农村人口老龄化与农业生产的效应机制

王笳旭[1], 李朝柱[2]

(1. 中国电子技术标准化研究院,北京 100010; 2. 浙江农林大学 暨阳学院,浙江 诸暨 311800)

摘 要: 从劳动力供给效应、资本要素替代效应、土地规模转换效应三个方面构建农村人口老龄化影响农业生产的分析框架,基于中国家庭追踪调查数据,分析了农村人口老龄化对农业生产的影响及效应机制。研究发现,农村人口老龄化通过劳动力供给效应、资本要素替代效应抑制了农业生产,但通过土地规模转换效应促进了农业生产。上述三种效应叠加后,农村人口老龄化导致农业产出水平下降0.77%,劳动生产率下降1.19%,土地生产率下降0.69%。上述研究结论,不仅丰富了老龄化对农业生产领域的经验研究,也为应对老龄化对农业生产带来的不利影响提供了方向和思路。

关键词: 老龄化; 农业产出; 劳动生产率; 土地生产率

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2020)02-0060-14

一、农村人口老龄化研究现状分析

中国农业部门具有两大典型特征:农民的急剧老龄化和家庭小农经济的大量存在。2010年全国第六次人口普查资料显示,我国农村60岁以上老年人口占农村人口比重为14.98%,而2015年全国1%人口抽样调查数据显示这一比例已经快速上升到18.47%,农村老年人口总量接近1.12亿。受此影响,农业劳动力老龄化更为严重,第三次全国农业普查数据显示,2016年我国农业生产经营人员中55岁及以上的人口占33.6%,"老人农业"已成为中国农业的典型特殊之一[1]。同时,我国农户人均耕地不足3亩,以家庭为生产经营单位的小规模农户仍是我国农业生产的基本单位和重要主体。国外学者对欧洲农业的研究发现小农越多的国家农业生产绩效受到老龄化的影响更加严重[2]。农村人口老龄化是否会导致农业生产能力下降进而危及我国农业生产、粮食安全和农业可持续性等问题引发了社会的广泛担忧。

当前学术界就这一问题展开了广泛而深入的研究,但并没有形成一致的结论。一种观点认为农村人口老龄化不利于农业生产。劳动力年龄的增长会限制其农业劳动力投入,加上传统保守的思想,对农业生产中的新技术接受程度也较低。陈锡文等认为农村人口老龄化减少了农业劳动力投入,进而显著的负向影响农业产出[3]。何小勤认为农村人口老龄化阻碍农业新技术的使用和发展,导致农业效率下降,严重影响农业产出[4]。李旻和赵连阁对比分析了老龄户和非老龄户的农业生产差异,证实了老龄户在农业生产规模和技术采用等方面的诸多劣势,老龄化对农业生产总体上产生不利影响[5]。另一种观点认为,农村人口老龄化尚不构成农业生产的障碍,老年劳动力农业生产经验丰富,能按照农作物的生长规律及时开展相关农业生产活动,因此生产效率更高。胡雪枝和钟甫宁利用全国农村固定观察点数据,比较了老龄户和年轻户粮食作物生产上的差异,

收稿日期: 2019-12-20 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2020.02.006

基金项目: 浙江省社科规划项目(20NDQN324YB)

作者简介: 王笳旭(1988—),男,河北唐山人,中国电子技术标准化研究院助理研究员,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:jiuri_wang@126.com

发现农村老龄化并没有对农业生产产生负面影响[6]。林本喜和邓衡山分析得出劳动力老龄化对土地利用效率不存在显著影响[7]。李俊鹏等则认为农业劳动力老龄化可以促进土地的流转集中和机械化使用，进而提高粮食生产效率，实现粮食产量的增加[8]。

以往研究为本研究提供了基础，但仍需进一步深入：第一，已有文献大多将老龄化问题限定在农业劳动力老龄化，而非农村人口老龄化，在样本上具有高度选择性，从而可能忽略那些退出（或暂时退出）农业但仍持有农业生产要素的家庭对农业生产的影响[9]；第二，已有研究主要关注老龄化对农业生产的直接影响和间接影响，缺乏对老龄化影响农业生产的效应机制考察；第三，现有研究分析老龄化对农业生产影响时，主要从农业产出的角度进行分析，缺乏对农业生产率影响的分析。为此，本文的主要研究工作与贡献是：首先，将分析的视角扩展到农村人口老龄化上。其次，从农业劳动力供给效应、资本要素替代效应、土地规模转换效应等方面分析农村人口老龄化影响农业生产的效应机制。再次，从农业产出和农业生产率两个层次分析农村人口老龄化对农业生产的影响。

二、农村人口老龄化对农业生产影响的理论分析

（一）农村人口老龄化的农业劳动供给效应

“农业劳动供给”效应机制是指随着老龄化程度的加重，劳动者的体力和能力不断弱化，使得投入生产的有效劳动供给发生变动，进而对农业生产造成负面影响。首先，随着农村人口老龄化程度的提升，农业劳动力供给总量将会减少。同时，随着年龄的增长，劳动者的体力和能力会逐渐下降，而农业生产又是一项消耗体力的劳动。老龄化对劳动者体力能力的改变可能会减少其参与农业生产[10]。其次，老龄化将使得家庭作为农业生产经营单位的功能下降，当前我国平均每户农业从业人口仅为 1.04 ~ 1.52 人，随着劳动力进入老龄阶段，势必会导致那些缺少劳动力的家庭逐渐放弃农业生产[11]。同时，老龄化不仅意味着老年劳动力的增多，而且“硬币的另一面”是年轻劳动力的减少。老年劳动力的退出和新进农业继任者的缺少可能导致农业劳动的代际断层[12]。随着农村人口老龄化程度的提升，老年劳动力增多，年轻劳动力减少，农业劳动力供给总量减少。因此，农村人口老龄化可能通过“农业劳动供给效应”对农业生产产生不利影响。

