

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

林本喜 邓衡山

内容提要：本文利用浙江省农村固定观察点样本数据，分析了农业劳动力老龄化对土地资源利用效率的影响。研究表明，农户主要劳动力的年龄对土地利用效率不存在显著影响；影响农户土地利用效率的关键变量是直接投入、经营规模和兼业化经营等；增加劳动投入和主要农资投入对提高土地利用效率有显著的正效应，提高经营规模和兼业化经营程度均会导致土地利用效率的降低。基于以上结论，本文认为，担心农业劳动力老龄化带来农业危机的必要性不大，而关注农业比较效益低下对农业的威胁更有现实意义。

关键词：农业劳动力 老龄化 土地利用效率 面板数据模型

一、引言

农业劳动力老龄化目前已成为普遍现象，第二次全国农业普查数据显示，中国农业发展面临日趋严重的劳动力高龄化问题。不少专家和学者提出了“十年以后谁种田”、“明天谁来种粮”的问题。对于农业劳动力老龄化的担心主要体现在两个方面：一是农业劳动力老龄化影响农业产出效率；二是随着这些老年农业劳动者退休，农业经营后继无人。对于这种担心是否必要，却存在着争论。许多学者从农业产出效率的角度关注到了农业劳动力老龄化对农业的影响。例如，李旻、赵连阁（2009）利用2003~2006年辽宁省农村固定观察点的农户数据，通过比较分析主要由农村老龄劳动力从事农业生产的农户和主要由农村非老龄劳动力从事农业生产的农户在农业生产技术应用、农业生产经营情况、农业生产经营收入、农业生产结构方面的差别，认为农村老龄劳动力在农业生产上表现出一定的劣势。然而，其利用面板数据的计量分析中却未将劳动力年龄纳入自变量，对劳动力因素的影响仅仅考虑“平均受教育年限”和“接受专业技能培训人数”，并且实证分析结果表明，这两个因素对农业产出并不存在显著影响。杨俊等（2011）的实证研究则表明，农户主要劳动力年龄的增加对其耕地利用效率的影响呈现“倒U形”趋势，即以中年劳动力为主的农户，其耕地利用效率最高，以老年劳动力为主的农户次之，以青壮年劳动力为主的农户，其耕地利用效率反而低于以老年劳动力为主的农户。因此，还难以说对农业劳动力老龄化的第一种担心是必要的。陈锡文等（2011）则从第二种担心的角度定量分析了农业劳动力老龄化对农业产出的影响，其研究结论表明，农村劳动力大量转移及农村人口过早老龄化引起第一产业从业人员过度减少，将影响第一产业正常增长。

侯东民（2010）则认为，中国人口老龄化“并不那么可怕”，中国的城市化水平只有45%，无

论处于刘易斯拐点之前的何种位置,农业部门的劳动力一直是剩余的,而且中国城市从农村吸纳人口与劳动力的过程比目前一般预计的时间要更长,在中国城市化完成前,农村剩余劳动力问题不可能彻底解决。假设刘易斯拐点真的到来了,由于农产品的需求价格弹性很小,少量的农产品短缺就会刺激农产品价格的大幅上涨,而这会诱使从事非农产业的农民回流到农业或(和)其他产业的劳动力进入农业,从而阻止农产品价格过快上涨以及农业产出的大幅下降。

因此,关于农业劳动力老龄化对农业生产效率影响争议的焦点在于回流的农民或新进入农业的劳动力是否能够有效进行农业生产,即其农业生产效率是否会明显低于其他农民,若低,则难以形成对农业生产的利益驱动。基于上述分析不难看出,农业劳动力老龄化是否值得担心以及在多大程度上值得担心,仅通过定性分析还难以得出定论,需要规范的定量分析,而这方面的研究目前还很缺乏。

对于中国农业而言,土地资源相当有限,2010年,全国耕地面积仅为18.258亿亩,已经逼近18亿亩红线,土地利用效率^①成为农业产出水平最终的制约因素。同时,土地利用效率也是农业产出效率的直接体现。因此,本文以土地利用效率为研究对象,主要关注农业劳动力老龄化对土地利用效率的影响。本文研究以浙江省为例,利用农村固定观察点的农户数据进行实证分析。

二、分析框架

土地利用效率主要取决于农业生产技术、投入水平和自然条件。农业生产技术通常体现在农业的直接投入中,而自然条件又是不可控制的,因此,一般而言,土地利用效率是由劳动投入,化肥、农药和农膜等农资投入,机械投入等直接投入来决定的。本文所关注的劳动力年龄则通过影响直接投入来间接影响土地利用效率。

(一) 劳动力年龄对直接投入的影响

1.对劳动投入(单位土地投工量)的影响。劳动力年龄对劳动投入的影响体现在两个方面:其一,劳动力年龄代表劳动者的体力状况,农业生产是需要一定体力消耗的活动,对于成年劳动力而言,年过中年以后,年龄越大,相对而言体力状况越差。因此,对于年龄较大的劳动者,同样的农活需要更多的劳动投入。其二,劳动力年龄也体现劳动者的农业生产经验。对于多数农村劳动力而言,年龄越大,其从事农业生产年限越长,农业经营经验越丰富,农业生产技能也越高,农业生产效率较之于相对年轻者越高,同样的农业生产所需要的劳动投入也越少。这两方面的影响何者为主,要视情况而定。

