

老龄化、社会网络与家庭农业经营

——来自 CFPS 的证据

何凌霄 南永清 张忠根^{*}

摘要: 基于 2010 年和 2012 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,本文考察了农业劳动力老龄化及其与社会网络的交互作用对家庭农业经营的影响。研究结果表明,老龄化对家庭农业经营呈显著的负向影响,而农户社会网络能很好地缓解老龄化对农业经营的不利影响,并且社会网络的这一缓解效应会随着老龄化程度的提高而增强。进一步的扩展讨论表明,社会网络的缓冲作用主要体现在缓解老龄农户的劳动力约束,并且社会网络有助于老龄农户流转出土地。本文的发现不仅丰富了老龄化对农业经营领域的经验研究,还为如何提高老龄农户的农业经营收益提供了初步的经验证据。

关键词: 老龄化;社会网络;家庭农业经营

一、引言

农业劳动力老龄化已成为学者关注的重点问题之一。工业化和城镇化的发展带动农村劳动力“择优转移”,农户出于劳动力的合理分工与配置,促使老年劳动力从事农业生产,由此导致农业劳动力老龄化。上海财经大学发布的《2014 中国农村养老现状国情报告》显示,当前 54.6% 的农村老人还在从事职业性劳作。黄季焜和靳少泽(2015)预测,2020 年中国农业劳动力的平均年龄为 55~56 岁左右。当然,农业劳动力老龄化不是中国特有的现象,而是各国共同关注的问题。美国农业劳动力的平均年龄为 58 岁,日本更高达 67 岁,而在欧洲,近 1/3 的农民年龄在 65 岁以上(John,2012)。可见,老龄化是农业发展到一定阶段的必然趋势。

农业劳动力老龄化会导致一系列经济社会问题,其中一个重要影响便是对家庭农业经营造成不利冲击,但学术界并未就该问题达成一致结论。大部分研究认同老龄化会引起劳动力整体素质下降,导致有效农业劳动投入不足,并阻碍现代农业生产技术与作业方式的实施,从而对农业经营造成负面影响(李曼、赵连阁,2009;李澜、李阳,2009;陈锡文等,2008;Chen et al.,2010)。然而,胡雪枝和钟甫宁(2012)、Brauw 等(2013)、周宏等(2014)等发现,老龄化对农业生产并无负面影响。因此,在农业劳动力老龄化趋势不断加重的背景下,需要

* 何凌霄,浙江大学管理学院,邮政编码:310058,电子信箱:11220042@zju.edu.cn;南永清,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:nanyongqinga@163.com;张忠根,浙江大学管理学院,邮政编码:310058,电子信箱:zhgzhang@zju.edu.cn。

本文得到教育部人文社科研究规划基金项目“中国人口年龄结构、消费结构与产业结构的关系研究”(项目编号:15YJA790065)、河南省教育厅人文社科重点规划项目“人口年龄结构、消费结构与产业结构”(项目编号:2015-ZD-094)的资助。作者感谢匿名审稿专家和第十五届中国经济学年会(上海)参会专家提出的宝贵修改意见,感谢北京大学中国社会科学调查中心提供的 CFPS 数据支持。当然文责自负。

更为科学的方法和更具代表性的数据来厘清这一问题。

“关系”在中国农村扮演着重要角色,农户日常行动的逻辑起点是以“己”为核心的“差序格局”下的社会关系取向(赵泉民、李怡,2007)。社会网络主要通过以下两个机制来影响农户农业经营活动:一是信任与人情机制。以亲友为主体的农村社会网络通过低成本共享资源来增加农业生产要素投入(Grootaert, 1999),提高农业经营绩效。二是充分信息机制。信息在社会网络中的传播与共享有利于实现生产要素的合理配置,提升农户的人力资本,提高生产技术和资金利用效率。然而,从实证角度讨论社会网络对老龄化农业经营影响的研究并不多见,仍需经验证据的进一步支持。

综上所述,本文感兴趣的是:老龄化趋势对家庭农业经营究竟有何影响?农户社会网络对老龄化背景下的农业经营有何作用?具体的作用机制又是什么?对这些问题的回答,不仅能够拓展学界对于人口年龄结构与农业经营关系的认识,深入理解社会网络在农村经济生活中的作用,还有利于探索如何更好地满足老龄化对农业经营提出的新要求,以充分激发农村生产要素潜能。

二、文献综述与研究设计

(一) 老龄化与家庭农业经营

学术界就劳动力老龄化对家庭农业经营的影响进行了广泛研究,但迄今为止,尚未就二者关系达成一致意见。多数学者认为,农业劳动力老龄化将对农业现代化和可持续发展构成挑战(Carter et al., 2012)。首先,老龄劳动力的体力状况往往较差,其生理机能的下降会导致有效农业劳动投入不足和农业经营规模缩小。因而较高的老龄人口劳动参与率会造成农业生产效率缺失和发展后劲不足(李旻、赵连阁,2009; Chen et al., 2010; 杨俊等,2011)。其次,老龄劳动力受教育程度低,接受新事物的能力和创新能力较差(Al-Marshudi and Kotagama, 2006),不利于现代农业生产技术的采用与推广。

然而,也有研究对上述观点提出了质疑,认为得益于生产技术和组织方式的进步以及社会化服务的支持,老龄与非老龄农户在生产要素投入水平、粮食种植面积比例和单位面积产量等方面并没有明显差异(胡雪枝、钟甫宁,2012; 林本喜、邓衡山,2012; 周宏等,2014)。郭晓鸣和左喆瑜(2015)进一步指出,老龄农户将精耕细作的生产方式、丰富的生产经验与现代农业要素相整合,形成了与自身禀赋相适应的技术选择路径,从而具备一定的技术效率比较优势。简言之,此类研究认为担心劳动力老龄化会带来农业危机的可能性不大。

