

劳动力老龄化对粮食生产效率的影响及其缓解路径

张军

(西南大学商贸学院, 重庆 402460)

摘要: 基于人力资本理论与农户行为理论建立“人力资本—技术进步—粮食生产效率”的理论分析框架, 阐释了劳动力老龄化对粮食生产效率的影响机理以及农业机械化的调节效应机理, 并对四川种粮户2022年度的微观调查数据进行实证检验, 研究结果显示: 劳动力老龄化与粮食生产效率之间并非简单的正向或负向关系, 而是随着农户农业劳动力年龄增长, 呈倒U型趋势, 55~60岁为效率最高的人群, 当农户农业劳动力年龄超过60岁时, 粮食生产的技术效率、土地生产率与劳动生产率均呈下降趋势; 农业机械化在老龄化对粮食生产的技术效率、土地生产率和劳动生产率的影响中均有显著的正向调节作用, 农业机械化缓解了老龄化对粮食生产效率的不利影响。政府应着力推动农业机械化全程高质量发展, 促进老年农户与现代农业有机衔接, 同时可“外引”与“内培”并举, 优化农业劳动力人口结构。

关键词: 劳动力老龄化; 农业机械化; 粮食生产效率; 调节效应

中图分类号: F304.7

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2024)06-0036-14

一、引言

粮食安全始终是中国面临的首要重大战略问题。在土地、资本与劳动力三大要素投入均面临约束的情况下, 提高粮食生产效率是保障粮食安全的核心策略。当前我国正面临快速的人口老龄化趋势, 尤其是农村地区老龄化现象更为严重。农业劳动力老龄化是否会降低粮食生产效率, 对我国的粮食安全构成威胁, 这是学术界与社会面都十分关注的问题。根据传统人力资本理论, 劳动者的人力资本质量是影响农业产出的重要因素。鉴于老年人的人力资本质量普遍逊于青壮年劳动力, 预期农业劳动力老龄化将会不利于我国的粮食生产。但数据显示, 2000—2020年间我国65岁以上人口占比从7%上升到13.5%, 同期第一产业就业人员人均粮食产量从1.28吨/人上升到3.78吨/人, 粮食单产从4.26吨/公顷上升到5.73吨/公顷。即我国粮食生产的效率不但没有下降, 反而在不断提升, 与劳动力老龄化加剧现象长期共存。参考欧美发达国家的经验, 通过发展农业机械化可以有效应对劳动力老龄化问题, 那么作为技术进步的一种典型形式, 农业机械化的发展在提升粮食生产效率以及缓解劳动力老龄化对粮食生产不利影响中是否发挥了重要作用, 从而长期遮掩了老龄化对粮食生产效率的不利影响, 上述问题需要系统探讨劳动力老龄化、农业机械化与粮食生产效率之间的关系。

既有文献关于劳动力老龄化对粮食生产效率的影响开展了颇为丰富的研究, 但结论争议较大, 有正向^[1], 负向^[2]和无影响^[3]三种结论。因此, 两者关系还有进一步探讨的空间, 本文期望在

收稿日期: 2024-07-18

DOI: 10.7671/j.issn.1672-0202.2024.06.004

基金项目: 重庆市社科规划青年基金项目(2022NDQN31)

作者简介: 张军(1986—), 男, 四川南充人, 西南大学商贸学院高级实验师, 主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: zaki8607@swu.edu.cn

理论上对老龄化与粮食生产效率的关系机理进行更为深入的阐释,并解释现有研究存在争议的原因。关于农业机械化对粮食生产效率的影响,现有研究结论较为一致,基本认为农业机械化能提高粮食生产效率,但是,农业机械化在老龄化影响粮食生产效率中是否存在显著的调节作用却鲜有涉及。另外,针对老龄化与耕地日趋紧张背景下粮食产量连年提升的反常现象,朱晶^[4]和罗必良^[5]从耕地要素投入的结构化调整(即趋粮化)角度进行了阐释,本研究可以从生产效率角度补充解释,提出农业机械化通过总体提升粮食生产效率并缓解老龄化对粮食生产效率的不利影响,进而保障了粮食产量的提升。

本文的边际贡献在于:一是基于人力资本理论与农户行为理论通过建立农户层面的粮食生产模型,详细阐释了人力资本、技术进步与粮食生产效率之间的关系机理,为探讨劳动力老龄化、农业机械化与粮食生产效率之间的关系提供了系统的理论分析框架;二是揭示了老龄化与粮食生产效率之间的倒U形关系,并解释了现有研究存在争议的原因;三是探讨了农业机械化在劳动力老龄化对粮食生产效率影响中的调节效应,发现农业机械化不仅总体提升了粮食生产效率,而且还减缓了老龄化对粮食生产效率的不利影响。上述研究结论对如何应对劳动力老龄化以及保障粮食安全均具有重要的指导意义。

二、理论分析

(一)人力资本、技术进步与粮食生产效率的关系

人力资本是经济增长的重要动力,老年劳动力与中青年劳动力相比,其最大的差异在于人力资本水平。关于人力资本与经济增长之间关系, Lucas 于 1988 年发表了一篇具有深远影响的经济学论文—《论经济发展的机制》^[6],提出人力资本是促进经济增长的重要源泉,并利用动态规划理论建立了人力资本溢出模型,见式(1):

$$Y_t = AK(t)^\beta [u(t)H(t)N(t)]^{1-\beta} H_\alpha(t)^\gamma \quad (1)$$

在该模型中,A表示技术水平,并假定其处于不变水平;K(t)表示物质资本存量;u(t)表示有效劳动投入;H(t)表示人力资本存量;N(t)表示劳动力人数。此外,为了考虑人力资本的外部效应, Lucas 还引入了 $H_\alpha(t)^\gamma$ 这一变量,并综合考察了各种生产要素对经济增长的促进作用。

由人力资本理论可知,人力资本投资可形成人力资本存量。Schultz 将这些投资活动概括为五个方面:与劳动者健康相关的活动;公司的在职培训;正式的学校教育;成人学习项目;个人和家庭为工作机会而进行的迁徙^[7]。其中,公司的在职培训和成人学习项目都可以看作为非正式学校教育的技能培训。因此,上述投资活动可以简化为四个方面:教育投资、卫生保健投资、培训投资和迁移投资。这些投资最终形成一定的人力资本存量,继而影响经济增长。结合上述人力资本的构成,可将 H(t) 视为人力资本存量的函数,即有:

$$H(t) = f(e_t, h_t, t_t, f_t) \quad (2)$$

本文在 Lucas 人力资本溢出模型基础上,细化人力资本存量构成,并增加土地这一重要要素投入,建立农户微观层面的家庭粮食产出模型。设农户 i 在第 t 年投入土地、资本与劳动力三类要素,完成同质化的粮食生产。则农户微观层面的粮食产出模型见式(3)。

$$Y_{it} = A_{it} M_{it}^\gamma K_{it}^\alpha [N_{it} u_{it} f(e_{it} h_{it} t_{it} f_{it})]^\beta H_{it}^\theta \quad (3)$$

