

引用格式:王杰,蔡志坚,秦希.农村劳动力老龄化及其家庭结构差异对农地转出决策的影响[J].资源科学,2021,43(9):1876-1888. [Wang J, Cai Z J, Qin X. Impact of aging rural labor force and household structure on the decision to transfer farmland[J]. Resources Science, 2021,43(9): 1876-1888. ] DOI: 10.18402/resci.2021.09.13

# 农村劳动力老龄化及其家庭结构差异对农地转出决策的影响

王 杰,蔡志坚,秦 希

(南京林业大学经济管理学院,南京 210037)

**摘 要:**农地规模经营是实现现代农业的主要路径之一,探究劳动力老龄化与家庭农地转出决策,对促进小农户与现代农业的有机衔接有着重要意义。基于改进的家庭生命周期模型和中国家庭金融调查数据,从家庭层面实证检验了家庭劳动力老龄化对农地流转的影响及其家庭结构的异质性。结果发现:①中国现在还存有近1/3的农村家庭有老年人参与劳动,随着老龄化人口占比越来越高,以老年人为农业生产主体的小农户未来也可能长期存在;②劳动力老龄化对农地转出决策具有抑制作用。相比其他家庭类型,有老年劳动力的家庭转出农地的可能性降低了约5%;③不同家庭内部结构下,劳动力老龄化对家庭农地转出决策的抑制作用存在差异,抑制作用大小表现为负担期I>赡养期I>空巢期I。本文认为,对于高龄的老年劳动力,需进一步建立健全农村社会保障制度,促进这部分农户通过以转代耕的方式把农地转出至农业生产效率更高的经营主体;对于低龄的老年劳动力,需配合较为完善的农业社会化服务以实现提升农业生产效率与农地养老的双重目标。

**关键词:**老龄化;家庭生命周期;农地流转;劳动供给;劳动消费比;CMP方法

DOI :10.18402/resci.2021.09.13

## 1 引言

由于农村青壮年劳动力大规模向外流动及整个社会老龄化趋势,当前农村人口老龄化现象严重并导致农业劳动力老龄化,55岁及以上的人口占中国现有农业劳动力比重高达33.6%,而这一比例仍会继续增加<sup>[1]</sup>。多数研究认为农业劳动力老龄化不利于中国农业发展<sup>[2]</sup>,与年轻的劳动力相比,老年劳动力对土地利用程度、投入强度明显偏低<sup>[3]</sup>,而因年龄导致的劳动供给不足会降低土地利用效率和农业生产效率<sup>[4]</sup>。为了切实提高土地利用效率和农业生产效率,中国政策层面出台了多项政策推进农地经营权流转和建立健全农地流转市场以构建新型农业经营体系。农业部数据显示,截至2017年底,中国农地流转比例已达36.97%<sup>[5]</sup>,但现阶段中国农

业经营主体以分散小规模农户经营为主的现状并没有得到根本性改变,特别是以老年人为主要农业劳动力的小规模农户<sup>[6]</sup>。在“健全土地流转规范管理制度,发展多种形式农业适度规模经营”的现代农业发展背景下,这种在农村普遍存在的劳动力老龄化的家庭与其他类型的家庭相比,在农地转出决策上存在怎样的差异?进一步地,由于家庭结构存在差异,农地对于农村家庭所起到的功能并不完全相同,这会导致劳动力老龄化对家庭农地转出决策的影响在不同家庭结构中产生怎样的差别?

已有研究从多个角度来解释农业劳动力老龄化对农地转出决策的影响。从劳动供给角度来看,老年劳动力相对年轻劳动力难以提供高强度和充足的劳动供给,当农地规模与劳动供给不匹配时,

收稿日期:2020-10-23 修订日期:2021-01-16

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金项目(17YJA790004);江苏高校哲学社会科学研究重点项目(2018 SJZDI099)。

作者简介:王杰,男,安徽池州人,博士研究生,主要研究方向为土地问题与政策研究。E-mail: wangjie@njfu.edu.cn

通讯作者:蔡志坚,女,福建漳平人,博士,教授,博导,主要研究方向为林业经济政策研究。E-mail: janecai69@njfu.edu.cn

2021年9月

作为理性人,老年劳动力倾向于把农地转出以租金的方式实现农地收入,从这个角度来看,农业劳动力老龄化无疑会促进农地转出<sup>[7,8]</sup>。但也有研究认为,一般年龄较大的户主思想观念相对保守且土地情结更重<sup>[9]</sup>,农地本身又承担着一系列社会保障功能<sup>[10]</sup>,农业劳动力老龄化可能对农地流转产生抑制作用<sup>[11]</sup>。也有研究认为农业劳动力老龄化对农村土地租赁市场并不构成显著性影响<sup>[12]</sup>。显然,关于农业劳动力老龄化与农地转出关系的结论并不一致,但共通点在于以往研究多把农地转出决策作为个体决策,老龄化问题同样定义为个体老龄化问题(如户主或主要决策者),并未从家庭层面分析农业劳动力老龄化对农地流转的影响,也未分析因家庭内部结构不同导致的影响效果差异。事实上,越来越多的学者认为农地流转是以家庭为决策单位而非个体进行经济决策的<sup>[13]</sup>,而农业劳动力老龄化是家庭结构性变动并非简单个体单位年龄增加。农户决策理论认为,以效用最大化为目标,农户根据劳动力年龄变化引致的家庭劳动力结构变动配置劳动力要素,从而间接影响了农户对土地要素的配置,并非简单地由个体单位的年龄变动影响农地流转决策<sup>[14]</sup>。进一步地,农户以家庭为基本生产单位,家庭内部结构差异(如劳动力、消费者数量等)使得农户生产和消费等经济行为存在系统性差异<sup>[15]</sup>,换言之,不同家庭内部结构下,农业劳动力老龄化对家庭农地转出决策的影响可能存在一定差异。综上,劳动力老龄化与农地流转的关系需置于以家庭结构为基础的分析框架下。为此,已有研究显示,家庭生命周期是分析家庭内部结构差异的有效工具<sup>[16]</sup>,随着家庭生命周期演变,位于生命周期不同阶段家庭的劳动供给、消费需求及人口结构等均存在差异<sup>[17]</sup>。但现有家庭生命周期模型仅以年龄为标准划分劳动力,这与中国农村存有大量超过劳动力划定年龄,但仍从事农业生产的老年人的现实并不相符,家庭生命周期需根据现实进行合理地改进和优化。

综合以上,本文基于家庭生命周期模型从家庭层面分析农业劳动力老龄化对农地转出决策的影响,并利用中国家庭金融调查(CHFS)获取更精准的劳动力信息,改进和优化了既往的家庭生命周期

