

陕西省水利投资对农业经济增长的影响 ——基于阿尔蒙多项式分布滞后模型的实证分析

米浩铭 陆迁*

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘要 利用1982—2011年的统计数据,构建多项式分布滞后模型,协整分析水利投资与农业经济增长之间的长期均衡关系;采用阿尔蒙(Almon)多项式变换实证估计水利投资滞后分布,考察水利投资各滞后期对农业经济增长的作用趋势。研究表明:陕西省农业总产值、农业劳动力人数、年末常用耕地面积、农业机械总动力和水利建设投资之间存在长期均衡关系;水利资本在投入生产后的第3年开始对农业经济增长有显著促进作用,第5年达到最大,第6年下降;水利投资对农业经济增长的动态弹性和长期弹性分别为1.204和1.256。

关键词 水利投资;农业经济增长;产出弹性;滞后效应;分布滞后模型

中图分类号 F 304.4

文章编号 1007-4333(2015)01-0262-06

文献标志码 A

Effect of water investment on agricultural economic growth in Shanxi Province

MI Hao-ming, LU Qian*

(College of Economics and Management, Northwest Agriculture and Forestry University, Yangling 712100, China)

Abstract Water investment plays a significant role in agricultural production. It is not only the key to keep the development of agricultural and rural area, but also the power to promote agricultural economic growth. Based on statistical data of Shaanxi Province during the period of 1982 - 2011, this paper examined the relationship between water investment and agricultural economic growth through the co-integration test. There was a long-run equilibrium relationship in agricultural sector between production inputs (farm labor force, cultivated land, farm machinery and water investment) and agricultural output. To support the study, polynomial distributed lag models and Almon method were taken to estimate the impact of water investment on agricultural economic growth. Specifically, the effect of the lagged water investment variable changes was investigated. The study showed that water investment had a positive promotion to agricultural economic growth which beginning at the third year after they had been applied. This effect reached the top at the fifth year and went down the sixth year. The dynamic elasticity of water investment against agricultural economic growth was 1.204, and long-run elasticity 1.256.

Key words water investment; agricultural economic growth; output elasticity; hysteresis; distributed-lag model

水利不仅是农业生产、农村发展的基础,而且是农业经济增长的驱动力。在以陕西省为代表的水资源短缺与旱灾严重的西部干旱半干旱农业区域,农业发展在很大程度上受大规模水利工程建设投资的影响^[1]。水利设施由于具有公共物品的属性,存在

40%的大型灌区骨干工程、50%~60%的中小型灌区设施不配套和老化失修,以及大型灌排泵站设备完好率不足60%等问题^[2]。水利投资是解决水利短板问题的重要措施,只有长期、大量和有效的投资,才能保证水利经济的持续性发展^[3-4],而投资不

收稿日期:2014-03-22

基金项目:国家自然科学基金项目(71173174);“十二五”农村领域国家科技计划项目(2011BAD29B01)

第一作者:米浩铭,硕士研究生,E-mail:mihao_369@163.com

通讯作者:陆迁,教授,博士生导师,主要从事投资经济与项目管理研究,E-mail:xnluqian@126.com

足一直是制约陕西省水利经济发展的重要因素。近年来,陕西省不断加大水利建设投资,特别是2011年“中央一号文件”聚焦水利建设,提出未来10年水利投资将达到4万亿元,陕西省水利投资迎来前所未有的新机遇,水利建设投资强劲增长,各项民生水利项目强势推进^[5]。关于水利投资效益及其对农业经济增长作用等问题的研究,对提升水利基础设施建设水平、实现农业经济持续稳定发展具有重要意义。

1979—2004年,我国GDP以平均10.1%的速率高速增长,水利作为一个至关重要的因素影响经济产出量^[6],水利投资可大幅增加居民收入并对国民经济产生积极影响^[7]。农业部门直接用水量占整个水资源供给量的80%,远远高于工业部门和服务业部门^[8],这使得水利在农业生产过程中扮演的角色更加重要^[9-10]。水利投资可改善水资源使用效率,增加水利供给创造性,进而减轻气候因素对农业生产的影响,增强对不利天气的适应能力,刺激农业经济的增长^[4]。研究显示,水利投资具有投资大、见效慢、持续时间长等特征,通常认为其对农业经济增长的作用具有较长的滞后效应,如吴丽萍等^[11]研究表明水利投资对农业经济增长具有较显著的正向滞后效应,在水利投资后的第5年对农业经济增长的促进作用最大。王广深等^[12]发现农业水利投资长期滞后于其他要素投入,成为制约农业生产发展的短板。这些研究虽然强调水利投资对农业生产具有重要影响,并指出水利投资的滞后效应,但少有通过阿尔蒙(Almon)多项式变换对水利投资的滞后分布进行实证估计,关于水利投资各滞后期对农业经济增长的作用趋势,也没有得出合理的结论并予以解释。

