全要素生产率的影响为负,农业科技投入、农业政策、农户经营规模的影响均为正向。

本文虽在详细分析的基础上得出农田水利投资对农业全要素生产率具有正的溢出效应的结论,但是省(市、自治区)之间复杂的相互影响并没有通过实证得到结果。如何通过空间计量的方法分析得到一个省(市、自治区)和其他省(市、自治区)之间溢出效应的具体数值将是未来探索的方向。

参考文献:

- [1] 孙才志,阎晓东. 中国水资源-能源-粮食耦合系统安全评价及空间关联分析[J]. 水资源保护,2018,34(5): 1-8.
- [2] FAN S,ZHANG X. Infrastructure and regional economic development in rural China[J]. China Economic Review, 2004,15(2):203-214.
- [3] JIN K,ZHU Y,SUN Y,et al. Vascular endothelial growth factor stimulates neurogenesis in vitro and in vivo[J]. Proc Natl Acad Sci,2002,99(18):11946-11950.
- [4] 李士梅,尹希文. 中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析[J]. 农业技术经济,2017(9):4-13.
- [5] CHAVAS J P,PETRIE R,ROTH M. Farm household production efficiency:evidence from the Gambia[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2005, 87(1): 160-179.
- [6] GRILICHES Z. The sources of measured productivity growth:United States agriculture,1940—1960[J]. Journal of Political Economy,1963,71(4):331-346.
- [7] MARTIN W J,MITRA D. Productivity growth and convergence in agriculture and manufacturing[J]. Economic Development & Cultural Change,1999,49(2):403-422.
- [8] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素:基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(5):3-19.
- [9] 朱喜,史清华,盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究,2011,46(5):86-98.
- [10] 付明辉,祁春节. 要素禀赋、技术进步偏向与农业全要素生产率增长:基于28个国家的比较分析[J]. 中国农

村经济,2016(12):76-90.

- [11] 韩海彬,赵丽芬. 环境约束下中国农业全要素生产率增长及收敛分析[J]. 中国人口. 资源与环境,2013,23(3):70-76.
- [12] 汪辉平,王增涛,王美霞. FDI 对中国农业全要素生产率的空间溢出效应[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2017(1):123-129.
- [13] 李谷成,尹朝静,吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率[J]. 中南财经政法大学学报,2015(1):141-147.
- [14] 尹朝静,李谷成,范丽霞,等. 气候变化、科技存量与农业生产率增长[J]. 中国农村经济,2016(5):16-28.
- [15] 徐建国,张勋. 农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展[J]. 管理世界,2016(7):76-87.
- [16] 叶文辉,郭唐兵. 我国农田水利运营效率的实证研究:基于2003—2010年省际面板数据的DEA-TOBIT两阶段法[J]. 山西财经大学学报,2014,36(2):63-71.
- [17] 汪琦,宋敏,张凤泽. 中国全要素农田水利效率及其空间分布格局[J]. 水利经济,2017,35(6):19-23.
- [18] 郭萍,余康,黄玉. 中国农业全要素生产率地区差异的变动与分解:基于 Färe-Primont 生产率指数的研究

[J]. 经济地理,2013,33(2):141-145.

- [19] 李超. 我国水利投资效率演进的时空特征及影响因素:基于空间计量的视角[J]. 水利经济,2014,32(6):12-16.
- [20] 史常亮,朱俊峰,揭昌亮. 中国农业全要素生产率增长地区差异及收敛性分析:基于固定效应 SFA 模型和面板单位根方法[J]. 经济问题探索,2016(4):134-141.
- [21] 李平. 提升全要素生产率的路径及影响因素:增长核算与前沿面分解视角的梳理分析[J]. 管理世界,2016(9):1-11.
- [22] 张乐,曹静. 中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入:基于随机前沿生产函数法的实证分析[J]. 中国农村经济,2013(3):4-15.
- [23] 刘晗,王钊,姜松. 基于随机前沿生产函数的农业全要素生产率增长研究[J]. 经济问题探索,2015(11):35-42.
- [24] 刘华军,张权,杨骞. 城镇化、空间溢出与区域经济增长:基于空间回归模型偏微分方法及中国的实证[J]. 农业技术经济,2014(10):95-110.