模型。本文贡献在于,利用劳动力信息更丰富的数据库更新了符合中国农村现实的家庭生命周期模型,并在此基础上实证检验了农业劳动力老龄化对农地转出的影响,进一步地,探讨了家庭结构的异质性。这样做不仅有助于从家庭层面解释老龄化与农地流转之间的关系,还能为促进以老年人为主要农业劳动力的小规模农户与现代农业的有机衔接提供一些政策建议。

## 2 理论分析与假说提出

### 2.1 对家庭生命周期阶段的再划分

美国人口学家 Glick<sup>[18]</sup>首次提出较为完备的家庭生命周期模型,并把家庭生命周期剖析为包括形成、扩展、稳定、收缩、空巢和解体等6个阶段。随着传统模型解释力的逐步减弱,各国学者基于各自研究区域的社会、人口、经济等特征及研究需要,对家庭生命周期理论进行完善,丰富了家庭生命周期理论的研究框架<sup>[19]</sup>。因此,家庭生命周期的阶段划分应根据社会情境和研究目的不同重新界定。本文借鉴汪为等<sup>[20]</sup>农村家庭生命周期模型,并利用中国家庭金融调查对劳动力身份进行更精准地识别与判断,在此基础上更新了家庭生命周期模型,剥离出新的家庭阶段,如负担期 I、赡养期 I 和空巢期 I,并将这些阶段作为农业劳动力老龄化的家庭,换言之,是具有老年人参与农业生产的家庭。

具体来说,汪为等认为中国农村家庭通常会经历包括起步期、抚养期、负担期、稳定期、赡养期及空巢期6个阶段。事实上,家庭生命周期反映着家庭劳动力结构变化,包括农业劳动力老龄化,其中起步期、抚养期家庭具有年轻的劳动力结构,负担期、赡养期和空巢期是含有较为老龄的劳动力,稳定期则是较为居中的劳动力结构。但该家庭生命周期模型仅以年龄为划分标准,无法体现老年人参与劳动的真实情况。因此,在以年龄为标准的基础上需辅以真实劳动力身份的判定。具体做法:首先,以农村老年人群体为研究对象,按照世界卫生组织对年龄的最新定义,把60岁及以上的人口视为老年人;其次,以负担期为例,根据中国家庭金融调查中个体成员当前工作情况的问题,判断年龄≥60岁的老年人口是否有参与农业生产的情况,倘若参与生产,便与原负担期分离,划至负担期 I 家庭,并

定义为有老年劳动力的家庭,赡养期及空巢期与负担期的做法一致;最后,经筛选,形成如表1改进的家庭生命周期模型,其中,负担期Ⅰ、赡养期Ⅰ及空巢期Ⅰ为有老龄化劳动力的家庭,可视为老龄化的劳动力结构,负担期Ⅱ、赡养期Ⅱ为有老年人口但并不参与劳动的家庭,可视为相对居中的劳动力结构<sup>①</sup>,起步期、抚养期和稳定期为没有老年人口的家庭,可视为相对年轻的劳动力结构(表1)。本文所划分的家庭生命周期阶段是依次递进的,但并非完全按照起步期到家庭解体的单向演变,家庭由于新成员的出生,成员的成长、衰老与死亡,和旧家庭的分裂等,使得各个阶段家庭生命周期是反复交替的。

表1 家庭生命周期阶段划分及阶段特征

Table 1 Family life cycle stage division and characteristics of the stages

家庭生命周期阶段	家庭人口特征
起步期	年轻夫妇,无子女
抚养期	最小的子女未满16岁或无工作的学生,无≥60岁老人
负担期Ⅰ	最小的子女未满16岁或无工作的学生,有≥60岁老人且参与劳动
负担期Ⅱ	最小的子女未满16岁或无工作的学生,有≥60岁老人且不劳动
稳定期	子女都有工作,无≥60岁老人
赡养期Ⅰ	子女都有工作,有≥60岁老人且参与劳动
赡养期Ⅱ	子女都有工作,有≥60岁老人且不劳动
空巢期Ⅰ	家庭成员都是≥60岁老人且参与劳动
空巢期Ⅱ	家庭成员都是≥60岁老人且不劳动

## 2.2 假说提出

### 2.2.1 劳动力老龄化对家庭农地转出决策的影响

包括小农户在内的经济组织,实际上是以要素禀赋合理且有效匹配进行生产为核心原则,以最大化满足家庭需求为目标的经济单位<sup>[21]</sup>。对于那些没有老年人相对年轻的家庭而言,在当前非农就业劳动力价格上涨背景下,非农就业单位劳动报酬往往高于农业生产,作为理性人,较为年轻的劳动力通常选择外出务工方式以获取更高单位劳动报酬,而在劳动力转移条件下这类农村家庭有更大可能性转出农地<sup>[22]</sup>。同样地,在有老年人的家庭,由于诸多客观(如健康不佳等)原因或主观(如不愿意劳动

等)原因导致家中老年人并未保持劳动力身份,即并不会继续从事农业生产,而家庭中相对年轻的劳动力可能会选择外出务工。那么出于理性考虑,该类家庭也倾向于转出农地以获取一定的农地收入。但对另一类有老年人的家庭,可称为劳动力老龄化的家庭,为最大化满足家庭生计和消费需求<sup>[23]</sup>,家中年轻劳动力非农转移后的闲置农地并不直接转出,而是由家庭剩余的老龄化劳动力作为自用生产,而农业社会化服务完善则为老年人继续参与农业生产提供更多可能<sup>[24]</sup>;当然,也不排除老年人继续参与生产劳动仅仅是出于生活方式的需要。基于此,提出假说1:

假说1:劳动力老龄化对家庭农地转出具有抑制作用。

### 2.2.2 劳动力老龄化家庭的结构差异对农地转出决策的异质性影响

在一个特定地区的生产条件下,家庭内部结构决定了一个以家庭成员作为劳动力来源的农业经营组织的劳动供给水平。一方面,“劳动消费均衡论”认为一个家庭内部劳动力与消费者比例(即劳动消费比)反映家庭总经济活动量并决定了所能提供的劳动供给量,而劳动力要素于非农业和农业部门分配会影响家庭对农地要素的配置<sup>[21]</sup>。另一方面,从一个家庭演变历程来看,随着家庭从负担期Ⅰ向赡养期Ⅰ、空巢期Ⅰ的家庭逐步演变,老年人的年龄也随着家庭结构演变而逐步增长,这可能会影响老年人在不同家庭结构中的劳动供给能力。伴随生命规律,年龄增加会直接导致老年劳动力的体能降低,即在其他条件不变情况下年龄越大的劳动力其体能越差<sup>[25]</sup>,并且农业本身便是以体能消耗为主的生产活动,那么可以认为在农业生产中由于老年劳动力体能下降使得其所能提供的劳动供给逐渐减少<sup>[26]</sup>。因此,本文从劳动消费比和老年人劳动供给两个方面体现家庭内部结构的异质性。具体而言,从“劳动消费比”指标看,因负担期Ⅰ的家庭劳动消费比最低,家庭“上有老、下有小”的人口结构使得负担期Ⅰ的家庭面临极大的生计压力,迫于年龄大、非农就业机会少但又需要分担家庭生计压力的现状,老年人只能选择继续参与农业生产,

