周冲，黎红梅. 新型农业经营主体参与小型农田水利设施管护行为影响因素分析［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2021，20（6）：30-43.
ZHOU Chong，LI Hongmei. Analysis of influencing factors of the conservancy behavior of new agricultural management entities' participation in the management and maintenance of small-scale farmland water conservancy［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2021，20（6）：30-43.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2021.06.004

新型农业经营主体参与小型农田水利设施管护行为影响因素分析

周冲[1,2]，黎红梅[1]
（1.湖南农业大学 经济学院，湖南 长沙 410128；2.宿州学院 管理学院，安徽 宿州 234000）

摘 要：新型农业经营主体作为农业适度规模经营的重要参与者，引导其参与农村公共事务治理，对提升乡村治理水平具有重要现实意义。基于安徽省304个微观调查数据和MOA分析框架，构建Double Hurdle模型，从动机、机会、能力三个层面分别分析巡视行为和投资行为影响因素。结果显示：耕地流转年限、知识技能水平对巡视决策有显著正向作用；耕地规模、耕地流转年限对巡视程度有显著促进效果。耕地流转年限、知识技能水平对管护投资决策均有显著正向影响；耕地规模、耕地流转年限、耕地集中程度、农业生产经营投资、小农水供给水平、农业收入水平对管护投资程度均有显著正向作用。最后，基于研究结论，从扎实推进农业适度规模经营，通过新建、续建和现代化改造推动小农水达标提质，鼓励实施联合管护等方面提出促进新型农业经营主体参与小农水管护行为发生的政策建议。

关键词：新型农业经营主体；小农水；管护行为；双栏模型
中图分类号：F325.2　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1671-816X（2021）06-0030-14

小型农田水利设施（以下简称“小农水”）的有效运行包括建设、管护、使用三个环节，管护作为连接建设和使用的中间环节在保障小农水有效运行中发挥关键作用[1]，其管护效果直接影响社会稳定和国家粮食安全[2]。长期以来，政府在小农水建设方面付出巨大努力，供给水平显著提升。但有人用、无人管，设施老化、运行效率低等问题始终存在[3]，造成小农水建设投资严重浪费，难以达到预期效果。学界认为解决这一问题的关键在于调动农户参与管护[4-5]，并针对农户合作管护[6-9]进行了深入研究。其基本理论逻辑出发点是小农水作为一类公共池塘资源，以家庭联产承包责任制为基础的小农户经营模式不具备独立使用和管护条件，合作方式可缓解单个农户面临的投资投劳压力，促进小农水有效供给。

近年来随着土地流转、城镇化的发展，农村社会经济结构已经发生深刻转型，农民群体在职业与收入等方面产生明显分化[10]。原先相对匀质的村庄成员结构演化为异质性的农户群体[11]，严重削弱了农户合作供给小农水的基础[10]。小农户耕地少、农业收入占家庭收入比重小、外出务工劳动力占比较高等特征使其缺乏参与小农水供给动力[12]，实质参与小农水供给行动的农户占比偏低[13]。而通过流转耕地专业从事农业生产经营的新型农业经营主体，耕地规模大、文化水平高、物质装备条件好[14-15]，对灌溉排涝资源配置需求高，具有独立使用和管护小农水的条件[16]。经过多年发展，新型农业经营主体数量和规模也得到长足发展。截至2018年底，各类新型农业经营主体和服务主体总量超过300万家①。截止2017年底，我国土地流转规模已达0.34亿公顷，占到家庭承包耕地面积的36.97%②。

① 数据来源于农业农村部《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划（2020-2022年）》。

② 数据来源于农业部经管司《农村经营管理情况统计总报告》（2002-2017）。

收稿日期：2021-06-20　　**修回日期：**2021-06-30
基金项目：湖南省自然科学基金面上项目（2020JJ4378）
作者简介：周冲（1980-），男，副教授，博士研究生。研究方向：农业经济理论与政策。E-mail：529602683@qq.com

农地集中和规模化经营已成为显性经营模式。引导兼顾意愿和能力的新型农业经营主体参与小农水管护，对促进小农水有效治理体系形成和实现小农水善治具有重要的理论价值和现实意义。

一、理论分析框架

与原先小农户合作供给方式不同，新型农业经营主体主要基于自身农业生产经营需要、农业生产环境条件和个体能力特征做出参与小农水管护行为决策。因而，本研究将MOA模型引入新型农业经营主体参与小农水管护行为研究。MOA理论认为，动机、机会和能力三个核心因素之间的相互关联和共同作用推动特定行为发生[17]。因循前人研究，本研究基于MOA模型三个层次对新型农业经营主体参与小农水管护行为做如下理论分析。

（一）动机与小农水管护行为

动机源于需要。新型农业经营主体参与小农水管护动机来自于农业生产经营的灌溉排涝需求。新型农业经营主体对灌溉排涝资源需求的多少受其耕地规模影响[18]。耕地规模越大，需要的灌溉排涝资源就越多，参与小农水管护行为的动机就越强。小农水具有较高的资产专用性[19]，在土地流转年限较短的情形下，为规避耕地变动带来的小农水管护投入损失，也会减弱新型农业经营主体参与小农水管护的动机。小农水作为一类农村公共产品，管护牵涉农户多、协调成本高，耕地细碎化经营不利于农户参与管护[20]。农地规模化经营则会减少协调主体数量、降低交易成本[21]，促进新型农业经营主体参与管护。不同作物对农业用水需求存在差异，种植结构会影响到对灌溉排涝资源的需求，进而促使其对小农水运行情况的关注程度出现差别。新型农业经营主体注重将优质资源投资农业，以实现农业收入最大化目标[14]，出于农业生产投资安全性考虑，其对小农水一类规避自然灾害的投资也有显著倾向。

（二）机会与小农水管护行为

机会是指个体行为发生的情境或环境[22]。它既可能对个体行为产生提供便利条件[23]，也可能会给个体行为发生带来阻碍[24]。小农水作为一类公共池塘资源，可从自然条件与政策环境两个方面考虑机会因素[25-26]。出于抵御旱涝灾害考虑，新型农业经营主体会基于自身考虑对参与小农水管护行为做出选择。小农水供给水平高低直接影响到后期管护工作的难易。小农水供给水平高，后期只需进行简单维修保养即可有效运行，管护难度系数会显著降低；若小农水供给水平低，整个灌溉排涝系统没有实现很好地衔接，则会大幅增加管护难度，对新型农业经营主体参与管护带来不利影响。政府或村集体的支持有利于创造便于新型农业经营主体参与管护的环境，缓解管护压力，推动其投身于小农水管护工作。

