

# 农村人口老龄化与农业全要素生产率的区域异质性

刘成坤

(江西财经大学 统计学院,江西 南昌 330013)

**摘要:** 基于2000—2018年中国省际层面的面板数据,采用DEA-Malmquist模型测算农业全要素生产率,构建中介效应模型实证分析农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响。研究表明:得益于技术进步,农业全要素生产率在样本期间实现了小幅增长;农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响显著为正,农村人口老龄化会通过人力资本积累效应推动全要素生产率增长,同时也会通过劳动力供给效应和科研投入效应对全要素生产率增长产生显著的阻碍作用。此外,农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响还存在显著的区域异质性,农村人口老龄化对中西部地区农业全要素生产率的影响并不显著,但会显著阻碍东部地区农业全要素生产率的提高。因此,应该通过加快农业机械化进程、大力推广现代农业种植技术以及鼓励大学生到农村地区就业和创业等途径推动农业全要素生产率增长。

**关键词:** 农村人口老龄化;农业全要素生产率;人力资本;农业产业化

**中图分类号:** F323.6;F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2021)06-0046-10

## 一、农业全要素生产率及其影响因素

农业是人类的衣食之源和生存之本,是一切生产的首要条件。自2019年底新冠肺炎疫情爆发以来,党中央、国务院多次反复强调确保粮食等重要农产品的有效供给,对粮食安全问题高度重视。王亚飞等<sup>[1]</sup>指出,提高农业全要素生产率是实现新时代我国农业经济发展质量变革的关键所在。1978年至2019年,我国的农业总产值由1118.50亿元增长到66066.45亿元<sup>①</sup>,四十余年翻了近六十倍。与此同时,农村人口老龄化问题也日益严峻。农村劳动力是从事农业生产的主力军,农村人口老龄化与劳动力供给、人力资本积累以及科研投入等一系列变量密切相关。农村人口老龄化与农业全要素生产率之间存在什么关系,农村人口老龄化会通过哪些途径影响农业全要素生产率,农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响是否存在区域异质性,深入探索这些问题对于推动乡村振兴以及促进农业高质量发展具有重要意义。

农业全要素生产率的测算问题一直备受关注,陈卫平<sup>[2]</sup>指出,农业全要素生产率增长是指产出扣除要素增长贡献的部分,其对农业可持续发展与地区协调发展具有重大意义。从现有文献来看,绝大部分学者均采用数据包络分析(DEA)模型对农业全要素生产率进行测算,DEA模型最早是由Farrell<sup>[3]</sup>在探讨英国的农业生产率时所提出的,其中的Malmquist生产率指数已广泛运用于各

收稿日期:2021-06-17 DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2021.06.005

基金项目:国家自然科学基金地区项目(72063009)

作者简介:刘成坤(1990—),男,江西赣州人,江西财经大学统计学院讲师,主要研究方向为宏观经济计量分析。

E-mail:1129797401@qq.com

①数据来源于中国经济与社会发展统计数据库。

个领域的生产效率分析中。如 Mao 和 Koo<sup>[4]</sup>使用该模型测算了我国 29 个省份的农业绿色全要素生产率,结果显示,绝大部分省份的农业绿色全要素生产率均呈递增趋势。李欠男等<sup>[5]</sup>运用 DEA-Malmquist 指数方法对 1978—2015 年中国大陆 28 个省(市、区)的农业全要素生产率进行了测算,发现农业全要素生产率增长呈现较为明显的地区非均衡性。随机前沿分析法(SFA)是另一种测算生产率效率的常用方法,张乐和曹静<sup>[6]</sup>采用 SFA 方法测度 1991—2010 年中国农业全要素生产率变化及其分解情况。此外,葛鹏飞等<sup>[7]</sup>以及杨骞<sup>[8]</sup>等学者则基于组合方法对该问题进行了研究。

农业全要素生产率的影响因素也是学者们关注的热点问题,如朱喜等<sup>[9]</sup>研究发现,要素市场扭曲会降低农业全要素生产率。尹朝静<sup>[10]</sup>的研究结果显示,农业人力资本对农业全要素生产率的促进作用并不显著,但农业科研投入会显著促进农业绿色全要素生产率的提高。徐清华和张广胜<sup>[11]</sup>的研究结果显示,农村劳动力转移能显著改善县域农业生产要素配置效率。此外,杨传喜和王修梅<sup>[12]</sup>、于伟等<sup>[13]</sup>也分别从不同的角度对农业全要素生产率的影响因素进行了研究。还有个别学者研究了人口年龄结构变动对农业生产的影响,如王淑红和杨志海<sup>[14]</sup>研究了农业劳动力老龄化对粮食绿色全要素生产率变动的的影响,发现农业劳动力老龄化与粮食绿色全要素生产率变动之间呈现显著的“U”型关系。

