

外出务工对留守人员农业劳动供给的影响 ——基于 CFPS2012 的实证分析

钱龙¹ 张忠明² 李宁¹

(1. 南京财经大学 粮食安全与战略研究中心, 南京 210003;

2. 中国计量大学 经济与管理学院, 杭州 310018)

摘要 基于中国家庭动态追踪调查数据 CFPS2012 实证分析了家庭成员外出务工对留守人员农业劳动供给的影响。研究表明:1) 家庭成员外出务工会负向影响留守人员的农业劳动供给, 随着外出务工率的提升, 留守人员的农业劳动参与率和劳动供给时间均会随之下降。2) 家庭成员外出务工后, 留守老人和留守女性的农业劳动供给也会相应减少。3) 如果不考虑内生性和样本选择偏差, 则会低估外出务工对留守人员农业劳动供给的影响。

关键词 外出务工; 农业劳动参与率; 农业劳动供给时间; CFPS

中图分类号 F328.0

文章编号 1007-4333(2018)02-0169-13

文献标志码 A

Impact of migration on agricultural labor supply of left-behind farmers: An empirical analysis based on CFPS2012

QIAN Long¹, ZHANG Zhongming², LI Ning¹

(1. Center for Food Security and Strategy Research, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210003, China;

2. School of Economics and Management, China Jiliang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract Based on CFPS2012, the influence of family members' migration effect on left-behind workers' agricultural labor supply is reanalyzed. The results show that: 1) Family members' migration can affect the supply of agricultural labors. With the increase of the rate of agricultural labor participation, left-behind workers' labor supply will decrease. 2) While family members go out for work, agricultural labor supply from left-behind elderly and women will also decrease accordingly. 3) Without considering endogeneity and sample selection bias, the impact of migration on left-behind's agricultural labor supply will be underestimated.

Keywords migrant workers; agricultural participation rate; agricultural supply time; CFPS

随着城乡二元体制的放松和中国经济的高速增长,越来越多的中国农村人口进入城市务工。截止2016年,在城务工与生活的农民工已经达到2.77亿人。但对于大部分农民工而言,他们并没完全与农业与农村割断联系。这部分人所归属的家庭,为实现风险分担,在一些成员离开农村后,仍会留一部分人继续从事农业生产。农户的理性决策使得绝大部分中国农村家庭呈现典型的“半工半耕”式的兼业化^[1]。中国农户的兼业化行为,在新移民经济学

(NELM)看来是合乎家庭收益最大化的。因为是否外出务工不仅仅是个体决策,更多的是基于家庭层面的决策^[2]。这一理论认为,外出成员和留守成员之间实际上有隐性契约关系^[3],即外出者要为留守成员提供汇款来改善生活、增强抗风险能力;留守者则要为外出者提供最后的保障和退路。这一点也得到国内外诸多成果的印证^[4-5]。

那么,本研究十分感兴趣的是,家庭成员外出务工会对留守人员的农业劳动供给产生何种影响? 劳

收稿日期: 2017-04-16

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71703063,71503119); 浙江省自然科学基金项目(LY15G030026); 南京财经大学青年学者支持计划(Q-LXW17001)

第一作者: 钱龙, 讲师, 主要从事劳动经济和农业经济研究, E-mail: qianlongy101@126.com

动力投入是农业生产中最重要的生产要素,在宏观层面上关系到农业可持续发展和粮食安全等问题^[6],在微观层面上则关系到留守人员的福利变化。本研究拟定在城镇化水平快速提升的时代背景下探讨这一议题,以期丰富本领域的中国研究。

1 文献回顾与机理分析

家庭是一个理性的决策单位,家庭内部将劳动力资源分配在农业或非农产业,也遵循收益最大化的目标导向。为达到这一目标,家庭内部成员会根据各自的比较优势来进行劳动力资源的最优配置。通常而言,男性相对女性、年轻人相对老年人,外出务工后的收入更高,从而更可能转移至城市非农产业^[7]。因而,留守人员更可能是老年人和女性。从研究对象来看,学者们也确实聚焦于留守老人和留守女性的农业劳动供给变化。