本研究拟选取农业比重较大的半干旱地区陕西省作为研究对象,借助Cobb-Douglas生产函数,建立多项式分布滞后(PDL)模型,对水利投资与农业经济增长之间的关系进行实证研究,估计水利投资对农业经济增长的动态弹性和长期弹性,并对水利投资影响农业经济增长的机理予以充分与合理的解释。

1 模型与数据

1.1 模型设定

本研究采用柯布道格拉斯生产函数模型进行实证分析。与其他要素投入共同存在于生产函数中的水利资本,对于经济存量的形成非常重要^[6],因此,假定含有4个要素(劳动、土地、固定资本、水利资本)且规模报酬不变的农业生产函数模型为

$$Y = AL^\alpha S^\beta K^\gamma W^\delta \quad (1)$$

式中: Y 为农业部门产值; L 、 S 、 K 、 W 分别为劳动、土地、固定资本和水利资本等各要素使用量; A 为技术水平的系数,通常也被称为“全要素生产率”或“索罗余值”。假定所研究的生产函数满足规模报酬不变,即 $\alpha + \beta + \gamma + \delta = 1$ 。对式(1)两边取对数,得到如下线性形式:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln S + \gamma \ln K + \delta \ln W \quad (2)$$

式中, α 、 β 、 γ 、 δ 分别表示劳动、土地、固定资本和水利资本的产出弹性。

由于水利投资对农业经济增长的作用具有较长滞后效应^[11],因此,本研究在多项式分布滞后框架下,构建最终的水利滞后模型为

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln S + \gamma \ln K + \delta_0 \ln W_t + \delta_1 \ln W_{t-1} + \delta_2 \ln W_{t-2} + \dots + \delta_k \ln W_{t-k} \quad (3)$$

式中: Y 为真实的农业总产值,代表农业产出水平; L 为第一产业从业人员人数,代表劳动要素的投入量; S 为年末常用耕地面积,代表土地要素的投入量; K 为农用机械总动力,代表固定资本要素的投入量; W_t 为第 t 年的水利建设投资完成额,代表水利资本要素的投入量; A 为全要素生产率,代表技术水平。 $\ln W_{t-1}$ 、 $\ln W_{t-2}$ 、 \dots 、 $\ln W_{t-k}$ 分别是 $\ln W_t$ 的 $(t-1)$ 期、 $(t-2)$ 期、 \dots 、 $(t-k)$ 期滞后项。

1.2 数据说明

本研究使用的1982—2011年陕西省农业产出和各要素投入数据,来源于《陕西统计年鉴》和《陕西水利统计年鉴》。

1.2.1 农业产值

农业产出的统计指标通常是农林牧渔业总产值,包括了农业、林业、牧业、渔业和农林牧副渔业5个方面。吴玉鸣^[13]和吴丽萍等^[11]在对中国农业经济的相关研究中均采用大农业口径的农、林、牧、副、渔总产值表示农业总产出。陕西省农业生产主要以种植业为主,2004年之前渔业产值很小,副业没有,水利建设投资除了防洪、发电、水保及生态建设等公共服务外,其余主要用于农业灌溉。因此,本研究借鉴Lin^[14]经典的中国农业经济增长研究,用农业总产值表示农业产出水平。

1.2.2 投入要素

对于农业劳动投入的衡量,应采用从事于农业生产的劳动者实际的工作时间,但是,农业劳动力的实际劳动时间没有准确数据,只从事农业生产的人数也没有详细的统计。为便于计算,本研究用第一

