

危机还是机遇:中国农村劳动力老龄化与 粮食生产

胡新艳¹,黎燕玲¹,陈相波^{2*}

(1.华南农业大学农业农村政策与改革创新实验室,广东广州510642;
2.杭州电子科技大学经济学院,浙江杭州310018)



摘要 中国农村劳动力快速老龄化对粮食安全可能造成的冲击和威胁值得关注。以“劳动力老龄化—资本深化—粮食生产”为逻辑线索,基于2000年、2010年和2020年三期县级面板数据,采用双向固定效应模型和工具变量法分析农村劳动力老龄化对粮食生产的影响。研究发现:中国农村劳动力老龄化并未带来粮食减产,反而呈现出增产的积极效应。机械技术替代和新型农业经营主体进入共同表达的双重资本深化诱致粮食增产的实现。据此认为,在中国劳动力老龄化的结构转型阶段,双重资本深化是将农村劳动力老龄化冲击转化为粮食增产的根本手段,也是应对粮食安全冲击的重要途径。

关键词 农村劳动力老龄化;粮食产量;农业机械化;新型农业经营主体

中图分类号:F325.22 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)05-0024-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.05.003

“洪范八政,食为政首”。粮食安全是世界各国国家经济、政治、社会安全的重要组成部分^[1]。中国作为人口大国和粮食消费大国,粮食安全问题一直处于世界性话题的中心。党的二十大报告强调,要全方位夯实粮食安全根基,确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中。改革开放以来,中国粮食安全保障水平不断提高,在粮食安全上取得了举世瞩目的巨大成就,为维护世界粮食安全作出了巨大贡献。但必须承认,当前中国的粮食安全确实存在长期压力,面临的资源环境挑战加大^[2-3]、劳动力成本上升^[4]以及国内外粮食价格倒挂^[5]等诸多挑战。不可忽视的基本事实是,目前中国劳动力老龄化呈现出快且急的趋势^[6],而农业又是典型的劳动密集型产业,可能对粮食安全构成威胁。第七次全国人口普查数据显示,中国65岁及以上人口的比例从1990年的5.57%增长至2020年的13.50%,同期农村人口老龄化增长更快,从5.70%增至17.72%。未来在人口发展规律作用下,农村劳动力老龄化仍将不断加速。由此提出的问题是:“能否、如何”将老龄化冲击转为粮食增产的发展机遇,确保粮食安全?这是中国人口转型发展阶段具有重大战略意义的理论命题,更是富有实践价值的重大政策课题。

目前关于农村劳动力老龄化会“如何影响”粮食生产尚未达成一致的结论。从静态的负面冲击看,老年劳动力生理机能的下降,降低了农业有效劳动供给^[7-8]。相较于年轻劳动力,老年劳动力在信息收集和新技术采纳等农业生产投入上处于劣势^[9-10],将导致农业边际产出效率下降,进而对粮食产量产生负面冲击^[11]。但是,生产要素配置并非封闭系统中的静态过程,农村劳动力老龄化作为可预期的冲击,农业经营主体能发挥主观能动性来积极应对,如普遍提及的机械技术采纳行为。从动态的正面调整看,金绍荣等指出,老龄化加剧会倒逼农民采纳农业新技术,从而平滑劳动力衰退的负面预

收稿日期:2024-09-06

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新型农村集体经济的发展路径、运行机制与政策支持研究”(23&ZD112);“广东省哲学社会科学创新工程第二批特别委托项目“深化广东农村集体产权改革促进共同富裕的运行机制研究”(GD24WTCXGC08);浙江省教育厅科研项目“返乡创业驱动县域城乡融合的机理与对策研究”(Y202455028)”。

*为通讯作者。

期^[12]。此外,随着农地流转市场的发育,老龄农业劳动力退出农业生产而释放出的土地资源,为新型农业经营主体进入提供了机会。显然,这些因素对粮食生产的影响,可能超出农村劳动力老龄化导致的劳动力约束的直接影响。可见,农村劳动力老龄化如何影响粮食产量,理论上的预测是不确定的。

学界对此的经验证据也存在分歧。一方面,“减产论”认为农村劳动力老龄化通过削弱劳动力供给、降低农业新技术采用,进而导致粮食产量下降^[13-15],同样基于省级宏观数据的实证研究甚至得出老年抚养比的上升抑制了农业机械化发展,从而引发粮食减产^[16]。另一方面,“增产论”则认为农业机械乃至农业科技的整体发展最终能够克服老龄化的不利影响,进而实现粮食增产^[17-18]。然而,除了农业机械化替代,新型农业经营主体的发展趋势也是不可忽视的重要维度,也少有经验证据涉及机制推断视角。此外,“无影响论”指出相较于青年劳动力,老年劳动力通过投入更多农业机械维持劳动力供给水平,其在种植面积和粮食生产效率上均没有显著劣势,认为无须过度担忧老龄化问题带来粮食产量影响^[19-21]。“无影响论”和“增产论”两派观点在粮食产量影响方向上虽有分野,但其中暗含的前提无外乎是农业机械化发展对农村劳动力老龄化的“纠正”效应。需要指出,剖析农村劳动力老龄化如何影响粮食生产,涉及研究视角、数据层级、农村劳动力老龄化指标设计等关键要素编排,也是导致农村劳动力老龄化的粮食生产效应出现差异化结论的原因。一是研究视角,已有相关研究多聚焦于农业机械化单一发展路径,未重点关注新型农业经营主体的潜在积极效应。二是数据层级,相比于微观数据,基于宏观数据的研究具有时间期限长的优势,有利于捕捉对区域层面的总体、长时间影响;但已有宏观层面研究多采用省级数据,极易导致模型存在系统性遗漏变量问题。三是农村劳动力老龄化指标设计,已有研究中,一种是通过抽样农户家庭人口数据来测度,另一种是通过宏观层面的人口数据来测度。劳动力老龄化旨在判断某个国家或地区的人口年龄结构,这意味着基于宏观区域的人口数据计算更契合概念的本质。而且,微观调查数据易出现抽样偏差问题,也易因农户家庭户拆分原因导致测量误差。