2.对机械投入的影响。劳动力年龄对机械投入的影响也可以体现在两个方面:一方面,年纪大、体力衰减的劳动者更倾向于以机械投入来弥补自身体力的不足;另一方面,青壮年劳动者的非农务工机会更多,农业劳动机会成本更大^②,考虑到机会成本的差异,劳动力年龄越轻,则农业劳动机会成本越大,可能越倾向于在农业生产中利用机械投入来替代人工投入。

3.对化肥、农药和农膜等主要农资投入的影响。化肥、农药和农膜等主要农资的投入显然不是投入越高产出就越高,只是在一定的范围内这些农资的投入与劳动投入具有一定的替代性。另外,如何投入化肥、农药和农膜等,取决于农户所掌握的农业知识与农业技术。一方面,农业劳动力年龄越大,经验越丰富,越知道如何适量投入化肥、农药等;但另一方面,老年劳动者采纳新技术的

^①在本文中,土地利用效率定义为单位土地产出,详见文中的“变量说明”。

^②这里仅考虑劳动者年龄增长与体力负相关的关系,而忽略劳动者拥有特殊技能或手艺。事实上,如果拥有特殊技能或手艺,则劳动者的体力状况就没有那么重要了。然而,这种情况只是特例,并不代表多数农业劳动力的状况。

意愿较弱，这可能又使得老年劳动者不能进行相对适宜的投入。

（二）其他因素对直接投入的影响

农业劳动力的年龄并不是决定农户农业生产直接投入的唯一因素。舒尔茨（1987）的经典研究表明，农民的文化知识水平和技能与其农业生产效率呈正相关关系。而这种文化知识水平和技能的作用也会通过影响适当的农业直接投入而得以实现。因此，农业劳动力的文化程度和接受培训状况理应成为研究劳动力年龄对土地利用效率影响的重要控制变量。

已有的研究表明，经营规模、兼业化经营程度等也是影响农户土地利用效率的主要因素（Bardhan, 1973; Ghose, 1979; 黄祖辉、陈欣欣, 1998; 傅晨、毛益勇, 1998; 高强, 1999; 蔡基宏, 2003; Sikor et al., 2009）。经营规模的影响体现为：一定的经营规模使农业机械设备和农业技术的使用成为可能且更有效率，从而部分替代劳动投入、增加机械投入，并可能改变主要农资的投入。兼业化经营意味着农业收入仅是农户收入的组成部分，兼业化程度越高，农户对农业生产的重视程度和投入水平就可能相对越低。因此，关注农业劳动力年龄对农业生产直接投入乃至土地利用效率的影响时必须考虑经营规模、兼业化经营程度等因素。

（三）直接影响土地利用效率的其他因素

产出效率直接受制于自然条件是农业生产的显著特征。不同地区的自然环境存在差异，同一地区不同年份的气候条件亦有所不同；政府的农业政策也直接或间接影响着农业生产，从而影响最终的农业产出效率和土地利用效率。此外，种植不同的作物，其土地利用效率也存在差异。就浙江省而言，种植粮食作物的土地，其利用效率低于种植其他作物（林本喜, 2010）。为此，研究农业劳动力年龄对土地利用效率的影响时也应考虑种植结构。

本文接下来的研究思路是：首先，对样本数据和变量做简要的说明和描述性分析；接着，根据上述分析框架，依次实证分析农户主要劳动力年龄对农业生产直接投入的影响、农业生产直接投入对土地利用效率的影响以及农户主要劳动力年龄对土地利用效率的影响；最后，对实证分析结果进行讨论。

三、样本数据及变量说明

（一）数据来源

本文研究数据来源于 1995~2006 年浙江省农村固定观察点的农户数据^①。1995 年以来，浙江省农村固定观察点样本农户中经营农业的户数逐年减少，到 2006 年仅剩 204 户。考虑到农户记录的变迁，剔除考察期间农村观察点变更过的农户，最后可以满足面板数据模型分析的农户有 186 户。

根据一般的经验，记录数应在拟分析的自变量数的 20 倍以上，否则可能会出现检验效能不足的问题（张文彤, 2002）。因此，上述数据基本能够满足本文研经济计量究分析的需要。

（二）变量说明

1. 土地利用效率。土地利用效率是衡量农业生产效率的重要指标，在农地资源日益稀缺的国情下，土地利用效率已经成为制约中国农业产出的最重要因素。在实际研究中，土地利用效率的衡量

^①浙江省农村固定观察点建立于 1986 年，分布在全省 10 个县（市、区）的 10 个村。观察点的样本农户总规模 1993 年以前为 1000 多户，平均每村 100 户左右，1993 年做了调整，每村农户减到 50 户。鉴于农村固定观察点样本农户本身的代表性以及数据的延续性，笔者认为，浙江省农村固定观察点样本农户能够较好地反映人多地少沿海地区的农业经营情况。下文分析中所用数据除特殊说明外，均基于浙江省农村固定观察点农户数据。

指标主要有单要素生产率和全要素生产率两类。鉴于本文研究的目的和生产函数的不足^①，本文采用单要素生产率的概念。考虑到不同农产品产量的不可比性，本文沿用史清华（2005）的农业产出率概念，即土地利用效率为单位土地的产值^②。由于产值与价格密切相关，因此，在实际应用时，本文剔除了农产品价格变动的影响。

2. 农户主要劳动力特征变量。本文以 *Age* 表示农户主要劳动力的年龄特征，*Age_1* ~ *Age_5* 依次代表农户主要劳动力年龄为 16~30 岁、31~40 岁、41~50 岁、51~60 岁和 61 岁（含 61 岁）以上^③。本文在回归模型中将农户主要劳动力年龄分为三组：16~30 岁、31~60 岁和 61 岁以上，并以 31~60 岁为基准组，构建 *Young* 和 *Old* 两个虚拟变量，分别代表 30 岁（含 30 岁）以下和 61 岁以上。这样做的理由是：30 岁以下年龄组代表农业经营经验相对不足的经营者，他们可以是新进入或者回流的对农业生产可能有所生疏的盛年劳动力；而 61 岁以上年龄组直接体现的是随着年龄的增长，体能和综合素质迅速下降的农业劳动力。

