

农业劳动力老龄化如何影响小麦 全要素生产率增长*

魏佳朔¹ 高鸣²

摘要：基于 2009—2020 年全国农村固定观察点农户调查数据，本文运用结合工具变量法的双向固定效应模型、内生转换模型，实证检验了农业劳动力老龄化对小麦全要素生产率增长的影响。结果显示，农业劳动力老龄化减缓了小麦全要素生产率增长，并且随着老龄化程度加深，这一负面影响将会扩大。产生负面影响的原因是农业劳动力老龄化降低了小麦种植户采用新型技术的概率，减缓了技术进步。进一步分析表明，农业教育或培训、养老金收入、农村集体开展的农业技术推广、产前和产中环节的社会化服务能够在一定程度上缓解以上负面影响。为应对农业劳动力老龄化带来的影响和挑战，本文建议构建适应农业劳动力老龄化形势的技术推广体系，提高农民的基本养老金收入标准，着力推动农业社会化服务体系高质量发展。

关键词：农业劳动力 老龄化 粮食 全要素生产率 技术进步

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

农业劳动力老龄化是否会对中国粮食安全产生负面影响，学术界对此存在争论。直观来看，尽管中国农业劳动力的平均年龄不断增长，2020 年 55 岁及以上农业劳动力的占比达到 44.92%，比 2010 年提高了 20.11 个百分点^①，但同期全国粮食总产量增长了 19.74%^②。因此，一部分研究认为，农业机械化水平的提高和社会化服务的普及减少了粮食生产中的劳动投入需求，加之各类新型农业经营主体快速发展，不必过度担忧农业劳动力老龄化对粮食安全的影响。但值得注意的是，新型农业经营主体

*本文研究得到 2022 年度中国科协科技智库青年人才计划“粮食生产效率损失的影响机理与减损路径研究：基于政策效应与农户响应的视角”（编号：2022-257）、中国博士后科学基金资助项目“收入性补贴对粮食生产率的影响研究：机理探析与实证检验”（编号：2020M670575）和“土地流转对粮食全要素生产率的影响：机理、路径与对策”（编号：2020T130714）的资助。本文通讯作者：高鸣。

^①数据来源：《中国人口普查年鉴 2020》《中国 2010 年人口普查资料》。

^②数据来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

的粮食生产积极性并不高。以家庭农场为例，农业农村部数据显示，2020年全国种粮家庭农场的种粮面积约为2.08亿亩，占当年全国粮食作物总播种面积的11.88%^①。由此可见，“大国小农”仍是中国的基本农情，小农户仍是粮食生产的主力军。依靠不断老龄化的小农户能否保障国家粮食安全，部分学者对此提出了担忧（蒋和平等，2020；韩杨，2022）。

与中青年农业劳动力相比，老年农业劳动力的劳动能力、认知能力和学习能力更弱（杨志海，2018）。诚然，不断提高的农业机械化水平在一定程度上缓解了老年农业劳动力劳动能力下降的问题，稳定了粮食种植面积并保障了粮食产量，但在推动农业质量变革、效率变革、动力变革的背景下，保障国家粮食安全还要注重提高粮食全要素生产率（total factor productivity，简称TFP），这是在资源环境约束仍然严峻的背景下保持粮食稳产高产的有效路径。因此，深入探究农业劳动力老龄化对粮食全要素生产率增长的影响，是准确评估当前农业劳动力老龄化的影响与挑战，回答好新时期“谁来种粮”“如何把粮食种好”等问题的现实需要。从宏观经济的角度看，快速的人口老龄化会减缓全要素生产率增长，对经济增长造成冲击（都阳和封永刚，2021）。值得思考的是，基于农户视角，农业劳动力老龄化是否会对粮食全要素生产率增长产生负面影响？若存在，其中的机制是什么？缓解这一负面影响的可能方案又是什么？

已有研究关注了农业劳动力老龄化对农业种植结构、粮食经营规模的影响，但较少有研究直接关注农业劳动力老龄化对粮食生产率的影响。部分研究认为，随着农机服务的普及，农民可以在劳动繁重的环节使用机械替代劳动，老年农户的粮食土地产出率与中青年农户相比没有显著差异（胡雪枝和钟甫宁，2012）。即便是对于劳动投入强度较高的稻谷生产而言，小型农业机械的推广也能够弥补老年农业劳动力体能下降的缺陷，农业劳动力老龄化并不会导致稻谷产量下滑（钱文荣和郑黎义，2010）。部分研究认为，农业劳动力老龄化会减弱粮食生产中的“内卷化”，起到提高粮食土地产出率的作用（李俊鹏等，2018）。也有研究表明，东部地区的农业劳动力老龄化问题更突出，加之粮食生产并非当地农户的主要生计，农业劳动力老龄化对稻谷土地产出率存在显著的负面影响（刘景景，2017）。王淑红和杨志海（2020）基于省级面板数据的实证分析结果显示，农业劳动力老龄化与中国粮食绿色TFP增长之间呈现出显著的正U型关系，即随着农业劳动力老龄化程度加深，粮食绿色TFP增长存在先减缓后加速的趋势。国外研究主要从农民退休、农场继承、家庭生命周期等视角分析农业劳动力老龄化的影响。在爱尔兰等欧洲国家，缺少农业继承者带来的老龄化问题已经对农业生产率增长产生了负面影响（Barnes，2022；Duesberg et al.，2017）。Fried and Tauer（2016）基于美国数据的分析结果显示，农业劳动力老龄化对农业TFP增长存在负面影响，主要原因是农业劳动力老龄化减缓了农业技术进步。

已有研究为本文继续探究农业劳动力老龄化对粮食TFP增长的影响奠定了基础，但仍有改进空间：第一，在研究内容上，已有研究主要关注了农业劳动力老龄化对粮食土地产出率的影响，但以粮食TFP

^①数据来源：种粮家庭农场的种粮面积数据来自《2020年中国农村政策与改革统计年报》；全国粮食作物总播种面积数据来自国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

增长作为研究内容的理论和实证分析依然不足。与土地、劳动等单要素生产率相比,粮食 TFP 增长更能反映广义技术进步,是评估农业劳动力老龄化影响粮食安全的重要落脚点。第二,在研究数据上,已有研究更多使用省级层面数据进行实证分析,使用衡量农村人口老龄化的指标作为农业劳动力老龄化的代理变量,不能准确反映农业劳动力老龄化的实际影响。部分研究使用了相对陈旧的农户调查数据进行实证分析,不能充分反映过去 10 年来中国农业劳动力老龄化进程及对粮食 TFP 增长的影响。第三,在研究方法上,已有研究对农业劳动力老龄化和生产率增长之间的内生性问题重视不足,还有待更加准确地评估农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响。

对此,本文主要做出以下改进:第一,构建农户视角下农业劳动力老龄化影响粮食 TFP 增长的理论分析框架,并以小麦为例,运用 2009—2020 年全国农村固定观察点的农户面板数据进行实证检验。第二,在实证分析中,运用结合工具变量法的双向固定效应模型,尽可能克服遗漏变量和互为因果导致的内生性问题,准确识别农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的影响及其机制。第三,分析农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长影响的异质性,提出应对农业劳动力老龄化的可能方案。