为了观察中国情境下农村劳动力老龄化与粮食生产两者之间关系的现实特征,本文收集整理了2000—2020年县级农村老龄人口数量与粮食产量数据,将两者变动趋势呈现于图1。不难发现:与老龄化问题导致粮食减产的悲观论调不同,随着中国农村劳动力老龄化程度的上升,粮食总产不减反增,两者呈现出基本同步增长的趋势。由此提出的问题是:中国农村劳动力老龄化为何蕴含着粮食增产逻辑?其背后的作用机理是什么?有何政策启示?

与同类研究相比,本文可能的边际贡献在于:一是理论机理上,区别于以往研究强调农业机械化单一发展过程,本文从物质资本和人力资本“双重深化”的理论视角重新审视农村劳动力老龄化和粮食产量的关系,有助于科学理解农村劳动力老龄化和粮食生产及其可持续性之间的联系,为国家制定综合、精准的应对干预措施,维护国家粮食安全提供决策依据,也能为全球面临类似问题的其他国家和地区提供经验借鉴与启示。二是农村劳动力老龄化变量测度和数据长时限形成的模型识别优势。相较于省级数据,基于县域人口数据计算农村劳动力老龄化指标可以减少因省级区域差异造成的系统性遗漏变量干扰;相比于微观家庭层面的数据,则能减少样本抽样偏差以及分家析户造成变量测量误差问题。进一步地,基于2000年、2010年和2020年的县域面板数据捕捉农村劳动力老龄化对粮食产量的总体动态影响。

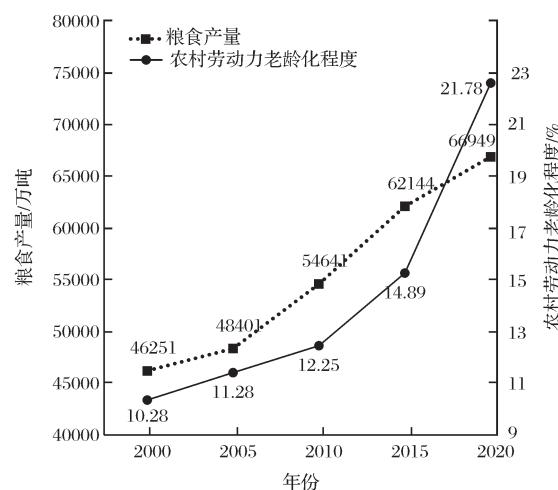


图1 2000—2020年农村劳动力老龄化与粮食产量的关系

一、理论机理分析

农业是典型的劳动密集型产业,受劳动力老龄化影响严重。在应对老龄化问题上,鼓励人口生育的政策收效甚微,迫切需要寻求更具战略性的可行替代策略^[22],尤其是以小农经营为主的国家。基于偏向型技术进步理论^[23],技术进步方向取决于要素相对价格,而要素相对价格则取决于要素相对投入,由此认为稀缺要素决定了技术进步方向。在农村劳动力老龄化背景下,农业生产中的劳动力要素相对稀缺。在这种情形下,农业生产者倾向于用物质资本替代劳动力,而物质资本深化在农业生产领域的集中体现为农业机械化。需要指出,在农村劳动力高度老龄化的地区,有效农业劳动力供应严重不足,部分农户选择放弃耕种土地,形成了弃耕、抛荒现象。客观上,这些闲置、可流转土地资源为新型农业经营主体的规模化农业生产提供了必要条件,即人力资本深化的可能。基于收益最大化预期,农户有以下两种行为选择策略:一是在不退出农业生产经营的情形下,寻求替代劳动力的机械技术。二是选择退出农业生产经营,将农地流转给其他主体经营。具体而言:

1. 不退出农业生产的情境:机械技术替代

假定面对老龄化问题且自身劳动力不足的农户继续经营农地。由于外部劳动力市场的农业雇工价格不断上涨,而且农业劳动特性内生出高昂的农业监督成本,依据要素替代理论,理性的农户会调整优化要素投入配置,用相对丰富且价格低廉的生产要素替代稀缺要素^[24],其中,采用机械要素替代劳动力是最普遍的方式。

魏佳朔等认为,中国目前处于人口年龄结构的转型阶段,农业劳动力老龄化已从根本上改变了农业生产要素结构及其相对价格比,成为了诱致机械技术变迁的重要驱动力^[25]。据第七次人口普查数据,2020年我国农村65岁及以上人口的比例为17.72%,已达到联合国人口司划定的中度老龄化社会门槛。同年中国农业农村部的统计数据显示,我国主要粮食作物小麦、水稻、玉米、大豆的耕种收综合机械化率分别为97.19%、84.35%、89.76%、86.70%,粮食作物劳动强度大的关键环节基本完成了机械化替代。机械技术的引入,无论是自购农机还是租赁农机的外包服务方式,都既能弥补粮食生产经营中的劳动力不足问题,也能实现资源配置优化和效率的改善^[26-28]。总之,尽管农村劳动力老龄化带来农业劳动力约束,但是,采取积极的技术应对措施,即机械替代劳动,对提升粮食生产效率,促进粮食产量增长,具有重要作用^[29]。