① 从家庭劳动力数量来看,空巢期Ⅱ的家庭已完全没有劳动力,在此不把空巢期Ⅱ的家庭纳入研究对象。



2021年9月

并表现为该家庭结构下老年人劳动参与,相对于劳动消费比都接近于1的赡养期Ⅰ与空巢期Ⅰ家庭,对农地转出的抑制作用最为明显。此外,单纯从劳动消费比来看,赡养期Ⅰ与空巢期Ⅰ的农地转出决策可能并无差异,但空巢期Ⅰ的老年劳动力劳动供给可能因年岁增加而下降,故赡养期Ⅰ相对空巢期Ⅰ的家庭老年劳动力供给更为有效,劳动力要素与土地要素配比更高,因此赡养期Ⅰ相比空巢期Ⅰ的家庭可能更倾向于不转出农地。基于此,提出假说2:

假说2:不同家庭结构下,劳动力老龄化对农户农地转出的抑制作用有差异,且抑制作用表现为负担期Ⅰ>赡养期Ⅰ>空巢期Ⅰ。

### 3 数据来源、变量描述与研究方法

#### 3.1 数据来源

本文所使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)在2015年开展的第三轮调查。CHFS2015调查样本共覆盖29个省(区、市)(不包括新疆、西藏和港澳台地区),问卷内容涉及家庭人口特征、生产经营与就业、社会保障与保险等各方面信息,覆盖面广的抽样和涵盖丰富信息的样本可以保证研究的可靠性。首先,由于本文主要关注农村家庭的老年人劳动参与对农地转出的影响,而农地流转决策以家庭为决策单位,因此,本文从农村家庭层面对该问题进行分析。其次,根据家庭所在社区位置(城市或农村),

筛选出农村样本家庭有11655户,并对其进行家庭生命周期编码,按照所改进家庭生命周期模型的设置逻辑,把这些家庭依次进行匹配和编码,经过处理后共识别编码了11464个农村样本家庭,识别率高达98.99%,反映本文改进的家庭生命周期模型对中国农村家庭具有很高的解释力。最后,在成功编码的农村样本家庭基础上进一步筛选,把样本限定至拥有土地承包权的家庭,经过无效信息筛选与匹配变量,最终有效样本确定为CHFS2015接受调查的9188个农村家庭。

#### 3.2 变量描述

##### 3.2.1 被解释变量:农地转出决策

根据问卷中的问题“目前,您家的耕地经营权是否转给他人或机构?”进行定义,不管是否为出租形式,只要把农地交付他人使用即视为“转出”。如果回答是,取值为1,反之为0。同时,根据问题“转出的面积是多少?”定义农地转出规模,如果没有转出农地,则归并为0。

##### 3.2.2 核心解释变量:劳动力老龄化

从家庭层面来看,老年人参与劳动和农地流转均为家庭决策,因此本文研究立足点仍是家庭层面,依照前文所设的家庭生命周期模型,把有老年劳动力的家庭定义为劳动力老龄化家庭(负担期Ⅰ、赡养期Ⅰ和空巢期Ⅰ),并赋值为1,其他阶段的家庭赋值为0。

比较有无老年人参与劳动的农地流转状况,如表2。结果显示,第一,在农村,接近28.3%的家庭存

表2 有无老年劳动力家庭的农地流转状况比较

Table 2 Comparison of agricultural land transfer status of households with and without elderly laborers

生命周期阶段	样本家庭/户	样本占比/%	转出家庭/户	转出占比/%	劳动消费比
负担期Ⅰ	1119	12.2	106	9.5	0.635
赡养期Ⅰ	716	7.8	89	12.4	0.888
空巢期Ⅰ	767	8.3	106	13.8	0.851
小计	2602	28.3	301	11.6	0.769
其他阶段Ⅰ	2328	25.3	432	18.6	
其他阶段Ⅱ	4258	46.3	493	11.6	
其他阶段	6586	71.7	925	14.0	
总计	9188	100.0	1226	13.3	

注:①小计一栏为负担期Ⅰ、赡养期Ⅰ和空巢期Ⅰ的共同统计结果;②其他阶段包括起步期、抚养期、负担期Ⅱ、稳定期、赡养期Ⅱ,其他阶段Ⅰ表示有老年人但不参与劳动的家庭,其他阶段Ⅱ表示无老年人的年轻家庭;③劳动消费比定义为家庭劳动力数量与消费者数量的比率,越接近于1,反映劳动供给与消费需求的缺口越小。

在老年人参与劳动情况;第二,有老年人参与劳动的家庭比无老年人参与劳动的家庭农地转出率低约3.4%,进一步地,有老年人参与劳动的家庭比有老年人但不参与劳动的家庭农地转出率低约7.0%。第三,劳动消费比指标显示,处于负担期Ⅰ的家庭劳动消费比均值明显小于赡养期Ⅰ与空巢期Ⅰ,且赡养期Ⅰ接近于空巢期Ⅰ。

### 3.2.3 控制变量

本文参照已有文献对控制变量的选取,分别从户主层面特征、家庭层面特征及地区层面特征3个层面特征设置控制变量以缓解估计偏差问题(表3)。户主层面控制变量包括:户主年龄、户主年龄平方、户主受教育程度及户主性别4个变量。从以往文献来看,户主年龄对农地转出决策的影响可能是非线性的<sup>[27]</sup>;户主受教育程度反映其人力资本水平,理论上,受教育程度高的户主可能更倾向于非农就业,因此转出农地可能性更高;出于不同性别的劳动能力差异,男性户主可能比女性户主更有能

力从事农业生产,相对更倾向于不转出农地<sup>[28]</sup>。家庭层面控制变量包括:劳动力禀赋、家庭规模、农地禀赋、成员平均受教育程度、亲戚数量、人情支出、家庭总收入及家庭养老或失业保险情况等8个变量。家庭劳动力禀赋意味着劳动要素占有量,劳动力禀赋越高反映非农生产能力或农业生产能力越强,从而促进或抑制农地转出,由于存在竞争性解释,劳动力禀赋对农地转出的影响方向不明。家庭规模反映家庭消费需求,家庭规模越大,家庭成员越需要提供更多劳动或寻找更高单位劳动报酬部门,因此家庭规模对农地转出的影响不确定,有待进一步检验;农地禀赋意味着土地要素占有量,农地禀赋越高越有利于规模化经营、减少农地转出,同时土地要素相对劳动力要素的富余也可能造成增加农地转出,具体作用有待进一步检验;亲戚数量与人情支出都反映家庭社会资本占有量,通常社会资本能降低流转市场交易搜寻成本、监督及执行成本等,可能增加农地转出;能维持收入较高水平

