

农村生产性公共产品需求的归因与实证

——以常州农田水利设施为例

俞锋 董维春, 周应恒 (南京农业大学, 江苏南京210095)

摘要 通过对江苏常州农村的入户调查数据进行实证分析,以LOGIT模型估计农户对生产性公共产品农田水利设施需求的影响因素。结果表明,农户的需求意愿受受访者文化程度、有无特殊经历、家庭灌溉缴费、户均水田面积等变量的影响,与这些变量的相关性并不因地区发展水平不同而不同,而非农就业人数与农户需求的相关性在较发达的地区更为显著,家庭人均纯收入在较发达地区与农户需求显著相关,这为区分不同发展水平地区农村公共产品需求的影响因素提供了实证依据。

关键词 农户;农田水利设施;影响因素

中图分类号 F325 文献标识码 A 文章编号 0517 - 6611(2008)36 - 16205 - 04

1 研究背景

农村生产性公共产品是指与农业生产密切相关的公共产品和公共服务。在我国农村小生产条件下,生产性公共产品在农业经济发展中有着不可替代的作用^[1]。农田水利设施建设作为关乎粮食安全、利于科技扩散和农业经济结构优化的重要农村生产性公共产品,对于减轻农民负担、提高农民收入有重要作用。Jonathan Unger的研究文献表明,中国贫困地区灌溉地的收入比非灌溉地的收入高出近1倍^[2]。随着我国新农村建设的深入,在免征农业税的背景下,影响农民对生产性公共产品需求的因素需进一步研究。笔者以农田水利设施为例,对与之相关的影响因素进行分析,为不同地区农村生产性公共产品的政府投资决策提供实证依据。

对家庭公共产品需求的估计,国外主要应用或有估价法,通过调查居民的需求意愿,建立估计居民对公共产品的需求函数。Bergstrom等基于微观调查数据,利用单方程技术对地方公共教育支出的需求函数进行估计,纳入估计的因素主要有税收价格、居民收入、年龄、种族、性别、就业状态等。Asa Ahlin等采用类似Bergstrom等的方法,利用瑞典数据分析了瑞典居民对地方公共教育的需求影响变量。其主要差异在于变量的选择和数据的不同。国内有关公共产品需求识别的文献不多,夏杰长、姚从容等从定性角度分析。而从定量角度分析的主要有:刘承芳等在分析了江苏省6县市的实地调查数据后,对影响农户进行农业生产性投资的因素进行了显著性估计;梁爽等通过建立LOGSIC回归模型分析了城市水源地农户环境保护支付意愿及影响因素;孔祥智等以农田水利设施建设为例,通过入户调查数据对影响农户需求偏好的影响因素进行了分析,结果表明,农户公共物品需求偏好受受访者文化程度、家庭可灌溉面积、家庭灌溉交费、户均水田面积等因素的共同影响。由于农民人均收入决定着农民消费公共产品的支出能力,因此农田水利设施需求也应受到农民人均收入的影响,该文并没有找到确切的两者相关的实证模型结果数据印证。由于该文以江苏淮安的调查数据为基础,淮安在江苏属次发达地区,农田水利设施作为生产性公共产品,是否当地区发展到一定水平,农民收入到达一定程度或才会与之显著相关尚不清楚。为了较清晰地识

别影响农田水利设施需求的影响因素,笔者借鉴了梁爽等的研究方法,运用SPSS13.0软件建立相关LOGIT模型,选择江苏较发达地区的常州市农村(据江苏省2007年统计年鉴资料,2006年淮安市农民人均纯收入4430元,常州市农民人均纯收入8001元,约为前者的近2倍)作为样本地区,来进行对比研究。

2 分析框架与模型选择

从国外相关研究结果看,受访者社会人口统计变量(年龄、受教育程度、经历等)会对农户需求偏好产生显著的影响。在我国目前实行农村土地承包、农业小生产条件下,农民对于农田水利设施和农业生产之间关系的认识以及对农田水利设施利用能力的大小都会影响到农户对农田水利设施的需求,而户主的性别、年龄、文化程度以及是否有服兵役、经商等特殊经历决定着农户对农田水利的重视与否以及认识利用的能力。

从农户家庭来看,农户的收入水平、种植投入、灌溉缴费等直接制约农户对农田水利设施的消费支出能力,而种植需灌溉的农作物面积越大,所需承担的灌溉费用越多,劳动强度也越大。因而,家庭可灌溉面积、18~60岁的劳动力人数、家庭从事非农业的人口数等都会影响到农户对农田水利设施的需求。