2. 退出农业生产的情境:经营主体转换

农业经营主体经营能力的强弱表现为对同一生产要素利用效率的异质性。老龄农户受限于劳动力约束及其生产效率相对低下的困境,有转出农地获得租金收益的意愿。具有比较优势的新型农业经营主体则有转入农地扩大经营规模的意愿。客观上,农村劳动力老龄化蕴含着潜在增长的可流转耕地资源,这为新型农业经营主体进入创造有利的初始土地条件^[30-32]。2015、2017与2019年中国农村家庭追踪调查数据表明,农地转出户将农地出租给新型农业经营主体的概率高出普通农户8.70%^[33]。相关的实证研究也提供了一致的经验证据。韩家彬等基于全国农村固定观察点数据的计量表明,农业劳动力老龄化显著推动了老龄农户转出土地,促进了农村土地流转市场发育^[34]。

相较于传统农户,新型农业经营主体具有更强的经营能力,即通常所说的“有文化、懂技术、会经营”,能为农业发展提供更充足的资金来源与技术支持、聚拢科技创新人才,利用管理方面的优势改造传统农业,提高农业生产的机械化程度和农民的组织化程度,越来越多地采用新的耕作模式,提升规模化和集约化生产程度^[22,35]。正因于此,新型农业经营主体往往被视为中国现代农业发展的重要力量,成为了国家政策大力支持的基本导向。早在2012年底中央农村工作会议就提出要培育新型农业经营主体,第二年及后续颁布的中央一号文件一再强调新型农业经营主体是现代农业发展的骨干力量。2020年农业农村部印发了《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划(2020—2022年)》。主流文献亦主张,加快培育新型农业经营主体,发挥其规模化、集约化与商品化优势,来实现优质高效的粮食供给^[36]。而且,新型农业经营主体也被视为是促进农户和现代农业有机衔接的核心驱动力量,能通过社会化服务体系,将技术、装备等导入农户生产过程,提升当地农户粮食生产效率^[37]。Ren

等预测在新型农业经营主体的引领下,到2100年我国平均农场规模将增加20%,劳动生产率增长5%,农业单位产值提升6%^[22]。

上述分析表明,农村劳动力老龄化对粮食产量存在正负两个方向的影响,对于因果关系的符号和方向有着不同的含义。一方面,农村劳动力老龄化强化了农业劳动力约束,可能对粮食产量产生负面影响。另一方面,为应对老龄化引发的劳动力约束,农户既可以通过农业机械替代劳动力来应对冲击;也可以流转土地,退出农业生产经营,从而为新型农业经营主体进入提供条件。这意味着由机械技术表达的物质资本深化,以及由新型农业经营主体进入表达的人力资本深化,将共同作用于粮食生产。总之,农村劳动力老龄化对粮食产量的影响取决于劳动力约束抑制作用与双重资本深化促进作用间的均衡结果(见图2)。

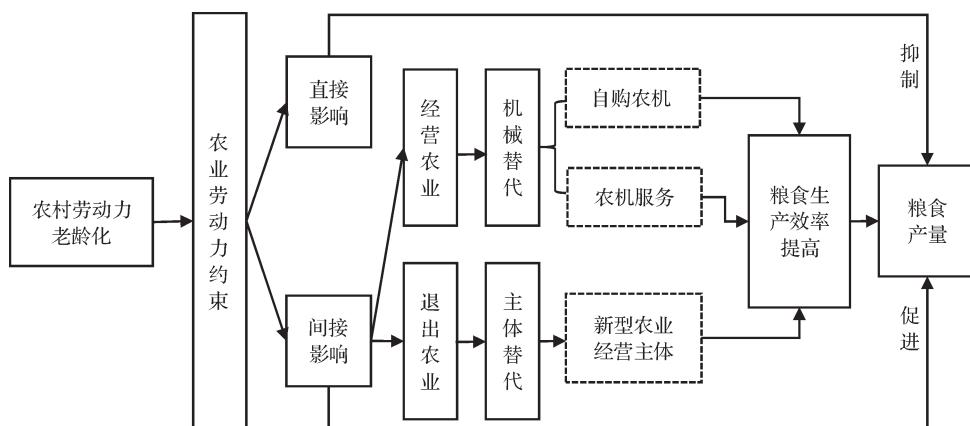


图2 农村劳动力老龄化影响粮食产量的理论分析框架

二、数据与模型设置

1. 数据来源

本文将人口普查的三期数据与多个外部数据集相结合,构建县域面板数据集。县级农村劳动力老龄化数据通过整理全国各省《人口普查统计年鉴》获得。之所以选择10年间隔的人口普查数据,是因为迄今人口普查数据是中国最为详细、最广泛使用的人口数据,数据能细化到县级行政单位,且涵盖农村人口全年龄结构的调查数据。换言之,目前仅该数据库能计算出各县农村劳动力老龄化的数据^①。为了适应三次人口普查数据的研究时期,本文构建包括2000年、2010年和2020年的三期面板数据集。需要指出,本文研究区间2010—2020年涉及区县调整,包括行政区划升级(撤县设县级市、撤县设区、撤县级市设区)、行政区划降级(撤区设县级市、撤区设县、撤县级市设县)和地名变更,因此在数据清洗过程中进行了识别、匹配,以确保数据的完整性和有效性。

被解释变量“粮食产量”来源于《中国县域统计年鉴》。此外,新型农业经营主体数据来源于中国工商注册企业数据库;农业机械总动力数据来源于《中国县域统计年鉴》。控制变量中,工业化程度来自《中国县域统计年鉴》;降雨量偏离度是基于ERA5—Land数据集(<http://www.ecmwf.int/>)计算得到;日照时数来源于中国地面气候资料日值数据集(<https://www.data.cma.cn/>)。

2. 模型设置

本文采用基于面板数据的双向固定效应模型进行估计。其中,县级固定效应旨在控制各县不随时间变化的特定混杂因素影响,如地理位置、种植偏好等;时间固定效应用来吸收所有县域不可观察

