赡抚比对农户农业生产意愿的影响研究

——基于湖北省 769 户农户的调查

王祥礼^{1, 2} 罗小锋^{1, 2} 余威震^{1, 2} 唐林^{1, 21}

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070)

【摘要】: 保护农户的种粮积极性, 提高农户农业生产意愿, 对巩固我国农业的基础性地位、保障国家粮食安全具有重大意义。基于湖北省潜江、宜昌、襄阳和黄冈四市的 769 份实地调研数据, 以家庭负担为切入视角, 运用 Logit 回归模型研究赡抚比对农户农业生产意愿的影响, 并进一步分析不同条件下赡抚比对农户农业生产意愿影响的异质性。结果表明: (1) 赡抚比对农户农业生产意愿产生显著正向影响, 赡抚比越大, 农户继续从事农业生产的意愿越强; (2) 不同年龄段农户所面临的赡抚情况存在差异, 使得赡抚比对非老龄组农户农业生产意愿产生显著正向影响, 而在老龄组农户中却不显著; (3) 针对不同收入水平的农户家庭, 赡抚比所带来的经济与时间的双重压力对农户农业生产意愿的影响程度不同, 从而造成赡抚比在低收入组、中等收入组和高收入组的影响呈现出“显著-不显著-显著”的变化规律。

【关键词】: 家庭负担 赡抚比 农业生产意愿 异质性

【中图分类号】: F323.6 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)07-1674-11

近年来, 我国农村人口老龄化趋势越来越明显^[1]。2017 年我国总抚养比为 39.2%, 较 2010 年上升了 5%, 老人赡养和儿童的抚养加重了农村家庭的负担。作为传统的农业大国, 一方面, 农民希望通过从事农业生产增加收入改变家庭现状, 另一方面农业生产的不确定性又限制了农民家庭收入的进一步提高。21 世纪以来, 随着我国城镇化的快速推进和发展, 大量的农村劳动力放弃现有农业生产活动, 转而进入城镇从事非农生产, 留下老人和儿童在农村^[2], 导致农业劳动力老龄化现象越来越严重^[3~5], “未来谁来种地”的问题已经受到学术界的重视和广泛关注^[6, 7]。是什么原因导致农民从事农业生产的意愿越来越低? 回答好这一问题, 对巩固我国农业的基础性地位、保障我国粮食安全和稳定有重要意义。

目前, 围绕有关农业生产意愿的问题, 学者们主要从农业生产意愿的影响因素^[8, 9]、农业标准化生产意愿^[10, 11]、生产意愿与行为之间的关系^[12, 13]等方面进行了研究。其中, 有关农户农业生产意愿影响因素的问题, 从内部因素看, 农户是否有意愿继续从事农业生产主要受农业生产者的个体特征^[14]、家庭特征^[15~17]和认知水平^[18~20]等因素的影响。从外部因素看, 粮食补贴政策^[21~23]、农业生产的机械化和农机服务水平^[24, 25]、市场需求和食品监管机制^[26]、交通水利等基础设施建设^[27]都不同程度影响到农民的种粮意愿。上述研究丰富和深化了对农户农业生产意愿影响因素的认知, 但是相关研究均忽视了人口老龄化及劳动力外流背景下农村地

作者简介: 王祥礼(1992-), 男, 硕士研究生, 主要研究方向为资源与环境经济。E-mail: 1253152161@qq.com; 罗小锋, E-mail: luoxiaofeng@mail.hzau.edu.cn。

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AZD091); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(15YJAZH050); 农业农村部软科学项目(202007); 农业农村部软科学项目(2018032)。

区老人赡养和儿童抚养的现实问题。事实上,农户表现出不同的农业生产意愿,一个很重要的原因就是赡养老人和抚养儿童加重了农户的家庭负担,使得他们需要重新考虑是否继续进行农业生产。

赡养比是家庭负担的重要体现,一方面老人的赡养和儿童的抚养需要花费大量的资金,这会影响到农户家庭可支配收入的分配问题,另一方面在家赡养老人和抚养儿童不仅给年轻人带来了较大的时间成本,而且还会限制年轻人生产行为的选择。面对赡养老人和抚养儿童的双重压力,不同收入家庭、不同年龄段的农户可能存在不同的反应,进而表现出不同的农业生产意愿。因此,有必要将二者纳入同一框架进行研究,进一步分析不同条件下赡养比对农户农业生产意愿的影响是否存在差异。本文正是基于这一思路,利用湖北省的调查数据,重点研究赡养比对农户农业生产意愿的影响,并在此基础上进一步分析不同条件下赡养比对农户农业生产意愿影响的差异性,以期进一步丰富和完善农业生产意愿的相关研究。