通过对已有文献进行梳理可以发现:第一,关于农业全要素生产率测算的文献已较为丰富,且大部分学者均采用 DEA-Malmquist 生产率指数;第二,学者们基于不同的角度对农业全要素生产率的影响因素进行了研究,但目前尚未有学者从人口年龄结构角度研究其对农业全要素生产率的影响;第三,虽然有少数学者如王笏旭和李朝柱<sup>[15]</sup>注意到农村人口老龄化对农业生产的影响,但由于该研究使用的是调研数据,仅能从微观层面研究个体年龄老化对农业产出的影响。基于此,本文选取我国省级层面的面板数据,首先采用经典的 DEA-Malmquist 生产率指数对农业全要素生产率进行测算,然后构建中介效应模型研究农村人口老龄化影响农业全要素生产率的作用机制。最后,对农村人口老龄化影响农业全要素生产率的区域异质性进行探索。

## 二、机理分析与模型构建

### (一)农村人口老龄化对农业全要素生产率的劳动力供给效应

在我国工业化和城镇化不断推进的背景下,农村的年轻劳动力不断流向城市,导致农村的人口老龄化程度越来越严重。农业“劳动力供给效应”是指随着人口老龄化的加剧,劳动者的体能处于不断弱化的趋势,使得投入生产的有效劳动供给不断减少,进而对农业生产造成负面影响。具体来看,一方面,由于年轻人口的大量外流,当前大部分从事农业生产的劳动者均为中老年群体,随着这部分群体平均年龄的不断上升,从事农业生产的有效劳动供给必然会不断下降。另一方面,Benoit<sup>[16]</sup>认为,劳动生产率与个体年龄之间存在倒“U”型关系。由于中老年劳动者的劳动生产率远低于青年劳动者,农业平均劳动生产率会因农村劳动力的老龄化而下降。因此,农村人口老龄化既会对农业有效劳动供给产生不利影响,同时还会造成农业平均劳动生产率的下降,进而阻碍农业全要素生产率的提高。据此,提出假设 1:农村人口老龄化会通过劳动力供给效应对农业全要素生产率产生消极影响。

### (二)农村人口老龄化对农业全要素生产率的人力资本积累效应

农业人力资本积累通常可以用从事农业生产的劳动者的受教育程度来衡量,农村人口老龄化对农业人力资本积累的影响在于,一是农村人口老龄化程度的不断加剧使得农业劳动力供给不断减少,为了提高劳动生产率,农业机械化程度也在不断提高,在这种背景下,一大批掌握了新型农业生产技术的农业从业者也随之涌现,这对农业人力资本积累产生显著的推动作用;二是随着经

济发展程度的提高,农村的生产和生活条件得到了很大的改善,虽然农村的人口老龄化程度日益严峻,但与此同时,越来越多的农村家庭既有能力也有意愿为后代提供更优质的教育资源,家庭的教育重心已由重视教育数量向重视教育质量转变。据此,提出假设2:农村人口老龄化会通过人力资本积累效应对农业全要素生产率产生积极影响。

### (三)农村人口老龄化对农业全要素生产率的科研投入效应

人口老龄化与社会生产活动密切相关,既会通过劳动力供给和人力资本积累影响农业全要素生产率,同时还会通过科研投入对农业全要素生产率产生影响。Gonzales-Eiras 等<sup>[17]</sup>通过构建世代交叠模型,研究了人口老龄化对社会保障支出和政府公共投资的影响,发现伴随人口老龄化而上涨的社会保障费用会挤占政府在公共投资方面的投入。由于我国的社会保障制度还亟待完善,随着农村人口老龄化的加剧,越来越多的农村老年人口需要政府的扶持和救济,政府在社会保障支出方面的压力将逐渐增大,这可能会挤占政府对农业科研方面的投入,进而对农业全要素生产率产生消极影响。据此,提出假设3:农村人口老龄化会通过科研投入效应对农业全要素生产率产生消极影响。

### (四)DEA-Malmquist 生产率指数

目前,关于全要素生产率的测定方法主要有随机前沿分析法和数据包络分析法,与随机前沿分析法相比,Fare 等<sup>[18]</sup>扩展的 DEA-Malmquist 生产率指数方法具有以下几方面的优势:一是能够灵活使用不同的投入产出数据,且无需考虑投入产出数据单位的问题;二是不需要设定具体的生产函数,可以避免由于生产函数误设导致的偏误;三是可以对全要素生产率的增长因素作进一步的分解。因此,借鉴周端明<sup>[19]</sup>的研究,本文采用经典的 DEA-Malmquist 模型测算农业全要素生产率。

