

中国农田有效灌溉面积及其影响因素

——基于6省286份问卷数据

徐晓鹏

(河南工业大学管理学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 基于中国6省286份农户问卷数据, 运用 Binary Logistic 回归分析模型, 从农户土地占有、社区组织功能、农户自身和家庭劳动力结构等方面分析农田有效灌溉面积的主要影响因素。结果表明: 地块的平均面积、村委会的代表作用、农户对村委会的信任程度、农户的经济投入能力和从事农业劳动的人数等5个因素正向影响显著; 地块的数量、土地距离水源的距离和外出劳动力人数等3个因素负向影响显著; 村委会提供资金支持的能力、村委会的组织能力和农户间的合作能力等3个因素影响不显著。

关键词: 农田; 灌溉面积; 影响因素; 农户

中图分类号: C915

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2014)04-0007-06

Effective irrigated area and the influencing factors: Based on 286 questionnaires data of 6 provinces

XU Xiao-peng

(School of Management, Henan University of Technology, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: Based on 286 rural household questionnaires of 6 provinces, using the binary logistic regression analysis model, the author analyzed the main factors influencing the improvement of the effective irrigated area of the farmland, including the land state of peasant households, the function of the community organizations, peasants themselves and the family labor structure. The results showed that: the average area of land, the representativeness of the village committee, the trust level of the peasant households for the village committee, the economic input ability of rural households and the number of persons engaging in agricultural work had positive influences; the number of land parcel, the distance between the land and the headwaters and the number of migrant workers had negative influence; the ability of financial support, the organization ability of the village committees and the cooperation ability of the rural households did not have significant influence on the improvement of the effective irrigated area of the farmland.

Keywords: farmland; irrigation area; influencing factors; rural households

一、问题的提出

农田有效灌溉面积是指具有一定的水源, 地块比较平整, 灌溉工程或设备基本配套, 在一般年景下能够正常进行灌溉的耕地面积。据水利部发布的相关数据显示, 2009年我国农田有效灌溉面积占全

国耕地总面积的48%, 生产了占全国总产量75%的粮食和90%的棉花、蔬菜等经济作物^[1]。由此可见, 农田有效灌溉面积在我国农业生产中占有举足轻重的地位^[2]。

十二五期间, 我国投入2万亿元进行农田水利基础设施建设, 农田有效灌溉面积有所增加。然而, 部分原有的农田有效灌溉面积在持续减少。1986年至2004年我国年均已有灌溉面积减少量为 $81.81 \times 10^4 \text{hm}^2$, 相当于每年减少一个都江堰灌区, 占年均有效灌溉面积的1.60%^[3-4]。柳长顺, 刘印良等研究发现, 导致农田有效灌溉面积持续缩减的因素主要包括工程设施损坏报废、机井报废、建设占地、退耕、自然灾害等^[3-4]。李强、沈菊艳、周晓平、

收稿日期: 2014-01-12

基金项目: 河南省教育厅规划项目(2014-GH-090); 河南工业大学基金项目(2013); 河南工业大学高层次人才基金项目。

作者简介: 徐晓鹏(1984—), 男, 河南郑州人, 讲师, 博士, 主要研究方向为人力资源管理、项目管理、技术经济及管理。

裴少峰等认为,提高农田有效灌溉面积必须重视社区因素的影响。社区参与能够发挥强大的力量,社区参与程度决定了小型水利工程的实施质量、效益和可持续性^[5-9]。基于此,本研究从山东、河南、湖北、陕西、贵州和四川等六省分别选取一个以种植业为主、具有代表性的农村社区的农田灌溉面积作为研究对象,分析影响农村有效灌溉面积的因素,以为农村水利部门决策提供借鉴。