1 理论分析与研究假设

1.1 赡养比对农户农业生产意愿的影响

根据生产者行为理论,农户在面临生产抉择的时候,会综合考虑自身条件、生产成本、比较收益等因素,选择更有利于自身的生产行为方式,以实现自身收益的最大化。赡养比反映的是老人和儿童数占家庭劳动力的比重,是家庭负担的重要体现^[28],家庭负担会影响农户生产行为的选择。赡养比越大,家庭劳动力所需要承担的赡养老人和抚养儿童的压力越大。一方面,赡养比大说明家庭中需要被照料的老人和儿童人数相对较多,家庭劳动力的赡养系数大,赡养老人和抚养儿童会给农户家庭带来更大的压力;另一方面,老人身体状况越差、儿童年龄越小,照料需求就越高,照料强度越大、时间越长,年轻人在赡养老人和抚养儿童上的时间和精力消耗越多。这不仅给年轻人带来了较大的时间成本,使他们需要长时间留守在农村,不能外出从事非农生产,而且还会限制年轻人生产行为的选择,导致他们在面临家庭和外出就业角色冲突时不得不放弃非农工作^[29,30]。为了缓解赡养老人和抚养儿童带来的经济和精力双重压力,这部分农户会选择在家一边照顾老人和儿童,一边进行农业生产增加收入以缓解支出压力,因而可能会表现出继续从事农业生产的意愿。基于以上分析,本文提出假说1:

H1: 赡养比对农户农业生产意愿有显著的正向影响。

1.2 不同年龄组条件下赡养比对农户农业生产意愿的影响

农户个体特征包括年龄、健康状况和受教育水平等,根据人力资本理论,不同年龄段的农户会表现出个体特征的差异,农户个体特征会影响其生产意愿的选择^[20,31]。相较于青年人,老龄阶段的农户在年龄、身体素质、适应能力和技术运用等方面都处于劣势,他们因为这些因素的限制而留守在农村,不能继续外出务工,在身体状况允许的情况下他们会选择从事部分农业生产活动以增加家庭收入。然而老龄农户自身就属于“被赡养”的对象,他们是否愿意从事农业生产更多取决于他们的身体素质,而不是取决于家庭负担的大小,因而赡养比对老龄农户农业生产意愿的影响可能并不显著。对于非老龄农户,他们往往会面临着赡养老人或抚养儿童所带来的经济和精力双重压力,因而他们在进行生产行为决策时需要考虑赡养老人和抚养儿童的实际,尤其是当家中老人生活不能自理时,照料老人的压力不仅需要他们花费大量的时间留在农村,而且还会限制其非农就业行为的选择^[32]。综合考虑之下,他们更愿意一边在家照顾老人和儿童,一边从事农业生产增加家庭收入,从而表现出继续从事农业生产的意愿。根据以上分析,本文提出假说2和假说3:

H2: 赡养比对老龄农户农业生产意愿的影响不显著。

H3: 赡养比对非老龄农户农业生产意愿有显著正向影响。

1.3 不同收入水平条件下赡养比对农户农业生产意愿的影响

家庭经济特征包括家庭经济收入、家庭收入构成等,家庭经济特征的差异会影响到农户生产意愿的选择^[10,31]。家庭经济收入是农户家庭经济水平的重要体现,家庭收入的差异会造成农户家庭资金的可支配能力不同,进而导致其应对家庭负担的能力存在差异。赡抚比带来的家庭负担会影响农户家庭在其他方面的支出,因而不同收入水平的农户家庭应对赡养老人和抚养儿童的压力也会不同。低收入的农户家庭农业收入占有较大比重,拥有的资金数量少,资金可支配能力弱,赡养老人和抚养儿童的经济支出会成为家庭总支出的重要部分,导致家庭在其他方面的支出减少。为了平衡家庭各方面的支出,使家庭可支配资金更加充裕,农户会倾向于从事比较收益更高的非农生产活动,因而表现出较低的农业生产意愿。高收入的农户家庭一般以非农收入为主,农业收入在家庭总收入中所占比重较小²,拥有较强的资金可支配能力,在家庭支出上拥有更多的自主性,应对家庭负担的能力也更强。当他们面临照料老人和儿童的压力时,既可以选择自己留守在家照顾老人,也可以选择通过养老机构等途径减少照料老人对自身的时间消耗。但受制于农村养老机构服务不完善的实际^[33],加之城市生活成本较高,受城乡二元体制和户籍制度的影响,在城市生活的农民在医疗服务、养老保险等方面无法与城市居民享受同等待遇,农村老人自身对城市生活适应性较差等因素的影响,他们不得不留出部分劳动力在家照顾老人和儿童,这部分留在农村的劳动力在照顾老人和儿童的同时,也会选择从事一些农业生产以获得收益用于家庭支出,因而表现出继续从事农业生产的意愿。中等收入的农户家庭在收入总量和收入可支配能力上介于低收入家庭和高收入家庭之间,其在家庭收入和支出上面一般会保持基本平衡,或者收入略大于支出,当家庭赡抚比较大时,赡养老人和抚养儿童的支出在可控的范围内,出于外出就业风险和照顾老人成本等考虑,他们会选择维持现状,继续从事农业生产活动,争取从农业生产中进一步获得收入来维持家庭的支出,因此会愿意继续进行农业生产。根据以上分析,本文提出假说 4、假说 5 和假说 6:

H4:赡抚比对低收入家庭的农户农业生产意愿有显著的负向影响。

H5:赡抚比对中等收入家庭的农户农业生产意愿有正向影响。

H6:赡抚比对高收入家庭的农户农业生产意愿有显著的正向影响。

2 数据来源、模型选定及变量选择

2.1 数据来源

本文研究所使用的数据来源于 2018 年 7~8 月对湖北宜昌、潜江、襄阳、黄冈四地进行的实地调研。调研地区的选择主要基于以下两个方面的考虑:(1)湖北省是我国重要的粮食生产基地,水稻种植面积广、产量高。宜昌和襄阳是湖北省经济发展水平较高的地区,黄冈处于中等经济发展水平,潜江经济发展水平较低,代表了湖北省各地经济发展水平。此外,潜江位于江汉平原、襄阳位于鄂中北丘陵岗地、黄冈位于鄂东丘陵山区、宜昌位于鄂西南山区,代表了湖北地形地貌特点。(2)农村劳动力流动情况。2017 年湖北省农村外出从业人员达 1129.99 万人,宜昌、襄阳、黄冈、潜江四地的农村外出从业人员占比分别为 6.15%、8.90%、14.71%、1.81%³。农村劳动力的大量外流会导致这些地区的农业劳动力结构发生变化。因此选取上述四地进行研究具有一定的代表性。综合研究目的、抽样原则和调研地实际情况,首先通过随机抽样的方法从每个地市中抽取一个样本县(区),再从每个县(区)中随机选择样本镇和样本村进行实地调研,最终调查了宜昌、潜江、襄阳、黄冈 4 个市的 4 个县(区),共计 13 个镇(乡),共回收问卷 804 份。通过问卷整理分析,剔除与本研究相关变量的缺失数据和异常值,最终获得有效问卷 769 份。样本统计结果如表 1。

本次调查男性与女性分别占 61.90%和 38.10%,从年龄分布上看,受访者农户年龄主要在 50 岁以上(83.22%),其中年龄在 60 岁以上的占 39.79%,40~50 岁的农户占 13.66%,40 岁以下的青年农户比重小(3.12%),说明被调查地存在劳动力老龄化的现象。从受教育水平来看,受访者的文化程度整体不高,有 51.24%的农户受教育年限在 6 年以下,而受教育年限小于 9 年的达到了 87.78%,仅有 0.78%的农户文化程度在高中以上。兼业水平不高,有兼业行为的农户仅占 24.97%,公职人员或村干部的比例为 7.02%。在农业生产上,受访者农户仍以家庭为单位从事农业生产活动(92.46%),农业合作化程度低(7.54%),且有接近半数农户家庭的水稻种

植面积不超过 0.333hm² (48.51%), 种植面积超过 1.333hm² 的家庭很少 (9.36%), 农业规模化、合作化程度有待提高。

表 1 样本的基本特征

类型	选项	样本量	百分比 (%)	类型	选项	样本量	百分比 (%)
性别	男	476	61.90	兼业情况	是	192	24.97
	女	293	38.10		否	577	75.03
年龄	30 岁以下	1	0.13	是否加入合作社	是	58	7.54
	30~40 岁	23	2.99		否	711	92.46
	40~50 岁	105	13.66	种植面积	0.333hm ² 以下	373	48.51
	50~60 岁	334	43.43		0.333~0.667hm ²	198	25.75
	60 岁以上	306	39.79		0.667~1hm ²	84	10.92
			1~1.333hm ²		42	5.46	
受教育年限	0~6 年	394	51.24	是否公职人员或村干部	是	54	7.02
	6~9 年	281	36.54		否	715	92.98
	9~12 年	88	11.44				
	12 年以上	6	0.78				

2.2 模型选定

本文借鉴相关研究, 选用 Logit 回归模型对各影响因素进行分析。模型的被解释变量是农户农业生产意愿, 核心解释变量是赡抚比, 控制变量分别是农户个体特征、家庭经济特征、农业生产特征。其中, 农户是否有意愿继续从事农业生产是个二元决策问题, 通过调研询问农户未来 3 年是否有意愿继续从事农业生产, 若农户从事农业生产的可能性较大, 则定义为 y=1, 若农户继续从事农业生产的可能性较小, 则定义为 y=0。潜在的模型可以设置为:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Raise + \beta_2 Individual + \beta_3 Family + \beta_4 X + \varepsilon \quad (1)$$

式中: Y_i 为被解释变量, 代表第 i 个受访者的农业生产意愿; $Raise$ 为核心解释变量, 表示赡抚比; $Individual$ 、 $Family$ 、 X 为控制变量, 分别表示农户个体特征、家庭经济特征、农业生产特征; β_0 是常数项; β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 分别表示上述变量的回归系数; ε 表示随机扰动项。

2.3 变量选取

本文综合相关研究和实地调研情况, 重点研究赡抚比对农户农业生产意愿的影响, 同时将农户个体特征、家庭经济特征、农业生产特征作为控制变量纳入模型。各变量定义及描述性分析见表 2。

