

引用格式: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.] DOI: 10.18402/resci.2019.11.03

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

邱俊杰¹,任倩²,余劲¹

(1. 西北农林科技大学经济管理学院,杨凌 712100;2. 陕西科技大学经济管理学院,西安 710021)

摘要:在耕地不断减少和农业劳动力老龄化程度日益加深的双重背景下,提高土地利用效率对保障农业产出以及国家粮食安全具有重要意义,但农业劳动力老龄化对土地利用效率的影响学界尚未形成一致的定论。本文通过阐述农业劳动力老龄化、农业资本投入与土地利用效率三者之间的理论机制,运用中介效应模型、面板阈值模型,基于粮食主产区鲁豫皖三省621个固定农户5年跟踪调查数据进行实证分析。结果表明:①农业劳动力老龄化不仅直接促进土地利用效率的提高,还通过农业资本投入间接影响土地利用效率,即农业资本投入在农业劳动力老龄化与土地利用效率之间具有中介效应,该中介效应约占总效应的70.286%;②农业资本投入对提高土地利用效率的促进作用受到农业劳动力年龄双重阈值效应的影响,阈值分别为47岁和70岁,农业资本投入的边际报酬呈现出“U”型变化规律。因此短期内对于农业劳动力老龄化不应该持悲观态度,应提高农资利用率,完善农业社会化服务体系;长期来看应完善农村养老保障体系,培育农业新型经营主体。

关键词:农业劳动力老龄化;农业资本投入;土地利用效率;中介效应;面板阈值模型;粮食主产区;粮食安全

DOI: 10.18402/resci.2019.11.03

1 引言

伴随农业现代化和城镇化的发展,中国农业发展背负着耕地不断减少与农业劳动力老龄化的双重压力。虽然中国从2004年“中央一号”文件明确提出并开始实施最严格的耕地保护制度,但总耕地面积仍在减少,截至2016年末,中国耕地面积20.24亿亩^[1],逐步逼近18亿亩红线,在有限的土地资源约束下,提高土地利用效率是保障农业产出水平的关键。同时截至2017年末,全国60岁以上老年人口达2.4亿^[2],占总人口比重达17.3%^①,农村地区人口自然老化和年轻劳动力不断外流,加速了农业劳动力老龄化,新型农业经营人才和青壮年劳

动力缺乏^[3],使老龄劳动力有较高的农业生产参与率^[4],60岁及以上劳动力的农业生产参与率达18.42%^[5]。受老龄化的影响,农户农业生产要素投入结构也出现了相应的变化,因此农业劳动力老龄化对土地利用效率是否产生影响以及产生怎样影响成为一个值得关注的问题。

目前农业劳动力老龄化对土地利用效率影响的研究中大多基于线性或分组的方法。学者们从不同视角出发并经过广泛的研究,主要有以下4种观点:第一种观点认为农业劳动力老龄化对土地利用效率产生负向影响,不利于农业生产^[6-9]。随着劳动力年龄的增加,农户对新生产方式的采用呈现消

收稿日期:2018-09-28;修订日期:2019-03-17

基金项目:国家自然科学基金项目(71573208;71874139);国家重点研发计划“政府间国际科技创新合作”重点专项(2017YFE0181100)。

作者简介:邱俊杰,男,山西大同人,硕士研究生,研究方向为区域经济与产业发展。E-mail: qjunjie2012@163.com

通讯作者:余劲,男,湖北英山人,教授,博士生导师,研究方向为农业经济与政策。E-mail: yujin@nwsuaf.edu.cn

① 国际上一般认为,60岁及以上老年人口比重超过10%的人口结构称为老龄化人口,由于目前学术界尚无对农业劳动力老龄化统一定义,因此本文分析时借鉴该国际标准,将60岁及以上的老年农业劳动力占总人口的比重超过10%定义为存在农业劳动力老龄化。

2019年11月

极态度^[10,11],同时对土地进行生产性投资缺乏足够的激励^[12]。第二种观点认为由于农业生产逐渐趋向“标准化”,劳动强度减小,不存在技术诀窍,其他生产要素对农业劳动要素投入有明显的替代效应,并且随着农机外包的普及,农业劳动力老龄化对土地利用效率无显著影响^[13,14]。第三种观点强调老龄农业劳动力相较于青壮年农业劳动力在技术效率上更具优势,对于土地利用效率的提高有着不可忽视的作用^[15]。最后,除了正向、负向等线性关系或无显著关系之外,还有研究通过分组方法得出农业劳动力年龄与农业技术效率呈现倒“U”型的非线性关系^[12,16,17],但对这种非线性关系并未作出过多解释。

在农业劳动力老龄化与农业资本投入的关系的研究中,学者们一般认为由于劳动力老龄化,农业劳动力要素禀赋将发生变化,根据速水佑次郎和弗农·拉坦的诱致性技术变迁理论,相对较丰富的生产要素成为理性农户的优先选择。在市场中,这些理性农户利用价格的变化趋势进行判断,以相对丰富要素替代稀缺要素,并积极使用节约相对稀缺要素的技术^[18]。在中国城镇化和工业化快速发展的带动下,相对于土地、机械等要素,农业劳动力开始成为稀缺要素,价格不断上升^[19,20],随着农业社会化服务的普及,农业生产中机械化率不断上升,理性农户会实行资本替代策略,即通过使用节省劳动型的农资投入或接受农业社会化服务来优化家庭要素配置。

通过以上梳理,现有文献虽然对农业劳动力老龄化与农业资本投入、土地利用效率间关系在理论和实证方面作了有益探索,但是仍存在以下三方面的不足:第一,现有文献中大部分研究仅关注农业劳动力老龄化对土地利用效率的直接影响,虽有学者在理论层面上提出了间接影响路径,但并未进一步对其进行实证检验,因而未能充分识别间接影响路径的作用机制^[13,21,22]。第二,现有研究的主要关注点在劳动要素禀赋方面,而对老龄劳动力在农业生产过程中农业资本投入则关注不足。在农业机械化不断普及的背景下,农业劳动力短缺不再是阻碍提高土地利用效率和农业生产的主要原因,现代农业生产更加依赖化肥、农药、农机社会化服务等资本投入。第三是在研究方法上,由于统计方法和数

据来源的限制,不少文献采用线性模型分析农业劳动力老龄化对土地利用效率的影响。若研究对象具有非线性特征,使用线性模型估计会使结果有偏,导致结论不一致;同时分组方法的分组标准确定有一定的随意性,并未从数理角度进行推断,也无法对不同样本回归结果的差异性进行显著性检验,导致参数估计的有效性和可靠性较差。

河南、山东、安徽是粮食产量大省,2018年国家统计局数据显示3个省粮食产量分别居全国第2、3、4位,农业产业较为发达,对于保障中国粮食安全有着不可忽视的作用。同时3个省作为人口、经济大省,人多地少的矛盾与劳动力外流现象尤为明显,第三次全国农业普查数据显示河南、山东、安徽3个省55岁以上从事农业生产经营人员分别占30.5%、36.2%、34.3%,从业者结构趋向老化,农户以农业机械等替代劳动力投入,调整要素投入结构,进而影响土地利用效率和国家粮食安全。鉴于此,本文将农业资本投入作为关键变量,构建农业劳动力老龄化、农业资本投入对土地利用效率影响路径的理论框架,分析其内在机理,然后基于鲁豫皖三省621个固定农户5年跟踪调查数据,运用中介效应模型探究农业资本投入在农业劳动力老龄化对土地利用效率影响路径上的作用机制,最后利用面板阈值模型验证农业资本投入对土地利用效率的作用受到农业劳动力老龄化阈值效应的影响,旨在厘清农业劳动力老龄化、农业资本投入、土地利用效率间的关系,对在农业劳动力老龄化背景下提高土地利用效率具有指导意义。

2 理论分析与研究假说

2.1 理论分析

农业劳动力老龄化进程与中国目前社会经济发展密切相关。随着医疗卫生条件水平的提高和社会经济的改善,人口平均寿命增加,农业劳动力退出农业生产时间延缓,农业中老龄劳动力比重增大;以及大量农村青壮年劳动力流入城市,加重了农业劳动力年龄结构老化程度。农业劳动力老龄化对土地利用效率的影响本文识别为直接影响路径和间接影响路径。

