

许朗,凌玉,耿献辉,等. 农田水利投资与农业经济增长的动态关系——基于全国省级面板 VAR 模型[J]. 江苏农业科学,2016,44(3):458-461.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.03.128

农田水利投资与农业经济增长的动态关系 ——基于全国省级面板 VAR 模型

许朗,凌玉,耿献辉,刘晓玲

(南京农业大学经济管理学院,江苏南京 210095)

摘要:基于我国 1990—2012 年 29 个省(市)的面板数据,阐明了我国农田水利投资和农业经济增长的现状,通过构建两者的面板向量自回归(VAR)模型,实证检验并分析了农田水利投资与农业经济增长之间的动态关系。结果表明:农田水利投资与农业经济增长之间存在长期协整关系;农田水利投资对农业经济增长存在正向的推动作用,而农业经济增长对农田水利投资的影响存在地区差异性;农业经济增长对农田水利投资影响最大的是西部,农田水利投资对农业经济增长影响最小的地区为东部。对此,提出加大水利投资力度、推广节水灌溉技术、加强水利工程管理体制改革等建议。

关键词:农田水利投资;农业经济增长;动态关系;省级面板;VAR 模型

中图分类号: S279.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)03-0458-04

根据 2011 年 6 月《水利发展规划(2011—2015)》,全国一半以上的耕地缺少基本灌排条件,40% 的大型灌区骨干工程与 50%~60% 的中小型灌区存在设施不配套、老化、失修等问题,大型灌排泵站的设备完好率不足 60%,农田灌溉“最后一公里”问题凸显。水利设施的缺乏、老化或者失修必然会给农业生产带来负面的影响,从而阻碍农业经济的增长。所以近年来我国不断增加水利建设投入规模,根据水利部规划,“十二五”期间我国水利投资规模将达到 8 万亿,相比“十一五”期间实际投资规模增长 156%,年均复合增长 20.7%。而我国如此大规模的水利投资是否促进了农业经济的增长,农业经济的增长又能否反过来提高水利投资水平?反思这些问题,有利于提高我国水利投资效率,加强我国农田水利基础设施建设,提高各地区抗灾能力和粮食生产能力,对保障我国粮食安全、提高水利对经济社会发展的支撑能力等具有重大的现实意义。

关于水利投资与农业经济增长的关系,学者们进行了诸多探索。有学者基于水利社会核算矩阵的分析发现,水利投资对国民经济尤其是农业部门能产生较大的拉动效应,但是不同水利部门的投资增加对国民经济的具体拉动效应存在较大的差别^[1]。也有学者基于 C-D 生产函数的研究发现,增加水利投资对提高粮食产出有促进作用^[2]。基于水利投资和经

济发展历史数据,深入分析水利投资对农业、第二、第三产业的促进作用,发现水利投资极大促进了经济的发展^[3]。有学者通过构建生产函数模型讨论基础设施投资和人力资本积累与农业经济增长之间的关系,结果表明,基础设施投资阻碍了农业经济的增长^[4]。周世香运用 DEA 和 Malmquist 指数分析了全国各个省份的农业水利投资效率,研究发现“十一五”期间中部和西部大多数省份的农业水利投资效率都相对低下^[5]。

在省(市)层面,有学者基于四川省的实证分析认为,四川省财政支农支出、农业固定资产投资和第一产业从业人数对农业经济增长均具有积极作用^[6];基于四川省的研究发现,农田水利基建投资与农业经济增长并未形成双向因果关系,农田水利基建投资增长会推动农业经济增长,而农业经济增长并未显著带动农田水利基建投资的增加^[7]。有学者研究了重庆市农村基础设施对农业经济增长的影响,结果表明,重庆市农村经济基础设施资本存量与农业经济增长间存在着长期均衡关系^[8]。