(1) 被解释变量。

被解释变量为农户农业生产意愿,根据前文定义,若农户从事农业生产的可能性较大,则定义为 $y=1$,若农户继续从事农业生产的可能性较小,则定义为 $y=0$ 。由于本研究主要关注的是如何提高农户种粮意愿以回答“未来谁来种地”的问题,这关乎到国家粮食安全和农业生产的稳定,因此本研究将农业生产限定为种植业。

(2) 核心解释变量。

本文的核心解释变量是赡抚比,国家统计局对总抚养比的解释为“人口总体中非劳动年龄人口数与劳动年龄人口数之比”,本文结合数据可得性,将赡抚比定义为家庭中 60 岁以上老人数和 6 岁以下儿童数占劳动力总人数的比重。其中,家庭劳动力总人数指家庭中年龄在 16~60 岁之间的劳动人数,不包括 60 岁以上有劳务能力的人。

$$\text{赡抚比} = \frac{\text{60 岁以上老人数} + \text{6 岁以下儿童数}}{\text{家庭劳动力总人数}} \times 100\% \quad (2)$$

(3) 控制变量。

根据已有研究,农户个体特征、家庭经济特征、农业生产特征对农户农业生产意愿有重要影响^[7,9,15,17,20]。本文借鉴已有研究成果,结合本文实际,将农户个体特征、家庭经济特征、农业生产特征设置为农户农业生产意愿影响因素的控制变量。其中,农户个体特征包括受访者性别、年龄、健康状况、受教育水平,家庭经济特征包括家庭经济收入、农业收入占比、务农人员占比,农业生产特征包括种植面积、耕地质量、土地流转情况、是否参加农业合作社、是否签订销售合同、机耕地面积占比、获得机械服务难易程度、种植粮食主要目的。

3 农户农业生产意愿的影响因素分析

3.1 模型回归结果

本研究运用 Stata/SE15.1 软件对农户农业生产意愿的影响因素进行 Logit 模型和 Probit 模型回归运算,首先对各个自变量间的共线性进行诊断,结果显示各自变量之间不存在严重的多重共线性($VIF < 10$),然后将整理后的数据代入模型进行回归分析,并将系数标准误进行怀特异方差修正,从而使回归结果更稳健,模型运算结果如表 3 所示。

表 2 各变量定义及描述性分析

变量名称	变量	赋值说明	均值	标准差
因变量				
农户从事农业生产意愿	Y	未来 3 年从事农业生产的意愿:是=1;否=0	0.710	0.454
核心变量				
赡抚比	X_i	60 岁以上老人和 6 岁以下儿童数与家庭劳动力数之比	0.526	0.501

控制变量				
农户个体特征				
性别	X ₂	男=1;女=0	0.619	0.486
年龄	X ₃	受访者农户实际年龄(岁)	57.177	8.986
健康状况	X ₄	很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.633	0.959
受教育水平	X ₅	受访者实际受教育年限(年)	6.695	3.518
家庭经济特征				
家庭经济收入	X ₆	2017年家庭总收入(万元)	5.910	3.963
农业收入占比	X ₇	2017年农业收入与家庭收入之比	0.311	0.311
务农人员占比	X ₈	农业劳动力人数与家庭劳动力人数之比	0.623	0.251
农业生产特征				
耕地面积	X ₉	2017年水稻种植面积(hm ²)	0.578	10.882
耕地质量	X ₁₀	较差=1;一般=2;较好=3	2.185	0.671
土地流转情况	X ₁₁	是=1;否=0	0.208	0.406
是否参加合作社	X ₁₂	是=1;否=0	0.075	0.264
是否签订销售合同	X ₁₃	是=1;否=0	0.030	0.170
机耕地面积占比	X ₁₄	机械耕地面积与水稻种植面积之比	0.977	0.125
获得机械服务难易程度	X ₁₅	非常难=1;比较难=2;一般=3;比较容易=4;非常容易=5	4.432	0.801
种植粮食主要目的	X ₁₆	口粮食用=0;销售增收=1	0.666	0.472

(1) 赡抚比对农户农业生产意愿的影响。

根据表 3 所示回归结果,在逐步追加控制变量的过程中,赡抚比对农户农业生产意愿均表现出显著的影响,在回归 3 和回归 4 中,赡抚比分别通过了 1%的显著性水平检验,说明赡抚比对农户农业生产意愿有显著的正向影响,也即赡抚比越大,农户从事农业生产的意愿越强烈。整理数据发现,赡抚比在 50%以下、50%~100%、100%及以上的农户家庭中有意愿继续从事农业生产的农户分别占 66.28%、71.97%、79.75%,说明赡抚比越大的农户家庭更有意愿从事农业生产。当家庭中老人和儿童数量较多时,赡养老人和抚养儿童的压力会限制家庭劳动力生产行为的选择,尤其是当老人无法自理生活时,更需要有年轻人留在家中照料。基于现实情况考虑,他们会选择留守在农村照顾老人和儿童,同时进行农业生产获取收益缓解家庭支出压力,因而表现出从事农业生产的意愿。