（三）能力与小农水管护行为

能力是个体从事某一活动所需具备的主观条件[27]。能力的高低影响到完成活动的质量和数量，对行为产生有重要影响[28-29]。小农水管护行为主要包括巡视检查，对小水库及灌溉排涝渠沟等实施清淤、加固、除险，对机电井、小泵站等设施设备进行维修、更新、保养等工作。这需要管护行为主体拥有一定的时间投入、资金投入能力和具备相应的维修养护知识技能。新型农业经营主体参与小农水管护需要的时间、资金、知识技能等条件越充足，越有利于小农水管护行为的发生。

综上所述，对管护行为的分析框架设计如图1所示。

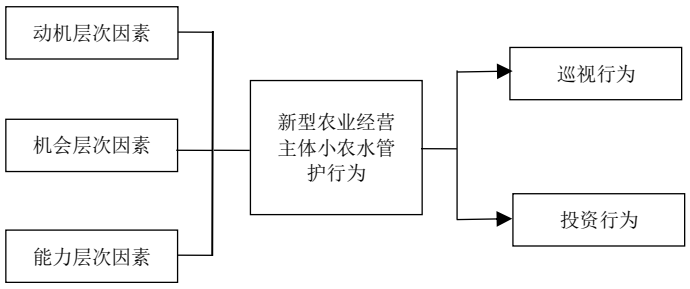


图1 管护行为分析框架

二、数据来源、变量选择与模型构建

（一）数据来源

本研究采用数据来源于2019年和2020年在安徽省的实地调查。调研地区包括8个县（区）：安徽北部的宿州市埇桥区、灵璧县、萧县，亳州市蒙城县、利辛县；安徽南部的合肥市庐江县，宣城市广德县，芜湖市南陵县。调研地区选择兼顾平原、丘陵等地貌特征。其中蒙城县、庐江县、广德县、南陵县为我国首批农田水利设施产权制度改革和创新运行管护机制试点县。为保证调研质量，本次调研针对新型农业经营主体负责人进行。调研共获得304份有效问卷。调查样本中专业大户和家庭农场共208个，占比为68.42%，农民专业合作社和农业企业共96个，占比为31.58%。调查对象中男性样本量占比为91.12%。受访者平均年龄为44.91岁，41～50岁之间的数量最多，占比为51.64%，31～40岁之间的数量次之，占比为20.07%。从年龄看，新型农业经营主体负责人整体处于年富力强的人生阶段。调查对象中村干部的占比为15.79%，平原地区样本量最多，占比为72.70%。文化程度层面，受访者中高中及以上的合计占比为54.93%，小学及以下占比仅为6.25%，说明新型农业经营主体负责人整体文化程度较高。

（二）变量选择及描述性统计

1. 被解释变量

基于前述阐释，本部分对新型农业经营主体参与小农水管护行为从巡视次数（巡视行为）和投资金额（投资行为）两个层面分析。相比较于巡视检查，维修养护（有实际管护投资发生）是更高层次的管护行为，能够实质性提升小农水运行效果。考虑到巡视次数、投资金额存在许多零值且差异较大，参考阮荣平等[30]的数据处理方法，在实证分析中均采取“+1”取对数处理。

2. 解释变量

解释变量按照MOA模型三个层次设置。在动机层次，设置耕地规模、耕地流转年限、耕地集中程度、作物种植结构、农业生产经营投资等五个变量。在机会层次，自然条件方面设置受灾情况变量，政策环境方面设置小农水供给水平、组织支持程度两个变量。在能力层次，设置知识技能水平、时间投入保障、农业收入水平三个变量。考虑到耕地规模、耕地集中程度数值差异较大，参考李银秀[31]的数据处理方式，对其采取自然对数处理。在多重共线性检验中也采用对数处理后数值进行检验。

3. 控制变量

为尽可能规避遗漏变量对分析结果产生影响，参考已有研究[32-34]，引入受访者年龄、文化程度、是否村干部、地貌特征等控制变量。

上述变量的含义、赋值及其描述性统计见表1。

（三）计量模型构建与多重共线性检验

1. 计量模型构建

新型农业经营主体的巡视行为和投资行为均是两个阶段决策的有机结合：第一个阶段为新型农业经营主体是否参与巡视或投资（参与决策），第二个阶段为新型农业经营主体参与巡视或投资的程度（数量决策），只有新型农业经营主体实际参与巡视或投资时才能观测到具体的巡视次数和投资金额。其中，第一个阶段为二值选择，即新型农业经营主体实施了巡视或投资取值为1，未进行巡视或投资则取值为0；第二个阶段的观测值是以零值为截断点的数据。参考前人研究[32, 35-36]，本研究构建Double Hurdle模型（双栏模型）对新型农业经营主体参与小农水管护巡视行为和投资行为进行分析。

首先，建立巡视或投资决策的Probit模型：

$$z_i^* = \alpha X_{1i} + \mu_i \quad \mu_i \sim N(0,1)$$

$$z_i = \begin{cases} 1 & z_i^* > 0 \\ 0 & z_i^* \leqslant 0 \end{cases} \quad i = 1,2,3,\cdots,n \qquad (1)$$

其次，构建巡视次数和投资金额的Truncated模型：

$$y_i^* = \beta X_{2i} + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2) \qquad (2)$$

将（1）式（2）式组合，则构成双栏模型：

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & z_i^* > 0 \text{且} \quad z_i = 1 \\ 0 & z_i^* \leqslant 0 \end{cases} \qquad (3)$$

其中，（1）～（3）式中，X_{1i}、X_{2i}代表动机层次、机会层次、能力层次的自变量，α、β代表待估系数，μ_i、ε_i代表随机误差项，n代表样本数，i代表第i个样本。z_i^*表示新型农业经营主体巡视行为或投资行为决策选择的指示变量，当$z_i^* > 0$时，

表1 变量含义、赋值与描述性统计

变量类别	变量名称	变量赋值及说明	均值	标准差
巡视行为	巡视决策	参与巡视=1；未参与巡视=0	0.90	0.303
	巡视程度	参与巡视样本的巡视次数（次/年）	20.75	16.877
投资行为	投资决策	参与投资=1；未参与投资=0	0.77	0.422
	投资程度	参与投资样本的投资金额（元/年）	30 429.64	103 692.900
动机层次	耕地规模	实际经营耕地面积（公顷）	704.83	782.721
	耕地流转年限	流转耕地合同年限（年）	9.63	6.056
	耕地集中程度	平均每块土地亩数（公顷/块）	171.89	286.382
	作物种植结构	粮食作物播种面积占比（%）	73.03	34.254
	农业生产经营投资	农业生产经营投资数量（万）	84.68	91.967
机会层次	受灾情况	近三年平均旱涝灾害面积占比（%）	36.85	20.761
	小农水供给水平	灌溉排涝设施满足农业生产经营需要程度（%）	56.65	27.351
	组织支持程度	非常低=1；比较低=2；一般=3；比较高=4；非常高=5	3.10	1.304
能力层次	知识技能水平	不满足=1；基本满足=2；满足=3	2.01	0.574
	时间投入保障	很难=1；比较难=2；一般=3；较易=4；比较易=5	3.19	1.185
	农业收入水平	调研年度的实际农业收入（万元）	206.35	388.700
控制变量	年龄	新型农业经营主体负责人年龄（周岁）	44.91	8.537
	文化程度	小学及以下=1；初中=2；高中及中专=3；大专及以上=4	2.68	0.856
	村干部	否=0；是=1	0.16	0.365
	地貌特征	非平原=0；平原=1	0.73	0.446