表3 变量定义及描述性统计

Table 3 Definition of variables and descriptive statistics

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
有无农地转出	1=有;0=无	0.133	0.340
农地转出规模	转出农地数量,单位:亩	0.781	10.900
劳动力老龄化	1=有老年劳动力;0=没有老年劳动力	0.283	0.451
户主年龄	单位:岁	55.230	11.840
户主年龄平方	户主年龄平方	3191	1328
户主受教育程度	共分9个等级,1=没上过学,2=小学,3=初中,4=高中,5=中专/职高,6=大专/高职,7=大学本科,8=硕士研究生,9=博士研究生	2.498	0.937
户主性别	男=1;女=0	0.897	0.304
家庭劳动力禀赋	实际参与劳动的家庭成员数量,单位:人	2.625	1.433
家庭规模	家庭成员数量,单位:人	4.203	1.903
家庭农地禀赋	承包地面积,单位:亩	7.998	15.220
家庭平均受教育程度	共分9个等级,1=没上过学,2=小学,3=初中,4=高中,5=中专/职高,6=大专/高职,7=大学本科,8=硕士研究生,9=博士研究生	2.551	1.122
亲戚数量	在本村或城市的有血缘关系亲戚数量,单位:人	2.710	1.112
人情支出	人情礼金支出,单位:元/年,取对数	5.383	3.606
家庭总收入	单位:元/年,取对数	7.880	4.053
养老或失业保险情况	家庭成员是否有养老或失业保险,1=是;2=否	0.813	0.390
中部	1=是;0=否	0.359	0.480
西部	1=是;0=否	0.305	0.460
其他	对照组,1=是;0=否	0.337	0.473

注: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、海南。中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南。西部地区包括内蒙、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏。

2021年9月

的家庭本身有更大概率在非农部门获得更多劳动报酬,因此可能增加农地转出;养老或失业保障有利于挤出农地养老或就业保障效应,进而促进农地转出。地区层面控制变量包括:东部、中部及西部地区,不同地区间存在难以观测的系统性差异,亦能对农地转出决策产生一定影响,需控制地区效应。表3给出了所有变量的描述性统计结果。

### 3.3 研究方法

#### 3.3.1 Probit 模型

为分析劳动力老龄化对样本家庭有无转出农地的影响,设定如式(1)的农地转出决策方程:

$$Prob(Y_{it}=1|EL_i, X_i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 EL_i + \beta_2 X_i + \mu_i) \quad (1)$$

式中:  $Y_{it}$  为虚拟变量,当  $Y_{it}=1$  时,第  $i$  个样本家庭发生农地转出行为,当  $Y_{it}=0$  时,第  $i$  个样本家庭没有发生农地转出行为;  $EL_i$  亦为虚拟变量,  $EL_i=1$  表示第  $i$  个样本家庭有老年劳动力,  $EL_i=0$  表示第  $i$  个样本家庭没有老年劳动力;  $X_i$  为户主、家庭和地区特征控制变量,具体如表1;  $\mu_i$  表示包含不可观测因素的随机误差项,  $\beta_1$  和  $\beta_2$  分别表示为劳动力老龄化和一系列控制变量对农地转出决策的边际影响。

#### 3.3.2 Tobit 模型

鉴于在计算被解释变量农地转出规模时,把无农地转出的样本信息统一归并为0,即农地转出规模数据从零点处归并。对于归并数据的回归通常使用Tobit模型进行估计,因此本文设定农地转出规模方程如下式(2):

$$\begin{cases} Y_{2i}^* = \beta_0 + \beta_1 EL_i + \beta_2 X_i + \mu_i \\ Y_{2i} = \max(0, Y_{2i}^*) \end{cases} \quad (2)$$

式中:  $Y_{2i}^*$  为潜变量;  $Y_{2i}$  表示第  $i$  个样本家庭农地转出规模。

#### 3.3.3 内生性处理

老年人参与劳动对于家庭而言,同农地流转一样,是一种行为决策,易因反向因果或遗漏变量等问题而存在潜在的内生性问题。针对因变量为二元变量和归并数据特征,可分别使用Ivprobit和Ivtobit进行内生性处理。但潜在内生变量即是否具有老年劳动力是二值选择变量,Ivprobit和Ivtobit通

常针对解决内生变量为连续型变量的问题。因此,本文引入Roodman<sup>[29]</sup>所提出的条件混合估计方法(简称CMP)以解决内生性问题,该方法基于似不相关回归,通过构建递归方程组而实现两或多阶段回归模型的极大似然估计<sup>[13]</sup>。

工具变量的选择需满足两个条件,即与内生变量的高度相关性和严格外生性条件。本文使用“除老龄化劳动力之外的其他家庭劳动力平均健康状况”作为老年人劳动参与的工具变量。一方面,健康状况对劳动力的劳动供给存在直接的影响,当其他家庭劳动力平均健康状况较低时,老年人需通过参与劳动对劳动供给进行补充以满足生计需求,因此其他家庭劳动力平均健康状况与内生变量满足相关性条件。另一方面,家庭劳动力健康状况是家庭客观存在的条件,与农地转出决策不会存在互为因果的关系,虽从理论上健康状况反映部分劳动供给,但从以往文献来看,在统计学意义上健康状况对农地转出决策的影响并不显著<sup>[30]</sup>,为此特将其他家庭劳动力平均健康状况预先放入农地转出决策模型,发现结果并不显著即健康状况不会显著影响到农地转出决策,因此满足外生性条件。

## 4 结果与分析

### 4.1 劳动力老龄化对农地转出决策影响的基准回归

表4为劳动力老龄化对农地转出决策影响的基准回归结果,汇报结果是Probit模型的平均边际效应。(1)和(2)为全样本下劳动力老龄化对农地转出决策的影响,可以看出,劳动力老龄化在1%的统计水平上显著负向影响了农地转出决策。(3)和(4)为有老年人的样本家庭中劳动力老龄化对农地转出决策的影响,结果显示,劳动力老龄化同样在1%的统计水平上对农地转出有显著抑制作用。(5)和(6)则表示有老年人劳动参与和无老年人样本家庭下劳动力老龄化对农地转出的影响,结果显示,相比较无老年人的年轻家庭,劳动力老龄化的家庭转出农地可能性更小。从上述结果可以看出,与没有老年劳动力的家庭相比,有老年劳动力的家庭转出农地的可能性降低,基于以上结果,初步验证了假说1。

控制变量的估计结果与预期基本符合,在(1)和(2)全样本估计下,从户主层面特征来看,户主年

表4 劳动力老龄化影响农地转出决策的基准回归

Table 4 Baseline regression of aging labor force affecting farmland transfer decision