(1)直接影响路径识别。农业劳动力老龄化直接影响表现在其禀赋变化上,首先在劳动力质量方

面,农业劳动力个体随着年龄的增长,体能、劳动能力呈现出逐渐下降的趋势,体能弱化降低了农业劳动投入质量,从而影响土地利用效率;同时老龄劳动力受文化程度、僵化思想的影响,厌恶农业风险,较少采用新技术,不愿改变传统小农经营方式^[14,23],加上抚养留守儿童、养老的主要任务,在土地生产性投资上缺乏激励^[11,12,21],这种“路径依赖”对土地利用效率具有负向影响^[24];然而,随着农业劳动力年龄的增加,耕作技术、管理等经验积累有利于土地利用效率的提高。其次在劳动力数量方面,青壮年劳动力转移使家庭老龄劳动力,比重相对增大,劳动力供给数量相对不足,劳动力短缺降低了土地利用效率^[25]。

(2)间接影响路径识别。农业劳动力老龄化的间接影响表现在,由于老龄化,农业劳动力的供给受限引起了农业生产中其他要素投入的变化。根据诱致性技术变迁理论,理性老龄农户为弥补体力、劳动能力下降的不足,增加其相对丰富且便宜的生产要素投入,以替代相对缺乏且较贵的生产要素。老龄农户根据家庭劳动力要素禀赋状况选择能够替代劳动力的生产要素,例如老龄农户选择更多的使用农业机械来弥补劳动力短缺^[26,27];同时化肥、农药、薄膜等农业生产资料的投入在一定程度上也能够替代劳动力要素,家庭劳动力禀赋变化促使农户投入更多的“资本性”农业生产资料^[28]。

2.2 研究假说

从理论分析中不难看出,随着年龄增长,人的体力、精力、视觉、听觉、健康状况等各项生理机能均会出现不同程度的下降,而农业生产又是一项消耗体力的活动,同时农村老年人受教育程度普遍偏低,思想僵化,导致老龄农业劳动力接受新技术和抵御风险的能力较弱^[24],农业劳动力老龄化从整体上改变了劳动力质量,直接影响到土地利用效率。就单个农户家庭而言,农业劳动力老龄化表现为农业生产中老龄劳动力比重相对大,有效劳动数量投入减少^[14],农业劳动力相对供给数量受到约束进而影响到土地利用效率。因此农业劳动力老龄化引起的劳动力质量供给、数量供给变化直接影响了土地利用效率。同时在农业劳动力成本不断上升的背景下,农业劳动力老龄化引起的劳动力供给约

束,促使农户通过增加使用农药、化肥、机械服务等劳动节约技术,不断调整农业资本投入结构代替劳动投入,从而间接影响土地利用效率,因此提出如下假说:

H1:农业劳动力老龄化不仅直接影响土地利用效率,还通过农业资本投入间接影响土地利用效率。

根据生命周期理论,人的体能随着年龄增长呈现先增后减的倒“U”型趋势^[29],虽然个体老龄劳动力体力下降、劳动力转移造成现阶段农业劳动力的短缺,但是农业越来越趋向一种“标准化”生产,劳动强度减小,劳动力短缺不再是阻碍土地利用效率和农业生产的主要原因^[13]。现代农业中,资本投入对劳动投入的替代作用日益明显。年轻劳动力非农就业机会多,从事农业生产的机会成本高,为避免非农就业被中断,他们更倾向于增多化肥、机械等农业资本投入,弥补农业劳动投入的不足,且外出务工所获取的非农报酬又为农业生产的资本投入提供保障;而老龄劳动力随着年龄的增加体力衰退尤为明显,但较少非农就业机会和报酬使其从事农业生产的机会成本也较低,老龄劳动力更能集中精力和时间在农业生产上,通过延长劳动时间弥补体力不足的缺陷,或通过农机服务投入降低农业劳动强度。可以看出,农业资本投入在不同年龄段对土地利用效率呈差异化影响,由此可以提出如下假说:

H2:农业资本投入对土地利用效率的作用会受到农业劳动力年龄阈值效应的影响。

3 变量、模型与数据

3.1 模型设定与变量选择

3.1.1 基本模型设定

基于理论分析和H1,构建如下基本模型:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 age_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (1)$$

式中: $\ln y_{it}$ 为被解释变量,表示农户个体*i*在*t*年份的土地利用效率^[30]对数值; β_0 为常数项; β_1 为待估计参数, age 为农业劳动力年龄^[13,17],是本文核心解释变量之一; ρ 为控制变量的待估参数, z_{jit} 为农户个体*i*在*t*年份第*j*个控制变量,具体包括以下影响土地利用效率的变量:家庭农业劳动力平均受教育年限 edu ,农户家庭年医疗费用 med ,务农经验 fe ,劳动时间 l ,一类兼业 $con1$,二类兼业 $con2$,播种面积 f ,土地

2019年11月

细碎化 fr ,种植结构 cr ,是否拥有农用机械 am ,土地肥力系数 sf ,灌溉面积比重 ir ;此外,模型中还加入了个体非观测效应 μ_i ,时间非观测效应 λ_t ,以及影响被解释变量的因时而变、因个体而变的不可观测的随机扰动项 ε_{it} 。

由于H1认为农业劳动力老龄化通过农业资本投入作用于土地利用效率,为初步考察该影响路径,本文将农业资本投入纳入回归方程(式(2)),在此基础上,将农业劳动力年龄引入回归方程(式(3))。为进一步识别该路径效应,基于式(3),引入农业劳动力年龄与农业资本投入的交互项(式(4)),判断农业劳动力老龄化是否通过农业资本投入影响土地利用效率。

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (2)$$

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 age_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (3)$$

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 age_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 age_{it} \times \ln k_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (4)$$

式中: $\ln k$ 表示农业资本投入的对数值; β_2, β_3 为待估计参数,其他变量含义同上。

3.1.2 中介效应分析

为了进一步验证农业资本投入是否在农业劳动力老龄化与土地利用效率之间发挥显著的中介效应,借鉴温忠麟等^[31]提出的中介效应检验方法,建立以下模型:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 age_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (5)$$

$$\ln k_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 age_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (6)$$

$$\ln y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 age_{it} + \gamma_2 \ln k_{it} + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \quad (7)$$

式中: φ_0, γ_0 为常数项; $\varphi_1, \gamma_1, \gamma_2$ 为待估计参数; β_1 反映了农业劳动力老龄化对土地利用效率的总效应, γ_1 表示农业劳动力老龄化对土地利用效率的直接效应, $\varphi_1 \gamma_2$ 为中介效应,中介效应和总效应的比值可以反映出中介效应的相对大小。通过构建Sobel统计量 $Z = \hat{\varphi}_1 \hat{\gamma}_2 / \sqrt{\hat{\varphi}_1^2 S_{\gamma_2}^2 + \hat{\gamma}_2^2 S_{\varphi_1}^2}$ 来检验中介效应的显著性,其中, $\hat{\varphi}_1$ 和 $\hat{\gamma}_2$ 分别为 φ_1 和 γ_2 的估计值, S_{φ_1} 和 S_{γ_2} 分别为 $\hat{\varphi}_1$ 和 $\hat{\gamma}_2$ 的标准误,Sobel统计量的临界概率可根据MacKinnon等^[32]提出的临界值表进行判断。

3.1.3 面板阈值模型设定

根据上文分析及H2,农业资本投入对土地利用

效率的作用可能受到农业劳动力年龄阈值效应的影响,本文借鉴面板数据阈值模型理论^[33],采用Wang^[34]提出的xthreg命令进行模型估计,在式(3)的基础上引入指示函数,并以农业劳动力年龄 age 作为阈值变量,以资本投入 $\ln k$ 作为阈值效应变量,考虑到农业劳动力年龄 age 可能存在多个阈值,本文构建面板多阈值模型:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 age_{it} + \beta_2 \ln k_{it} \cdot I(age_{it} < q_1) + \\ & \beta_3 \ln k_{it} \cdot I(q_1 \leq age_{it} < q_2) + \dots + \\ & \beta_{n+1} \ln k_{it} \cdot I(q_{n-1} \leq age_{it} < q_n) + \\ & \beta_{n+2} \ln k_{it} \cdot I(age_{it} > q_n) + \sum \rho_j z_{jit} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \lambda_t \end{aligned} \quad (8)$$

式中: age_{it} 为农户 i 在 t 年的农业劳动力平均年龄,作为本文的阈值变量, q 为待估阈值, $I()$ 为指示函数,满足括号中的条件则 $I=1$,否则为0。其他控制变量与前文设定相同。当 $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_{n+1} \neq \beta_{n+2}$ 时,说明存在阈值效应,在估计出阈值后,通过Hansen^[33]的经验公式 $LR(q) > -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ (α 为显著性水平),可进一步检验阈值的置信区间。当显著性水平 α 取值0.05时, LR 值为7.35,其置信区间即为 LR 值低于7.35所对应的区间。

