

劳动力老龄化阻碍了农业生产吗?

——基于空间计量模型的实证分析

李俊鹏¹,冯中朝¹,吴清华^{2a,2b}

(1. 华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070;2. 武汉大学 a. 经济与管理学院;
b. 经济发展研究中心,湖北 武汉 430072)

[摘要]利用2002—2014年中国省级行政区的面板数据,基于空间杜宾计量模型(SDM)实证分析农业劳动力老龄化对农业生产的影响,结果表明:在农业劳动力稀缺的背景下,老龄化虽然加剧了本地农业劳动供给的不足,但促进了农业生产的诱致性技术变迁,推动了农业现代化,提高了农业生产效率,而且老龄劳动力较高的农业生产专注度和丰富的农业生产经验使得其对农业产出具有正向直接影响;同时,由于劳动力的流动性,其他地区老龄化的加剧也加深了本地劳动供给的不足,但表现为正的溢出效应。因此,应通过区域协同发展来提高农业劳动力人力资本,培育新型经营主体,发展适度规模经营,推进农业现代化进程。

[关键词]农业劳动力老龄化;农业生产;区域协同发展;农业现代化;农业劳动力供给;适度规模经营;溢出效应

[中图分类号]F323 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2018)04-0103-09

一、引言

人口老龄化已成为中国必须面对并解决的问题。长期以来,中国大量农业劳动力剩余,农业剩余劳动力向二、三产业的转移促进了资源的有效配置,提高了劳动生产率,是“中国奇迹”得以延续的重要保证^[1-2]。但是,在人口老龄化加剧的背景下,农业劳动力剩余的局面不会持久。有研究表明,2002年以后,老龄化和劳动力转移导致农村劳动力减少,农业劳动力剩余不足^[3]。老龄化造成的农业劳动供给减少影响了农业生产,但影响方向在学界未达成一致意见。

部分学者认为,当前中国农户土地经营规模普遍较小,农业生产对劳动力质量与数量的变化较为敏感^[4]。农业劳动力老龄化加剧了农业劳动供给不足,在一定程度上导致农业经营粗放,阻碍了现代要素的引入和生产资源的优化配置,降低了农业生产效率^[5-7]。从家庭分工的角度来看,农业生产主体的年龄向后推移,中国土地利用出现老龄化趋势,耕地利用出现边际化现象(极端情况为耕地撂荒),其利用率的降低阻碍了农业产出的提高^[8]。在现有技术条件下,农业劳动供给不足还可能改变农户的生产决策行为:老龄劳动力往往趋向于种植劳动力投入少的作物,这在一定程度上造成了农作

[收稿日期]2018-01-08

[基金项目]财政部、农业部“国家现代农业产业技术体系建设专项(油菜)”(CARS-12);国家自然科学基金青年项目(71501079);国家社科基金西部项目(15XJY015)

[作者简介]李俊鹏(1988—),男,山东邹平人,华中农业大学经济管理学院博士生,主要研究方向为农业经济理论与政策,邮箱为lip549@163.com;冯中朝(1962—),男,湖北罗田人,华中农业大学经济管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为农业技术经济、农产品国际贸易;吴清华(1983—),男,湖北广水人,武汉大学经济与管理学院博士后,武汉大学经济发展研究中心助理研究员,主要研究方向为农业经济学、劳动力供给。

物种植结构单一化,不利于农业的稳定发展^[4,7]。

另有学者认为,老龄劳动力生产经验丰富且更专注于农业生产,其生产效率并不比年轻劳动力低,这意味着老龄化在一定程度上促进了农业生产^[9]。同时,中国农业具有小规模、区域性的特点,农户生产会因相互模仿而趋同,这降低了对劳动的需求^[10]。另外,考虑到资本对劳动的替代,老龄化对农业经营规模适度扩大具有推动作用^[11-12],因此不必高估农业劳动力老龄化对农业产生的不利影响。