其中: Y_{it} 表示农户 i 在第 t 年的粮食产量; A_{it} 表示农户的综合技术水平,主要取决于技术进步和技术效率; M_{it} 表示土地投入量; K_{it} 表示资本投入量,包括种子、化肥、农药、地膜、机械等费用之和;劳动力由数量与质量两部分构成(劳动力数量用参与粮食生产的劳动人数 N_{it} 与有效劳动力投入 u_{it} 的乘积表示;劳动力质量主要考虑教育人力资本存量 e_{it} ,健康人力资本存量 h_{it} ,技能人力资本

存量 t_{ii} 和迁移人力资本存量 f_{ii}); H_{ii}^{θ} 表示人力资本的外部效应, 即人力资本促进各种要素相互作用的综合效应。资本、劳动力与土地三种要素的产出弹性分别用 α 、 β 、 γ 表示, 以往的研究表明, 中国的农业生产具有规模报酬不变的性质^[8], 即有: $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

在式(3)基础上, 两边同时除以 M_{ii} 和 N_{ii} , 可得:

$$\frac{Y_{ii}}{M_{ii}} = A_{ii} * \left(\frac{K_{ii}}{M_{ii}}\right)^{\alpha} * \left(\frac{N_{ii}u_{ii}}{M_{ii}}\right)^{\beta} * [f(e_{ii}, h_{ii}, t_{ii}, f_{ii})]^{\beta} * H_{ii}^{\theta} \quad (4)$$

$$\frac{Y_{ii}}{N_{ii}} = A_{ii} * \left(\frac{M_{ii}}{N_{ii}}\right)^{\gamma} * \left(\frac{K_{ii}}{N_{ii}}\right)^{\alpha} * (u_{ii})^{\beta} * [f(e_{ii}, h_{ii}, t_{ii}, f_{ii})]^{\beta} * H_{ii}^{\theta} \quad (5)$$

由式(4)和式(5)可知: 土地生产率和劳动生产率由农户综合技术水平、单位要素投入水平^①、人力资本质量以及人力资本综合效应共同决定。

在上述关系基础上, 要探究劳动力老龄化对粮食生产效率的影响, 关键在于分析随着农业劳动者年龄的增长, 其人力资本和要素投入变化, 以及由此对粮食生产效率产生的影响。同时, 农业机械化作为技术进步的一种典型表现形式, 它通过推动生产前沿面的扩展和农户要素配置行为的转变, 对粮食生产效率产生影响。

(二) 劳动力老龄化对粮食生产效率的影响

1. 劳动力老龄化对技术效率的影响

技术效率, 表示在既定技术和投入要素水平下, 实际产出达到理论上最大可能产出的程度, 反映了对既有技术和投入要素的充分利用程度。对于粮食生产而言, 农业技术效率的高低主要取决于农户或农场主的技术采纳倾向与技术生产效应的发挥程度。

在技术采纳倾向方面, 年龄是农户技术采纳意愿及采纳行为的重要影响因素^[9]。一般而言, 年轻劳动力思维更为活跃, 开放性较高, 能够迅速接受、理解并灵活运用新技术^[10]。而随着年龄的增长, 老年劳动力往往更倾向于依赖已积累的务农经验, 对新知识与新技术的接受速度逐渐减缓, 这种趋势可能导致其学习新技术意愿降低, 进而减少技术采纳的可能性^[11]。

在技术生产效应的发挥程度上, 老年劳动力通过“干中学”积累了丰富的生产经验和日益娴熟的劳动技能, 这使得其在传统生产技术上的运用更加得心应手, 从而实现了更高的生产效率。但是, 随着劳动力年龄增长, 学习能力下降, 加之受教育程度普遍偏低, 导致其对于一些新兴农业生产技术接受困难, 难以有效利用。

综合来看, 老龄化对技术效率的影响既存在正向促进的因素, 也存在负向阻碍的因素。这种正向与负向作用的交叠, 其综合效应可能表现为正向、负向或者倒 U 型关系。

2. 劳动力老龄化对土地生产率的影响

土地生产率反映了单位面积土地上粮食生产产量的高低, 在人多地少的国情下, 关注土地生产率具有重要的现实意义。由前述人力资本、技术进步与粮食生产效率的关系可知, 微观农户的土地生产率由农户技术效率和亩均要素投入水平两个方面共同决定。前述分析中已经阐释了劳动力老龄化对粮食生产技术效率的影响机理, 本部分重点分析亩均要素投入的影响。

粮食生产中亩均要素投入取决于农户的要素储备水平与支付意愿。从劳动与资本的储备水平来看: 随着年龄的增长, 劳动力的健康状况和体力情况都有不同程度的下降, 导致老年劳动力与中青年劳动力相比具有较低的健康人力资本, 健康人力资本过低会限制农户的劳动输出与经营管理, 对土地生产率产生不利影响; 同时, 随着务农劳动力年龄增长, 其收入渠道和收入水平也会随之下降, 进而限制物质资本投入。但从支付意愿来看, 通常中青年劳动力拥有的资本和劳动力都

① 包括: 亩均资本投入、亩均劳动力投入, 劳均耕种土地面积、劳均资本投入和有效劳动力投入。

更丰富,使得其不仅可以从事农业生产,还可以大量从事非农工作以提高家庭收入。由于粮食生产的比较收益低,出于机会成本的考虑,中青年劳动力会将更多的资本与劳动力投入到非农工作中,这就导致了当前农村兼业化与粮食生产粗放经营的现象普遍存在。相比而言,老年劳动力由于迁移人力资本低,非农就业机会少,进而把大量劳动和资本配置于农业部门,加之传统精细化耕作的务农经历和农事记忆,使得其在粮食生产中投入更多的劳动和资本。胡雪枝^[12]在分析粮食生产中老年农户的要素投入决策时也发现,老年农户在农药、化肥、劳动用工量和机械等四种主要要素投入上并不比中青年农户少,甚至在某些要素投入上还表现出比中青年农户多。

较高的要素投入是否会导致较高的产出,取决于要素的边际收益大于0还是小于0。考虑到当前粮食生产中普遍存在的粗放经营,粮食作物也被赋予“懒人作物”的标签,因而并不存在劳动与资本投入过剩的问题,预期劳动与资本的边际效益大于0。即要素投入增加,会提升土地生产率。