本文以 *Edu* 表示农户主要劳动力的文化程度，以文盲半文盲为基准组，*Edu_2* ~ *Edu_4* 分别表示小学文化程度、初中文化程度和高中及以上文化程度。一般认为，农户主要劳动力具有更高的文化程度，可以提高其土地利用效率。*Train* 表示农户主要劳动力受职业教育或培训的情况。一般认为，在控制其他变量的情况下，对农户劳动力进行专业技术教育或培训可以提高其产出效率。

3. 农业生产直接投入变量。在既定的土地上，农业生产直接投入主要包括劳动、化肥、农药、农膜和机械投入。劳动投入以单位土地投工量表示，反映农户的劳动投入水平；化肥、农药和农膜等主要农资的投入，分别以单位土地的化肥、农药和农膜投入量表示；机械投入用农户涉农生产性固定资产原值表示，假设折旧率相同，涉农生产性固定资产原值可以近似替代农户机械投入^④。

4. 其他影响土地利用效率的决策变量^⑤。农户经营规模一直是农户生产效率研究关注的重点，本文借鉴 Bardhan（1973），Ghose（1979），黄祖辉、陈欣欣（1998）和陈欣欣等（2000）的研究，以农户的农地规模来表示；沿用万广华、程恩江（1996）的方法，以农地块数来表示农户农地的细碎化程度。本文中，*Land* 和 *Blocks* 分别表示农户的农地面积和农地块数，分别代表农户的农地规模和农户耕地的细碎化程度。本文以粮食作物面积占农户种植总面积的比例来表示农户的种植结构。是否兼业化经营是农户生产经营的重要决策，现实中包括纯农户、I 类兼业户和 II 类兼业户三种情

^①正如顾秀林（2007）所指出的，科布和道格拉斯估计的参数值可以说大体上是一种会计常数，参数估计值同要素份额相似性的理论含义在很大程度上也是不真实的。

^②史清华（2005）将土地利用效率界定为扣除物资投入和劳动投入成本后单位土地的产出。鉴于本文的研究目的，本文关注未扣除投入成本的单位土地的产出。这样做的理由是，土地利用效率乘以实际利用的土地面积就构成农业总产出，可以直接反映农业生产的保障水平。

^③由于部分农户主要劳动力不止一个，根据 Burton（2006）的研究，采用家庭农业劳动者的平均年龄来分析年龄对农户农业生产的影响同样能反映以家庭为单位的经济活动的特征。因此，本文研究中采用的是农户主要农业劳动力的平均年龄。下文中文化程度亦采用农户主要劳动力的平均受教育年限，同时，只要有一位家庭主要劳动力接受过职业教育或培训，就视其主要劳动力为“接受过职业教育或培训”。

^④这里更好的方法应该是衡量农户农用固定资产折旧费用及租用农机设备等的费用。由于 2003 年以前的农村固定观察点农户数据没有此项记录，故以该指标近似替代。

^⑤这里需要特别说明的是，农户生产组织形式也是影响农户资源利用效率的重要因素。但是，据笔者的调查，浙江省农村固定观察点 10 个村在 2006 年之前均无任何形式的农业专业合作组织或龙头企业，因此，本文研究忽略此变量。此外，笔者也关注到农户耕地复种指数对农业资源利用效率的可能影响，但在模型试分析中该变量均不显著，故本文不讨论其影响。

况^①，本文以纯农户为比照组，构建“Ⅰ类兼业”和“Ⅱ类兼业”两个虚拟变量，反映农户的兼业化程度。

5.区域差异和政策环境变量。本文以 *Period* 表示农业发展阶段，为时间和政策的代理变量。1995 年至今，浙江省农业大致经历了三个发展阶段：“一优两高”农业发展阶段（1990～1998 年）、“效益农业”发展阶段（1999～2002 年）和高效生态农业发展阶段（2003 年至今）。在此三个阶段，浙江省分别出台了不少促进现代农业发展的政策和举措，期间土地利用效率及农业经济效益呈明显的阶段性发展特征（林本喜，2010）。以“一优两高”农业发展阶段为基准组，*Period_2* 和 *Period_3* 分别代表“效益农业”和高效生态农业发展阶段。*Area* 为区域虚拟变量。

（三）样本描述性分析

从筛选的 186 户农户的数据（见表 1）来看，农户主要农业劳动力老龄化倾向十分明显，50 岁及以上的劳动力比例从 1995 年的 20.43% 上升到 2006 年的 61.83%；而主要农业劳动力平均文化程度则呈波动性变化，且变化幅度不大。

表 1 农户主要劳动力平均年龄及文化程度^a（%）

	1995 年	1997 年	1999 年	2001 年	2003 年	2005 年	2006 年
16～30 岁	6.99	3.23	3.76	1.61	2.15	1.61	1.61
31～40 岁	35.48	34.41	26.34	23.12	15.59	12.37	10.75
41～50 岁	37.10	41.40	43.55	36.56	32.80	27.42	25.81
51～60 岁	17.20	17.74	22.05	27.42	33.33	40.86	43.01
61 岁以上	3.23	3.22	4.30	11.29	16.13	17.74	18.82
平均年龄 ^b	2.74	2.83	2.97	3.24	3.46	3.61	3.67
平均文化程度 ^c	2.40	2.41	2.45	2.46	2.34	2.36	2.40