对于留守老人,一部分研究表明,家庭成员外出工会增加老年人的农业劳动负担。如庞丽华等^[8]使用2000年中国农户抽样调查数据,证实家庭成员外出务工人数越多,老年人(50岁以上)的劳动参与率越高。白南生等^[9]基于安徽省枞阳县的调查,分析了子女外出务工对老年人(50岁以上)劳动参与率的影响,证实劳动力外出工会提升老年人的劳动参与率。Chang等^[10]使用CHNS数据分析了家庭成员外出务工对留守老人(50岁以上)农业劳动时间的影响,运用Iv-tobit模型证实,随着家中外出务工人数的增加,老年人的劳动供给也会增加,且女性老人要多于男性老人。但也有相反的发现,如Dermendzhieva^[11]使用工具变量模型,证实阿尔巴尼亚的移民会减少老年男性(45岁以上)的农业劳动供给,但却对老年女性的农业劳动供给没有显著影响。周春芳^[12]对江苏省662名60岁以上老年人农业劳动供给的实证分析也表明,家庭非农就业人口的增加不仅没有增加老年人劳动时间,反而减少了老年人的农业劳作负担。杨志海等^[13]基于CHARLS2011数据进行的研究表明,外出务工减少了老年人(45岁以上)的农业劳动供给时间。还有一些研究则认为,家庭成员外出务工并不会减少留守老人的劳动供给时间。如Cameron等^[14]以印度尼西亚老年农户为分析对象,发现子女外出务工并不能减少老年人的农业劳动供给。Gibson等^[7]分析了向新西兰移民的汤加农户家庭的老年人劳动供

给,并使用PAC移民配额政策来克服内生性问题,结果证实人口迁移并不会影响老年人(45岁以上)的劳动供给。

关于留守女性的成果并没有留守老人研究那么丰富,仅有少数文献有所涉及。Acosta^[15]针对萨尔瓦多国际移民的研究证实,外出务工降低了女性的农业劳动参与率。Lokshin等^[16]对尼泊尔国际移民的研究也表明,男性劳动力外出工会显著降低女性的劳动参与率。但也有相反的发现,Chen^[17],以及Mullan等^[18]基于中国健康营养调查(CHNS),系统考察了男性成员外出务工对留守女性劳动供给的影响,结果证实外出工会显著增加女性的农业劳动供给。而Wang^[19]基于墨西哥MFLS微观调查数据,却发现男性家庭成员外出务工并不影响女性的劳动参与率。

可见,外出务工如何影响留守女性和留守老人劳动供给仍然有很大争议。本研究认为,之所以如此,关键在于不同研究中外出务工导致的“替代效应”和“财富效应”强弱程度有差异^[20]。其中,“替代效应”会增加留守人员农业劳动负担,而“财富效应”则会减少留守人员农业劳动供给^①,整体效应则取决于叠加效果。具体而言:

首先,劳动力转移至非农产业会导致家庭农业生产中劳动力的减少,这直接减少了农业生产的劳动力供给^[21]。假如农业生产规模不变,且生产中并不存在过剩劳动力。当农业劳动力减少时,为了维持农业生产,留守人员就必须增加劳动量,此为“替代效应”。当然,如果存在较为完善的农村雇工市场,农户可以通过雇佣农业劳动力来弥补流失的家庭劳动力^[22]。但发展中国家的农村要素市场普遍发育不完善,而农业生产季节性特征产生的集中需求,使得农村雇工市场常常不能够满足家庭对额外劳动力的需求^[23]。即使有雇工参与,但由于激励不足和监督成本较高,雇工对家庭劳动力的替代作用也十分有限^[10]。因而,农户会尽可能充分使用家庭自有劳动力,务工导致的劳动力流失会增加留守人员农业劳动供给。

其次,外出工会带来汇款收入的增加,这可能会负向影响留守人员的农业劳动供给。当部分家庭成员进入非农产业,家庭整体收入水平通常会大幅上升,留守人员也能够获得更多汇款收入^[3]。非农收入增长使得农业的相对重要性下降,家庭对农业