综合来看,老龄化对土地生产率的影响同样既存在正向促进的因素,也存在负向阻碍的因素,其综合效应可能表现为正向、负向或者倒U型关系。

3. 劳动力老龄化对劳动生产率的影响

劳动生产率反映了单位劳动力投入所产出的粮食产量,是衡量农户农业生产收入的重要指标。在城乡收入差距不断加大、不少农户弃耕弃农的情况下,关注劳动生产率具有重要的现实意义。由前述理论分析可知,劳动生产率与农户技术效率和劳均要素投入有关。前述分析中已经阐释了劳动力老龄化对粮食生产技术效率的影响机理,本部分重点分析劳均要素投入的影响,包括:劳均耕种土地面积、劳均资本投入与劳均有效劳动投入。

劳均耕种土地面积跟劳动者的劳动能力、劳动力配置结构以及农户经济需求密切相关。从劳动者的劳动能力来看,随着农民年龄的增长,其体力和精力都日渐下降,健康人力资本降低,生产能力大幅下滑,故而对劳均耕种土地面积产生不利影响。从劳动者的劳动力配置结构来看,与中青年劳动力相比,农村老年劳动力具有较低的迁移人力资本,非农就业机会较少,进而把大量劳动力配置于农业部门,从事农业生产,反映到粮食生产劳动要素投入上,老年劳动力可能会比中青年劳动力投入更多的劳动,进而有利于提升人均耕种土地面积。从农户经济需求来看,与中青年劳动力相比,老年群体家庭日常开支小,经济上的负担相对减轻。一般而言,年轻群体更倾向于外出务工,粮食种植意愿较弱;中年群体经济负担重,外出务工竞争力减弱,通常会兼业农业生产,加大粮食种植面积;老年群体经济需求下降,劳动能力也下降,种植需求和意愿都降低。因而从经济需求来看,农户劳均耕地面积会随着农户家庭农业劳动力年龄的增长呈现先增加后下降的趋势,即呈现倒U型曲线趋势。老年劳动力因经济需求和劳动能力下降,劳均耕地规模相比中青年劳动力更小。

农户劳均资本投入和有效劳动投入与前述分析一致,同样取决于农户的要素储备水平与支付意愿。从劳动与资本的储备水平来看,老年劳动力由于健康资本与收入水平下降,限制了劳均资本与有效劳动力投入;但从支付意愿来看,老年劳动力由于迁移人力资本下降,导致非农就业机会减少,进而把大量劳动和资本配置于农业部门,从而增加粮食生产中的劳均资本和有效劳动投入水平。

综合来看,老龄化对劳动生产率的影响同样既存在正向促进的因素,也存在负向阻碍的因素,其综合效应可能表现为正向、负向或者倒U型关系。

(三) 农业机械化的调节效应

从前述分析可知,微观农户个体老化主要是通过劳动力数量和质量约束对粮食生产效率产生不利影响,农业机械化可以有效弥补老龄化带来的劳动力数量和质量不足,进而起到正向调节作用。

(1) 劳动数量弥补效应。粮食生产具有鲜明的季节性特征,有些环节必须在特定的时间段内

完成,以应对气候变化或其他作物耕种的需求,因此,抢种抢收现象时常发生。老年农户因体力和健康水平下降,在短时间内很难完成抢种抢收任务,若不能有效解决,将会导致粮食生产损失,影响生产效率。粮食生产机械的引入可以弥补劳动短缺问题。当处于需要迅速收割粮食的雨旱时节,其高效的收割方式有助于争取有利的时机,尤其是在遭遇自然灾害时,采用这种收割技术可以及时控制和减少损失,并借助干燥烘焙技术对已收割的作物进行妥善处理,从而尽可能降低潜在的损失风险。另外,使用联合收割机还可以显著降低农产品加工阶段中的各类损失^[13]。机械作业的及时止损也间接增加了粮食产量,提高了粮食生产效率。

(2)劳动质量弥补效应。当前我国粮食生产在产前、产中、产后各环节的机械化发展,满足了粮食生长过程中对精细作业与高效生产的要求,有效弥补了老年劳动力在重体力环节的劳动质量下降^[14]。同时,新技术以农业机械化服务为载体广泛应用于农业生产各个环节^[15],推进了农业生产的标准化和规范化,提高了粮食生产作业质量。例如,深耕深松机能提高土地质量,机播技术能保证合理播种量和播种深度,精准的病虫害防治技术能科学设置药物喷洒量与频率等^[16]。另一方面,农机社会服务的发展实现了老龄农户与现代农业低成本对接^[17],进而保证粮食生产质量与生产能力,提高粮食生产效率。

三、研究设计

(一)数据来源

本文使用数据来源于2023年对四川种粮户的微观调查。四川省不仅是全国13个粮食主产省之一而且西部地区唯一粮食主产省^[18]。区域内覆盖山地、丘陵和平原不同地理地形条件,老龄化亦是四川省未来农业生产面临的重要问题之一。近年来,四川省积极推进农业机械化,众多村集体和农业大户购置了一批农业机械并应用于粮食生产。然而,整体的机械化水平仍然不高,存在大量尚未采用农业机械的农户,这为深入研究机械化对农业生产的影响提供了较好的对照样本。因此,将四川省作为调查对象,分析老龄化与农业机械化对粮食生产效率的影响具有一定的代表性。

调研采取多阶段抽样方法。首先根据四川省五大经济分区^①和四川省政府于2023年1月印发的《建设新时代更高水平“天府粮仓”行动方案》中提出的“五区”粮食产业布局^②,抽取调查区域。根据四川省耕地分布情况,重点调查成都平原、川东北、川南和攀西四大区域。其次,参考已有研究^[5,19],根据区域内各县(区)耕地总面积、播种面积、农业人口占比、粮食产量四个辅助指标的聚类特征,抽取30个样本县(区)。最后,在每个样本县(区)抽取2个村,每个村抽取10-15户样本农户。为了提高各个区县内的样本代表性,根据农户种植规模、农业劳动者年龄和农机应用情况选取代表性样本。针对每个农户家庭的调研对象,优先选取户主或者其他主事的家庭成员。

调研问卷涉及所在村基本信息、家庭成员基本情况、家庭资源资产情况、农户农业经营情况、耕地之于农户的功能六个方面的内容,所调查数据均来自于农户2022年的粮食生产周期。最终共收回问卷707份,通过数据清理共获取有效问卷626份,问卷有效率为88.54%。样本分布见表1。

① 按照四川省“一干多支,五区协同”的区域发展新格局,根据地理位置和区位分布,将全省21个市州划分为五大经济区,即成都平原经济区、川东北经济区、川南经济区、攀西经济区、川西北生态经济区。

② 根据气候、地形、发展程度等方面的差异,建设成都平原“天府粮仓”核心区、盆地丘陵以粮为主集中发展区、盆周山区粮经饲统筹发展区、攀西特色高效农业优势区、川西北高原农牧循环生态农业发展区五大分区,推动建成新时代更高水平“天府粮仓”。