注：^a1995～2002 年的农村固定观察点数据中劳动力的文化程度被分为：文盲半文盲、小学、初中、高中及以上 4 个层次；从 2003 年起以“在校几年”来表示劳动力的文化程度。为统一口径，本文采取如下方法：≤2 年归为文盲半文盲，3～6 年为小学文化程度，7～9 年为初中文化程度，≥10 年为高中及以上文化程度。^b1999 年及之前的农村固定观察点数据中以“1”、“2”、“3”、“4”、“5”五分类变量分别代表农户主要劳动力年龄为 16～30 岁、31～40 岁、41～50 岁、51～60 岁、61 岁以上，为了数据口径统一，本文将 1999 年之后的主要劳动力年龄也换算成五分类变量形式。^c平均文化程度“1”、“2”、“3”、“4”分别代表农户主要劳动力文化程度为文盲半文盲、小学、初中、高中及以上。

从农户主要劳动力的年龄和文化程度对土地利用效率的影响（见表 2）来看，主要劳动力年龄为 31～40 岁的农户，其平均土地利用效率最高；主要劳动力年龄为 16～30 岁的农户，其平均土地利用效率最低；主要劳动力年龄为 61 岁以上的农户，其平均土地利用效率高于总体平均水平。统计结果并未表明，主要劳动力的老龄化可能导致土地利用效率的下降。主要劳动力文化程度为初中的农户，其土地利用效率最高；其次分别是主要劳动力文化程度为小学和文盲半文盲的农户；主要劳动力文化程度为高中及以上的农户，其土地利用效率最低。统计结果并未表明，主要劳动力的文化程度与土地利用效率之间存在正相关关系。

^①纯农户指种植业收入占当年家庭总收入比重为 90%（含 90%）以上的农户；Ⅰ类兼业户指种植业收入占当年家庭总收入比重小于 90%大于 50%（含 50%）的农户；Ⅱ类兼业户指种植业收入占当年家庭总收入的比重小于 50%的农户。

表 2 农户主要劳动力年龄及文化程度与土地利用效率、农业经营状况

主要劳动力 年龄或文化 程度	土地利用 效率(元/ 亩)	劳动投入 (工/亩)	化肥投入 (公斤/ 亩)	农药投入 (公斤/ 亩)	农膜投入 (公斤/ 亩)	经营规模 (亩)	种植结构 (%)	兼业化 程度 ^a (%)
16~30 岁	630.53	18.29	69.62	1.54	0.17	3.96	68.63	70.26
31~40 岁	928.51	30.52	101.64	2.25	0.48	4.22	65.97	67.26
41~50 岁	832.36	26.23	101.86	2.34	1.32	4.76	63.43	66.47
51~60 岁	853.41	28.00	89.54	2.04	0.52	4.21	61.36	62.73
61 岁以上	891.34	33.08	108.39	2.74	0.92	2.84	59.53	58.57
平均	860.42	28.15	98.04	2.25	0.83	4.27	63.23	64.97
文盲半文盲	761.78	24.38	108.88	2.22	0.29	4.23	72.86	58.07
小学文化程 度	868.72	27.50	98.81	2.39	1.12	4.11	64.80	66.56
初中文化程 度	910.37	30.29	94.11	2.13	0.68	4.48	58.91	64.79
高中及以上 文化程度	668.06	27.14	100.33	1.96	0.27	4.49	63.19	65.31
平均	860.68	28.20	98.13	2.25	0.83	4.28	63.31	65.06

注：^a兼业化程度=[(家庭年收入-当年种植收入)/家庭年收入]×100%。

从主要劳动力年龄对农户经营特点的影响(见表 2)来看,总体而言,主要劳动力年龄大的农户,其劳动投入更高;主要劳动力年龄不同的农户,其化肥、农药、农膜等主要农资投入呈不规则分布,总体而言,主要劳动力年龄为 41~50 岁的农户投入最高;经营规模则随着农户主要劳动力年龄的上升呈先升后降的特征,主要劳动力年龄为 41~50 岁的农户经营规模最大,31~40 岁和 51~60 岁的农户次之,再次是 16~30 岁的农户,主要劳动力年龄为 61 岁以上的农户经营规模最小。就种植结构和兼业化程度而言,随着农户主要劳动力年龄的增长,粮食种植面积比例和兼业化程度呈明显下降的趋势。

从农户主要劳动力的文化程度对农户经营特点的影响来看,劳动投入随着农户主要劳动力文化程度的上升呈先升后降的特征,主要劳动力文化程度为初中的农户投工水平最高,其次是小学文化程度的农户和高中及以上文化程度的农户,最低的是文盲半文盲的农户。总体而言,主要劳动力文化程度对农户经营决策的影响呈不规则分布。

上述描述性统计分析基本印证了本文分析框架的合理性。然而,这种数量关系是否具有统计学意义?关键变量之间的数量关系如何?这些还需要进一步的计量检验。

四、农业劳动力老龄化对农业直接投入影响的实证分析

根据上述分析框架,本文首先对农户主要劳动力的年龄与各类投入变量之间的关系进行分析,其表达式如下:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 Young_{it} + \beta_2 Old_{it} + \beta_3 Land_{it} + \beta_4 P_structure_{it} + \beta_5 Block_{it} + \beta_6 Train_{it} + \beta_7 Edu_{it} + \beta_8 F_types_{it} + \beta_9 Area_{it} + \beta_{10} Period_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, $i = 1, 2, \dots, 186$; $t = 1995, 1996, \dots, 2006$; μ_i 是面板数据模型的个体效应; ε_{it} 是面板数据模型的随机效应或异质成份。在固定效应假设中, μ_i 是常数; 而在随机效应假设中, μ_i 服从正态分布 $N(0, \sigma_\mu^2)$ 。