产业从业人员人数乘以农业总产值占第一产业总产值比重之后得到的劳动力人数代替农业劳动投入^[14]。对于土地要素投入通常采用播种面积和耕地面积2个指标衡量,常用耕地指经常进行耕种并能正常收获的土地,不包括坡度在25°以上的陡坡地和临时开发的零星土地;而农作物播种面积指实际播种或移植有农作物的面积,不仅包括种植在耕地上的,还包括种植在非耕地上的播种面积。张元红^[15]和石慧等^[16]在其有关中国农业经济增长的研究中使用农作物播种面积衡量土地要素投入。然而,农业上的水利建设投资主要用于常用耕地灌溉,选用年末常用耕地面积衡量土地要素投入更为合适。农业固定资本用农用机械总动力衡量。另外,由于客观上数据缺失问题,本研究没有加入畜力和农用化肥使用量等固定资本。水利建设投资数据完整且易得,并且在水利投资中占据主导地位,因此用水利建设投资完成额来替代水利投资^[12]。

1.2.3 价格调整

以上年的全省生产总值指数为基期对当年的生产总值进行价格调整。借鉴马树才等^[17]的方法,计算GDP平减指数。

$$D_{\text{平减指数}} = \frac{GDP_t}{GDP_t \text{ 指数}} \times \frac{100}{GDP_{t-1}} \quad (4)$$

式中: GDP_t 表示第 t 年的名义 GDP, GDP_t 指数表示第 t 年的 GDP 指数, GDP_{t-1} 表示第 t 年上一年 GDP 名义值。水利建设投资属于基础设施投资,是国内生产总值的一部分,用名义水利建设投资完成额除以 GDP 平减指数得到实际水利建设投资完成额^[18],即实际水利投资 = 名义水利投资 / $D_{\text{平减指数}}$ 。

采用同样方法,以上年农业生产总值指数为基期对当年农业生产总值进行价格调整,得到当年实际农业生产总值。

2 水利投资与农业经济增长关系检验

陕西省农业总产值与水利建设投资大体上呈现相同的变化趋势。对于时间序列样本数据,直接使用 OLS 进行估计容易产生虚假回归现象,因此,“伪回归”问题不得不考虑。

2.1 平稳性检验

实际经济生活中,时间序列数据往往是非平稳的,有必要先对时序数据进行平稳性检验。本研究对农业总产值(GOVA)、水利建设投资完成额(WI)、农用机械总动力(TAMP)、常用耕地面积(ACL)和农业劳动力人数(LABOR)进行自然对数处理,并采用 ADF(Augmented Dickey-Fuller)检验进行单位根检验。由 ADF 检验结果(表1)可知,以

表1 变量的平稳性检验

Table 1 Stationarity test for variables

变量 Variable	检验类型(C, T, K) Type of test	ADF 统计量 ADF Statistic	1% 临界值 Critical values of 1%	5% 临界值 Critical values of 5%	结论 Conclusion
ln(GOVA)	(C, T, 5)	-2.382	-4.380	-3.600	不平稳
△ln(GOVA)	(C, N, 0)	-5.757	-3.736***	-2.994	平稳
ln(WI)	(C, T, 1)	-2.368	-4.362	-3.592	不平稳
△ln(WI)	(C, N, 0)	-4.795	-3.736***	-2.994	平稳
ln(TAMP)	(C, T, 8)	-1.473	-4.380	-3.600	不平稳
△ln(TAMP)	(C, T, 6)	-4.371	-4.380	-3.600**	平稳
ln(ACL)	(C, T, 1)	-2.914	-4.352	-3.588	不平稳
△ln(ACL)	(C, N, 9)	-2.034	-2.657	-1.950**	平稳
ln(LABOR)	(N, N, 4)	1.672	-3.736	-2.994	不平稳
△ln(LABOR)	(C, T, 1)	-5.202	-4.371***	-3.596	平稳

注:ln(GOVA)、ln(WI)、ln(TAMP)、ln(ACL)、ln(LABOR)分别表示农业总产值、水利建设投资完成额、农用机械总动力、常用耕地面积和农业劳动力人数的对数值。C、T、K 分别表示单位根检验方程中的常数项、时间趋势和滞后阶数,N 表示不包括常数项 C 或者时间趋势项 T。

*** 和 ** 代表 1% 和 5% 水平上显著。△表示序列的一阶差分。

Note: lnGOVA, lnWI, lnTAMP, lnACL and lnLABOR, express values of agricultural output, water investment, tractors, cultivated land and farm labor force, respectively. Contained within the type of test, C, T and K, respectively, denotes constant, trend and lagged order in the equation of augment Dickey-Fuller test. N means there is no constant or trend in it. ***, ** show significance at the 1% and 5% level. △ show first order difference.