表1 调查回收有效样本分布情况

地区	样本县(区)	样本农户数
川南	内江市资中县;宜宾市筠连县、高县、江安县、叙州区;自贡市富顺县;泸州市叙永县、古蔺县	170
川东北	巴中市平昌县、通江县、南江县;南充市南部县、仪陇县;达州市渠县;广安市岳池县	132
成都平原	成都市新都区、崇州市;绵阳市平武县、北川县、游仙区、盐亭县、涪城区;遂宁市安居区;眉山市仁寿县;德阳市罗江区;乐山市犍为县;雅安市荣经县;资阳市安岳县	288
攀西	攀枝花市仁和区;凉山自治州木里县	36

(二) 实证模型构建

1. 基准模型

从前述理论分析可知,农户劳动力老龄化对粮食生产效率的影响受到正反两方面因素的影响,其综合效应可能表现为单调递增、单调递减,或者倒U型关系。因此,设定如下两个估计模型:

$$Efficiency_i = \alpha_0 + \alpha_1 Aging_i + \gamma \sum Control_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$Efficiency_i = \beta_0 + \beta_1 Aging_i + \beta_2 (Aging_i)^2 + \delta \sum Control_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

模型(6)或(7)中, $Efficiency_i$ 为农户 i 的技术效率、土地生产率或者劳动生产率, $Aging_i$ 为农户 i 的老龄化程度, $Control_i$ 为控制变量, ε_i 为估计误差。 α_1 、 β_1 和 β_2 是本文关注的参数。在实证过程中,本文分别对上述两个模型进行估计,以考察农户劳动力老龄化对粮食生产效率的影响。

2. 调节效应模型

由于老龄化对粮食效率的影响可能表现为单调递增、单调递减,或者倒U型关系。因此,调节效应模型分如下两种情况:

在单调递增或单调递减关系下,调节效应模型如下:

$$Productivity_i = \alpha_0 + \alpha_1 Aging_i + \alpha_2 Mechan_i + \alpha_3 Mechan_i Aging_i + \delta \sum Control_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

在倒U型关系下,调节效应模型如下:

$$Productivity_i = \beta_0 + \beta_1 Aging_i + \beta_2 (Aging_i)^2 + \beta_3 Mechan_i + \beta_4 Mechan_i Aging_i + \beta_5 Mechan_i (Aging_i)^2 + \delta \sum Control_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

模型(8)或(9)中, $Productivity_i$ 为农户 i 的技术效率、土地生产率和劳动生产率, $Aging_i$ 为农户 i 的老龄化程度, $Mechan_i$ 为农户 i 的机械化程度, $Control_i$ 为控制变量, ε_i 为估计误差。调节效应是否存在,主要看 α_3 或 β_5 是否显著。当 α_3 或 β_5 大于0时,曲线变平滑,即农业机械化有利于缓解劳动力老龄化对粮食生产效率的不利影响;当 α_3 或 β_5 小于0时,曲线变陡峭,即农业机械化加剧了劳动力老龄化对粮食生产效率的不利影响。

(三) 变量测度

根据上述实证模型设定,各变量测度方式如下:

1. 被解释变量

粮食生产技术效率、土地生产率与劳动生产率是关键被解释变量。其中,土地生产率用农户单位土地面积上的粮食产量(即亩均粮食产量)来衡量,这样处理可以消除价格因素的干扰。同理,参考已有研究^[20],劳动生产率使用农户农业劳动力人均粮食产量来衡量。

考虑到粮食生产,变量变异性较强,使用随机前沿生产函数方法(SFA)对农户粮食生产的技术效率进行估计。该方法能够在精确描述生产过程的基础上,同时考虑随机误差对技术效率的干扰。设定如下包含土地、劳动、资本三种生产要素投入的超越对数生产函数:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_L \ln L_i + \beta_K \ln K_i + \beta_M \ln M_i + \beta_{LL} (\ln L_i)^2 + \beta_{KK} (\ln K_i)^2 + \beta_{MM} (\ln M_i)^2 + \beta_{LK} \ln L_i \ln K_i + \beta_{LM} \ln L_i \ln M_i + \beta_{KM} \ln K_i \ln M_i + (V_i - U_i) \quad (10)$$

式(10)中, $\beta(\cdot)$ 为一组待估参数; Y_i 表示农户*i*的粮食产量,使用农户稻谷、小麦、玉米三大主粮作物的粮食总产量来衡量; L_i 、 K_i 、 M_i 分别表示农户*i*粮食生产的劳动投入量、物质资本投入量和土地投入量,分别使用农户三大主粮作物的用工数量、物质资本投入量(包括包括:购买种子、化肥、农膜、农药、灌溉、耕种收自购农机折旧和农机租赁费等)和总播种面积来衡量; V_i 为随机噪声,反映统计测量误差等不可抗因素造成的模型偏差,假定其值服从均值为0,方差为 σ_v^2 的正态分布,并且独立于 U_i ; U_i 表示第*i*个样本农户的技术效率损失,服从均值为 m_i ,方差为 σ_u^2 的半正态分布,是非负随机变量。对上述模型进行三阶段极大似然估计^①,可得如下模型参数见表2。

表2 农户粮食生产随机前沿超越对数函数模型估计结果

参数	变量	系数	标准差	t 值
β_0	常数项	5.724 ***	0.711	8.049
β_M	lnM	1.180 ***	0.182	6.492
β_K	lnK	0.008 ***	0.003	3.046
β_L	lnL	0.389 ***	0.119	3.267
β_{MM}	(lnM) ²	-0.045 *	0.025	-1.804
β_{KK}	(lnK) ²	0.016 **	0.008	1.960
β_{LL}	(lnL) ²	-0.025 ***	0.010	-2.617
β_{MK}	lnM * lnK	-0.037 **	0.017	-2.204
β_{ML}	lnM * lnL	0.006	0.019	0.302
β_{LK}	lnL * lnk	-0.019 **	0.008	-2.492
σ^2		0.115 ***	0.012	9.286
γ		0.836 ***	0.050	16.630
TE 平均值		0.792		
对数似然函数值		38.792		
LR 单边检验误差		12.451		

结果显示,农户粮食生产随机前沿模型估计的 $\gamma = 0.836$,且在1%显著性水平上不等于0,说明农户粮食生产存在明显的技术效率损失,实际产出对潜在产出前沿面的偏离有83.6%是由技术非效率导致的,说明包含复合误差项的随机前沿模型比一般模型能更好的反映生产中的生产效率问题,模型随机误差项中有83.6%来自于技术非效率的影响,农户平均技术效率为0.792。同时,输出每一位农户粮食生产技术效率的估计值,接下来将利用该估计值展开进一步分析。