(二) 社会网络与老龄农户的农业经营

有关社会网络影响农业经营和农户收入的研究,学者基本认同,农户社会网络能够显著增加家庭收入(赵剑治、陆铭,2009; 丁冬等,2013),减轻农村贫困并对收入差距产生作用(周晔馨,2012)。但是,鲜有文献将社会网络的这一作用纳入老龄化对农业经营的影响分析中。对此,我们有必要先厘清老龄化、社会网络与家庭农业经营三者发生作用的内在机理。

老龄化对农业经营的最大影响是导致了农业劳动力的供给不足,尤其体现在农忙时节(郭晓鸣、左喆瑜,2015)。面对老龄化造成的劳动力紧缺,老龄农户通常会请亲友帮工或者与其他农户换工以及雇工(聂正彦、李瀚林,2013)。其中,农户拥有的社会网络起到了关键性作用。农户借助亲缘、地缘关系形成的亲友关系网络,通过合作、互惠,获得劳动力帮工支持(Scott, 1976)。而除亲友关系网络外,家庭内部社会网络也起到重要作用。外出务工的年轻劳动力或就近转移的家庭非农业劳动力通过返乡帮忙、延长农业劳动时间等方式松弛了老龄农户的劳

动力约束。家庭内部的代际分工既能发挥老龄劳动力的优势,又能弥补其体力上的不足,从而提高家庭农业生产效率。此外,社会网络还有助于为农户提供物质资本、技术经验以及市场需求等信息资源(Davidsson and Honig,2003),拓展老龄农户的社交活动,并为其提供情感和精神支持。

通过文献梳理发现:老龄化对农业经营的影响尚未得到一致结论;虽有文献关注了社会网络对农户经营活动的作用,但面对我国农业劳动力加速老龄化的事实,鲜有学者将老龄化和社会网络的作用结合起来进行相关理论和实证分析。鉴于此,本文试图做如下改进:第一,不仅分析老龄化对家庭农业经营的影响,还将从老龄化与社会网络的交互作用出发,分析老龄化趋势与社会网络对农业经营的作用机制,这种交互效应的分析更具现实意义。第二,通过分析与比较社会网络影响老龄农户农业经营的可能渠道,尝试厘清社会网络对老龄农户农业经营的具体影响机制。第三,选取适合的工具变量来克服农业经营收入与社会网络之间因双向因果关系而引发的内生性问题;同时,鉴于各地区的老龄化程度不一,社会网络等非正式制度的作用也存在差异,还将进行分地区稳健估计。

三、数据来源、变量选取与统计描述

(一) 数据来源

本文数据来源于北京大学中国社会科学调查中心提供的中国家庭追踪调查(CFPS),该调查旨在通过跟踪收集个体、家庭和社区三个层次的样本,反映中国社会、经济与人口等方面变迁。CFPS 调查问卷共有家庭、成人、少儿和社区问卷四个类型。其中,家庭问卷提供了家庭农业经营情况、社会资本和人口特征等信息,成人问卷包含了户主信息,社区问卷则提供了村、省等信息,因而涵盖了本研究所需的全部数据。

目前,CFPS 共有 2010 年和 2012 年两期数据,但鉴于 CFPS2012 中未包含社会资本的相关变量,故本文实证主要基于 CFPS2010 的农村样本展开,共包括来自 138 个区县和 411 个行政村的 9 631 个农村家庭。为确保结论可靠,我们沿用周广肃等(2014)的做法,也使用 CFPS2012 数据做了相同实证。具体而言,由于社会网络对于家庭来说较为稳定,故社会网络变量取自 CFPS2010,而其余变量选自 CFPS2012,实证表明结果稳健可靠,但限于篇幅,未对其进行汇报。

(二) 变量选取与统计描述

1. 家庭农业经营。已有研究大多采用土地“单产”来衡量农业经营收益,这与发展中国家将确保粮食安全作为优先目标有关。结合农业劳动力老龄化背景下促进农民增收的需要^①,本文拟从产出和投入两方面来衡量农户农业经营收益。其中,产出角度以人均农业纯收入 $Agri_income$ 来反映农业经营的收入水平^②,投入角度则以亩均农业经营成本 $Agri_cost$ 来反映农业经营的投资水平^③。

2. 老龄化。参照多数学者的做法,在从事农业生产的家庭里选择劳动力年龄都大于等

^①尽管家庭经营收入在农户收入中的占比逐年下降,但其仍是农民收入的主体,家庭经营收入的增长水平和速度直接影响到农民增收的效果。

^②在计算人均农业纯收入时,本文剔除了家庭中的非农就业人口,而只考虑了从事农业生产的人口。

^③在实证分析中,本文剔除了人均农业纯收入和亩均农业经营成本小于 0 的样本,并将其进行对数处理以减轻异方差。

于 60 岁的家庭作为老龄农户,选择劳动力年龄不全都大于等于 60 岁的家庭作为非老龄农户,并设置虚拟变量 $Age60$ ($Age60=1$ 表示老龄农户, $Age60=0$ 表示非老龄农户)。类似地,我们还选取 65 岁作为划分老龄和非老龄农户的界限,相应变量以 $Age65$ 表示,该变量将作为老龄化进行稳健性检验的替代变量。

3. 社会网络。社会网络难以直接测量,在实证研究中需使用各种替代指标。对于中国农村而言,家庭社会网络主要是以亲缘和地缘为基础的亲友网络,而亲友往来通常体现在传统节日时互相拜访和红白喜事时互赠礼品。基于此,并结合数据可得性,我们选取“亲友拜访”(春节亲戚来访数 $Rela$ 、春节朋友来访数 $Frie$)和“礼金来往”(送礼价值 $Giftse$ 、收礼价值 $Giftac$)两类变量作为社会网络的代理变量。