从村庄的自然条件看,整个村庄的水利设施条件和户均水田面积状况也会影响到农户对水利设施的需求量和再支出,存量足、设施好,必然农民使用便捷、成本低廉,反之,使用成本就高。因此,村庄的相关变量也应纳入影响因素中进行估计。

根据以上分析,为了检验农户对农田水利设施需求的影响因素,进一步明确其影响程度和显著性,笔者建立了因变量为“是否”需要增加农田水利设施支出的一个二分变量的计量经济模型,来对农户调查数据进行分析。由于利用LPM拟合出来的概率可能小于0或大于1,而且任何一个以水平值形式出现的偏效应都是不变的,考虑用非线性概率模型,二值响应的Logit的回归模型最为适合,该模型用公式(1)来估计事情发生的概率(P):

$$P = 1 / [1 + e^{-Z(1)}] \quad (1)$$

式中,Z是变量 X_1, X_2, \dots, X_p 的线性组合。

$$Z = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_p X_p \quad (2)$$

根据公式(1)与公式(2)变换得到事件的发生比,它指事

作者简介 俞锋(1970-),男,江苏海门人,在读博士,讲师,从事农业经济方面的研究。

收稿日期 2008-10-10

件发生的概率与不发生的概率之比,即 $P_1 - P$, 用公式(3) 来估计:

$$\ln(P_1 - P) = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_p X_p \quad (3)$$

在此模型中,各影响因素选取的具体变量及定义由表1 给出,研究中事件的发生比指为需要增加农田水利设施支出

与不需农田水利设施支出的比, Z 可表示为:

$$Z = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + B_4 X_4 + \dots + B_{15} X_{15} + u \quad (4)$$

公式(4) 中, u 为残差项^[3]。

设定 LOGIT 模型的变量具体定义如表1 所示:

表1 LOGIT 模型变量定义

变量代号	变量简称	变量单位或赋值	定义	符号
X ₁	户主性别	男=1,女=0		+
X ₂	户主年龄	岁		+
X ₃	户主文化程度	年	1,未受过正规教育;2,小学;3,初中;4,高中或中专;5,大专及以上	+
X ₄	户主有否特殊经历	是=1,否=0		-
X ₅	户主是否务农	是=1,否=0		+
X ₆	户主除务农外是否兼业	是=1,否=0		-
X ₇	家庭人口数	个		+
X ₈	家庭劳动力	个	18~60岁健康人口数	+
X ₉	从事非农人口数	个		-
X ₁₀	可灌溉面积	hm ²		+
X ₁₁	2006年家庭灌溉缴费	元/年		-
X ₁₂	2006年农业生产性投入	元/年		-
X ₁₃	村农田水利投入存量	元/hm ²		-
X ₁₄	户均水田面积	hm ² /户		+
X ₁₅	家庭人均纯收入	元/(人·年)		+

3 模型估计结果

3.1 主要变量的统计描述分析 2007年8月份笔者组织了对江苏常州的实地调查。调查选择了常州市4个样本县区,每个县选取2个乡镇,共走访调查了297个农户,其中有效样本数为280个,有效率94.30%。样本户农民人均纯收入8363.95元,略大于常州市人均纯收入8001元,与苏南地区人均8221元更接近些,考虑到实际调查农民报数的误差,基本上能代表苏南农村的状况。

此研究将农户个人特征变量纳入分析,并对受访者个人情况进行了调查。其中,受访的280个户主中男性占95.40%,年龄主要集中在42~56岁,受教育程度初中文化程度的最多,为48.60%,小学和高中文化程度的分别占24.50%和21.60%,当前还在务农的占到79.80%。可以看出,农户受教育程度越高,其希望增加农田水利设施建设支出的意愿就越强。他们的需求意愿分布如表2所示:

表2 不同文化程度的户主需求意愿分布

文化程度	不需要增加(1)	需要增加(2)	(2)/[(1)+(2)]	%
1	9	2	18	
2	55	12	18	
3	103	34	25	
4	31	30	49	
5	1	3	75	
合计	199	81	41	