① 以往的研究通常只分析其中一种影响路径,本研究缺乏验证两种效应的详细数据,因而无法深入验证替代效应和财富效应的强度,这不能不说是一个遗憾。

生产的依赖度会下降。此时,留守人员很可能会增加闲暇时间,减少农业劳作^[25],进行“粗放化”经营。汇款减少留守人员劳动供给的另一途径是改善农业技术效率和提升劳动生产率。收入增加使得留守成员的收入约束边界得以扩展,从而有能力增加劳动力节省型投入,比如购买农业机械^[19]或者获得农业机械服务^[26],此时留守成员的劳动供给压力会降低。因而,汇款带来的“财富效应”会减少农业留守人员的劳动供给。

已有成果为进一步研究外出务工对留守人员农业劳动供给的影响奠定了良好基础。然而,现有研究尤其是国内成果仍然存在以下不足:第一,受数据获取限制,关于中国的研究多为区域性调查,存在数据较为陈旧和样本量偏小、代表性不足的问题。第二,国内外研究多关注留守老人或留守女性这两类群体,尚未有研究针对更为一般性留守人员的农业劳动供给。虽然中国农业生产出现老年化和女性化的趋势,但农业生产的主要劳动力集中在40—60岁之间^[27],而女性在中国农业生产中比例也仅仅只有49.8%^[28]。因而,有必要验证家庭成员外出务工对全部留守人员农业劳动供给的影响。第三,中国情景下的研究很少考虑到内生性和样本选择性偏差,同时使用这两种方法的成果更是少之又少,但忽略这两种问题均会导致研究结论可信度不足。

基于此,本研究试图综合运用probit与tobit模型、工具变量法和PSM模型,并利用较新CFPS2012全国大样本微观调查数据^①,对转型时期农户家庭外出务工与农业留守人员劳动供给变化进行再考察,包括留守人员的农业劳动参与率和劳动供给时间进行实证分析,以把握两者在新时期的规律变化,并丰富本领域的中国研究。

2 数据来源与变量设置

2.1 数据来源

数据来源于北京大学中国家庭动态跟踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)2012年的全国基线追踪调查。该调查旨在通过追踪调查个体、家庭、社区3个层次的数据,反映中国社会、经济和

人口等方面的变迁。CFPS覆盖全国25个省(市、自治区),采用三阶段不等概率的整群抽样设计。这25个省(市、自治区)的人口约占全国总人口的95%,因此,CFPS可以视为1个全国代表性样本。由于CFPS2012中没有村庄层面数据,因而首先将其与首次全国基线调查CFPS2010进行匹配,最终保留CFPS2012中3293名农业留守人员的劳动供给参与率信息和3280名农业留守人员的劳动供给时间信息^②。

2.2 变量设置与说明

除了外出务工来带的影响,微观层面特征,中观层面的特征和宏观层面的特征都可能对留守人员农业劳动供给产生影响。为避免遗漏变量带来的偏误和结论不稳健问题,本研究引入下列一系列变量。包括被解释变量留守人员的农业劳动供给、核心解释变量外出务工,控制变量农业留守人员个体特征、农户家庭特征、村庄特征以及区域特征。各维度变量的设置与说明如下:

1)留守人员农业^③劳动力供给。早期研究多关注留守人员的农业劳动参与率^[9,15],但越来越多的学者使用农业劳动供给时间^[10,13]来表征这一变量。本研究同时采纳这2种测度方式。其中农业劳动参与率根据CFPS2012中的问题“过去一年,您有没有为自家从事农业生产活动?”来识别。对于农业劳动供给时间,CFPS设计了3个层次的问题:“过去一年,您有几个月为自家从事农业生产活动?”、“过去一年,农忙时候,您一般每月有几天时间为自家从事农业生产活动”、“过去一年,您一般每天有几小时为自家从事农业生产活动”。因而,本研究将留守人员的农业劳动供给时间定义为“2011年小时数=月份×天数×小时”,并进行对数化处理^④。