2. 解释变量

农户家庭的劳动力老龄化程度是本文的关键解释变量。现有研究大多把农户分为老年农户与非老年农户,通过分析两者是否存在显著差别,以此检验农业劳动力老龄化是否会对农业生产带来显著影响。但关于老年农户的界定,现有研究存在较大分歧,有的以50岁及以上劳动力从事农业生产时间占农户全部劳动力从事农业生产总时间的比重是否高于50%为标准衡量^[21],有的以60岁及以上农业劳动力占家庭从事农业生产劳动力比重是否超过50%来衡量^[3],也有学者以60岁或65岁以上农业劳动力占家庭人口的比重来衡量^[22],还有的将从事农业生产者的年龄全部为60岁以上人口定义为老年农户^[12]。以上测度方式存在一些临界值确定的争议问题,比如老年劳动力到底应该确定为50岁、60岁还是65岁,把老年劳动力超过50%即确定为老年农户的依据是什么,不同年龄和比率界限的划分可能导致结论的差异,这也是现有研究存在争议的一个重要原因。本文借鉴邱俊杰等^[23]、魏佳朔等^[24]的做法,使用家庭农业劳动力的平均年龄来反映农户的劳动力老龄化程度,这种测度方式并没有明确界定某农户是否为老年农户,避免临界值设置的争议,同时也可以考察随着年龄增长或

① 第一阶段为普通最小二乘、第二阶段格点搜索、第三阶段迭代求解。

在不同年龄阶段,粮食生产效率到底会呈现怎样的变动趋势,这种趋势的寻找更符合本文的研究目标,具有更强的指导意义。在上述趋势分析之下,本文重点分析农户平均年龄超过60岁时,对粮食生产效率产生的影响。

3. 调节变量

农户家庭的农机应用程度是本文的调节变量。把粮食生产中的农机应用细分为耕整地机械、播种机械、植保机械(如除草机、打农药机、施肥机等跟农作物养护相关的机械)、收割机械和其他几个环节,并向农户询问他们在粮食种植过程中哪些环节使用了农业机械。根据调查数据,本文采用农户使用农机环节数作为农户农机应用程度的测度指标,其值取三大主粮作物农机应用环节的平均数。

4. 控制变量

为了尽可能剔除其他因素的干扰,参考李谷成^[25],周来友^[26],邱俊杰^[23]等的研究,本文从家庭特征、生产条件、区域经济条件三个维度构建控制变量。另外,考虑到不同粮食品种产量具有差异,增加粮食种植结构作为控制变量。各变量的定义和描述性统计见表3。

表3 变量测度与描述性统计

变量名称		测度方式	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	技术效率	前述随机前沿测度值	0.79	0.11	0.50	0.95
	土地生产率	粮食产量/粮食播种面积	900.01	216.44	533.33	1333.33
	劳动生产率	粮食产量/农户务农人数	1790.66	1280.21	333.33	5000.00
解释变量	老龄化程度	农户家庭务农人员平均年龄	58.58	11.23	27.00	80.00
调节变量	使用农机环节数	农户三大主粮农机应用环节的平均数	0.93	0.91	0.00	4.00
家庭特征	农户人均收入水平	家庭总收入所在等级中位数/家庭人数	1.43	1.29	0.07	10.00
	是否有镇/村领导	是=1,否=0	0.06	0.24	0.00	1.00
	参与市场化程度	粮食销售额/粮食总产值	0.23	0.33	0.00	1.00
生产条件	是否拥有农用机械	是=1,否=0	0.42	0.49	0.00	1.00
	土地细碎化程度	地块数/承包耕地面积	2.26	1.85	0.03	8.82
	地形条件	是否适合使用农机耕种(1-5评分)	2.55	1.24	1.00	5.00
	土地肥力	耕质量评分(1-5)	3.04	0.65	1.00	5.00
	气候条件	受灾减产量/播种面积	64.20	98.17	0.00	400.00
区域条件	贷款难易程度	贷款难易程度评分(1-5)	3.12	0.94	1.00	5.00
	道路设施状况	1 土路;2 砂石路;3 水泥路;4 柏油路	3.03	0.16	3.00	4.00
种植结构	稻谷种植比例	稻谷种植面积/三大主粮种植总面积	0.47	0.39	0.00	1.00
	玉米种植比例	玉米种植面积/三大主粮种植总面积	0.51	0.40	0.00	1.00

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

通过对实证模型6和7分别进行回归分析发现,模型6并不显著而7显著。表4汇报了模型7的回归结果^①。

上述回归结果表明,无论是技术效率、土地生产率,还是劳动生产率,劳动力平均年龄均显著为正,劳动力平均年龄的平方项显著为负,说明随着家庭农业劳动力平均年龄的增长,农户粮食生产效率呈现出先提升后下降的趋势,其是否存在倒U型关系,主要看顶点的取值是否在变量的取值范围内。根据农业劳动力平均年龄一次项和二次项的参数大小,可计算出技术效率、土地生产率和劳动生产率的极值点分别为56岁、58岁和59岁左右,均属于变量的取值区间,说明老龄化与

^① 在实际操作中,本文采取逐步添加变量的方法观察老龄化对粮食效率的影响,在只添加老龄化变量和逐步加入控制变量的情况下,老龄化变量的回归结果显著性并未发生变化。篇幅原因,本文省略了逐步回归的过程。

粮食生产率之间确实呈倒U型关系。总体来看,当农户年龄超过60岁时,粮食生产的技术效率、土地生产率与劳动生产率呈显著下降趋势,即劳动力老龄化对农户粮食生产效率产生负向影响。

表4 劳动力老龄化对粮食生产效率的影响:基准回归结果

	技术效率	土地生产率	劳动生产率
劳动力平均年龄	0.0163*** (0.003)	0.035*** (0.007)	0.058** (0.024)
劳动力平均年龄平方	-0.000145*** (0.000)	-0.00030*** (0.000)	-0.00049** (0.000)
家庭人均收入	0.009*** (0.003)	0.004(0.009)	0.055** (0.025)
是否有村/镇干部	0.015(0.019)	0.082** (0.036)	-0.233(0.149)
参与市场化程度变量	0.063*** (0.013)	0.144*** (0.029)	0.656*** (0.080)
是否拥有农用机械	0.009(0.008)	0.056*** (0.018)	0.219*** (0.058)
土地细碎化程度	-0.007*** (0.002)	-0.035*** (0.005)	-0.109*** (0.016)
地形宜机化程度	0.011*** (0.003)	0.026*** (0.008)	0.093*** (0.024)
土地肥力	0.009(0.006)	0.014(0.015)	-0.096** (0.045)
亩均受灾减产产量	-0.000(0.000)	-0.000* (0.000)	0.000(0.000)
贷款难易程度	-0.021*** (0.004)	-0.041*** (0.009)	-0.041(0.028)
道路设施状况	-0.028(0.024)	-0.030(0.038)	-0.296(0.198)
稻谷种植比例	0.125** (0.049)	0.456*** (0.097)	-0.069(0.380)
玉米种植比例	0.016(0.049)	0.192** (0.095)	-0.362(0.362)
常数项	0.372*** (0.120)	5.609*** (0.246)	6.756*** (0.946)
N	626	626	626
Adjust R ²	0.295	0.355	0.276
F	29.695	41.814	22.820