4. 控制变量。为控制其他可能影响农户农业经营的因素,我们还引入了以下六类变量:(1)人力资本,以户主所获最高学历 $Educ$ 表示。(2)金融资产,以人均存款余额 $Save$ 表示。(3)物质资本,以人均住房面积 $Hous$ 、人均拥有耕地面积 $Plow$ 和人均固定资产 $Capi$ 表示^①。(4)家庭特征,以家庭规模 $Size$ 、户主性别 $Gender$ 和兼业化程度 $Occu$ 表示。(5)村庄特征,以农村地貌 $Landsca$ 、到集镇时间 $Dist$ 、村财政人均公共支出 $Expend$ 以及村庄是否具有集体企业 $Firm$ 表示。(6)省份特征,以省份虚拟变量表示。

变量的具体定义及描述性统计见表 1。

表 1 变量定义及统计性描述

变量类别	变量名	变量定义	观测值	均值	标准差
家庭农业经营	$Agri_income$	人均农业纯收入(元/人)	2 147	5 335.75	7 886.33
	$Agri_cost$	亩均农业经营成本(元/亩)	2 147	935.26	4 190.24
老龄化	$Age60$	以 60 岁为划分界限	2 147	0.1071	0.3093
	$Age65$	以 65 岁为划分界限	2 147	0.0489	0.2157
社会网络	$Rela$	春节亲戚来访数(家)	2 147	6.1821	6.5869
	$Frie$	春节朋友来访数(家)	2 147	3.4914	6.5797
	$Giftse$	送礼价值(百元)	2 147	17.3872	22.0186
	$Giftac$	收礼价值(百元)	2 147	8.2376	28.2244
金融资产	$Save$	人均存款余额(百元/人)	2 147	8.7817	28.9887
物质资本	$Hous$	人均住房面积(平米/人)	2 147	31.9909	24.3870
	$Plow$	人均拥有耕地面积(亩/人)	2 147	4.8397	5.2339
	$Capi$	人均固定资产(百元/人)	2 147	144.68	198.22
家庭特征	$Size$	家庭规模(人)	2 147	4.4127	1.7428
	$Gender$	户主性别(男=1,女=0)	2 147	0.8351	0.3712
	$Occu$	非农纯收入占家庭纯收入比重	2 097	0.4928	0.3204
村庄特征	$Dist$	村庄到达集镇时间(小时)	2 147	0.4195	0.5513
	$Expend$	村财政人均公共支出(百元/人)	2 147	8.0886	49.4111
	$Firm$	村庄是否有集体企业(有=1,无=0)	2 147	0.0065	0.0805
资本约束	$Loan$	从亲戚朋友的借款(百元/人)	642	38.0949	57.3515
	$Wage$	外出务工成员寄回或带回家的钱(百元/人)	908	13.1666	17.3174
土地经营	$Land$	人均耕地经营面积(亩/人)	2 205	5.3268	11.7857
	$Rent$	人均耕地租出面积(亩/人)	234	2.8111	4.0118

注:本文的交互项变量较多,限于篇幅,并未将这些变量列出来。同时, $Educ$ 、 $Landsca$ 和省份特征均为多重虚拟变量,对其进行描述性统计分析并无实际意义,故省略。此外,我们将家庭、成人和社区三大问卷库进行了匹配与合并处理,表 1 是基于最终合并数据库做出的,数据经过作者整理,已剔除缺失值和不完整的观测值。

^① $Plow$ 以家庭拥有水地和旱地面积之和来衡量, $Capi$ 以农户购买拖拉机和摩托车的费用以及上月房屋市值之和来衡量。

四、实证分析

实证部分首先简要地探讨老龄化对家庭农业经营的影响,然后引入老龄化和社会网络的交互项,来重点考察社会网络是否可以缓解劳动力老龄化对家庭农业经营的冲击。

(一) 老龄化对家庭农业经营的影响

老龄化对农业经营的影响广受学界关注,但已有文献并未得出一致结论。我们通过估计模型(1),来考察老龄化与家庭农业经营的关系。

$$\ln \text{Agri_income}_{ij} = \alpha + \beta \text{Age}_{ij} + \gamma \text{SN}_{ij} + \theta X_{ij} + \eta V_j + \text{Prov}_j + \mu_{ij} \quad (1)$$

(1)式中: $\ln \text{Agri_income}_{ij}$ 为省份 j 村庄 c 的农户 i 的人均农业纯收入的自然对数; Age_{ij} 为老龄化程度,具体包括 Age60_{ij} 和 Age65_{ij} 两个指标; SN_{ij} 为社会网络,具体包括 Rela_{ij} 、 Frie_{ij} 、 Giftse_{ij} 和 Giftac_{ij} 四个指标; X_{ij} 和 V_j 分别为家庭和村级层面的控制变量, Prov_j 为省份虚拟变量, μ_{ij} 为随机扰动项。我们通过关注 β 的符号与显著性来判断老龄化对家庭农业经营的作用。

表2汇报了估计结果。其中,前四列是使用 Age60 来衡量老龄化的回归结果, Age60 的系数显著为负。为进一步确认该结果的稳健性,我们在后四列使用替代变量 Age65 进行回归。结果显示, Age65 的系数也显著为负,说明老龄化对家庭农业经营存在不利冲击。其中, Age65 的系数绝对值大于 Age60 ,可能的解释是,老龄化对农业经营的影响取决于经营者的体力状况等人力资本,比较而言,65岁及以上农业劳动力的人力资本下降更大,对农业经营收入的负向影响更突出。

社会网络变量的系数皆显著为正,表明社会网络显著地促进了农业经营收入的提高。具体地,就“亲友拜访”而言, Rela 的系数小于 Frie 的系数,可能由于春节期间亲戚间的相互拜访是一种必要礼节,并不意味着家庭社会关系的强弱,而朋友间的拜访不受这种礼仪的约束,更能体现社会关系的紧密度(Zhang and Zhao, 2011),因而农户更有可能从来访的朋友处获得帮助。就“礼金来往”而言, Giftse 的系数大于 Giftac ,这是因为,农户通常会主动投资以巩固和拓展自己的社会网络,礼品支出比收入更能反映农户对社会网络的依赖度。