假说 1：农村人口老龄化会通过劳动供给效应对农业生产造成不利影响。

（二）农村人口老龄化的资本要素替代效应

“资本要素替代”效应机制是指随着老龄化程度加深，当农户面临劳动供给约束时，会根据家庭要素禀赋调整要素配置，通过资本投入，采用劳动节约型技术等替代劳动力[13]。在老龄化的情况下，农村劳动力供给总量减少，劳动力的价格上涨，劳动相对于资本和技术等要素变得更加昂贵，因此受老龄化影响的家庭会增加劳动替代型生产要素的需求，特别是对农业生产机械的需求。然而，老龄化对农业机械化也可能产生不利影响。一方面，随着年龄结构老化，老年农户的知识水平较低、农业生产经验、劳动技能和生产方式等通常较为固化，其对新知识新技术的接受程度较差，因此不利于农业机械的推广和应用；另一方面，农户年龄增大限制了其外出就业的可能性，为了降低农业生产成本，老年农户可能会减少农业生产的资本投入和农业固定资产投入，通过延长农业劳动时间，提高自我雇佣等方式来进行农业生产。但是，近年来中国农业发展实践表明，机械化的推进除了农户自购自持外，农机社会化服务使得农业机械化实现形式发生重要变化，目前农机服务已经实现了跨区作业、联合作业。由于劳动成本的上涨，大量农户转向专业大户、家庭农场和合作社购买农机服务来替代劳动力的投入[14]。农户不必持有全部生产环节所需农业机械，可以通过购买相应阶段的农机服务实现对劳动的替代。

假说 2：农村人口老龄化使得农户倾向于购买农机服务替代农业劳动供给的不足，减轻劳动供

给约束,因此农机服务能在一定程度上抵消老龄化对农业生产的不利影响。

(三)农村人口老龄化的土地规模转换效应

"土地规模转换"效应机制是指老龄化导致的劳动供给约束使得家庭重新确定农业的最优经营规模,以达到农业劳动供给与土地经营规模的均衡匹配。土地与劳动力更多的表现为互补关系,在一定的技术水平下,农业劳动力越多,其能够经营的土地规模也就越大。我国最初按照家庭人口数平均分配土地,在人多地少的国情下,通过劳动"过密化"实现对土地的精耕细作实现较高的单产水平[15]。但是随着家庭年轻劳动力的外流以及劳动力的老龄化,以农户家庭为单位的劳动"过密化"已经发生了改变,由于我国农户的农地经营规模小且呈细碎化的分布形态,老龄化引起的农业劳动力不足使得农户需要重新考虑其是否有能力继续经营家庭中分散的土地。在经营能力不足的情况下,老年农户可能通过土地流出放弃部分土地或全部土地的经营,那些地力较低、灌溉条件差、地处偏远的农地可能会被弃耕,从而造成土地资源的浪费,降低土地产出率。而同时老龄化导致的家庭经营能力下降又会制约农户租入土地扩大经营规模,影响农业增产[16]。

假说3:农村人口老龄化促使家庭向下调整土地经营规模,家庭农业经营规模的减少对农业生产产生负向影响,降低农户土地利用效率。

三、农村人口老龄化与农业生产的统计分析

(一)研究方法

1. 实证模型

参考李俊鹏[8]等的研究,采用劳动增强型的 *Cobb – Douglas* 生产函数分析老龄化对农户农业生产的影响。假设农户 i 在 t 时期投入资本、劳动和土地进行农业生产,其劳动增强型的 *Cobb – Douglas* 生产函数形式如下:

$$Y_{it} = S_{it}^{\alpha_i} K_{it}^{\beta_i} [X_{it} A_{it} \varphi(l_{it})]^{\gamma_i} \tag{1}$$

其中,Y_{it} 表示农业产出水平,S_{it} 表示农户的土地规模,K_{it} 为农业生产投入的资本,X_{it} 为农业劳动投入,A_{it} 表示农户的技术进步水平,$\varphi(l_{it})$ 表示农户投入农业的劳动力的综合劳动能力,α_i、β_i 和 γ_i 分别表示土地、资本和劳动的替代弹性,假设农户的要素替代弹性不随时间变化,且规模报酬不变。将农业劳动投入(X_{it})分为男性劳动力劳动投入(L_{it}^m)、女性劳动力劳动投入(L_{it}^{fm})和老年劳动力劳动投入(L_{it}^o),因此,

$$X_{it} = \sum L_{it}^j = L_{it}^m + L_{it}^{fm} + L_{it}^o \tag{2}$$

源于生产技能和劳动投入的差别,不同类型的劳动力具有差异性的生产能力,采用线性加总表示劳动力的综合能力指数 $\varphi(l_{it})$,

$$\varphi(l_{it}) = \sum \lambda_j \times l_{it}^j \tag{3}$$

λ_j 表示不同劳动类型的异质性,l_{it}^j 表示各类型的农业劳动力占家庭总的农业劳动供给的比例,

$$l_{it}^j = \frac{L_{it}^j}{X_{it}} \tag{4}$$

将公式2、3、4代入公式1,整理得,

$$Y_{it} = S_{it}^{\alpha_i} K_{it}^{\beta_i} [X_{it} e^{z_e + z_i} (\lambda_m \frac{L_{it}^m}{X_{it}} + \lambda_{fm} \frac{L_{it}^{fm}}{X_{it}} + \lambda_o \frac{L_{it}^o}{X_{it}})]^{\gamma_i} \tag{5}$$

对上式两边取对数后,整理得到,

$$\ln Y_{it} = \alpha_i \ln S_{it} + \beta_i \ln K_{it} + \gamma_i \ln(\lambda_m L_{it}^m + \lambda_{fm} L_{it}^{fm} + \lambda_o L_{it}^o) + \gamma_i (z_e + z_i) \tag{6}$$

假定男性劳动力和女性劳动力的农业劳动投入不存在异质性，且令男性劳动生产率标准化为1，老年劳动力的农业劳动生产率为男性劳动力的一个特定比率 δ，根据以往研究 $0 < \delta < 1$，因此，将上式中劳动供给部分进行整理后可得，

$$\lambda_m L_{it}^m + \lambda_{fm} L_{it}^{fm} + \lambda_o L_{it}^o = X_{it}\left[1 + (\delta - 1)\frac{L_{it}^o}{X_{it}}\right] \tag{7}$$

