

农村水利基础设施建设投入与农村经济发展关系的实证研究

华 坚,曹茜茜

(河海大学商学院,江苏 南京 211100)

摘要:利用 1999—2010 年我国省际面板数据,结合固定效应的面板数据模型,实证分析了我国各地区农村水利基础设施投入与我国农村经济发展关系的差异。研究结果表明,各地区农村水利基础设施投入对该地区的农村经济发展有显著的推动作用,但地区之间存在较大的差异,具体表现为:东部地区大于中部地区,中部地区大于西部地区。因此,在继续增加农村水利基础设施投入的同时,各地应因地制宜地制定当地的农业发展政策。

关键词:农村水利;农村经济发展;地区差异;面板数据

中图分类号:F407.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-9511(2013)05-0058-05

农业的基础地位能否加强、公共事业发展的重点能否切实向农村倾斜已经成为衡量城乡统筹发展的关键问题。因此要大力引导资金、技术、人才等公共资源流向农村,促进城乡公共服务的均等化。另一方面,农村水利是农业的命脉,农村水利基础设施直接关系到农业生产条件的优劣,是农业生产和经营活动的物质载体,制约着农村经济的发展。开展农村水利基础设施建设,是改善农村生产条件的重要手段,是现代农业建设的关键环节,关系到农业的兴衰^[1]。2011 年中央一号文件《中共中央国务院关于加快水利改革发展的决定》是中央首个以水利建设为主题的综合性政策文件。该文件把水利建设作为基础设施建设的优先领域,把农田水利作为农村基础设施建设的重点任务,要求从土地出让收益中提取 10% 用于农村水利建设。此文件的颁布体现了党和政府对农村水利基础建设的重视程度不断提高。

农村水利基础建设领域最早的研究,主要针对农村水利基础建设的现状、筹融资及制度建设等进行定性的分析,定量地分析农村水利经济效益的研究偏少^[2-4]。近年来,越来越多的学者开始从不同的角度对农村水利建设与国民经济或农业产出的关系进行了研究。陈文科^[5]等人研究发现中国农业

基础设施发展滞后是可持续发展的制约因素;杜威漩^[6]运用双对数模型对 1981—2001 年中国农业水利基建投资与国民经济总体发展水平之间的相互关系进行了实证研究,研究表明中国农业水利基建投资与 GDP 之间具有高度的相关性;马林靖^[7]采用倍差分析的实证研究方法对农村灌溉设施投资的效果进行了评估,研究表明灌溉项目的投资对项目村的亩均农业收入具有一定的正向作用。上述研究成果为农村水利基础设施建设与国民经济关系研究提供了科学合理的依据,但是大多是针对全国或是某个特定的区域进行研究,从区域比较的角度进行研究的学者不多。我国各个地区的资源禀赋、经济条件和农业生产结构存在明显的差异,使得各个地区水利建设的效益有所不同^[7],因此基于地区差异的视角研究农村水利基础设施投入和农村经济发展的关系具有很强的可行性和必要性。郭唐兵等^[8]将农田水利建设水平概括为农田排灌系统、截留提水设施建设和水土保持三类,从地区差距的角度对农村水利基础建设水平和经济的关系进行了探讨,但是在农村水利基建投入方面没有进行详细的研究。笔者在上述研究的基础上,利用 1999—2010 年我国省际面板数据,采用固定效应模型进行参数估计,对我国农村水利基建投入与农村经济发展的关系及其区

1 农村水利基础建设投入的基本特征

1.1 农村水利基础建设投入总量的变化趋势

为了分析我国农村水利基建投入的变化趋势,笔者选取了水利基建投资占农业基建投资的比重和农村水利基建投入占 GDP 的比重两个指标进行衡量。前者反映了农村水利在基础建设中重要程度与趋势,后者反映了农村水利基础建设投入对农村经济贡献率的变化趋势,结果详见图 1、图 2。“九五”以前的数据来源于 2000—2011 年《中国农村统计年鉴》,“十五”与“十一五”的数据根据《中国农村统计年鉴》、《中国水利公报》相关数据计算而得。