^① 本文在研究设计之初考察了县域统计年鉴和全国1%人口抽样调查的适用性问题。县域统计年鉴缺乏人口年龄结构的数据,而全国1%人口抽样调查的数据除2015年的河南、湖北、天津外均无法细化到县级行政单位,两者在数据结构上都无法匹配本文的研究需求。

到的时间共同冲击,如各类政策变量以及时间趋势的影响。考虑到县级变量数据存在一定程度的缺失问题,如果使用平衡面板数据,会导致样本丢失率较高。受该数据特征的限制,本文采用非平衡面板数据进行分析。但为检验结论的稳健性,也给出了平衡面板数据的估计结果。模型设定如下:

$$\ln\text{Grain}_{i,t} = \alpha_0 + \beta\text{aging}_{i,t} + \theta\ln X_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\ln\text{Grain}_{i,t}$ 是被解释变量, 表示 i 县在 t 期的粮食产量的对数。遵循国家统计局的粮食分类标准, 并参照《中国县域统计年鉴》的数据结构, 本文通过薯类、豆类和谷物产量总和的对数来衡量粮食产量。 $\text{aging}_{i,t}$ 是核心解释变量, 表示 i 县在 t 期的农村劳动力老龄化程度。需要指出, 《人口普查统计年鉴》仅有农村地区不同年龄阶段的人口数据, 为此使用替代方法, 采用农村中 65 岁及以上人口占 15 岁及以上人口的比重衡量^①。原因在于: 相同年龄段的农业劳动力人员占比和农村人口占比相差不大^{②[38]}, 二者存在高度相关性。核心解释变量的系数 β 表示农村劳动力老龄化程度对粮食产量的净效应, 系数大小反映其影响程度。 $\ln X_{i,t}$ 是随区县和时间变化的控制变量, 并对数化。参考胡新艳等^[39]的研究, 并结合县级数据库的数据可获性, 本文在基准回归中主要纳入以下两类控制变量: 第一, 工业化水平。工业化水平作为反映整体增长和现代化的关键指标, 对一个地区的粮食产量也存在重要影响^[40]。此外, 将其作为控制变量纳入模型可以缓解劳动力非农转移对农村劳动力老龄化程度的潜在干扰最终作用于粮食产量。本文通过规模以上工业企业数量衡量工业化水平。第二, 气候条件。考虑到气候变量对粮食产量存在直接影响^[39], 本文纳入雨水条件和光照条件, 分别通过降雨量偏离度和日照时数进行测度, 前者通过各区县降雨量偏离其均值的绝对值来衡量, 后者则通过各区县年度日照时数的累积值来衡量。 u_i 表示区县固定效应, η_t 表示年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

表 1 汇报了基本描述性统计结果。2000—2020 年间中国粮食产量均值为 24.87 万吨, 但标准差达到 29.37, 说明全国各县粮食产量数据变异较大。同期农村劳动力老龄化程度均值为 14.48%, 表明中国已经进入老龄化社会, 且远远超出联合国关于老龄化社会的界定标准(7%)。

表 1 描述性统计结果

变量	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
粮食产量	实际产量/万吨	24.87	29.37
解释变量			
农村劳动力老龄化	农村中 65 岁及以上人口占 15 岁及以上人口的比重/%	14.48	6.40
控制变量			
工业化程度	规模以上工业企业数	113.48	241.69
雨水条件	区县降雨量对其均值偏离的绝对值	0.40	0.38
光照条件	日照时数/(小时/年)	2038.90	563.45
其他变量			
农业技术替代	农业机械总动力/兆千瓦	0.31	0.35
	新型农业经营主体数量	587.95	1386.97
经营主体转换	农业企业数量	123.47	342.05
	合作社数量	334.25	786.77
	家庭农场数量	105.23	367.25

① 首先, 依据国家统计局的统计口径, 14 岁及以下属于非劳动年龄人口, 因此将劳动力范围设定为 15 岁及以上的人口。其次, 联合国将 60 和 65 岁作为老龄化的划分标准, 本文综合考虑我国预期寿命延长的特殊国情和农业劳动力高龄化的农情, 将标准设定为 65 岁。

② 最新 2016 年第三次全国农业普查数据显示, 55 岁及以上的农业劳动力人员占比为 33.6%, 同期 55 岁及以上的农村人口占比为 28.5%。类似的, 2006 年第二次全国农业普查数据显示, 60 岁及以上的农业劳动力人员占比为 7.6%, 同期 60 岁及以上的农村人口占比为 6.7%。

三、实证结果分析

1. 基准回归

农村劳动力老龄化程度对粮食产量影响的估计结果如表2。其中,列(1)纳入了气候要素、县固定效应和年份固定效应,列(2)进一步纳入经济发展要素。列(3)则在列(2)控制变量的基础上将年份固定效应替换成“市级固定×年份固定效应”的交互项,以控制市级层面随时变的不可观测扰动。列(1)~(3)模型结果一致表明:农村劳动力老龄化问题并未带来粮食减产,反而显著提升了粮食产量。由控制更严格的列(3)结果可知,农村劳动力老龄化程度的估计系数为0.017,在1%的水平上显著。表明农村劳动力老龄化程度每增长1%,粮食产量提升1.7%。本文结果与张冲等^[17]基于省级数据得到的“粮食增产论”方向是一致的^①,但数值相对更大。这可能与使用的数据类型、时间段以及计量模型不同有关。相对而言,本文使用了长时段、县级数据,且在双向固定效应基础上构建了交互固定效应模型,应该是更严格控制的估计结果。列(4)是采用平衡面板数据的模型结果,发现核心解释变量的估计系数基本维持不变,进一步验证了基准模型的稳健性。