从已有的成果来看,农田水利投资能够促进农业经济增长基本已经得到了绝大多数学者的认可,但是农业经济增长对农田水利投资的影响却成果寥寥;对于两者之间的双向关系,不同的学者得到了不同的结论,但仍缺乏基于全国层面的双向机制的研究。相关成果和分析思路都为本研究奠定了基础。本研究基于全国 29 个省(市)1990—2012 年的面板数据,借助面板向量自回归(VAR)模型,并采用单位根检验、协整检验、因果检验和面板 VAR 方法,对农田水利投资与农业经济增长之间的双向影响机制进行分析,并在此基础上就近期我国政府的水利投资方向和渠道提出相关的政策建议。

1 材料与方法

1.1 研究方法

采用面板 VAR 模型分析农田水利投资和农业经济增长的关系,构建了以下模型:

收稿日期:2015-06-28

基金项目:国家社会科学基金重大招标项目(编号:13ZD160);国家自然科学基金(编号:7157030792);国家软科学研究计划(编号:2014GXQ4D184);农业部软科学研究(编号:201531-1);江苏省软科学研究计划(编号:BR2015043)。

作者简介:许朗(1961—),男,江苏南京人,博士,教授,主要从事农业、技术经济管理、投资项目经济评价研究。E-mail: xulang@njau.edu.cn。

通信作者:凌玉,硕士研究生,从事技术经济及管理研究。
E-mail: 2013106045@njau.edu.cn。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \partial_j Y_{i,t-j} + \eta_i + \psi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中：*i* 为不同地区；*t* 为年份；*Y_{i,t}* 为 2 个向量，分别是农田水利投资（*irr*）、农业经济增长（*agr*）；*Y_{i,t-j}* 为以上 2 个向量之后 *j* 期的表示； ∂_j 为回归系数； η_i 为地区固定效应； ψ_i 为时间效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机项。

1.2 数据来源及预处理

建国以来，水利投资的统计口径经过多次调整，其中水利基建投资数据较为完整，并且在水利投资中占据主导地位^[2]。因此，选取农田水利基建投资完成额（*irr*）作为农田水利投资的分析指标，以农林牧渔业总产值（*agr*）作为农业经济增长的衡量指标^[9]，数据分别来源于《中国水利年鉴》和国家统计局网站。为了保持统计口径的一致，将重庆市归入四川省；由于西藏地区存在大量数据的缺失，因此不纳入讨论范围；时间跨度为 1990—2012 年。考虑到全国各个地区经济发展水平、农业发展状况和自然资源禀赋的差异，本研究将全国分为东、中、西部 3 个地区分别进行分析[东部地区包括：辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南共 11 个省（市、自治区）；中部地区包括吉林、黑龙江、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省（自治区），西部地区包括内蒙古、陕西、青海、宁夏、新疆、甘肃、四川、贵州、云南、广西 10 个省（市、自治区）]。为了剔除价格波动带来的不同年份数据不具备可比性的问题，用固定资产投资价格指数（1990 年 = 100）对农田水利投资数据进行可比价格调整（个别省份存在少量数据缺失的问题，以有数据年为基期进行调整），用农林牧渔业总产值指数（1990 年 = 100）对农林牧渔业总产值数据进行可比价格调整。同时，为避免异方差和数据的强烈波动影响，对所有数据进行了对数处理，并分别用 *lirr*、*lagr* 来表示取自然对数后的农田水利投资、农林牧渔业总产值。本研究构建了涵盖全国除港澳台之外的 3 个地区、29 个省（市）23 年的面板数据，共有 667 组观测值。

本研究基于调整价格影响后的可比价数据绘制了农田水利投资与农业经济增长的发展趋势图（图 1）。可以看出，1990—2012 年间全国农田水利投资与农林牧渔业总产值都

呈现出明显的增长趋势，并且二者之间存在很大的相关性，相关系数为 0.759 4。但是，农田水利投资占农林牧渔业总产值的比例在 2002 年以后却呈下降的趋势，表明农业经济增长对农田水利投资的带动效应并不明显，或者是现有规模的水利投资已经满足需要，而造成农业产出增幅高于水利投资增幅。那么，农田水利投资的效率如何？农田水利投资与农业经济增长之间的动态关系如何？由于水利项目的投资存在滞后性，其效益可能需要在下一年或更长时间后才会产生影响。因此，有必要进一步从动态层面来衡量农田水利投资与农业经济增长之间的关系。