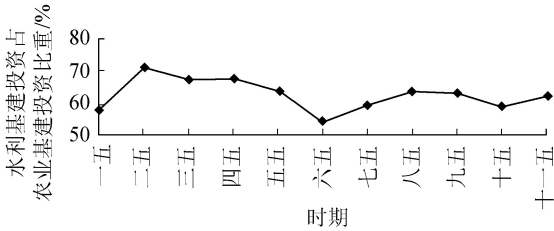


图1 我国各“五年规划”时期水利基建投资占农业基建投资比重

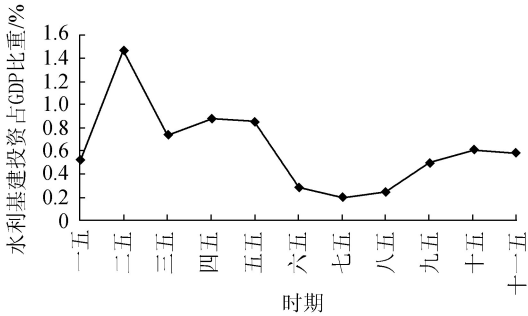


图2 我国各“五年规划”时期农村水利基建投资占GDP比重

从水利基建投资占农业基建投资的比重来看,呈现较为明显的阶段性特征。第一阶段为“二五”期间,比重由“一五”的 58.1% 上升到“二五”的 71.2%,是历年来增长最快的时期。第二阶段为“三五”到“六五”期间,比重持续走低,在“六五”期间跌到 53.8% 的最低水平。第三阶段为“七五”时期以后,比重开始徘徊上升,但增速极为缓慢。由此可见,我国农村水利基建投资在农业基础建设投资中的比重较不稳定,农村水利基建投入增长的稳定性较差,缺乏长效增长的机制。这与赵珊^[9]在 2007 年的研究得出的结论相同。从农村水利基建投资占 GDP 比重来看,这一比重整体上呈现下降的趋势,仅在“九五”以后呈现微弱的上升趋势。水利与通信、能源、交通行业等行业相比,其基建投资占 GDP 的比重一直比较低^[10]。各行业的均衡发展才能促

进国民经济的健康均衡发展,因而增加农村水利基建投入已经到了势在必行的地步。

1.2 农村水利基础建设投资主体分析

将 1999—2010 年农村水利基建投资分为来源于非农户和农户两类,可以初步分析农村水利基建投资资金的来源结构。由图 3 可见,1999—2010 年我国农村水利基建投入总额中,平均 10.44% 来源于农户,平均 89.56% 来源于非农户,非农户投入的比例远远高于农户,并且 2006 年以后非农户的投入比例仍然处于上升趋势,可见非农户投资构成了我国农村水利基建投资的主体。

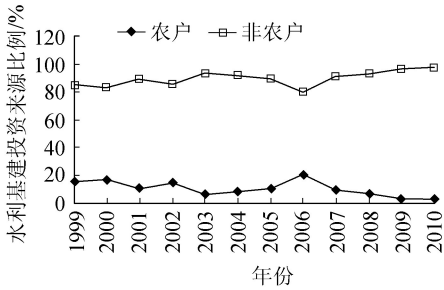


图3 农村水利基建投入资金来源结构比例

另一方面,从 1999—2005 年非农户农村水利基建投入的数据来看,事业单位的投入大大超过企业单位的投入,反映了 1999—2005 年农村水利基建投入以政府为主,投资主体较为单一的状况,这与杜威漩^[6]在 2005 年得出的结论一致。为了进一步分析近年来我国农村水利基建投入主体的状况,笔者利用双对数模型对 1999—2010 年农村水利基建投资与国家财政支出之间的相关性进行分析,得到以下的模型:

$$\ln Y = -3.236 + 0.79 \ln X$$
$$(-8.377) (12.09) \quad R^2 = 0.91 \quad (1)$$

式中:Y 为农村水利基建投资总额;X 为财政支出额。

回归结果表明,1999—2010 年农村水利基建投资与国家财政支出之间存在较强的长期正向线性相关性。这表明,我国农村水利基建投入仍以政府投资为主。

2 理论模型与实证研究

2.1 理论模型及数据来源

新古典内生增长理论认为,一国的经济增长可以表示为物质资本和人力资本不变规模报酬的 Cobb-Douglas(简称 C-D)生产函数,其基本表达式为

$$Y_i(t) = A_i(t) L_i(t)^\alpha K_i(t)^\beta \quad (2)$$

考虑到资金、劳动力和土地面积是影响农业产

出的重要因素,在引入农村水利基础设施建设变量后,得到修改后的模型为:

$$Y_i(t) = A_i(t)L_i(t)^{\alpha}K_i(t)^{\beta}S_i(t)^{\gamma}W_i(t)^{\delta} \quad (3)$$

式中: $Y_i(t)$ 为*i*区域在*t*时刻的农业产出水平; $A_i(t)$ 为*i*区域在*t*时刻的综合生产力; $L_i(t)$ 为*i*区域在*t*时刻农业生产投入的劳动力,这里的劳动力不仅包括劳动力数量,还包括劳动力的质量; $K_i(t)$ 为*i*区域在*t*时刻农村水利固定资产的投入量; $S_i(t)$ 为*i*区域在*t*时刻的土地面积; $W_i(t)$ 为*i*区域在*t*时刻农村水利基建投入量; $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 分别为各个要素的投入产出弹性系数。为了便于求解,并且降低异方差的影响,本文对模型两边取对数,得到以下的线性模型:

$$\ln Y_i(t) = \ln A_i(t) + \alpha \ln L_i(t) + \beta \ln K_i(t) + \gamma \ln S_i(t) + \delta \ln W_i(t) + \mu \quad (4)$$

本文用农业总产值来代表农业产出水平,这里的农业是狭义的农业,即种植业,为了消除通货膨胀因素的影响,利用以1998年为基期的农产品生产价格指数对变量进行平减处理;劳动力数量用第一产业的就业人数来代表。劳动力质量借鉴周晓等^[11]的方法,将文盲、小学、初中、高中、中专、大学以上5个文化等级分别设为1、1.07、1.254、1.308、1.634的权重,然后与不同等级的人数进行加权平均求得;资本投入借鉴马淑琴等^[12]的方法,采用化肥施用量来代表流动资本对农业产出的投入,用农用机械总动力来代表固定资本对农业产出的投入;土地面积用粮食播种面积来代表;由于数据来源的限制,借鉴张秀莲等^[13]的方法,用各地区农村水利固定资产投资代表农村水利基建投入水平(表1)。

鉴于数据的可得性和统计口径变化的限制,本文的时间跨度为1999—2010年。其中,农业总产值、第一产业的就业人数的数据来源于《中国统计年鉴》;各地区劳动力文化状况、农用机械总动力、化肥施用量、粮食播种面积和农村水利固定资产投资量的数据来源于《中国农村统计年鉴》。对于存在的数据缺损的情形,采用移动平均的方法加以补全。

表2 东部地区单位根检验表

检验方法	LLC	Breitung	ADF	PP
ln(Y)	-7.0059(0.0000)	-1.73358(0.0415)	51.2491(0.0004)	52.2797(0.0003)
ln(L)	-6.7001(0.0000)	-1.59109(0.0558)	50.5612(0.0005)	49.0853(0.0008)
ln(E)	54.3853(0.0001)	50.0967(0.1328)	50.0967(0.0006)	54.3853(0.0001)
ln(P)	-9.8109(0.0000)	-4.22103(0.0000)	82.7892(0.0000)	93.009(0.0000)
ln(C)	-7.39136(0.0000)	-2.0066(0.0224)	56.8327(0.0001)	51.81291(0.0000)
ln(S)	-7.64518(0.0000)	-2.07390(0.0190)	53.5313(0.0000)	59.6946(0.0000)
ln(I)	8.8849(0.0000)	-2.25884(0.0119)	66.779(0.0000)	70.1357(0.0000)