表2 农村劳动力老龄化程度对粮食产量的影响

变量	非平衡面板				平衡面板
	(1)	(2)	(3)	(4)	
农村劳动力老龄化	0.018***(0.006)	0.019***(0.006)	0.017***(0.005)	0.022***(0.008)	
ln 日照时长	0.418**(0.169)	0.436***(0.165)	-0.351***(0.146)	0.765***(0.245)	
降雨量偏离度	-0.110***(0.039)	-0.114****(0.040)	-0.007(0.022)	-0.206****(0.074)	
ln 规模以上工业企业数		-0.011(0.024)	0.040***(0.020)	-0.053(0.035)	
区县固定	是	是	是	是	
年份固定	是	是	否	是	
市级固定×年份固定	否	否	是	否	
观测值	4282	3952	3699	1922	

注:①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同;②括号中的是聚类标准误,下同;③区县固定效应和年份固定效应已控制,估计结果略,下同。

2. 稳健性检验

(1) 替换核心解释变量。考虑到农村劳动力老龄化是由于农村老年人口增加和青壮年人口减少的双重影响造成的^[16,41]。因此,采用农村老年抚养比(农村65岁及以上人口占15~64岁人口的比重)指标替代老龄化程度指标进行再回归。表3的列(1)汇报了上述模型结果,核心估计系数显著为正,验证了基准回归结果的稳健性。

(2) 控制潜在遗漏变量。作为生产力中最活跃、最根本的因素,丰富的人力资源是推动粮食生产的关键条件。理论上,农村劳动力老龄化会导致农业从业人员数量锐减进而影响粮食产量,这意味着农业从业人员数量同时与农村劳动力老龄化和粮食产量存在相关性,是重要的遗漏变量。因此表3的列(2)在基准回归模型中纳入农业从业人员数量,核心估计系数同样显著为正,与基准回归结果维持一致。

表3 稳健性检验

变量	替换核心 解释变量	纳入遗漏 变量		剔除潜在干扰 样本	
		(1)	(2)	(3)	(4)
农村劳动力老龄化			0.035** (0.010)	0.019*** (0.006)	0.019** (0.006)
农村劳动力老龄化 (老年抚养比)	0.005* (0.003)				
ln 农业从业人员数量				0.268*** (0.069)	
控制变量	是	是	是	是	是
区县固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
观测值	3952	2773	3860	3808	

① 基于核心变量指标测度基本保持一致且单位亦相同的情况下,张冲等得出的估计值为0.003,即农村劳动力老龄化程度每增长1%,粮食产量提升0.3%。

(3)剔除潜在干扰样本。考虑到不同地区农业的功能定位存在差异,北京、天津、上海、重庆四个直辖市的城乡界限不明显,农业功能并不集中在生产,新疆和西藏两个自治区的农业功能主要集中在畜牧业而非粮食生产,故在稳健性检验中将四个直辖市和两个自治区的数据剔除。表3的列(3)剔除了四个直辖市,列(4)在此基础上进一步剔除新疆和西藏。结果表明,农村劳动力老龄化程度的估计系数与基准回归系数大小相当,且在统计上表现为正向显著,表明农村劳动力老龄化程度对粮食产量依旧有显著的促进效应。

(4)工具变量法。尽管在稳健性检验中已经考虑替换变量、控制潜在遗漏变量以及剔除潜在干扰样本,但受限于县级面板数据的可获性,模型仍可能面临由土地政策等潜在不可观测遗漏变量所引发的内生性问题,比如土地流转政策可能导致失地农民离开农村而加剧农村劳动力老龄化,同时土地流转不当也会影响粮食生产的稳定性和可持续性。为此,本文采用工具变量法进一步缓解内生性问题。

参照陈熠辉等^[42]的研究,鉴于数据的可得性,将滞后三期的省级层面各种节育措施比率代理生育政策作为工具变量^①,采用两阶段最小二乘法(2SLS)考察农村劳动力老龄化程度对粮食产量的影响。该工具变量的选取主要基于以下两点考虑:一是中国农村劳动力老龄化受计划生育政策的影响,这符合工具变量的相关性假设。二是生育政策作为人口政策,主要通过人口年龄结构这一途径影响粮食产量,符合工具变量的外生性假设。

工具变量的回归结果如表4。表4下方的DWH检验结果表明模型存在内生性问题,再次强调了使用工具变量的必要性。2SLS回归结果与基准回归结果基本吻合,农村劳动力老龄化程度的增产效应再次得到验证。工具变量的有效性检验结果表明,Cragg—Donald Wald *F*统计量的统计值为85.56,大于Stock—Yogo弱工具变量检验在10%偏误下的临界值16.38,通过了弱工具变量检验。

3. 农村劳动力老龄化背后的粮食增产逻辑

基准回归表明,农村劳动力老龄化并未导致粮食减产,反而带来了粮食增产。基于前文理论分析,可能是由农业机械技术表达的物质资本深化、新型农业经营主体表达的人力资本深化带来的粮食增产效应,超过了劳动力老龄化暗含的劳动力供给约束影响。

第一,农业机械技术替代。表5的回归结果表明,核心解释变量——农村劳动力老龄化程度的估计系数为0.013,且在1%置信水平上显著,意味着农村劳动力老龄化程度提升1%,农业机械技术投入会增加0.013兆千瓦特),表明农村劳动力老龄化会显著促进农业机械化发展。这与前文理论分析逻辑一致。

第二,新型农业经营主体进入。新型农业经营主体包括合作社、家庭农场以及农业企业三种类型。本文从新型农业经营主体总量以及分主体类型层面依次展开分析,回归结果如表6。列(1)的结果表明:农村劳动力老龄化程度总体上显著促进了新型农业经营主体数量的增长。具体而言,农村劳动力老龄化程度提高1%,新型农业经营主体总量增加78