其中，$\frac{L_{it}^o}{X_{it}}$ 即老年劳动力占劳动力总量的比重，反映了农业劳动力的老龄化程度。令 $\kappa = 1 - \delta$，由于 $\delta < 1$，所以 κ 大于0，因此，老龄化程度越高则农业劳动供给总量越小。将7式代入6式得：

$$\ln Y_{it} = \alpha_i \ln S_{it} + \beta_i \ln K_{it} + \gamma_i \ln X_{it} + \ln(1 - \kappa Aging_{it}) + \gamma_i(z_e + z_i) \tag{8}$$

根据上式构建适用于分析人口老龄化对农业生产影响的面板数据模型：

$$\begin{aligned} \ln Agri_output_{it} = {} & \alpha_0 + \beta_1 \ln Aging_{it} + \beta_2 \ln Land_{it} + \beta_3 \ln Capital_{it} \\ & + \beta_4 \ln Labor_{it} + \beta_5 \ln Machine + CV + d_i + \mu_{it} \end{aligned} \tag{9}$$

其中，$Agri_output_{it}$ 为农户 i 在 t 年的农业产出，$Aging_{it}$ 为农户的老龄化水平，$Land_{it}$ 为土地投入量，$Capital_{it}$ 为物质资本投入量，$Labor_{it}$ 农业劳动投入量，$Machine$ 为农业机械化水平，CV 为影响农业生产的其他变量，d_i 和 μ_{it} 分别为个体效应和服从独立同分布的随机扰动项。

2. 效应机制检验模型

为了验证农村人口老龄化影响农业生产的效应机制，参考温忠麟和叶宝娟[17]的研究，构建了中介效应检验模型：

$$\begin{cases} Y_{it} = \theta_1 + cX_{it} + CV + \varepsilon_1 & (10) \\ M_{it} = \theta_2 + aX_{it} + CV + \varepsilon_2 & (11) \\ Y_{it} = \theta_3 + c'X_{it} + bM_{it} + CV + \varepsilon_3 & (12) \end{cases}$$

式 10－12 中，Y_{it} 为被解释变量，X_{it} 为解释变量，M_{it} 为中介变量，CV 为控制变量，ε 为随机扰动项。a、b、c、c' 为估计系数，通过比较估计系数之间的显著性来判断是否存在中介效应，以及若存在中介效应时，是完全中介效应还是部分中介效应。

（二）数据来源

北京大学中国家庭追踪调查数据库（CFPS）调查了全国 25 个省（区、市），总样本达到 13946 户，覆盖了个人、家庭和社区三个层面的信息，本文主要使用了 2012、2014 和 2016 年的数据。研究中对数据做了如下处理：一是以家庭经济数据库为基准，根据家庭中个人信息和社区层面的时不变信息合成家庭中人口特征、就业情况以及所在地的特征，保留了拥有土地和调查期任意一年具有农业生产行为的样本。二是由于 2014 年和 2016 年未统计家庭土地数据，采用了 2010—2012 年追踪调查户的数据替代。三是剔除了个人、家庭特征等关键信息缺失的样本。最终得到有效样本 13872 户，其中 2012 年、2014 年和 2016 年样本量分别为 4632 户、5072 户和 4168 户。

（三）变量选择与描述性统计

1. 被解释变量

农业产出：包括农业的产出水平和农业生产率。农业产出水平使用农业总收入进行衡量，并根据各省的 CPI（2010 年为基期）数据对农户的农业总收入进行平滑，剔除价格波动对收入的影响。农业生产率，从农户的劳动生产率（$Laborp$）和土地生产率（$Earthp$）两方面进行度量。参考陈媛媛和傅伟[18]的研究，使用单位农业有效劳动的农业总产值衡量劳动生产率。参考林本喜和邓衡山[7]的研究，使用单位土地的农业产值衡量土地生产率。

2. 核心解释变量

农村人口老龄化:采用家庭中劳动力的平均年龄度量。

3. 关键解释变量

(1)农业劳动供给。关于农业劳动供给主要有农业劳动力数量和农业劳动时间两种度量方式。考虑到 CFPS 中劳动时间的统计缺失较大,因此参考盖庆恩等[9]的研究,用标准化后的农业劳动数量表示。假定性别无差异,老年劳动力劳动生产率为男性标准劳动生产率的 0.71,因此 1 个老年劳动力仅为 0.71 个标准劳动力。标准劳动力反映了家庭中劳动供给质量的异质性问题。(2)土地要素投入。用家庭承包地数量作为土地要素的投入变量(*Land*),并使用农户的土地租入(*Inrent*)、租出(*Outrent*)行为表示土地规模调整,如果农户租出土地表示缩小经营规模,租入土地则表示扩大经营规模。(3)农业机械投入。采用农业生产投入的机器租赁和灌溉费用作为替代指标。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
总产出(Agri_output)	农业总收入(元)	12933.82	29950.62
劳动生产率(Laborp)	农业总收入/标准农业劳动	8766.89	24901.84
土地生产率(Earthp)	农业总收入/家庭土地规模	2351.06	15788.93
核心解释变量			
老龄化(Aging)	家庭劳动力的平均年龄(岁)	46.78	11.52
关键解释变量			
农业劳动供给(Agri_labor)	家庭标准化劳动力投入(人)	1.5447	0.9806
土地面积(Land)	农户家庭承包地规模(亩)	12.5398	34.4383
是否流入(Inrent)	农户租入土地(是=1;否=0)	0.1704	0.3760
是否流出(Outrent)	农户租出土地(是=1;否=0)	0.0969	0.2958
农业机械投入(Machine)	机械租赁和灌溉费用(元)	501.08	1191.25
主要控制变量			
资本投入(Capital)	种子化肥农药费、种畜鱼苗费、雇工费(役畜费)、饲料费和其他费用	6166.84	20988.25
要素禀赋结构(Endow)	家庭的劳均财富水平(万元/人)	8.8536	202.86
受教育水平(Eduy)	家庭劳动力平均受教育年限(年)	5.5057	3.2506
非农劳动力(Nonagri_work)	家庭非农就业劳动力人数(人)	0.7849	0.9506
家庭规模(Familysize)	家庭人口数(人)	4.2862	1.8963
劳动年龄人数(Labor)	家庭中 16~59 岁年龄段人数(人)	2.3502	1.4223
儿童数量(Young)	家庭中 16 岁以下人数(人)	1.2548	1.3120
村庄地形(Dum_Landscape)	地形地貌虚拟变量(山区丘陵=1;平原=2;高山高原=3;其他=4)	1.8865	0.7925
村庄交通(Road)	村庄是否通公路(是=1;否=0)	0.8806	0.3242