以上研究表明,学者们对老龄化的作用机制因研究视角的不同而导致了观点的分歧,但对老龄化减少农业劳动供给这一看法达成了共识。然而,已有研究主要是基于传统计量经济学理论中变量相互独立和空间同质性的假设,无法准确描述现实中地区间人口老龄化水平和增长速度存在的空间相关性和异质性分布特征^[13]。空间计量经济学指出,空间单元的经济活动在空间上并不完全是相互独立的,直接影响和溢出效应使得空间单元相互影响。利用传统的计量方法分析经济问题,往往因忽视空间单元之间的“溢出效应”而高估影响因素的作用效果。具体而言,影响农业生产的多种因素(如老龄化率、资金、知识、技术等)具有明显的空间溢出效应,利用传统计量方法会高估各因素对农业产出的影响,提高第二类偏误的发生概率。空间计量方法的发展为研究农业劳动力老龄化对农业生产的影响提供了更为科学和全面的方法。

基于上述分析,本文拟在理论分析的基础上构建生产函数,利用空间杜宾计量模型(SDM)定量分析农业劳动力老龄化对农业生产的影响,并在此基础上将农业劳动力老龄化的作用量化为直接影响和溢出效应,以回答如下问题:(1)农业劳动力老龄化是否会影响农业生产?其影响机制如何?(2)除农业劳动力老龄化之外,其他因素又是如何影响农业生产的?

二、理论分析

对于本地区而言,老龄劳动力本身在体力、智力、知识、信息采集与利用方面的低效率会降低其努力水平和组织能力,进而影响其劳动效率^[6,14-16],而且从教育投资折现期长短来看,老年人较少投资于教育与培训来提高其人力资本^[17]。因此,老龄化从质量与数量两个方面减少了劳动供给^[5,16]。农业劳动力老龄化程度的加深使得小规模经营的中国农业劳动者面临两种选择:提高老龄劳动力的劳动参与率和降低经营规模。然而,由于老龄劳动力存在诸多劣势,劳动参与率的提高只是增加了低效劳动时间,未必能够提高农业产出;降低农业经营规模,一方面表现为种植作物的单一化,另一方面表现为耕地的边际化,因此经营规模的减少降低了土地利用效率,不利于农业生产。

另外,相较于年轻劳动力,老龄劳动力的农业生产机会成本低,因此对农业生产更加专注,同时老龄劳动力多年积累的劳动经验、专业技能使其拥有一种比较优势,这在一定程度上提高了其农业生产技术效率^[18]。在较为宏观的层面上,由诱致性技术变迁理论可知,当农业劳动力稀缺时,农业会转向充分利用相对充裕的资源,由此促进了农业生产经营模式、生产技术等的变迁与进步,具体表现为外包服务形式和农业合作组织的出现以及农业机械化水平的提高。以上变迁所带来的交互效应和相加效应在一定程度上抵消了农业劳动力老龄化的不利影响,促进了农业生产。

同时,其他地区农业劳动力老龄化也通过溢出效应对本地区的农业产出产生影响。一方面,由于劳动力的流动性,当其他地区的劳动力老龄化加剧时,会吸收本地区的劳动力来弥补劳动供给的不足,从而使得本地区的农业劳动供给减少^[13]。由前文分析可知,劳动力老龄化通过减少劳动供给对农业产出产生促进与阻碍双重作用。另一方面,其他地区老龄劳动力丰富的农业生产经验、专业技能也可以通过溢出作用促进本地区农业产出的提高。

综上所述,已有文献对农业劳动力老龄化作用机制的分析因研究视角的不同而得出了不一致的结论。鉴于此,本文拟从空间这一更为宏观的层面研究农业劳动力老龄化与农业生产之间的关系,一

方面可以为解决争议提供适当的借鉴,另一方面能够为中国农业发展提供新的路径。

三、模型构建

农业劳动力老龄化减少了农业劳动的有效供给。根据诱致性技术变迁理论,农业技术的发展是根据相对稀缺要素的相对价格变动做出的反应,即农业技术的发展趋势是节约利用相对稀缺要素并充分利用相对充裕要素^[19]。这一理论启示我们,在劳动相对稀缺的情况下,农业生产会更多地采用资本、土地^①等要素。因此,本文联合农业劳动、资本、土地等因素构建生产函数。

(一) Cobb-Douglas 生产函数

Cobb-Douglas(C-D)生产函数具有结构简单、经济意义明确且易于分解的优点,能够很好地刻画农业生产。本文构建 Cobb-Douglas(C-D)生产函数来估计农业劳动力老龄化、农业劳动力投入、资本投入和土地投入与农业产出的关系,具体形式为:

$$Y_{it} = A(t)K_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta}T_{it}^{\gamma}\exp(\varepsilon_{it}) \quad (1)$$