控制变量的结果与已有文献相一致,表明本文结论具有一定的现实基础。限于篇幅,在此不再赘述。

表 2 老龄化对家庭农业经营的影响(被解释变量: $\ln \text{Agri_income}$)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Age60	-0.1467 ** (0.0614)	-0.1448 ** (0.0634)	-0.0889 * (0.0598)	-0.1274 * (0.0674)				
Age65					-0.2718 *** (0.1001)	-0.2565 *** (0.0705)	-0.2329 *** (0.0617)	-0.2434 ** (0.0739)
Rela	0.0064 ** (0.0028)				0.0055 * (0.0033)			
Frie		0.0114 *** (0.0029)				0.0122 *** (0.0031)		
Giftse			0.0086 *** (0.0008)				0.0086 *** (0.0008)	

续表 2 老龄化对家庭农业经营的影响(被解释变量:lnAgri_income)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Giftac</i>				0.0034 *** (0.0007)				0.0034 *** (0.0007)
<i>Save</i>	0.0032 ** (0.0007)	0.0037 *** (0.0007)	0.0032 *** (0.0006)	0.0034 *** (0.0007)	0.0028 *** (0.0007)	0.0033 *** (0.0007)	0.0032 *** (0.0006)	0.0032 *** (0.0007)
<i>Hous</i>	0.0002 (0.0009)	0.0002 (0.0009)	0.0003 (0.0009)	-2.76e-06 (0.0009)	-0.0004 (0.0010)	-0.0006 (0.0009)	-0.00003 (0.0008)	-0.00002 (0.0009)
<i>Plow</i>	0.0412 *** (0.0036)	0.0408 *** (0.0037)	0.0403 *** (0.0035)	0.0387 *** (0.0039)	0.0424 *** (0.0041)	0.0435 *** (0.0037)	0.0415 *** (0.0034)	0.0407 *** (0.0038)
<i>Capi</i>	0.0003 ** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)	0.0002 ** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)	0.0002 * (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)
<i>Size</i>	0.0791 *** (0.0124)	0.0734 *** (0.0127)	0.0749 *** (0.0119)	0.0781 *** (0.0134)	0.0719 *** (0.0141)	0.0745 *** (0.0128)	0.0693 *** (0.0115)	0.0779 *** (0.0132)
<i>Gender</i>	0.0729 (0.0525)	0.0812 (0.0539)	0.0941 * (0.0508)	0.0740 (0.0573)	0.0471 (0.0599)	0.0616 (0.0539)	0.0715 (0.0489)	0.0714 (0.0558)
<i>Occu</i>	-1.0836 *** (0.0615)	-1.0987 *** (0.0632)	-1.1164 *** (0.0597)	-1.1436 *** (0.0681)	-1.0909 *** (0.0704)	-1.1197 *** (0.0636)	-1.1158 *** (0.0575)	-1.1294 *** (0.0664)
<i>Dist</i>	-0.0708 ** (0.0358)	-0.0468 (0.0369)	-0.0800 ** (0.0348)	-0.0787 ** (0.0389)	-0.0564 (0.0407)	-0.0322 (0.0362)	-0.0805 ** (0.0334)	-0.0464 (0.0382)
<i>Pub</i>	0.0006 (0.0004)	0.0005 (0.0004)	0.0005 (0.0004)	0.0005 (0.0004)	0.0006 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0005 (0.0004)	0.0005 (0.0004)
<i>Firm</i>	-0.5182 ** (0.2236)	-0.7792 *** (0.2297)	-0.6651 *** (0.2169)	-0.7501 *** (0.2449)	-0.4933 * (0.2558)	-0.7651 *** (0.2313)	-0.6997 *** (0.2090)	-0.7299 *** (0.2389)
省份	控制							
常数项	7.9712 *** (0.1007)	7.9749 *** (0.1031)	7.8597 *** (0.0982)	8.007 *** (0.1100)	7.9869 *** (0.1149)	7.9467 *** (0.1037)	7.9058 *** (0.0939)	7.9647 *** (0.1075)
观测值	2 097	2 097	2 097	2 097	2 097	2 097	2 097	2 097

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平, 括号内为稳健标准差, 下表同。Educ、Landsc 和省份特征均为多重虚拟变量, 限于篇幅, 予以省略。回归前, 进行了解释变量间的共线性和相关性检验, 发现变量间并不存在高度的相关性和共线性; 回归时, 采用了稳健标准差, 以消除异方差等问题的影响。

表 3 报告了以 lnAgri_cost 为被解释变量的回归结果, 选择该变量进行回归主要基于两方面考量: 其一, 农业经营依赖种子、化肥、农药、农机具和劳动力等生产要素投入, 从农业投入角度考察老龄化的作用显得十分必要; 其二, 通过采用衡量家庭农业经营的不同指标进行稳健性检验, 以确保结论可靠。

回归结果显示, Age60 和 Age65 的系数显著为负, 且 Age65 的系数绝对值大于 Age60, 说明老龄化对家庭农业经营的负面影响在各种模型设定下均十分稳健。此外, 表 3 中老龄化的系数绝对值均大于表 2, 这表明与农业产出相比, 老龄化对农业投入的负向影响更大。可能因为, 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农业生产要素; 另一方面, 老龄农户受农业经营收入降低的影响, 其加大农业投入的能力受限。社会网络的系数依然显著为正, 表明社会网络会正向影响农户的农业投入。

表3 老龄化对家庭农业经营的影响(被解释变量:lnAgri_cost)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Age60	-0.2223 *** (0.0738)	-0.2181 *** (0.0652)	-0.2174 *** (0.0586)	-0.2308 *** (0.0682)		-0.3421 *** (0.1066)	-0.3104 *** (0.0977)	-0.2705 ** (0.1156)
Age65					0.0017 ** (0.0008)			-0.2988 ** (0.1216)
Rela	0.0005 * (0.0003)		0.0021 ** (0.0012)			0.0015 ** (0.0007)		
Frie				0.0032 *** (0.0011)			0.0032 ** (0.0014)	
Giftse					0.0013 ** (0.0006)			
Gifpac								0.0013 * (0.0007)
观测值	2 109	2 109	2 109	2 109	2 109	2 109	2 109	2 109