注:括号内为概率值,括号外为统计量,概率值小于0.01表明在1%的显著性水平下拒绝单位根的原假设。

表1 主要变量一览表

变量性质	变量符号	变量含义
因变量	<i>Y</i>	农业产出水平/亿元
自变量	<i>L</i>	劳动力数量/万人
	<i>E</i>	劳动力质量
	<i>P</i>	固定资本投入/万kW
	<i>C</i>	流动资本投入/万t
	<i>S</i>	土地面积/10 ³ hm ²
	<i>I</i>	农村水利基建投入水平/亿元

2.2 实证研究

现代计量经济学的研究表明,面板数据模型结合了时间序列数据和截面数据的优点,能够同时反映研究对象在时间和截面单元两个方向上的变化规律。采用面板数据进行研究,一方面可以增加样本量,整合更多的信息,一定程度上提高数据分析和模型解释的能力;另一方面可以综合利用样本信息,使研究更加深入,也能减少多重共线性带来的影响^[14]。因此,本文运用面板数据模型来分析我国农村水利基建投入对农村经济的影响。

2.2.1 实证结果与检验

由于非平稳的变量进行回归的时候通常会产生虚假回归的问题,因而首先对面板数据进行平稳性检验,即单位根检验。为了保证结果的稳健性,利用Eviews 6.0的软件,并采用LLC、Breitung、ADF和PP4种方式进行检验,其中LLC、Breitung方法适用于同质单位根检验,ADF、PP方法适用于异质单位根的检验。由表2可见,除了东部地区的ln(E)在Breitung检验下没有能拒绝原假设以外,所有的变量均在1%的显著性水平下拒绝了存在单位根的假设,因此可以判断各变量是平稳序列。中部和西部地区也得出了相似的结论,由于篇幅限制,不一一赘述。

由于数据序列平稳,因而可以进行模型的构建。面板数据有3种常见的模型形式:混合效应模型、固定效应模型和随机效应模型。为了确定使用何种模型,首先进行*F*检验和*H*检验。*F*统计量用于检验应该建立混合效应模型还是固定效应模型。*H*检验用于检验应该建立随机效应模型还是固定效应模型,模型的检验均由Eviews 6.0软件实现,结果详见

表3和表4。由表3可知, F 检验相应的 P 值小于0.05,应该推翻原假设,建立固定效应模型。由表5, H 检验相应的 P 值小于0.05,因而推翻原假设,建立固定效应模型。综合以上的分析,针对我国农村水利基建投入和农村经济之间关系应该建立固定效应模型。

表3 F 检验的结果

统计量	P 值
52.926166	0.0060

表4 H 检验的结果

统计量	P 值
27.716147	0.0036

回归结果显示,代表劳动力数量的变量并未通过显著性检验,因而将该变量剔除后重新进行方程估计。表5是剔除劳动力数量因素后模型估计的最终结果,结果显示调整后的 $R^2=0.957236$,即因变量的95.7236%可由模型解释,模型的拟合效果较好。 F 统计量的伴随概率为0.0000,在5%的显著性水平下拒绝了原假设,回归模型整体显著。①耕地面积对农业产出的推动作用最大,因此要严格保护耕地,防止非法侵占农业用地。②资本投入对农村经济的推动作用排名第二,这与我们的直觉相符,因为我国农业的原始积累不足,目前资本的边际生产力处于递增的阶段。③农村水利基建投入对农村经济发展的影响也较大,弹性系数约为0.39,表明农村水利基建投入每增加1%,农业产出增加0.39%。④代表劳动力素质的变量的系数为0.015299,影响效力较小。产生这样的结果,一方