注:户主的文化程度用1~5表示,1为未受过正规教育;2为小学;3为初中;4为高中或中专;5为大专及以上。

根据家庭劳动力人数的统计,受访者所在家庭人数主要集中在2~4人,这部分受访者家庭所占的比重达到91.50%。问卷调查结果表明,农户家庭劳动力人数越多,需要增加支出的意愿越强。家庭人数为2~4人的样本户中,认为需要

增加支出的农户占各样本组农户数的比例分别为23.26%、32.82%和39.02%。对于家庭耕地中可灌溉面积的大小对农户需求意愿的影响,认为需要增加公共支出的人数占相应样本数的比例依次为22.64%、27.52%、30.00%、33.33%和43.75%。可见,农户拥有的可灌溉耕地面积越大,其希望增加农田水利建设支出的意愿就越强烈。具体如表3所示:

表3 不同可灌溉面积户主需求意愿分布

可灌溉面积等级	不需要增加(1)	需要增加(2)	(2)/[(1)+(2)]	%
1	41	12	23	
2	79	30	28	
3	42	18	30	
4	28	14	33	
5	9	7	44	
合计	199	81	41	

注:农户拥有的可灌溉耕地面积用1~5表示,1为0~0.067hm²;2为0.067~0.133hm²;3为0.133~0.200hm²;4为0.200~0.400hm²;5为0.400hm²以上。

为了便于比较分析家庭收入对农户需求意愿可能存在的影响,我们将样本农户按收入进行了分组,划分为0~10000、10000~20000、20000~30000以及30000元以上4个等级。结合农户的需求意愿看,需求意愿的变化方向与收入的变化方向明显呈负相关关系(表4)。这很有可能是经济较发达地区农业收入占比下降所致,这也从侧面反映了从提高农业收入来提高农民收入的现实困境。为防止异常观测的敏感度,在下面所做的模型验证中,笔者按照经验对收入变量取了对数。

3.2 估计结果 在Logit模型数据处理的过程中,采用了向后消去法,首先将所有的变量全部引入回归方程,然后进行回归系数的显著性检验,在一个或多个t检验值不显著的变量中,将t值最小的那个变量剔除,然后再重新拟合回归方

程, 并进行各种检验, 直到方程中变量的估计系数基本显著为止。整个回归过程进行了12步。

笔者分别建立3种Logit模型对数据进行回归分析说明。模型1(STEP1)是将所有变量引入方程所得到的估计结果, 模型3(STEP12)是显著变量后再次回归的结果。模型2(STEP9)中的一个步骤, 列出这个模型只是为了方便比较。

表4 不同收入户主需求意愿分布

农户家庭年收入等级	不需要增加		需要增加		(2)/[(1)+(2)] %
	(1) 人	(2) 人	(1) 人	(2) 人	
1	17	17	17	17	50
2	105	44	44	44	30
3	56	22	22	22	28
4	17	2	2	2	11
合计	195	85	85	85	30

注: 农户家庭年收入用1~4表示, 1为0~10 000元; 2为10 000~20 000元; 3为20 000~30 000元; 4为30 000元以上。

表5和6显示了各模型中摘要信息、卡方统计量以及Cox&Snell R^2 和Nagelkerke R^2 统计量、变量的估计系数。

依据模型显著性检验标准, 模型1、模型2、模型3在总体上都是显著的, 都通了总体方差检验, 具有统计上的显著意义, 在此主要解释模型3, 其方程中变量的估计系数都显著。

表7 LOGIT模型估计结果

独立变量 Independent Variable	模型1 (步骤1) MODEL 1 (STEP1)			模型2 (步骤9) MODEL 2 (STEP9)			模型3 (步骤12) MODEL 3 (STEP12)		
	B	S.E.	Sg.	B	S.E.	Sg.	B	S.E.	Sg.
X_1	1.484	1.094	0.175	1.650	1.070	0.123			
X_2	0.024	0.021	0.263						
X_3	0.802	0.230	0.000**	0.689	0.206	0.001**	0.712	0.200	0.000**
X_4	0.626	0.420	0.136	0.598	0.402	0.137			
X_5	0.570	0.460	0.215						
X_6	0.184	0.484	0.703						
X_7	0.090	0.188	0.632						
X_8	0.013	0.221	0.953						
X_9	-0.560	0.185	0.002**	-0.480	0.158	0.002**	-0.462	0.150	0.002**
X_{10}	0.106	0.077	0.168						
X_{11}	-0.002	0.001	0.124	-0.001	0.001	0.467			
$LN X_{12}$	-0.212	0.264	0.423						
X_{13}	0.000	0.001	0.554						
X_{14}	0.378	0.187	0.043**	0.364	0.158	0.021**	0.291	0.151	0.054*
$LN X_{15}$	-0.495	0.313	0.113	-0.601	0.286	0.036**	-0.579	0.285	0.042**
Constant	-1.089	3.723	0.770	0.886	2.889	0.759	2.343	2.646	0.376