表4 工具变量模型结果

变量	第一阶段		第二阶段 ln粮食产量
	农村劳动力老龄化		
节育措施比率		-0.290***(0.110)	
农村劳动力老龄化拟合值			0.261***(0.087)
控制变量	是		是
区县固定	是		是
年份固定	是		是
		(15.460)	(2.691)
观测值		3741	4067
DWH统计量		24.770***	
Cragg—Donald <i>Wald F</i> 统计量		85.560	

表5 农业技术替代:农业机械化发展

N=3247

变量	农业机械总动力
农村劳动力老龄化	0.013***(0.004)
控制变量	是
区县固定	是
年份固定	是

^① 进入模型的节育措施包括男、女性绝育、皮下移植、避孕药和避孕套,节育措施比率通过该地区采取节育措施人口和总人口的比率表示。

个。但是,农村劳动力老龄化对不同类型新型农业经营主体数量的影响存在差异。其中,农村劳动力老龄化显著促进合作社、家庭农场所增加。列(2)和列(3)模型结果表明,农村劳动力老龄化程度提高1%,合作社、家庭农场所分别增加39个和36个;列(4)的结果表明,农村劳动力老龄化对农业企业进入仅存在潜在的正向影响,不具备统计显著性。可能的原因在于:家庭农场所和合作社都是以家庭经营为基础,而农业企业是自主经营、自负盈亏、独立核算的法人组织,并非是农村社区内嵌式的经济组织,相对高昂的农地流转集中的交易成本,在一定程度上阻碍了农业企业的进入。

表6 经营主体转换:新型农业经营主体进入 N=3127

变量	(1)新型农业经营主体总量	(2)合作社	(3)家庭农场所	(4)农业企业
农村劳动力老龄化	78.387*** (15.040)	39.884*** (8.922)	36.552*** (5.686)	5.420 (3.370)
控制变量	是	是	是	是
区县固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是

考虑到应对农村劳动力老龄化的行为调整存在一定的时滞效应,将农村劳动力老龄化程度指标滞后一期(10年)进行再回归,结果如表7。结果表明:农村劳动力老龄化的回归系数都依然显著为正;而且,相比于表5和表6的估计结果,其系数值更大。这既再次验证了上述关于双重资本深化分析结果的稳健性,也表明随着时间的推移,应对老龄化冲击,引入农业机械技术、培育新型农业经营主体等有更大的调整适应空间。

表7 双重资本深化——滞后效应

变量	(1) 农业机械总动力	(2) 新型 农业经营主体总量	(3) 合作社	(4) 家庭农场所	(5) 农业企业
农村劳动力老龄化($t-1$)	0.032*** (0.009)	362.788*** (61.726)	176.835*** (34.918)	120.476*** (25.409)	56.637*** (9.726)
控制变量	是	是	是	是	是
区县固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
观测值	1571	2507	2507	2507	2507

4. 异质性分析

上述的实证结果表明,农村劳动力老龄化的粮食增产效应主要源于农业机械技术普及和新型农业经营主体发育。聚焦资本深化机制,本部分主要通过引入与双重资本深化相关的变量进行异质性分析,以探究农村劳动力老龄化对粮食产量的影响具有何种情境特征。

我国幅员辽阔,基于地区优势作物类型、耕地地形和经济区位等农业生产条件的多样性,农业发展呈现极强的地域分布不均衡特征。因此,进一步剖析具体农业生产条件下农村劳动力老龄化对粮食生产的影响,有助于更全面把握农村劳动力老龄化蕴含的粮食增产机理,以避免“窥一斑而知全豹”的研究局限性。首先,农村劳动力老龄化程度对粮食产量的影响取决于机械替代劳动力的难易程度^[43]。不同粮食作物生产中农业机械技术发展处于不同阶段,技术替代难度也不尽相同,农村劳动力老龄化程度对不同粮食产量的影响可能存在差异。其次,除了作物类型,耕地地形和经济区位同样会左右农业机械化和新型农业经营主体发育的难易程度。

基于上述分析,本部分通过地区优势作物类型、耕地地形和经济区位三个视角,检验农村劳动力老龄化对粮食生产的异质性影响。

(1)作物类型。依照本文粮食产量变量中关于粮食概念的定义,并遵循国家统计局的粮食分类标准,将粮食划分为薯类、豆类和谷物三大类别进行异质性分析,结果如表8。其中,列(1)的估计系数在1%的水平上显著为负,列(2)的估计系数不显著,而列(3)的结果表明,农村劳动力老龄化程度提高

表8 作物类型的异质性影响

变量	ln 粮食产量		
	(1)薯类	(2)豆类	(3)谷物
农村劳动力老龄化	-0.033*** (0.007)	0.008 (0.006)	0.016*** (0.005)
控制变量	是	是	是
区县固定	是	是	是
年份固定	是	是	是

1%，谷物增长1.6%，且在1%的水平上显著。可能的原因在于：在三大粮食作物类别中，薯类因需依赖特定机械及精细操作导致机械化进程缓慢；豆类则在逐步向机械化生产方式过渡但增产效应并未显现；相较之下，谷物生产的机械化运用程度处于最高水平，其增产效果则最为明显。

(2)耕地地形。依照地形特征，将县样本划分为非平原县和平原县进行分组回归，结果如表9。其中，列(1)的结果显示非平原县的估计系数不显著，但列(2)的结果在1%的水平上显著为正，表明在平原地区，人口老龄化带来的粮食增产效应更大。可能的原因在于：平原地区耕地平整，地块连片，更有利 于采纳机械技术，也更易吸引新型农业经营主体进入开展粮食规模化生产。