对于不同的直接投入变量, y_{it} 分别代表劳动投入、化肥投入、农药投入、农膜投入和机械投入; $Young_{it}$ 和 Old_{it} 为自变量, 分别表示农户主要劳动力年龄为 16~30 岁和 61 岁以上; $Land_{it}$ (经营土地规模)、 $P_structure_{it}$ (种植结构)、 $Block_{it}$ (土地细碎化程度)、 $Train_{it}$ (主要劳动力接受职业教育和培训的情况)、 Edu_{it} (主要劳动力文化程度)、 F_types_{it} (农户兼业化经营情况)、 $Area_{it}$ (农户所在地区) 和 $Period_{it}$ (所处时期) 为控制变量。

对于面板数据, 既可采用固定效应模型也可采用随机效应模型。使用面板数据的优点是可以减轻内生性, 即通过固定效应模型控制不随时间变化而随个体变化的因素, 但若非观测效应 (α_i) 与解释变量不相关, 则随机效应模型更有效。二者的选择可通过 Hausman 检验来实现。若二者结果并无太大差异, 则采用随机效应模型; 若有明显差异, 则采用固定效应模型 (伍德里奇, 2007)。本文运用 Stata10.0 统计软件对样本数据进行回归处理, 具体模型回归结果见表 3。

表 3 主要劳动力年龄对直接投入变量影响的估计结果

因变量	自变量	固定效应模型	随机效应模型
劳动投入	青年	-7.270* (3.624)	-6.569** (2.532)
	老年	8.518* (3.805)	9.150** (3.315)
化肥投入	青年	-8.643 (9.371)	-17.90 (9.160)
	老年	17.030 (14.172)	19.580 (18.534)
农药投入	青年	-0.106 (0.253)	-0.394* (0.184)
	老年	0.571 (0.896)	0.246 (0.627)
农膜投入	青年	0.273 (0.360)	0.201 (0.358)
	老年	-0.784 (0.694)	-0.581 (0.670)
机械投入	青年	460.300 (421.281)	538.800 (853.706)
	老年	-294.400 (418.134)	-395.900 (482.696)

注: 表中 5 个方程 10 个模型均控制了农户主要劳动力文化程度、主要劳动力接受专业技术教育或培训经历、农户经营土地规模和土地细碎化程度, 以及农户所处区域和时间及政策等变量, 但是, 为节省篇幅, 控制变量的估计结果未列出。括号内数字为参数估计值的标准误, **、*、* 分别表示 0.1%、1%、5% 显著性水平。

模型估计结果表明, 所有方程的 10 个模型均通过显著性检验。除了农药投入之外, 其他 4 个直接投入方程的两类模型的估计结果均十分一致。也就是说, 在化肥投入、农膜投入和机械投入上, 主要劳动力年轻和年老的农户与基准组并无显著差异。而主要劳动力年轻的农户, 其劳动投入明显低于基准组; 主要劳动力年老的农户, 其劳动投入则明显高于基准组。

为了进一步判断、选择模型, 本文对上述模型做了 Hausman 检验, 结果表明, 方程卡方分布对应的显著性水平均大于 0.1, 无法拒绝原假设, 说明两类模型的估计结果并无太大差异。因此, 本文研究选择随机效应模型能得到更有效的估计结果。

本文可以由此得出如下结果: 农户主要劳动力年龄对化肥投入、农膜投入和机械投入没有显著影响; 主要劳动力为 16~30 岁的农户, 其每亩劳动投入和每亩化肥投入分别比主要劳动力为 31~60 岁的农户低 6.57 个工和 0.394 公斤; 主要劳动力为 61 岁以上的农户, 其每亩劳动投入比主要劳动力为 31~60 岁的农户高 9.15 个工, 而在农药投入上两者并无显著差异。

五、直接投入对土地利用效率影响的实证分析

本文接下来分析上述直接投入对土地利用效率的影响，模型的具体形式为：

$$E_{it} = \alpha_i + \beta_1 Labor_{it} + \beta_2 Fertilizer_{it} + \beta_3 Pesticides_{it} + \beta_4 Plastic_{it} + \beta_5 Asset_{it} + \beta_6 P_structure_{it} + \beta_7 Area_{it} + \beta_8 Period_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中，因变量 E_{it} 为土地利用效率， $Labor_{it}$ （劳动投入）、 $Fertilizer_{it}$ （化肥投入）、 $Pesticides_{it}$ （农药投入）和 $Asset_{it}$ （机械投入）为自变量。由于各直接投入指标的含义不同，指标值的量纲不一，为了能够将各个指标的数据进行量化综合，必须对它们进行标准化处理。指标数据的标准化处理方法可以分为直线型、折线型和曲线型三种（邱东，1997），本文选择直线型标准化方法中的 Z-Score 法，以增强回归结果的可比性和稳定性。标准化处理的计算公式如下：新数据 = (原始数据 - 均值) / 标准差，计算由 Stata10.0 软件自动实现。 $P_structure$ 、 $Area_{it}$ 与 $Period_{it}$ 为控制变量，其含义同上。