二、理论分析

粮食 TFP 增长既包含了由于科学技术发展带来的增长,也包含了由于经营管理水平提高、资源要素配置优化带来的增长,可以反映广义的粮食生产技术进步。为在理论上验证农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响,参考已有研究的做法(盖庆恩等,2014;李俊鹏等,2018),首先设定劳动增强型的柯布-道格拉斯生产函数如下:

$$Y = K^\alpha [LA\psi(l)]^\beta \quad (1)$$

(1) 式中: Y 表示粮食产量, K 、 L 分别表示相应的资本投入和劳动投入, A 表示技术因子, α 、 β 分别表示资本和劳动投入的产出弹性。劳动投入 L 由中青年劳动力 L_y 和老年劳动力 L_o 两部分组成,即 $L=L_y+L_o$ 。 $\psi(l)$ 代表在考虑劳动力的年龄因素后,全部农业劳动力的综合生产能力,其构成如下:

$$\psi(l) = \lambda_y l_y + \lambda_o l_o \quad (2)$$

(2) 式中:下角标 y 和 o 分别代表中青年劳动力和老年劳动力, λ_y 和 λ_o 分别代表中青年劳动力和老年劳动力的生产率水平。 l_y 和 l_o 分别代表中青年劳动力和老年劳动力占全部劳动力的比重,有 $l_y+l_o = \frac{L_y}{L} + \frac{L_o}{L} = 1$ 。在(2)式中,将中青年劳动力的生产率 λ_y 作为参照组并假设 $\lambda_y=1$,粮食生产中农业劳动力的综合生产能力 $\psi(l)$ 可表示为:

$$\psi(l) = 1 + (\lambda_o - 1)l_o \quad (3)$$

将(3)式代入(1)式,并对左右两侧取对数可得:

$$\begin{aligned} \ln Y &= \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \ln A + \beta \ln \psi(l) \\ &= \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \ln A + \beta \ln [1 + (\lambda_o - 1)l_o] \\ &\approx \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \ln A + \beta (\lambda_o - 1)l_o \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式表明,农业劳动力的年龄结构变化是影响粮食产量的因素之一。在考虑劳动力年龄因素的情况下,农业劳动力老龄化和粮食 TFP 之间的关系如下:

$$\ln TFP = \ln Y - \alpha \ln K - \beta \ln L = \beta \ln A + \beta (\lambda_o - 1)l_o \quad (5)$$

用差分的形式表示农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响,可得:

$$\Delta \ln TFP = \Delta \ln Y - \alpha \Delta \ln K - \beta \Delta \ln L = \beta \Delta \ln A + \beta (\lambda_o - 1) \Delta l_o \quad (6)$$

基于(6)式,用 Δl_o 对 $\Delta \ln TFP$ 求一阶导,可得:

$$\frac{\partial \Delta \ln TFP}{\partial \Delta l_o} = \beta (\lambda_o - 1) \quad (7)$$

(7)式的右侧, β 大于 0, $\lambda_o - 1$ 是老年劳动力的相对生产率。考虑到年龄增长带来的劳动能力、认知能力和学习能力下降,参考已有研究的做法和结论(许庆等, 2011; 盖庆恩等, 2014), 本文设定 λ_o 大于 0 且小于 1, 即老年劳动力的生产率低于中青年劳动力。由此,可得(7)式左右两侧均小于 0, 即农业劳动力老龄化会减缓粮食 TFP 增长。基于此, 本文提出假说 H1。

H1: 农业劳动力老龄化会减缓粮食 TFP 增长。

考虑到农户家庭劳动力作为劳动投入者和经营决策者的双重身份, 以及中国粮食生产仍然存在规模报酬不变的情况(许庆等, 2011; 郑志浩和程申, 2021), 本文主要将粮食 TFP 增长分解为技术效率变化和技术进步两个方面, 进一步分析农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响和机制。农业劳动力老龄化影响粮食 TFP 增长的机制如图 1 所示。

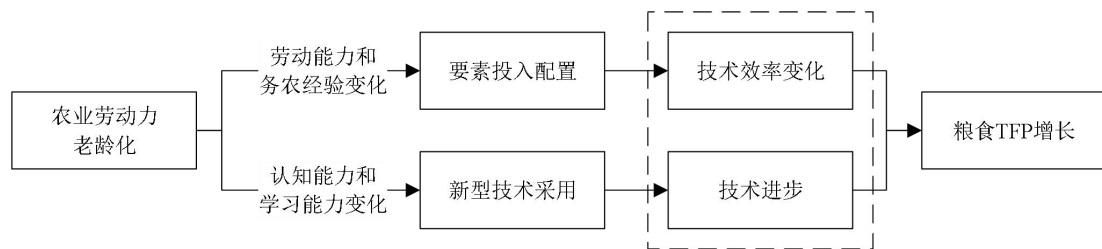


图 1 农业劳动力老龄化影响粮食 TFP 增长的理论机制

基于农业劳动力作为粮食生产中劳动投入者的视角, 农业劳动力老龄化对粮食生产技术效率变化存在正反两方面的影响。从负面影响看, 老年农业劳动力的劳动投入数量减少、质量下降, 可能无法充分实现潜在的最大产量。农业劳动力年龄增长带来的健康状况和劳动能力下降, 或将促使农户转向“自给自足”和“粗放型”的生产方式(朱启臻和杨汇泉, 2011)。从转向“自给自足”生产方式的

角度看, 农业劳动力老龄化或将促使农户在一定程度上加大对蔬菜等经济作物的劳动投入强度, 以此满足家庭食物消费需求 (Fan et al., 2019)。从转向“粗放型”生产方式的角度看, 为适应年龄增长带来的劳动能力变化, 老年农业劳动力也可能会加大化肥等化学品的投入强度, 以此替代劳动, 进而加剧化肥过量投入和技术效率损失。但从正面影响看, 长期务农带来的经验增长, 也使老年农业劳动力具有一定的技术效率优势, 能够抵消一部分由于劳动能力下降带来的负面影响 (郭晓鸣和左喆瑜, 2015)。同时, 随着农业机械化水平逐步提高、社会化服务体系发展壮大, 粮食生产中的劳动投入需求不断减少。并且, 农地流转市场的快速发展, 也为老年农业劳动力调减粮食经营规模创造了条件。因此, 本文认为, 农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的减缓作用并非是通过技术效率变化这一机制来实现的。

基于农业劳动力作为粮食生产中经营决策者的视角, 农业劳动力老龄化理论上会减缓粮食生产中的技术进步。实现技术进步, 需要经历农业劳动力对新型技术的认知评估、决策采用等多个过程。一方面, 相比中青年农业劳动力, 老年农业劳动力的知识体系更为陈旧, 认知能力、学习能力更弱 (杨志海, 2018)。这意味着老年农业劳动力需要花费更高的学习成本、时间成本来认同和采用新型技术, 农业劳动力老龄化会降低农户采用新型技术的概率, 减缓粮食生产技术进步 (李旻和赵连阁, 2009)。另一方面, 年龄增长使老年农业劳动力面临兼业机会减少、收入下降的“未富先老”问题, 促使他们的风险规避倾向增强。而新型技术在具备增产潜力的同时往往也存在一定风险, 农业劳动力老龄化因此也会成为阻碍新型技术采用和技术进步的因素 (Brown et al., 2019)。机械作业更多弥补了粮食生产中劳动投入能力的不足, 确保老年农业劳动力有条件完成耕、种、收等高劳动强度生产环节, 但并未改变他们的认知能力、学习能力以及对于新型生产技术、新型经营方式的接受程度。因此, 农业劳动力老龄化不利于种粮农户的新型技术采用和农业技术进步, 进而减缓了粮食 TFP 增长。基于此, 本文提出假说 H2。