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力老龄化	-0.0507*** (0.0085)	-0.0325*** (0.0089)	-0.0623*** (0.0102)	-0.0381*** (0.0124)	-0.0178* (0.0108)	-0.0048 (0.0111)
户主年龄	-0.0081*** (0.0020)	-0.0051** (0.0021)	-0.0105*** (0.0031)	-0.0092*** (0.0031)	-0.0025 (0.0027)	-0.0030 (0.0027)
户主年龄平方	0.0001*** (0.00002)	0.0001*** (0.00002)	0.0001*** (0.0003)	0.0001*** (0.00003)	0.00004 (0.00003)	0.00004* (0.00003)
户主受教育程度	0.0132*** (0.0039)	0.0132*** (0.0045)	0.0115** (0.0056)	0.0152** (0.0063)	0.0157*** (0.0042)	0.0015 (0.0055)
户主性别	-0.0270** (0.0113)	-0.0207* (0.0113)	-0.0270* (0.0150)	-0.0180 (0.0151)	-0.0266** (0.0132)	-0.0172 (0.0133)
家庭劳动力禀赋		-0.0231*** (0.0041)		-0.0217*** (0.0064)		-0.0227*** (0.0046)
家庭规模		0.0012 (0.0026)		0.0001 (0.0041)		0.0048 (0.0032)
家庭农地禀赋		-0.0014*** (0.0004)		-0.0009 (0.0005)		-0.0013*** (0.0004)
家庭平均受教育程度		-0.0026 (0.0042)		-0.0133** (0.0058)		0.0211*** (0.0056)
亲戚数量		0.0010 (0.0032)		-0.0059 (0.0045)		0.0043 (0.0036)
人情支出		0.0063*** (0.0011)		0.0064*** (0.0014)		0.0061*** (0.0012)
家庭总收入		-0.0009 (0.0009)		-0.0020 (0.0013)		0.0008 (0.0011)
养老或失业保险情况		0.0018 (0.0089)		-0.0064 (0.0130)		0.0036 (0.0098)
中部		-0.0082 (0.0085)		0.0211* (0.0120)		-0.0241** (0.0095)
西部		-0.0168* (0.0088)		-0.0026 (0.0126)		-0.0121 (0.0096)
VIF	1.62	1.40	1.11	1.49	1.06	1.42
卡方值	166.84***	274.43***	147.40***	219.54***	23.52***	112.58***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0245	0.0436	0.0377	0.0618	0.0050	0.0246
观测值	9188	9188	4930	4930	6860	6860

注:表中系数报告为变量的平均边际效应,括号内数字为系数的稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。下同。方程(1)和(2)包括表1中8个阶段全样本家庭,其中,负担期Ⅰ、赡养期Ⅰ和空巢期Ⅰ表示有老年劳动力的家庭(下同),其他5个阶段则表示无老年劳动力的家庭;方程(3)和(4)包括表1中5个阶段存在老年人的样本家庭,其中,负担期Ⅱ、赡养期Ⅱ表示有老年人但不参与劳动的家庭;方程(5)和(6)包括表1中6个阶段分别有老年劳动力和无老年人的样本家庭,其中,起步期、抚养期和稳定期表示尚无老年人的家庭。

龄与户主年龄平方都在1%统计水平上显著影响农地转出,其中户主年龄系数为负向,户主年龄平方系数为正向,反映户主年龄与农地转出存在非线性的正U型关系,计算拐点后显示当户主年龄约超过41岁后,更倾向于转出农地,这与以往文献的结果较为一致<sup>[13]</sup>。户主性别在5%统计水平上显著负向影响农地转出,意为户主为男性的家庭比户主为女

性的家庭更倾向于不转出农地,与预期一致。户主受教育程度系数在1%统计水平上显著为正,说明户主受教育程度更高的家庭转出农地的可能性更高。从家庭层面特征来看,家庭劳动力禀赋在1%的统计水平上对农地转出有显著负向影响,反映当家庭劳动力禀赋丰富时,农地转出可能性更小。家庭农地禀赋在1%的统计水平上对农地转出存在显



2021年9月

著负向影响,农地禀赋越丰富越有利于形成规模化的农业生产,说明农地禀赋越丰富的家庭转出农地的可能性越小。象征着社会资本的人情支出系数在1%统计水平上显著为正,反映社会资本越丰富的家庭越可能把农地转出。家庭规模、平均受教育程度、亲戚数量、家庭总收入和养老或失业保险情况等家庭层面特征变量对农地转出并无显著性影响。从地区层面特征来看,西部地区相对于东部地区转出农地可能性更小,可能的原因是东部地区经济发展水平相对高,劳动力市场所能提供的非农就业机会更多,劳动力更多的从事非农工作。

#### 4.2 内生性问题处理

为解决核心解释变量潜在的内生性问题,使用条件混合估计(CMP)方法对农地转出决策模型进行估计。表5为CMP估计得到的结果,CMP估计的第一阶段汇报工具变量与内生变量之间的相关性,结果显示,在3类样本中,其他家庭劳动力平均健康状况均在1%统计水平上显著影响老年人劳动参与,因此可以得出其他家庭劳动力平均健康状况是符合相关性条件的工具变量。第二阶段汇报结果带入模型后回归结果,一般参考内生性检验参数Aatanhrho\_12判断变量是否为外生变量,若检验参数显著异于0,则表示变量是内生的,使用CMP估计结果更有一致性。结果显示,内生检验参数Aatanhrho\_12显著异于0,因此CMP估计结果比基准回归更有一致性和可靠性。考虑互为因果的内生性问题后,从3类样本估计结果来看,无论相对于

无老年人的年轻家庭或有老年人但不参与劳动的家庭,劳动力老龄化的家庭显著性地降低了农地转出概率,且劳动力老龄化对农地转出的抑制作用显著强于基准回归结果。

#### 4.3 稳健性检验

##### 4.3.1 劳动力老龄化对农地转出规模的影响

通过更换被解释变量来检验上述模型的稳健性。农地转出规模亦能反映农地转出决策,没有转出农地的家庭定义转出规模为0,由于农地规模是归并数据,分别使用Tobit模型和考虑内生性的CMP模型对农地转出规模方程进行估计(表6)。结果显示,在3类样本回归中内生性检验参数Aatanhrho\_12都显著异于0,即相对于Tobit模型,考虑了内生性问题的CMP模型估计结果更有可靠性。可以看出,无论是相对于其他所有阶段的家庭或无老年人的年轻家庭或有老年人但不参与劳动的家庭,劳动力老龄化的家庭转出农地可能性都至少在5%统计水平上显著性地降低了。

##### 4.3.2 劳动力老龄化程度对农地转出的影响

通过更换核心解释变量来检验上述模型稳健性,通常一个存在老年人的家庭可能包含2个及以上的老年人,同样一个存在老年人劳动参与的家庭可能包含2个及以上的老年人参与劳动,因此本文不再使用老年人参与劳动与否的二值虚拟变量作为解释变量,直接使用一个家庭中参与劳动的老年人数量反映劳动力老龄化程度,并作为核心解释变量。分别把“有无农地转出”和“农地转出规模”作