上变量序列在 5% 显著性水平下均为不平稳序列,一阶差分后,ln(GOVA)、ln(WI)和 ln(LABOR)在 1% 显著性水平下平稳,ln(TAMP)和 ln(ACL)在 5% 显著性水平下平稳,说明以上变量序列均是一阶单整序列,满足协整分析条件,可进一步协整检验各变量间是否存在长期均衡关系。

2.2 协整关系检验

协整分析是处理非平稳时间序列的有效工具,

目前已成为检验变量间是否存在“伪回归”问题的重要分析方法。运用 Johansen 协整检验对 ln(GOVA)、ln(WI)、ln(TAMP)、ln(ACL)和 ln(LABOR)进行协整分析,综合比较 LR 统计量(5% 的置信区间)、FPE 最终预测误差、AIC 信息准则、SC 信息准则与 Hannan-Quinn 准则,确定协整检验最优滞后阶数为 1。检验结果见表 2。

表 2 Johansen 统计量检验结果

Table 2 Johansen statistic test

原假设(H ₀) Null hypothesis	特征值 Eigenvalue	迹统计量 Trace statistic		最大特征根值统计量 Max statistic	
		统计值 Statistic value	5% 临界值 Critical values of 5%	统计值 Statistic value	5% 临界值 Critical values of 5%
0	0.872 1	77.36	68.52	36.21	33.46
1	0.725 6	41.16 *	47.21	27.06	27.07
2	0.619 6	14.10	29.68	7.76	20.97

Johansen 协整检验迹统计量和最大特征根值统计量检验结果均表明,ln(GOVA)、ln(WI)、

ln(TAMP)、ln(ACL)和 ln(LABOR)之间存在 1 个协整关系,具体协整方程为

$$\ln(\text{GOVA}) = -61.84 + 0.35\ln(\text{WI}) + 3.69\ln(\text{TAMP}) + 2.19\ln(\text{LABOR}) + 3.4\ln(\text{ACL}) \quad (5)$$

(3.81) (5.65) (7.25) (3.65)

计算得, $R^2 = 0.6120$, 极大似然估计值 = 210.4093, F 统计量 = 41.0187, 方程估计准确、有效。因此,陕西省的农业总产值、农业劳动力人数、年末常用耕地面积、农业机械总动力和水利建设投资之间存在长期均衡关系,水利建设投资变动 1%,农业总产值变动 0.35%,说明水利建设投资对农业经济增长具有一定促进作用。

通过对时间序列数据分析,可以看出,陕西省水利建设投资在一定程度上影响着农业经济增长,但具体影响程度和水利投资的实际作用还需要运用实证模型进一步量化研究。

3 实证结果与分析

3.1 模型滞后期长度的确定

滞后期 k 可根据经济理论或实际经验加以确定,也可通过统计检验获取信息。本研究结合常用的 2 种方法决定合适的滞后期:1)利用调整后的 R^2 值决定滞后项数,即在模型中添加滞后项,直到调整后的 R^2 不再增加;2)通过施瓦茨信息准则(SC)、赤池信息准则(AIC)和 LR 统计量等来确定滞后期

数^[19]。按照上述原则,得到最佳的水利投资滞后长度为 6,则模型(3)表示为

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln S + \gamma \ln K + \delta_0 \ln W_t + \delta_1 \ln W_{t-1} + \delta_2 \ln W_{t-2} + \dots + \delta_6 \ln W_{t-6} \quad (6)$$

3.2 用 Almon 多项式法变换模型

模型(6)的滞后变量之间可能存在高度线性相关,即存在高度的多重共线性,如果直接用 OLS 估计则无法得到最佳无偏估计量,需要用阿尔蒙多项式法对式(6)做变换。模型中参数 δ_i ($i=0,1,2,\dots,6$) 的分布可以近似地用一个关于 i 的低阶多项式表示,利用多项式减少模型中参数,即

$$\delta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + \dots + a_m i^m \quad (m < 6)$$

代入式(6)得

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln S + \gamma \ln K + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + \dots + a_m Z_{mt} \quad (7)$$

$$Z_{st} = \begin{cases} \sum_{i=0}^6 W_{t-i} & s = 0 \\ \sum_{i=0}^6 i^s W_{t-i} & s = 1, 2, \dots, m \end{cases}$$

根据式(7),用 OLS 估计出 $a_0, a_1, a_2, \dots, a_m$ 的值,反推得出 $\delta_0, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_k$ 的估计值。