H2: 农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的负面影响是通过减缓技术进步来实现的。

三、数据来源、模型设定和变量选择

(一) 数据来源和样本选择

本文实证分析使用的农户数据, 来自农业农村部全国农村固定观察点数据库。全国农村固定观察点数据目前已经覆盖 31 个省 (区、市) 的 375 个样本村、2.3 万个记账农 (牧) 户, 调查内容涵盖农户的家庭成员信息、生产经营情况等。在对农户家庭成员的调查中, 每一位家庭成员的年龄、就业等信息均有详尽的记载。在对生产经营情况的调查中, 农户种植每一类粮食作物的产量、播种面积与种子、化肥等各项投入品的支出情况也均有记录。这套数据为以农户为视角研究农业劳动力老龄化与粮食 TFP 增长之间的因果关系提供了有力支撑。

全国农村固定观察点的调查于 2009 年对涉及农业劳动力和粮食投入产出的部分指标进行了调整, 为避免测量误差问题, 本文选择 2009—2020 年的种粮农户作为样本。具体而言, 本文以小麦种植户为例, 验证农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响。相比稻谷和玉米, 小麦生产的机械化程度较高、

劳动投入需求较少,验证农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的影响,也将为推断农业劳动力老龄化对稻谷和玉米 TFP 增长的影响提供基准参考。参考第三次全国农业普查的做法,本文将年龄大于等于 16 岁并且未在上学,一年内在本乡镇务农时间大于等于 30 天(或自评职业为“家庭经营农业劳动者”)的家庭成员界定为农业劳动力。在对样本进行筛选后,共得到 2009—2020 年从事小麦生产的样本户观测值 44648 个,样本户中农业劳动力老龄化的基本情况如表 1 所示。

表 1 样本户中农业劳动力平均年龄和老年农业劳动力占比

年份(年)	农业劳动力平均 年龄(岁)	老年农业劳动力占比(%)		
		年龄≥55岁	年龄≥60岁	年龄≥65岁
2009	46.91	34.79	19.47	8.89
2010	47.49	37.30	21.42	10.09
2011	48.14	39.18	23.09	11.15
2012	48.92	41.15	25.53	12.02
2013	49.50	42.58	27.54	13.14
2014	50.10	43.71	30.22	15.01
2015	51.18	45.23	33.42	17.30
2016	51.55	45.91	34.67	18.45
2017	52.59	48.97	37.01	20.57
2018	53.03	50.72	37.38	21.60
2019	54.91	56.98	41.87	27.09
2020	56.03	60.21	42.78	29.52

表 1 数据显示,2009—2020 年样本户的农业劳动力老龄化程度加深、速度加快。到 2020 年,样本户的农业劳动力平均年龄达到 56.03 岁,比 2009 年提高了 9.12 岁,这和已有研究的预测结果基本一致(黄季焜和靳少泽,2015)。“十三五”时期,样本户中农业劳动力平均年龄的年均增长率为 1.83%,高于“十二五”时期 1.51%的年均增速。到 2020 年,样本户中 55 岁及以上农业劳动力占比达到 60.21%,比 2009 年提高了 25.42 个百分点;60 岁及以上、65 岁及以上农业劳动力占比分别达到 42.78%和 29.52%,分别比 2009 年提高了 23.31 个百分点和 20.63 个百分点。

(二) 模型设定

1. 测算和分解小麦 TFP 增长的模型设定。相比工业部门,农业生产更容易受到各类不确定性因素的影响,将随机扰动项考虑在内的随机前沿模型更适合测算农业 TFP 增长(Gong, 2018)。在随机前沿模型中,对技术非效率项的假设不同,得到的估计结果也会存在差异。其中, Battese and Coelli (1992) 提出的时变衰减模型允许技术非效率项随时间变化,在实证研究中得到了广泛应用^①。在具体的生产函数设定上,相比柯布-道格拉斯生产函数和常替代弹性生产函数,超越对数形式的生产函数放松了要素替代弹性不变、产出弹性不变的约束,更符合粮食生产的实际情况。基于随机前沿模型中的时变衰

^①部分研究使用随机前沿模型中的真实固定效应模型进行分析,但当个体数量明显大于时期数时,则可能无法得到一致的估计结果(Greene, 2005; Belotti et al., 2013)。本文用于实证分析的农户样本符合上述情况,因此不适用该方法。

减模型，本文构建超越对数形式的小麦生产函数如下：

$$\ln y_{i,t} = \beta_C + \beta_L \ln l_{i,t} + \beta_K \ln k_{i,t} + \frac{1}{2} \left[\beta_{LL} (\ln l_{i,t})^2 + \beta_{KK} (\ln k_{i,t})^2 + \beta_{LK} (\ln l_{i,t} \ln k_{i,t}) \right] + \beta_T T + \frac{1}{2} \beta_{TT} (T)^2 + \beta_{TL} (T \ln l_{i,t}) + \beta_{TK} (T \ln k_{i,t}) + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (8)$$

(8)式中：下角标*i*、*t*分别表示农户、年份， $\ln y_{i,t}$ 表示小麦亩均产量的自然对数， $\ln l_{i,t}$ 、 $\ln k_{i,t}$ 分别表示亩均劳动投入的自然对数和亩均资本投入的自然对数，*T*为时间趋势项，一系列 β 为待估计参数。 $v_{i,t}$ 是随机扰动项，服从正态分布； $u_{i,t}$ 是技术非效率项，服从截断正态分布。

借鉴已有研究的做法（朱秋博等，2019；郑志浩和程申，2021），在规模报酬不变的假定下，本文将小麦 TFP 增长分解为技术效率变化（technical efficiency change, 简称 TEC）和技术进步（technology change, 简称 TC）两部分。其中，技术效率变化可以在计算出农户当年技术效率（technical efficiency, 简称 TE）水平^①的基础上，除以上年的技术效率水平后得出；技术进步则是农户当年技术前沿面和上年技术前沿面的比值。在此基础上，小麦 TFP 增长（TFPC）可表示为技术效率变化和技术进步的乘积，具体如下：

$$TFPC_i^{t-1,t} = TEC_i^{t-1,t} \times TC_i^{t-1,t} \quad (9)$$

(9)式中： $TFPC_i^{t-1,t}$ 表示小麦种植户*i*在*t*时期与*t*-1时期的TFP之比，比值大于1表示小麦种植户当年实现了TFP增长，反之则出现了下降。 $TEC_i^{t-1,t}$ 和 $TC_i^{t-1,t}$ 分别表示小麦种植户*i*从*t*-1时期到*t*时期的技术效率变化和技术进步，比值大于1表示当年较上年实现增长，反之则出现了下降。

2.估计农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的模型设定。由于小麦 TFP 增长还受到农户的耕地质量等不随时间改变因素、政策调整和气候变化等随时间改变因素的影响，本文在模型设定和实证分析中控制了农户层面的个体固定效应和年份层面的时间固定效应。考虑到农业劳动力老龄化不仅是年龄自然增长的结果，从中青年劳动力退出农业的角度看还是家庭成员分工的结果（魏佳朔和宋洪远，2022），因此，识别农业劳动力老龄化和小麦 TFP 增长之间的因果关系，还应解决遗漏变量和互为因果导致的内生性问题。