二、模型选择和变量选取

1. 模型选择和变量选取

一般而言,灌溉系统直接决定农田灌溉面积的多寡。但笔者通过文献研究和实地调查发现,农户土地占有、社区组织功能、农户自身和家庭劳动力结构等社区因素对农田有效灌溉面积有着不同程度的影响,基于此,建立如下回归模型:

$$P = f(F, G, H, L) \tag{1}$$

公式(1)中, P 是指农田有效灌溉面积; F 是指农户的土地占有情况,包括地块的数量、地块的平均面积和土地距离水源的距离等; G 是指社区组织的功能状况,包括村委会的代表作用、村委会提供资金支持的能力和村委会的组织能力等; H 是指农户自身的情况,包括农户对村委会的信任程度、农户的经济投入能力和农户间的合作能力等; L 是家庭劳动力结构情况,包括外出劳动力人口数和从事农业劳动的人口数等。结合公式(1)和变量的选取情况,建立如下多元线性回归模型:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{11} x_{11} + \varepsilon \tag{2}$$

公式(2)中, y 为农田有效灌溉面积; β_0 为多元回归常数, $\beta_1-\beta_{11}$ 为偏回归系数,其中, x_1 为地块的数量, x_2 为地块平均面积, x_3 为土地距离水源的距离, x_4 为村委会的代表作用, x_5 为村委会提供资金支持的能力, x_6 为村委会的组织能力, x_7 农户对村委会的信

任程度, x_8 为农户的经济投入能力, x_9 为农户间的合作能力, x_{10} 为外出劳动力人口数, x_{11} 为从事农业劳动的人口数; ε 为随机误差。

2. 计量方法和变量说明

将农田有效灌溉面积作为被解释变量,其中,“1”表示“扩大”,“0”表示“缩小”,接下来,运用Binary Logistic回归模型进行分析,并通过所选取的11个解释变量的观测值来分析其与农田有效灌溉面积的关联。在此基础上,运用最大似然估计法对回归参数进行估计,分析解释变量的显著性,并通过变量的Wald统计量来判定每个自变量在回归方程中的重要性,该统计量越大,也就说明该变量越重要。

多元线性回归方程为:

$$E(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{11} x_{11} \tag{3}$$

对于 Logistic 回归:

$$f(p_i) = e^{p_i} / (1 + e^{p_i}) = e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{11} x_{11}} / (1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{11} x_{11}}) \tag{4}$$

y_i 的概率函数为:

$$P(y_i) = f(p_i)^{y_i} [1 - f(p_i)]^{1 - y_i} \quad (y=0, 1; i=1, 2, \dots, 11) \tag{5}$$

于是, y_i 的似然函数为:

$$L = \prod_{i=1}^{12} p(y_i) = \prod_{i=1}^{12} f(p_i)^{y_i} [1 - f(p_i)]^{1 - y_i} \quad (i=1, 2, \dots, 11) \tag{6}$$

对似然函数取自然对数:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{12} [y_i(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{11} x_{11}) - \ln(1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{11} x_{11}})] \tag{7}$$

接下来,采用最大似然估计法对参数值进行估计。表 1 中列出了模型中所选取的 11 个变量的定义和赋值及预期方向。

表 1 变量解释与处理说明

变量	定义和赋值	预期方向	
农田有效灌溉面积(y)	0=缩小, 1=扩大	—	
农户土地占有	地块的数量(x_1)	1=1 块, 2=2 块, 3=3 块, 4=4 块及以上	负方向
	地块的平均面积(x_2)	1=1 亩及以下, 2=1.01-1.5 亩, 3=1.51-2 亩, 4=2 亩以上	正方向
	土地距离水源的距离(x_3)	1=500 米及以下, 2=501-1000 米, 3=1001-1500 米, 4=1500 米以上	负方向
社区组织功能	村委会的代表作用(x_4)	1=完全没有, 2=较弱, 3=一般, 4=较强, 5=非常强	正方向
	村委会提供资金支持的能力(x_5)	1=完全没有, 2=较弱, 3=一般, 4=较强, 5=非常强	正方向
	村委会的组织能力(x_6)	1=完全没有, 2=较弱, 3=一般, 4=较强, 5=非常强	正方向
农户自身	农户对村委会的信任程度(x_7)	1=完全没有, 2=较弱, 3=一般, 4=较强, 5=非常强	正方向
	农户的经济投入能力(x_8)	1=完全没有, 2=较弱, 3=一般, 4=较强, 5=非常强	正方向
	农户间的合作能力(x_9)	1=完全没有, 2=较弱, 3=一般, 4=较强, 5=非常强	正方向
家庭劳动力结构	外出劳动力人口数(x_{10})	1=1 人, 2=2 人, 3=3 人, 4=4 人及以上	负方向
	从事农业劳动的人口数(x_{11})	1=1 人, 2=2 人, 3=3 人, 4=4 人及以上	正方向