注:表中数据为各变量数据的原始值,在回归分析中根据模型特点本文对主要数据进行了对数化处理。由于农业产出、投入等部分指标变量有样本数值为 0 的数据,取对数后会导致样本缺漏,参考钱龙[19]对数据的线性变换方法,采用 ln(x+1)的处理方法。

4. 控制变量

参照已有研究,本文选取的控制变量分为两个层面:一是农户层面的变量,主要有农业生产的资本投入、家庭要素禀赋结构、家庭劳动力的平均受教育水平、家庭非农劳动力数量、农户家庭规

模、家庭劳动年龄人口数和家庭儿童数量等变量。二是村庄层面的变量，主要有村庄地形地貌特征和村庄交通通达度两个变量。其中，(1)农业生产资本投入[①]包括种子化肥农药费、种畜鱼苗费、雇工费(役畜费)、饲料费和其他费用成本，但不包括机器租赁和灌溉费；(2)家庭要素禀赋结构用家庭的劳均财富水平衡量，其中家庭财富用家庭中现金和存款、有价证券价值、现住房价值和其他住房价值汇总获得。家庭要素禀赋越高则家庭中资本相对于劳动越充裕，则越可能用资本替代劳动，因此该变量对农业生产可能会产生正向影响；(3)家庭劳动力平均受教育水平用家庭劳动力受教育年限的均值衡量，家庭劳动力的受教育水平越高则其人力资本水平越高，越可能脱离农业生产而从事非农工作，因此可能会对农户的农业生产造成负向影响；(4)家庭非农劳动力数量用家庭中从事非农产业的人数表示，从事非农工作的人数越多，则家庭中从事农业生产的劳动供给越少，因此可能影响农业产出；(5)农户家庭规模用农户家庭总人口数衡量，家庭规模越大越有利于家庭进行劳动分工决策，从而保障农业生产的劳动供给；(6)家庭劳动年龄人数用家庭中年龄在 16～59 岁的人数表示，这部分人是劳动能力较高的人群，如果老龄化导致农业生产劳动力不足，那么劳动年龄人数越多可能缓解农业劳动力的不足，从而有利于农业生产；(7)家庭儿童数量为家庭中 16 岁以下少儿数，传统上认为农村的少年儿童也在一定程度上充当了农业劳动力角色，因此儿童也可能起到一定的劳动补充作用；(8)村庄地形地貌特征用虚拟变量表示；(9)村庄交通通达度用两个村庄是否通公路表示，如果村庄通公路则记为 1，否则为 0。变量定义及描述性统计见表 1。

四、农村人口老龄化对农业生产影响的实证结果分析

(一)老龄化影响农业产出的基准回归结果

本文运用面板数据回归方法进行分析，Hausman 检验拒绝随机效应模型，因此本文使用固定效应模型进行回归。为了对比回归结果的稳健性，同时汇报了普通最小二乘法的回归结果(见表 2)。两种方法回归得出的变量系数没有发生显著改变，说明了基准回归结果具有较高的可信度。

表 2 中，模型 1 仅考虑了老龄化对农业产出的影响，模型 2 加入了关键解释变量，模型 3 进一步加入了控制变量。以固定效应结果为分析基准，研究得出老龄化对农业产出具有显著的负向影响，加入关键解释变量后，老龄化对农业产出的负向作用显著降低，而加入控制变量后，老龄化对农业产出的影响进一步降低，表明老龄化对农业产出的影响受农户家庭其他要素的投入影响较大。模型 3 显示，老龄化对农业产出的影响在 5% 的统计检验下显著为负，即农村家庭劳动力平均年龄提高 10 岁会导致农业产出水平下降 7.7 个百分点。

从关键解释变量的回归系数看，首先，家庭承包地规模对农业总产出具有显著的正向影响，即农业经营规模越大，农业产出水平越高。家庭农业经营规模的调整对农业产出具有显著的影响，其中租入土地会正向影响农业产出水平，而租出土地会显著的减少农业产出。农业劳动投入对农业产出增长具有显著的正向影响，且通过了 1% 的统计性检验，说明增加农业劳动投入量能有效的提升农业产出水平，农业劳动投入量的增加能够使农户更精细地管理农业生产；机械化对农业产出的作用同样不可忽视，机械化的运用对农业产出具有显著的正向作用，且通过了 1% 的显著性水平检验。

---

① 由于调查数据的统计特征，种植业产出和要素投入并不能与畜牧水产进行有效区分，因此本文的农业生产并不仅限于种植业。其中产出为农林牧副渔业的总产出；土地包含耕地、林地、草地、池塘等所有承包地类型；农业资本投入为种植业、林业和畜牧水产的总费用投入，其他费用包括燃料、运输费、加工费、包装费、市场管理费、税费和畜牧的治病、疫苗费等。