3.1.4 估计方法

对于非观测效应的面板数据模型,首先要判断不随时间变化非观测效应究竟是固定效应还是随机效应,通过建立固定效应模型和随机效应模型比较两者参数估计量来选择参数估计方法。2种估计方法中,如果未观察到的因素为固定效应,那么在去均值时,未观察到的因素被差分掉,从而可以减少由于未观察到的因素可能与解释变量相关而导致的内生性问题,但参数估计中主要使用组内信息;随机效应模型虽然能综合利用组内信息和组间异质性信息,估计效率更高,但在处理内生性问题上效果不佳。因此本文通过豪斯曼检验(Hausman Test)来判断使用哪种模型进行参数估计。

考虑到土地利用效率与农业资本投入、粮食作物比重相互影响,存在潜在的内生性问题,为了避免内生性问题导致模型参数估计产生偏误,本文首先在模型中同时控制了横截面上和时间维度上的非观测效应,从而在一定程度上控制时不变随个体变的非观测因素和时变不随个体变的非观测因素与模型中解释变量相关导致的内生性问题;二是采

用面板工具变量法(Panel-IV),主要解决普通估计中的联立性内生偏误和遗漏变量偏误。为了便于比较,后文同时报告了面板固定效应模型和工具变量法的估计结果。

此外在面板阈值模型估计时利用条件最小二乘法(Conditional Least Squares)估计,即根据临界变量对观察值进行分类,并计算所有临界变量下的平方残差和。临界值 q 即是使得平方残差和最小的那个临界变量值,在得到参数估计之后,需要进行2个方面的检验,首先要检验阈值效应是否显著,其次检验阈值参数估计值是否是一致估计量。

3.2 数据来源

本文数据来源于课题组2012年、2014年、2016年对山东、河南、安徽7市11县24村799个农户的实地调研。调研采取分层抽样法在每个省选取3~4个县,每个县选取2~5个村,村内采取随机抽样法抽取25~35户农户进行一对一式访谈。考虑到山东、河南、安徽三省都是一年两熟的种植特征,限于课题组调研时间与农户作物收割时间不一致,所以课题组从2012年开始每间隔一年进行调查,以获取当年完整的实际数据和前一年的追溯数据。调查主要包括:家庭基本特征、土地经营情况、劳动力投入情况、收入支出情况、农户信贷情况等。剔除部分无效问卷后,共获取2119份有效问卷。在后续的跟踪调研中,由于部分农户外出务工、死亡、访问亲友等原因,部分样本未得到跟踪采访。因此本文从数据中提取出621个农户样本5年的平衡面板数据集。

3.3 变量定义方法及描述性统计

表1是变量定义方法与描述性统计,本文重点关注农业劳动力年龄和农业资本投入的系数。考虑到土地利用效率与农业资本投入、粮食作物比重相互影响而造成的联立性内生偏误,参照Kung^[35]和黄枫等^[36]的方法用村内本户以外的其余农户的农业资本投入均值和粮食作物比重均值作为农业资本投入、粮食作物比重的工具变量。例如村 a 共有 n 户农户,第 m_i 户农业投资的工具变量为:

$$ivk_{am_i} = \sum_{m \neq m_i} k_m / (n-1) \quad (9)$$

式中:下标 am_i 代表第 a 个村庄第 m_i 户农户。已有研

究发现中国小规模农户由于作物生产外部性、传统习惯、特定种植条件等原因,采取连片种植同种作物的现象,农户生产决策并不完全独立,存在从众现象,表现出一种事实上的集体决策^[14],同时农业生产逐渐趋向于“标准化”^[13],农户之间尤其是出于同一集体内的农户在种植结构、农业投资方面具有较强的相关性^[37],因此理论上村内其他农户农业资本投资和作物种植比重均值可以作为本家庭农业资本投资和作物种植比重的工具变量。

考虑到影响土地利用效率的因素众多,文中引入一组相关控制变量,主要包括农户家庭特征和土地经营特征,均遵循已有文献设定^[13,17,21]。从表中可以看出农户农业劳动力平均年龄在40.792岁,根据样本计算60岁以上的样本农户占总样本18.615%,农业劳动力老龄化明显。亩均资本投入792.604元,亩均劳动投入56.193小时;农业劳动力受教育程度较低,平均5.473年;农业机械拥有量较高,均值为0.674。

4 实证结果分析

4.1 影响路径分析

为探究农业劳动力老龄化、农业资本投入和土地利用效率三者间的关系及影响路径,首先利用线性回归模型探讨,并引入交互项进行检验,最后进行中介效应检验。为缓解引入交互项后模型可能出现的共线性问题,首先对交互项进行了中心化处理^[38,39],事实上在一般交互模型中共线性问题不会对估计结果造成严重影响^[40],因此本文不再着重讨论。在影响路径分析中,考虑解释变量内生性的影响,所以模型(1)~(4)同时也用工具变量法进行估计,首先对工具变量进行第一阶段的检验,检验结果如表2所示。

从表2中可以看出,农业资本投入的工具变量 $\ln ivk$ 与农业资本投入 $\ln k$ 、粮食作物比重的工具变量 $ivcr$ 与粮食作物比重 cr 都在1%显著性水平下相关,并且通过了 F 检验,说明工具变量 $\ln ivk$ 与 $ivcr$ 不存在弱工具变量问题。

表3中首先对模型(1)~(4)进行Hausman检验,检验结果显示4个模型均在1%的显著性水平下拒绝原假设,因此在线性估计时采用固定效应模型。其次在面板工具变量法估计的David-MacKinnon检

2019年11月

表1 变量定义方法及描述性统计

Table 1 Variable definition and descriptive statistics

| 变量名称 | 含义及赋值说明 | 均值 | 标准差 |
|-----------------------------------|------------------------------------|-----------|-----------|
| 被解释变量 | | | |
| 土地利用效率 ² <i>y</i> | 单位土地面积实现的产值 ³ (/元/亩) | 2342.0344 | 10589.400 |
| 主要解释变量 | | | |
| 农业劳动力年龄 ⁴ <i>age</i> | 家庭主要农业劳动力年龄的算术平均值/岁 | 40.792 | 22.699 |
| 农业资本投入 ⁵ <i>k</i> | 亩均投入种子、化肥、农药、灌溉、机械等费用/元 | 792.604 | 3675.573 |
| 其他解释变量 | | | |
| 受教育程度 ⁶ <i>edu</i> | 家庭农业劳动力平均受教育年限/年 | 5.473 | 3.675 |
| 家庭年医疗费用 ⁷ <i>med</i> | 家庭年看病买药费用/元 | 2382.156 | 9585.650 |
| 务农经验 ⁸ <i>fe</i> | 以家庭劳动力最大务农年数计算/年 | 31.605 | 12.710 |
| 劳动时间 ⁹ <i>l</i> | 亩均投入农业劳动时间/小时 | 56.193 | 147.058 |
| 是否接受过农业培训 ¹⁰ <i>at</i> | 0=否;1=是 | 0.166 | 0.372 |
| 一类兼业 ¹¹ <i>con1</i> | 10%≤家庭非农收入占比<50%为1,其余为0 | 0.629 | 0.483 |
| 二类兼业 ¹² <i>con2</i> | 50%≤家庭非农收入占比<90%为1,其余为0 | 56.193 | 147.058 |
| 播种面积 ¹³ <i>f</i> | 家庭总播种面积/亩 | 15.596 | 17.448 |
| 土地细碎化 ¹⁴ <i>fr</i> | 家庭土地块数/块 | 2.740 | 2.948 |
| 粮食作物比重 ¹⁵ <i>cr</i> | 粮食种植面积/总作物种植面积/% | 0.640 | 0.444 |
| 是否拥有农用机械 ¹⁶ <i>am</i> | 0=否;1=是 | 0.674 | 0.469 |
| 土地肥力系数 ¹⁷ <i>sf</i> | 根据农户对土地肥力的主观判断值(1=壮,2=中,3=瘦)加权平均计算 | 1.225 | 0.856 |
| 灌溉面积比重 ¹⁸ <i>ir</i> | 有效灌溉面积和总播种面积之比/% | 0.340 | 0.440 |