三、数据来源与样本特征

1. 数据来源

选取的农村社区分别为：山东 A 村、河南 B 村、湖北 C 村、陕西 D 村、贵州 E 村和四川 F 村(表 2)。采用问卷调查和实地访谈相结合的方式对这 6 个村

农田有效灌溉面积变化情况进行深入调查。在问卷调查过程中，采用简单随机抽样的方式抽取样本，每个社区抽取样本 50 个，共发放问卷 300 份。问卷回收率为 100%，其中，有效问卷为 286 份，有效率为 95.33%。

表 2 有效样本分布情况(2012 年)

地理位置	省份	村子	户数	人口数	土地/亩	样本数	比例/%	
东部	北方	山东	A	276	908	850	47	16.4
中部	北方	河南	B	560	1 870	1 455	48	16.8
中部	南方	湖北	C	803	3 227	5 275	48	16.8
西部	北方	陕西	D	436	1 275	987	47	16.4
西部	南方	贵州	E	312	1 058	1 028	48	16.8
西部	南方	四川	F	612	3 160	4 160	48	16.8

实地调查发现，6 个农村社区的农田灌溉系统均是在人民公社时期集体修建的。这些灌溉系统对农作物产量的提高发挥了重要作用。然而，时至今日，只有四川 F 村的农田灌溉系统保存比较完好，依然发挥着有效作用，而其余 5 个社区的农田灌溉

系统都遭到严重破坏，进而导致这些社区的农田有效灌溉面积持续缩减。统计显示：分田到户之后，尤其是 20 世纪 90 年代前后，样本社区的农田有效灌溉面积平均缩减 43.7%(表 3)。

表 3 样本区域农田有效灌溉面积统计表/亩

村	年代			
	80 年代	90 年代	2000 年	2012 年
A	180	100	55	35
B	300	175	135	105
C	1300	700	500	425
D	130	65	50	40
E	380	250	220	190
F	810	790	770	800

2. 样本特征

调查问卷包括农户的土地占有情况、社区组织的功能状况、农户自身的情况和家庭劳动力结构情况等四个方面，结果显示：1)69.6%的农户拥有 3 块以上的土地，最少也有 2 块，平均拥有 3 块；66.1%的农户的地块平均面积在 1.5 亩以下，38.8%甚至不足一亩，所有地块的平均面积仅为 1.249 亩；56.6%的农户的地块距离水源的距离都在 500 米以上，平均距离为 711.89 米。农户的这种土地占有情况增加了进行农田灌溉的困难。2)79.1%的农户认为村委会的代表作用在“一般及以下”，平均认为“介于一般和较弱之间”；所有农户都认为村委会提供资金支持的能力“较弱甚至完全没有”；74.1%的农户认为村委会的组织能力在“一般及以下”，平均认为“介于一般和较弱之间”。社区组织的这种被动状况很难在

农田灌溉方面发挥原有的功能。3)67.2%的农户对村委会的信任程度在“一般及以下”，平均信任程度为“一般”；98.3%的农户的经济投入能力在“一般及以下”，平均“介于一般和较弱之间”；92.7%的农户的合作能力在“一般及以下”，平均介于“一般和较弱之间”。这种情况意味着单纯依靠农户自身的能力很难提高农田有效灌溉面积。4)93%的农户都至少有 1 人外出打工，平均为 1.59 人；99.7%的农户中从事农业劳动的人口数在 2 人及以下，其中，79.7%为 2 人，14.7%为 1 人，5.2%没有人从事农业劳动，平均为 1.75 人(表 4)。由此可见，农户的生计模式已经发生改变，他们不断外出打工，对农业生产重视程度下降，进而影响农田有效灌溉面积的提高。