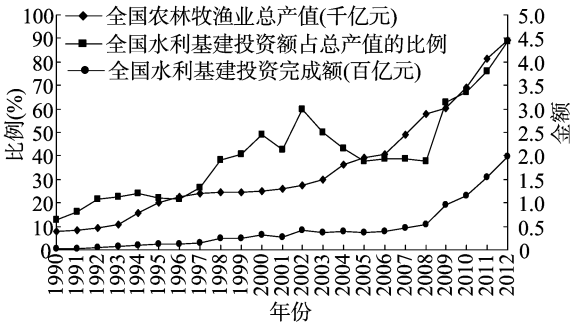


图1 1990—2011年全国农田水利投资与农林牧渔业总产值的变化情况

2 结果与分析

2.1 面板单位根检验

由于做 VAR 模型要求系统中的变量具有平稳性特征^[10]，因此有必要对农林牧渔业总产值（*lagr*）、水利投资完成额（*lirr*）的平稳性进行检验，以避免采用非平稳数据拟合模型而造成“伪回归”。STATA12.0 软件为面板数据提供了 5 种单位根检验方法，分别为 LLC 检验、HT 检验、Breitung 检验、IPS 检验和 Fisher 检验，为保证结果的稳健性，本研究利用上述 5 种检验法得到了表 1 的检验结果。可以看出，当检验 3 个地区 2 个变量的一阶差分序列时，均显著地拒绝了原假设，而原值序列不能完全拒绝“存在单位根”的原假设，因此这 2 个变量的一阶差分为平稳序列，即两者均为一阶单整序列。

表 1 序列的单位根检验结果

数据类型	统计量	东部		中部		西部		结果
		lagr	lirr	lagr	lirr	lagr	lirr	
原值	LLC	-4.510 ***	-0.884	-2.802 ***	-0.245	-2.988 ***	-0.737	不平稳
	HT	1.208	-4.677 ***	0.754	-2.735 ***	1.628	-3.958 ***	不平稳
	Breitung	-1.507 *	-1.928 **	-1.512 *	-2.000 **	-1.262	-1.104	不平稳
	IPS	-1.012	-4.356 ***	-0.797	-2.614 ***	-0.090	-2.755 ***	不平稳
	ADF - F	8.431	66.627 ***	6.974	17.784	3.748	28.526 *	不平稳
一阶差分值	LLC	-5.091 ***	-4.293 ***	-4.353 ***	-3.887 ***	-3.762 ***	-5.107 ***	平稳
	HT	-7.216 ***	-16.398 ***	-7.007 ***	-13.728 ***	-5.957 ***	-15.511 ***	平稳
	Breitung	-6.600 ***	-7.087 ***	-6.101 ***	-8.255 ***	-5.975 ***	-7.858 ***	平稳
	IPS	-4.991 ***	-9.192 ***	-4.934 ***	-7.574 ***	-4.736 ***	-8.122 ***	平稳
	ADF - F	55.203 ***	283.471 ***	52.614 ***	173.043 ***	42.291 ***	195.174 ***	平稳

注：“***”“**”“*”分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。表 2 至表 5 同。

2.2 面板协整检验

为了检验 2 个变量之间是否具有长期均衡的关系，在单位根检验基础上对数据序列进行协整检验。Westerlund 构造了 4 个统计量，2 个组统计量 *Gt*、*Ga*，2 个面板统计量 *Pt*、

Pa^[11]。组统计量说明在允许面板异质性的条件下存在协整关系，面板统计量是在考虑面板同质性的条件下检验是否存在协整关系，2 组统计量的原假设均为不存在协整关系。由表 2 可知，2 组面板统计量的检验结果基本是一致的，均显著

地拒绝了原假设。因此,东、中、西 3 个地区的农田水利投资和农业经济增长之间存在长期协整关系。也就是说,农田水利投资对农业经济增长从长期看来存在促进作用,并且可以通过误差修正机制,保持两者之间长期稳定“均衡”的关系。