$z_i=1$表示新型农业经营主体参与小农水巡视或投资，反之则表示新型农业经营主体未参与小农水巡视或投资；y_i^*表示新型农业经营主体参与小农水巡视程度或投资程度的指示变量，y_i表示参与小农水巡视或投资的程度，当$z_i^*>0$且$z_i=1$时，$y_i=y_i^*$。

2. 多重共线性检验

在实证分析前对选择用于分析影响新型农业经营主体小农水管护巡视行为和管护投资行为的各解释变量的多重共线性检验结果显示，VIF值在1.10～2.57之间，满足VIF<3的分析要求。表示解释变量间的共线性程度在合理范围内，满足模型分析需要。

三、实证分析

（一）管护巡视行为分析

1. 小农水巡视意愿水平分析

对新型农业经营主体小农水管护巡视意愿的统计结果显示，在304个样本中，有273个新型农业经营主体对小农水管护具有巡视意愿，占有效样本总量的89.80%。参照颜廷武等[37]的计算方法，得出新型农业经营主体小农水管护巡视意愿上限为20.75次/年，下限为18.63次/年，进而得出新型农业经营主体小农水管护巡视意愿水平为18.63次/年～20.75次/年。

在新型农业经营主体中，专业大户和家庭农场（记为“经营主体Ⅰ”）以农业生产为主，农民专业合作社和农业企业（记为“经营主体Ⅱ”）则在农业生产基础上开展“耕、种、管、收”社会化服务，将经营范围延伸到农业生产的产前产中产后各个环节。为细化分析，本研究对经营主体Ⅰ和经营主体Ⅱ分别进行管护巡视意愿水平分析，统计结果见表2。

在208个经营主体Ⅰ样本中，具有巡视意愿的有186个，占比89.42%；在96个经营主体Ⅱ样本中，具有巡视意愿的有87个，占比90.63%。经营主体Ⅱ的巡视意愿占比略高于经营主体Ⅰ。

表2 两类经营主体小农水管护巡视意愿水平统计

类型	样本量	参与巡视样本量	管护巡视意愿水平（次/年）
经营主体Ⅰ	208	186	16.50～18.45
经营主体Ⅱ	96	87	23.26～25.67

在管护巡视意愿水平方面，经营主体Ⅰ的巡视意愿水平为16.50次/年～18.45次/年，经营主体Ⅱ的巡视意愿水平为23.26次/年～25.67次/年。经营主体Ⅱ的巡视意愿水平明显高于经营主体Ⅰ。

2. 管护巡视行为的影响因素分析

运用Stata15.1软件对新型农业经营主体参与小农水管护巡视行为的Double Hurdle模型估计结果见表3。由回归结果得出，Double Hurdle模型两个阶段的Log likelihood之和为—343.764，Tobit模型估计的Log likelihood为—413.812，两个似然比之差为70.048，明显大于1%显著性水平的卡尔方临界值，说明Double Hurdle模型更适合于分析新型农业经营主体小农水管护巡视行为的诱因。

表3 管护巡视行为的Double Hurdle模型估计结果

变量	Probit模型	Truncated模型	Tobit模型参照
耕地规模	-0.143（0.255）	0.345***（0.065）	0.360***（0.082）
耕地流转年限	0.058**（0.028）	0.013*（0.008）	0.028***（0.010）
耕地集中程度	0.119（0.144）	0.023（0.042）	0.035（0.054）
作物种植结构	0.107（0.462）	0.131（0.148）	0.162（0.187）
农业生产经营投资	0.003（0.004）	0.000（0.001）	0.000（0.001）
受灾情况	0.001（0.007）	-0.002（0.002）	-0.004（0.003）
小农水供给水平	0.009（0.006）	0.002（0.002）	0.004*（0.002）
组织支持程度	0.136（0.120）	-0.075**（0.036）	0.013（0.045）
知识技能水平	1.361***（0.249）	0.018（0.087）	0.560***（0.099）
时间投入保障	-0.231*（0.139）	-0.013（0.038）	-0.082*（0.049）
农业收入水平	0.001（0.001）	-0.000（0.000）	-0.000（0.000）
常数项	-1.692（1.678）	0.625（0.519）	-1.031（0.652）
控制变量	已控制	已控制	已控制
样本量	304	273	304
Prob＞chi2	0.000	0.000	0.000
Log likelihood	-54.818	-288.946	-413.812
Chi-square	90.638	118.756	122.321

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误；因部分系数过小，在表中为0.000，为明确其影响方向，对负向影响的在前面标注“-”

由表3可知，在动机层次方面，耕地规模对巡视程度有正向影响，且通过1%的显著性水平检验。规模化的农业生产经营活动促使新型农业经营主体对灌溉排涝资源集中需求程度提升，为保障生产经营稳定性，会促使新型农业经营主体增强对小农水的巡视次数。耕地流转年限对巡视决策和巡视程度均有正向影响，前者在5%水平上通过显著性检验，后者在10%水平上通过显著性检验。耕地流转年限长，会对新型农业经营主体的灌溉排涝资源需求形成累加效应，因而促使新型农业经营主体重视小农水巡视工作，提高巡视频率。在机会层次方面，组织支持程度在5%的水平上通过显著性检验，对巡视程度有负向影响。按照一般理解，组织支持程度高应该促进新型农业经营主体更为重视巡视工作，增加巡视次数。这里负向影响，可能是组织支持程度高，促使小农水的维修养护工作做的相对较好，能够在较长时间内维持小农水的有效运行，因而导致新型农业经营主体巡视次数出现下降。在能力层次方面，知识技能水平和时间投入保障对巡视决策分别有正向和负向影响，前者在1%水平上通过显著性检验，后者在10%水平上通过显著性检验。知识技能水平满足管护需要程度高会降低新型农业经营主体的小农水维修养护难度，促进其主动采取管护行动；新型农业经营主体经营者若有较为充裕的时间可用于小农水管护工作，则使其不着急立即参与管护工作，等待确实有灌溉排涝需求时再选择参与管护，这也说明新型农业经营主体的巡视行为存在被动成分。

3. 稳健性检验和进一步分析

（1）两类经营主体管护巡视行为影响因素分析

鉴于经营主体Ⅱ的样本量较少以及未参与管

护的比例也较低，参考陈强[38]和钱龙等[39]的研究，对经营主体Ⅱ第一阶段决策估计采用补对数-对数模型，第二阶段估计依然采用Truncated模型。对经营主体Ⅰ的估计继续采用Probit模型和Truncated模型。对两类经营主体管护行为决定因素的估计结果见表4。