表4 样本基本特征统计

样本基本特征	分类情况	比率/%	样本基本特征	分类情况	比率/%
地块的数量	2块	30.4	农户对村委会的信任程度	完全没有	7
	3块	44.4		较弱	18.9
	4块	16.4		一般	41.3
	5块及以上	8.8		较强	28.3
地块的平均面积	1亩及以下	38.8	农户的经济投入能力	非常强	4.5
	1.01-1.5亩	27.3		完全没有	1.7
	1.51-2亩	33.9		较弱	43
土地距离水源的距离	500米及以下	43.4	农户间的合作能力	一般	53.5
	501-1000米	32.9		较强	1.7
	1001-1500米	16.8		完全没有	1.7
	1500米以上	7		较弱	36.7
村委会的代表作用	完全没有	7	外出劳动力人口数	一般	54.2
	较弱	32.2		较强	4.2
	一般	39.9		非常强	3.1
	较强	12.2		0人	7
	非常强	8.7		1人	32.9
村委会提供资金支持能力	完全没有	40.9	从事农业劳动的人口数	2人	54.5
	较弱	59.1		3人	5.6
村委会的组织能力	完全没有	7	0人	5.2	
	较弱	29.7	1人	14.7	
	一般	37.4	2人	79.7	
	较强	18.9	3人	0.3	
	非常强	7			

相关变量描述性统计分析如表5所示。

表5 样本基本情况统计及分析

变量名	最大值	最小值	平均值	方差	标准差
地块的数量(x_1)	5	2	3	0.86	0.927
地块的平均面积(x_2)	1.8	0.6	1.249	0.137	0.3704
土地距离水源的远近(x_3)	2500	200	711.89	2.19E+05	468.385
村委会的代表作用(x_4)	5	1	2.83	1.052	1.026
村委会提供资金支持的能力(x_5)	2	1	1.59	0.243	0.493
村委会的组织能力(x_6)	5	1	2.88	1.102	1.05
农户对村委会的信任程度(x_7)	5	1	3.03	0.957	0.978
农户的经济投入能力(x_8)	4	1	2.55	0.318	0.564
农户间的合作能力(x_9)	5	1	2.68	0.526	0.726
外出劳动力人口数(x_{10})	3	0	1.59	0.496	0.704
从事农业劳动的人口数(x_{11})	3	0	1.75	0.300	0.547

四、计量结果与分析

运用 SPSS16.0 统计软件对 286 份样本数据进行 Binary Logistic 回归分析。在处理过程中,采用的是向后筛选法,即首先将所选择的 11 个变量全部引入回归方程并进行显著性检验,在此基础上建立模型 1。通过研究和分析发现,模型 1 中,村委会提供资金支持的能力、村委会的组织能力和农户

间的合作能力等三个变量的影响不显著。因此,先把这三个变量进行剔除,然后,再次拟合回归方程并进行显著性检验。结果显示,剩余的 8 个变量均显著,在此基础上建立模型 2。另外,模型 1 和模型 2 的拟合结果也均通过了 1%水平上的显著性检验,说明两个模型的拟合效果都比较好。

表 6 农田有效灌溉面积影响因素的回归分析结果

变量名	模型 1				模型 2			
	β	Wald	Sig	Exp(B)	β	Wald	Sig	Exp(B)
地块的数量(x_1)	-2.038**	4.790	0.029	0.130	-2.669***	11.740	0.001	0.069
地块的平均面积(x_2)	2.919***	16.071	0.000	18.527	3.120***	24.388	0.000	22.641
土地距离水源的远近(x_3)	-2.250***	12.054	0.001	0.105	-1.914***	14.799	0.000	0.147
村委会的代表作用(x_4)	1.420**	5.467	0.019	0.242	0.800*	3.508	0.061	0.449
村委会提供资金支持的能力(x_5)	1.313	1.152	0.283	3.717	—	—	—	—
村委会的组织能力(x_6)	1.038	1.834	0.176	2.823	—	—	—	—
农户对村委会的信任程度(x_7)	2.043***	6.663	0.010	0.130	0.619**	1.327	0.049	0.538
农户的经济投入能力(x_8)	2.274**	5.686	0.017	9.720	1.670**	4.320	0.038	5.314
农户间的合作能力(x_9)	18.666	0.000	0.993	1.278E8	—	—	—	—
外出劳动力人口数(x_{10})	-0.956*	3.306	0.069	0.385	-1.019**	5.179	0.023	0.361
从事农业劳动的人口数(x_{11})	4.536***	8.370	0.004	93.334	3.747***	7.430	0.006	42.406
常数项	-2.383**	5.601	0.033	0.000	-3.831**	1.400	0.037	0.022
Predicted Percentage Correct		94.8				94.1		
-2Log likelihood		85.139				105.747		
Nagelkerke R ²		0.582				0.808		
Chi-square		6.426				16.026		
P		0.000				0.005		