表 2 面板协整检验结果

统计量	东部	中部	西部
Gt	-4.068 ***	-3.380 ***	-3.196 ***
Ga	-18.016 ***	-25.314 ***	-18.179 ***
Pt	-11.599 ***	-9.112 ***	-10.229 ***
Pa	-19.104 ***	-22.090 **	-18.359 ***

2.3 面板误差修正模型

为了检验农田水利投入与农业经济增长之间长期、短期的因果关系,本研究建立了面板数据误差修正模型。做误差修正模型之前还应该正确确定滞后期 k ,如果滞后期太少,误差项的自相关会很严重,并导致参数的非一致性估计。在模型中适当加大 k 值(增加滞后变量个数),可以消除误差项中存在的自相关。但是 k 值又不宜过大,因为过大会导致自由度减小,直接影响模型参数估计量的有效性^[12]。本研究主要采用当前较为常用的 3 种确定滞后约束的检验方法:似然比(loglikelihood ratio,LR)统计量、赤池信息准则(Akaike information criterion,AIC)和施瓦茨信息准则(Schwartz criterion,SC)。由表 3 可知,根据选择最优 k 值的原则,即在增加 k 值

的过程中使 AIC、SC 值达到最小,确定滞后期数为 2 期。

表 3 滞后长度的确定结果

滞后期	LR	AIC	SC
0		0.668 6	0.718 0
1	0.812 9	0.734 5	0.833 5
2	5.738 9 *	0.526 8 *	0.675 2 *
3	0.954 4	0.584 9	0.782 8
4	2.987 3	0.530 0	0.777 4

参照已有文献的做法^[13-14],运用 EG 两步法,构建的面板数据误差修正模型见式(2)、式(3):

$$\Delta \ln agr_{it} = \beta_1 + \sum_{j=1}^k \theta_1 \Delta \ln agr_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_1 \Delta \ln irr_{i,t-j} + \lambda_1 ECM_{i,t-j} + \mu_{1it};$$

(2)

$$\Delta \ln irr_{it} = \beta_2 + \sum_{j=1}^k \theta_2 \Delta \ln irr_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_2 \Delta \ln agr_{i,t-j} + \lambda_2 ECM_{i,t-j} + \mu_{2it}。$$

(3)

式(2)、式(3)中: β_1 、 β_2 、 θ_1 、 θ_2 、 γ_1 、 γ_2 、 λ_1 、 λ_2 为系数; i 为不同地区; j 为年份; Δ 为一阶差分; $ECM_{i,t-j}$ 为长期均衡误差; μ_{1it} 、 μ_{2it} 为随机扰动项;如果对于所有的 i 、 λ_1 、 λ_2 为零的原假设都被拒绝,说明农田水利投资和农业经济增长之间存在着长期的因果关系,反之则不存在;如果 γ_{1j} 、 γ_{2j} 为零的原假设被拒绝,说明农田水利投资和农业经济增长之间存在着短期的因果关系,反之则不存在。结果见表 4。

表 4 面板误差修正模型结果

自变量	模型(2):因变量为 $\Delta \ln agr$			模型(3):因变量为 $\Delta \ln irr$		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
$\Delta \ln agr(-1)$	-0.004	-0.028	-0.197	0.049	1.918	-1.208
$\Delta \ln agr(-2)$	-0.524	0.245	0.475	0.007	-1.613	-0.374
$\Delta \ln irr(-1)$	-0.209 **	0.055 *	-0.021 **	-0.119	0.431	1.301
$\Delta \ln irr(-2)$	-0.651 *	-0.291 ***	-0.039 *	-0.049	0.252	-0.233
$ECM(-1)$	0.209 **	-0.191 **	-0.109 **	1.524 **	-0.604 ***	-0.272
调整的 R^2	0.309	0.287	0.486	0.583	0.442	0.321
F 值	2.733	1.132	0.083	3.138	0.419	0.496

由表 4 可以看出,东部地区的误差修正项 $ECM(-1)$ 在模型(2)、模型(3)中均达到 5% 的显著性水平,这说明长期看来,农田水利投入是农业经济增长的原因,反之亦成立,即东部地区存在从农田水利投入到农业经济增长的双向因果关系。短期内,东部地区仅存在从农田水利投入到农业经济增长的单向因果关系。对于中部地区而言,长期内,两者之间存在双向因果关系,但是短期内只存在从农田水利投入对农业经济增长的单向因果关系;无论是长期还是短期,西部地区都只存在从农田水利投入对农业经济增长的单向因果关系。