3.3 回归结果与分析

多项式次数可以根据经济理论和实际经验加以确定。阿尔蒙多项式的次数 m 通常取得较低,一般取 2 或 3,很少超过 4。初步估计发现,多项式系数为 2 和 3 时系数的动态分布在经济上无法解释,取 4 时系数符号和动态变化与理论预期一致,因此取 $m=4$ 。为得到参数估计量的正确标准误,消除随机误差项序列相关的影响,采用序列相关稳健标准误差法对模型进行实证估计。

本研究运用 Stata 12.0 版软件进行数据处理和模型估计,水利投资滞后 6 期的阿尔蒙多项式分布

滞后模型回归结果见表 4。结果可知,调整后 $R^2 = 0.9889$,即被解释变量变化的 98.89% 可由模型中解释变量的变化来解释,模型拟合程度良好; F 统计值在 1% 的水平上显著,表示模型中被解释变量与解释变量之间线性关系在总体上成立;除水利投资当期和滞后 1、2 期变量(即 $\ln W_t, \ln W_{t-1}$ 和 $\ln W_{t-2}$) t 值很小外,其他解释变量均通过了 t 检验。劳动力、年末耕地面积和农业机械总动力均在 1% 的水平上显著,且系数均为正,说明陕西省农业劳动力人数、年末耕地面积和农业机械总动力的增加对全省农业经济发展具有正的收入效用,当这 3 个变量每增加 1% 时,农业总产值分别增加 0.84%、12.12% 和 1.49%。

表 3 Newey-West 稳健标准误估计结果

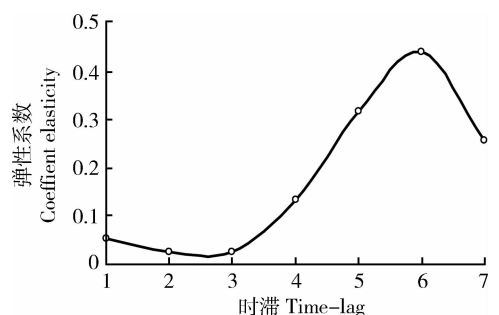
Table 3 Newey-West standard error regression estimate

解释变量 Explanation variable	估计结果(t 值) Estimate outcome(t value)	解释变量 Explanation variable	估计结果(t 值) Estimate outcome(t value)
$\ln W_t$	0.052(1.10)	$\ln L$	0.835*** (4.44)
$\ln W_{t-1}$	0.024(0.78)	$\ln S$	12.121*** (9.12)
$\ln W_{t-2}$	0.026(0.78)	$\ln K$	1.486*** (4.58)
$\ln W_{t-3}$	0.135*** (4.42)	常数	-109.6*** (-9.26)
$\ln W_{t-4}$	0.319*** (11.66)	Adj- R^2	0.9889
$\ln W_{t-5}$	0.442*** (11.25)	F 统计量	519.57
$\ln W_{t-6}$	0.258*** (3.86)	D. W.	2.1163

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

Note:***, **, * show significance at the 1%, 5% and 10% level, respectively.

从水利建设投资看,水利投资滞后 3、4、5、6 期均在 1% 水平上显著。表明陕西省水利投资对农业经济增长的作用具有较强时滞性,可能是由于农田水利基本建设见效慢,大型水利投资工程项目建设工期长,所占总投资比重较大,而用于配套和小型水利设施项目投资所占比重较小^[20],再加上资金审批程序复杂等原因,使得水利投资的作用在资金投入生产后的第 3 年才突显出来。根据水利投资各滞后期变量的弹性系数 δ_i ,得到水利投资对农业经济增长的作用趋势(图 1)。可见,水利投资对农业经济增长的作用呈先降,后升,再下降的趋势。这与实际情况相符。在现实生活中,部分水利投资用来建设小型水利灌溉设施等生产性固定资产,这些投资当年就可发挥作用,其作用随时间推移而不断下降;而



横轴刻度 1 指投资当年,2 指投资后第 1 年,依次类推。Horizontal axis 1 show the current year of investment, 2 show the first year after investment, and so on.