表2 基准回归结果

变量名称	模型1		模型2		模型3	
	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS
Aging	-0.0281***	-0.0412***	-0.0245***	-0.0160***	-0.0077**	-0.0057***
	(0.0043)	(0.0020)	(0.0039)	(0.0017)	(0.0031)	(0.0015)
Land			0.2279**	0.3859***	0.1028*	0.0452***
			(0.1055)	(0.0236)	(0.0593)	(0.0130)
Inrent			0.5102***	0.7843***	0.0966**	0.0542*
			(0.0791)	(0.0521)	(0.0438)	(0.0278)
Outrent			-1.1289***	-1.4178***	-0.1693***	-0.1698***
			(0.0918)	(0.0663)	(0.0512)	(0.0359)
Agri_labor			1.5073***	2.1909***	0.3457***	0.4297***
			(0.0702)	(0.0496)	(0.0432)	(0.0324)
Machine			0.2771***	0.2553***	0.0290***	0.0145***
			(0.0095)	(0.0060)	(0.0056)	(0.0038)
Capital					0.8701***	0.8710***
					(0.0064)	(0.0046)
Endow					0.0069	0.0589***
					(0.0206)	(0.0124)
Eduy					-0.0302***	-0.0055
					(0.0093)	(0.0036)
Nonagri_work					0.0442**	0.0017
					(0.0191)	(0.0141)
Labor					-0.0101	-0.0404**
					(0.0357)	(0.0199)
Young					0.0023	-0.0167
					(0.0335)	(0.0192)
Familysize					0.0115	0.0372**
					(0.0333)	(0.0167)
Road					-0.1452	0.1648***
					(0.1243)	(0.0316)
Dum_Landscape					是	是
常数项	9.3320***	9.9480***	7.5832***	5.3423***	2.6673***	1.6498***
	(0.2004)	(0.0980)	(0.2817)	(0.1090)	(0.3181)	(0.1468)
N	13872	13872	13872	13872	13872	13872
组内 R^2/R^2	0.0125	0.0296	0.1996	0.3450	0.7556	0.8169
F值	34.02	423.49	252.13	1217.31	1314.37	3635.89

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著(下同,不在重复)。

(二)农村人口老龄化对农业生产的效应机制分析

1. 农业劳动供给效应

老龄化程度的提高可能会通过影响家庭劳动力的农业劳动供给,进而影响农业产出水平。参考 Gu et al.[20]的研究,在加入主要控制变量的情况下运用面板固定效应模型检验老龄化对农业生产的劳动供给效应是否显著,估计结果如表3所示。

表 3　劳动供给效应检验

变量名称	模型 4	模型 5	模型 6
	农业产出	农业劳动供给	农业产出
Aging	-0.0098*** (0.0025)	-0.0066*** (0.0007)	-0.0077** (0.0031)
Agri_labor			0.3457*** (0.0432)
关键解释变量	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	3.0123*** (0.2085)	1.0731*** (0.0563)	2.6673*** (0.3181)
观测值	13872	13872	13872
组内 R^2	0.7498	0.1290	0.7556
F 值	2202.84	108.88	1314.37

注：解释变量同上，限于篇幅没有给出，如有需要可直接向作者索取（下同）。

上述回归结果显示，老龄化对农业产出有显著的负向作用，估计系数为 -0.0098。老龄化对农业劳动供给的影响也是显著的，估计系数为 -0.0066，即家庭劳动力平均年龄提高 1 岁会导致家庭中标准农业劳动供给的下降 0.66%。模型 6 表明，老龄化和农业劳动供给对农业产出的影响均显著，通过 5% 的统计性检验，但两者符号相反。老龄化显著的降低了农业产出水平，而劳动供给显著的提升了农业产出水平。根据中介效应的公式，由于 a、b、c 三个系数均显著，且 ab 符号与 c 相同，表明人口老龄化通过农业劳动供给影响农业产出的中介效应存在，但由于 c' 也显著，因此人口老龄化通过农业劳动供给只是部分的中介效应。中介效应的大小为 ab/c = (-0.0066 * 0.3457)/(-0.0098) = 23.28%，这说明老龄化对农业产出减少的作用中有 23.28% 是由于老龄化导致农业劳动供给减少引起的，验证了假说 1。

2. 资本要素替代效应

老龄化导致农村家庭劳动供给减少，造成劳动价格提高。因此农户可能会通过资本和技术的运用来替代农业劳动投入。本文使用农业机械化和机械投工比来检验要素替代对人口老龄化的中介效应，用农户的亩均机械费用与农户亩均标准农业劳动投入的比分别衡量农业机械化和机械投工比，指标值越大代表农业机械对劳动投入的替代性越高。回归结果如表 4、表 5 所示。

表 4 中模型 7 表明在不考虑农业机械化时，老龄化对农业生产的直接影响显著为负。模型 8 显示老龄化对农业机械化具有显著的正向影响，估计系数通过了 1% 的统计性水平检验，这意味着老龄化程度的提高显著的促进了农业机械的推广运用。而模型 9 在控制老龄化影响后，机械化水平的提高显著的增加了农业产出。根据中介效应计算公式，农业机械化对老龄化影响农业产出的中介作用为 0.167，即通过机械化水平提高抵消了老龄化对农业产出的不利影响。

表 4　资本要素替代效应检验 1：农业机械化

变量名称	模型 7	模型 8	模型 9
	农业产出	农业机械化	农业产出
Aging	-0.0066** (0.0031)	0.0380*** (0.0061)	-0.0077** (0.0031)
Machine			0.0290*** (0.0056)
关键解释变量	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	2.3456*** (0.3879)	-6.0704*** (0.7708)	2.5219*** (0.3888)
观测值	13872	13872	13872
组内 R^2	0.7512	0.1507	0.7520
F 值	1355.15	79.63	1289.38

表5的回归结果显示,使用农户的机械投工比作为要素替代效应的代理指标同样具有显著意义。老龄化对农业机械投工比具有显著的正向作用,即老龄化程度的提高使得农户会更频繁使用农业机械,通过机械化实现对劳动的替代,从而缓解劳动供给的约束。验证了假说2。

表5 资本要素替代效应检验2:机械投工比

变量名称	模型10	模型11	模型12
	农业产出	机械投工比	农业产出
Aging	-0.0110***(0.0032)	0.0471***(0.0086)	-0.0125***(0.0032)
Machine/Agri_labor			0.0336***(0.0046)
关键解释变量	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	3.1755***(0.4404)	-3.9269***(1.1801)	3.3076***(0.4390)
观测值	12217	12217	12217
组内 R^2	0.7007	0.1885	0.7032
F值	864.25	85.71	828.21