关于农业全要素生产率的测算通常需要两类指标,即投入变量和产出变量。参考尹朝静<sup>[10]</sup>以及邓晓兰和鄢伟波<sup>[20]</sup>的研究,本文选取的产出变量为农林牧渔业总产值,投入变量包括土地、劳动、水源、机械和化肥等要素,土地投入采用农作物总播种面积来衡量,劳动投入采用第一产业从业人员数来衡量,水源投入采用有效灌溉面积来衡量,机械投入采用农业机械总动力来衡量,化肥投入采用农用化肥施用量来衡量。

### (五)中介效应模型

在采用 DEA-Malmquist 生产率指数模型对农业全要素生产率进行测算的基础上,参考 Baron 和 Kenny<sup>[21]</sup>的研究,构建如下递归方程来研究农村人口老龄化影响农业全要素生产率的中介效应:

$$tfp_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 tfp_{i,t-1} + \gamma_1 poe_{i,t} + \delta_1 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$mev_{i,t} = \alpha_2 + \gamma_2 poe_{i,t} + \delta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$tfp_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 tfp_{i,t-1} + \gamma_3 poe_{i,t} + \eta_3 mev_{i,t} + \delta_3 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,  $tfp$  为本文的被解释变量农业全要素生产率,考虑到  $tfp$  可能存在惯性特征,在式(1)和式(3)中加入了被解释变量的滞后一期项;  $poe$  为核心解释变量农村人口老龄化程度,本文采用 65 岁及以上的农村老年人口占农村总人口的比重来衡量;  $mev$  为中介变量,即劳动力供给  $lab$ 、人力资本积累  $hca$  和科研投入  $rdi$ ,劳动力供给采用 15~64 岁的适龄劳动人口来衡量,人力资本积累采用农村平均每百个劳动力中大专及大专以上人数来衡量,科研投入采用农业 R&D 经费内部支出占财政支出的比重来衡量。  $X$  为控制变量,参考王珏等<sup>[22]</sup>以及周鹏飞等<sup>[23]</sup>的研究,结合本文的研究目的,选取的控制变量包括人均耕地面积、农村居民人均纯收入、工业化进程、固定资产投资存量和对外开放程度。其中,工业化进程采用第二产业增加值占 GDP 比重来衡量,对于固定资产投资存量,本文采用农、林、牧、渔业固定资产投资存量来衡量,对外开放程度采用进出口总额占 GDP 比重

来衡量。 $\alpha, \beta, \gamma, \eta, \delta$  为模型参数,  $\varepsilon$  为随机干扰项,  $i$  为省份,  $t$  为年份。参考温忠麟和叶宝娟<sup>[24]</sup> 的研究, 本文采用 Bootstrap 法对以上中介效应模型进行检验。

### 三、数据说明与农业全要素生产率测算

#### (一) 数据来源与说明

鉴于数据的可得性, 本文样本期初为 2000 年, 样本期末为 2018 年, 以我国的 31 个省(市、自治区)作为研究对象。农村人口老龄化数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》, 农业全要素生产率的投入产出指标均来源于《中国农村统计年鉴》, 劳动力供给数据来源于《中国宏观经济数据库》, 人力资本积累数据来源于《中国三农数据库》, 科研投入数据来源于《中国科技数据库》, 其它控制变量来源于《中国宏观经济数据库》和《中国统计年鉴》, 本文采用线性插值法对少数缺失值进行填充。其中, 由于现有的公开统计资料中并无分省份的农业科研支出数据, 其测算方法借鉴李强和刘冬梅<sup>[25]</sup> 的研究。农、林、牧渔业固定资产投资存量数据来源于该产业的固定资本投资流量数据, 采用永续盘存法获得, 基期设定为 2000 年, 参考吴延兵<sup>[26]</sup> 的研究, 将折旧率设定为 15%。通过对各变量进行初步处理后, 得到表 1 所示的描述性统计结果。

表 1 变量的描述性统计结果

变量类型	变量	经济含义	均值	标准差	最小值	最大值
产出变量	$y$	农林牧渔业总产值/亿元	2127.70	1946.97	51.22	9549.63
投入变量	$fem$	第一产业从业人员数/万人	971.23	738.44	37.09	3564.00
	$tsc$	农作物总播种面积/千公顷	5135.91	3690.76	103.80	14902.70
	$tam$	农业机械总动力/万千瓦	2703.97	2665.42	94.00	13353.02
	$eia$	有效灌溉面积/千公顷	1929.79	1513.23	109.70	6119.60
	$afr$	农用化肥施用量/万吨	226.94	1317.69	2.50	31977.00
中介变量	$lab$	适龄劳动人口/万人	3110.14	1955.57	168.00	8488.78
	$nca$	人力资本积累	2.44	2.62	0.04	16.50
	$rdi$	科研投入	0.00	0.00	0.00	0.01
核心解释变量	$poe$	农村人口老龄化程度	0.10	0.03	0.04	0.22
控制变量	$pca$	人均耕地面积/亩	2.47	2.70	0.24	17.82
	$fni$	农村居民人均纯收入/元	7001.74	5075.78	1331.00	30375.00
	$inp$	工业化进程	0.45	0.08	0.19	0.66
	$cap$	固定资产投资存量/亿元	1075.46	1498.41	9.98	10398.00
	$iep$	对外开放程度	0.30	0.38	0.02	1.72