式(1)中, Y_{it} 为空间单元的农业产出, K_{it} 、 L_{it} 、 T_{it} 分别表示空间单元的农业资本投入、农业有效劳动投入和土地投入, α 、 β 、 γ 分别表示三种要素的产出弹性, ε_{it} 为随机扰动项, $A(t)$ 表示技术进步。

为准确描述农业劳动的有效投入,我们将农业有效劳动细分为:

$$L = (\lambda_m l_m + \lambda_f l_f + \lambda_o l_o) \times educ \quad (2)$$

式(2)中, l_m 、 l_f 、 l_o 分别为农业劳动力中男整劳、女整劳和老年劳动力数量; $educ$ 为劳动力平均受教育水平; λ_m 、 λ_f 、 λ_o 分别表示男整劳、女整劳和老年劳动力的劳动力折算系数,反映三类劳动力的异质性。由于数据所限,本文引入应用较为广泛的1.00、0.75、0.50分别作为男整劳、女整劳和老龄化劳动力的劳动力折算系数^[20]。鉴于男女平等原则,我们将三个系数调整为1.00、1.00、0.50^[21]。由此,式(2)变为 $L = (l_m + l_f + 0.50 \times l_o) \times educ$,进一步可推导为 $L = La \times (1 - 0.50 \times Ro) \times educ$,其中 Ro 为农业劳动力老龄化率, $1 - 0.50 \times Ro$ 为整劳动力投入比例, La 为农业生产劳动力投入数量。基于以上变形,C-D生产函数两边取对数得到如下形式:

$$\ln Y_{it} = \ln A(t) + \alpha \ln K_{it} + \beta_1 \ln La_{it} + \beta_2 \ln(1 - 0.50 \times Ro_{it}) + \beta_3 \ln educ_{it} + \gamma \ln T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(二) 空间计量模型选择与效应分解

1. 空间计量模型选择

鉴于空间单元经济现象之间的相互关联性,为全面描述农业劳动力老龄化对农业生产的作用机制,本文采用空间计量模型进行实证分析。空间计量模型有空间滞后模型(Spatial Lag Model, SAR)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)之分,判断适合本研究的最佳模型需借助拉格朗日乘数(Lagrange Multiplier, LM)检验、稳健拉格朗日乘数检验^[22-23]。若SAR与SEM至少一个通过检验,则表明空间计量模型优于传统面板模型,进而需要利用Wald检验判定更广义的空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)的适用性。最后,通过Hausman检验判断模型的固定效应与随机效应形式,若采用固定效应模型,本文参照Lee和Yu的方法^[24]修正三个模型在固定效应估计中存在的参数偏误。

SAR、SEM和SDM具体形式分别为式(4)、式(5)、式(6):

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x'_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, y_{it} 为空间对象*i*在时间*t*的被解释变量值,其中*i* = 1, ..., *N*, *t* = 1, ..., *T*; w_{ij} 为空间权重

^①根据诱致性技术变迁理论,农业生产对资源的利用取决于其相对充裕程度。根据实际情况,我国土地资源紧缺,但在农村劳动力紧缺情况下,规模化的农业生产使得土地相对于农业劳动而言变得充裕。

矩阵 w 的元素; y_{jt} 为空间对象 j (除对象 i 外) 在时间 t 的被解释变量值; $\delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ 为除 i 之外空间对象对 i 的交互影响; δ 为反映交互影响强度的未知参数; x'_{it} 为解释变量; β 为系数向量; ε_{it} 为误差项; μ_i 为空间固定效应; λ_t 为时间固定效应。

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \varphi_{it}$$

$$\varphi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}\varphi_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, ρ 为空间相关系数。

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x'_{it}\beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x'_{jt}\theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, x'_{jt} 为空间单元 j 的空间滞后外生变量向量; θ 为待估系数向量。

2. 效应分解

为解决空间计量模型回归系数有偏问题,需将各因素对因变量的影响分解为直接影响和溢出效应。直接影响指空间单元自身因素对自身的影响,溢出效应则指其他空间单元某因素对本空间单元的影响,一般认为溢出效应随空间距离的增加而减弱。本研究采用 LeSage 和 Pace 的方法^[25]分解并度量各影响因素的直接影响与溢出效应。

(三) 变量选择与计算

根据数据的可得性,并保持数据统计口径的一致性和连续性,本文变量选择如下:

1. 因变量。本文的因变量为农业产出,参照学界的一般做法,我们选择农业国内生产总值来描述农业产出,并用第一产业指数平减农业国内生产总值(以 2002 年为基期)。

2. 核心变量。本研究的重点在于分析老龄化对农业产出的影响,因此核心变量为通过老龄化率计算的整劳动力投入比例。根据中国农业生产和劳动力供给特点,我们采用 65 岁以上农村劳动力人数与 15 岁以上农村劳动力人数之比作为衡量指标^[4,22]。

3. 控制变量。根据理论模型,本文选择以下控制变量:

(1) 劳动力投入数量。目前农业劳动力宏观统计数据主要有两套,分别是各省区市第一产业就业人数(年末)和各省区市农林牧渔就业人数(年末),相对于前者,后者涵盖的行业更广。本着准确描述的原则,本文采用农林牧渔就业人数(年末)来描述农业劳动力投入数量^[12],数据缺失的年份(2013 年和 2014 年)用各省区市统计年鉴数据补齐。

(2) 农业劳动力平均受教育水平。为体现人力资本对农业生产的影响,本文引入农业劳动力平均受教育水平来描述,该指标根据 IFPRY 公式^①计算得到。

(3) 农业资本投入。农业资本是农业生产中最活跃的要素,分析资本投入对农业产出的影响需要首先估计农业资本存量。由于人力资本和土地资源已纳入研究模型,此处资本存量仅指物质资本存量,因此本文采用学界普遍认可的永续盘存法(PIM)来估计农业资本存量,计算公式如下:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (7)$$

式(7)中, K_t 、 K_{t-1} 分别表示当期和前一期的资本存量, I_t 为本期资本投入量, δ 为资本折旧率。

本文将 2002 年设为基期,采用 Hall 和 Jones 的方法估计基期农业资本存量,计算公式为 $K_{2002} = I_{2002}/(\delta + g_I)$, g_I 为投资几何平均增长率,同时选择农业实际总产值的几何平均增长率代替 g_I ,并将折旧率设为 5.42%^[12]。为了消除价格的影响,本文将固定资产投资价格指数^②平减农林牧渔固定资产投资(以 2002 年为基期)。

①IFPRY 公式:平均受教育水平 = 小学学历比例 × 6 + 初中学历比例 × 9 + 高中或中专学历比例 × 12 + 高等学历比例 × 14。

②相较于农业生产资料价格指数,固定资产投资价格指数数据涉及的省区市更全面,时间上更具连续性。

(4) 土地投入。目前用于描述土地投入的数据有两套,分别为耕地面积数据和农作物播种面积数据。到目前为止,由于国家层面和省级层面在耕地统计口径、统计方法等方面存在较大差异,且时间上不具备连续性,尚无一套完整、权威的省区市耕地面积数据。因此,在考虑耕地利用效果和复种指数的基础上,本文采用农作物播种面积来描述农业生产中的土地投入^[12]。

(5) 空间矩阵。考虑到研究内容的具体含义和误差的稳健性,本文选择以各省、自治区、直辖市之间中心距离平方的倒数为构成元素的空间权重矩阵^[23]。

(四) 数据来源及处理

农业产值、农业劳动力投入数量和农作物播种面积数据来源于中国国家统计局数据库;农业资本存量估算所需数据来源于《中国固定资产投资统计年鉴》;农业劳动力平均受教育水平估算和农业劳动力老龄化率估算所需数据来源于《中国农村统计年鉴》;空间权重所需省会城市的经纬度数据取自谷歌地图,空间单元之间距离为欧氏距离。此外,农业劳动力平均受教育水平相关指标 2012 年之后不再统计,本文采用移动平均法^①补齐 2013 年和 2014 年的数据;在保持整体趋势一致的基础上,利用各省区市的年鉴数据补齐 2013 年和 2014 年的农林牧渔劳动力数据。其他个别缺失数据采用前后两年的数据计算平均值补齐。同时,按照计量模型,我们对数据进行对数化处理。以上变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	单位	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	农业产值(<i>Prod</i>)	亿元	308.50	224.55	16.67	897.71
核心变量	整劳动力投入比例(<i>Labrate</i>)	%	94.23	1.45	88.16	96.89
控制变量	农业劳动力平均受教育水平(<i>educ</i>)	年	8.03	1.19	2.51	10.82
	农作物播种面积(<i>T</i>)	千公顷	5 106.09	3 571.27	196.10	14 378.30
	农业资本存量(<i>K</i>)	亿元	375.68	330.29	28.97	1 794.65
	农业劳动力数量(<i>La</i>)	万人	925.29	716.84	33.38	3 392.97
空间权重矩阵	<i>w</i>	根据空间单元中心经纬度计算				