(2) 农户个体特征对农户农业生产意愿的影响。

在农户个体特征中,农户的年龄、健康状况分别通过了 1%的显著性水平检验,说明农户的年龄对农户农业生产意愿有显著的负向影响,而农户的健康水平则对农业生产意愿有显著的正向影响。中老年农户特别是老年农户,随着年龄的增大他们的体力逐渐下降,已经不能从事繁重的农业劳动,因此农业生产意愿呈下降趋势。身体健康状况良好的农户相较于健康状况差的农户,在精力、体力上和行动能力上都占有优势,因而更有意愿和能力从事农业生产。

(3)家庭经济特征对农户农业生产意愿的影响。

家庭经济特征中家庭经济收入和农业收入占比分别通过了 1%的显著性水平检验,说明家庭经济收入对农户农业生产意愿有显著的负向影响,农业收入占比对农户农业生产意愿有显著的正向影响。随着家庭收入的增加,农户家庭条件得到改善,生活水平和生活质量得到提高,可支配资金变多,他们会倾向于选择更多的闲暇休息而不是选择更多的劳动,因此农业生产的积极性呈下降趋势,继续从事农业生产意愿较低。而作为家庭收入的主要来源,农业收入占比越大的家庭对农业收入的依赖越强烈,因此他们也更愿意从事农业生产,以维持现有的家庭生活状况。

(4)农业生产特征对农户农业生产意愿的影响。

在农业生产特征中,耕地面积、土地流转情况、种粮食主要目的分别通过了 1%的显著性检验,说明耕地面积、土地流转情况对农户农业生产意愿有显著的正向影响,种植粮食主要目的对农户农业生产意愿有显著的负向影响。耕地面积大,农户从事农业生产的规模效应增加了农户家庭收入,因而农户愿意从事农业生产。整理数据发现,存在土地流转行为的农户中,属于土地转入的占 94.85%,农户存在土地转入,说明该农户家庭目前土地状况不能满足其需要,他们希望能够承包更多的土地进行农业生产,表现出更强的农业生产意愿。种粮的主要目的是销售增收的农户家庭,农业生产的风险性和高投入、低收益性使得农户从农业生产中获得的净收益有限,为了获取更大经济收益,他们会倾向于选择收益更高的非农生产行为,因而表现出较低的农业生产意愿。

表 3 农户农业生产意愿的影响因素分析

变量名称	回归 1(Logit)		回归 2(Logit)		回归 3(Logit)		回归 4(Probit)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
赡养比	0.905***	0.204	0.908***	0.227	0.816***	0.237	0.466***	0.132
性别	0.104	0.184	-0.131	0.193	-0.097	0.202	-0.057	0.118
年龄	-0.051***	0.011	-0.048***	0.012	-0.040***	0.012	-0.023***	0.007
健康状况	0.218**	0.091	0.254***	0.095	0.383***	0.102	0.222***	0.059
受教育水平	-0.032	0.025	-0.023	0.025	-0.021	0.028	-0.014	0.016
家庭经济收入	—	—	-0.032	0.025	-0.087***	0.028	-0.050***	0.016
农业收入占比	—	—	2.179***	0.417	1.480***	0.449	0.915***	0.242
务农人员占比	—	—	-0.124	0.420	-0.053	0.456	-0.078	0.265
耕地面积	—	—	—	—	0.132***	0.043	0.054**	0.021
耕地质量	—	—	—	—	-0.061	0.135	-0.040	0.078

土地流转情况	—	—	—	—	0.717***	0.264	0.434***	0.148
是否参加农业合作社	—	—	—	—	0.128	0.388	-0.018	0.234
是否签订销售合同	—	—	—	—	0.661	0.473	0.419	0.288
机耕地面积占比	—	—	—	—	-0.362	0.870	-0.144	0.485
获得机械服务难易程度	—	—	—	—	0.173	0.114	0.105	0.067
种植粮食主要目的	—	—	—	—	-1.381***	0.264	-0.711***	0.148
Waldchi ²	39.506***		72.893***		87.692***		93.125***	
PseudoR ²	0.048		0.101		0.186		0.175	

3.2 稳健性检验

(1) 采用更严格定义的农户农业生产意愿

为了检验模型的稳健性, 本文将农户农业生产意愿的定义做了更严格的处理, 将从事农业生产意愿为 $y=1$ 的农户样本中, “未来三年种植规模可能会缩小” 的样本户赋值为 $y=0$, “未来三年种植规模可能会扩大或者不变” 的样本户赋值为 $y=1$, 农业生产意愿为 $y=0$ 的样本户仍然赋值为 $y=0$ 。经过因变量处理后, 将数据分别带入 Logit 回归模型和 Probit 回归模型进行稳健性检验。检验结果如表 4 所示, 在回归 5 和回归 6 中赡抚比分别通过了 1% 的显著性水平检验, 系数值符号为正, 表明赡抚比对农户农业生产意愿存在显著的正向影响。模型的整体显著性高(通过了 1% 的显著性水平检验), 这与表 3 的分析结果一致, 说明模型估计结果是稳健的。