3. 土地规模转换效应

老龄化使得家庭的农业生产经营能力受到影响,从而促使农户对最优土地经营规模进行调整。老龄化的加重以及随之而来的农业经营能力的下降可能迫使家庭向下调整农地经营规模,老年农户的种养殖习惯于传统方式并且以自给为主[21],在家庭生产经营能力不足的情况下可能只保留一定的口粮田,而对于超过家庭经营能力的土地则可能通过土地流转或者抛荒等方式配置土地资源。因此老龄化可能通过农户土地规模调整影响产出,本文通过土地规模调整的中介效应回归检验假说3,回归结果如表6所示。

表6 土地规模转换效应检验

变量名称	模型13	模型14	模型15	模型16
	农业产出	土地流入	土地流出	农业产出
Aging	-0.0081***(0.0031)	-0.0008*(0.00042)	0.0015**(0.0007)	-0.0077**(0.0031)
Outrent		-0.0101(0.0130)		-0.1693***(0.0512)
Inrent			-0.0073(0.0095)	0.0966**(0.0438)
Land	-0.1165**(0.0593)	-0.0223(0.0151)	0.0675***(0.0129)	0.1028*(0.0593)
常数项	2.5542***(0.3889)	0.2881***(0.0988)	-0.0243(0.0844)	2.5219***(0.3888)
关键解释变量	已控制	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13872	13872	13872	13872
组内 R2	0.7515	0.0159	0.0407	0.7520
F值	2037.60	15.52	26.16	1750.65

模型13显示在控制农户土地初始禀赋时,老龄化对农业产出具有显著的负向影响。模型14和模型15分析了老龄化对土地租入和土地租出的影响,结果显示老龄化对土地租入具有显著的负向影响,对土地租出具有显著的正向影响。表明老龄化使得农户倾向于降低土地经营规模。模型16表明农户土地经营规模扩大能够提高农业产出、而土地规模缩小会减少农业产出,因此根据中介效应分析,土地租入的系数乘积ab和土地租出的系数乘积ab均与老龄化的系数c方向一致,即老龄农户土地经营规模的调整不利于农业产出增长。且由于c′系数显著为负,因此老龄化通过土地经营规模调整只起到了部分中介效应,其中老龄化对农业产出减少的作用中0.95%是通过减

少土地租入中介效应引起的，而 1.90% 是通过增加土地租出的中介效应引起的，综合而言，老龄化通过土地规模转换效应降低了农业产出，其中介效应为 2.85% 。验证了假说 3。

（三）农村人口老龄化对农业生产率影响的实证结果分析

上述研究结果表明，老龄化显著的抑制了农业产出。其中，老龄化通过“农业劳动供给效应”和“土地规模转换效应”负向影响农业生产，而通过“资本要素替代效应”正向影响农业生产。表 7 描述了老龄化对农业生产率的影响。表 7 中模型 17 和模型 18 反映了老龄化对劳动生产率的影响，结果显示老龄化对农业劳动生产率具有显著的负向作用，系数通过了 1% 的显著性水平检验。家庭劳动力平均年龄增长 1 岁会导致农户农业劳动生产率下降 1.19 个百分点。由于老龄化不仅导致农户有效劳动供给减少，而且显著地降低了农业产出水平，因此老龄化导致的农业劳动生产率下降主要是老龄化对分子（农业产出）效应的影响超过了分母（有效劳动）效应。

表 7　老龄化对劳动生产率和土地产出率的影响

变量名称	劳动生产率		土地生产率	
	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
Aging	-0.0145***（0.0033）	-0.0119***（0.0032）	-0.0113***（0.0027）	-0.0069***（0.0026）
Land		0.1545***（0.0490）		-0.9985***（0.0419）
Inrent		0.0799*（0.0417）		0.1147***（0.0374）
Outrent		-0.1488***（0.0550）		-0.1624***（0.0437）
Agri_labor		-1.4541***（0.0649）		0.2922***（0.0369）
Machine		0.0289***（0.0054）		0.0270***（0.0048）
Capital	0.8001***（0.0068）	0.7945***（0.0070）	0.7475***（0.0052）	0.7248***（0.0055）
Endow	0.0594***（0.0217）	0.0363*（0.0210）	-0.0211（0.0182）	0.0107（0.0176）
Eduy	-0.0171*（0.0098）	-0.0342***（0.0095）	-0.0398***（0.0082）	-0.0260***（0.0079）
Nonagri_work	0.1427***（0.0196）	-0.0098（0.0201）	-0.0429***（0.0160）	0.0252（0.0163）
Labor	-0.1529***（0.0364）	-0.0267（0.0355）	0.0433（0.0316）	-0.0082（0.0305）
Young	0.0445（0.0340）	-0.0289（0.0330）	0.0140（0.0295）	0.0002（0.0286）
Familysize	-0.0405（0.0338）	0.0431（0.0328）	0.0116（0.0293）	0.0165（0.0284）
Road	-0.2185*（0.1292）	-0.1795（0.1250）	-0.3089***（0.1096）	-0.1079（0.1061）
Dum_Landscape	是	是	是	是
常数项	3.0326***（0.4375）	4.4068***（0.4289）	2.2042***（0.3350）	3.3851***（0.3271）
观测值	12217	12217	13872	13872
组内 R^2	0.6761	0.7009	0.7280	0.7492
F 值	991.38	819.18	1545.83	1270.07

模型 19 和模型 20 显示了老龄化对土地生产率的影响效应，结果表明老龄化对土地产出率具有显著的负向作用，且系数通过了 1% 的显著性水平检验。表明老龄化程度加深不利于农户土地利用效率的提升，家庭劳动力平均年龄增长 1 岁会导致土地产出率下降 0.69 个百分点。从中介变量的影响效应看，农业生产经营规模的扩大对劳动生产率和土地产出率均有显著的正向影响，而农业生产经营规模的缩小对劳动生产率和土地产出率均有显著的负向作用，说明农业生产经营的规模化将有助于农业生产效率的提升，促进农地向生产经营能力强的农户手中转移将能够实现土地资源的合理利用，提高农业生产效率。增加农业劳动投入并不能使农业劳动生产率得到改善，投入农业劳动力越多，农业劳动生产率下降越大。而农业劳动力投入对土地产出率有显著的正向作用，说明增加农业劳动投入能够提升土地利用效率，通过劳动力的密集使用可以实现农业生产的精细化，即在经营规模一定的情况下，劳动的“过密化”可以实现产出的增长[20]。农业机械化水平对农户劳动生产率和土地产出率均具有显著的正向影响，系数都通过了 1% 的显著性水平检验，