表4 两类经营主体巡视行为的Double Hurdle模型估计结果

变量	经营主体Ⅰ		经营主体Ⅱ	
	Probit模型	Truncated模型	Complementary log-log模型	Truncated模型
耕地规模	0.162（0.363）	0.335***（0.108）	-0.331（0.430）	0.178**（0.085）
耕地流转年限	0.105*（0.054）	-0.009（0.011）	0.027（0.034）	0.032***（0.010）
耕地集中程度	-0.038（0.202）	0.007（0.059）	0.249（0.294）	0.095*（0.052）
作物种植结构	-0.018（0.691）	0.048（0.198）	-0.456（0.890）	0.530**（0.219）
农业生产经营投资	0.004（0.006）	0.000（0.001）	0.003（0.005）	0.000（0.001）
受灾情况	0.001（0.011）	-0.003（0.003）	-0.002（0.015）	0.002（0.004）
小农水供给水平	0.013*（0.008）	0.002（0.002）	-0.001（0.012）	0.005*（0.003）
组织支持程度	0.152（0.169）	-0.040（0.047）	-0.091（0.240）	-0.140**（0.055）
知识技能水平	1.913***（0.457）	0.115（0.116）	1.170**（0.472）	-0.157（0.116）
时间投入保障	-0.023（0.182）	-0.062（0.047）	-0.616（0.437）	0.090（0.080）
农业收入水平	-0.000（0.002）	0.000（0.001）	0.004*（0.002）	-0.000（0.000）
常数项	-5.179*（2.899）	0.662（0.709）	3.259（2.922）	1.193（0.771）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	208	186	96	87
Prob＞chi2	0.000	0.000	0.024	0.000
Log likelihood	-31.138	-203.892	-16.041	-70.325
Chi-square	78.157	66.682	27.656	80.193

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误；因部分系数过小，在表中为0.000，为明确其影响方向，对负向影响的在前面标注“-”。

由表4中的估计结果可知，在动机层次方面，耕地规模对经营主体Ⅰ和经营主体Ⅱ的巡视程度均有正向影响，分别通过1%和5%水平上的显著性检验。这与前面对全部参与巡视样本估计的影响方向一致。但从回归系数看，耕地规模对经营主体Ⅰ的影响大于对经营主体Ⅱ的影响。与经营主体Ⅰ主要从事农业生产不同，经营主体Ⅱ更加注重农业产业链的发展延伸，从而会减弱对小农水一类基础设施管护的重视程度。耕地流转年限对经营主体Ⅰ的巡视决策有显著正向影响，对经营主体Ⅱ的巡视程度有显著正向作用。耕地集中程度和作物种植结构对经营主体Ⅱ的巡视程度均有正向影响，分别在10%水平上和5%水平上通过显著性检验。耕地集中程度越高，代表新型农业经营主体平均每块耕地的面积越大，预示着其独立使用某一范围内小农水的可能性越高，因而会促其更加注重巡视工作，以及时发现妨碍小农水有效运行的问题并加以解决。作物种植结构差异会对灌溉用水量产生影响，就作物种类而言，水稻的需水量相对较大，小麦和棉花的需水量处于中等水平，高粱和薯类的需水量相对较少[40]。粮食作物播种面积占比高会在一定程度上提高灌溉用水需求，增强经营主体Ⅱ巡视积极性。在机会层次方面，小农水供给水平均在10%水平上通过显著性检验，分别对经营主体Ⅰ的巡视决策和经营主体Ⅱ的巡视程度有正向作用。小农水建设条件越高，其管护难度越小，会激发受益主体参与到小农水管护工作中。相对而言，经营主体Ⅱ的资金投入能力高于经营主体Ⅰ，因而小农水供给水平高会更易于促使经营主体Ⅱ投资参与管护。组织支持程度在5%的水平上通过显著性检验，对经营主体Ⅱ的巡视程度有负向影响，这与全部参与巡视样本的回归估计结果影响一致。在能力层次方面，知识技能水平对两类经营主体的巡视决策均有显著正向影响，与前述全部样本下回归估计影响方向一致。农业收入水平

在10%的水平上通过显著性检验，对经营主体Ⅱ巡视决策产生正向影响。由上述分析可知，MOA三个层次因素对两类经营主体的巡视行为的影响存在一定差异。

（2）巡视程度的分位数回归分析

前述对新型农业经营主体参与小农水管护巡视程度的分析，只是得到被解释变量的条件期望，无法反映各解释变量对管护巡视程度作用的分布规律。为探究MOA各层次因素对管护巡视程度的完整影响以及检验分析结果稳健性，借鉴王博等[41]、彭超等[42]的研究，本研究采用分位数回归分析方法，选择0.1、0.3、0.5、0.7、0.9等五个分位点对273个实际发生管护巡视行为样本进行分析，估计结果见表5。

表5 管护巡视程度影响因素的分位数回归结果

变量	θ=0.1	θ=0.3	θ=0.5	θ=0.7	θ=0.9
耕地规模	0.427***	0.335***	0.352***	0.409***	0.210*
	(0.122)	(0.115)	(0.072)	(0.086)	(0.119)
耕地流转年限	0.018	0.011	0.012	0.012	0.030*
	(0.017)	(0.015)	(0.011)	(0.012)	(0.018)
耕地集中程度	-0.024	0.028	0.033	0.034	0.083
	(0.085)	(0.063)	(0.046)	(0.049)	(0.066)
作物种植结构	0.085	0.057	0.050	0.059	0.233
	(0.338)	(0.229)	(0.188)	(0.183)	(0.266)
农业生产经营投资	-0.002	0.001	0.001	0.000	0.001
	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
受灾情况	-0.007	-0.003	-0.003	-0.002	-0.001
	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
小农水供给水平	0.003	0.001	-0.001	0.001	0.005**
	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
组织支持程度	-0.166**	-0.103*	-0.068*	0.011	-0.011
	(0.079)	(0.056)	(0.039)	(0.044)	(0.059)
知识技能水平	0.402*	0.023	-0.003	-0.023	-0.030
	(0.205)	(0.153)	(0.115)	(0.150)	(0.154)
时间投入保障	-0.099	-0.042	-0.050	-0.007	0.046
	(0.076)	(0.069)	(0.046)	(0.052)	(0.062)
农业收入水平	-0.000	-0.000	-0.000*	-0.000*	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
常数项	-0.921	0.623	0.917	0.389	1.647*
	(1.090)	(0.840)	(0.582)	(0.704)	(0.846)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R^2	0.223	0.207	0.237	0.205	0.181

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误；因部分系数过小，在表中为0.000，为明确其影响方向，对负向影响的在前面标注“-”