注：*，**，***分别代表 10%、5%、1%水平上的显著性。

(1)地块的数量和土地距离水源的距离负向影响显著。地块的数量在模型 1 中通过了 5%水平上的显著性检验，在模型 2 中通过了 1%水平上的显著性检验；土地距离水源的距离在两个模型中则均通过了 1%水平上的显著性检验，而且，这两个变量的系数均为负。地块的平均面积正向影响显著。该变量在两个模型中均通过了 1%水平上的显著性检验，而且，其系数均为正。由此可以说明，地块数量越多，土地距离水源的距离越远，地块的平均面积越小，农田有效灌溉面积则会缩小。可能的原因是，家庭联产承包责任制实行以来，提高农业生产效率的同时，也导致了土地分割的细碎化^[10, 11]。如前所述，所调查的 6 个村，农户拥有的地块比较细碎。这些地块一般都分布在不同的地方，相互之间的距离往往也比较远，有的离农户住所的距离也比较远。细碎化地块的田埂不仅浪费耕地资源，同时也不利于农田水利基本设施建设，导致有效灌溉面积缩小。此外，地块离水源比较远，增加了农民灌溉的难度，造成人力物力浪费，一定程度上影响了灌溉面积的扩大。

(2)村委会的代表作用正向影响显著。该变量在模型 1 中通过了 5%水平上的显著性检验，在模型 2 中通过了 10%水平上的显著性检验，而且，其

系数均为正。这说明，若村委会的代表作用越大，农田有效灌溉面积则越可能扩大。村委会提供资金支持的能力和组织能力影响不显著。这两个变量在两个模型中则均没有通过显著性检验，这和笔者的预计不相符合。在大集体时代，我国建立了完备的抗大旱、排大涝的农田水利体系。大中型水利设施与农田良好对接，基本保证了农田灌溉的需要。改革开放至 2002 年农村税费改革前，农民除缴纳农业税和共同生产费，还要承担“两工”义务。村委会的作用主要是解决农村的公共事务，农田水利即重要事务之一。村委会靠“三提五统”、“劳动积累工”和“义务工”在农田水利方面发挥了较大作用。村组长负责本组的渠道清淤、工程维修、接水、开机、送水和收费等工作。因此，农田有效灌溉面积比较稳定。2002 年以来，农业税和各种费用逐渐取消，以保障农田灌溉为主要目标之一的村委会丧失了收取税费的权利，无权、无力也无意问津农田水利，农田有效灌溉面积随之缩减。

(3)农户的经济投入能力正向影响显著。该变量在两个模型中均通过了 5%水平上的显著性检验，而且，其系数均为正。由此说明，农户的经济投入能力越高，农田有效灌溉面积越大。农户是农田灌溉的直接受益者。水利是决定农户收成的关键因

素,并且相对于气象和地质问题,水利问题是可以
通过工程手段在一定程度上缓解、控制和解决的。
与大中型水利对接、降低成本、提高产量、增加收
入、降低生产风险和确保旱涝保收是农户最真切的
愿望和利益所在。因此,在依靠集体无望的情况下,
部分农户自掏腰包,自建微小水利,一定程度上扩
大了农田有效灌溉面积。需要指出的是,调查发
现,农户自建灌溉寿命短、成本高,机井用三至五
年近半数失效。另外,无节制地开采地下水是不可
持续的,尤其在干旱时节,更不具持续性和可靠
性。