注: 表中的 0.00 为四舍五入后的结果, 并非实际值为 0。

#### (二) 农业全要素生产率测算结果分析

在对原始数据进行初步处理后, 根据前文选取的投入产出指标, 采用 DEA-Malmquist 生产率指数模型对农业全要素生产率进行测算, 结果如表 2 所示。

由表 2 可知, 样本期间, 农业全要素生产率总体呈递增趋势, 但年均增长率仅为 0.1%, 这与王亚飞等<sup>[1]</sup> 的研究结果是类似的。具体来看, 技术效率指数、纯技术效率指数和规模效率指数均出现了不同程度的下降, 仅有技术进步指数实现了小幅增长, 说明我国农业全要素生产率的增长主要得益于技术进步。此外, 参考周鹏飞等<sup>[23]</sup> 的研究, 将全国样本进一步划分为东、中、西三大区域, 对农业全要素生产率的区域差异进行分析, 结果如图 1 所示。

表2 农业全要素生产率的测算及分解结果

年度区间	TFP	TEC	TP	PEC	SEC
2000/2001	1.033	0.946	1.092	0.968	0.978
2001/2002	1.012	0.975	1.038	0.984	0.991
2002/2003	1.026	1.007	1.019	1.001	1.006
2003/2004	1.012	0.994	1.018	1.013	0.981
2004/2005	0.987	1.014	0.974	0.996	1.018
2005/2006	0.982	0.970	1.012	0.984	0.986
2006/2007	1.017	0.982	1.036	0.995	0.987
2007/2008	0.996	0.982	1.014	0.989	0.994
2008/2009	0.974	0.994	0.980	1.007	0.987
2009/2010	1.013	1.038	0.977	1.039	0.999
2010/2011	0.995	1.006	0.989	1.002	1.004
2011/2012	0.992	0.999	0.993	1.007	0.991
2012/2013	1.017	1.012	1.005	1.022	0.990
2013/2014	0.980	0.977	1.002	0.970	1.008
2014/2015	0.992	0.983	1.010	0.990	0.992
2015/2016	1.021	0.969	1.054	0.970	0.999
2016/2017	0.997	0.982	1.016	0.990	0.992
2017/2018	0.979	0.982	0.996	0.972	1.010
均值	1.001	0.989	1.012	0.994	0.995