从分位数回归分析结果可见，MOA模型不同层次因素对不同分位点下新型农业经营主体小农水管护巡视程度的影响有显著差异。在动机层次因素方面，耕地规模在各分位点对巡视程度均有正向显著促进作用；耕地流转年限在第90分位点处通过10%水平上的显著性检验，对巡视程度有显著正向影响，说明耕地流转年限主要对高巡视程度的新型农业经营主体有促进效果。在机会层次因素方面，小农水供给水平在第90分位点处对巡视程度有显著促进作用；组织支持程度在第10、30、50分位点处对巡视程度有限制作用。在能力层次因素方面，知识技能水平在第10分位点处通过10%水平上的显著性检验，对巡视程度具有正向影响。农业收入水平在第50分位点处通过10%水平上的显著性检验，对巡视程度产生抑制作用。

（二）管护投资行为分析

1. 小农水投资意愿水平分析

304个样本中，有234个新型农业经营主体对小农水管护具有投资意愿，占有效样本总量的76.97%。同前述巡视意愿水平计算方法一致，对投资意愿水平的计算参照颜廷武等[37]的计算方法进行，经计算得出新型农业经营主体参与小农水管护投资意愿水平的上限为30 429.64元/年，投资意愿水平的下限为23 421.69元/年，最终得到投资意愿水平为23 421.69元/年～30 429.64元/年。

对经营主体Ⅰ和经营主体Ⅱ的管护投资意愿水平的统计见表6。

表6 两类经营主体小农水管护投资意愿水平统计

类型	样本量	参与投资样本量	管护投资意愿（元/年）
经营主体Ⅰ	208	160	10 454.02～13 590.23
经营主体Ⅱ	96	74	51 521.88～66 839.19

在208个经营主体Ⅰ样本中，具有投资意愿的有160个，占比为76.92%；在96个经营主体Ⅱ样本中，具有投资意愿的有74个，占比为77.08%，两类经营主体管护投资意愿比例基本相同。在管护投资意愿水平上，经营主体Ⅰ的管护投资意愿水平为10 454.02元/年～13 590.23元/年，经营主体Ⅱ的管护投资意愿水平为51 521.88元/年～66 839.19元/年。经营主体Ⅱ管护投资意愿水平明显高于经营主体Ⅰ。

2. 管护投资行为的影响因素分析

运用Double Hurdle模型对MOA三个层次因素对小农水管护投资行为影响的估计结果见表7。由回归结果得出，Double Hurdle模型两个阶段的Log likelihood之和为—489.031，Tobit模型估计的Log likelihood为—807.667，两个似然比之差为318.636，明显大于1%显著性水平的卡尔方临界值，说明Double Hurdle模型更适合于分析新型农业经营主体参与小农水管护投资行为的诱因。

表7 管护投资行为的Double Hurdle模型估计结果

变量	Probit模型	Truncated模型	Tobit模型参照
耕地规模	0.217（0.149）	0.472***（0.113）	0.843***（0.301）
耕地流转年限	0.065***（0.020）	0.039***（0.013）	0.147***（0.037）
耕地集中程度	0.072（0.089）	0.125*（0.069）	0.245（0.196）
作物种植结构	0.338（0.303）	0.138（0.251）	0.911（0.682）
农业生产经营投资	-0.000（0.002）	0.002***（0.001）	0.002（0.003）
受灾情况	-0.004（0.004）	0.007*（0.004）	-0.006（0.010）
小农水供给水平	0.003（0.004）	0.005*（0.003）	0.010（0.008）
组织支持程度	-0.055（0.072）	0.052（0.063）	-0.006（0.165）
知识技能水平	0.674***（0.160）	-0.054（0.149）	1.600***（0.362）
时间投入保障	-0.041（0.079）	-0.115*（0.064）	-0.229（0.179）
农业收入水平	0.000（0.001）	0.001***（0.000）	0.001（0.001）
常数项	-2.422**（1.089）	4.232***（0.860）	-4.271*（2.382）
控制变量	已控制	已控制	已控制
样本量	304	234	304
Prob＞chi2	0.000	0.000	0.000
Log likelihood	-137.442	-351.589	-807.667
Chi-square	53.189	228.146	91.705

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误

由估计结果可知，在动机层次因素方面，耕地规模在1%水平上通过显著性检验，对管护投资程度有促进作用，耕地规模的扩大提升了新型农业经营主体的灌溉排涝资源需求，为保障农业生产经营稳定性，促使新型农业经营主体注重投资对小农水实施维修养护，以确保小农水功能的

持续发挥。耕地流转年限对投资决策、投资程度均有正向影响，且都在1%水平上通过显著性检验。耕地流转年限越长，新型农业经营主体对小农水的维修养护投入便可在更长期限内发挥作用，使其获得更大效用，因而利于提振管护投资积极性。耕地集中程度在10%的水平上通过显著性检验，对管护投资程度有正向作用。耕地集中化生产经营可以有效降低新型农业经营主体对小农水维修养护的交易成本，可以遵从自己设计对农田灌溉渠系进行优化调整，为实施管护提供便利条件。农业生产经营投资通过1%水平上的显著性检验，对投资程度产生正向作用。新型农业经营主体农业生产经营投资金额越大，一方面说明其具有较高的资金投入能力，另一方面也使其退出农业生产经营的成本提升，会在一定程度上促使其更加重视农业生产经营条件改善，因而会提升小农水维修养护投资金额。在机会层次因素方面，受灾情况在10%水平上通过显著性检验，对投资程度有正向影响。对小农水实施管护目的在于保障灌溉排涝需求满足，出于抵御旱涝灾害影响考虑，会促使新型农业经营主体增加用于清淤、检修、养护工作的投资，以提升管护质量，保持小农水有效运行。小农水供给水平在10%水平上通过显著性检验，对投资程度有正向影响。小农水供给水平高会降低后期管护难度和资金投入压力，因而会提振新型农业经营主体管护投入积极性，尽量将管护工作做实。在能力层次方面，知识技能水平在1%水平上通过显著性检验，对投资决策有正向影响，新型农业经营主体自身管护知识技能水平能够满足需要会降低维修养护成本和提高维修养护自主性与便利性，从而促进其实施维修养护活动。时间投入保障在10%水平上通过显著性检验，对投资程度存在显著抑制作用。小农水维修养护需要投入资金，在农业生产经营资金本就较为缺乏的情况下，对新型农业经营主体而言，最好是能少投就少投、能晚投就晚投。因而在时间充裕的情形下，新型农业经营主体越倾向于被动等待，确定必须实施维修养护才能维持小农水有效运行时才会进行投资。农业收入水平在1%水平上通过显著性检验，对投资程度有正向作用。新型农业经营主体农业生产经营收入越高，其可用于改善农业生产经营条件的投资也越高，对其实施维修养护投资产生推动作用。