表5 全国固定效应模型的估计结果

变量	相关系数	t 统计量	P 值
$\ln(E)$	0.015299	4.218444	0.0000
$\ln(P)$	0.090285	5.324815	0.0000
$\ln(C)$	0.458274	16.849240	0.0000
$\ln(S)$	0.476984	9.532974	0.0000
$\ln(I)$	0.394792	9.643782	0.0000
调整后的 $R^2=0.957236$ $F=484.6392$ $P=0.0000$			

面是由于近年来农村劳动力流动性较大,教育水平越高的劳动力也越倾向于到大城市就业,导致农村劳动力的流失,进而导致回归分析结果产生一定的偏差。另一方面是因为农村劳动力素质的提高对农村经济的推动作用具有一定的滞后性,不会立刻在农业产出中反映出来。

2.2.2 不同地区面板数据的回归结果

为了进一步从地区差异的视角揭示农业基建投入对农村经济的影响,笔者将全国分为东、中、西3个区域进行分类研究(表6)。关于区域的划分,采用国家统计局的统计口径。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南11个省市;中部地区包括山西、吉林、安徽、江西、黑龙江、河南、湖北和湖南8个省;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、广西、新疆、陕西、内蒙古12个省区市。①东、中、西3个区域模型调整后的 R^2 分别为0.969494,0.950301,0.963754,表明模型的拟合效果都较好。 F 统计量分别为742.7492,246.6492,573.7452,均在5%的显著性水平下拒绝了原假设,3个回归模型均整体显著。②农村水利基建投入与农村经济呈现同步增长的态势,对农村经济的影响较为显著。从地区差别角度看,东部地区的影响力>中部地区的影响力>西部地区的影响力。这主要是由于东部地区自然条件和经济基础好,有利于提高农村水利基建投入的资金使用效率,从而充分发挥农村水利基础设施对农村经济的推动作用。③就资本投入而言,东西部代表固定资本投入的农用机械总动力对农村经济的影响均未通过检验,中部地区呈现微弱的阻碍作用;东中西部代表流动资本的变量化肥用量都通过了 t 检验,并且弹性系数从大到小排列为:西部>中部>东部。这主要由于西部地区的农业主要以畜牧业和自然条件相对恶劣的灌溉农业为主,对生产性农业的资本投入能显著提升农业生产水平。④东中西部代表土地面积的变量都通过了 t 检验,东部地区的弹性系数小于中西部地区。这主要

表6 东中西部地区固定效应模型的估计结果

变量	东部		中部		西部	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量	系数	t 统计量
$\ln(E)$	-0.14990	-0.78638(0.3572)	0.147857	2.06452(0.05024)	-0.27563	-5.29474(0.0000)
$\ln(P)$	0.021856	1.386749(0.0588)	-0.374520	-3.755947(0.0049)	0.063521	0.83645(0.6937)
$\ln(C)$	0.153846	5.038563(0.0000)	0.368462	7.036562(0.0000)	0.582646	15.95736(0.0000)
$\ln(S)$	0.257794	7.649174(0.0000)	0.437628	6.735405(0.0000)	0.427494	6.846295(0.0000)
$\ln(I)$	0.460783	6.365927(0.0000)	0.216254	7.057255(0.0000)	0.036485	4.752844(0.0049)
R^2	0.969494		0.950301		0.963754	
F	742.7492(0.0000)		246.6492(0.0000)		573.7452(0.0000)	