表5 劳动力老龄化影响农地流转的CMP估计结果

Table 5 Conditional mixed-process (CMP) estimation results of aging labor force affecting agricultural land transfer

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力老龄化	-0.3185*** (0.0239)	-0.2708*** (0.0286)	-0.2813*** (0.0213)	-0.2348*** (0.0288)	-0.2013*** (0.0463)	-0.1734*** (0.0478)
工具变量	0.1043*** (0.0047)	0.1052*** (0.0047)	0.1615*** (0.0052)	0.1623*** (0.0052)	0.1019*** (0.0067)	0.1018*** (0.0067)
Aatanhrho_12	0.9063*** (0.0976)	0.7826*** (0.1036)	0.7668*** (0.0820)	0.6437*** (0.0946)	0.5831*** (0.1432)	0.5482*** (0.1499)
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭控制变量		是		是		是
地区控制变量		是		是		是
卡方值	745.04***	851.76***	920.85***	977.36***	261.05***	354.21***
观测值	9188	9188	4930	4930	6860	6860

注:健康状况分为5个等级,其中1表示非常好,5表示非常不好。



表6 劳动力老龄化对农地转出规模的回归结果

Table 6 Regression results of aging labor force on the scale of farmland transfer

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tobit	CMP	Tobit	CMP	Tobit	CMP
劳动力老龄化	-0.8901*** (0.2452)	-0.3340*** (0.0987)	-1.3066*** (0.4170)	-0.3484*** (0.1332)	-0.0596 (0.1068)	-0.1407** (0.0674)
工具变量		0.1063*** (0.0047)		0.1638*** (0.0052)		0.1020*** (0.0067)
Atanhrho_12		0.0366** (0.0181)		0.0445** (0.0242)		0.0665* (0.0417)
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是
卡方值	224.82***	535.86***	184.96***	734.31***	89.67***	216.90***
观测值	9171	9171	4920	4920	6846	6846

为被解释变量引入 Probit 模型、Tobit 模型及其相应的 CMP 模型,估计结果见表 7。结果显示,内生检验参数显著异于 0,因此参考 CMP 模型结果,在农地转出决策和农地转出规模方程中,劳动力老龄化程度对农地转出表现为显著性的抑制作用,模型结果与前文所检验模型结果保持着高度的一致性。综上,可以认为模型具有一定的稳健性,假说 1 得以检验。

#### 4.4 劳动力老龄化家庭的结构差异对农地转出决策的异质性影响

进一步地,在不同家庭结构下,是否会因劳动消费比和老年人劳动供给的变化,使得劳动力老龄化对家庭农地转出决策产生异质性的影响呢?为

验证前文提出的假说,在此对家庭结构进行异质性分析。首先,从家庭生命周期来看,劳动力老龄化的家庭结构包括负担期 I、赡养期 I 和空巢期 I,把它们分别设置为家庭结构 1、家庭结构 2 和家庭结构 3,家庭结构为分类变量,需要使用虚拟变量来定义,本文把家庭结构 1 设为基准组,当赡养期 I 为 1 时,家庭结构 1 和家庭结构 3 均为 0,当空巢期 I 为 1 时,家庭结构 1 和家庭结构 3 均为 0。其次,分别把“有无农地转出”和“农地转出规模”作为被解释变量,以起到互相检验模型稳健性的作用。最后,把样本缩至为劳动力老龄化的农村家庭,获得有无农地转出有效样本家庭共 2602 户,获得农地转出规模有效样本家庭共 2595 户。基于以上,表 8 为 Probit

表7 劳动力老龄化程度影响农地转出的估计结果

Table 7 Estimates of the extent of labor force aging affecting farmland transfers

变量名称	有无农地转出		农地转出规模	
	Probit	CMP	Tobit	CMP
老年劳动力数量	-0.0354*** (0.0060)	-0.2248*** (0.0258)	-0.9278*** (0.1715)	-0.3623*** (0.0424)
工具变量		0.0560*** (0.0025)		0.0560*** (0.0025)
Atanhrho_12		0.6072*** (0.0744)		0.1462** (0.0515)
户主控制变量	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是
卡方值	301.05***	852.99***	261.77***	536.27***
观测值	9188	9188	9171	9171

表8 不同家庭结构下劳动力老龄化影响农地转出的估计结果

Table 8 Estimation results of the impact of aging labor force on farmland transfer under different household structures

变量名称	有无农地转出		农地转出规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)
结构1:负担期 I (基准组)	—	—	—	—
结构2:赡养期 I	0.0610*** (0.0208)	0.0615*** (0.0208)	0.5418*** (0.2088)	0.5521*** (0.2088)
结构3:空巢期 I	0.0650*** (0.0250)	0.0663*** (0.0250)	0.6428*** (0.2531)	0.6584*** (0.2531)
户主控制变量	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是
地区控制变量		是		是
卡方值	60.66***	61.17***	56.71***	58.62***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0329	0.0340	0.0166	0.0172
观测值	2602	2602	2595	2595

和Tobit模型的估计结果,汇报系数为平均边际效应。其中,(2)和(4)列分别在(1)和(3)列的基础上添加了地区控制变量,以保证估计结果的稳健性。

结果显示,从有无农地转出来看,(1)和(2)列中,家庭结构2相对于家庭结构1转出农地的可能性提高了6.15%,家庭结构3相对于家庭结构1转出农地的可能性提高了6.63%。从农地转出规模来看,(3)和(4)列中,家庭结构2相对于家庭结构1转出农地规模提高了0.55亩,家庭结构3相对于家庭结构1转出农地规模提高了0.66亩。综合上述结果,家庭结构1、家庭结构2和家庭结构3在转出农地的概率和规模上呈现递进的规律,反映在不同家庭结构中,劳动力老龄化对家庭农地转出决策有着异质性影响。其内在机理可能是,随着家庭劳动力消费比增加,生计压力降低使得由农地生产带来的经济功能逐渐弱化,其次,随着家庭老年劳动力劳动供给能力降低,客观因素使得家庭不得不转化农地经济功能实现方式,即从直接生产获得生产性收入转为转出农地获得财产性收入。基于此,假说2得到了检验。

## 5 结论与讨论

### 5.1 结论

本文从家庭层面深入研究人口老龄化这一社会现象下,农业劳动力老龄化与农村农地流转之间的关系,基于CHFS 2015和改进的家庭生命周期模型实证检验了劳动力老龄化及其家庭结构差异对

农地转出决策的影响,主要结论如下:

(1)劳动力老龄化对家庭农地转出决策具有抑制作用,与其他类型家庭相比,劳动力老龄化的家庭更倾向于不转出农地。基准回归结果和考虑了内生性问题后的CMP方法估计结果都支持这一结论。除此之外,劳动力老龄化对农地转出规模同样产生了抑制作用。因此,当相对年轻劳动力结构的家庭向老龄化劳动力结构的家庭转变时,其农地转出的可能性会有所降低;当相对居中劳动力结构的家庭向老龄化劳动力结构的家庭转变时,其农地转出的可能性同样会有所降低。