3. 稳健性检验和进一步分析

为做进一步分析和检验回归结果的稳健性，本部分采用三种方式深入分析：一是对两类经营主体的管护投资行为决定因素分别进行回归分析；二是采用单位耕地面积管护投资金额进行Truncated回归分析；三是采用分位数回归考察在不同分位点的MOA各层次因素对新型农业经营主体小农水管护投资金额的影响。

（1）两类经营主体管护投资行为影响因素分析

与前述对经营主体Ⅱ巡视行为的第一阶段分析一样，对经营主体Ⅱ管护投资行为第一阶段决策估计依然采用补对数—对数模型。两类经营主体管护行为决定因素的估计结果见表8。由回归结果可知，耕地规模对两类经营主体的投资程度均为显著正向影响，耕地流转年限对两类经营主体的投资决策与投资程度具有显著正向作用，知识技能水平对两类经营主体投资决策均有显著正向影响，农业收入水平对两类经营主体投资程度均为显著促进作用，与前述估计结果影响一致。耕地规模对经营主体Ⅰ的投资决策为显著正向影响；农业生产经营投资对经营主体Ⅰ的投资决策和投资程度分别有负向和正向影响，分别在10%和5%水平上通过显著性检验；受灾情况和小农水供给水平对经营主体Ⅱ的投资程度均有正向作用，分别在5%和1%水平上通过显著性检验；时间投入保障在5%水平上通过显著性检验，对经营主体Ⅱ的投资程度有负向影响。

（2）单位耕地面积管护投资金额影响因素分析

用单位耕地面积管护投资数量代替原投资金额的Truncated模型估计结果见表9。其中，模型（1）～（3）分别为所有发生管护投资支出的样本、经营主体Ⅰ中有管护投资支出的样本和经营主体Ⅱ中有管护投资支出的样本的估计结果。其中对单位耕地面积管护投资金额依然采取“＋1”取对数处理。

由估计结果可知，在动机层次因素方面，耕地规模对全部投资样本、经营主体Ⅰ投资样本、经营主体Ⅱ投资样本的投资程度均为负向影响且都在1%水平上通过显著性检验，说明随着耕地规模的扩大，单位耕地面积的管护资金投入数量会出现下降。耕地流转年限在模型（1）～（3）

表8 两类经营主体投资行为的Double Hurdle模型估计结果

变量	经营主体Ⅰ		经营主体Ⅱ	
	Probit模型	Truncated模型	Complementary log-log模型	Truncated模型
耕地规模	0.460**（0.213）	0.348**（0.167）	-0.182（0.337）	0.372*（0.190）
耕地流转年限	0.084**（0.033）	0.036**（0.016）	0.113***（0.036）	0.044**（0.022）
耕地集中程度	0.053（0.116）	0.097（0.083）	0.234（0.202）	0.094（0.114）
作物种植结构	0.096（0.389）	0.023（0.292）	0.671（0.722）	0.528（0.461）
农业生产经营投资	-0.004*（0.003）	0.004**（0.002）	0.004（0.004）	0.001（0.001）
受灾情况	-0.007（0.006）	-0.002（0.004）	0.004（0.011）	0.018**（0.007）
小农水供给水平	0.006（0.004）	0.001（0.003）	0.001（0.009）	0.021***（0.006）
组织支持程度	-0.088（0.087）	0.078（0.073）	0.035（0.181）	0.071（0.120）
知识技能水平	0.488**（0.203）	0.062（0.173）	1.261***（0.403）	-0.273（0.254）
时间投入保障	0.008（0.093）	-0.100（0.069）	-0.325（0.247）	-0.357**（0.179）
农业收入水平	-0.000（0.001）	0.002**（0.001）	0.001（0.002）	0.001***（0.000）
常数项	-2.200（1.421）	4.634***（1.035）	-4.057*（2.229）	5.753***（1.741）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	208	160	96	74
Prob > chi2	0.005	0.000	0.000	0.000
Log likelihood	-95.800	-224.056	-31.100	-109.557
Chi-square	33.125	118.761	41.148	116.785

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误；因部分系数过小，在表中为0.000，为明确其影响方向，对负向影响的在前面标注“-”

表9 单位耕地面积管护投资程度回归估计结果

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）
耕地规模	-0.492***（0.105）	-0.571***（0.155）	-0.610***（0.174）
耕地流转年限	0.037***（0.012）	0.031**（0.015）	0.044**（0.020）
耕地集中程度	0.124*（0.064）	0.101（0.077）	0.094（0.105）
作物种植结构	0.088（0.233）	-0.023（0.271）	0.437（0.424）
农业生产经营投资	0.002***（0.001）	0.004**（0.002）	0.001（0.001）
受灾情况	0.006*（0.004）	-0.001（0.004）	0.017**（0.007）
小农水供给水平	0.004（0.003）	0.000（0.003）	0.019***（0.006）
组织支持程度	0.042（0.059）	0.062（0.068）	0.071（0.112）
知识技能水平	-0.021（0.138）	0.096（0.161）	-0.228（0.232）
时间投入保障	-0.119**（0.060）	-0.102（0.064）	-0.347**（0.165）
农业收入水平	0.001***（0.000）	0.002**（0.001）	0.001***（0.000）
常数项	4.148***（0.799）	4.307***（0.964）	5.898***（1.589）
控制变量	已控制	已控制	已控制
样本量	234	160	74
Prob > chi2	0.000	0.001	0.000
Log likelihood	-327.165	-209.665	-100.188
Chi-square	71.068	38.047	70.887

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误；因部分系数过小，在表中为0.000，为明确其影响方向，对负向影响的在前面标注“-”

中分别在1%、5%、5%的水平上通过显著性检验，显示出耕地流转年限越长，新型农业经营主体单位耕地面积上的小农水管护投资数额越大。耕地集中程度对全部投资样本的单位耕地面积管护投资金额有显著正向影响。农业生产经营投资在模型（1）和模型（2）中分别在1%和5%水平上通过显著性检验，对单位耕地面积管护投资金额有正向影响。在机会层次因素方面，受灾情况在模型（1）和模型（3）中分别在10%和5%水平上通过显著性检验，对单位耕地面积管护投资金额有正向影响。小农水供给水平在模型（3）中在1%水平上通过显著性检验，对单位耕地面积管护投资金额有正向影响。时间投入保障在模型（1）和模型（3）中均在5%水平上通过显著性检验，对单位耕地面积的管护投资金额均为负向影响。农业收入水平在模型（1）～（3）中分别通过1%、5%、1%的显著性水平检验，对单位耕地面积上的管护资金投入数量有正向作用。

（3）投资程度的分位数回归分析

与前述对管护巡视程度的分位数回归分析一样，本部分依然选取0.1、0.3、0.5、0.7、0.9等五个分位点对234个实际发生管护投资支出样本作回归分析，估计结果见表10。