(收稿日期:2019-04-24 编辑:胡新宇)

(上接第 35 页)

- [25] 蔡文. 物元模型及其应用[M]. 北京:科学技术文献出版社,1994.
- [26] 袁斯煌. 业主驱动的 BIM 应用效益评价研究[D]. 重庆:重庆大学,2016.
- [27] 吴蔚. BIM 效益评价方法及应用研究[D]. 武汉:华中科技大学,2014.
- [28] 饶阳. 业主方 BIM 效益评价研究[D]. 武汉:华中科技大学,2016.
- [29] 中国水利水电勘测设计协会. 水利水电 BIM 标准体系[Z]. 2017-12-02.

(收稿日期:2019-04-19 编辑:胡新宇)

源利用与经济社会发展匹配度分析[J]. 水资源保护,2018,34(4):42-48.

- [22] 张陈俊,赵存学,林琳,等. 长江三角洲地区用水量时空差异的驱动效应研究[J]. 资源科学,2018(1):89-103.
- [23] TAO Y, LI F, CRITTENDEN J C, et al. Environmental impacts of China's urbanization from 2000 to 2010 and management implications [J]. Environmental Management, 2016,57(2):498-507.
- [24] FANG C, LIU H, LI G. International progress and evaluation on interactive coupling effects between urbanization and the eco-environment[J]. Journal of Geographical Sciences, 2016,26(8):1081-1116.

(上接第 41 页)

- [16] 张强,王本德,曹明亮. 基于因素分解模型的水资源利用变动分析[J]. 自然资源学报,2011(7):1209-1216.
- [17] 张陈俊,章恒全,陈其勇,等. 中国用水量变化的影响因素分析:基于 LMDI 方法[J]. 资源科学,2016(7):1308-1322.
- [18] 马剑锋,秦腾,佟金萍,等. 工业集聚、城市集聚与水资源消耗:基于省际动态面板数据的系统 GMM 分析[J]. 软科学,2018(1):95-99.
- [19] 秦昌波,葛察忠,贾仰文,等. 陕西省生产用水变动的驱动机制分析[J]. 中国人口·资源与环境,2015,25(5):131-136.
- [20] 秦腾,章恒全,佟金萍,等. 城镇化进程中居民消费对水资源消耗的影响效应研究[J]. 软科学,2016(12):29-33.
- [21] 郝林钢,左其亭,刘建华,等. “一带一路”中亚区水资

- [25] 秦腾,章恒全,佟金萍,等. 城镇化进程中用水量增长的门槛效应与动态作用机制分析[J]. 中国人口·资源与环境,2017,27(5):45-53.
- [26] 金巍,章恒全,张洪波,等. 城镇化进程中人口结构变动对用水量的影响[J]. 资源科学,2018(4):784-796.
- [27] ANG B W, ZHANG F Q. A survey of index decomposition analysis in energy and environmental studies[J]. Energy, 2000,25(12):1149-1176.
- [28] ANG B W. Decomposition analysis for policymaking in energy[J]. Energy Policy, 2004,32(9):1131-1139.
- [29] 俞剑,方福前. 中国城乡居民消费结构升级对经济增长的影响[J]. 中国人民大学学报,2015(5):68-78.
- [30] 乔文怡,李玟,管卫华,等. 2016—2050 年中国城镇化水平预测[J]. 经济地理,2018(2):51-58.
- [31] 朱勤,魏涛远. 居民消费视角下人口城镇化对碳排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(11):21-29.

(收稿日期:2019-05-20 编辑:胡新宇)