注:控制变量与表2一致,限于篇幅,未予报告,下表同。

(二)社会网络的缓冲作用

上文显示,老龄化对家庭农业经营有负向影响,而社会网络有正向影响。一个随之而来的问题是,社会网络是否能缓解老龄化对家庭农业经营造成的负向影响。对此,我们将在方程(1)的基础上,引入老龄化和社会网络的交互项来回答这一问题。

$$\ln Agri_income_{ij} = \alpha + \beta Age_{ij} + \gamma SN_{ij} + \lambda (Age_{ij} \times SN_{ij}) + \theta X_{ij} + \eta V_{ij} + Prov_j + \mu_{ij} \quad (2)$$

(2)式中: $Age_{ij} \times SN_{ij}$ 为老龄化和社会网络的交互项,其余各变量定义同前。我们重点关注交互项的系数 λ ,如果社会网络可以缓解老龄化对家庭农业经营的负向影响,那么预期 λ 将为正数。

表4结果显示,老龄化和社会网络的系数显著性与符号方向均与上文一致。就交互项而言,无论使用Age60还是Age65来衡量老龄化,交互项均显著为正,表明社会网络可以缓解老龄化对农业经营的负向影响。可能的解释是:第一,面对劳动力紧缺,老龄农户通常会凭借其拥有的社会关系与其他农户进行换工^①或者得到亲友的帮工、雇工^②。考虑到老龄劳动力体力状况的衰减,其对网络内其他劳动力以及机械设备的依赖性较大。第二,社会网络有助于满足老龄农户的信贷需求。农村信贷活动普遍存在道德风险和逆向选择,加之老龄农户缺乏合适的抵押或担保物,正规金融机构不愿向老龄农户发放贷款,导致相当部分老龄农户的正常信贷需求无法满足。社会网络中较低的相互监督成本可有效缓解道德风险(Karlan,2007),并且网络中的成员彼此熟知、信任度较高,高风险的借款人容易被识别出来并被排除出金融市场,从而减少逆向选择问题(Chatak,1999)。

比较发现, $Age65 \times SN$ 的系数大于 $Age60 \times SN$,即社会网络的缓冲作用随着老龄化水平的提高而得以增强。可能因为,其一,老年劳动力在农村生活的时间较长,其在社会关系上投入的精力与情感更多,因而交往对象较多、范围较广,交往时间较长、程度较深^③;其二,中国

①换工不仅无偿地利用了家庭外劳动力,而且可满足集体性农业活动的需要(费孝通,2007)。

②从农村实际看,由于不同农户具体的农忙日期有所差异,农业生产领域存在亲友间的义务帮工等互惠行为。而雇工虽是市场行为,但大多由社会关系等非市场制度促成。

③农户社会网络是围绕农业劳动、红白喜事等一系列活动而建构的,老人对于这些活动的参与更多,因而更有可能结识他人并建立与维持关系。

农村根深蒂固的传统文化以及社会强有力道德和伦理法则使得互惠规范等观念代代相传,特别地,受“孝文化”的影响,年轻人对老人一直较为尊敬。因此,通常来说农户年纪越长,其拥有的社会网络越丰富,社会网络对其的帮助也更大。

表 4 社会网络对老龄化影响家庭农业经营的缓冲作用(被解释变量:lnAgri_income)

解释变量		(2)	(3)	(4)	解释变量	(5)	(6)	(7)	(8)
Age60	-0.0921 (0.0879)	-0.1145 * (0.0685)	-0.1611 * (0.0869)	-0.1276 * (0.0708)	Age65	-0.1694 ** (0.0723)	-0.2129 ** (0.0946)	-0.3737 *** (0.1208)	-0.2356 ** (0.0976)
Rela	0.0066 ** (0.0029)				Rela	0.0066 ** (0.0030)			
Frie		0.0122 *** (0.0031)			Frie		0.0127 *** (0.0035)		
Giftse			0.0081 *** (0.0009)		Giftse			0.0083 *** (0.0009)	
Giftac				0.0035 *** (0.0007)	Giftac				0.0036 *** (0.0007)
Age60× Rela	0.0124 * (0.0071)				Age65× Rela	0.0172 ** (0.0083)			
Age60× Frie		0.0239 ** (0.0116)			Age65× Frie		0.0253 * (0.0139)		
Age60× Giftse			0.0058 * (0.0031)		Age65× Giftse			0.0084 ** (0.0035)	
Age60× Giftac				0.0002 ** (0.0001)	Age65× Giftac				0.0005 ** (0.0002)
观测值	2 097	2 097	2 097	2 097	观测值	2 097	2 097	2 097	2 097

表 5 是以 lnAgri_cost 为被解释变量的稳健回归结果,可以发现,表 5 中核心变量的回归结果与表 4 一致,反映了基于不同被解释变量的实证结果的稳健性。我们最为关心的交互项系数仍显著为正,且 Age65 和社会网络的交互项系数更大,进一步证实农户年龄越大,社会网络的缓冲作用越大。

表 5 社会网络对老龄化影响家庭农业经营的缓冲作用(被解释变量:lnAgri_cost)