注:根据2018年山东省、河南省、安徽省统计局公布的统计年鉴,表中涉及价格的指标均去除物价水平的影响。

表2 工具变量第一阶段估计结果

Table 2 Estimation results of the first stage of the tool variable

| | 农业资本投入 <i>lnk</i> | 粮食作物比重 <i>cr</i> |
|-----------------------|---------------------|---------------------|
| <i>lnivk</i> | 0.816*** (0.162) | |
| <i>ivcr</i> | | 0.419*** (0.040) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 个体固定效应 | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES |
| <i>N</i> | 3105 | 3105 |
| <i>R</i> ² | 0.535 | 0.687 |
| <i>F</i> | 95.33*** | 110.55*** |

注:括号内为聚类稳健标准误;显著性水平1%、5%、10%分别用***、**、*表示。

验以上4个模型均在10%显著性水平下拒绝原假设,表明模型存在内生性问题。在引入工具变量*ivk*和*ivcr*后,模型估计中识别不足检验和弱工具变量检验均通过了1%的显著性检验,在Sargan检验中统计量均为0,说明模型不存在过度识别,表明模型设定的工具变量是有效的。因此本文使用表3中工具变量回归结果分析农业劳动力年龄、农业资本投入和土地利用效率三者的影响路径。除此之外,本文关注的关键解释变量农业劳动力年龄和农业资本投入系数符号均一致,影响程度也在接近于固定效应模型估计结果的范围内变动,其他变量的显著性水平和系数符号也与固定效应估计基本一致,说明面板工具变量法的估计结果是稳健的。

② 本文借鉴方先知^[30]衡量土地利用效率的指标——平均土地综合产出率,即单位面积实现的GDP。结合本文研究目的,土地利用效率和农户年总播种面积的乘积即为农户年农业总产出,可以直接反映出农业生产的保障水平。

③ 农地产值用不同作物年产量乘以农户当年该作物出售价之和表示。

④ 本文农业资本投入是指流动资本中的不变资本投入,并不包括固定资本投入,具体包括种子、农药、化肥、灌溉等农资费用及机械耕种、机械收割等农机服务费用。

⑤ 借鉴林本喜等^[13]的分类方法,根据农户家庭非农收入占总收入比重,非农收入比重大于等于10%且小于50%为一类兼业户,非农收入比重大于等于50%的为二类兼业,非农收入比重小于10%的为纯农户,纯农户只作为参照,以此建立一类兼业、二类兼业2个虚拟变量。

表3 影响路径分析估计结果

Table 3 Estimation results of impact path analysis

| | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | FE | FE | FE | FE | Panel-IV | Panel-IV | Panel-IV | Panel-IV |
| 农业劳动力年龄 <i>age</i> | 0.093*** (0.010) | | 0.040*** (0.008) | 0.038*** (0.009) | 0.099*** (0.008) | | 0.024** (0.010) | 0.024** (0.010) |
| 农业资本投入 <i>lnk</i> | | 0.694*** (0.045) | 0.670*** (0.047) | 0.666*** (0.048) | | 0.878*** (0.095) | 0.870*** (0.097) | 0.871*** (0.094) |
| 农业劳动力年龄×农业资本投入 <i>age×lnk</i> | | | | -0.000 (0.001) | | | | 0.000 (0.003) |
| 受教育程度 <i>edu</i> | 0.159*** (0.041) | 0.137*** (0.045) | 0.057 (0.036) | 0.054 (0.039) | 0.169*** (0.038) | 0.088* (0.046) | 0.028 (0.033) | 0.028 (0.032) |
| 家庭年医疗费用 <i>lnmed</i> | 0.020 (0.015) | -0.011 (0.012) | -0.009 (0.011) | -0.009 (0.011) | 0.022* (0.013) | -0.017 (0.011) | -0.017* (0.011) | -0.017* (0.010) |
| 务农经验 <i>fe</i> | -0.002 (0.014) | 0.009 (0.012) | 0.012 (0.010) | 0.012 (0.010) | -0.002 (0.010) | 0.013* (0.008) | 0.015** (0.008) | 0.015** (0.008) |
| 劳动时间 <i>l</i> | 0.096*** (0.028) | 0.052** (0.021) | 0.042** (0.021) | 0.042** (0.021) | 0.118*** (0.026) | 0.044* (0.026) | 0.029 (0.022) | 0.028 (0.021) |
| 是否接受过农业培训 <i>at</i> | 0.160 (0.188) | 0.057 (0.126) | 0.037 (0.122) | 0.035 (0.121) | 0.151 (0.273) | 0.011 (0.209) | -0.001 (0.207) | -0.001 (0.207) |
| 一类兼业 <i>con1</i> | 0.351** (0.151) | 0.289** (0.123) | 0.281** (0.120) | 0.282** (0.119) | 0.345* (0.197) | 0.263* (0.151) | 0.259* (0.150) | 0.259* (0.150) |
| 二类兼业 <i>con2</i> | 0.383*** (0.132) | 0.345*** (0.094) | 0.306*** (0.093) | 0.306*** (0.093) | 0.364** (0.156) | 0.302** (0.119) | 0.281** (0.118) | 0.281** (0.118) |
| 播种面积 <i>lnf</i> | 0.422*** (0.036) | 0.131*** (0.023) | 0.128*** (0.022) | 0.127*** (0.021) | 0.432*** (0.020) | 0.051 (0.049) | 0.041 (0.046) | 0.041 (0.045) |
| 土地细碎化 <i>fr</i> | 0.038 (0.028) | 0.003 (0.017) | 0.002 (0.017) | 0.002 (0.017) | 0.034 (0.024) | -0.009 (0.019) | -0.009 (0.018) | -0.009 (0.018) |
| 粮食作物比重 <i>cr</i> | 3.070*** (0.655) | 2.102*** (0.628) | 1.560*** (0.565) | 1.545*** (0.558) | 1.684 (1.172) | 0.860 (0.910) | 0.948 (0.893) | 0.955 (0.896) |
| 是否拥有农业机械 <i>am</i> | 1.407*** (0.403) | 0.274 (0.315) | 0.281 (0.309) | 0.284 (0.306) | 1.793*** (0.419) | 0.131 (0.414) | -0.011 (0.371) | -0.015 (0.367) |
| 土地肥力系数 <i>sf</i> | -0.323*** (0.084) | -0.213*** (0.062) | -0.215*** (0.061) | -0.217*** (0.060) | -0.321*** (0.081) | -0.182*** (0.064) | -0.183*** (0.064) | -0.182*** (0.063) |
| 灌溉面积比重 <i>ir</i> | 0.129 (0.156) | 0.0261 (0.120) | -0.004 (0.119) | -0.003 (0.118) | 0.127 (0.154) | -0.022 (0.120) | -0.044 (0.118) | -0.044 (0.118) |
| 常数项 | -7.346*** (1.946) | -0.366 (1.598) | -1.306 (1.674) | -1.144 (1.757) | -6.923*** (1.393) | 1.257 (1.243) | 0.548 (1.348) | 0.550 (1.345) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>N</i> | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 |
| <i>R</i> ² | 0.602 | 0.783 | 0.788 | 0.788 | 0.600 | 0.768 | 0.771 | 0.771 |
| <i>F</i> | 162.62 | 232.06 | 251.19 | 239.47 | 183.26 | 299.01 | 308.84 | 294.73 |
| Hausman 检验 | 325.92 | 140.22 | 135.73 | 134.26 | | | | |
| David-MacKinnon 检验 | | | | | 2.614 <i>p</i> =0.064 | 2.937 <i>p</i> =0.053 | 2.487 <i>p</i> =0.083 | 2.598 <i>p</i> =0.075 |

注:表中0.000值并不为0,而是由于小数保留位数所致。

2019年11月

表3模型(1)说明了农业劳动力年龄对土地利用效率的总影响,结果显示,在控制一系列其他变量的基础上,农业劳动力年龄对土地利用效率有显著的正向影响,这表明农业劳动力年龄对土地利用效率的提高具有积极作用;模型(2)探究了农业资本投入对土地利用效率的影响,结果显示农业资本投入对土地利用效率有正向影响。

在模型(1)的基础上引入农业资本投入,得到模型(3),农业劳动力年龄、农业资本投入正向影响土地利用效率,但引入农业资本投入后,农业劳动力年龄的影响明显减小,这也验证了农业劳动力年龄确实通过农业资本投入作用于土地利用效率的影响路径,但是具体的传导作用需要进一步分析。因此,在模型(3)的基础上引入农业劳动力年龄和农业资本投入的交互项,结果显示农业劳动力年龄和资本投入的交互项不显著,但是系数符号为正,这说明农业资本投入对土地利用效率的影响随着劳动力年龄的增长而不断增强^[41],从而初步判断农业资本投入在农业劳动力年龄对土地利用效率影响中起着传导作用。