在控制个体和时间固定效应的基础上，仍然可能存在一些遗漏变量同时影响农户家庭的农业劳动力老龄化情况和农业 TFP 增长。此外，农业劳动力老龄化和粮食 TFP 增长之间可能存在互为因果导致的内生性问题。对于 TFP 增长较快的农户，粮食或农业带来的经济收益更大，会吸引一部分中青年家庭成员留在农业部门；而对于 TFP 增长较慢的农户，中青年家庭成员非农就业的倾向更强，农业劳动力老龄化的情况更突出。因此，在使用双向固定效应模型的基础上，还需要结合工具变量法来解决内生性问题。鉴于此，本文使用家庭中 16 岁以下未成年人数量作为工具变量进行实证检验。考虑到子女照料问题，家庭中的中青年劳动力会降低外出意愿，继续在家务农或在本地务工时兼业务农（吴方

^①技术效率水平测算公式： $TE_{i,t} = \exp(-u_{i,t})$ 。

卫和康姣姣, 2020), 因此, 未成年人数量和农业劳动力平均年龄之间存在一定的负相关关系。同时, 家庭中未成年人并不为粮食生产提供直接的劳动投入, 也并非农业生产经营的决策者, 不会直接影响 TFP 增长。本文识别农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的回归模型设定如下:

$$TFPC_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 old_{i,t} + \delta_0 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

(10) 式中: $old_{i,t}$ 表示反映农业劳动力老龄化的核心解释变量, $X_{i,t}$ 表示控制变量。 μ_i 、 η_t 分别代表农户层面的个体固定效应和年份层面的时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。 α_0 为常数项, δ_0 为控制变量的待估计系数, β_0 为农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的边际影响。若 $\beta_0 < 0$, 则表示农业劳动力老龄化减缓了小麦 TFP 增长。

(三) 变量选择和说明

1. 被解释变量。测算小麦 TFP 增长, 需要设定必要的投入产出变量。参考已有研究的做法 (高鸣等, 2017; Chari et al., 2021; Lin et al., 2022), 本文以小麦种植户的亩均产量作为产出变量, 以亩均劳动投入工时作为劳动投入的代理变量, 以亩均生产资料和服务支出作为资本投入的代理变量。亩均生产资料和服务支出包括种子种苗费用、化肥费用、农药费用、机械租赁费用和水电及灌溉费用, 并依据每年每省 (区、市) 的农业生产资料价格指数进行平减。基于以上投入产出变量, 本文以使用随机前沿模型计算得到的 TFPC 作为被解释变量。

2. 核心解释变量。与户主年龄、农业经营决策者年龄等反映个人年龄的指标相比, 家庭中全部农业劳动力的平均年龄能更好地反映农户层面的农业劳动力老龄化情况 (Burton, 2006; Barnes, 2022), 因此, 本文以家庭中全部农业劳动力的平均年龄作为核心解释变量。值得注意的是, 平均年龄增长并不完全等同于农业劳动力老龄化。对于以中青年务农为主的农户而言, 尽管其农业劳动力的平均年龄保持增长, 但仍低于老年人的年龄标准, 并不面临老龄化问题。因此, 参考已有研究的做法 (王善高和田旭, 2018), 本文同时引入是否为老年农户的虚拟变量, 老年农户的判断标准为家庭中全部农业劳动力的平均年龄是否超过特定标准 (55 岁、60 岁或 65 岁)。其中, 55 岁是中国第三次农业普查结果公布时采用的老年人年龄标准之一, 60 岁是国际公认的判断老年与否的年龄标准之一, 65 岁是中国第七次人口普查结果公布时采用的年龄标准之一, 以上 3 个特定年龄是已有研究中判断农业劳动力老龄化与否的主要标准。

3. 控制变量。参考已有研究的做法, 本文将以下控制变量纳入实证分析中: 第一, 文化程度和接受农业教育或培训情况。除农业劳动力的年龄之外, 农业劳动力的文化程度、是否接受过农业教育或培训同样是反映劳动力素质的重要方面, 可能对小麦 TFP 增长存在影响。第二, 经营规模。考虑到经营规模和生产率之间可能存在的反向关系, 本文选择以农户的小麦播种面积来反映经营规模 (Sheng and Chancellor, 2019)。第三, 农业补贴。农业补贴被证明对小麦生产存在显著影响 (高鸣等, 2017), 本文使用每亩承包地的补贴金额作为农业补贴的代理变量, 其中 2009—2015 年为亩均粮食直接补贴、良种补贴和农资综合补贴之和, 2016—2020 年为亩均耕地地力保护补贴金额。第四, 社会化服务。本

文以农户是否从农民专业合作社、集体经济组织购买生产资料反映他们接受产前环节社会化服务的情况，以亩均机械租赁费用衡量农户接受产中环节社会化服务的情况。第五，互联网接入。考虑到信息化对小麦 TFP 增长可能存在的影响（朱秋博等，2019），本文将农户是否接入互联网作为控制变量之一。第六，人均收入。本文在实证分析中也将家庭常住人口的人均收入作为控制变量。投入产出变量、核心解释变量、控制变量的赋值方法和描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量赋值方法和描述性统计结果

变量名称	赋值方法	均值	标准差
投入产出变量			
小麦产量	小麦亩均产量（千克）	363.14	128.70
劳动投入	小麦生产中的亩均劳动投入工时（日）	11.27	8.90
资本投入	小麦生产中的亩均资本投入（元）	270.78	117.35
核心解释变量			
平均年龄	家庭农业劳动力的平均年龄（岁）	51.78	10.86
老年农户（55）	家庭农业劳动力的平均年龄是否大于等于 55 岁：是=1，否=0	0.40	0.49
老年农户（60）	家庭农业劳动力的平均年龄是否大于等于 60 岁：是=1，否=0	0.26	0.44
老年农户（65）	家庭农业劳动力的平均年龄是否大于等于 65 岁：是=1，否=0	0.13	0.34
控制变量			
文化程度	家庭农业劳动力的平均受教育年限（年）	6.48	2.37
农业教育或培训	家庭农业劳动力是否在当年或上年接受过农业教育或培训：是=1，否=0	0.19	0.39
经营规模	小麦播种面积（亩）	4.28	3.61
农业补贴	每亩承包地的农业补贴金额（元）	85.58	49.89
社会化服务（产前）	是否从农民专业合作社、集体经济组织购买生产资料：是=1，否=0	0.06	0.23
社会化服务（产中）	小麦种植每亩机械租赁费用（元）	75.40	47.89
互联网接入	农户是否接入互联网：是=1，否=0	0.24	0.43
人均收入	家庭常住人口的人均总收入（元）	12435.36	10423.74

注：①表中资本投入、农业补贴、社会化服务（产中）、人均收入变量取值均已进行价格平减处理。②表中所展示连续型变量的均值和标准差未取自然对数，后文回归模型中取自然对数。

四、实证分析

（一）小麦 TFP 增长的测算和分解

本文运用随机前沿模型对（8）式进行回归，测算得到小麦种植户的 TFPC，并分解为技术效率变化和技术进步两部分。2010—2020 年样本户的 TFP 增长情况如图 2 所示。TFPC 的均值为 1.0398，分解得到的技术效率变化均值为 0.9922，技术进步均值为 1.0482。这表明，在 2009—2020 年间，技术进步是促进小麦 TFP 增长的主要原因。这一结论与已有研究结论一致（郑志浩和程申，2021）。