(4)外出劳动力人数负向影响显著。该变量在
模型1中通过了10%水平上的显著性检验,在模型
2中通过了5%水平上的显著性检验,而且,其系数
均为负。从事农业劳动的人数正向影响显著。该
变量在两个模型中均通过了1%水平上的显著性
检验,而且,其系数均为正。由此可以说明,外出
劳动力人数越多,农田有效灌溉面积越小。这是
因为,第一,外出务工人员增加,农户家庭经济收
入中打工收入比例越大^[14],农民对农业生产重
视程度不断下降,势必逐渐忽视农田水利设施建
设。第二,大量农村劳动力转移,无疑会增加投入
和管理农田水利设施建设的成本,阻碍农民农田
灌溉基础设施建设的积极性。

此外,农户对村委会的信任程度正向影响显
著,而农户间的合作能力的影响不显著。农户对
村委会的信任程度在模型1中通过了1%水平上
的显著性检验,在模型2中通过了5%水平上的
显著性检验,而且,其系数均为正。这表明,农户
对村委会的信任程度越低,农田有效灌溉面积越
小。农户间的合作能力在两个模型中则均没有
通过显著性检验,这和笔者的预计不相符合。

五、结论及其含义

农户土地占有、社区组织功能、农户自身和
家庭劳动力结构等四个方面的因素显著影响农
田的有效灌溉面积。地块的平均面积越大、村
委会的代表作用越强、农户对村委会的信任程
度越高、农户的经济投入能力越强和从事农业
劳动的人口数越多,越有利于增加农田有效灌
溉面积。

提高我国农田有效灌溉面积必须突破体制
本身的一些限制。当前,完全市场化的灌溉方
式是不现实的,如果没有政府的全面支持,农
田灌溉面积是很难自主增加的。更为重要的
是政府要加强对农民的引导和帮助,重新回
到“协助者”的位置上,不断提高农民自身
的自主性和合作能力。必须从农户的需求入
手,加强村委会的代表作用,推动土地流转和
成立农民用水户协会,不断提高农田有效灌
溉面积,解决其“最后一公里”问题。

参考文献:

- [1] 姚润丰. 中国农田有效灌溉面积居世界首位[EB/OL]. 新华网, 2009-10-01.
- [2] 庞鸿宾. 20年农田灌溉科技发展回顾[J]. 灌溉排水, 1999(1): 1-5.
- [3] 柳长顺. 近20年我国有效灌溉面积动态分析[J]. 资源科学, 2006(2): 8-12.
- [4] 刘印良. 关于灌区农业水费征与废的若干思考[J]. 中国农村水利水电, 2010(12): 130-131, 137.
- [5] 郑杭生. 基层社区调查中应当坚持的准则[J]. 甘肃社会科学, 2009(1): 8-10.
- [6] 李强. 中国水问题——水资源与水管理的社会学研究[M]. 北京: 中国出版社, 2005: 5, 74.
- [7] 沈菊艳. 农田灌溉高效用水管理机制改革对策研究[J]. 中国水利, 2005(9): 29-31.
- [8] 周晓平. 以合作谋求发展: 农业灌溉用水困境、原因和解决思路[J]. 生态经济, 2006(12): 78-81.
- [9] 裴少峰. 中国农业灌溉设施有效利用的制度分析[J]. 农业技术经济, 2003(2): 19-23.
- [10] 陆子修. 家庭联产承包责任制与中国农业现代化[J]. 求是, 1998(4): 31-34.
- [11] 赵旭东. 乡村社会发展的动力问题——重新回味费孝通的“双轨制”[J]. 探索与争鸣, 2008(9): 43-46.
- [12] 龙观华. 农村基层党组织影响力弱化现象探讨[J]. 马克思主义与现实, 2009(2): 178-181.
- [13] 贺雪峰. 缺乏分层与缺失记忆型村庄的权力结构——关于村庄性质的一项内部考察[J]. 社会学研究, 2001(2): 68-73.
- [14] 陈锡文. 加快社会主义新农村建设[J]. 求是, 2010(21): 40-43.
- [15] 张安良. 我国农村剩余劳动力转移的现状、问题与对策[J]. 宏观经济管理, 2010(12): 30-32.

责任编辑: 李东辉