注:TFP指数可分解为技术效率指数(TEC)和技术进步指数(TP),技术效率指数(TEC)可进一步分解为纯技术效率指数(PEC)和规模效率指数(SEC)。

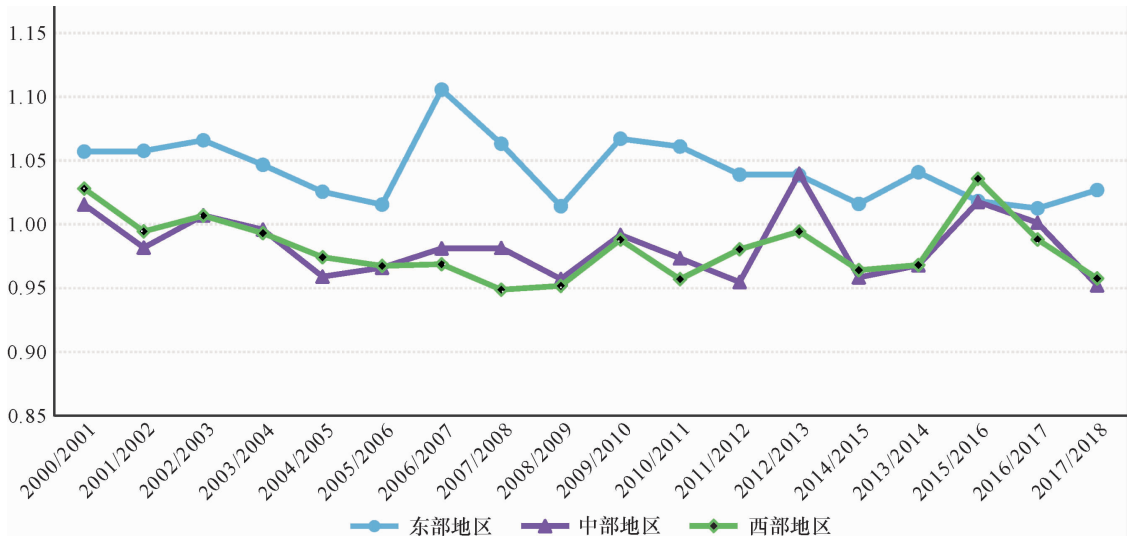


图1 区域层面的农业全要素生产率测算结果

从图1的结果来看,样本期间,东部地区的农业全要素生产率呈递增趋势,中部和西部地区的农业全要素生产率均呈递减趋势,且东部地区的农业全要素生产率均值最大,中部地区次之,西部地区最小,葛鹏飞等<sup>[7]</sup>也得出了类似的研究结论。

## 四、实证结果分析

### (一) 面板单位根检验结果分析

为了缓解异方差问题,对劳动力供给、人力资本积累、农村居民人均纯收入和固定资产投资存量等变量进行对数化处理。为防止伪回归问题,在进行实证分析之前对各变量的平稳性和多重共线性进行检验。为使得检验结果更加稳健,本文同时采用 LLC、IPS 和 Hadri LM 检验等多种方法对各变量的平稳性进行检验,如果有两种及以上的检验方法通过了 10% 水平下的显著性检验,则认为该变量平稳。检验结果显示<sup>①</sup>, *tfp*, *poe*, *pca*, *inp*, *ln cap* 等五个变量同时通过了两种不同方法的显著性检验,其它所有变量均同时通过了三种不同的显著性检验,说明各变量均为平稳变量。此外,各变量的方差膨胀因子均小于 10,说明不存在多重共线性问题。

### (二) 中介效应检验结果分析

将农业全要素生产率作为被解释变量,农村人口老龄化作为核心解释变量,劳动力供给、人力资本积累和科研投入作为中介变量,人均耕地面积、农村居民人均纯收入、工业化进程、固定资产投资存量和对外开放程度作为控制变量分别代入前文构建的递归方程中,可得出表 3 所示的估计结果。

表 3 农村人口老龄化对农业全要素生产率增长的中介效应检验结果

变量	模型(1) <i>tfp</i>	模型(2) <i>ln lab</i>	模型(3) <i>tfp</i>	模型(4) <i>hca</i>	模型(5) <i>tfp</i>	模型(6) <i>rdr</i>	模型(7) <i>tfp</i>
<i>L.tfp</i>	0.007(0.023)		0.024(0.027)		0.026(0.017)		0.007(0.023)
<i>ln lab</i>			0.032*** (0.009)				
<i>hca</i>					0.008* (0.004)		
<i>rdr</i>							15.421*** (4.498)
<i>poe</i>	0.693*** (0.140)	-1.827*** (0.210)	0.037** (0.016)	0.824*** (0.178)	0.741*** (0.129)	-0.006*** (0.002)	0.457*** (0.141)
<i>pca</i>	0.003*** (0.001)	-0.021*** (0.004)	0.004*** (0.001)	-0.601*** (0.068)	0.004*** (0.001)	0.000*** (0.000)	0.004*** (0.001)
<i>ln fni</i>	-0.001(0.003)	0.152*** (0.015)	0.044*** (0.009)	2.063*** (0.223)	-0.020(0.015)	-0.000(0.000)	0.014** (0.007)
<i>inp</i>	-0.038* (0.023)	-0.058(0.061)	-0.082*** (0.020)	-4.980*** (0.924)	0.004(0.035)	-0.002*** (0.001)	0.011(0.042)
<i>ln cap</i>	-0.012*** (0.003)	-0.014* (0.008)	-0.031*** (0.006)	0.130(0.125)	-0.011** (0.004)	-0.000*** (0.000)	-0.015*** (0.004)
<i>iep</i>	0.035*** (0.009)	-0.184*** (0.024)	-0.007(0.014)	-0.405(0.363)	0.014(0.009)	-0.001*** (0.000)	0.020*** (0.007)
<i>cons</i>	1.006*** (0.030)	6.861*** (0.086)	0.580*** (0.107)	-12.318*** (1.298)	1.103*** (0.101)	0.004*** (0.001)	0.876*** (0.050)
<i>N</i>	527	558	527	558	527	558	527
<i>R</i> <sup>2</sup>	—	0.523	—	0.707	—	0.260	—
AR(1)	0.002	—	0.001	—	0.002	—	0.002
AR(2)	0.997	—	0.834	—	0.976	—	0.937
Hansen	0.996	—	0.988	—	0.991	—	0.994