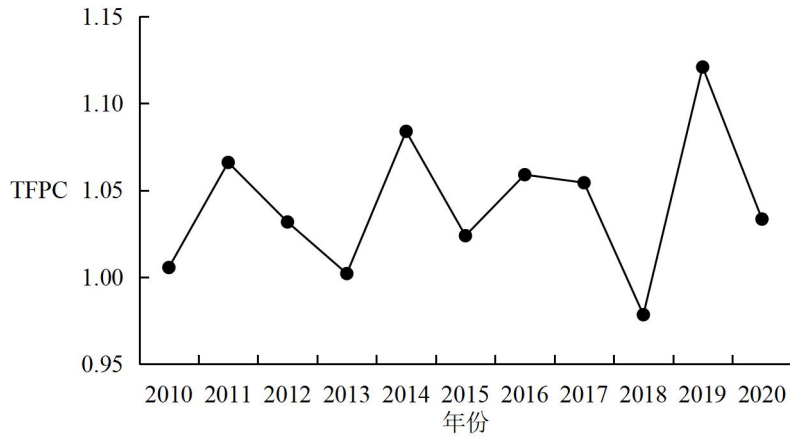


图2 2010—2020年小麦种植户的TFPC变化

注：测算小麦TFPC需要以上一年数据作为基期数据，因此，图中无2009年小麦TFPC数据。

(二) 基准回归结果

基于2009—2020年全国农村固定观察点的小麦种植样本户，本文以测算得到的TFPC作为被解释变量，分别以家庭中全部农业劳动力平均年龄和是否为老年农户为核心解释变量，以家庭中16岁以下未成年人数量为工具变量^①，控制农户的个体固定效应和年份的时间固定效应，验证农户视角下农业劳动力老龄化对小麦TFP增长的影响，具体回归结果如表3所示。

表3 农业劳动力老龄化对小麦TFP增长影响的基准回归结果

变量或指标名称	被解释变量：TFPC							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
平均年龄	-0.5640***	0.2075						
老年农户(55)			-0.3132***	0.1208				
老年农户(60)					-0.3673**	0.1431		
老年农户(65)							-0.3861***	0.1482
文化程度	-0.0648**	0.0300	-0.0729**	0.0344	-0.0711**	0.0342	-0.0378*	0.0215
农业教育或培训	0.0033	0.0102	0.0009	0.0105	-0.0025	0.0111	-0.0052	0.0110
经营规模	-0.0377***	0.0060	-0.0423***	0.0068	-0.0438***	0.0071	-0.0430***	0.0069
农业补贴	0.0056*	0.0033	0.0063*	0.0035	0.0033	0.0038	0.0036	0.0037
社会化服务(产前)	-0.0101	0.0091	-0.0099	0.0093	-0.0111	0.0095	-0.0075	0.0095
社会化服务(产中)	-0.0400***	0.0025	-0.0402***	0.0026	-0.0407***	0.0026	-0.0399***	0.0026
互联网接入	-0.0178***	0.0055	-0.0158***	0.0058	-0.0226***	0.0065	-0.0328***	0.0089
人均收入	0.0168***	0.0044	0.0128***	0.0046	0.0125***	0.0047	0.0070	0.0055

^①是否为老年农户的虚拟变量是依据家庭农业劳动力的平均年龄界定得到的，因此在实证分析中，本文将家庭中16岁以下未成年人数量同时作为家庭中全部农业劳动力平均年龄和是否为老年农户的工具变量。

表3 (续)

个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	34207	34207	34207	34207
LM 统计量	59.64	32.88	28.23	34.96
Cragg-Donald Wald F 统计量	243.30	94.93	79.72	103.70

注：①表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③表中均为工具变量回归的第二阶段结果。

以全部农业劳动力的平均年龄作为核心解释变量的回归结果表明，农业劳动力的年龄增长不利于小麦 TFP 增长。同时，以是否为老年农户作为核心解释变量的回归结果显示，相比中青年农户，老年农户的小麦 TFP 增速更慢。这一结论在 3 种老年农户划分标准下都是成立的，假说 H1 基本得证。此外，随着老年农户的年龄划分标准从 55 岁提高到 65 岁，负向影响也在扩大。这初步说明，农业劳动力老龄化不利于小麦 TFP 增长，并且随着老龄化程度加深，老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响也会加剧，呈现出“越老越慢”的情况。值得注意的是，本文在基准回归模型中，已经在投入变量中纳入了机械租赁费用，并在控制变量中纳入了农户接受产中环节社会化服务的情况^①。这表明，对于机械化水平较高、社会化服务相对普及的小麦生产而言，农业劳动力老龄化仍然对 TFP 增长存在负面影响。LM 统计量、Cragg-Donald Wald F 统计量显示，不存在弱工具变量问题，家庭中 16 岁以下未成年人数量和小麦 TFP 增长及残差项之间也没有表现出相关性，说明该工具变量可行。

农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长存在负面影响的原因可能在于：面对各类新型生产技术、新型经营方式，老年农业劳动力的认知能力、学习能力和风险态度不利于小麦生产技术进步。在本文涉及的样本户中，2009—2020 年 60 岁及以上农业劳动力的平均受教育年限为 5.20 年，低于 60 岁以下农业劳动力 7.20 年的平均受教育年限；60 岁及以上农业劳动力当年或上年接受过农业教育或培训的比例为 9.11%，低于 60 岁以下农业劳动力中相应的比例（14.51%）。样本户中，2009—2020 年 60 岁及以上农业劳动力在本地非农就业、外出非农就业的比例分别为 23.55%和 5.48%，分别低于同期 60 岁以下农业劳动力在本地非农就业（35.36%）和外出非农就业（21.67%）的比例。老年农业劳动力的收入水平更低，风险偏好趋于保守。机械化作业更多弥补了老年农业劳动力的劳动能力下降，但并未改变他们的学习能力、认知能力和风险偏好。例如，在劳动强度较低的植保、防治等环节上，老年农业劳动力被证明对新型机械技术的采用意愿更低（陆歧楠等，2017），这在一定程度上减缓了小麦 TFP 增长。

^①由于小麦产中环节的社会化服务已经比较普及，本文在测算小麦 TFP 增长的投入变量设定中将机械租赁费用包含在内。产中环节的社会化服务费用增加意味着产出增长中由要素投入变化所解释的份额增加，由 TFP 增长所解释的份额减少，所以表 3 中产中环节社会化服务的系数为负。本文进一步以小麦土地产出率的同比变化（当年与上年之比）作为被解释变量的回归结果显示，产中环节的社会化服务能够促进小麦土地产出率增长。因此，从小麦土地产出率增长的视角看，通过产中环节的社会化服务实现机械替代劳动，仍具有促进小麦产量增长的作用。

(三) 稳健性检验

1. 更换 TFP 增长测算方法。测算 TFP 增长的方法选择不当会使被解释变量存在测量误差，这是导致模型产生内生性的原因之一。鉴于此，本文尝试更换小麦 TFP 增长测算方法，以进行稳健性检验。

在稳健性检验中，参考已有研究的做法（王璐等，2020；Chari et al., 2021），本文在设定柯布-道格拉斯生产函数的基础上运用固定效应法测算小麦 TFP 增长。其中，投入产出变量与上文相同，固定效应包括农户、年份、村庄与年份交互项 3 个层面。农户层面的固定效应主要反映农户层面不随时间改变的不可观测特征，如耕地质量等因素；年份层面的固定效应主要反映随时间改变的不可观测特征，如政策调整等；村庄与年份交互项层面的固定效应主要反映每年每村面临的不可观测因素，如气候变化等。通过回归得到相应的参数后，按照索洛余值法测算得到 TFPC。结果显示，基于固定效应法测算得到的 TFPC 均值为 1.0423，略高于基于随机前沿模型测算得到的结果。更换 TFPC 测算方法的稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 更换 TFP 增长测算方法的稳健性检验结果