注:变量样本量均为 403,农业产值和农业资本存量为平减后数据。

四、初步实证分析

(一) 计量模型选择

为便于空间计量模型的选择,本文首先构建无空间效应的传统面板计量模型,并在此基础上进行相关检验,以选择相应的空间计量模型,模型设定如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln La_{it} + \beta_3 \ln(1 - 0.50 \times Ro_{it}) + \beta_4 \ln educ_{it} + \beta_5 \ln T_{it} + \beta_6 \ln A(t) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

由表 2 可知,空间固定效应统计量与时间固定效应统计量均极显著,表明空间固定效应(μ_i) 和时间固定效应(λ_t) 同时存在。在此基础上,我们利用拉格朗日乘数(LM) 检验、稳健拉格朗日乘数检验判断 SAR 或 SEM 是否优于传统面板模型。由表 3 中空间与时间效应检验结果可知,前三个检验结果值均在 10% 水平下显著,最后一个检验结果值不显著,说明 SAR 成立。

表 2 空间和时间固定效应联合显著性检验

	统计量	P 值
空间固定效应	1 705.613	0.000
时间固定效应	62.378	0.000

^①假定各年的前两年的权重分别为 0.5,我们采用公式 $X_t = 3X_{t-1} - 2X_{t-2}$ 计算得到当年的数据,如 2013 年的平均受教育年限为 $X_{2013} = 3X_{2012} - 2X_{2011}$ 。

表3 LM 检验结果

模型分类	OLS	空间效应	时间效应	空间和时间效应
变量空间滞后影响统计量	6.004 **	43.605 ***	4.342 **	4.292 ***
变量空间滞后影响统计量(稳健)	1.794	2.097	1.867	3.338 *
空间误差自相关影响统计量	36.728 ***	41.612 ***	2.937 *	3.223 **
空间误差自相关影响统计量(稳健)	32.518 ***	0.104	0.462	2.269

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

在 SAR 与 SEM 至少一个成立的前提下,需检验 SDM 模型的适用性,并判定其固定效应与随机效应形式。本文构建如下 SDM 模型:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha + \delta \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln Y_{jt} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln La_{it} + \beta_3 \ln(1 - 0.5 \times Ro_{it}) + \beta_4 \ln educ_{it} + \beta_5 \ln T_{it} + \\ & \beta_6 \ln A(t) + \theta_1 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln K_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln La_{jt} + \theta_3 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln(1 - 0.5 \times Ro_{jt}) + \theta_4 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln educ_{jt} + \\ & \theta_5 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln T_{jt} + \theta_6 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} \times \ln A(t) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

由表4中 Wald 检验结果可知,相比于 SAR,SDM 更适合本文。Hausman 检验结果表明,拒绝将 μ_i 和 λ_t 作为随机效应的假设,故同时含有空间和时间固定效应的 SDM 更适合本文的数据分析。

(二) 初步实证结果分析

由表4 空间和时间固定效应模型(误差纠正)估计结果可知,整劳动力投入比例的作用负向显著,农业劳动力平均受教育水平、资本投入量、农业劳动力数量的作用正向显著。由此可知,在农业劳动供给不足的情况下,以上因素对农业产出的作用方向及显著性是较为符合现实的,即老龄化通过减少劳动力投入数量,推动农业生产朝着机械化、适度规模化方向发展,农业生产效率提高。同时,在农业生产机会成本升高的背景下,老龄劳动力对农业生产的专注性作用突出,但老龄劳动力本身的劣势无法忽视,因此农业劳动力知识水平的提高增强了其配置与利用生产要素的能力,提高了其边际产出。此外,在农业劳动力向二、三产业流动的大背景下,农村空心化严重,劳动力投入数量的增加会促进农业产出的提高,但由于劳动成本上升,增加劳动力投入数量会阻碍农业效益提升。因此,以资本(机械、技术、基础设施)弥补劳动力供给不足并提高农业效率是可行出路。以上因素与空间权重交互项的显著性在一定程度上说明其存在溢出效应。