注:括号内为标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,下同。

对于表 3 中的动态面板模型,本文采用系统广义矩估计方法(SYS—GMM)对模型进行估计;对于普遍面板模型,采用 Hausman 检验法选择合适的模型。从表 3 来看,模型(1)的结果显示,农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响显著为正,说明农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响可能存在中介效应,可以做进一步的检验。控制变量的估计结果显示,除了农村人口老龄化程度之外,人均耕地面积以及对外开放程度均有利于促进农业全要素生产率增长,原因在于:人均耕地面积的增加有利于农业的规模化种植,推动农业机械化进程,使得农业生产的人工成本大幅

① 限于篇幅,未列出检验结果,备索。

下降,进而对农业全要素生产率产生促进作用;对外开放程度的提高不仅有利于我国引进国外先进的农业生产和种植技术,还有利于推动我国的高端农产品出口到国际市场,极大地提高我国农产品的附加值。然而,与人均耕地面积和对外开放程度不同,工业化进程对农业全要素生产率的影响则显著为负,这可能是由于工业化进程的加剧吸收了大量的农村就业人员,对农村的劳动力供给和劳动生产率均产生了一定的负面影响。农业固定资产投资对农业全要素生产率的影响也显著为负,这主要是因为近十几年来,我国的物质资本投资回报率总体上呈下降趋势,农业生产领域也受到了很大影响。由模型(2)和模型(3)的结果可知,农村人口老龄化会对劳动力供给产生显著的消极影响,劳动力供给会对农业全要素生产率产生显著的积极影响,说明农村人口老龄化对农业全要素生产率存在负向的劳动力供给效应,验证了前文的假设1。模型(4)和模型(5)的结果显示,农村人口老龄化会对人力资本积累产生显著的推动作用,人力资本积累会显著促进农业全要素生产率的提高,说明农村人口老龄化会通过推动人力资本积累促进农业全要素生产率,即农村人口老龄化对农业全要素生产率的人力资本积累效应显著为正,验证了前文的假设2。由模型(6)和模型(7)可知,农村人口老龄化对科研投入的影响显著为负,科研投入对农业全要素生产率的影响显著为正,说明农村人口老龄化会对农业全要素生产率产生负向的科研投入效应,验证了前文的假设3。综合以上结果,农村人口老龄化对农业全要素生产率的劳动力供给效率、人力资本积累效应和科研投入效应均存在,且劳动力供给效应和科研投入效应均显著为负,人力资本积累效应则显著为正。

### (三) 稳健性分析

对于人口老龄化的衡量指标,除了老年人口比重之外,老年抚养比也是常用指标之一。为了进一步验证以上结果的稳健性,本文将农村老年人口比重替换为农村老年人口抚养比<sup>①</sup>,再次代入前文建立的递归方程中。

结果显示<sup>②</sup>从总体来看,替换核心解释变量后,农村人口老龄化对全要素生产率的劳动力供给效应、人力资本积累效应及科研投入效应均与前文一致,只是在部分系数的显著性方面存在差异,说明前文所得的估计结果是稳健的。

### (四) 农村人口老龄化对农业全要素生产率影响的区域异质性分析

我国地域辽阔,不仅各省份的经济发展程度各不相同,各省份的人口老龄化程度也存在显著差异。按照前文的分类方法,将我国的31个省(市、自治区)划分为东、中、西三大区域,进一步分析农村人口老龄化对农业全要素生产率影响的区域异质性,估计结果如表4所示。

表4的估计结果显示,农村人口老龄化对东部地区农业全要素生产率的影响显著为负,对中部和西部地区农业全要素生产率的影响分别为负向和正向,但均不显著,说明农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响存在显著的区域异质性。其原因在于,农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响可能与农村人口老龄化程度密切相关,在农村人口老龄化程度较低时,会对农业全要素生产率产生推动作用;随着农村人口老龄化程度的进一步加剧,农村的中青年劳动力逐渐减少,农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响将逐渐由正向转为负向,且显著性也逐渐增强。这可以从原始数据的描述性统计结果中得到验证,通过查看三大区域农村人口老龄化在样本期间的均值发现,东部地区的农村人口老龄化程度远远高于中西部地区,且东、中、西三大区域呈依次递减趋势。此外,各控制变量对农业全要素生产率的影响也存在显著的区域异质性。