(2)在不同家庭结构下,劳动力老龄化对家庭农地转出决策的抑制作用存在差异,从抑制作用大小来看,负担期 I 的家庭要大于赡养期 I 的家庭,赡养期 I 的家庭要大于空巢期 I 的家庭。分别使用农地是否转出与农地转出规模作为因变量的估计结果都支持这一结论。总的来说,同处于劳动力老龄化状态的家庭,会因家庭结构改变导致家庭改变农地要素的配置方式。

### 5.2 讨论

结合研究结论和中国农村的现实,对问题作进一步探讨,在人口老龄化背景下,老年人参与农业生产,可能并非是单方面的农业生产问题,还牵涉了农业养老问题,即老年人从事农业,是在生计压力的经济需求基础上对养老等社会保障功能的主体诉求。当前中国还有近1/3的农村家庭有老年人

参与劳动,并且以老年人为农业生产主体的小农户未来也可能长期存在,在实现小农户与现代农业有机衔接时,可能需要关注农业生产与农业养老的双重实现。农村的老年人根据年龄,可划分为低龄老年人(60~75岁)及高龄老年人(75岁以上),低龄老年人往往还存有一定的农业劳动能力,如本文所划定负担期Ⅰ和赡养期Ⅰ的老年人,而高龄老年人的劳动能力则明显弱化,如空巢期Ⅰ。对未来如何提升农业生产效率和保障农村老人养老问题上,本文认为需要分家庭结构进行讨论。

(1)对于有低龄老年劳动力的家庭,其劳动供给相对降低但仍具有一定劳动能力,可配合农业社会化服务实现经济与社会保障功能的双重目标。农业经营对于老年劳动力而言,还富有社会保障的功能,老年劳动力通过农业经营可以收获老龄化后个人价值,同时形成的经济收入还可缓解由养老负担引起的代际冲突等。但老人农业的低生产效率带来的经济功能损失需要通过农业社会化服务来缓解。因此,要实现农业经济与社会保障功能的双重目标前提是在农机服务等农业社会化服务处于较高水平上,因此需通过培育多元化、多形式和多层次新型农业经营主体和服务主体等农业生产服务组织把产前、产中和产后服务嵌入老年劳动力的农业生产中,利用农业社会化服务的分工、技术和替代效应,弥补老年农业劳动力不足,从而提高老年农业经营主体的农业生产效率。

(2)对于有高龄老年劳动力的家庭,由于年龄增加带来的身体机能老化,农业劳动供给明显不足,即使农业社会化服务可能都难以保证农业生产率,需从养老和医疗两个方面着手,进一步建立健全农村社会保障制度以增加老年人的转移性收入,如以提高新农保补贴发放标准、鼓励老年人参与更高档次养老保险等、提高高龄老人养老补贴等。以社会保障制度替代农地的社会保障效应,促进这部分的农户流转出土地,通过以转代耕的方式把农地转至更具农业生产优势的其他新型农业经营主体,从而有效提高农业生产效率。

## 参考文献(References):

- [1] 杨志海,王洁. 劳动力老龄化对农户粮食绿色生产行为的影响研究: 基于长江流域六省农户的调查[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(3): 725-737. [Yang Z H, Wang J. How can the aging of agricultural labor affect green grain production: Based on the survey of farmers in six provinces along the Yangtze River[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2020, 29(3): 725-737.]
- [2] 邱俊杰,任倩,余劲. 农业劳动力老龄化、农业资本投入与土地利用效率: 基于鲁豫皖三省固定农户跟踪调查[J]. 资源科学, 2019, 41(11): 1982-1996. [Qiu J J, Ren Q, Yu J. Aging of agricultural labor, agricultural capital investment and land use efficiency: Based on a longitudinal survey of farmers in Shandong, Henan and Anhui[J]. Resources Science, 2019, 41(11): 1982-1996.]
- [3] 彭柳林,池泽新,付江凡,等. 劳动力老龄化背景下农机作业服务与农业科技培训对粮食生产的调节效应研究: 基于江西省的微观调查数据[J]. 农业技术经济, 2019, (9): 91-104. [Peng L L, Chi Z X, Fu J F, et al. Regulation effect of agricultural machinery operational services and agricultural science and technology training on grain production under the background of aging labor force: Based on the micro-survey data of Jiangxi Province[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2019, (9): 91-104.]
- [4] 乔志霞,霍学喜. 农业劳动力老龄化对土地利用效率的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017, 16(5): 61-73. [Qiao Z X, Huo X X. Impact of agricultural labor aging on farmland use efficiency[J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2017, 16(5): 61-73.]
- [5] 杜志雄,肖卫东. 农业规模化经营: 现状、问题和政策选择[J]. 江淮论坛, 2019, (4): 11-19. [Du Z X, Xiao W D. Large-scale agricultural management: Current situation, problems and policy choices[J]. Jiang-huai Tribune, 2019 (4): 11-19.]
- [6] 刘同山,孔祥智. 小农户和现代农业发展有机衔接: 意愿、实践与建议[J]. 农村经济, 2019, (2): 1-8. [Liu T S, Kong X Z. Small household farmers to become involved in modern agriculture: Their willingness, practice and suggestions[J]. Rural Economy, 2019, (2): 1-8.]
- [7] 韩家彬,刘淑云,张书凤,等. 农业劳动力老龄化对土地规模经营的影响[J]. 资源科学, 2019, 41(12): 2284-2295. [Han J B, Liu S Y, Zhang S F, et al. Influence of aging of agricultural labor force on large-scale management of land[J]. Resources Science, 2019, 41(12): 2284-2295.]
- [8] 周作昂,赵绍阳,何庆红. 劳动力老龄化对农业土地流转和规模经营的影响[J]. 财经科学, 2020, (2): 120-132. [Zhou Z A, Zhao S Y, He Q H. The impact of aging labor force on agricultural land transfer and scale management[J]. Finance & Economics, 2020, (2): 120-132.]
- [9] 许庆,陆钰凤. 非农就业、土地的社会保障功能与农地流转[J]. 中国人口科学, 2018, (5): 30-41. [Xu Q, Lu Y F. Off-farm employment, social security function of land, and land transfer[J].