(3)经济区位。已有研究表明县域与中心城市的距离会影响中心城市的各种资本、技术和人才溢出^[44]，进而对粮食生产造成影响。参照宋小宁等^[44]的研究，以县级单位与所属地级市政府所在地的空间距离中位数为标准，将县样本划分为“偏远县”与“邻近县”进行分组回归，结果如表10所示。其中，列(1)的估计系数为0.012且在10%的水平上显著，而列(2)的估计系数为0.027，且在1%的水平上显著。表明“邻近县”表现出农村劳动力老龄化的粮食增产效应更明显。可能的原因在于：“邻近县”与地级市空间距离更近，在资源上更容易受到地级市溢出效应的影响，促使更多的机械技术引入、新型农业经营主体进入等，粮食增产效应更显著。

异质性分析结果表明，农村劳动力老龄化的粮食增产效应呈现出较强的情境依赖特征，制定相关政策时需因地制宜。即拥有稳定强韧粮食体系的平原地区应继续发挥得天独厚的耕地资源、农业生产易于机械化等农业生产条件的优势；具备良好经济区位地区则注重发挥对新型农业经营主体的吸引优势。同时提高丘陵、山区地带的土地平整度，并鼓励适合当地地形作业、适应薯类、豆类粮食作物的农业机械、技术的研发；为“偏远县”提供更多的税收优惠等扶持政策，培育新型农业经营主体，引入农业机械技术，为粮食增产创造有利条件。

四、结论与启示

全球正处于人口快速老龄化的结构转型阶段，农业作为典型的劳动密集型产业，不可避免受到冲击威胁。作为粮食生产大国和消费大国，中国粮食安全问题备受关注。迄今，农村劳动力老龄化如何影响我国粮食安全尚未得到充分研究。本文基于2000年、2010年和2020年的县级面板数据的实证分析表明，农村劳动力老龄化带来粮食增产的结论，夯实了大国的粮仓根基，由此有助于打消学界已有的悲观论调，消除“中国威胁论”，向世界展现中国维护国际粮食安全的大国担当。粮食增产效应主要源于机械技术替代、经营主体替代共同表达的双重资本深化。此外，异质性分析表明，粮食作物中的谷物增产趋势最为强劲；平原地区作为国家粮食安全的“压舱石”，粮食增产的成效彰显；良好经济区位地区更是促进了粮食产能提升，把稳了粮食安全的主动权。

由研究结论可得到如下政策启示：在中国劳动力老龄化的结构转型阶段，通过机械技术和新型农业经营主体进入，是应对粮食安全冲击的重要途径，将成为“养活中国”的基本政策导向。但是，从新型农业经营主体角度看，主要是激励了家庭农场和合作社两类主体进入，而农业企业目前并未发挥其应有的作用。事实上，相较于家庭农场和合作社，农业企业具有更大的经营规模，更标准化的生

表9 地形特征的异质性影响

变量	ln粮食产量	
	(1)非平原县	(2)平原县
农村劳动力老龄化	0.009(0.007)	0.041*** (0.009)
控制变量	是	是
区县固定	是	是
年份固定	是	是
观测值	2545	1407

注：平原县和非平原县名单来源于农业农村部农机化司。

表10 经济区位的异质性影响

变量	ln粮食产量	
	(1)偏远县	(2)邻近县
农村劳动力老龄化	0.012* (0.007)	0.027*** (0.007)
控制变量	是	是
区县固定	是	是
年份固定	是	是
观测值	2501	1451

注：区县与地级市距离的数据来源于马克数据网。

产,更市场化的经营模式,因此,激励农业企业进入粮食生产领域,有效发挥农业企业对保障粮食产量乃至粮食安全的作用,值得未来关注和期待。

需要指出,伴随中国粮食生产的“双重资本”深化,其可能会对农村社会稳定以及农业可持续性等造成一些潜在影响及其后果。如,新型农业经营主体进入、机械化操作助推大规模土地流转,出现“精英俘获”问题,侵蚀社会信任^[45],引发乡村治理的冲突。同时,老年农户“离农离地”,需要制定对传统“以地养老”方式有效替代的正式社会保障制度。此外,“双重资本”作用下耕作方式因其具备规模经济属性与现代生产属性,可能造成土壤侵蚀、养分损失以及生物多样性损失等问题。因此,需加强国家重大战略之间的协同,设计多种匹配的政策,防范粮食生产“双重资本”深化政策可能引致的潜在后果。