解释变量		(2)	(3)	(4)	解释变量	(5)	(6)	(7)	(8)
Age60	-0.1166 ** (0.0483)	-0.1941 *** (0.0599)	-0.3305 *** (0.1005)	-0.2219 *** (0.0722)	Age65	-0.2792 ** (0.0912)	-0.3175 *** (0.0896)	-0.3421 *** (0.1057)	-0.2917 *** (0.0843)
Rela	0.0018 ** (0.0007)				Rela	0.0016 ** (0.0007)			
Frie		0.0037 ** (0.0019)			Frie		0.0028 *** (0.0009)		
Giftse			0.0024 *** (0.0007)		Giftse			0.0026 *** (0.0007)	
Giftac				0.0016 ** (0.0008)	Giftac				0.0013 * (0.0007)
Age60× Rela	0.0228 * (0.0132)				Age65× Rela	0.0382 ** (0.0168)			
Age60× Frie		0.0183 ** (0.0072)			Age65× Frie		0.0422 *** (0.0151)		
Age60× Giftse			0.0102 *** (0.0045)		Age65× Giftse			0.0178 ** (0.0077)	
Age60× Giftac				0.0016 * (0.0009)	Age65× Giftac				0.00018 * (0.0011)
观测值	2 109	2 109	2 109	2 109	观测值	2 109	2 109	2 109	2 109

(三) 分地区回归

考虑到我国地域广袤,东、中、西部地区的老龄化程度不同、经济发展水平不一、农村风俗及社会网络特点也存在差异。据此,有必要构建东、中、西部地区三个子样本进行分地区回归^①,以讨论上文结论的稳健性。

表6显示,在东、中、西三大区域,老龄化的系数均显著为负,社会网络和交互项的系数均显著为正,表明结果稳健。其中,西部地区的交互项系数大于东中部地区。可能由于东中部地区的市场化程度相对较高,社会网络的作用会受市场经济冲击而被削弱(Coleman, 1988),但在相对封闭且市场化程度较低的西部地区,社会网络等非正式制度仍然发挥着较为重要的作用。

表6

分地区回归结果

解释变量	被解释变量:lnAgri_income					
	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Age60	-0.1436 ** (0.0614)	-0.1865 ** (0.0718)	-0.1701 *** (0.0612)	-0.3062 *** (0.1483)	-0.0235 ** (0.0095)	-0.1701 *** (0.0739)
Frie	0.0055 ** (0.0023)		0.0064 ** (0.0025)		0.0123 *** (0.0037)	
Gifse		0.0065 *** (0.0018)		0.0087 *** (0.0020)		0.0079 *** (0.0013)
Age60×Frie	0.0158 * (0.0087)		0.0177 ** (0.0082)		0.0506 ** (0.0215)	
Age60×Gifse		0.0063 * (0.0032)		0.0056 * (0.0029)		0.0081 ** (0.0034)
观测值	576	576	548	548	973	973

注:限于篇幅,我们仅汇报了Age60的回归结果,下表同。此外,由于Frie和Rela的回归结果相似,Gifse和Giftac的回归结果相似,我们仅选取Frie和Gifse进行汇报,下表同。

(四) 内生性分析

社会网络与其经济回报之间可能存在内在相关关系,多数研究并未考虑模型的内生性。本文采用“是否有族谱或家谱”作为社会网络的工具变量进行内生性检验与分析。选取该工具变量是合适的:其一,该变量由历史沿革而来,不受当前其他因素影响;其二,该变量在一定程度上反映了社会网络规模,有族谱或家谱的农户通常交往范围较广,因而亲友拜访和随礼收支会更多;其三,该变量不直接影响农业经营收入,而是通过社会网络起间接作用。

我们使用工具变量进行2SLS估计,并依次采用弱工具变量检验、过度识别检验和内生性检验来判断工具变量的有效性、外生性以及被解释变量与社会网络的内生性。结果显示,本文所用的四个社会网络指标的一阶段回归检验的F值均大于10,且在1%的水平上显著,表明不存在弱工具变量问题;Sargan检验的p值均大于0.2,接受工具变量都是外生的原假设;内生性Hausman检验显示p值均为1.0,无法推翻2SLS与OLS模型回归系数没有系统性差异的原假设。综上,由于在不存在内生性的条件下,OLS回归比2SLS回归更有效,因此,

^①根据CFPS调查的省份分布,东部地区包括:京、津、冀、辽、沪、苏、浙、闽、鲁、粤,中部地区包括:晋、吉、黑、皖、赣、豫、鄂、湘,西部地区包括:桂、渝、川、贵、云、陕、甘。

上述 OLS 回归结果稳健^①。

五、扩展讨论

(一) 社会网络是否缓解老龄农户农业经营的资金约束?

前文结果表明,社会网络有助于缓解老龄化对家庭农业经营的负面影响。我们给出的主要解释是:一方面,社会网络通过换工和帮工等形式实现当期劳动力资源在网络内的统筹配置,有效缓解老龄化引致的劳动力约束;另一方面,社会网络有利于网络内部的借贷供给,实现跨期借贷,缓解资金约束。这两方面均能有效地促进老龄农户的农业经营,但尚不清楚社会网络主要通过哪一个渠道在发挥作用?对此,建立(3)式和(4)式进行检验与识别。

我们在样本数据中选取“从亲戚朋友的借款”(*Loan*)和“外出务工成员寄回或带回家的钱”(*Wage*)这两个与社会网络有共同特征的变量来衡量社会网络的资金效应,并代替(2)式中的 SN_{ij} 进入方程。如果社会网络能够通过借贷等因素降低老龄农户的资金约束,则交互项系数 λ_1 和 λ_2 也应显著为正。

$$\ln Agri_income_{ij} = \alpha + \beta Age_{ij} + \gamma Loan_{ij} + \lambda_1 (Age_{ij} \times Loan_{ij}) + \theta X_{ij} + \eta V_{ej} + Prov_j + \mu_{ij} \quad (3)$$

$$\ln Agri_income_{ij} = \alpha + \beta Age_{ij} + \gamma Wage_{ij} + \lambda_2 (Age_{ij} \times Wage_{ij}) + \theta X_{ij} + \eta V_{ej} + Prov_j + \mu_{ij} \quad (4)$$