进一步表明了老龄化条件下提升农业机械化水平对农业生产具有十分重要的作用。

(四)稳健性检验及内生性分析

1. 替换核心变量的稳健性检验

借鉴 Li 等[21]的方法,分别使用家庭劳动年龄人数占劳动力总量的比重(*Aging_60*)以及将农户家庭区分为老龄户(*Dum_old*)和年轻户(*Dum_young*)等方式来替换核心解释变量,回归结果如表 8 所示,从表中可以看到,模型 21 -22 的回归结果显示,将老龄化的代理指标替换为家庭劳动年龄人数占比和农户年龄结构类型的虚拟变量后,老龄化对农业总产出的影响依然显著为负,与表 6 估计结果基本一致,说明估计结果的稳健性。

表 8 稳健性检验结果

变量名称	被解释变量:农业总产出(*Agri_output*)	
	模型 21:FE	模型 22:FE
Aging_60	-0.0043*** (0.0015)	
Dum_old		-0.1418** (0.0627)
Dum_young		0.0922** (0.0421)
Land	-0.0902* (0.0489)	-0.0873* (0.0489)
Inrent	0.0969** (0.0437)	0.0957** (0.0438)
Outrent	-0.1696*** (0.0512)	-0.1720*** (0.0512)
Agri_labor	0.3394*** (0.0430)	0.3424*** (0.0431)
Machine	0.0280*** (0.0056)	0.0287*** (0.0056)
Capital	0.8701*** (0.0064)	0.8704*** (0.0064)
Endow	0.0034(0.0205)	0.0057(0.0206)
Eduy	-0.0236*** (0.0089)	-0.0281*** (0.0091)
Nonagri_work	0.0455** (0.0191)	0.0432** (0.0191)
Labor	-0.0786(0.0507)	-0.0163(0.0354)
Young	-0.0895* (0.0512)	-0.0056(0.0339)
Familysize	0.0856* (0.0457)	0.0194(0.0336)
Road	-0.1611(0.1241)	-0.1493(0.1241)
Dum_Landscape	是	是
常数项	2.2678*** (0.1674)	2.1972*** (0.1650)
观测值	13872	13872
R^2	0.7520	0.7520
F 值/Wald 值	1634.11	1531.98

2. 内生性检验

内生性是计量模型中不可避免的问题。本文内生性可能主要来源于两个方面,一是遗漏变量导致模型的解释变量与误差项相关,从而使得估计结果不一致。影响家庭劳动力平均年龄的因素较多,比如出生率、死亡率、生育偏好、分家等,由于这些变量难以穷尽且多数存在不可观测性。二是模型可能存在反向因果关系,虽然家庭的人口结构是相对稳定的,但仍然会受到农户家庭劳动力迁入迁出的影响。由于农业产出的提升会提高外出务工人员对农业增收的预期,进而返回农村从事农业生产,从而改变农村人口老龄化程度。但是仍然会存在一些农户家庭或家庭中的个人因为从事农业生产的收入低而放弃农业生产迁居到城镇地区,农户家庭劳动力的迁入迁出可能导致模型估计结果的不一致。

表 9　内生性检验结果

变量名称	被解释变量：农业总产出（*Agri_output*）	
	模型 23：2SLS_IV	模型 24：D－GMM
L. Agri_output		0.0009（0.0142）
Aging	－0.0559*（0.0310）	－0.1640***（0.0483）
Land	0.0839***（0.0177）	－0.0128（0.0851）
Inrent	0.0754*（0.0453）	－1.0895*（0.6214）
Outrent	－0.2595***（0.0559）	－0.7404（1.0695）
Agri_labor	0.6133***（0.0759）	－0.0834（0.5077）
Machine	0.0312***（0.0062）	0.2506***（0.0573）
Capital	0.7498***（0.0101）	0.7540***（0.0364）
Endow	0.0629***（0.0194）	0.0036（0.0382）
Eduy	－0.0062（0.0107）	－0.0813（0.0539）
Nonagri_work	0.0003（0.0275）	0.0658（0.1841）
Labor	－0.5599*（0.2905）	－0.9348***（0.3340）
Young	－0.3334*（0.1886）	－0.4278***（0.1603）
Familysize	0.3000*（0.1610）	0.3591***（0.1381）
Road	0.1344***（0.0550）	－0.2625（0.2173）
Dum_Landscape	是	是
常数项	5.2418*（1.7505）	12.1175***（2.5848）
观测值	4713	6992
R^2	0.8139	
F 值/Wald 值	21062.31	4739.92
AR（1）_p 值		0.0000
AR（2）_p 值		0.0742
Sargan 检验 P 值	0.1738	0.2081

注：模型中 *L. Agri_output* 为实际农业总产出的滞后一期变量；模型 23 采用两阶段工具变量最小二乘法是因为工具变量只有 2014 年有统计，即样本数据变为 2014 年的截面数据。

本文使用工具变量进行 2SLS 估计和考虑农业产出滞后项的面板动态 GMM 回归，使用村庄 60 岁以上老年人口比重（*Cid_aging*）和该村的计划生育政策[①]作为家庭人口老龄化的工具变量。村庄的总体老龄化水平和该村的计划生育政策与该村庄农户家庭的老龄化程度高度相关，但又与模型的随机解释变量不相关，回归结果如表 9 所示。从表中可以看到，工具变量过度识别检验值分别为 0.1738 和 0.2081，因此接受工具变量为外生的原假设。

模型 23 工具变量回归结果表明老龄化对农业产出具有显著的负向影响，通过了 10% 的统计性水平检验；模型 24 在考虑了可能存在的反向因果关系后，估计结果显示，老龄化依然对农业产出仍然具有显著的负向影响，估计系数通过了 1% 的统计性水平检验。这表明在充分考虑模型可能存在的内生性问题后，老龄化程度加深对农业生产依然具有显著的不利影响。