2.4 面板 VAR 模型

2.4.1 面板矩估计 为了说明变量之间的回归关系,首先进行面板矩估计(generalized method of moments,GMM),采用均值差分法消除时间效应,前向差分法消除固定效应。由表 5 的结果可以看出,对于全国 3 个地区而言,无论是滞后 1 期还是 2 期,农田水利投资都显著地表现出对农业经济增长的正向促进作用,这也说明了农田水利投资的效益存在滞后性,在较长的时间内才能更好地发挥对农业经济增长的促进作用。在滞后期数相同的情况下,西部地区农田水利投资对农业经济增长的正向促进作用大于中部、东部地区,更多的可能是因

为自然资源禀赋的差异,导致西部地区农田水利投资的增加可以获得更多的边际效益。

农业经济增长对农田水利投资的作用在不同地区表现不同。滞后 2 期的情况下,东部地区的农业经济增长表现出对农田水利投资的负向显著,而在滞后 1 期时不显著。可能是因为东部地区具有优越的地理环境和资源禀赋,以及良好的经济基础,其政策重心更多地倾向于农业产业结构的调整或者农业新品种和新技术的开发,从而挤出了农田水利的投资。中部地区农业经济增长对农田水利投资存在显著的促进作用,而西部地区农业经济增长对于农田水利投资的作用不显著。

2.4.2 面板方差分解 为了更好地分析农田水利投资与农业经济增长之间相互影响的程度,利用面板方差分解来进行进一步的说明。表 6 为第 10 个、第 20 个预测期的方差分解结果。由结果可知,第 10 个预测期与第 20 个预测期的结果比较接近,说明系统在第 10 个预测期已基本趋于稳定,农业经济增长与农田水利投资之间的动态关系已达到均衡;系统内 2 个变量受自身冲击的影响均大于受对方冲击的影响,对自身波动的贡献率均在 60% 以上;农业经济增长对农田水利

表 5 面板 VAR 模型 GMM 结果

自变量	lagr			lirr		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
lagr(- 1)	1. 146(18. 04)	1. 153(14. 64)	1. 226(18. 49)	- 0. 654(2. 24)	0. 342 ** (0. 97)	0. 191(0. 60)
lagr(- 2)	- 0. 379(- 6. 06)	- 0. 274(- 3. 34)	- 0. 393(1. 31)	- 0. 063 ** (- 0. 22)	0. 509 * (1. 39)	0. 568 * (8. 09)
lirr(- 1)	0. 055 *** (3. 70)	0. 073 ** (0. 53)	0. 079 ** (- 5. 94)	0. 616(9. 01)	0. 545(6. 63)	0. 573(1. 77)
lirr(- 2)	0. 064 ** (- 0. 94)	0. 089 ** (0. 72)	0. 099 *** (1. 42)	0. 169(2. 53)	0. 103(1. 28)	0. 163(2. 34)

注:括号内数字表示模型系数的 *t* 检验值。

表 6 面板方差分解结果

变量	时期	东部		中部		西部	
		lagr	lirr	lagr	lirr	lagr	lirr
lagr	10	0. 748	0. 251	0. 957	0. 243	0. 819	0. 181
lagr	20	0. 697	0. 302	0. 944	0. 256	0. 763	0. 237
lirr	10	0. 134	0. 866	0. 245	0. 663	0. 237	0. 675
lirr	20	0. 154	0. 845	0. 303	0. 678	0. 252	0. 597

投资的影响在 18% ~ 30% 之间,其中西部最高,东部最低。西部地区经济相对落后,而且水资源极度匮乏,因此需要不断补充和完善水利基础设施,提高水资源利用率,从而保证农业的进一步发展;农田水利投资对农业经济增长的影响在 13% ~ 30% 之间,其中中部高于西部,西部高于东部。对于东部地区来说,良好的经济基础和优越的地理位置极大地促进了该地区农业的发展,在各类型水利设施基本配套的情况下,单位水利投资的效益到达拐点,农业经济的进一步增长需要依赖技术的进步和产业结构的优化调整。