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著;下同。

(二) 稳健性检验

1. 变换解释变量

将农户家庭农业劳动力平均年龄更换为农业生产主事人的年龄进行稳健性检验。表5的回归结果表明,无论是技术效率、土地生产率,还是劳动生产率,农业主事人年龄均显著为正,农业主事人年龄平方项显著为负,与基准回归结果一致,这验证了基准回归结果的稳健性。

表5 劳动力老龄化对粮食生产效率的影响:变换解释变量

	技术效率	土地生产率	劳动生产率
农业主事人年龄	0.016*** (0.002)	0.031*** (0.005)	0.107*** (0.021)
农业主事人年龄的平方	-0.000144*** (0.000)	-0.00027*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
控制变量	已控制	已控制	已控制
N	626	626	626
Adjust R ²	0.320	0.370	0.076
F	33.899	44.530	17.795

2. 分样本回归

既然倒U型的顶点大致在55~60岁区间,那么55岁以下样本单独回归应该显著为正,而60岁以上样本应该显著为负。表6的回归结果支持了这一预期,再次验证了回归结果的稳健性。

表6 劳动力老龄化对粮食生产效率的影响:分样本回归

	技术效率		土地生产率		劳动生产率	
	务农平均年龄<55	务农平均年龄>60	务农平均年龄<55	务农平均年龄>60	务农平均年龄<55	务农平均年龄>60
农业劳动力平均年龄	0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.008*** (0.003)	-0.003** (0.001)	0.016** (0.008)	-0.015* (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	249	288	249	288	249	288
Adjust R ²	0.415	0.325	0.396	0.411	0.302	0.219
F	22.350	13.245	33.069	16.390	14.853	9.581

(三) 内生性检验

上述基于基准回归、替换解释变量以及分样本回归结果均显示,老龄化变量与粮食生产效率之间呈倒U型关系。但是,上述结果仍可能存在遗漏变量导致的内生性问题,比如农业劳动力的性格与能力,一般性格外向、能力较强的劳动力倾向于外出务工,这会影响到家庭农业生产的粮食生产效率,同时也会导致家庭农业劳动力老龄化现象严重。针对遗漏变量,一般采取工具变量法^[27]。

本文使用“本村其他农户农业劳动力的平均年龄”作为农户农业劳动力平均年龄的工具变量。一般而言,村庄劳动力外出务工现象具有外溢性,即村内其他农户较多外出务工时,通过熟人之间的相互介绍也会促使农户家庭成员外出务工,导致同村农户农业劳动力年龄具有高度相关性,但村庄其他农户农业劳动力年龄并不会对农户自身的生产效率产生影响,符合工具变量相关性及外生性的要求。利用两阶段最小二乘回归,结果如表7所示。在第一阶段的回归分析中,控制了所有协变量之后,本村其他农户农业劳动力平均年龄的回归系数在5%显著性水平下显著为正。F统计量远超过10的临界值,且Kleibergen-Paap rk Wald F统计量均超过25%偏误的临界值,表明不存在弱工具变量问题。内生性检验(Endogeneity test)的值在1%显著性水平上显著,说明模型确实存在内生性,因此使用工具变量回归是非常必要的。从第二阶段的回归结果来看,农业劳动力年龄项均在1%水平上显著为正,平方项均在1%水平上显著为负,顶点均在55~60岁区间,与基准回归结果相近,表明基准回归中倒U性关系的结论是可靠的。

表7 劳动力老龄化对粮食生产效率的影响:工具变量回归结果

	技术效率		土地生产率		劳动生产率	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
工具变量	1.239** (0.559)		1.239** (0.559)		1.239** (0.559)	
农业劳动力平均年龄		0.079*** (0.018)		0.185*** (0.399)		0.130*** (0.038)
农业劳动力平均年龄的平方		-0.000696*** (0.0002)		-0.0016*** (0.0003)		-0.0011*** (0.0002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	626	626	626	626	626	626
F	62.58	15.63	62.58	19.01	62.58	22.70

(四) 农业机械化的调节效应检验

农业机械化被认为是应对劳动力老龄化的有效手段,表8汇报了农业机械化调节效应的回归结果。从模型(1)(3)(5)来看,使用农机环节数均在1%水平上显著为正,这表明使用农机能显著提升农户的粮食生产效率,且农机应用程度越深,提升效果越明显。模型(2)(4)(6)引入“使用农

表8 农业机械化对老龄化影响粮食生产效率的调节效应检验

	技术效率		土地生产率		劳动生产率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农业劳动力平均年龄	0.015*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.031*** (0.007)	0.030*** (0.007)	0.043* (0.026)	0.037 (0.024)
农业劳动力平均年龄的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)
使用农机环节数	0.016*** (0.005)	0.008 (0.005)	0.063*** (0.010)	0.048*** (0.011)	0.154*** (0.035)	0.012 (0.041)
使用农机环节数*农业劳动力平均年龄		-0.001** (0.000)		-0.002*** (0.001)		-0.010*** (0.002)
使用农机环节数*农业劳动力平均年龄的平方		0.001*** (0.000)		0.0001** (0.000)		0.001*** (0.000)
控制变量 ^①	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	626	626	626	626	626	626
R ²	0.304	0.312	0.368	0.375	0.368	0.375

① 考虑宜机化程度和是否拥有农机装备与农户农机应用情况具有高度相关性,故本部分控制变量将其予以剔除。

机环节数”与“农业劳动力平均年龄”以及“农业劳动力平均年龄平方”的交乘项,两个交乘项均在1%或5%水平上显著,“使用农机环节数”与“农业劳动力平均年龄平方”的交乘项显著为正,表明倒U型曲线两边变得平缓,其现实含义为:当农户使用农机环节数越多时,能减缓倒U型曲线顶点右端农户随着年龄增长导致的粮食生产效率下降,同时也能促进顶点左端农户随年龄增长导致的粮食生产技术效率上升。进一步对模型(1)与(2)、(3)与(4)、(5)与(6)分别做 ΔR^2 显著性检验,其结果均在5%显著性水平上拒绝了两个模型 R^2 相等的假设。上述结果均表明,农业机械化在农业劳动力平均年龄对粮食生产效率影响的关系中,具有显著的调节作用。从老龄化的角度看,农业机械化有利于缓解老龄化导致的粮食生产效率下降。