2)外出务工。本研究所指的外出务工是家庭层面的,既有文献多使用“家中是否有成员外出务工”或“家中至少有一名成员外出务工”^[9],也有一些学者使用外出务工收入占家庭总收入比重^[30]来表示。但考虑到外出务工的本质是家庭内部劳动力资源的再配置,因而使用家庭内劳动力外出务工比例这一指标来显示。相对而言,这一变量能更好的显

① 据研究小组了解,目前尚未有研究使用过CFPS2012这一较新的、具有全国代表性的、且样本量大的数据库来进行此类主题研究。

② 这里的留守人员,主要是在农村进行农业生产的个体。每一份问卷中,回答关于留守人员的信息都是唯一的。问卷中有4418名农业留守人员的信息,但因为其他变量的信息空缺,只能获取3200份

③ 本研究所指的农业,主要是基于耕地的一般性种植业,并不包括养殖业。CFPS问卷中没有种植结构的详细信息,因而很遗憾无法控制这方面因素的影响。

④ 由于部分留守人员的劳动供给时间为0,为减少样本损失,将时间加1后再进行对数化处理。后面的家庭总资产价值、农业机械总价值也采取相同办法处理,不再赘述。

示劳动力资源在非农领域和农业领域的配置^[31]。

3)留守成员个体特征。个体特征包括留守人员的性别、年龄和年龄的平方、受教育程度、健康水平特征。具体包括:①性别。性别因素意味着心理、生理、文化和分工的差异。男性相对女性而言,在农业生产中更具优势。因而,在传统家庭分工中,“男主外,女主内”,男性通常是农业生产的中坚,而女性则更多参与家庭劳务^[32]。预期男性相对女性,农业劳动参与率更高,劳动供给时间也越长。②年龄和年龄平方。农业生产主要是体力劳动,随着年龄的增长,人体机能会逐渐成熟,但到一定年龄后则会逐步衰退,变得越来越无法胜任农业劳动^[33]。因而预期,随着农户年龄的增长,农户的劳动参与率和农业劳动时间会呈现先增加后下降的趋势。③受教育程度。教育是反映个体人力资本的重要指标,通常而言,受教育程度越高,农户掌握新知识和技能的能力越强,越可能非农领域找到合适的工作。相对于农业生产,非农工作能带来更高的收入水平,因而,预计教育水平更高的农户更倾向增加非农就业时间,进而减少农业参与和劳动供给时间。本研究使用农户实际接受教育年限来表征这一变量。④健康。健康是个体另一类十分重要的人力资本。农业对健康和体力要求较高,健康的体魄更有利于农户应付农业生产^[33],健康状况差则不利于农户参与农业劳动^[34]。但是同时,健康也有利于农户获得非农工作。关于中国农民工的研究也表明,健康有助于提升个体非农就业机会和提升非农收入水平^[35]。因而,健康是促进还是减少了农业劳动供给尚不能确定。借鉴 Ning 等^[36]的做法,选择个体自评健康程度来指示健康水平。由于个体对自身健康有较强的把握能力,使用这一变量是合适的。

4)农户家庭特征。具体包括家庭人口特征和家庭经营特征,前者包括家庭劳动力人数、家庭成员平均年龄、家庭成员女性比例、家庭成员平均受教育程度4个变量,后者则包括家庭实际经营土地面积、家庭总资产、农业机械3个变量。家庭人口特征维度包括:①家庭劳动力人数。当家庭劳动人数较多时,个体可能不需要参加或很少参加农业生产,而家庭劳动人数较少时则相反。因而,预期这一因素会负向影响留守人员农业劳动负担。②家庭成员平均年

龄。使用这一变量来考察家庭生命周期对农业劳动供给的影响。当农户家庭成员平均年龄较大时,表明家庭老年化程度较高,那么留守农户就需要花费更多时间在家庭照顾和劳务方面,这可能会相应减少农业劳动。但同时,家庭老年化程度高,留守人员又不得不更多的负担起家庭农业生产,可能会增加农业劳动供给。因而,家庭成员平均年龄的影响尚不能断定。③家庭成员女性比例。使用这一变量来分析女性化对农业生产的影响,女性的比较优势在家庭劳务方面,当家庭成员女性比例较高时,女性天然的生理劣势会不利于农业劳动供给,因而,预期女性成员较多时,会加重留守人员的农业劳动负担。