图 1 水利投资对农业经济增长的作用

Fig. 1 Effect of water investment against agricultural economic growth

部分水利投资用来进行规模较大的水利工程项目建设,这些投资要经过较长时间才能发挥作用,且其作用程度随配套设施的逐渐完善和项目的老化先升后降。以上两者综合作用使得曲线前半部分升高而后半部分下降,且其基本形状比较稳定^[20]。

结合表4和图1可以看出,水利资金投入经济活动当年直到之后第2年,对农业总产值影响很小,第3年开始变大,第5年达到最大,水利投资每增加1个百分点,农业总产值在第3年、第4年和第5年分别增加0.135、0.319和0.442个百分点,第6年下降,为0.258个百分点。水利投资对农业经济增长的动态弹性系数($\sum_{i=1}^6 \delta_i$)和长期弹性系数($\sum_{i=0}^6 \delta_i$)分别为1.204和1.256,经 t 检验,均在1%的水平上显著。由此可见,水利投资每增加1个百分点,之后几年可促进农业总产值增加1.204个百分点,由于滞后效应形成的对农业总产值总的影 响为1.256个百分点,即1亿元的水利投资6年后可累计带来约1.256亿元的农业经济收益。

4 结 论

本研究建立了含有劳动、土地、固定资本和水利资本及其滞后期变量的多项式分布滞后模型,对陕西省1982—2011年连续29年的时间序列数据进行实证检验和分析,得到以下主要结论:1)陕西省农业总产值、农业劳动力人数、年末常用耕地面积、农业机械总动力和水利建设投资之间存在长期的均衡关系。2)水利投资对农业经济增长的作用在资金投入后第3年体现出来,第5年达到最大,第6年开始下降。由于农田水利基本建设见效慢,大型水利投资工程项目建设工期长,所占总投资的比重大,用于见效快的配套和小型水利设施项目投资所占比重较小,以及资金审批程序复杂等原因,使得水利投资表现出较强的滞后效应。3)水利投资1亿元,在6年后可累计促进农业经济增长1.256亿元,表明水利投资是农业经济增长的重要推动力。

参 考 文 献

[1] Quazi R M. Strategic water resources planning: A case study of

- Bangladesh[J]. *Water Resources Management*, 2001, 15(3): 165-186
- [2] 国家发展改革委,水利部,住房城乡建设部. 水利发展规划(2011—2015年)要点[J]. *中国水利*, 2012(13): 1-11
- [3] 王锋. 认真贯彻党的十八届三中全会 深入推进我省水利现代化建设[J]. *陕西水利*, 2014(1): 1-5
- [4] Bassi A M, Tan Z H, Goss S. An integrated assessment of investments towards global water sustainability[J]. *Water*, 2010(2): 726-741
- [5] 王剑. 陕西水利建设驶入快车道[N]. *中国水利报*, 2014-01-07(8)
- [6] Hu J L, Wang S C, Yeh F Y. Total-factor water efficiency of regions in China[J]. *Resources Policy*, 2006, 31(4): 217-230
- [7] 唐文进,徐晓伟,徐桂华. 基于投入产出表和社会核算矩阵的水利投资乘数效应测算[J]. *南方经济*, 2012(11): 146-155
- [8] Velazquez E. An input-output model of water consumption: analyzing intersectoral water relationships in Andalusia[J]. *Ecological Economics*, 2006, 56(2): 226-240
- [9] 杜威漩. 中国农业水利基建投资的实证研究[J]. *农业技术经济*, 2005(3): 43-47
- [10] 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
- [11] 吴丽萍,陈宝峰,张旺. 中国水利投资对农业经济增长影响的实证研究[J]. *技术经济*, 2012, 31(10): 76-81
- [12] 王广深,何铭涛,莫易娴,等. 中国农村水利投资特点及对农业产出贡献度分析[J]. *水利经济*, 2013, 31(3): 11-15
- [13] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算[J]. *中国农村经济*, 2010(6): 25-37
- [14] Lin J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(1): 34-51
- [15] 张元红. 改革以来中国农业的增长与要素贡献[J]. *中国农村经济*, 1996(5): 002
- [16] 石慧,王怀明,孟令杰. 要素累积,全要素生产率与中国农业增长地区差异[J]. *农业技术经济*, 2009(3): 17-26
- [17] 马树才,孙长清. 经济增长与最优财政支出规模研究[J]. *统计研究*, 2005(1): 15-20
- [18] 丁建勋. 基础设施投资与经济增长:我国基础设施投资最优规模估计[J]. *山西财经大学学报*, 2007, 29(2): 28-31
- [19] 丁俊君,戴生泉. 多项式分布滞后模型阶数的确定及其应用[J]. *统计与决策*, 2004(10): 28-29
- [20] 王益松. 农业投资分布之后模型及其应用[J]. *数量经济技术经济研究*, 1993(1): 57-61