注: **和*分别表示该系数估计值在5%和10%的统计水平上是显著的。

3.2.1 不同文化程度的农户对农田水利设施的需求意愿存在显著差异。相比年龄导致的需求差异而言, 因受教育程度不同而导致的需求差异在农户间更为明显。受访户主文化程度是显著变量, 显著度Sg在1%以下, 回归系数为正值, 这说明受访者文化程度越高, 其认为需要增加农田水利设施建设支出的意愿就越强烈。两者间显著相关。

3.2.2 非农就业人数与农户的需求意愿有显著负向的影响。家庭非农就业人数越多, 其认为需要增加农田水利设施建设支出的意愿就越不强烈。非农人口多, 导致家庭总收入主要来自非农业收入, 农业收入在家庭总收入中占比小, 对与农业生产密切相关的公共产品——农田水利设施需求意愿就大为减少。

通过对逐步回归过程的考察可以发现, 模型估计的结果和笔者的假设基本是一致的。从模型3的估计结果看, 在5%显著性水平下显著的变量有: 户主的文化程度、非农就业人数、人均纯收入, 户均水田面积在10%显著性水平下显著。与原先笔者的假设基本一致。模型结果显示:

表5 模型概要 Model Summary

步骤 Step	-2 测井可能性 -2 Log likelihood	考克斯和斯内尔正方形 Cox & Snell R Square	内科尔科克正方形 Nagelkerke R Square
1	266.574 a	0.145	0.208
9	272.269 a	0.126	0.180
12	278.751 b	0.103	0.148

表6 霍斯默和雷蒙休测试 Hosmer and Lemeshow Test

步骤 Step	赤正方形 Chi-square	Df	Sg.
1	4.108	8	0.847
9	12.356	8	0.136
12	8.190	8	0.415

3.2.3 户均水田面积与农户需求意愿具有正向相关性。实证结果表明, 户均水田面积较大的村, 村中认为需要增加支出的农户所占比例更高。这是由于对户均水田面积较大的村而言, 农田水利设施投入不足所造成的后果显然要更严重。这些村民对改善这种不足现状的意愿就更强烈; 同时, 农民的从众心理增强了这种结果。根据“阿希试验”原理, 由于农户间交流的频繁性, 个体农户容易受到群体影响而改变自己的观点和判断, 以和他人保持一致^[4]。因此, 如果村里认为需要增加支出的农户较多, 其他部分村民表露的意愿就可能基于周围人的意愿而心理从众。

3.2.4 家庭人均纯收入对农户需求意愿具有负向影响。与前面描述统计一致, 人均收入与农户需求的相关性得到了模

型的验证,回归系数为负值,且在5%水平下显著影响。这就表明,随着人均收入的提高,到一定程度后,农民对农田水利设施的增加需求会减弱。这一方面可能是地区发展后,农田水利设施已能较好地满足农民生产需求;另一方面,农民家庭收入来源的多元化也减少了对农田水利设施利用的依赖。

3.2.5 其他影响因素。从模型2 变量系数看,对农户需求意愿存在较大影响的因素还有性别、有无特殊经历、家庭灌溉缴费。男性比女性认为需要增加支出的意愿更强,这可能与男性户主占比过大有关。有过特殊经历的农户认为需要增加支出的意愿更强。这可以解释为,曾经有过特殊经历而目前在务农的农民,他们在知识和信息的拥有量上要超过没有过特殊经历的农民,因此更能形成对农田水利设施建设重要性的整体认识,这种认识并不仅仅是基于个人需求的判断。家庭灌溉缴费越多,认为需要增加支出的意愿更弱。

4 结语

该研究通过对常州农村的入户调查数据进行实证分析,以LOGIT 模型估计了农户对农田水利设施需求的影响因素。结果表明,农户的需求意愿受户主个人特征、家庭特征以及村庄特征的共同影响,但各变量的影响程度具有显著差异。与孔祥智等学者对淮安的研究结果比较,受访者文化程度、