注:括号内为 t 统计量的相伴概率,括号外为 t 统计量的值,概率值小于0.01表明在1%的显著性水平下拒绝原假设。

是因为,近年来东部地区的农业生产已由原先的粗放式生产向集约型生产转变,科技投入对农业生产力的影响力日益提高,因而耕作面积的扩大并不能很好地推动农业产出的提升。

3 结论与建议

笔者以我国 1999—2010 年 31 个省市为研究对象,采用固定效应的面板模型,对我国农村水利基础建设投入对农村经济的影响进行了实证分析,得出结论:①农村水利基础设施投入总量偏低,且增速缓慢;②农村水利基建投入以政府投入为主,投资主体较为单一;③农村水利基础建设投入对农村经济发展的推动作用较为显著,但是地区之间的差异也较为明显,具体表现为东部地区>中部地区>西部地区;第四,资本投入从总体上对我国农村经济的发展存在推动效力,其中流动资本的效力大于固定资本。

综合上述的结论,笔者提出以下政策建议:①继续增加农村水利基础设施投入的同时,要加强政府投资的导向性和激励性的作用,吸引社会资源流向农村水利建设;②各地区要根据该地区的自然条件、地形地貌和经济发展程度,把资金投入到的农村经济增长贡献最大的农村水利基础设施中去,提高资金的使用效率;③各地区要因地制宜地制定当地的农业发展政策。东部地区面对耕地面积对农村经济贡献率不高,土地荒废严重的情况,应该积极推进农村土地流转制度,增加科技投入和人才投入,从而保证农村经济持续稳定的发展。中部地区应结合当地耕地面积广阔、劳动力丰富的特点,努力整合当地的耕地资源,农村水利基建投入向灌溉水利倾斜。西部地区的特点是财政能力差,农村水利基础设施基础薄弱,中央政府可以通过转移支付制度加大对西部地区的资金支持。

参考文献:

[1] 张晓雪,黄长春. 农村水利改革发展中农民教育问题对策探析[J]. 继续教育研究, 2011(10):63-64.

[2] 国务院研究室调查组. 制度创新是调动农民水利建设积极性的关键[J]. 中国农村经济, 1998(7):30-34.

[3] 徐家贵,徐雪红. 国内外典型水利投融资模式及启示[J]. 水利经济, 2006, 24(1):47-49.

[4] 贺雪峰,郭亮. 农田水利的利益主体及其成本收益分析[J]. 管理世界, 2010(7):86-97.

[5] 陈文科,林后春. 农业基础设施与可持续发展[J]. 中国农村观察, 2000(1):9-21.

[6] 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.

[7] 马林靖. 中国农村水利灌溉设施投资的绩效分析:以

农民亩均收入的影响为例[J]. 中国农村经济, 2008(4):55-62.

[8] 郭唐兵,叶文辉. 我国农田水利与农业增长关系的实证研究[J]. 华东经济管理, 2012(12):84-88.

[9] 赵珊. 中国农业水利基本建设资金配置的实证研究[J]. 南京农业大学学报:社会科学版, 2007, 7(3):44-49.

[10] 曾志雄. 水利基建投资对我国区域经济增长贡献差异研究[J]. 水利经济, 2012, 30(6):14-16.

[11] 周晓,朱农. 论人力资本对中国经济增长的作用[J]. 中国人口科学, 2003(6):17-24.

[12] 马淑琴,章辉达. 中国农村水利基础设施的农业产出效应研究[J]. 贵州财经学院学报, 2012(3):86-92.

[13] 张秀莲,王凯. 我国农村基础设施投入区域差异分析[J]. 财经科学, 2012(3):77-84.

[14] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2008.

(收稿日期:2013-05-08 编辑:陈玉国)

(上接第 52 页)

[12] ALCAMO J, DOLL P, Kaspar F, et al. Global change and global scenarios of water use and availability: an application of WaterGAP 1.0[R]. Kassel: CESR, University of Kassel, 1997.

[13] ALCAMO J, HENRICHS T, ROSCH T. World water in 2025: global modeling and scenario analysis[R]. Kassel: Kassel World Water Series 2Center for Environmental System Research, University of Kassel, 2000.

[14] PEREIRA L S, OWEIS T, ZAIRI A. Irrigation management under water scarcity[J]. Agricultural Water Management, 2002, 57(3):175-206.

(收稿日期:2013-05-28 编辑:张志琴)