变量或指标名称	被解释变量：基于固定效应法得到的 TFPC							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
平均年龄	-0.5844***	0.2106						
老年农户 (55)			-0.3245***	0.1222				
老年农户 (60)					-0.3806***	0.1455		
老年农户 (65)							-0.4001***	0.1508
控制变量和固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	34207		34207		34207		34207	
LM 统计量	59.64		32.88		28.23		34.96	
Cragg-Donald Wald F 统计量	243.30		94.93		79.72		103.70	

注：①表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。

表 4 结果显示，以家庭中 16 岁以下未成年人数量为工具变量仍然可行，农业劳动力老龄化不利于小麦 TFP 增长，与基准回归得到的结论一致。并且，随着老龄化程度的加深，老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响也会有所加剧。

2. 更换实证方法。如前文所述，农业劳动力老龄化不仅是农业劳动力年龄增长的结果，还是家庭分工“自选择”的结果，基准回归可能存在一定的样本选择偏误问题。与倾向得分匹配等方法相比，内生转换模型能够同时解决可观测因素和不可观测因素所共同导致的样本选择偏误问题，目前得到了较为广泛的应用。本文在以是否为老年农户作为核心解释变量的回归分析中，运用内生转换模型验证基准回归结果的稳健性。本部分的实证分析控制了样本户所在省份的固定效应和年份层面的时间固定效应，以家庭中 16 岁以下未成年人数量作为选择方程中的识别变量，具体的平均处理效应估计结果如表 5 所示。

表 5 基于内生转换模型的稳健性检验结果

变量名称	被解释变量：基于随机前沿模型得到的 TFPC			被解释变量：基于固定效应法得到的 TFPC		
	老年农户	中青年农户	ATT	老年农户	中青年农户	ATT
老年农户（55）	1.0371	1.1226	-0.0856***	1.0383	1.1195	-0.0812***
老年农户（60）	1.0377	1.1285	-0.0908***	1.0389	1.1257	-0.0867***
老年农户（65）	1.0306	1.1233	-0.0927***	1.0334	1.1240	-0.0905***

注：***表示 1% 的显著性水平。

表 5 结果显示,在使用内生转换模型解决样本选择偏误问题后,农业劳动力老龄化仍然对小麦 TFP 增长存在一定的负面影响。并且,这个结果在分别采用随机前沿模型、固定效应法测算得到 TFPC 的两种情况下均成立。同时,这一负面影响会随着老龄化程度的加深而扩大,与前文研究结论一致。

3. 更换核心解释变量测量方法。本部分参考已有研究的做法（胡雪枝和钟甫宁, 2012），将全部是老年人务农的农户界定为老年农户,老年人的年龄标准仍然为 55 岁、60 岁和 65 岁。同时,考虑到劳动力的性别差异,以农业劳动力是否全部为老年人（男性 ≥ 60 岁,女性 ≥ 55 岁）作为界定老年农户的标准之一。如表 6 所示,在更换核心解释变量的界定方法后,前文结论仍然成立,假说 H1 进一步得证。

表 6 更换核心解释变量的稳健性检验结果

变量或指标名称	被解释变量：TFPC							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
全部是老年人务农（55）	-0.3770**	0.1504						
全部是老年人务农（60）			-0.4034**	0.1600				
全部是老年人务农（65）					-0.4404**	0.1715		
全部是老年人务农（区分性别）							-0.4440**	0.1828
控制变量和固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	34207		34207		34207		34207	
LM 统计量	23.59		23.82		30.00		18.81	
Cragg-Donald Wald F 统计量	72.25		71.38		87.98		53.06	

注：①表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。②**表示 5% 的显著性水平。

（四）农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的机制检验

在明确了农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长存在负面影响的基础上,本部分将分解得到的小麦技术效率变化和技术进步作为被解释变量进行回归分析,以此检验农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的机制,具体回归结果如表 7 所示。

表 7 农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长机制的检验结果

变量或指标名称	被解释变量: TEC				被解释变量: TC			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
平均年龄	-0.0000 (0.0006)				-0.5666*** (0.2096)			
老年农户 (55)		-0.0000 (0.0003)				-0.3147*** (0.1219)		
老年农户 (60)			-0.0000 (0.0004)				-0.3691** (0.1444)	
老年农户 (65)				-0.0000 (0.0004)				-0.3879*** (0.1497)
控制变量和固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	34207	34207	34207	34207	34207	34207	34207	34207
LM 统计量	59.64	32.88	28.23	34.96	59.64	32.88	28.23	34.96
Cragg-Donald	243.30	94.93	79.72	103.70	243.30	94.93	79.72	103.70
Wald F 统计量								

注: ①括号内为聚类到农户的稳健标准误。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

以小麦技术效率变化作为被解释变量的估计结果显示, 农业劳动力老龄化并未对小麦生产的技术效率变化产生显著影响, 这与部分现有研究的结论基本一致(张淑雯等, 2018)。并且, 本文分别使用滞后一期、滞后两期的核心解释变量进行了稳健性检验, 结果显示, 农业劳动力老龄化仍然不存在对小麦技术效率变化的显著影响^①。其中的原因可能在于: 一方面, 老年农业劳动力虽然面临劳动能力下降的问题, 但长期的务农经历形成了一定的经验积累(郭晓鸣和左喆瑜, 2015), 这在一定程度上缓解了年龄增长带来的劳动能力下降。另一方面, 农业机械化水平的提高、农业社会化服务体系的发展, 也降低了小麦生产中的劳动投入需求, 老年农业劳动力能够应对耕、播、收等高劳动强度环节, 避免了小麦种植户的农业技术效率下降(胡祎和张正河, 2018)。2020 年全国小麦生产中机耕面积、机播面积、机收面积占小麦播种面积的比重分别为 93.3%、93.2%和 97.5%, 比 2009 年分别提高了 3.1 个百分点、9.3 个百分点和 11.9 个百分点^②。在小麦生产中机械化作业已经相对普及的背景下, 老年农户的技术效率变化和中青年农户没有显著差异。

如表 7 所示, 农业劳动力老龄化对小麦生产的技术进步存在显著的负面影响, 并且这一负面影响同样会随着老龄化程度的加深而扩大, 假说 H2 基本得证。其中的原因在于: 老年农业劳动力的认知能力和学习能力下降, 加之年龄增长带来的非农就业机会减少和收入下降, 他们的风险偏好趋于保守,

^①受限于文章篇幅, 此部分结果未在正文中展示。

^②数据来源: 小麦机耕面积、机播面积和机收面积数据来源于 2010 年和 2021 年的《中国农业机械工业年鉴》; 小麦播种面积数据来源于国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

更不愿意采用各类新型技术。

考虑到技术进步是农户采用新型技术并实现产量提高的“结果”，而并非具体的新型技术采用“行为”，本文选择样本户是否采用保护性耕作技术作为被解释变量，进一步验证农业劳动力老龄化对小麦生产技术进步的影响^①。由于被解释变量为虚拟变量形式，本部分使用 IV-Probit 模型进行回归，并控制了农户所在省份的固定效应和年份层面的时间固定效应，控制变量与前文一致，工具变量同样选择家庭中 16 岁以下未成年人数量，回归结果如表 8 所示^②。