为深入分析农业劳动力年龄、农业资本投入和土地利用效率三者间的关系,并进一步验证H1,检验了资本投入在农业劳动力年龄和土地利用效率之间的中介效应(表4)。可以看出模型(5)中农业劳动力年龄的估计系数显著为正,表明农业劳动力年龄对土地利用效率的总效应为正,约为0.099,通过1%的显著性检验;模型(6)中农业劳动力年龄的估计系数为正,表明农业劳动力年龄促进农业资本投入;模型(7)中农业劳动力年龄和农业资本投入的估计系数为正,其中直接效应约为0.024,通过5%的显著性检验,但是农业劳动力年龄的估计系数明显减小,意味着农业资本投入在农业劳动力年龄和土地利用效率影响之间发挥着中介效应。同时运用Sobel检验分析中介效应的显著性,Z值为5.980,且通过了1%的显著性检验,这表明农业资本投入的中介效应显著,约为0.070,占总效应的70.286%。农业资本投入在“农业劳动力年龄→农业资本投入→土地利用效率”的影响路径中起着重要的传导作用。上述中介效应检验结果再次证明H1成立。

4.3 阈值效应检验

为了进一步验证H2是否成立,首先进行阈值效应检验,确定阈值个数,依次对不存在阈值效应、存在单重阈值、双重阈值及三重阈值进行检验(表5)。结果显示单重阈值和双重阈值效应分别通过5%和10%显著性水平的检验,因此分析基于双重阈值进行。

对于表5的结果可以用似然比函数图更为直观的展示出来,如图1所示。阈值参数是当似然比统计量LR值为0时 q 的取值,在图中 q 的取值分别为47和70,图中虚线表示LR统计量在5%显著性水平下临界值为7.35,以此可以构造出阈值估计值95%的置信区间。根据识别的两个阈值将原有的年龄段划分为47岁以下、47~70岁和70岁以上3个区间。农业劳动力年龄在47岁以下的农户被认为是回流的新型农业劳动力,体力充沛,思想开放灵活、更容易接受新的农业技术;农业劳动力年龄在47~70岁之间的农户由于多年从事农业生产活动,对土地也有较为深厚的情感,不仅积累了丰富的务农经验,同时在农业机械、农业资本要素投入的运用上更加成熟,劳动生产能力相对70岁以上的老龄农户较强;而农业劳动力年龄高于70岁的老龄农户即将退出农业生产,为维持养老基本生计或是基于长久形成的劳动习惯继续从事农业生产,劳动能力下降,务农机会成本较低,思想僵化,但有较丰富的务农经验,以此满足基本的口粮需求。

4.4 面板阈值模型回归结果及分析

农业资本投入对土地利用效率作用受到劳动力年龄阈值效应的影响显著,与H2相符。阈值效应检验存在双重阈值,因此对面板阈值模型(8)的双重阈值形式进行估计,结果如表6所示。

模型(8)估计结果显示在基本模型中纳入了农业资本投入阈值效应变量之后,劳动力年龄系数由0.099减小为0.042,这与上文的表3中得到的劳动力年龄通过农业资本投入进而影响土地利用效率的间接影响路径一致,再次验证了该路径的有效性。同时对比模型(3)和模型(8),拟合优度 R^2 从0.771上升到了0.790,模型拟合情况有所提高,避免了主观上将模型设定为线性模型而导致的估计偏误。两个模型各解释变量的显著性和系数符号基

表4 农业资本投入中介效应分析

Table 4 Analysis of the mediating effect of agricultural capital investment

| | 模型(5) | 模型(5) | 模型(6) | 模型(7) | 模型(7) |
|-----------------------|----------------------|--------------------------|--|----------------------|--------------------------|
| | FE | Panel-IV | FE | FE | Panel-IV |
| | lny | lny | lnk | lny | lny |
| 农业劳动力年龄 <i>age</i> | 0.093*** (0.010) | 0.099*** (0.008) | 0.080*** (0.010) | 0.040*** (0.008) | 0.024** (0.010) |
| 农业资本投入 <i>lnk</i> | | | | 0.670*** (0.047) | 0.870*** (0.097) |
| 受教育程度 <i>edu</i> | 0.159*** (0.041) | 0.169*** (0.038) | 0.151*** (0.043) | 0.057 (0.036) | 0.028 (0.033) |
| 家庭年医疗费用 <i>lnmed</i> | 0.020 (0.015) | 0.022* (0.013) | 0.043*** (0.015) | -0.009 (0.011) | -0.017* (0.011) |
| 务农经验 <i>fe</i> | -0.002 (0.014) | -0.002 (0.010) | -0.020 (0.013) | 0.012 (0.010) | 0.015** (0.008) |
| 劳动时间 <i>lnl</i> | 0.096*** (0.028) | 0.118*** (0.026) | 0.080*** (0.027) | 0.042** (0.021) | 0.029 (0.022) |
| 是否接受过农业培训 <i>at</i> | 0.160 (0.188) | 0.151 (0.273) | 0.183 (0.188) | 0.0368 (0.122) | -0.001 (0.207) |
| 一类兼业 <i>con1</i> | 0.351** (0.151) | 0.345* (0.197) | 0.105 (0.161) | 0.281** (0.120) | 0.259* (0.150) |
| 二类兼业 <i>con2</i> | 0.383*** (0.132) | 0.364** (0.156) | 0.115 (0.142) | 0.306*** (0.093) | 0.281** (0.118) |
| 播种面积 <i>lnf</i> | 0.422*** (0.036) | 0.432*** (0.020) | 0.438*** (0.038) | 0.128*** (0.022) | 0.041 (0.046) |
| 土地细碎化 <i>fr</i> | 0.038 (0.028) | 0.034 (0.024) | 0.053** (0.026) | 0.002 (0.017) | -0.009 (0.018) |
| 粮食作物比重 <i>cr</i> | 3.070*** (0.655) | 1.684 (1.172) | 2.253*** (0.724) | 1.560*** (0.565) | 0.948 (0.893) |
| 是否拥有农业机械 <i>am</i> | 1.407*** (0.403) | 1.793*** (0.419) | 1.680*** (0.419) | 0.281 (0.309) | -0.011 (0.371) |
| 土地肥力系数 <i>sf</i> | -0.323*** (0.084) | -0.321*** (0.081) | -0.161* (0.088) | -0.215*** (0.061) | -0.183*** (0.064) |
| 灌溉面积比重 <i>ir</i> | 0.129 (0.156) | 0.127 (0.154) | 0.198 (0.165) | -0.004 (0.119) | -0.044 (0.118) |
| 常数项 | -7.346*** (1.946) | -6.923*** (1.393) | -9.015*** (2.145) | -1.306 (1.674) | 0.548 (1.348) |
| 个体固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>N</i> | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 | 3105 |
| <i>R</i> ² | 0.602 | 0.600 | 0.559 | 0.788 | 0.771 |
| <i>F</i> | 162.62 | 183.26 | 123.83 | 251.19 | 308.84 |
| Hausman 检验 | 325.92 | | 224.32 | 135.73 | |
| David-MacKinnon 检验 | | 2.614 <i>p</i> =0.064 | | | 2.487 <i>p</i> =0.083 |
| Sobel 检验 | | | Z=5.98(<i>p</i> =0.000) 中介效应/总效应=70.286% | | |

注:以上模型均通过 Hausman 检验得出采用固定效应模型估计;模型(5)、模型(7)David-MacKinnon 检验统计量均在 10%显著性水平上拒绝原假设,模型存在内生性,因此本节以工具变量回归结果进行分析。

2019年11月

表5 阈值效应检验结果

Table 5 Threshold effect test results

| 阈值类型 | 阈值 | F值 | p值 | 自举次数 | 临界值 | | |
|------|-------------|---------|-------|------|--------|--------|--------|
| | | | | | 1% | 5% | 10% |
| 单重阈值 | $q_1=70.00$ | 14.97** | 0.037 | 1000 | 11.561 | 14.083 | 19.624 |
| 双重阈值 | $q_1=47.00$ | 14.06* | 0.062 | 1000 | 11.507 | 15.561 | 23.366 |
| | $q_2=70.00$ | | | | | | |
| 三重阈值 | $q_1=39.50$ | 9.06 | 0.544 | 1000 | 22.482 | 27.430 | 35.473 |
| | $q_2=47.00$ | | | | | | |
| | $q_3=71.50$ | | | | | | |