参 考 文 献

- [1] 宋洪远.新形势下更需关注粮食安全问题[J].农村工作通讯,2015(5):56-57.
- [2] DU T, KANG S, ZHANG X, et al. China's food security is threatened by the unsustainable use of water resources in North and Northwest China[J]. Food and energy security, 2014, 3(1):7-18.
- [3] GHOSE B. Food security and food self-sufficiency in China: from past to 2050[J]. Food and energy security, 2014, 3(2):86-95.
- [4] 易小兰,颜琰.劳动力价格对粮食生产的影响及区域差异[J].华南农业大学学报(社会科学版),2019,18(6):70-83.
- [5] 范成方,李玉,王志刚.粮食产业供给侧结构性改革的思考与对策——以山东省为例[J].农业经济问题,2022(11):42-56.
- [6] 原新,范文清.人口负增长与老龄化交汇时代的形势与应对[J].南开学报(哲学社会科学版),2022(6):1-10.
- [7] FOUGERE M, MERETTE M. Population ageing and economic growth in seven OECD countries[J]. Economic modelling, 1999, 16(3):411-427.
- [8] 蔡昉,张车伟.劳动经济学[M].北京:中国社会科学出版社,2015.
- [9] TAUER L. Age and farmer productivity[J]. Review of agricultural economics, 1995:63-69.
- [10] 姚国跃,刘胜华.对农民老龄化农业空洞化问题的探讨[J].中国人口·资源与环境,2014,24(S3):327-330.
- [11] 何小勤.农业劳动力老龄化研究——基于浙江省农村的调查[J].人口与经济,2013(2):69-77.
- [12] 金绍荣,王佩佩.人口老龄化、农地流转与农业绿色全要素生产率[J].宏观经济研究,2023(1):101-117.
- [13] 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.
- [14] 王兆林,王营营,吕秋杭,等.农村劳动力老龄化对粮食生产的影响及作用机制[J].农林经济管理学报,2024,23(2):160-169.
- [15] LIU X, XU Y, ENGEL B A, et al. The impact of urbanization and aging on food security in developing countries: the view from Northwest China[J]. Journal of cleaner production, 2021, 292:126067.
- [16] 张志新,李成,靳玥.农村劳动力老龄化、女性化与粮食供给安全[J].华东经济管理,2021,35(1):86-96.
- [17] 张冲,王磊.中国农村人口变动对粮食生产的影响研究[J].农村经济,2018(6):123-128.
- [18] 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.
- [19] JI Y, HU X, ZHU J, et al. Demographic change and its impact on farmers' field production decisions[J]. China economic review, 2017, 43:64-71.
- [20] 胡雪枝,钟甫宁.人口老龄化对种植业生产的影响——基于小麦和棉花作物分析[J].农业经济问题,2013,34(2):36-43,110.
- [21] LEE C C, YAN J, WANG F. Impact of population aging on food security in the context of artificial intelligence: evidence from China [J]. Technological forecasting and social change, 2024, 199:123062.
- [22] REN C, ZHOU X, WANG C, et al. Ageing threatens sustainability of smallholder farming in China[J]. Nature, 2023, 616(7955):96-103.
- [23] ACEMOGLU D. Equilibrium bias of technology[J]. Econometrica, 2007, 75(5):1371-1409.
- [24] HAYAMI Y, RUTTAN V W. Factor prices and technical change in agricultural development: the United States and Japan, 1880—1960[J]. Journal of political economy, 1970, 78(5):1115-1141.
- [25] 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.
- [26] 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,2015,36(10):69-76.
- [27] ZHANG X, YANG J, THOMAS R. Mechanization outsourcing clusters and division of labor in Chinese agriculture[J]. China economic review, 2017, 43:184-195.

- [28] 闵师,项诚,赵启然,等.中国主要农产品生产的机械劳动力替代弹性分析——基于不同弹性估计方法的比较研究[J].农业技术经济,2018(4):4-14.
- [29] 左秀平,叶林祥.中国粮食体系韧性:水平测度及动态演进[J].华南农业大学学报(社会科学版),2024,23(1):88-101.
- [30] 楼栋,孔祥智.新型农业经营主体的多维发展形式和现实观照[J].改革,2013(2):65-77.
- [31] 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.
- [32] 李江一,秦范.如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例[J].管理世界,2022,38(2):84-99.
- [33] 朋文欢,李寒凝,傅琳琳,等.新型农业经营主体发育对农地有偿流转的影响机制研究——来自中国农村家庭追踪调查的证据[J].中国土地科学,2022,36(12):58-68.
- [34] 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.
- [35] 涂圣伟.工商资本下乡的适宜领域及其困境摆脱[J].改革,2014(9):73-82.
- [36] 宋洪远.实现粮食供求平衡?保障国家粮食安全[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(4):1-11,155.
- [37] 许佳彬,王洋,李翠霞.新型农业经营主体有能力带动小农户发展吗——基于技术效率比较视角[J].中国农业大学学报,2020,25(9):200-214.
- [38] 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.
- [39] 胡新艳,戴明宏.高标准农田建设政策的粮食增产效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(5):71-85.
- [40] 王晶,杨宏恩,张志明,等.工业化与粮食产量的关系研究:兼论粮食核心区推进工业化的依据[J].管理评论,2015,27(8):47-55.
- [41] 郑伟,林山君,陈凯.中国人口老龄化的特征趋势及对经济增长的潜在影响[J].数量经济技术经济研究,2014,31(8):3-20,38.
- [42] 陈熠辉,蔡庆丰,王斯琪.人口老龄化、企业债务融资与金融资源错配——基于地级市人口普查数据的实证研究[J].金融研究,2023(2):40-59.
- [43] 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.
- [44] 宋小宁,陈斌,梁琦.区位劣势和县域行政管理费增长[J].经济研究,2015,50(3):32-46.
- [45] WEGENAST T, RICCHETTA C, KRAUSER M, et al. Grabbed trust? The impact of large-scale land acquisitions on social trust in Africa[J]. World development, 2022, 159: 106038.

Crisis or Opportunity : Rural Labor Force Ageing and Grain Production in China

HU Xinyan, LI Yanling, CHEN Xiangpo

Abstract The potential impact and threat of the rapidly ageing rural labor force in China on food security warrant close attention. Following the logical thread of “labor force ageing—capital deepening—grain production”, this study analyzes the impact of an aging rural labor force on grain-output using a two-way fixed effects model and an instrumental variable approach, based on county-level panel data in 2000, 2010 and 2020. The research finds that rural labor force ageing in China has not led to a decrease in grain production, but has had a positive effect, increasing output. The increase is driven by a dual capital deepening path process, manifested through the substitution of mechanical technology and the emergence of new agricultural management entities. Simply put, during the structural transformation phase characterized by an aging labor force in China, dual capital deepening serves as a fundamental pathway to transform the impact of rural labor force ageing into increased grain production and a food security guarantee.

Key words rural labor force ageing; food production; agricultural mechanisation; new types of agricultural management entities

(责任编辑:陈万红)