五、农村人口老龄化视角下保障农业生产的政策启示

（一）研究结论

老龄化是我国农村人口结构演变的主要趋势，本文利用 2012—2016 年中国家庭追踪调查非平

① 由于影响家庭当前劳动年龄人口结构的计划生育政策通常为长时期的村庄执行政策，因此可以利用 2010 年之前的计划生育政策进行替代。计划生育政策用该村允许村民生育的最多人口数表示。

衡面板数据,通过构建劳动增强型的生产函数模型和中介效应模型实证分析了农村人口老龄化对中国农业生产的影响及效应机制。得出以下结论:第一,农村人口老龄化显著的负向影响农业生产,成为制约我国农业生产和农业可持续发展的关键因素;第二,农村人口老龄化通过"农业劳动供给效应"和"土地规模转换效应"对中国农业生产产生不利影响,两个中介变量分别解释了老龄化对农业生产的负向影响为23.28%和2.85%;第三,农村人口老龄化通过"资本要素替代效应"对中国农业生产产生正向影响,农户生产要素禀赋条件的变化诱致农户增加资本和技术等方式应对劳动力不足及成本的上涨,从而部分的抵消了农村人口老龄化对农业生产的负向影响,其正向作用抵消了老龄化对农业生产负向作用的16.7%;第四,农村人口老龄化对农业劳动生产率和土地产出率均产生了显著的负向作用,人口老龄化上升1个百分点会导致农业劳动生产率下降1.19个百分点、土地生产率下降0.69个百分点。

(二)政策启示

基于上述研究结论,得出如下的政策启示。一是,农村人口老龄化对农业生产的负面作用最直接的来源是农业劳动供给的减少。由于我国农业生产表现为以农户家庭为单位的分散小农生产经营为主,而老龄化使得农户整体退出农业生产或减少农业劳动供给的概率大幅上升,这意味着老龄化对农业生产的"农业劳动供给效应"使越来越多的老年农户打算放弃农业生产,农业生产户的减少以及农户农业生产能力的下降对中国农业的未来发展构成了潜在的威胁。对此,稳定老年人口农业生产队伍、鼓励年轻劳动力进入农业领域是重要的政策着力点;二是,农村人口老龄化对农业生产的负面影响还来源于农户土地经营规模的调整。老龄化引起家庭生产经营能力下降使得农户倾向于减少农地经营规模,老龄户退出农业以及向下调整生产规模一方面增加了农村土地的供应(租出)、另一方面减少了农村土地的需求(租入),因此老龄化下农村土地供过于求将使得农村土地利用率下降,进而影响农业总产出。对此,要有效地引导土地向有投资能力和经营能力的职业农民手中集中,发展壮大新型农业生产经营主体,鼓励打算放弃农业生产的老年农户和志在发展农业的年轻农户进行土地流转,推动农地从细碎化的小规模经营向适度规模经营转变;三是,农村人口老龄化对农业生产的负面作用可以通过增加资本和技术等要素的额外投入得到部分抵消,通过机械化的采用和推广削弱农户老龄化导致的劳动供给不足对农业生产的约束。因此,要辩证地看待老龄化问题,充分利用老龄化带来的土地规模化经营契机,有序推进退出农业生产的农户合理流转其农业生产资料,加快农业发展方式转变、完成农业现代化进程。

参考文献:

[1]刘景景. 劳动力结构老化对粮食生产的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2017(3):36-48.

[2]ZAGATA L,SUTHERLAND L A. Deconstructing the 'young farmer problem in Europe':Towards a research agenda [J]. Journal of Rural Studies,2015(38):39-51.

[3]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):39-46,111.

[4]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.

[5]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.

[6]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(2):36-43,110.

[7]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):15-25,46.

[8]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.
[9]盖庆恩，朱喜，史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响[J]. 经济学(季刊)，2014(3)：1147－1170.
[10]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.
[11]BAOLING Z，MISHRA A K，BILIANG L. Aging population，farm succession，and farmland usage：Evidence from rural China[J]. Land Use Policy，2018(77)：437－445.
[12]GALE H F. Age－specific patterns of exit and entry in US farming：1978－1997[J]. Review of Agricultural Economics，2003(1)：168－186.
[13]蔡昉，王美艳. 从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J]. 经济研究，2016(5)：14－26.
[14]杜志雄，刘文霞. 家庭农场的经营和服务双重主体地位研究：农机服务视角[J]. 理论探讨，2017(2)：78－83.
[15]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.
[16]RAGGI M，SARDONINI L，VIAGGI D. The effects of the common agricultural policy on exit strategies and land re－allocation[J]. Land Use Policy，2013(31)：114－125.
[17]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(5)：731－745.
[18]陈媛媛，傅伟. 土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产[J]. 管理世界，2017(11)：79－93.
[19]钱龙，钱文荣. 外出务工对农户农业生产投资的影响——基于中国家庭动态跟踪调查的实证分析. 南京农业大学学报(社会科学版)，2018(5)：109－121，158.
[20]GU F F，TSE H D K. When does Guanxi matter? Issues of capitalization and its dark sides[J]. Journal of Marketing，2008(4)：12－28.
[21]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(3)：342－359.

Effect Mechanism of Rural Population Aging on Agricultural Production

WANG Jia－xu[1]，LI Chao－zhu[2]
(1. *China Electronics Standardization Institute*，*Beijing* 100010，*China*；
2. *Jiyang College* ，*Zhejiang A&F University*，*Zhuji* 311800，*China*)

Abstract：This article analyzes the effect of the aging of rural population on agricultural production from the following three aspects：labor supply effect，capital element substitution effect，land scale conversion effect. Uses data from Chinese Family Panel Studies and examines the impacts of the aging of rural population on agricultural production and its path of action. The results show that the aging of rural population restrains agricultural production through labor supply effect and capital element substitution effect，but promotes agricultural production through land scale conversion effect. Superimposed the three effects，the aging of rural population leads to the decrease of agricultural output by 0.77%，labor productivity by 1.19% and land productivity by 0.69%. The study not only enriches the experience of aging on agricultural production，but also provides direction and ideas for dealing with the adverse effects of aging on agricultural production.

Key Words：aging；agricultural output；labour productivity；land productivity