注:p值和临界值都是通过Bootstrap反复抽样1000次得到的。

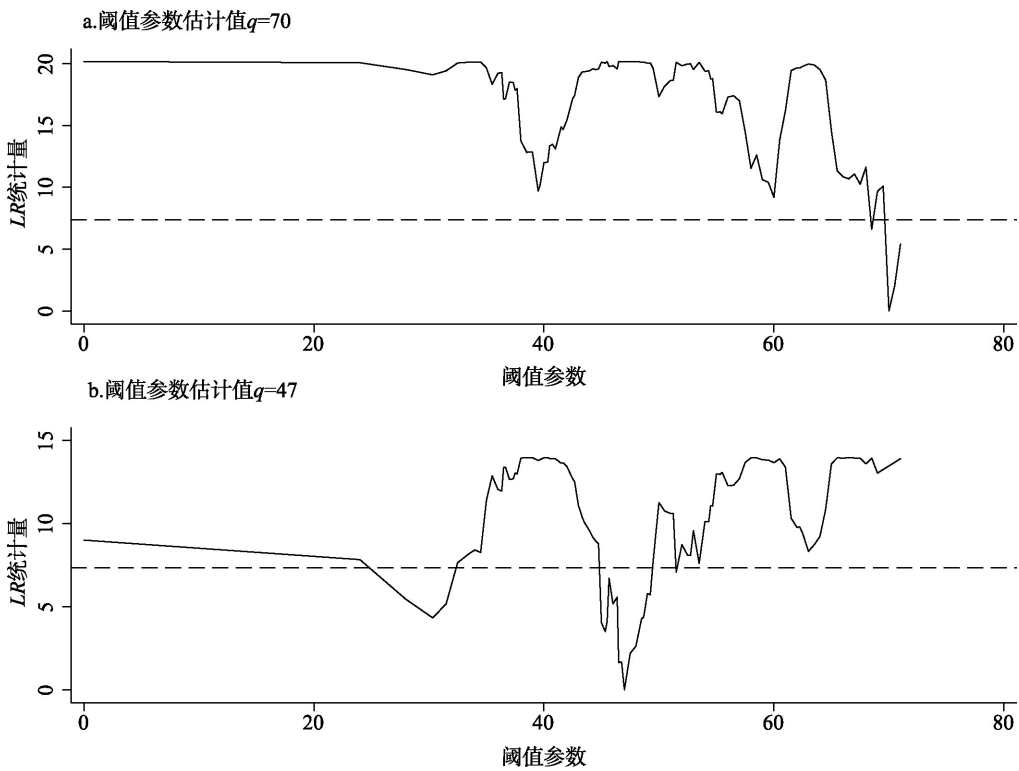


图1 阈值参数估计值和置信区间

Figure 1 Threshold parameter estimates and confidence intervals

本一致,说明模型(8)的估计较为稳健。

此外,模型(8)的估计结果表明家庭劳动力年龄正向影响土地利用效率,资本投入对土地利用效率具有正向影响,且这种作用受到双重劳动力年龄阈值的影响。当劳动力年龄小于47岁时农业资本投入系数为0.686,而当劳动力年龄在47~70岁年龄区间时,资本投入回归系数下降到0.619,当劳动力年龄大于70岁时,农业资本投入回归系数增加到0.832,这说明农业资本投入对土地利用效率的边际

报酬随着劳动力年龄的增长先递减后递增呈“U”型趋势。究其原因,劳动力年龄小于47岁的农户由于刚进入农业或为回流的新型农业劳动力,务农经验不足,但是体力充足,思想开放灵活,更容易接受新的农业技术,采用更为现代化的农业生产方式手段,所以资本投入的边际收益较高,对土地利用效率提高促进作用明显。随着劳动力年龄增加,务农经验逐渐积累,加上自身体能较好,资本投入边际报酬相较于劳动力年龄小于47岁的农户有所下降;

表6 面板阈值模型回归结果

Table 6 Panel threshold model regression results

| 解释变量 | lny | 解释变量 | lny |
|----------------------------------|---------------------|--------------------|----------------------|
| 农业劳动力年龄 <i>age</i> | 0.042*** (0.005) | 一类兼业 <i>con1</i> | 0.287** (0.144) |
| 农业资本投入 $\ln k(age \leq 47)$ | 0.686*** (0.016) | 二类兼业 <i>con2</i> | 0.304*** (0.113) |
| 农业资本投入 $\ln k(47 < age \leq 70)$ | 0.619*** (0.020) | 播种面积 <i>lnf</i> | 0.125*** (0.015) |
| 农业资本投入 $\ln k(age > 70)$ | 0.823*** (0.050) | 土地细碎化 <i>fr</i> | 0.002 (0.017) |
| 受教育程度 <i>edu</i> | 0.049* (0.028) | 粮食作物比重 <i>cr</i> | 1.469*** (0.319) |
| 家庭年医疗费用 <i>lnmed</i> | -0.008 (0.009) | 是否拥有农业机械 <i>am</i> | 0.339 (0.213) |
| 务农经验 <i>fe</i> | 0.012* (0.007) | 土地肥力系数 <i>sf</i> | -0.212*** (0.059) |
| 劳动时间 <i>lnl</i> | 0.038*** (0.014) | 灌溉面积比重 <i>ir</i> | -0.010 (0.112) |
| 是否接受过农业培训 <i>at</i> | 0.029 (0.199) | 常数项 | -1.213 (0.991) |
| 个体固定效应 | | YES | |
| 时间固定效应 | | YES | |
| <i>N</i> | | 3105 | |
| <i>R</i> ² | | 0.790 | |
| <i>F</i> | | 402.55 | |

注:括号内为聚类稳健标准误;显著性水平 1%、5%、10%分别用***、**、*表示。

劳动力年龄大于70岁,虽然“经验积累效应”使得已有的务农经验尚可满足现有生产方式对人力资本的需求,这部分老龄农户应该是即将退出农业生产的,为维持养老基本生计或者是基于长久形成劳动习惯,但是由于“体能下降效应”,农业资本投入和机械的运用又可弥补劳动投入的不足^[42],资本投入的边际报酬增大,从而使得老龄农户通过农业资本投入这一传导作用促进土地利用效率提高。

控制变量中,体现劳动力供给质量方面的平均受教育程度、家庭年医疗费用、务农经验和农业技术培训4个指标中平均受教育程度和务农经验都在10%显著性水平上对土地利用效率有正向促进作用,说明了农业劳动力的人力资本对农业生产的重要作用。兼业情况中,一类兼业、二类兼业正向影响土地利用效率,兼业意味着在农业生产方面投入劳动时间减少,但其收入可以为农业资本投入提供

保障,从总体上促进土地利用效率的提高。播种面积正向影响土地利用效率,这也是发展适度规模经营的客观需求。种植结构正向影响土地利用效率,结合仇童伟等^[43]的观点,农业劳动力的非农转移、农业机械化的提高会诱导种植结构的“趋粮化”,土地越来越成为一种农村养老基本保障措施,较之经济作物,种植粮食作物耗费劳动力较少,满足农户基本食物需求,机械水平的提高能够提高粮食生产绩效,从而提高土地利用效率。

需要说明的是,目前虽然面板阈值模型在估计方法上已取得长足发展,但仍无法较好的解决该模型中的内生性问题。在最新的研究中,Seo等^[44]提出了解决面板阈值模型内生性问题的方法,但该方法对多变量、多阈值情况的内生性问题仍不能有效解决,即无法解决本文可能存在的内生性问题,因此本文在面板阈值模型中未就内生性问题展开过

2019年11月

多讨论。

5 结论与启示

5.1 研究结论

本文基于鲁豫皖三省 621 个固定跟踪农户 5 年的面板数据,从农业劳动力老龄化角度出发,将农业资本投入作为本文主要关注变量,运用中介效应模型考察了农业资本投入在农业劳动力老龄化对土地利用效率影响路径中的作用机理,并在此基础上进一步运用面板阈值模型探究了农业资本投入在不同年龄阶段对土地利用效率的非线性影响。可以得出如下 2 点结论:

(1)农业劳动力老龄化不仅直接促进土地利用效率的提高(直接效应为 0.024),还通过农业资本投入间接影响土地利用效率,即农业资本投入在劳动力老龄化和土地利用效率之间具有中介效应,中介效应为 0.070,占总效应的 70.286%。

(2)农业资本投入对提高土地利用效率具有显著的促进作用,但该促进作用受到农业劳动力年龄双阈值效应的影响,阈值分别为 47 岁和 70 岁,农业资本投入的边际报酬呈现出“U”型变化规律,因此对于农业劳动力年龄小于 47 岁的年轻农户或者大于 70 岁的老龄农户增加农业资本投入对提高土地利用效率的促进作用相较于年龄在 47~70 岁的农户更加明显。