(上接第16204 页)

指结算中心、信息中心和检测中心。清江蔬菜批发市场要淘汰机械磅,统一购置使用电子磅,则既能克服由于人为因素影响带来的不公正,又可减少买卖双方的矛盾冲突,使产销双方在公正公平的环境中进行业务往来。清江蔬菜批发市场还要推行信息化管理,通过计算机的联网结算和信息收集,使菜农、商贩、市场的经营管理人员掌握更多的信息量,供菜农作参考确定种植品种,供商贩为依据组织货源,更好地引导菜农种菜、指导商贩购销。清江蔬菜批发市场要配备专业技术人员,一方面对进场交易蔬菜的有害物质是否超标进行检测,严把质量关,既能保证市民放心食用,又能提高市场的美誉度;另一方面,要担当好技术指导的义务宣传员,接受菜农的技术咨询,推广蔬菜无害化、标准化的生产。

4.4 培养市场经纪人,拉动蔬菜产业发展 目前,清江蔬菜批发市场已是苏北地区的蔬菜批销集散中心,而且还承担了全国主要大中型批发市场、重点蔬菜产销基地产品的销售和转运,需要大量的专业的蔬菜经纪人。现场内进行大宗交易的蔬菜经纪人近500人,这500人中有近30%原是种植大户,这些大户既有技术优势,更有信息优势,一边组织货源销售,一边不脱离生产,通过示范作用吸引周围菜农的效仿。清江

有无特殊经历、家庭灌溉缴费、户均水田面积等变量与农户需求相关,这些变量的相关性并不因地区发展水平不同而不同,而非农就业人数、家庭人均收入在较发达的常州就与农户需求显著相关,而在次发达的淮安,非农就业人数与农户需求的相关性就没有那么显著,收入与需求意愿的变化方向并不总是一致^[4]。这主要由于,相对发达地区从事非农工作的机会和人数大大增加,在增加农民家庭总收入的同时,改变了农民就业的主要领域和收入的主要来源,农业收入占家庭总收入比重逐渐减少,农民对农田水利设施的依赖也随之减少,这反映了从事农业生产收入偏低现状和次发达地区农田水利设施提供严重不足的状况。这些分析结果为区分不同经济发展地区农村公共产品需求的影响因素提供了实证依据。

参考文献

- [1] 李燕凌.农村公共产品供给效率论[M].北京:中国社会科学出版社,2007:49.
- [2] JONATHAN UNGER. 中国的贫困地区与灌溉系统[J].农村经济,2004(2):7-9.
- [3] 梁爽,姜楠,谷树忠.城市水源地农户环境保护支付意愿及其影响因素分析——以首都水源地密云为例[J].中国农村经济,2005(2):55-60.
- [4] 孔祥智,涂圣伟.新农村建设中农户对公共物品的需求偏好及影响因素研究——以农田水利设施为例[J].农业经济问题,2006(10):12-15.

蔬菜批发市场要以经营户为依托,不断培育和发展蔬菜经纪人队伍,拉动蔬菜产业的发展。

4.5 完善市场体系,促进蔬菜产业发展 清江蔬菜批发市场在扩大原有市场建设的同时,还要在交通便利的产菜区建设若干个季节性批发场站,且与该市其他蔬菜市场联合发展,在淮安市形成较为完善的蔬菜副食品市场体系,使蔬菜流通畅通有序,以促进蔬菜产业的发展。

5 结语

坚持以城带乡、促进农村发展是江苏淮安市多年来坚持的一个重要思想,也是使淮安市经济快速发展的重要保证。近年来,淮安市出台了一系列以工补农和以城带乡的政策措施,利用城市经济、教育、卫生等多方面的优势,辐射和带动农村各行各业的发展,从而推动农村经济社会的快速发展。

参考文献

- [1] 立英.论以城带乡[J].改革论坛,2007(2):155-156.
- [2] 刘修礼.以城带乡建新村的思路[J].农村展望,2007(2):18-21.
- [3] 吕春修.蔬菜(农副产品)批发市场的结构与功能浅析[J].辽宁农业科学,1999(2):23-26.
- [4] 专题论述.全面加强蔬菜批发市场建设,有力促进蔬菜产业化发展[J].蔬菜,2001(2):4-6.
- [5] 王征南.论农业结构调整中核心产业的关联与带动作用——以饲料产业为例[J].当代经济研究,2003(5):53-55.