(2) 采用较宽松的方式重新定义赡抚比

为了进一步验证模型的稳健性, 本文采用了一种较为宽松的定义方式将核心变量重新定义, 即将赡抚比定义为“家庭中 60 岁以上老人和 6 岁以下儿童数占家庭总人数的比重”, 被重新定义的赡抚比取值范围在 0~1 之间(包括 0 和 1)。并将处理后的数据代入 Logit 回归模型和 Probit 回归模型进行稳健性检验。根据表 4 的检验结果, 在回归 7(Logit 模型回归)和回归 8(Probit 模型回归)中, 赡抚比分别通过了 10% 的显著性水平检验, 系数值符号为正, 表明赡抚比对农户农业生产意愿有显著的正向影响, 模型的整体显著性高(通过了 1% 的显著性水平检验), 这与表 3 及表 4 稳健性检验 1 的分析结果一致, 表明模型的估计是稳健的。

(3) 采用较严格的方式定义赡抚比

在已有稳健性检验的基础上, 本文又采用了一种更为严格的定义方式将核心变量重新定义, 即将需要赡养的老人界定为“年龄大于 70 岁和 60 岁以上丧失劳动能力的人”, 并重新计算赡抚比。将处理后的数据再次代入 Logit 回归模型和 Probit 回归模型进行稳健性检验。从表 4 的检验结果来看, 在回归 9(Logit 模型回归)和回归 10(Probit 模型回归)中, 赡抚比分别通过了 1% 的显著性水平检验, 系数值符号为正, 表明赡抚比对农户农业生产意愿有显著的正向影响, 模型整体通过了 1% 的显著性水平检验, 这与表 3 及表 4 稳健性检验 1、2 的分析结果一致, 表明模型的估计是稳健的。

表 4 农户农业生产意愿的影响因素分析

变量名称	稳健性检验 1		稳健性检验 2		稳健性检验 3	
	回归 5 (Logit)	回归 6 (Probit)	回归 7 (Logit)	回归 8 (Probit)	回归 9 (Logit)	回归 10 (Probit)
赡养比	0.848*** (0.231)	0.494*** (0.129)	0.804* (0.449)	0.430* (0.252)	0.552*** (0.213)	0.327*** (0.120)
农户个体特征	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入
家庭经济特征	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入
农业生产特征	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入
Waldchi ² (16)	90.403***	102.182***	79.918***	85.936***	85.760***	90.950***
PseudoR ²	0.143	0.140	0.176	0.165	0.179	0.169

3.3 赡养比对农户农业生产意愿的异质性影响

(1) 不同年龄分组情况下赡养比对农户农业生产意愿的影响

考虑到不同年龄段农户对赡养比大小影响不同,进而影响到农户生产意愿选择差异,本文借鉴杨志海^[5]、唐林等^[34]的做法以及国际公认的老龄人口划分标准,将受访者年龄在 60 岁以上的农户定义为“老龄组农户”,将受访者年龄在 60 岁以下的农户定义为“非老龄组农户”,以年龄为依据进行分组回归以检验本文假设是否成立。

从表 5 中回归 11 和回归 12 的回归结果可以看出,对于老龄组农户,赡养比变量的系数为正,但未通过 10% 的显著性检验,说明赡养比对老龄组农户农业生产意愿没有显著影响,假说 2 得证。对于非老龄组农户,赡养比系数为正,且通过了 1% 的显著性检验,说明赡养比对非老龄组农户农业生产意愿有显著的正向影响,也即赡养比越大,非老龄农户从事农业生产的意愿越高。通过整理数据发现,赡养比在 50% 以下、50%~100%、100% 及以上的非老龄农户有意愿继续从事农业生产的分别占 69.04%、76.42%、79.66%,随着赡养比的增大,非老龄农户从事农业生产的意愿越高,假说 3 得证。由于非老龄农户的父母逐渐步入老龄阶段,生活自理能力下降,因而他们需要承担的照料老人的压力会增大,综合考虑之下,他们更倾向于留在农村从事农业生产,顺便照料老人,因而表现出继续从事农业生产的意愿。

(2) 不同收入水平下赡养比对农户农业生产意愿的影响

为了验证不同收入水平下赡养比对农户农业生产意愿的影响的差异性,本文借鉴范红丽、辛宝英^[30]的做法,将样本农户按照家庭收入进行三等分分组,分别定义为“低收入家庭”“中等收入家庭”和“高收入家庭”,通过分组回归对假说 4、假说 5 和假说 6 进行检验。

根据表 5 中回归 13~15 的结果可知,对于中等收入水平的家庭,赡养比变量的系数为正,但并未通过显著性检验,说明赡养比对中等收入家庭农户农业生产意愿没有显著影响。对于高收入水平的家庭,赡养比系数通过了 1% 的显著性水平检验,说明赡养比对农户农业生产意愿有显著的正向影响,也即赡养比越大,家庭收入水平高的农户越有意愿从事农业生产,假说 6 得证。通过整理数据发现,在高收入水平家庭中,赡养比在 50% 以下、50%~100%、100% 及以上的农户家庭有意愿继续从事农业生产的分别占 60.15%、73.91%、78.26%,说明赡养比越大,高收入家庭的农户越有意愿从事农业生产活动。对于低收入水平的农户家庭,赡养比变量的系数通过了 1% 的显著性水平检验,说明赡养比对低收入水平的家庭农户农业生产意愿有显著的正向影响。赡养比对低收入家庭农户农业生产意愿的影响与假说 4 不一致,可能的原因是:对于低收入水平的家庭而言,赡养老人和抚养儿童的精力和经济支