需要指出的是,正如 Elhorst 所说,SDM 的回归系数是有偏的,无法作为对被解释变量的边际效应^[26]。因此,此回归结果仅作为各影响因素作用方向的初步判

表4 回归结果

变量	空间和时间固定效应模型(误差纠正)	空间和时间随机效应模型
lnLabrate	-0.110 *** (-5.063)	0.007 (1.405)
lneduc	0.055 *** (2.893)	0.009 (0.717)
lnT	0.023 (0.628)	0.028 (0.152)
lnK	0.454 *** (18.837)	-0.027 *** (-2.873)
lnLa	0.536 *** (17.652)	-0.006 (-0.205)
W × lnLabrate	-0.049 (-1.197)	0.003 (0.232)
W × lneduc	0.061 (1.388)	0.020 (0.680)
W × lnT	0.830 *** (8.908)	-0.054 (-0.879)
W × lnK	-0.658 *** (-11.971)	0.024 (0.852)
W × lnLa	-0.495 *** (-5.954)	-0.224 *** (-3.251)
R ²	0.919	0.999
对数似然值	-66.460	604.647
Wald 内生变量空间滞后统计检验量	171.573 ***	23.067 ***
Wald 误差项空间自回归统计检验量	120.775 ***	23.016 ***
Hausman 检验	11.00 0.000	

注:括号内为 t 统计量,*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平下显著。下同。

断,而最终结论的得出需将各因素的影响进一步分解为直接影响与溢出效应。

五、进一步的讨论:农业劳动力老龄化的作用机制

为回答农业劳动力老龄化及其他因素对农业产值的作用机制,本研究利用 LeSage 和 Pace 提出的方法^[25]度量各影响因素的直接影响与溢出效应,结果见表5。

由表5中的分析结果可知,农业整劳动力投入比例的直接影响负向显著,农业劳动力平均受教育水平、资本投入量、农业劳动力数量的直接影响正向显著;农业整劳动力投入比例、农业劳动力投入量、资本投入量的溢出效应负向显著,土地投入的溢出效应正向显著。

农业整劳动力投入比例的直接影响和溢出效应均为负向显著,说明农业劳动力老龄化加剧了本地区农业劳动供给不足,推动劳动节约型技术变迁与农业现代化,主要表现为农业生产机械化与规模化,促进了农业生产效率的提高,进而提高了农业产值。此外,老龄劳动力较高的农业生产专注度和丰富的农业生产经验对农业生产技术效率的促进作用也是本地区农业产值提高的重要原因。同时,中国地区间劳动力老龄化呈现正的溢出效应,表明由于劳动力具有极强的流动性^①,其他地区老龄化的加剧促使其吸收本地区劳动力,以弥补当地劳动的不足,导致本地劳动力供给不足,促进了本地区的农业现代化^[27],这与赵儒煜等的研究结论相符^[13]。同时,老龄劳动力农业生产经验的溢出作用也会促进老龄化正向溢出效应的发生。

农业劳动力平均受教育水平的直接影响正向显著,溢出效应正向不显著,这说明:一方面,农业劳动力受教育水平的提高增强了其改进农业生产经营模式和应用机械与技术的能力,促进了本地区农业产值的提高;另一方面,当前中国农业劳动力的受教育水平整体偏低,同时由于劳动力转移、老龄化加剧,农村剩余大量人力资本位于临界水平以下的劳动力^[1],知识尚未通过溢出效应推动农业区域协同发展。

农业劳动力平均受教育水平的直接影响正向显著,溢出效应正向不显著,这说明:一方面,农业劳动力受教育水平的提高增强了其改进农业生产经营模式和应用机械与技术的能力,促进了本地区农业产值的提高;另一方面,当前中国农业劳动力的受教育水平整体偏低,同时由于劳动力转移、老龄化加剧,农村剩余大量人力资本位于临界水平以下的劳动力^[1],知识尚未通过溢出效应推动农业区域协同发展。