为了提高模型估计结果的稳健性，本文利用 Stata10.0 软件分别采用了固定效应模型和随机效应模型对进行估计，具体估计结果如表 4 所示^①。

表 4 直接投入变量对土地利用效率影响的估计结果		
变量	固定效应模型	随机效应模型
劳动投入	311.798*** (51.031)	369.120*** (56.969)
化肥投入	112.920** (42.263)	111.079** (35.456)
农药投入	239.343*** (31.006)	232.553*** (31.079)
农膜投入	133.046** (50.238)	135.265** (49.064)
机械投入	4.247 (27.878)	11.247 (17.666)
常数项	1094.322*** (59.745)	812.947*** (56.269)
Hausman 检验		
$\chi^2(8)$	—	113.06
显著性水平	—	0.0000
样本数	186 × 12	186 × 12
R ²	0.4690	0.4679

注：括号中的数字为参数估计值的标准误；***、**、* 分别表示 0.1%、1%、5% 显著性水平。

从模型的显著性检验结果来看，固定效应模型的 F 值为 208，对应的显著性水平为 0.0000；随机效应模型的沃尔德卡方值为 2178.58，对应的显著性水平为 0.0000。两个模型均通过显著性检验，且模型回归结果也基本一致。

对于固定效应模型与随机效应模型的选择，则可以通过 Hausman 检验来实现。从 Hausman 检验结果看，卡方统计量为 113.06，显著性水平为 0.0000，高度拒绝原假设，说明采取固定效应模型可以得到更有效的估计。“固定效应分析有一个可利用的地方，就是它容许损耗与非观测效应 α_i 相关”（伍德里奇，2007）。另一方面，从模型的含义来看，不同农户自身不可观测到的因素对土地利用效率的影响可能不同，假设这些不可观测到的个体特征因素对农户土地利用效率没有影响，可能

^①在既定的投入条件下，农业生产还受种植结构、区域及年份气候等因素影响，为了行文简练，本文未列出控制变量的估计结果。

与现实不完全相符。因此,总体而言,固定效应模型是相对更好的选择。同时,为了提高估计结果的稳健性,本文在固定效应模型和随机效应模型估计时均采用了稳健(robust)估计。

由于对自变量做了标准化处理,(2)式模型的回归结果具有可比性。模型的估计结果表明,劳动投入是影响土地利用效率的最重要因素,其次是农药投入,再次是化肥和农膜两种主要农资的投入^①;机械投入对土地利用效率影响不显著。

六、主要劳动力年龄对土地利用效率影响的实证分析

根据上述实证分析结果,农户主要劳动力年龄对农业生产中劳动投入有明显影响,而劳动投入又是土地利用效率的主要影响因素之一,因此,怀疑农业劳动力年龄会影响土地利用效率是有根据的。但是,由于农业劳动力年龄是通过影响劳动投入来间接影响土地利用效率的,为了直接检验农户主要劳动力年龄对土地利用效率的影响,还需要做进一步分析。直接检验模型的具体形式为:

$$E_{it} = \alpha_i + \beta_1 Young_{it} + \beta_2 Old_{it} + \beta_3 Train_{it} + \beta_4 Edu_{it} + \beta_5 Land_{it} + \beta_6 Block_{it} + \beta_7 P_structure_{it} + \beta_8 F_types_{it} + \beta_9 Area_{it} + \beta_{10} Period_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中,因变量为土地利用效率,自变量为主要劳动力年龄,其他为控制变量;各类变量含义同(1)式和(2)式。模型估计结果如表5所示。

表5 主要劳动力年龄对土地利用效率影响的估计结果

变量	固定效应模型	随机效应模型
青年	-6.872 (79.300)	-32.262 (73.987)
老年	126.895 (107.313)	93.481 (90.619)
接受职业教育和培训经历	67.55 (49.039)	39.226 (43.205)
小学文化程度	107.656 (86.678)	86.704 (57.525)
初中文化程度	179.430 (92.526)	142.081* (62.423)
高中及以上文化程度	90.325 (160.627)	-25.561 (83.608)
经营规模	-56.095*** (9.432)	-54.735*** (7.229)
土地细碎化程度	34.381** (10.727)	38.488*** (10.737)
I类兼业	-113.217 (113.403)	-129.894 (90.674)
II类兼业	-392.879*** (114.912)	-412.783*** (89.188)
种植结构	-3.952** (1.239)	-4.351 (1.069)
时期2	-176.540*** (39.221)	-173.225*** (30.130)
时期3	-160.852*** (39.221)	-161.284 (38.200)
常数	1489.574*** (160.012)	430.2*** (113.834)

注:括号内数字为参数估计值的标准误,***、**、*分别表示0.1%、1%、5%显著性水平。

模型估计结果表明,固定效应模型的F值为14.26,对应的显著性水平为0.0000;随机效应模型的沃尔德卡方值为318.80,对应的显著性水平为0.0000,两个模型均通过了显著性检验。Hausman

^①本文在直接投入数据未做标准化处理的情况下也对模型进行了回归。固定效应模型估计结果表明:每亩劳动投入每增加1个工,每亩土地产值将提高9.67元;每亩化肥投入、农药投入和农膜投入每增加1公斤,每亩土地产值将分别提高1.12元、49.58元和16.26元。

检验结果表明,卡方统计量为 7.12,对应的显著性水平为 0.8961,表明二者结果并无太大差异,随机效应模型是更好的选择。模型估计结果表明,在控制农户经营规模、农地细碎化程度、主要劳动力文化程度及其受职业教育和培训经历,以及区域和政策环境等外生变量的情况下,主要劳动力年龄对土地利用效率没有显著影响。