土地利用效率与播种面积的乘积为农户农业产出水平。土地利用效率的提高,对于提高农业产出水平,保障中国粮食安全具有重要意义。从中国出现的粮食产量“十二连增”也可以看出中国目前出现的农业劳动力老龄化现象并不是以往观点中阻碍土地利用效率提高、农业产出的主要原因,正是得益于农业劳动力老龄化,在农业基础设施尚处于建设和完善的阶段,促进了机械化的推广和规模化经营,最终提高了土地利用效率和农业产出,因此,短期内对于农业劳动力老龄化不应该持悲观的态度。

5.2 政策启示

根据上述研究结论,本文认为应从农业资本投入和农业劳动力老龄化 2 个角度同时采取相应的措施来促进土地利用效率的提高,保障国家粮食安全,因此有以下 2 点政策启示:

(1)短期内对于农业劳动力老龄化并不需要持悲观态度,农业资本投入对提高土地利用效率具有显著的促进作用,因此对于目前的老龄农业一方面通过规模种植或者联合经营,提高农药化肥等农资的利用效率及农业机械的利用率,实现农业资本投入效用最大化;另一方面可以通过不断完善农业社会化服务体系,加大农资、农机补贴力度,实现资金、技术集约化,降低农户的生产成本,提高土地利用效率。

(2)长远来看,则要继续完善农村养老保障体系,通过适度土地流转,使老龄农业劳动力有条件的逐渐减少或退出农业生产,充分发挥农村养老保障体系的保障功能,促进土地的保障功能逐渐向资本功能转变。在农业未来的接班人问题上,要对现有的农业劳动力加大农业技术推广和培训力度,科学、合理地使用农业科技成果、技术,提高现有农业劳动力质量和素质,同时完善农业社会化服务体系,降低农业生产成本,有助于农业比较收益的提高,以此逐渐吸引外出务工的青壮年回流,从而实现向新型经营主体转变。

参考文献(References):

- [1] 中华人民共和国自然资源部. 2017 中国土地矿产海洋资源统计公报[EB/OL]. (2018-05) [2019-03-17]. <http://www.mnr.gov.cn/gk/tzgg/201805/P020180703579254267252.pdf>. [Ministry of Natural Resources of the People's Republic of China. 2017 China Land Minerals Marine Resources Statistical Bulletin[EB/OL]. (2018-05) [2019-03-17]. <http://www.mnr.gov.cn/gk/tzgg/201805/P020180703579254267252.pdf>.]
- [2] 全国老龄工作委员会办公室. 全国老龄办: 全国 60 岁以上老年人口已达 2.4 亿[EB/OL]. (2018-06-04) [2018-09-01]. <http://news.cctv.com/2018/06/04/ARTIDXegYgpUQTaY1VXsUXG180604.shtml>. [Office of the National Working Committee on Aging. National Aging Office: There are 240 Million People Over the Age of 60 in China[EB/OL]. (2018-06-04) [2018-09-01]. <http://news.cctv.com/2018/06/04/ARTIDXegYgpUQTaY1VXsUXG180604.shtml>.]
- [3] 中华人民共和国国家发展和改革委员会. 全国农村经济发展“十三五”规划[EB/OL]. (2016-10) [2019-03-17]. <http://www.ndrc.gov.cn/fzgggz/fzgh/ghwb/gjjgh/201706/W020170607554185084317.pdf>. [National Development and Reform Commission. The 13th Five-Year Plan for China's Rural Economic Development[EB/OL]. (2016-10) [2019-03-17]. <http://www.ndrc.gov.cn/fzgggz/fzgh/ghwb/gjjgh/201706/W020170607554185084317.pdf>.]

- fzgggz/fzgh/ghwb/gjgh/201706/W020170607554185084317.pdf.]
- [4] 廖柳文, 高晓路. 人口老龄化对乡村发展影响研究进展与展望[J]. 地理科学进展, 2018, 37(5): 617-626. [Liao L W, Gao X L. Progress and prospect of research on the impact of population aging on rural development[J]. Progress in Geography, 2018, 37(5): 617-626.]
- [5] 徐娜, 张莉琴. 劳动力老龄化对我国农业生产效率的影响[J]. 中国农业大学学报, 2014, 19(4): 227-233. [Xu N, Zhang L Q. Impact of aging labor force on agricultural production efficiency in China[J]. Journal of China Agricultural University, 2014, 19(4): 227-233.]
- [6] 郭熙保, 赵光南. 我国农村留守劳动力结构劣化状况及其对策思考: 基于湖北、湖南、河南三省调查数据的分析[J]. 中州学刊, 2010, (5): 112-117. [Guo X B, Zhao G N. The deterioration of the left labor structure in China's rural areas and our countermove thinking: Based on the investigation data analysis in Hubei, Hunan and Henan Provinces[J]. Academic Journal of Zhongzhou, 2010, (5): 112-117.]
- [7] 李旻, 赵连阁. 农村劳动力流动对农业劳动力老龄化形成的影响: 基于辽宁省的实证分析[J]. 中国农村经济, 2010, (9): 68-75. [Li M, Zhao L G. The "aging" phenomenon of agricultural labor force and its impact on agricultural production: An empirical analysis based on Liaoning Province[J]. Chinese Rural Economy, 2010, (9): 68-75.]
- [8] 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. [Chen X W, Chen Y Y, Zhang J J. An analysis of rural population aging's effect on agricultural output in China[J]. Chinese Journal of Population Science, 2011, (2): 39-46.]
- [9] 聂正彦. 农业劳动力老龄化对农业生产的影响分析: 基于甘肃省4市6县调查数据[J]. 国家行政学院学报, 2015, (6): 107-111. [Nie Z Y. Analysis of the impact of agricultural labor aging on agricultural production: Based on survey data of 6 counties in 4 cities of Gansu Province[J]. Journal of Chinese Academy of Governance, 2015, (6): 107-111.]
- [10] Van den Ban A W. Some characteristics of progressive farmers in the Netherlands[J]. Rural Sociology, 1957, 22: 205-212.
- [11] Davis J, Caskie P, Wallace M. Economics of farmer early retirement policy[J]. Applied Economics, 2009, 41(1): 35-43.
- [12] Li M, Sicular T. Aging of the labor force and technical efficiency in crop production: Evidence from Liaoning Province, China[J]. China Agricultural Economic Review, 2013, 5(3): 342-359.
- [13] 林本喜, 邓衡山. 农业劳动力老龄化对土地利用效率影响的实证分析: 基于浙江省农村固定观察点数据[J]. 中国农村经济, 2012, (4): 15-25. [Lin B X, Deng H S. An empirical analysis of the impact of agricultural labor aging on land use efficiency: Based on fixed rural observation data in Zhejiang Province[J]. Chinese Rural Economy, 2012, (4): 15-25.]
- [14] 胡雪枝, 钟甫宁. 农村人口老龄化对粮食生产的影响: 基于农村固定观察点数据的分析[J]. 中国农村经济, 2012, (7): 29-39. [Hu X Z, Zhong F N. The impact of rural population aging on grain production: An analysis based on rural fixed observational data[J]. Chinese Rural Economy, 2012, (7): 29-39.]
- [15] 郭晓鸣, 左喆瑜. 基于老龄化视角的传统农区农户生产技术选择与技术效率分析: 来自四川省富顺、安岳、中江3县的农户微观数据[J]. 农业技术经济, 2015, (1): 42-53. [Guo X M, Zuo Z Y. Analysis of production technology choice and technical efficiency of farmers in traditional agricultural areas based on the perspective of aging: Microdata of farmers from three counties of Fushun, Anyue and Zhongjiang in Sichuan Province[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2015, (1): 42-53.]
- [16] 麦尔旦·吐尔孙, 杨志海, 王雅鹏. 农村劳动力老龄化对种植业生产技术效率的影响: 基于江汉平原粮食主产区400农户的调查[J]. 华东经济管理, 2015, (7): 77-84. [Tursun M, Yang Z H, Wang Y P. Impact of aging of rural labor force on crop production technical efficiency: Based on the survey of 400 farmers in the main grain producing areas of Jiangnan Plain[J]. East China Economic Management, 2015, (7): 77-84.]
- [17] 杨俊, 杨钢桥, 胡贤辉. 农业劳动力年龄对农户耕地利用效率的影响: 来自不同经济发展水平地区的实证[J]. 资源科学, 2011, 33(9): 1691-1698. [Yang J, Yang G Q, Hu X H. Impact of agricultural labor aging on farmland use efficiency of rural households: An empirical study from regions of differing economic development levels[J]. Resources Science, 2011, 33(9): 1691-1698.]
- [18] 郑旭媛, 徐志刚. 资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁: 以中国粮食生产的机械化为例[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(1): 45-66. [Zheng X Y, Xu Z G. Endowment restriction, factor substitution and induced technology innovation: A case research on grain producing mechanization in China[J]. China Economic Quarterly, 2017, 16(1): 45-66.]
- [19] 蔡昉, 王美艳. 农村劳动力剩余及其相关事实的重新考察: 一个反设事实法的应用[J]. 中国农村经济, 2007, (10): 4-12. [Cai F, Wang M Y. Re-examination of rural labor surplus and related facts: An application of a de facto law[J]. Chinese Rural Economy, 2007, (10): 4-12.]
- [20] 蔡昉. 刘易斯转折点后的农业发展政策选择[J]. 中国农村经济, 2008, (8): 4-15. [Cai F. Agricultural development policy choice after Lewis turning point[J]. Chinese Rural Economy, 2008, (8): 4-15.]
- [21] 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.]