资本投入量的直接影响正向显著,溢出效应负向显著,其直接影响说明资本投入是农业增长最直接的动力,是引入现代要素以发展现代农业的必要基础。资本的投入改善了农业生产条件,推动了农业技术革新,在农业劳动力短缺的情况下,以机械投入为代表的资本深化加速了农业现代化发展,提高了劳动生产率,推动了农业生产前沿面的外移。然而,中国地区间资本要素的扭曲存在显著差异,地区间资本利用率不同,由于资本流动性较强,资本往往流向利用率较高的地区^[28]。其他地区农业资本投入的增加会在一定程度上减少本地区的农业资本投入,阻碍本地区农业生产,表现出负的溢出效应。

农业劳动力数量的直接影响正向显著,溢出效应负向显著,表明农业劳动力供给不足是整体趋势,非地区性特点。在这一背景下,一个地区农业劳动力的增加可以直接促进本地区农业产值的提高。其他地区农业劳动力投入的增加,一方面会阻碍其农业现代化进程,进而影响本地区的农业发展;另一方面会因劳动力流动而减少本地区农业劳动力的供给,阻碍本地区农业产值的提高。但需要指出的是,当前通过资本替代劳动、发展规模经营提高农业劳动生产率是中国实现农业现代化的必由之路^[1],单纯地增加农业劳动力投入会使农业再次陷入“格尔茨内卷化”困境,出现“增量不增效”

表5 各影响因素的直接影响与溢出效应

变量	空间和时间固定效应模型		
	直接影响	溢出效应	总效应
$\ln Labrate$	-0.112 *** (-5.257)	-0.090 * (-1.914)	-0.202 *** (-4.800)
$\ln educ$	0.058 *** (3.191)	0.088 (1.645)	0.146 *** (2.855)
$\ln T$	0.055 (1.556)	1.026 *** (7.938)	1.081 *** (8.472)
$\ln K$	0.434 *** (18.722)	-0.696 *** (-9.288)	-0.262 *** (-3.380)
$\ln La$	0.520 *** (17.208)	-0.471 *** (-4.798)	0.049 (0.492)

①改革开放以来,“中国奇迹”的发生正是得益于劳动力跨区域、跨产业的流动^[2]。

现象。

土地投入的直接影响正向不显著,溢出效应正向显著,原因在于:一方面,我国耕地资源稀缺,且存在非农占用以及耕地撂荒等现象,因此农业生产土地投入难以有实质性增加;另一方面,我国部分地区盲目发展规模经营,经营规模超出了农户的经营能力,从而导致资源的集聚和利用率低,抵消了经营规模扩大的正向作用,故其直接影响不显著。同时,由于累积效应,其他地区土地投入的增加能够带动农业机械化、农业技术整体性的提高,通过农机与农技的流动性和溢出效应促进本地区的农业发展,即表现出正的溢出效应。在农业劳动供给不足的前提下,农业技术发展朝着资本替代劳动的方向加速。为防止资本报酬递减现象的发生,且考虑耕地总量难以有实质性增加的情况,人均耕地经营规模有必要适度扩大^[1]。

六、研究结论及启示

本文的实证结果表明,当前中国农业劳动供给不足,因此农业劳动力供给数量的增加会促进农业生产。农业劳动力老龄化加剧了劳动供给的不足,但推动了农业生产现代化。农业劳动力老龄化、农业劳动力投入量的直接影响与溢出效应提示我们:应对农业劳动力老龄化和农业劳动供给不足,需要从全局出发,区域协同。资本投入能够提高农业生产的机械化率、加强基础设施建设、改良农业生产技术,可以在一定程度上弥补农业劳动供给的不足,促进农业产值的提高,但其负向溢出效应则说明农业投资在地区间应做到统筹兼顾。从长期来看,提高农业劳动力的受教育水平以提高人力资本和扩大农业经营规模以实现规模效应能够有效促进农业发展。