五、关于老龄化测度指标的进一步讨论

当前关于劳动力老龄化与粮食生产效率关系的学术讨论仍存在争议,究其原因,除了效率指标不一、影响机理阐释不够深入外,在老龄化指标的测度上也存在较大差异。与已有研究不同,本文选取农户家庭农业劳动力平均年龄作为解释变量,并以农户家庭农业生产主事人年龄作为稳健性检验替代解释变量,探讨农户粮食生产效率随着农业生产者年龄增长的变化趋势,然后在此基础上分析农业生产者年龄超过60岁时粮食生产效率呈现怎样的变化。如前所述,该种测度方式不仅能考察老龄化对粮食生产效率的影响,也能从中寻找到粮食生产效率最高的农户群体,为政策调整提供依据。

根据前述回归结果可知,农业生产者年龄与粮食生产效率之间呈现倒U型关系,其顶点在55~60岁区间,即:55~60岁为粮食生产效率最高的群体;当农业生产者年龄低于55岁时,会随着年龄的增长带来粮食生产效率的提升;当农业生产者年龄超过60岁时,会随着年龄的增长带来粮食生产效率的下降。在此情况下,研究时所调查样本的年龄分布以及老年农户年龄界限的选择就会对结论产生显著的影响,导致结论上的差异。此处选择一种典型情况讨论结论差异问题:测度方式选择常见的以户主或农业生产主事者年龄是否超过60岁来划分老年农户与非老年农户,通过比较两个群体的差异检验老龄化对生产效率的影响。近似图示见图1、图2、图3。分三种情况考虑:

第一种情况:当样本的老年农户主要集中在60~65岁区间,而非老年农户集中在50岁左右时,老年农户的平均生产效率会高于非老年农户,回归分析结论为老龄化会提高农业生产效率。

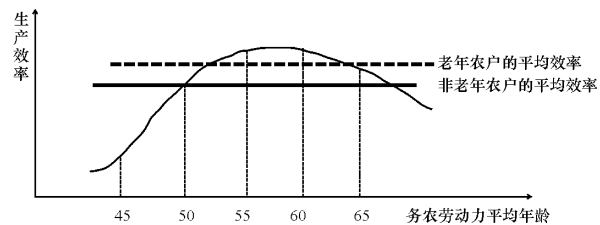


图1 样本的不同年龄分布导致研究结论差异(a)

第二种情况:当样本的老年农户主要集中在65岁以上,而非老年农户主要集中在50~60岁时,老年农户的平均生产效率会低于非老年农户,回归分析结论为老龄化会降低农业生产效率。

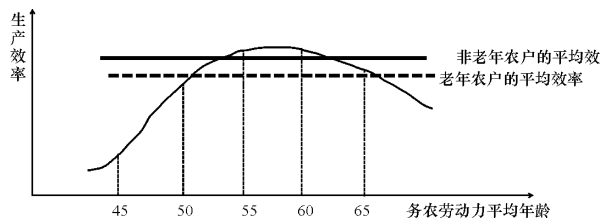


图2 样本的不同年龄分布导致研究结论差异(b)

第三种情况:当样本的老年农户主要集中在60~65岁,而非老年农户主要集中在50~60岁时,老年农户的平均生产效率与非老年农户并无显著差别,回归分析结论为老龄化对农业生产效率没有显著影响。

综上,研究时所调查样本的年龄分布不同,所得结论就会存在显著差异,存在严重的样本选择

性偏差问题。因此,直接探讨生产效率随农业生产者年龄的变化趋势,结论会更加科学可靠,也具有更加丰富的内涵和现实指导意义。从上述图示来看,当选择农业生产者年龄是否超过65岁来划分老年农户与非老年农户可以一定程度上避免上述结论的差异,这也是当前研究中当以65岁作为老年化农户的划分边界时,所得结论多为老龄化会对农业生产产生负向影响的原因。

针对老龄化的其他测度方式,由于当前农业生产是以家庭式小农为主,故而在内在测度上具有较高的一致性。以四川地区的农户调查数据做对比分析,见表9。当务农劳动力平均年龄超过60岁时,用其他测度方式的农户比例均超过84%,

即不同测度方式所指向的农户其实具有高度的相似性。因此,现有的典型测度方式,均会面临上述所分析的样本选择偏差问题,导致研究结论存在较大争议。

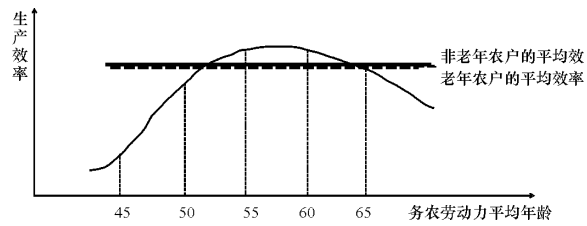


图3 样本的不同年龄分布导致研究结论差异(c)

表9 不同老龄化测度方式的对比

其他典型测度方式	与“务农劳动力平均年龄>60岁”吻合比例
家庭60岁以上劳动力占比超过50%	88.10%
家庭全部劳动者年龄超过60岁	84.13%
家庭60岁以上劳动力比例	92.34%
农业生产主事人年龄>60岁	92.86%

六、结论与政策建议

老龄化问题与粮食安全问题是我国面临的两个重要挑战,均被提升至国家战略的高度。厘清老龄化对粮食生产效率的影响及其缓解路径,对于应对劳动力老龄化以及保障粮食安全均具有重要的指导意义。本文基于人力资本理论与农户行为理论,构建人力资本、技术进步与粮食生产效率的分析框架,并阐释了劳动力老龄化对粮食生产效率的影响机理以及农业机械化的调节效应机理。基于四川种粮户2022年度的微观调查数据,对上述影响关系进行实证分析与检验。得出如下主要结论:第一,劳动力老龄化与粮食生产效率之间并非简单的正向或负向关系,而是随着农户农业劳动力年龄增长,呈现倒U型趋势。55~60岁为效率最高的人群,当农户农业劳动力年龄超过60岁时,粮食生产的技术效率、土地生产率与劳动生产率均呈下降趋势。第二,农业机械化不仅能直接提升农户粮食生产效率,而且在老龄化对技术效率、土地生产率和劳动生产率的影响中均起到显著的正向调节作用,即农业机械化能缓解老龄化对粮食生产效率的不利影响。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

(1)提高农机装备精准性与适应性,推动农业机械化全程高质量发展。农业机械化不仅是传统劳动力的替代,还可以通过质量和数量弥补效应缓解老龄化对粮食生产效率的不利影响。实证分析结果发现,农户农业机械化程度越高,对粮食生产效率提升作用越大,对缓解老龄化对粮食生产效率的不利影响也越显著。当前,我国三大粮食作物的农业机械化水平已经得到大幅提升,但是不平衡不充分的矛盾依然突出,如本次调查的四川省农户样本,其机械化水平大幅落后于全国平均水平,且不同粮食作物的机械化水平差异较大,水稻机械化水平较高,而玉米机械化程度还很低。此外,农机装备单一化,不能满足不同地形地貌的多样化需求,不适应生产全程机械化的要求,不适应不同栽培方式和品种的多元需求等问题也十分突出。因此,需要着眼于农业机械化发展的精准性与适应性,满足不同地形地貌、不同作物、不同环节、不同农户的应用需求,以推动农业机械化全程高质量发展。