表 7 汇报了回归结果,可以发现,交互项系数均呈不显著的负向,说明亲友借款和务工汇款并未缓解老龄化对农业经营的不利影响。可能因为,老龄劳动力的农业经营方式较为传统,主要依靠小规模精细耕作来满足养老所需,并无增加农业投资、扩大经营规模的需求。胡枫和陈玉宇(2012)发现,农户通过社会网络进行借贷并非主要出于生产性目的,而是为了维持日常生活、平滑消费。

综上,社会网络缓解老龄农户资金约束的渠道并未得到经验证据的支持。随着年龄的增长,老年人参与劳动的强度呈现递减趋势,劳动力老龄化导致的主要问题是人力资本的下降及劳动资源的稀缺性。因此,社会网络缓解老龄农户的劳动力约束可能是更为突出的影响渠道。

表 7 社会网络影响老龄农户农业经营渠道:缓解资金约束

解释变量	被解释变量: $\ln Agri_income$		被解释变量: $\ln Agri_cost$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Age60	-0.0543 ** (0.0217)	-0.0792 ** (0.0315)	-0.1184 ** (0.0439)	-0.3175 *** (0.1172)
Loan	0.0003 ** (0.0001)		0.0009 ** (0.0004)	
Wage		0.0038 * (0.0020)		0.0018 * (0.00011)
Age60×Loan	-0.0027 (0.0057)		-0.0029 (0.0051)	
Age60×Wage		-0.0020 (0.0053)		-0.0007 (0.0045)
观测值	642	908	635	894

注:控制变量均与上文一致。

^①限于篇幅,没有列出 2SLS 回归的结果,如有需要,可向作者索取。

(二)社会网络是否影响老龄农户的土地经营行为?

农户的生产力状况决定着其生产动机行为。按上文所述,相比于非老龄农户,老龄农户的农业经营能力有所下降,因此,理性的老龄农户可能会改变土地经营规模和土地流转行为。对此,我们通过将(2)式中的被解释变量替换为“人均耕地经营面积”(*Land*)和“人均耕地租出面积”(*Rent*),并依次建立(5)式和(6)式来检验老龄化对家庭土地经营行为的影响以及社会网络在其中起到的作用。^①

$$Land_{ij} = \alpha + \beta Age_{ij} + \gamma SN_{ij} + \lambda (Age_{ij} \times SN_{ij}) + \theta X_{ij} + \eta V_{ij} + Prov_j + \mu_{ij} \quad (5)$$

$$Rent_{ij} = \alpha + \beta Age_{ij} + \gamma SN_{ij} + \lambda (Age_{ij} \times SN_{ij}) + \theta X_{ij} + \eta V_{ij} + Prov_j + \mu_{ij} \quad (6)$$

回归结果见表8。表8前两列是以*Land*为被解释变量的回归结果。结果显示,老龄化系数显著为负,表明与非老龄农户相比,老龄农户的农业经营规模较小。可能因为,老龄农户受自身经营能力制约会减少耕种面积。交互项系数呈不显著的负向,说明社会网络有助于老龄农户减少土地经营面积,但这一影响并不显著。

表8后两列是以*Rent*为被解释变量的回归结果。结果表明,老龄化对土地租出具有显著的正效应,且社会网络会增强这一效应。^②社会网络的这一作用具有积极意义,因为对于人力资本下降、农业经营收益降低的老龄农户来说,把土地转租给“种田能手”耕种,比粗放耕作或者撂荒弃耕要好^③,这是一种帕累托改进(Pareto Optimality),并有助于促进土地适度规模化经营。

表8 社会网络影响老龄农户农业经营渠道:影响土地经营行为

解释变量	土地面积		土地租出面积	
	被解释变量: <i>Land</i>		被解释变量: <i>Rent</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Age60</i>	-0.2986 ** (0.1261)	-0.2032 ** (0.0725)	0.0514 ** (0.0215)	0.0782 ** (0.0316)
<i>Frie</i>	0.0092 * (0.0047)		0.0287 ** (0.0132)	
<i>Gifles</i>		0.0155 *** (0.0040)		0.0019 * (0.0011)
<i>Age60</i> × <i>Frie</i>	-0.0145 (0.0151)		0.0086 *** (0.0027)	
<i>Age60</i> × <i>Gifles</i>		-0.0084 (0.0186)		0.0099 ** (0.0042)
观测值	2 205	2 205	234	234

注:在进行表8的实证回归时,控制变量中剔除了*Plow*,因为*Plow*与*Land*、*Rent*高度相关。

六、结论与讨论

在农业劳动力老龄化程度不断加深、市场机制尚不成熟的背景下,以“关系取向”为基础

^①在以*Rent*为被解释变量进行回归时,由于并非所有农户都参与土地流转,很多农户的土地转出量为零,采用OLS估计可能导致选择性偏差。因而,本文运用Heckman选择模型来消除选择性偏误。限于篇幅,具体的选择方程以及回归内容予以省略,如有需要,可向作者索取。

^②由于中国尚未形成成熟的农村土地市场,土地交易通常限于同村村民之间,农户的社会网络可能在土地流转过程中起到重要作用。

^③何小勤(2013)发现,农业劳动力老龄化会致使土地出现撂荒与变相撂荒现象。

的社会网络是影响老龄农户农业经营的一个重要渠道。本文基于CFPS调查数据,重点考察了老龄化以及老龄化与社会网络的交互作用对家庭农业经营的影响。研究发现,老龄化对家庭农业经营呈显著的负向影响,即使使用不同的代理变量,该结论依然稳健;农户的社会网络能较好地缓解老龄化对农业经营的不利影响;社会网络的这一缓解效应随着老龄化程度的提高而增强,并在市场化程度较低的西部地区更大。进一步的扩展讨论表明,社会网络影响老龄农户农业经营的渠道主要体现在缓解劳动力约束,而非资金约束;社会网络还有助于老龄农户转出土地,这将为农地从零碎化的小规模经营向适度规模经营转变创造条件。