出都会比较大。面对赡养比带来的双重压力,农户的应激反应是放弃现有农业生产活动,转向收益更高的非农行业,但是现实情况中,收入水平较低的家庭在面临老人照料时,往往没有经济能力通过养老机构等途径缓解照料老人的压力^[30],加之受农村地区传统思想影响更深、中西部较偏远的农村地区养老服务还不完善等现实因素的影响,在综合考虑经济和精力两方面因素下,他们会选择留守或者部分留守在家照顾老人和儿童,同时继续从事农业生产以获得收入来维持家庭支出的需要。在实际调研中,我们也发现收入水平低的农户不满足于目前家庭的收入现状,希望通过外出务工增加家庭收入,但是面对家中的老人和儿童,受制于农村的实际情形,他们不得不留下部分年轻劳动力在家照顾老人和儿童,顺便从事农业生产获得经济收益。

表 5 农户农业生产意愿的异质性分析

变量名称	不同年龄组		不同家庭收入水平		
	回归 11(老龄组农户)	回归 12(非老龄组农户)	回归 13(低收入家庭)	回归 14(中等收入家庭)	回归 15(高收入家庭)
赡养比	0.570(0.390)	1.063*** (0.379)	0.780*** (0.300)	0.567(0.603)	1.921*** (0.576)
农户个体特征	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入
家庭经济特征	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入
农业生产特征	已加入	已加入	已加入	已加入	已加入
观测值	306	463	256	257	256
Waldchi ² (15)	37.979***	55.641***	32.895***	38.251***	44.768***
PseudoR ²	0.137	0.244	0.113	0.244	0.224

4 结论及讨论

本文基于 2018 年 7~8 月间在湖北宜昌、潜江、襄阳和黄冈等地进行的实地调研数据,以农户农业生产意愿为研究对象,以家庭赡养比作为核心解释变量,运用 Logit 回归模型重点研究赡养比对农户农业生产意愿的影响,并在此基础上,进一步分析不同条件下赡养比对农户农业生产意愿的影响的差异性。研究发现:

(1) 赡养比对农户农业生产意愿有显著的正向影响,赡养比越大,农户从事农业生产的意愿越强。控制变量中,农户的健康状况、农业收入占比、耕地面积、土地流转情况分别对农户农业生产意愿有显著的正向影响;而农户的年龄、家庭经济收入、种植粮食主要目的则对农户继续从事农业生产的意愿有显著的负向影响。

(2) 赡养比对不同年龄段、不同家庭收入水平的农户的影响存在异质性:不同年龄段农户所面临的赡养情况存在差异,使得赡养比对非老龄组农户农业生产意愿产生显著正向影响,而在老龄组农户中却并不显著。针对不同收入水平的农户家庭,赡养比所带来经济与时间的双重压力对农户农业生产意愿的影响程度不同,从而造成赡养比在低收入组、中等收入组和高收入组的影响呈现出“显著-不显著-显著”的变化规律。

社会经济的快速发展、农业收益持续降低,越来越多的农村青壮劳动力选择外出务工,但在中国传统孝道文化的熏陶和影响下,农村每个家庭承担着照料老人和儿童的责任,使得部分劳动力需要直接留在农村。无论是因承担赡养责任、兼顾农业生产而作出的被迫选择,还是追求农业生产收益、兼顾家庭照料的主动选择,赡抚比在农业生产意愿决策过程中都起到了至关重要的作用。当然,随着照料老人和儿童的时间长短、照料强度的不同,农户生产意愿也会存在差别,但受限于数据因素,未能对此作出进一步探讨,这也将是后续研究中重点关注的内容。而一个家庭的赡抚比是一个相对固定的值,在短期内无法改变,无法直接从改变赡抚比的角度提高农户农业生产意愿。因此,为确保这部分留在农村的农户从事农业生产的积极性更强,可以通过完善农业基础设施建设、规范和完善农村土地流转市场等措施,扩大农业种植规模,实现规模经济,提高他们的农业收入,实现照料老人儿童和农业增产增收的双赢目的。

参考文献:

- [1]魏君英,夏旺.农村人口老龄化对我国粮食产量变化的影响——基于粮食主产区面板数据的实证分析[J].农业技术经济,2018(12):41-52.
- [2]吴易雄.基于二元 Logit 模型的新型职业农民农业生产意愿的影响因素及其对策探析[J].当代经济管理,2016,38(11):40-49.
- [3]王跃梅,姚先国,周明海.农村劳动力外流、区域差异与粮食生产[J].管理世界,2013(11):67-76.
- [4]盖庆恩,朱喜,史清华.劳动力转移对中国农业生产的影响[J].经济学(季刊),2014,13(3):1147-1170.
- [5]杨志海.老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J].中国农村观察,2018(4):44-58.
- [6]陈锡文,陈昱阳,张建军.中国农村人口老龄化对农业产出影响的量化研究[J].中国人口科学,2011(2):39-46,111.
- [7]黄季焜,靳少泽.未来谁来种地:基于我国农户劳动力就业代际差异视角[J].农业技术经济,2015(1):4-10.
- [8]陈雨生,乔娟,赵荣.农户有机蔬菜生产意愿影响因素的实证分析——以北京市为例[J].中国农村经济,2009(7):20-30.
- [9]李明贤,樊英.粮食主产区农民素质及其种粮意愿分析——基于6个粮食主产省457户农户的调查[J].中国农村经济,2013(6):27-37.
- [10]娄旭海,王芳,陈松,等.河南省小农户农业标准化生产意愿的影响因素分析[J].农业经济问题,2007(S1):51-54.
- [11]熊肖雷,李冬梅,冯莹,等.农业现代化进程中农户农业标准化生产意愿分析[J].农业现代化研究,2015,36(5):862-868.
- [12]余威震,罗小锋,李容容,等.绿色认知视角下农户绿色技术采纳意愿与行为悖离研究[J].资源科学,2017,39(8):1573-1583.
- [13]蒋琳莉,张露,王红.稻农低碳生产行为的影响机理研究——基于湖北省102户稻农的深度访谈[J].中国农村观察,2018(4):86-101.

-
- [14]王玉斌, 华静. 信息传递对农户转基因作物种植意愿的影响[J]. 中国农村经济, 2016(6):71-80.
- [15]YING X, MIN L. Research on farmers' production willingness of safe agricultural products and its influence factors: An empirical analysis in China[J]. Energy Procedia, 2011, 5:53-58.
- [16]范垄基, 穆月英, 付文革, 等. 我国蔬菜种植户放弃种菜意愿及其影响因素分析——基于北方五省市的调研[J]. 经济问题, 2015(4):98-104.
- [17]王亚坤, 王慧军, 杨振立. 我国谷子种植户持续种植意愿的影响因素研究[J]. 中国农业资源与区划, 2016, 37(2):96-102.
- [18]陆倩, 孙剑. 农户关于转基因作物的认知对种植意愿的影响研究[J]. 中国农业大学学报, 2014, 19(3):34-42.
- [19]白月影, 刘军弟. 基于 Logistic-ISM 模型的农户高价值农产品安全生产意愿分析[J]. 北方园艺, 2017(21):189-196.
- [20]黄炎忠, 罗小锋, 李容容, 等. 农户认知、外部环境与绿色农业生产意愿——基于湖北省 632 个农户调研数据[J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(3):680-687.
- [21]YU W, JENSEN H G. China's agricultural policy transition: Impacts of recent reforms and future scenarios[J]. Journal of Agricultural Economics, 2010, 61(2):343-368.
- [22]逯志刚. 粮食补贴对农民种粮意愿的影响研究[D]. 杨凌:西北农林科技大学, 2012.
- [23]李韬. 粮食补贴政策增强了农户种粮意愿吗?——基于农户的视角[J]. 中央财经大学学报, 2014(5):86-94.
- [24]周清明. 农户种粮意愿的影响因素分析[J]. 农业技术经济, 2009(5):25-30.
- [25]陈艳红, 胡胜德. 农户优质稻米种植意愿分析——基于黑龙江省 359 个普通水稻种植户的调查[J]. 农业技术经济, 2014(10):106-110.
- [26]刘芳, 李欣, 王浩. 农户农产品生产意愿影响因素的实证分析——以广东省油茶种植为例[J]. 中国农村观察, 2010(6):54-65.
- [27]靳庭良. 粮食主产区农户种粮意愿及其影响因素分析[J]. 统计与决策, 2013(17):91-95.
- [28]陈璐, 范红丽, 赵娜, 等. 家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J]. 经济研究, 2016, 51(3):176-189.
- [29]汪伟. 农民夫妻非农就业决策的微观基础分析——以山东省肥城市为例[J]. 中国农村经济, 2010(3):45-54, 59.
- [30]范红丽, 辛宝英. 家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析[J]. 中国农村经济, 2019(2):98-114.
- [31]程名望, 潘烜. 个人特征、家庭特征对农村非农就业影响的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(2):94-99.

[32]周春芳. 儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业[J]. 农业技术经济, 2013(11):94-102.

[33]孔祥智. 培育农业农村发展新动能的三大途径[J]. 经济与管理评论, 2018, 34(5):5-11.

[34]唐林, 罗小锋, 张俊飏. 社会监督、群体认同与农户生活垃圾集中处理行为——基于面子观念的中介和调节作用[J]. 中国农村观察, 2019(2):18-33.

注释:

1 数据来源:国家统计局网站年度数据 <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

2 当然,也有一些种植大户以农业生产为主,且家庭收入较高的。本文的样本多是小规模家庭,样本平均种植规模为 0.578 hm^2 。这里讨论的是普遍情形,一般认为非农生产是增加农户家庭收入的主要途径,家庭收入高也就意味着非农收入所占比重大。

3 数据来源于《湖北农村统计年鉴》(2018)。