① 本文采用65岁及以上的农村老年人口与15~64岁的农村适龄劳动人口之比作为老年抚养比的衡量指标。

② 限于篇幅,未列出估计结果,备索。

表4 农村人口老龄化对不同区域农业全要素生产率影响的估计结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	模型(8)	模型(9)	模型(10)
	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>
<i>l. tfp</i>	0.476(0.292)	0.701(1.839)	0.313(0.346)
<i>poe</i>	-3.443*(1.814)	-18.774(28.753)	6.658(7.436)
<i>pca</i>	0.042*(0.023)	-0.057(0.118)	0.031(0.027)
<i>lnfni</i>	0.316*(0.185)	0.468*** (0.044)	0.116(0.161)
<i>inp</i>	0.716(0.484)	-3.579(8.675)	0.435*(0.226)
<i>lncap</i>	-0.061*(0.033)	0.014(0.633)	-0.148(0.167)
<i>iep</i>	-0.049(0.037)	2.033** (1.016)	-0.966*** (0.067)
<i>cons</i>	-1.897(1.801)	2.074(9.662)	-0.169(1.461)
<i>N</i>	187	136	204
<i>R</i> <sup>2</sup>	—	—	—
AR(1)	0.008	0.001	0.094
AR(2)	0.222	0.454	0.395
Hansen	1.000	1.000	1.000

## 五、研究结论与启示

自2000年我国进入老龄化社会以来,人口老龄化问题便受到社会各界的密切关注,但鲜有学者对农村人口老龄化影响农业全要素生产率的作用机制问题进行深入探讨。基于此,本文选取我国省际层面的面板数据,首先采用DEA-Malmquist生产率指数模型对我国各省份的农业全要素生产率进行测算,然后构建中介效应模型研究农村人口老龄化如何通过劳动力供给、人力资本积累以及科研投入等途径影响农业全要素生产率。得出以下结论:(1)样本期间,我国农业全要素生产率的年均增长速度极低,只有0.1%,有待进一步提升;(2)总体来看,农村人口老龄化会对农业全要素生产率增长产生显著的正向影响,具体来看,农村人口老龄化会通过人力资本积累效应推动农业全要素生产率增长,与此同时也会通过劳动力供给效应和科研投入效应对农业全要素生产率增长产生阻碍作用;(3)农村人口老龄化对农业全要素生产率的影响存在显著的区域异质性,农村人口老龄化仅会对东部地区的农业全要素生产率产生显著的负面影响。基于这些研究结论,为了提高农业全要素生产率,得出如下政策建议:

第一,加快农业机械化进程,提高农业劳动生产率。本文的研究结果显示,农村人口老龄化通过劳动力供给效应对农业全要素生产率产生消极影响,这主要是由于我国的农业机械化程度较低,农业人均劳动生产率远低于制造业和服务业。随着农村人口老龄化的加剧,农业人均生产率会因农业劳动力供给的减少而进一步下降,最终对农业全要素生产率的增长产生阻碍作用。因此,为了缓解农村人口老龄化导致的农业劳动力供给下降对农村全要素生产率的不利影响,需要进一步加快农业机械化进程。一方面,可以通过行政手段对从事农业机械生产的企业给予研发补贴或者税收优惠,从源头上降低这类企业的生产和运营成本;另一方面,可以适当加大对购买农业机械的补贴力度,鼓励更多农民使用农业机械代替人工劳作,提高农业劳动生产率。

第二,大力推广现代农业种植技术,加强农业从业者的劳动技能培训。随着科学技术的迅速发展,现代农业种植技术也日渐成熟,通过投入更少的人力资本得到更高的产出,这会对农业全要素生产率的提高起到很大的促进作用。虽然现代农业种植技术已越来越成熟,但也存在推广进度



缓慢,农业从业者素质不高等发展困境。为了充分发挥现代农业种植技术的优势,一方面,可以通过建立县级农业科研工作站以及现代农业种植示范区等途径大力宣传和推广现代农业种植技术;另一方面,可以通过设立农业专项资金用于开展现代农业种植技术培训服务,以镇级或县级为单位为有意愿接受新型农业种植技术、农业机械操作培训的农业从业者提供免费的技术指导。

第三,鼓励大学生到农村地区就业和创业,拓宽大学毕业生的就业渠道。《中国人口和就业统计年鉴》中的相关数据显示,2000年我国农村地区65岁及以上的老年人口占比为7.35%,截止到2019年底,这一数值已上升到14.69%,说明农村地区已进入深度老龄化社会。在不到20年的时间里,农村老年人口比重翻了近一倍。随着农村人口老龄化的加剧,农业人口老龄化的问题也将日益严峻,这必然会对我国的农业全要素生产率及农业产业化进程产生一定的不利影响。党的十九大报告提出:要培养造就一支懂农业、爱农村、爱农民的“三农”工作队伍。当前,国家正在大力实施乡村振兴战略,可以充分利用乡村振兴这个契机,鼓励大学生到广大农村地区就业和创业,如通过招募大学生村官和大学生直播带货等途径切实提高农民的收入水平,推动农业全要素生产率持续增长及农业产业化进程。