表 8 农业劳动力老龄化对小麦保护性耕作技术采用行为影响的回归结果

变量或指标名称	被解释变量：是否采用保护性耕作技术							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
平均年龄	-0.7398***	0.2434						
老年农户 (55)			-0.4313***	0.1486				
老年农户 (60)					-0.6971***	0.2668		
老年农户 (65)							-0.5778***	0.2104
控制变量和固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	4731		4731		4731		4731	
Wald χ^2 检验	8.69***		9.06***		9.34***		8.94***	

注：①表中结果为平均边际效应。②表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。③***表示 1% 的显著性水平。

表 8 结果显示，农业劳动力老龄化会降低小麦种植户采用保护性耕作技术的概率，假说 H2 进一步得证。综上所述，农业劳动力老龄化不利于农业技术进步，从而对小麦 TFP 增长产生了一定的阻碍作用，但农业劳动力老龄化并未对小麦技术效率变化产生负面影响。这一结论和美国农业劳动力老龄化影响农业 TFP 增长的机制分析结果一致 (Fried and Tauer, 2016)。

(五) 进一步分析和讨论

以上实证分析结果显示，农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长存在负面影响的主要原因在于农业劳动力老龄化不利于农户采用新型技术，由此减缓了小麦生产的技术进步。聚焦这一机制，本部分主要通过引入农业劳动力老龄化和其他变量交互项的方式进行实证分析，以探究哪些因素能够缓解上述负面影响。

中国农业劳动力的文化程度普遍不高，老年农业劳动力的文化程度更低，这是导致农业劳动力老龄化不利于小麦 TFP 增长的原因之一。因此，开展农业教育或培训可能会缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。同时，收入是老年农户在新型技术采用时考虑的重要因素，但“未富先老”

^①作为一种较为前沿的耕作模式，保护性耕作技术具有改善土壤质量和提高生产力的作用 (Tamburini et al., 2016; 李卫等, 2017)，但需要农业劳动力掌握科学播种、作物轮作、秸秆管理等多方面技术，还需要配套农机具和统筹安排机械作业。

^②全国农村固定观察点对各项作物保护性耕作的调查始于 2019 年，因此该部分实证分析仅包含 2019 年和 2020 年的样本。

的特征在农业劳动力中表现得更为突出。对于收入水平较低、风险偏好保守的老年农业劳动力而言，养老金提供了稳定的收入预期，或将缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的不利影响。农户所在村庄提供的公共服务，特别是农业技术推广，也可能会缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。此外，本部分还考虑了产前和产中环节社会化服务的调节效应。基于上述分析，本部分通过引入老年农户和农业教育或培训、养老金收入、农业技术推广、社会化服务的交互项^①，验证以上因素在农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长影响中的调节效应。为便于结果展示，本部分主要使用“老年农户（60）”这一核心解释变量，具体估计结果如表 9 所示。

表 9 不同因素对农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长调节效应的检验结果

变量或指标名称	被解释变量：TFPC				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
老年农户（60）	-0.3788** (0.1474)	-0.4445** (0.1756)	-0.4948** (0.2011)	-0.3762** (0.1478)	-0.3678*** (0.1424)
农业教育或培训	-0.0527** (0.0265)				
老年农户（60）×农业教育或培训	0.2629** (0.1096)				
养老金收入		0.0015 (0.0012)			
老年农户（60）×养老金收入		0.0264** (0.0113)			
农业技术推广			-0.0935** (0.0477)		
老年农户（60）×农业技术推广			0.4032** (0.1665)		
社会化服务（产前）				-0.0473** (0.0202)	
老年农户（60）×社会化服务（产前）				0.1411** (0.0684)	
社会化服务（产中）					-0.0474*** (0.0041)
老年农户（60）×社会化服务（产中）					0.0282** (0.0123)
控制变量和固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

^①农业教育或培训、产前环节社会化服务、产中环节社会化服务的衡量方法与前文相同；养老金收入的衡量方法为农户获得的养老金收入总额与家中 60 岁及以上老年人数量之比，若家中无养老金收入或无老年人，则赋值为 0；农业技术推广的衡量方法为农户所在村的集体经济组织是否在当年或上年有农业技术推广支出，若有则赋值为 1，若无则赋值为 0。

表9 (续)

观测值	34207	34207	34207	34207	34207
LM 统计量	28.76	25.48	21.27	27.09	29.26
Cragg-Donald Wald F 统计量	83.43	63.43	64.55	77.14	81.00

注：①括号内为聚类到农户的稳健标准误。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③作为连续型变量的养老金收入和产中环节社会化服务在回归中进行了去中心化处理。

表 9 结果显示，老年农户和农业教育或培训交互项的系数为正，表明面向老年农业劳动力提供农业教育或培训能够在一定程度上弥补老年农业劳动力受教育年限偏低的不足，缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。老年农户和养老金收入交互项的系数为正，表明养老金带来的收入增长同样能够缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响，因此，提高农村居民的养老金标准，是应对农业劳动力老龄化问题的可能方案之一。老年农户和农业技术推广交互项的系数为正，表明农户所在村庄通过开展农业技术推广活动，同样能够缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。老年农户和产前环节社会化服务、产中环节社会化服务交互项的系数均为正，表明产前和产中环节的社会化服务均能在一定程度上缓解农业劳动力老龄化带来的负面影响。具体而言，农民专业合作社、集体经济组织提供的产前环节社会化服务，有益于促进新型小麦品种、优质化肥等生产资料的推广使用，能够缓解农业劳动力老龄化对小麦新型技术采用、技术进步的负面影响。此外，产中环节的社会化服务能够通过机械替代劳动的方式，在一定程度上缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。

五、研究结论和政策建议

本文基于 2009—2020 年全国农村固定观察点的农户调查数据，运用结合工具变量法的双向固定效应模型、内生转换模型实证检验了农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的影响。结果显示，尽管在此期间种植户的小麦 TFP 整体增长，但农业劳动力老龄化不利于小麦种植户的新型技术采用和技术进步，对小麦 TFP 增长存在减缓作用，并且这一负面影响会随着老龄化程度的加深而扩大。进一步分析表明，农业教育或培训、养老金收入、农村集体开展的农业技术推广、产前和产中环节的社会化服务能够在一定程度上缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。

为应对农业劳动力老龄化带来的影响和挑战，保障国家粮食安全，本文提出政策建议如下：第一，构建适应农业劳动力老龄化形势的技术推广体系。和中青年农业劳动力相比，老年农业劳动力采用新型技术的意愿更低。应探索通过各类官方渠道、社会渠道推广普及各类新技术的有效路径，健全农业劳动力老龄化背景下的农技推广体系。第二，完善城乡居民基本养老保险制度，提高养老金收入标准。“未富先老”是中国人口老龄化进程的特点之一，提高养老金收入标准，能够有效提高农村老年人的福利水平，缓解农业劳动力老龄化对小麦技术进步和 TFP 增长的负面影响。第三，推动农业社会化服务体系高质量发展。要重视各类新型农业经营主体在提供农业产前、产中环节社会化服务中的重要作用，丰富服务内容，提高服务质量。