模型估计结果还显示,提高农户经营规模对土地利用效率有负向影响,可能的原因是,在规模一定的情况下,土地细碎化有利于精耕细作,提高土地利用效率;与纯农户相比,I类兼业农户的土地利用效率没有显著差异,而II类兼业农户的土地利用效率显著较低,每亩土地产出值比纯农户低412.78元,比起纯农户每亩1437.22元的平均产出值,II类兼业农户的平均土地利用效率要低28.72%^①。

七、结论与启示

上述研究结果表明,农户主要劳动力的年龄对土地利用效率没有显著影响,这与李旻、赵连阁(2009)的研究结论一致。对这一结果的可能解释有两种:第一,观察点样本农户的农业生产是一种近似于“标准化”的生产,劳动强度不太大^②,也不存在技术诀窍,因此,不同农户劳动力年龄、文化程度和务农经验上的差异对生产效果没有显著影响;第二,随着劳动力年龄的增长,其务农经验增加对农业生产的正效应恰好与体力衰减对农业生产的负效应相互抵消。然而,对于60岁以上的劳动力,随着年龄的增长,其务农经验的增加是不明显的,而其体力的衰退应该是更加明显的,因此,第一种解释可能更令人信服。也就是说,由于农业生产越来越依赖化肥、农药等主要农资和机械的投入,生产趋于低强度、“标准化”,因而观察点样本农户的土地利用效率与其主要劳动力的年龄、文化程度和是否接受过职业教育或培训等人力资本因素关系不大。

然而,进一步分析劳动力年龄对农业投入的影响时本文发现,主要劳动力年老的农户,其劳动投入明显高于基准组,而主要劳动力年轻的农户,其劳动投入则明显低于基准组。这一结论表明,在相同的条件下,劳动力老龄化本身对土地利用效率可能有影响,但是,农户通过劳动投入的增加弥补了劳动力老龄化的不利影响。从农户主要劳动力的平均劳动投入来看,青年组、基准组和老年组的年投工水平分别为28.70个工、43.85个工和51.90个工^③。可以预见,如果其他条件不变,随着更多劳动力退出农业经营,农户经营规模扩大,将来有可能出现因投工不足而影响土地利用效率的情况。但是,考虑到农户最高年平均投工仅为51.90个工的现实,这种担心可能出现的情况应该十分遥远。同时,兼业化经营对土地利用效率的负面影响进一步表明,劳动力年龄并非制约农业生产的主要因素,比较效益低下才是制约农业生产更为关键的因素。

农地面积乘以土地利用效率决定了农业产出水平,在农地资源无潜力可挖甚至有可能减少的情况下,唯有提高土地利用效率才能保障农业产出水平。本文研究结果表明,农业劳动力老龄化对农业产出影响不大。从即期来看,农业劳动力老龄化并不影响土地利用效率;从长期来看,由于农产品是需求价格弹性很小的产品,只要理顺市场价格机制,少量的短缺就会刺激其价格大幅上涨,而这会诱使从事非农产业的农民回流或其他产业的劳动力进入农业,而由于劳动力的年龄、文化程度、受培训经历等因素对土地利用效率影响不大,这种从事非农产业农民的回流或者其他行业劳动力的进入也能够有效保证农地的利用效率不下降,从而阻止农业产出大幅下降,因此,也不用过于担心

^①本文研究样本中,纯农户、I类兼业农户和II类兼业农户三类农户的平均每亩土地产值依次为1437.224元、1143.307元和693.363元,三类农户的比例依次为12.49%、16.80%和70.71%。

^②考虑到劳动强度的差异,尽管老年人体力衰弱,但由于不再外出打工,因此,他们有更多的时间投入农业劳动,以此来弥补体力上的不足。

^③该数据由样本的“每亩投工×劳均经营土地面积”计算得来。

农业劳动力老龄化会导致农业劳动力后继无人。

对于中国农业而言,资本要素并不稀缺,劳动力的进入也无实质性障碍,只要比较效益高,就不愁无人愿意从事农业。由于农产品关乎民生,其市场价格常受到国家的关注和调控,因此,如何理顺农产品价格机制,使农产品价格既能反映市场供求又能适度稳定,保障农业生产的比较效益不下降,才是中国面临的更大挑战。因此,本文研究对“十年以后谁种田”、“明天谁来种粮”问题的回答是:谁来种田、种粮并不重要,只要理顺市场机制,提高农业的比较效益,就会有人来种田,就不会影响土地利用效率。真正值得担心的是化肥、农药等农业生产投入成本过快上涨以及水利基础设施匮乏导致的灌溉成本过快上升。这些成本的上升必然提高农产品的售价,但并没有提升农业的比较效益。因此,关注除劳动力以外的投入成本的变化,将更有现实意义。