#### 参考文献:

- [1] 王亚飞,张毅,廖麓. 外商直接投资对农业全要素生产率的影响:作用机理与经验证据[J]. 当代经济研究,2019(6):74-86.
- [2] 陈卫平. 中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990-2003年[J]. 中国农村观察,2006(1):18-23.
- [3] FARRELL, M J. The Measurement of productivity efficiency[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1957(120): 253-290.
- [4] MAO W, KOO W W. Productivity growth, technological progress, and efficiency change in Chinese agriculture after rural economic reforms: A DEA approach[J]. China Economic Review, 1997(2): 157-174.
- [5] 李欠男,李谷成,高雪,等. 农业全要素生产率增长的地区差距及空间收敛性分析[J]. 中国农业资源与区划,2019(7):28-36.
- [6] 张乐,曹静. 中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入—基于随机前沿生产函数法的实证分析[J]. 中国农村经济,2013(3):4-15.
- [7] 葛鹏飞,王颂吉,黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算[J]. 中国人口·资源与环境,2018(5):66-74.
- [8] 杨骞,王珏,李超,等. 中国农业绿色全要素生产率的空间分异及其驱动因素[J]. 数量经济技术经济研究,2019(10):21-37.
- [9] 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.
- [10] 尹朝静. 科研投入、人力资本与农业全要素生产率[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2017(3):28-35.
- [11] 徐清华,张广胜. 农村劳动力转移对县域农业生产效率的空间溢出效应—基于1832个县的面板数据[J]. 农业现代化研究,2020(3):407-416.
- [12] 杨传喜,王修梅. 农业科技资源错配与全要素生产率研究[J]. 科技管理研究,2020(11):74-81.
- [13] 于伟,张鹏,姬志恒. 中国省域农村教育人力资本与农业全要素生产率的空间交互效应—基于空间联立方程的经验分析[J]. 中国农业大学学报,2020(3):192-202.
- [14] 王淑红,杨志海. 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[J]. 农业现代化研究,2020(3):396-406.
- [15] 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.
- [16] BENOIT DOSTIE. Wages, productivity and aging[J]. De Economist, 2011(2): 139-158.
- [17] GONZALES-EIRAS M, NIEPELT D. Aging, Government budgets, retirement, and growth[J]. European Economic Re-

view, 2012(1): 97 - 115.

- [18] FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries[J]. *American Economic Review*, 1994(5): 1040 - 1044.
- [19] 周端明. 技术进步、技术效率与中国农业生产率增长 - 基于 DEA 的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2009(12): 70 - 82.
- [20] 邓晓兰, 鄢伟波. 农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J]. *财贸研究*, 2018(4): 36 - 45.
- [21] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of personality and social psychology*, 1986(6): 1173 - 1182.
- [22] 王珏, 宋文飞, 韩先峰. 中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析—基于 1992—2007 年省域空间面板数据[J]. *中国农村经济*, 2010(8): 24 - 35.
- [23] 周鹏飞, 谢黎, 王亚飞. 我国农业全要素生产率的变动轨迹及驱动因素分析—基于 DEA-Malmquist 指数法与两步系统 GMM 模型的实证考察[J]. *兰州学刊*, 2019(12): 170 - 186.
- [24] 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.
- [25] 李强, 刘冬梅. 我国农业科研投入对农业增长的贡献研究—基于 1995—2007 年省级面板数据的实证分析[J]. *中国软科学*, 2011(7): 42 - 49.
- [26] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率[J]. *经济学(季刊)*, 2006(3): 1129 - 1156.

## Rural Population Aging and Regional Heterogeneity of Agricultural Total Factor Productivity

LIU Cheng-kun

(School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 30013, China)

**Abstract:** Based on China's inter-provincial panel data from 2000 to 2018, firstly, the DEA-Malmquist model is used to measure the total factor productivity of agriculture, then construct a mediating effect model to empirical research how the rural population aging affects agricultural total factor productivity. Research results show: Due to technological progress, the total factor productivity of agriculture has achieved a small increase during the sample period; the rural population aging has a significant positive impact on the total factor productivity of agriculture, and the rural population aging would promote the total factor productivity through the human capital accumulation effect, at the same time, the rural population aging will also significantly hinder the growth of total factor productivity through labor supply effect and scientific research investment effect. In addition, there is significant regional heterogeneity in the impact of the rural population aging on the total productivity of agriculture, the aging of the rural population does not have a significant impact on the total factor productivity of agriculture in the central and western regions, but it will significantly hinder the improvement of the total factor productivity of agriculture in the eastern region. Therefore, the growth of agricultural total factor productivity should be promoted by accelerating the process of agricultural mechanization, vigorously promoting modern agricultural planting technology, and encouraging college students to find employment and entrepreneurship in rural areas.

**Key Words:** rural population aging; total factor productivity of agriculture; human capital; agricultural industrialization