参考文献

- 1.都阳、封永刚, 2021:《人口快速老龄化对经济增长的冲击》,《经济研究》第2期,第71-88页。
- 2.高鸣、宋洪远、Michael Carter, 2017:《补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析》,《管理世界》第9期,第85-100页。
- 3.盖庆恩、朱喜、史清华, 2014:《劳动力转移对中国农业生产的影响》,《经济学(季刊)》第3期,第1147-1170页。
- 4.郭晓鸣、左喆瑜, 2015:《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》,《农业技术经济》第1期,第42-53页。
- 5.韩杨, 2022:《中国粮食安全战略的理论逻辑、历史逻辑与实践逻辑》,《改革》第1期,第43-56页。
- 6.胡雪枝、钟甫宁, 2012:《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》,《中国农村经济》第7期,第29-39页。
- 7.胡伟、张正河, 2018:《农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?》,《中国农村经济》第5期,第68-83页。
- 8.黄季焜、靳少泽, 2015:《未来谁来种地:基于我国农户劳动力就业代际差异视角》,《农业技术经济》第1期,第4-10页。
- 9.蒋和平、尧珏、蒋黎, 2020:《新时期我国粮食安全保障的发展思路与政策建议》,《经济学家》第1期,第110-118页。
- 10.李俊鹏、冯中朝、吴清华, 2018:《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》,《农业技术经济》第8期,第26-34页。
- 11.李旻、赵连阁, 2009:《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》,《农业经济问题》第10期,第12-18页、第110页。
- 12.李卫、薛彩霞、姚顺波、朱瑞祥, 2017:《农户保护性耕作技术采用行为及其影响因素:基于黄土高原476户农户的分析》,《中国农村经济》第1期,第44-57页、第94-95页。
- 13.刘景景, 2017:《劳动力结构老化对粮食生产的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期,第36-48页。
- 14.陆岐楠、张崇尚、仇焕广, 2017:《农业劳动力老龄化、非农劳动力兼业化对农业生产环节外包的影响》,《农业经济问题》第10期,第27-34页。
- 15.钱文荣、郑黎义, 2010:《劳动力外出务工对农户水稻生产的影响》,《中国人口科学》第5期,第58-65页、第111-112页。
- 16.王璐、杨汝岱、吴比, 2020:《中国农户农业生产全要素生产率研究》,《管理世界》第12期,第77-93页。
- 17.王善高、田旭, 2018:《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》,《农业技术经济》第4期,第15-26页。
- 18.王淑红、杨志海, 2020:《农业劳动力老龄化对粮食绿色全要素生产率变动的影响研究》,《农业现代化研究》第3期,第396-406页。
- 19.魏佳朔、宋洪远, 2022:《农业劳动力老龄化影响了粮食全要素生产率吗?——基于农村固定观察点数据的分析验证》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期,第22-33页。
- 20.吴方卫、康姣姣, 2020:《中国农村外出劳动力回流与再外出研究》,《中国人口科学》第3期,第47-60页、第127页。

- 21.许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第3期, 第59-71页、第94页。
- 22.杨志海, 2018: 《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》, 《中国农村观察》第4期, 第44-58页。
- 23.张淑雯、田旭、王善高, 2018: 《农业劳动力老龄化对小麦生产机械化与技术效率的影响——基于地形特征的分析》, 《中国农业大学学报》第10期, 第174-182页。
- 24.郑志浩、程申, 2021: 《中国粮食种植业 TFP 增长率及其演进趋势: 1980—2018》, 《中国农村经济》第7期, 第100-120页。
- 25.朱启臻、杨汇泉, 2011: 《谁在种地——对农业劳动力的调查与思考》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第162-169页。
- 26.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019: 《信息化提升了农业生产率吗?》, 《中国农村经济》第4期, 第22-40页。
- 27.Barnes, A. P., 2022, "The Role of Family Life-Cycle Events on Persistent and Transient Inefficiencies in Less Favored Areas", *Journal of Agricultural Economics*, <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12506>.
- 28.Battese, G. E., and T. J. Coelli, 1992, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2): 153-169.
- 29.Belotti, F., S. Daidone, G. Ilardi, and V. Atella, 2013, "Stochastic Frontier Analysis Using Stata", *Stata Journal*, 13(4): 719-758.
- 30.Brown, P., A. Daigneault, and J. Dawson, 2019, "Age, Values, Farming Objectives, Past Management Decisions, and Future Intentions in New Zealand Agriculture", *Journal of Environmental Management*, 231(7): 110-120.
- 31.Burton, R. J. F., 2006, "An Alternative to Farmer Age as an Indicator of Life-Cycle Stage: The Case for a Farm Family Age Index", *Journal of Rural Studies*, 22(4): 485-492.
- 32.Chari, A., E. M. Liu, S. Y. Wang, and Y. Wang, 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China", *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 33.Duesberg, S., P. Bogue, and A. Renwick, 2017, "Retirement Farming or Sustainable Growth - Land Transfer Choices for Farmers without a Successor", *Land Use Policy*, 61(1): 526-535.
- 34.Fan, L., X. Dang, Y. Tong, and R. Li, 2019, "Functions, Motives and Barriers of Homestead Vegetable Production in Rural Areas in Ageing China", *Journal of Rural Studies*, Vol.67: 12-24.
- 35.Fried, H. O., and L. W. Tauer, 2016, "The Aging U.S. Farmer: Should We Worry?", in J. Aparicio, C. Lovell, and J. Pastor (eds.) *Advances in Efficiency and Productivity*, Cham, Switzerland: Springer, 391-407.
- 36.Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, Vol.132: 18-31.
- 37.Greene, W., 2005, "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.
- 38.Lin, B., X. Wang, S. Jin, W. Yang, and H. Li, 2022, "Impacts of Cooperative Membership on Rice Productivity: Evidence from China", *World Development*, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105669>.

39. Sheng, Y., and W. Chancellor, 2019, "Exploring the Relationship Between Farm Size and Productivity: Evidence from the Australian Grains Industry", *Food Policy*, 84(6): 196-204.

40. Tamburini, G., S. De Simone, M. Sigura, F. Boscutti, and L. Marini, 2016, "Conservation Tillage Mitigates the Negative Effect of Landscape Simplification on Biological Control", *Journal of Applied Ecology*, 53(1): 233-241.

(作者单位: ¹ 中国农业大学国家农业农村发展研究院;

² 农业农村部农村经济研究中心)

(责任编辑: 胡 祎)

How Does the Aging of Agricultural Labor Force Affect the Growth of Total Factor Productivity of Wheat?

WEI Jiashuo GAO Ming

Abstract: Based on the household survey data from the fixed observation points of rural areas in China from 2009 to 2020, this article empirically tests the impacts of the aging of agricultural labor force on the growth of total factor productivity (TFP) of wheat by using a two-way fixed effect model and an endogenous transformation model combined with the instrumental variable method. The results show that the aging of agricultural labor force has mitigated the growth of TFP of wheat, and with the deepening of the aging degree, this negative effect is likely to expand. The reason for the negative impact is that the aging of agricultural labor force has reduced the probability of wheat farmers to adopt new technologies and hindered their technological progress. Further analysis shows that agricultural education or training, pension income, agricultural technology promotion carried out by rural collectives, agricultural socialized services during the pre-production and production stages can alleviate the above negative effects to a certain extent. In order to cope with the impacts brought by the aging of agricultural labor force, this study proposes building a technology extension system that conforms to the background of the aging of agricultural labor force, improving the basic pension income standard of rural residents, and promoting a high-quality development of agricultural socialized services system.

Key words: Agricultural Labor Force; Aging; Grain; Total Factor Productivity; Technological Progress