表10 管护投资程度影响因素的分位数回归结果

变量	θ=0.1	θ=0.3	θ=0.5	θ=0.7	θ=0.9
耕地规模	0.311	0.480**	0.446***	0.518***	0.434***
	(0.294)	(0.230)	(0.168)	(0.131)	(0.133)
耕地流转年限	0.029	0.049**	0.043**	0.034**	0.023
	(0.032)	(0.024)	(0.020)	(0.017)	(0.017)
耕地集中程度	0.276**	0.168	0.188*	0.096	0.037
	(0.124)	(0.114)	(0.102)	(0.083)	(0.096)
作物种植结构	0.635	-0.075	0.133	-0.235	-0.033
	(0.503)	(0.454)	(0.384)	(0.332)	(0.290)
农业生产经营投资	0.004	0.003	0.003**	0.002**	0.002**
	(0.004)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
受灾情况	0.011	0.006	-0.001	0.012**	0.008**
	(0.007)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.004)
小农水供给水平	0.009*	0.005	0.004	-0.002	0.003
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)
组织支持程度	0.050	0.129	0.119	0.011	-0.067
	(0.105)	(0.108)	(0.107)	(0.093)	(0.084)
知识技能水平	-0.444**	-0.061	0.198	0.202	0.363*
	(0.199)	(0.272)	(0.286)	(0.210)	(0.218)
时间投入保障	-0.066	-0.078	-0.136	-0.043	0.019
	(0.113)	(0.101)	(0.093)	(0.095)	(0.087)
农业收入水平	0.001*	0.001*	0.001*	0.001**	0.001*
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
常数项	3.705**	3.334*	4.188***	3.874***	4.858***
	(1.871)	(1.714)	(1.314)	(1.108)	(1.208)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R^2	0.270	0.279	0.301	0.331	0.420

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值为回归标准误。估计值通过bootstrap方法迭代400次得到

从上述分位数回归分析结果可知，动机、机会、能力三个层次因素在不同分位点处对新型农业经营主体管护投资程度影响存在差异。在动机层次因素方面，耕地规模在第30、50、70、90分位点处对管护投资程度存在显著正向作用，由此可得，耕地规模对较低及以上投资程度的新型农业经营主体具有促进效果；耕地流转年限在第30、50、70分位点处对管护投资程度有显著促进

作用；耕地集中程度在第10、50分位点处对投资程度有显著积极效果；农业生产经营投资在第50、70、90分位点处均在5%水平上通过显著性检验，对投资程度存在正向影响，说明农业生产经营投资对中等及以上投资程度的新型农业经营主体具有促进效果。在机会层次因素方面，受灾情况在第70、90分位点处均在5%水平上通过显著性检验，对投资程度有促进作用，这说明受灾情况对较高管护投资程度的新型农业经营主体存在正向影响；小农水供给水平在第10分位点处在10%的水平上通过显著性检验，说明小农水供给水平对低管护投资水平的新型农业经营主体具有促进效果。在能力层次因素方面，知识技能水平在第10、90分位点处分别在5%和10%水平上通过显著性检验，分别对管护投资程度有负向和正向作用，说明知识技能水平对低管护投资金额的新型农业经营主体有抑制作用，对高管护投资金额的新型农业经营主体有促进作用。农业收入水平在五个分位点处均通过显著性检验并对管护投资程度产生正向影响。

四、结论与政策建议

本研究基于MOA分析框架，利用304个微观实地调研数据，对新型农业经营主体的小农水管护巡视行为和投资行为进行研究。得出如下结论：（1）新型农业经营主体的小农水管护巡视意愿水平为18.63次/年～20.75次/年，管护投资意愿水平为23 421.69次/年～30 429.64元/年。分组分析显示，无论是管护巡视意愿水平还是投资意愿水平，经营主体Ⅱ均明显高于经营主体Ⅰ。（2）耕地流转年限、知识技能水平对巡视决策有显著正向作用；耕地规模、耕地流转年限对巡视程度有显著促进效果。（3）耕地流转年限、知识技能水平对管护投资决策均为显著促进效果；耕地规模、耕地流转年限、耕地集中程度、农业生产经营投资、小农水供给水平、农业收入水平对管护投资程度均为显著正向影响。对单位耕地面积管护投资程度的影响分析显示，随着耕地规模扩大，分摊到单位耕地面积的投资数量会出现下降。

基于上述分析结果，本研究提出以下建议：第一，扎实推进农业适度规模经营，解决农业适度规模经营发展中面临的难题，提高新型农业经营主体的农业生产经营能力，进而提升新型农业经营主体的农业规模化、集约化发展水平，稳定土地流转契约关系。第二，通过新建、续建和实施现代化改造等多种方式，推进小农水达标提质，为新型农业经营主体实施管护提供硬件条件支持。第三，鼓励新型农业经营主体之间实施联合管护。一是引导和支持专业大户和家庭农场通过联合组建或加入农民专业合作社（农业企业）方式实施管护，即内部联合管护，二是鼓励不同新型农业经营主体之间联合管护，可将该种管护模式称为外部联合管护，三是鼓励新型农业经营主体带动小农户实施管护，通过“以大带小”方式推动小农水管护范围扩大和管护强度提升也是改善小农水运行效果的可行路径。

参 考 文 献

[1] 杨柳，朱玉春，任洋. 收入差异视角下农户参与小农水管护意愿分析——基于TPB和多群组SEM的实证研究[J]. 农村经济，2018（1）：97-104.

[2] 龙子泉，徐一鸣，周玉琴，等. 社会资本视角下小型农田水利设施管护效果——湖北省当阳市两个农民用水户协会案例研究[J]. 中国农村观察，2018（2）：16-29.

[3] 王亚华. 中国用水户协会改革：政策执行视角的审视[J]. 管理世界，2013（6）：61-71，98，187-188.

[4] OSTROM E. *Governing the commons：the evolution of institutions for collective action*[M]. Cambridge：Cambridge University Press，1990.

[5] LAM W F，OSTROM E. Analyzing the dynamic complexity of development interventions：lessons from an irrigation experiment in Nepal[J]. Policy Sciences，2010，43（1）：1-25.

[6] AHMAD M. Water pricing and markets in the Near East： Policy issues and options [J]. Water policy，2000，2（3）：229-242.

[7] OSTROM E. Collective action and evolution of social norms[J]. Journal of Economic Perspectives，2000，14（3）：137-158.

[8] TAPIA F J B. Commons，social capital，and the emergence of agricultural cooperatives in early twentieth century Spain[J]. European Review of Economic History，2012，16（4）：511-528.