2019年11月

- [22] 王善高, 田旭. 农村劳动力老龄化对农业生产的影响研究: 基于耕地地形的实证分析[J]. 农业技术经济, 2018, (4): 15–26. [Wang S G, Tian X. Study on the influence of rural labor aging on agricultural production: An empirical analysis based on cultivated terrain[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2018, (4): 15–26.]
- [23] 李澜, 李阳. 我国农业劳动力老龄化问题研究: 基于全国第二次农业普查数据的分析[J]. 农业经济问题, 2009, (6): 61–66. [Li L, Li Y. Analysis and reflect on the problem about ageing labor engaged in agricultural production: Based on the second national agricultural census statistics in China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2009, (6): 61–66.]
- [24] 周来友, 仇童伟, 周冬, 等. 丘陵山区劳动力老龄化对土地利用效率的影响: 基于直接效应和间接效应的识别[J]. 中国土地科学, 2015, 29(10): 35–41. [Zhou L Y, Qiu T W, Zhou D, et al. The impact of labor force aging on land use efficiency in the hilly area: Based on the recognition of direct effect and indirect effect[J]. China Land Science, 2015, 29(10): 35–41.]
- [25] 高延雷, 张正岩, 魏素豪, 等. 城镇化对中国粮食安全的影响: 基于省区面板数据的实证分析[J]. 资源科学, 2019, 41(8): 1462–1474. [Gao Y L, Zhang Z Y, Wei S H, et al. Impact of urbanization on food security: Evidence from provincial panel data in China[J]. Resources Science, 2019, 41(8): 1462–1474.]
- [26] Liu G S, Wang H M, Cheng Y X, et al. The impact of rural out-migration on arable land use intensity: Evidence from mountain areas in Guangdong, China[J]. Land Use Policy, 2016, 59: 569–579.
- [27] 李俊鹏, 冯中朝, 吴清华. 农业劳动力老龄化与中国粮食生产: 基于劳动增强型生产函数分析[J]. 农业技术经济, 2018, (8): 26–34. [Li J P, Feng Z C, Wu Q H. The aging effect of agriculture labor force on grain production in China: An empirical study based on the labor-augmenting production function[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2018, (8): 26–34.]
- [28] Zou B, Mishra A K, Luo B. Aging population, farm succession, and farmland usage: Evidence from rural China[J]. Land Use Policy, 2018, 77: 437–445.
- [29] 周春芳. 发达地区农村老年人农业劳动供给影响因素研究[J]. 人口与经济, 2012, (5): 95–101. [Zhou C F. The analysis of elderly agricultural labor supply and its determinants in developed rural area[J]. Population & Economics, 2012, (5): 95–101.]
- [30] 方先知. 土地利用效率测度的指标体系与方法研究[J]. 系统工程, 2004, 22(12): 22–26. [Fang X Z. On the index system of evaluating land utility efficiency[J]. Systems Engineering, 2004, 22(12): 22–26.]
- [31] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731–745. [Wen Z L, Ye B J. Analyses of mediating effects: The development of methods and models[J]. Advances in Psychological Science, 2014, 22(5): 731–745.]
- [32] Mackinnon D P, Lockwood C M, Hoffman J M, et al. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. Psychological Methods, 2002, 7(1): 83–104.
- [33] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345–368.
- [34] Wang Q Y. Fixed-effect panel threshold model using Stata[J]. The Stata Journal, 2015, 15(1): 121–134.
- [35] Kung J K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China[J]. Journal of Comparative Economics, 2002, 30(2): 395–414.
- [36] 黄枫, 孙世龙. 让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育[J]. 管理世界, 2015, (7): 71–81. [Huang F, Sun S L. Market allocation of agricultural land resources: Labor transfer and market development of agricultural land use rights[J]. Management World, 2015, (7): 71–81.]
- [37] Wang Q, Qiu J J, Yu J. Impact of farmland characteristics on grain costs and benefits in the North China Plain[J]. Land Use Policy, 2019, 80: 142–149.
- [38] Dalal D K, Zickar M J. Some common myths about centering predictor variables in moderated multiple regression and polynomial regression[J]. Organizational Research Methods, 2012, 15(3): 339–362.
- [39] 黄红光, 白彩全, 易行. 金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J]. 管理世界, 2018, (9): 67–78. [Huang H G, Bai C Q, Yi X. Financial exclusion, agricultural science and technology investment and agricultural economic development[J]. Management World, 2018, (9): 67–78.]
- [40] Balli H O, Sørensen B E. Interaction effects in econometrics[J]. Empirical Economics, 2013, 45(1): 583–603.
- [41] Hainmueller J, Mummolo J, Xu Y Q. How much should we trust estimates from multiplicative interaction models? Simple tools to improve empirical practice[J]. Political Analysis, 2019, 27: 163–192.
- [42] 杨志海, 麦尔旦·吐尔孙, 王雅鹏. 农村劳动力老龄化对农业技术效率的影响: 基于 CHARLS2011 的实证分析[J]. 软科学, 2014, 28(10): 130–134. [Yang Z H, Tursun M, Wang Y P. Impact of the aging of rural labor force on agricultural technical efficiency: The empirical study based on the CHARLS2011[J]. Soft Science, 2014, 28(10): 130–134.]
- [43] 仇童伟, 罗必良. 种植结构“趋粮化”的动因何在? 基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J]. 中国农村经济, 2018, (2): 65–80. [Qiu T W, Luo B L. What leads to a “tendency to plant grains” in agricultural planting structure? An empirical analysis based on the impact factors of land property rights and factors allocation[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (2): 65–80.]
- [44] Seo M H, Shin Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. Journal of Econometrics, 2016, 195(2): 169–186.

Aging of agricultural labor, agricultural capital investment and land use efficiency:

Based on a longitudinal survey of farmers in Shandong, Henan and Anhui

QIU Junjie¹, REN Qian², YU Jin¹

(1. College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China; 2. College of Economics and Management, Shaanxi University of Science & Technology, Xi'an 710021, China)

Abstract: Under the background of the continuous reduction of cultivated land and the aging problem of the agricultural labor force, improving land use efficiency become great significance for safeguarding agricultural output and national food security in China. However, the impact of the aging problem of the agricultural labor force on land use efficiency has not yet reached a consensus in academia. This article expounds the mechanism between agricultural labor aging, agricultural capital investment, and land use efficiency, and uses the mediation model and panel threshold model to conduct empirical analyses based on a five-year longitudinal study of farmers in the main grain producing provinces of Shandong, Henan, and Anhui. The results show that the aging of agricultural labor not only directly promotes the improvement of land use efficiency, but also indirectly affects land use efficiency through agricultural capital investment. That is, agricultural capital investment has a mediating effect between the aging of agricultural labor and land use efficiency, and this effect accounts for 70.286% of the total effect. At the same time, the promotion effect of agricultural capital investment on improving land use efficiency is affected by the double threshold effect of agricultural labor age. The thresholds are 47 and 70 respectively, and the marginal return of agricultural capital investment shows a “U” pattern of change. Therefore, pessimism about the impact of the aging of the agricultural labor force in the short term is unsupported. We should improve the utilization rate of agricultural capital and improve the agricultural social service system. In the long run, we need to improve the rural old-age support system and cultivate new agricultural management entities.

Key words: aging of agricultural labor; agricultural capital investment; land use efficiency; mediating effect; panel threshold model; main grain producing areas; food security