相关启示如下:第一,改善老龄劳动力的人力资本,为老龄农户的生产经营创造条件。完善农村养老、医疗等社会保障体系,增强老龄劳动力的健康资本;加强农业实用技术培训,提升老龄劳动力的农业经营能力。第二,积极搭建农村公共社交平台,为建立老龄农户与其他村民主体间的和谐关系创造条件。应培育与发展农村社会网络,拓宽农户的信息交流渠道,发挥社会网络在农村经济社会发展中的积极作用;尤其要结合老龄农户的特点,建立针对老龄农户的合作组织、互助机构以及老年活动中心等公共服务设施,并鼓励老龄农户参与适合的组织,进一步提升其社会网络层次和水平。

本文的不足在于:受所获数据的限制,我们仅选取亲友拜访、礼金支出作为社会网络的代理变量,而未能对社会网络进行更具体的细分。不同类型社会网络对老龄农户农业经营的作用大小及具体作用机制可能存在差异。因此,对社会网络进行更全面、更具体的衡量,并分析其影响效应将是下一步研究的方向。

参考文献:

- 1.陈锡文、陈昱阳、张建军,2008:《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》第2期。
- 2.丁冬、王秀华、郑风田,2013:《社会资本、农户福利与贫困——基于河南省农户调查数据》,《中国人口·资源与环境》第7期。
- 3.费孝通,2007:《江村经济》,上海人民出版社。
- 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5期。
- 5.何小勤,2013:《农业劳动力老龄化研究——基于浙江省农村的调查》,《人口与经济》第2期。
- 6.胡枫、陈玉宇,2012:《社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的证据》,《金融研究》第12期。
- 7.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。
- 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。
- 9.李澜、李阳,2009:《我国农业劳动力老龄化问题研究——基于全国第二次农业普查数据的分析》,《农业经济问题》第6期。
- 10.李曼、赵连阁,2009:《农业劳动力“老龄化”现象及其对农业生产的影响》,《农业经济问题》第10期。
- 11.林本喜、邓衡山,2012:《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》,《中国农村经济》第4期。
- 12.聂正彦、李瀚林,2013:《西部农业劳动力老龄化的样本调查分析》,《甘肃社会科学》第6期。
- 13.杨俊、杨钢桥、胡贤辉,2011:《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》第9期。
- 14.赵剑治、陆铭,2009:《关系对农村收入差距的影响及其地区差异——一项基于回归的分解》,《经济学(季刊)》第9期。
- 15.赵泉民、李怡,2007:《关系网络与中国乡村社会的合作经济——基于社会资本视角》,《农业经济问题》第9期。

8期。

- 16.周广肃、樊纲、申广军,2014;《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》,《管理世界》第7期。
- 17.周宏、王全忠、张倩,2014;《农村劳动力老龄化与水稻生产效率缺失——基于社会化服务的视角》,《中国人口科学》第3期。
- 18.周晔馨,2012;《社会资本是穷人的资本吗?——基于中国农户收入的经验证据》,《管理世界》第7期。
19. Al-Marshudi, A. S., and H. Kotagama. 2006. "Socio-economic Structure and Performance of Traditional Fishermen in the Sultanate of Oman." *Marine Resource Economics* 21(2):221–230.
20. Brauw, A., H. Jikun., Z. Linxiu., and R. Scott. 2013. "The Feminisation of Agriculture with Chinese Characteristics." *The Journal of Development Studies* 49(5):689–704.
21. Carter, C.A., F.Zhong, and J.Zhu.2012.“Advances in Chinese Agriculture and Its Global Implications.” *Applied Economic Perspectives and Policy* 34(1):1–36.
- 22.Chen, C.H., T.K.Liu, and J.J.Dai.2010.“TFP Growth, Decomposition and the Determinants of the Decomposed Effects: An Empirical Study on Japanese Regional Farming Families.” *International Journal of Economic Perspectives* 4(3):537–552.
- 23.Coleman, J.S.1988.“Social Capital in the Creation of Human Capital.” *American Journal of Sociology* 94:S95–S121.
- 24.Davidsson, P., and B. Honig. 2003. “The Role of Social and Human Capital among Nascent Entrepreneurs.” *Journal of Business Venturing* 18(3):301–331.
- 25.Ghatak, M. 1999. “Group Lending, Local Information and Peer Selection.” *Journal of Development Economics* 60(1):27–50.
- 26.Grootaert, C. 1999. “Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia.” World Bank, Local Level Institutions Working Paper, No.6.
- 27.Johr, H. 2012. “Where Are the Future Farmers to Grow Our Food?” *International Food and Agribusiness Management Review* 15:9–11.
- 28.Karlan, D.2007.“Social Connections and Group Banking.” *Economic Journal* 117(517):52–84.
- 29.Scott, J.C.1976. *The Moral Economy of the Peasant: Rebellion and Subsistence in Southeast Asia*. New Haven: Yale University Press.
- 30.Zhang, J., and Z.Zhao. 2011. “Social–family Network and Self–employment: Evidence from Temporary Rural–urban Migrants in China.” IZA Working Paper, No.5446.

Aging, Social Network and Household's Farming: Evidence from CFPS

He Lingxiao¹, Nan Yongqing² and Zhang Zhonggen¹

(1: School of Management, Zhejiang University; 2: School of Economics, Shandong University)

Abstract: This paper investigates the impact of rural aging labor force and its interaction with social network on household's farming by using the data from China Family Panel Studies(CFPS) 2010 and 2012. The results show that aging has a significant negative effect on household's farming, but household's social network can well alleviate the adverse effect of aging, and the alleviating effect can be enhanced with the increase of the degree of aging. Extended discussions show that buffering effect of social network are mainly reflected in easing old farmers' labor constraints, also, the social network can help old farmers transfer land. Our findings not only enrich the empirical studies in the field of aging and farming, but also provide preliminary empirical evidence on how to improve old farmers' agricultural earnings.

Keywords: Aging, Social Network, Household's Farming

JEL Classification: D13, J14, Q12

(责任编辑:彭爽)