[9] 王晓莉. 用水户协会为何水土不服？——基于社会生态系统分析框架的透视[J]. 中国行政管理，2018

（3）：118-125.
[10] 韩俊. 以习近平总书记“三农”思想为根本遵循实施好乡村振兴战略[J]. 管理世界，2018，34（8）：1-10.
[11] 郭珍. 农地流转、集体行动与村庄小型农田水利设施供给——基于湖南省团结村的个案研究[J]. 农业经济问题，2015，36（8）：21-27，110.
[12] 周利平，苏红，翁贞林. 农民分化对农户参与用水协会意愿的影响分析[J]. 华中农业大学学报（社会科学版），2016（4）：22-30，128.
[13] 王亚华，高瑞. 走向稳定、秩序与良治——现代化进程中的乡村公共事务治理[J]. 人民论坛·学术前沿，2015（3）：31-43.
[14] 闵继胜. 新型经营主体经营模式创新分析——基于黑龙江仁发合作社的案例分析[J]. 农业经济问题，2018（10）：50-59.
[15] 张启文，黄可权. 新型农业经营主体金融服务体系创新研究[J]. 学术交流，2015（7）：130-135.
[16] 周冲，黎红梅. 新型农业经营主体参与小微型农田水利设施建设的投融资问题研究[J]. 南方金融，2018（10）：93-98.
[17] Macinnis D. J.，Jaworski B. J.. Information processing from advertisements：toward an integrative framework[J]. Journal of Marketing，1989，53（4）：1-23.
[18] 秦国庆，杜宝瑞，刘天军，等. 农民分化、规则变迁与小型农田水利集体治理参与度[J]. 中国农村经济，2019（3）：111-127.
[19] 曾艳，杨钢桥. 资产专用性、不确定性与农地整治模式选择[J]. 中国土地科学，2016，30（6）：14-22.
[20] 蔡荣. 管护效果及投资意愿：小型农田水利设施合作供给困境分析[J]. 南京农业大学学报（社会科学版），2015，15（4）：78-86，134.
[21] 王慧娜. 灌溉自组织治理的研究述评[J]. 农村经济，2012（9）：99-103.
[22] Gruen T. W.，Osmonbekov T.，Czaplewski A. J.. Customer to customer exchange：its MOA antecedents and its impact on value creation and loyalty[J]. Journal of the Academy of Marketing Science，2007，35（4）：537-549.
[23] Mcalexander J. H.，Schouten J. W.，Koenig H. F.. Building brand community[J]. Journal of Marketing，2002，66（1）：38-54.
[24] Maclnnis D. J.，Moorman C.，Jaworski B. J.. Enhancing and measuring consumers’ motivation，opportunity，and ability to process brand information from ads[J]. Journal of Marketing，1991，55（4）：32-53.
[25] 孙良顺，咎梦莹. 农田水利设施减灾效果评估：基于灰色关联度的分析[J]. 求索，2015（11）：94-99.
[26] 张童朝，颜廷武，何可，等. 有意愿无行为：农民秸秆资源化意愿与行为相悖问题探究——基于MOA模型的实证[J]. 干旱区资源与环境，2019，33（9）：30-35.
[27] 张维亚，俞世海，严伟. 基于MOA理论的邮轮旅游者消费决策研究[J]. 消费经济，2013，29（3）：65-70.
[28] 陈则谦. MOA模型的形成、发展与核心构念[J]. 图书馆学研究，2013（13）：53-57.
[29] Benkler Y.. Sharing nicely：on sharable goods and the emergence of sharing as a modality of economic production[J]. The Yale Law Journal，2004，114（2）：273-358.
[30] 阮荣平，曹冰雪，周佩，等. 新型农业经营主体辐射带动能力及影响因素分析——基于全国2615家新型农业经营主体的调查数据[J]. 中国农村经济，2017（11）：17-32.
[31] 李银秀. 城乡居民收入、消费与经济增长分析——以陕西省为例[J]. 消费经济，2014，30（1）：33-36.
[32] 蔡起华，朱玉春. 社会资本、收入差距对村庄集体行动的影响——以三省区农户参与小型农田水利设施维护为例[J]. 公共管理学报，2016，13（4）：89-100，157.
[33] 赵燕，朱玉春. 组织支持、社会信任与农户参与小农水供给意愿[J]. 中国农村水利水电，2018（2）：153-158，173.
[34] 杨柳，任洋，汤志伟，等. 制度规则对小型农田水利设施集体治理绩效的影响——基于普遍道德的中介作用[J]. 软科学，2020，34（8）：51-56.
[35] Cragg J. G.. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods[J]. Econometrica，1971，39（5）：829-844.
[36] 蔡洁，夏显力，王婷. 农户农地转出行为诱因及对其生计能力的影响研究[J]. 南京农业大学学报（社会科学版），2018，18（4）：98-108，159.
[37] 颜廷武，何可，张俊飚. 社会资本对农民环保投资意愿的影响分析——来自湖北农村农业废弃物资源化的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境，2016，26（1）：158-164.
[38] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京：高等教育出版社，2014：179-181，245-246，544-545.
[39] 钱龙，陈方丽，卢海阳，等. 城市人“身份认同”

对农村宅基地使用权流转的影响研究——基于浙江温州农户的调查[J]. 农业技术经济，2019（8）：40-52.

[40] 丁德峻，张旭晖. 江苏淮北地区主要作物需水量的初步研究[J]. 自然资源，1994（3）：40-46.

[41] 王博，王恒，朱玉春. 制度能力对农田灌溉系统治理绩效的影响——基于黄河灌区六省调研数据的研究[J]. 中国人口·资源与环境，2019，29（8）：122-129.

[42] 彭超，张琛. 农村人居环境质量及其影响因素研究[J]. 宏观质量研究，2019，7（3）：66-78.

Analysis of influencing factors of the conservancy behavior of new agricultural management entities' participation in the management and maintenance of small-scale farmland water conservancy

ZHOU Chong[1,2]，LI Hongmei[1]

（1. *School of Economics*，*Hunan Agricultural University*，*Changsha* 410128，*China*；
2. *School of Management*，*Suzhou University*，*Suzhou* 234000，*China*）

Abstract：As an important participant of moderate scale management，new agricultural management entities' participation in rural public affairs governance is of practical significance to improve the level of rural governance. Based on the micro-survey data of 304 samples in Anhui province，this paper constructs the Double Hurdle model to analyze the influencing factors of inspection behavior and investment behavior from three dimensions of motivation，opportunity，and ability. The research shows that the duration of land transfer，knowledge and skill level have significantly positive impact on inspection decision，and the cultivated land scale，the duration of land transfer have significant effect on the inspection degree；the duration of land transfer，knowledge and skill level have significantly positive effect on investment decision；the cultivated land scale，the duration of land transfer，cultivated land concentration，agricultural production and management investment，supply level of small-scale farmland water conservancy，the agricultural income level have significantly positive impact on the investment degree. Based on the above research，countermeasures are proposed from three aspects：steadily promote the development of agricultural moderate scale management，continue to increase the quantity and improve the quality of small-scale farmland water conservancy，and encourage joint management and maintenance.

Keywords：New agricultural management entities；Small-scale farmland water conservancy；Management and maintenance behavior；Double Hurdle model

（编辑：程俐萍）