3 结论与讨论

本研究基于全国 29 个省(市)1990—2012 年的面板数据,总结了我国近年来农业经济增长和农田水利投资的情况。通过构建面板 VAR 模型,探讨了我国东、中、西部 3 个地区农田水利投资和农业经济增长之间的相互关系,主要结论如下。

第一,对全国而言,农田水利投资与农业经济增长之间存在长期的协整关系。农田水利投资对农业经济增长表现出显著的正向影响。也就是说,无论是东部,还是中部、西部,从长远看来,农田水利投资对农业经济增长均存在正向的推动作用。农业经济增长对农田水利投资的影响却因地而异。

第二,农田水利投资与农业经济增长之间的关系存在较强的区域差异。短期内,东部地区仅存在从农田水利投入到农业经济增长的单向因果关系,而长期内二者之间存在双向因果关系;对于中部地区而言,长期内两者之间存在双向因果关系,但是短期内只存在从农田水利投入对农业经济增长的单向因果关系;无论是长期还是短期,西部地区都只存在从农田水利投入对农业经济增长的单向因果关系。

第三,方差分解的结果证明农业经济增长对农田水利投资影响最大的是西部,农田水利投资对农业经济增长影响最小的地区为东部,可能的原因在于各地区资源禀赋和经济条件的差异。

综上所述,本研究认为 1990 年以来全国农田水利投资的整体效应是积极的。为了进一步提高农田水利投资的社会效应和经济效应,节约水资源,促进农业经济的可持续增长,应

从以下几个方面进行调整和改善:第一,应继续加大农田水利投资力度,特别是小型农田水利设施末端渠系的工程建设,以解决农田水利工程中“最后一公里”问题;第二,应大力推广节水灌溉技术,配套节水灌溉工程,从而避免水资源的过度消耗,提高有效灌溉,保障农业综合效益;第三,从水利事业和农业经济长远良性发展来看,需要加大农业产业结构调整以及水利工程管理体制改革的力度,合理的水资源管理政策,提高农户节水、管水、投入农田水利建设的积极性,发挥农田水利投资对农业经济增长的短期、长期效应,从而实现经济、社会和生态的稳步、健康发展。

参考文献:

[1]唐文进,徐晓伟,许桂华. 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.

[2]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.

[3]徐 波,李 伟. 水利投资对经济增长的促进作用分析[J]. 水利发展研究,2012,12(3):11-15,31.

[4]刘 晗,曹祖文. 基础设施投资、人力资本积累与农业经济增长[J]. 经济问题探索,2012(12):84-90.

[5]周世香. 农业水利投资效率实证研究[D]. 兰州:西北师范大学,2013.

[6]汪 含. 四川省财政支农支出与农业经济增长关系的实证研究[D]. 重庆:重庆大学,2013.

[7]曾茂春,曾维忠. 农田水利投资与农业经济增长的动态关系研究——以四川省为例[J]. 湖北农业科学,2013,52(5):1210-1213.

[8]许丹丹. 重庆市农村基础设施对农业经济增长的影响研究[D]. 重庆:重庆工商大学,2014.

[9]姚延婷,陈万明,李晓宁. 环境友好农业技术创新与农业经济增长关系研究[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(8):122-130.

[10]吴林海,彭宇文. 农业科技投入与农业经济增长的动态关联性研究[J]. 农业技术经济,2013(12):87-93.

[11]Westerlund J. Testing for error correction in panel data[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2007,69(6):709-748.

[12]潘红宇. 时间序列分析[M]. 北京:对外经济贸易大学出版社,2006.

[13]潘 丹,应瑞瑶. 中国水资源与农业经济增长关系研究——基于面板 VAR 模型[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(1):161-166.

[14]李 青,陈红梅,王雅鹏. 基于面板 VAR 模型的新疆农业用水与农业经济增长的互动效应研究[J]. 资源科学,2014,36(8):1679-1685.