在研究结论的基础上,本文得到如下启示:发展教育、增强农技培训、改善农民医疗营养条件,以提高农业劳动力人力资本;培育家庭农场、合作社等新型经营主体,发展土地流转型、服务带动型等多种形式的适度规模经营,区域协同发展以人才和资本为支撑的现代化农业是中国农业发展较为可行的路径。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 蔡昉. 理解中国经济发展的过去、现在与未来——基于一个贯通的增长理论框架[J]. 经济研究,2013(11):4-16.
- [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.
- [4] 胡雪枝,钟甫宁. 农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析[J]. 中国农村经济,2012(7):29-39.
- [5] FOUGERE M, MERETTE M. Population ageing and economic growth in seven OECD countries[J]. Economic modelling, 1998, 16(3):411-427.
- [6] CHOI K H, SHIN S. Population aging, economic growth, and the social transmission of human capital: An analysis with an overlapping generations model[J]. Economic modelling, 2015, 50(2):138-147.
- [7] 王跃梅,姚先国,周明海. 农村劳动力外流、区域差异与粮食生产[J]. 管理世界,2013(11):67-76.
- [8] 毛学峰,刘靖. 农地“女性化”还是“老龄化”?——来自微观数据的证据[J]. 人口研究,2009(2):68-80.
- [9] DE BRAUW A, HUANG J, ROZELLE S. The feminization of agriculture with Chinese characteristics[J]. Journal of development studies, 2012, 49(5):689-704.
- [10] 杨志武,钟甫宁. 农户种植决策中的外部性研究[J]. 农业技术经济,2010(1):27-33.
- [11] 张四梅. 人口结构变动视角下的我国农村土地流转[J]. 经济地理,2014(8):131-136.
- [12] 李谷成,范丽霞,冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对1978—2011年中国农业增长与资本存量的实证估计[J]. 管理世界,2014(5):67-79.
- [13] 赵儒煜,刘畅,张锋. 中国人口老龄化区域溢出与分布差异的空间计量经济学研究[J]. 人口研究,2012(2):71-81.

- [14]TAUER L. Age and farmer productivity[J]. Review of agricultural economics,1995,17(1):63-69.
- [15]SUN L, CHANG J, LIU Y, et al. The urban-rural disparities of the elderly labor supply and income in China[J]. Procedia engineering,2011,15(1):5274-5278.
- [16]蔡昉,张车伟. 劳动经济学[M]. 北京:中国社会科学出版社,2015.
- [17]MCCONNELL C R, BRUE S L, MACPHERSON D A. Contemporary labor economics[M]. New York: McGraw-Hill education, 2016:70-78.
- [18]魏娟,赵佳佳,刘天军. 土地细碎化和劳动力结构对生产技术效率的影响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2017(5):55-64.
- [19]HAYAMI Y, RUTTAN V W. Agricultural development: An international perspective[M]. Maryland: Johns Hopkins University Press, 1985.
- [20]许庆,尹荣梁,章辉. 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[J]. 经济研究, 2011(3):59-71.
- [21]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.
- [22]文建东,谢聪. 人口老龄化对收入不平等的影响——基于省域数据的空间计量模型分析[J]. 南京审计大学学报, 2017(4):12-23.
- [23]高鸣,宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. 管理世界, 2014(7):83-92.
- [24]LEE L F, YU J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. Journal of economics, 2010,154(2):165-185.
- [25]LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics (statistics, textbooks and monographs) [M]. Boca Raton, FL: CRC press,2009.
- [26]ELHORST J P. Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels[M]. Berlin: Springer Berlin Heidelberg,2014.
- [27]姜德波,汝刚,秦永. 劳动力转移、技术进步与粮食产量——基于中国主要产粮省份的经验分析[J]. 南京审计大学学报,2017(1):29-36.
- [28]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.

[责任编辑:王丽爱]

Does the Aging of Labor Hinder Agricultural Production? Empirical Analysis Based on Spatial Measurement Method

LI Junpeng¹, FENG Zhongchao¹, WU Qinghua^{2a,2b}

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China; 2a. Economics and Management School; 2b. Center for Economic Development Research, Wuhan University, Wuhan 430071, China)

Abstract: Based on the panel data concerning China's provincial-level administrative region from 2002 to 2014, this paper uses the Spatial Durbin Model (SDM) to analyze the effect of aging on agricultural production. The results show that: under the background of the scarcity of agricultural labor force, aging of agricultural labor force deepens the local agricultural labor supply, promotes the induced technological change and the agricultural modernization, and improves the efficiency of agricultural production. In addition, with the high concentration of agricultural production and rich experience of agricultural production, aging has a positive direct impact on agricultural output. Meanwhile, due to the mobility of the labor force, the aggravation of the aging in other regions also deepens the shortage of local labor supply and shows the positive spillover effect. Therefore, the effective path is to increase the human capital of agricultural labor through regional cooperation, cultivate new business entities, develop appropriate scale management, and promote agricultural modernization.

Key Words: aging of agricultural labor force; agricultural production; regional coordinated development; agricultural modernization; agricultural labor supply; moderate scale management; spillover effect