(2)“外引”与“内培”并举,优化农业劳动力人口结构。当前,我国农业劳动力老龄化已经对

粮食生产产生了不利影响,虽然农业机械化能一定程度缓解老龄化的不利影响,但如果能进一步优化农业劳动力人口结构,将能从根本上为粮食生产保驾护航。本文研究发现,55~60岁人群是粮食种植的黄金人群,该群体不但有较强的粮食种植意愿,同时也有较高生产效率。根据贺雪峰^[35]的研究,中国目前50岁以上外出农民工数量急剧减少,并且50岁以上农民工大多考虑返乡。因此,政府可以考虑制定支持政策,吸引该部分人群返乡种粮,既可以解决这部分人群进城务工难的问题,也可以减缓农业劳动力老龄化的过快发展,防止快速老龄化导致的粮食产出下降,为粮食安全提供支撑和保障。同时,当前我国粮食生产中的兼业化现象也越来越严重,极大的影响了粮食生产的可持续性和生产效率,可以通过大力培育新型职业农民,让种粮人更职业、更专业。

(3)推动生产性服务市场发展,促进老年农户与现代农业有机衔接。本文研究发现,提升技术效率是提升土地生产效率和劳动生产率的基础。而在老龄化对技术效率的不利影响中,主要是对新技术的学习欲望和学习能力偏低。虽然现在各地都推行了免费的技术技能培训,但部分老年劳动力既无学习欲望,也无学习能力。因此,需要推动农业生产性服务市场发展,通过提供社会化服务的方式降低现代生产技能实施门槛,加速现代农业生产技能落地粮食生产,提高老年劳动力的技术效率,进而提升土地生产率和劳动生产率。

参考文献:

- [1]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.
- [2]王筋旭,李朝柱. 农村人口老龄化与农业生产的效应机制[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2020(2):60-73.
- [3]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.
- [4]朱晶,李天祥,林天燕,等. “九连增”后的思考:粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析[J]. 农业经济问题,2013(11):36-43+110-111.
- [5]罗必良,仇童伟. 中国农业种植结构调整:“非粮化”抑或“趋粮化”[J]. 社会科学战线,2018(2):39-51+2.
- [6]LUCAS R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics,1988(1):3-42.
- [7]SCHULTZ T W. Investment in human capital[J]. American economic review,1961(1):1-17.
- [8]朱喜,史清华,盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究,2011(5):86-98.
- [9]魏佳朔,高鸣. 农业劳动力老龄化对种粮农户技术采纳的影响:以保护性耕作和优质种子为例[J]. 中国软科学,2023(12):49-58.
- [10]RAHMOAN S. Farm-level pesticide use in bangladesh: determinants and awareness[J]. Agriculture Ecosystems & Environment,2003(1):241-252.
- [11]都晶晶,贺娟. 老龄化下的挑战:农业保险是否能促进环境友好型农业技术的采纳?[J]. 世界农业,2024(1):104-115.
- [12]胡雪枝. 老龄化对种植业生产影响研究[D]. 南京:南京农业大学,2012:58-63.
- [13]刘超,朱满德,陈其兰. 农业机械化对我国粮食生产的影响:产出效应、结构效应和外溢效应[J]. 农业现代化研究,2018(4):591-600.
- [14]谢冬梅. 农业机械化发展对中国粮食生产的影响研究[D]. 成都:西南财经大学,2021:79-82.
- [15]胡祎,张正河. 农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?[J]. 中国农村经济,2018(5):68-83.
- [16]杨遥遥. 农业机械化的粮食增产效应及其门槛效应研究[D]. 南京:南京财经大学,2021:7-10.
- [17]张忠军,易中懿. 农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究——基于358个农户的实证分析[J]. 农业经济问题,2015(10):69-76.
- [18]蓝红星,贺唯玮,胡原. 新时代打造更高水平“天府粮仓”的理论内涵与实践路径[J]. 世界农业,2023(10):49-62.
- [19]张雨薇. 空间抽样方法在粮食产量调查中的探索研究[D]. 呼和浩特:内蒙古财经大学,2021:31-44.

- [20] 成前, 陆杰华. 劳动力老化如何影响劳动生产率? ——基于中国城市面板数据的分析[J]. 人口与经济, 2024(1): 34 - 46.
- [21] 李旻, 赵连阁. 农业劳动力“老龄化”现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析[J]. 农业经济问题, 2009(10): 12 - 18 + 110.
- [22] 何凌霄, 南永清, 张忠根. 农业劳动力老龄化是否必然导致家庭农业经营收益下降? ——基于村公共品供给的视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016(2): 105 - 116 + 155.
- [23] 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(11): 1982 - 1996.
- [24] 魏佳朔, 高鸣. 农业劳动力老龄化如何影响小麦全要素生产率增长[J]. 中国农村经济, 2023(2): 109 - 128.
- [25] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2010(1): 95 - 124.
- [26] 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(10): 35 - 41.
- [27] 梁斌, 冀慧. 失业保险如何影响求职努力? ——来自“中国时间利用调查”的证据[J]. 经济研究, 2020(3): 179 - 197.
- [28] 贺雪峰. 乡村振兴要服务“老人农业”[J]. 决策, 2018(8): 13.

Impact of Labor Aging on Grain Production Efficiency and Its Mitigation Path

ZHANG Jun

(Business School, Southwest University, Chongqing 402460, China)

Abstract: Based on human capital theory and farmer behavior theory, this paper establishes a theoretical analysis framework of "human capital-technological progress-grain production efficiency", explains the impact mechanism of labor aging on grain production efficiency and the regulatory effect mechanism of agricultural mechanization, and then collects the micro survey data of Sichuan province grain growers in 2022 for empirical analysis and test. The results show that: the relationship between labor aging and grain production efficiency is not a simple positive or negative relationship, but an inverted U-shaped trend with farmers aging, and the population aged 55-60 is the most efficient. When farmers are over 60, the technical efficiency, land productivity and labor productivity of grain production show a downward trend; Agricultural mechanization not only directly improves farmers' grain production efficiency, but also plays a significant positive regulatory role in the impact of aging on technical efficiency, land productivity and labor productivity, that is, alleviate the adverse impact of aging on grain production efficiency. Therefore, the government should focus on promoting the high-quality development of agricultural mechanization in the whole process, promoting the organic connection between elderly farmers and modern agriculture, and optimizing the population structure of agricultural labor force by "introducing" and "cultivating" at the same time.

Key Words: labor force aging; agricultural mechanization; grain production efficiency; regulatory effect