2021年9月

- Chinese Journal of Population Science, 2018, (5): 30–41.]
- [10] 蒋瞻, 蔡志坚, 陈书林, 等. “三权分置”对农户用材林林地转出行为的影响研究: 基于计划行为理论[J]. 江淮论坛, 2018, (4): 12–18. [Jiang Z, Cai Z J, Chen S L, et al. Farming households' decision-making process of timber-forest land transfer-out: Based on the theory of planed behavior[J]. Jiang-huai Tribune, 2018, (4): 12–18.]
- [11] 江永红, 程杨洋. 家庭负担是农地流转的约束吗[J]. 农业技术经济, 2019, (4): 43–54. [Jiang Y H, Cheng Y Y. Is household burden a constraint on the transfer of agricultural land[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2019, (4): 43–54.]
- [12] 杨进, 陈志钢. 劳动力价格上涨和老龄化对农村土地租赁的影响[J]. 中国农村经济, 2016, (5): 71–83. [Yang J, Chen Z G. The impact of rising labor prices and aging on rural land lease[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (5): 71–83.]
- [13] 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究: 来自CFPS的微观证据[J]. 中国农村经济, 2020, (3): 57–77. [Zhang J N, Zhang X K. The impact of internet use on the decision-making of farmland transfer and its mechanism: Evidence from the CFPS Data[J]. Chinese Rural Economy, 2020, (3): 57–77.]
- [14] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰. 农业劳动力年龄对土地流转的影响研究: 来自CHIP 2013的数据[J]. 资源科学, 2017, 39(8): 1457–1468. [Wang Y H, Li X B, Xin L J. The impact of agricultural labor force age on land transfer according to CHIP2013[J]. Resources Science, 2017, 39(8): 1457–1468.]
- [15] 李敏, 陈尧, 唐鹏, 等. 家庭生命周期对农户宅基地退出意愿的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(9): 1692–1703. [Li M, Chen Y, Tang P, et al. Influence of family life cycle on farming households' willingness to exit rural residential land[J]. Resources Science, 2020, 42(9): 1692–1703.]
- [16] Perz S G. Household demographic factors as life cycle determinants of land use in the Amazon[J]. Population Research and Policy Review, 2001, 20(3): 159–186.
- [17] 赵微, 张宁宇. 耕地经营规模、家庭生命周期与农户生计策略[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 157–164. [Zhao W, Zhang N N. Arable land operation scale, family life cycle and rural households' livelihood strategies[J]. China Population, Resources and Environment, 2019, 29(5): 157–164.]
- [18] Glick P C. The family cycle[J]. American Sociological Review, 1947, 12: 164–174.
- [19] Gilly M C, Enis B M. Recycling the family life cycle: A proposal for redefinition[J]. Advances in Consumer Research, 1982, 9(1): 271–276.
- [20] 汪为, 吴海涛. 家庭生命周期视角下农村劳动力非农转移的影响因素分析: 基于湖北省的调查数据[J]. 中国农村观察, 2017, (6): 57–70. [Wang W, Wu H T. The determinants of rural labor transfer to non-agricultural sectors from the perspective of family life cycle: An analysis using field survey data in Hubei Province [J]. China Rural Survey, 2017, (6): 57–70.]
- [21] 恰亚诺夫. 农民经济组织[M]. 萧正洪, 译. 北京: 中央编译出版社, 1996. [Chayanov A. Farmer Economic Organization[M]. Xiao Z H, Trans. Beijing: Central Compilation and Translation Press, 1996.]
- [22] Yao Y. The development of the land lease market in rural China [J]. Land Economics, 2000, 76(2): 252–266.
- [23] 李俏, 郭凯凯, 蔡永民. 农村老人参与农业生产现状及其影响因素分析[J]. 农村经济, 2016, (6): 51–57. [Li Q, Guo K K, Cai Y M. Analysis on the status quo of rural elders' participation in agricultural production and its influencing factor[J]. Rural Economy, 2016, (6): 51–57.]
- [24] 赵秋倩, 沈金龙, 夏显力. 农业劳动力老龄化、社会网络嵌入对农户农技推广服务获取的影响研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020, (4): 79–88. [Zhao Q Q, Shen J L, Xia X L. Effects of aging agricultural labor force and social network embedding on farmers' access to agricultural technology extension services[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2020, (4): 79–88.]
- [25] 张童朝, 颜廷武, 仇童伟. 年龄对农民跨期绿色农业技术采纳的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(6): 1123–1134. [Zhang T C, Yan T W, Qiu T W. Effects of age on farmers' adoption of intertemporal green agricultural technology[J]. Resources Science, 2020, 42(6): 1123–1134.]
- [26] 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. [Wei J Y, Xia W. The impact of rural population aging on the change of grain yield in China: Empirical analysis based on panel data of the main grain-producing areas[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2018, (12): 41–52.]
- [27] 苏岚岚, 何学松, 孔荣. 金融知识对农民农地流转行为的影响: 基于农地确权颁证调节效应的分析[J]. 中国农村经济, 2018, (8): 17–31. [Su L L, He X S, Kong R. The impacts of financial literacy on farmers' behavior of farmland transfer: An analysis based on the regulatory role of farmland certification[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (8): 17–31.]
- [28] 马宇颖, 丁胜, 任雨晴, 等. 甘肃省土地流转影响因素探析[J]. 热带农业工程, 2020, 44(3): 95–98. [Ma Y Y, Ding S, Ren Y Q, et al. Analysis on influence factors of land circulation in Gansu Province[J]. Tropical Agricultural Engineering, 2020, 44(3): 95–98.]
- [29] Roodman D M. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP[J]. Stata Journal, 2011, 11(2): 159–206.
- [30] 许庆, 刘进, 钱有飞. 劳动力流动、农地确权与农地流转[J]. 农业技术经济, 2017, (5): 4–16. [Xu Q, Liu J, Qian Y F. Labor mobility, farmland right confirmation, and farmland transfer[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (5): 4–16.]

## Impact of aging rural labor force and household structure on the decision to transfer farmland

WANG Jie, CAI Zhijian, QIN Xi

(College of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing 210037, China)

**Abstract:** Large-scale operation of farming is one of the main paths to modern agriculture, and exploring the impact of aging rural labor force on the decision of transferring out family farmland has important implications for promoting the connection between smallholder farmers and modern agriculture. Based on the improved household life cycle model and data from the China Household Finance Survey, the impact of household labor force aging on farmland transfer and the difference of impact due to heterogeneity of household structure were empirically tested at the household level. The results find that: (1) nearly one-third of rural households in China still have elderly people involved in agricultural work, and with the increasing proportion of the aging population, small farmers with elderly people as the mainstay of agricultural production may also exist in the long run in the future. (2) The aging of the labor force is a disincentive for transferring out farmland. Compared with other household types, households with an older laborer are about 5% less likely to transfer out farmland. (3) The inhibitory effect of labor force aging on household farmland transfer differs under different household structures, and the magnitude of the inhibitory effect is raising family period  $I >$  supporting family period  $I >$  empty nest period  $I$ . This article argues that for the older elderly labor force, it is necessary to further establish a sound rural social security system to promote this group of farmers to transfer their farmland to more productive operators instead of farming by themselves; for the younger elderly labor force, it is necessary to cooperate with more complete agricultural socialization services to achieve the dual goals of improving agricultural productivity and supporting elderly livelihoods with farmland.

**Key words:** aging; household life cycle; farmland transfer; labor supply; labor-consumption ratio; CMP approach