参考文献

- 1.蔡基宏:《关于农地规模与兼业程度对土地利用效率影响争议的一个解答——基于农户模型的讨论》,《数量经济技术经济研究》2005年第3期。
- 2.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》,《中国人口科学》2011年第2期。
- 3.陈欣欣、史清华、蒋伟峰:《不同经营规模农地效益的比较及其演变趋势分析》,《农业经济问题》2000年第12期。
- 4.傅晨、毛益勇:《兼业化:日本农业的困境与启示》,《世界农业》1998年第8期。
- 5.高强:《发达国家农户兼业化的经验及启示》,《中国农村经济》1999年第9期。
- 6.顾秀林:《经济学数量模型的选择与科布一道格拉斯生产函数》,《中国农村观察》2007年第1期。
- 7.侯东民:《中国老龄化:并不那么可怕》,《第一财经日报》,2010年1月14日。
- 8.黄祖辉、陈欣欣:《农户粮田规模经营效率:实证分析与若干结论》,《农业经济问题》1998年第11期。
- 9.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》,《农业经济问题》2009年第10期。
- 10.林本喜:《浙江现代农业模式、评价与影响因素研究——基于资源利用效率的视角》,浙江大学博士学位论文,2010年。
- 11.梅建明:《工业化进程中的农户兼业经营问题的实证分析——以湖北省为例》,《中国农村经济》2003年第6期。
- 12.邱东:《多指标综合评价方法的系统分析》,中国统计出版社,1997年。
- 13.史清华:《农户经济可持续发展研究:浙江十村千户变迁(1986~2002)》,中国农业出版社,2005年。
- 14.万广华、程恩江:《规模经济、土地细碎化与我国的粮食生产》,《中国农村观察》1996年第3期。
- 15.[美]西奥多·舒尔茨:《改造传统农业》,梁小民译,商务印书馆,1987年。
- 16.杨俊、杨钢桥、胡贤辉:《农业劳动力年龄对农户耕地利用效率的影响——来自不同经济发展水平地区的实证》,《资源科学》2011年第9期。
- 17.张文彤(主编):《SPSS 11 统计分析教程(高级篇)》,北京希望电子出版社,2002年。
- 18.张忠根、史清华:《农地生产率变化及不同规模农户农地生产率比较研究——浙江省农村固定观察点农户农地经营状况分析》,《中国农村经济》2001年第1期。
- 19.[美]J·M·伍德里奇:《计量经济学导论》(第三版),费剑平译,中国人民大学出版社,2007年。
- 20.Ghose, A. K.: Farm Size and Land Productivity in Indian Agriculture: A Reappraisal, *Journal of Development Studies*, 16(1): 27-49, 1979.

(下转第46页)

- Competition, *The Bell Journal of Economics*, 13(2): 418-438, 1982.
- 6.Luo, X. and Griffith, D. A.: The Effects of Customer Relationships and Social Capital on Firm Performance: A Chinese Business Illustration, *Journal of International Marketing*, 12(4): 25-45, 2004.
- 7.Pissarides, F.; Singer, M. and Svejnar, J.: Objectives and Constraints of Entrepreneurs: Evidence from Small and Medium-sized Enterprises in Russia and Bulgaria, *Journal of Comparative Economics*, 31(3): 503-531, 2003.
- 8.Wernerfelt, B.: A Resource-Based View of the Firm, *Strategic Management Journal*, 5(2): 171-180, 1984.
- 9.边燕杰、丘海雄:《企业的社会资本及功效》,《中国社会科学》2000年第2期。
- 10.程承坪、谢科范:《论企业家人力资本的开发、配置及其与企业绩效的关系》,《南开管理评论》2001年第5期。
- 11.李柏洲、李海超:《高科技企业成长环境研究》,《经济纵横》2006年第3期。
- 12.林斐:《对安徽省百名打工农民回乡创办企业的问卷调查及分析》,《中国农村经济》2002年第3期。
- 13.林汉川、何杰:《法制、融资环境与中小企业竞争策略的选择》,《财贸经济》2004年第10期。
- 14.林毅夫、李永军:《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》2001年第1期。
- 15.刘唐宇:《农民工回乡创业的影响因素分析》,《农业经济问题》2010年第9期。
- 16.刘光明、宋洪远:《外出劳动力回乡创业:特征、动因及其影响——对安徽、四川两省四县71位回乡创业者的案例分析》,《中国农村经济》2002年第3期。
- 17.马海刚、耿晔强:《中部地区乡镇企业绩效的影响因素分析——基于结构方程模型的实证研究》,《中国农村经济》2008年第5期。
- 18.马永红、李柏洲、刘拓:《中小型高科技企业成长环境评价体系构建研究》,《科技管理研究》2006年第3期。
- 19.欧雪银:《企业家能力对企业绩效的影响》,《湖南师范大学社会科学学报》2010年第6期。
- 20.贺小刚、李新春:《资源异质性、同质性与企业绩效关系研究》,《南开管理评论》2004年第2期。
- 21.贺小刚、连燕玲、沈瑜:《企业家类型、策略选择与企业绩效》,《中大管理研究》2007年第1期。
- 22.王辉:《我国中小企业发展的外部政策环境研究》,《企业活力》2007年第9期。
- 23.朱红根、翁贞林、陈昭玖:《政策支持对农民工返乡创业影响的实证分析——基于江西调查数据》,《江西农业大学学报(社会科学版)》2011年第1期。
- 24.朱红根:《政策资源获取对农民工返乡创业绩效的影响——基于江西调查数据》,《财贸研究》2012年第1期。
- 25.朱秀梅、费宇鹏:《关系特征、资源获取与初创企业绩效关系实证研究》,《南开管理评论》2010年第3期。
- (作者单位:江西农业大学经济管理学院)
- (责任编辑:杜鑫)

~~~~~

(上接第25页)

- 21.Bardhan, P. K.: Size, Productivity and Returns to Scale: An Analysis of Farm-level Data in Indian Agriculture, *Journal of Political Economy*, 8(6): 1370-1386, 1973.
- 22.Burton, R. J. F.: 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, 2006.
- 23.Sikor, T.; Müller, D. and Stahl, J.: Land Fragmentation and Cropland Abandonment in Albania: Implications for the Roles of State and Community in Post-socialist Land Consolidation, *World Development*, 37(8): 1411-1423, 2009.
- (作者单位:福建农林大学经济与管理学院)
- (责任编辑:小林)