家庭经营特征维度包括:①家庭成员平均受教育程度。家庭层面教育水平对劳动力资源配置有着十分重要的影响,当家庭整体文化水平较高时,更多的家庭成员会进入非农产业,这可能会增加留守人员的农业劳动负担。但家庭整体教育水平越高,家庭整体收入水平也相对高,农业的重要性下降,这可能会减少留守人员农业劳动供给。本研究使用农户家庭成员接受正规教育的平均年限来予以测度。②经营土地面积。种植规模是影响农业劳动供给最为关键的因素之一,当家庭实际经营面积较大时,在其他条件不变时,留守人员就不得不投入更多的劳动以维持农业生产^[10],留守人员的劳动参与率和劳动时间均会上升。因而,预期家庭实际经营土地面积会增加留守人员的劳动供给。③家庭总资产。家庭财富水平对农户的劳动供给行为也有显著影响,当农户较为富有时,农业生产对家庭的重要性下降,闲暇的机会成本上升^[25],因而留守人员有可能减少农业劳动供给。因而,预期家庭总资产会负向影响留守人员农业劳动供给。本研究使用家庭总资产价值(对数)来测度家庭富裕程度。④农业机械。机械对劳动力具有替代作用^①,当农户家庭拥有更多的机械时,有利于提升农业生产效率和减轻劳动力劳作负担^[13]。因而,预期农业机械会降低留守人员的劳动参与率和劳动时间。本研究使用农户家庭拥有的各类农业机械总价值(对数)来表征这一变量。

5)村庄特征。以往研究多忽视村庄层面因素的影响,本研究引入村庄经济发达水平、村庄雇工工资水平、村庄交通情况、村庄地形地貌4个变量,以控

① 机械和劳动之间的关系是复杂的,机械既有替代劳动力的功能,也有和劳动力相互补充的功能。但多数成果表明,机械能够减少农业生产中的劳动力投入,故而先提出机械对劳动力的替代作用更强。

制这一层面因素可能的影响。①村庄经济发达水平。相对来说,村庄经济发展水平越高,农村居民外出务工的动力会相对下降,留守在家的劳动力数量会增加,因而预期留守人员的农业劳动供给会降低。使用村庄人均收入水平(对数)来表征这一变量。②村庄雇工工资水平。雇工工资水平的高低会影响到农户对雇工的使用,工资较高时,由于雇工成本过高,这会侵蚀农业生产效益,因而理性的农户会减少对雇工的使用。为维持正常生产,留守人员多会通过提升自身劳动参与率和增加劳动时间来应付农业生产需求。因而,预期这一变量会正向促进留守人员农业劳动供给。使用村庄雇工日均工资水平(对数)来表示这一变量。③村庄交通情况。当村庄交通情况良好时,家庭劳动力越可能进入城镇务工。

因而,预期随着农业劳动力的减少,留守人员不得不增加农业劳动供给。但另一方面,村庄交通越方便,家庭成员越可能就近就业,从而更好的兼顾家庭农业生产,留守人员劳动供给负担会下降。因而无法断定这一变量会如何影响留守人员的农业劳动供给。使用村委会到县城所花的时间(h)来表征这一变量。④村庄地形地貌。村庄地貌对农业生产劳作的便利性有显著影响,为控制这一因素的影响,引入村庄地貌特征虚拟变量来予以控制。

6)区域特征。区域层面因素也可能对留守人员的农业劳动供给产生影响,而以往的研究基本没有考虑这一层面因素。为此,本研究引入省份虚拟变量来控制这一层面的影响。上述变量及相应的描述统计分析见表1所示。

表1 变量统计描述性分析

Table 1 Statistical description of variables

变量 Variables	变量说明 Description of variables	平均值 Mean	标准差 Standard deviation
劳动参与率 Labor	去年是否参与农业劳动:1=是;0=否	0.52	0.50
劳动供给时间 Labor_time	个体劳动供给时间(小时,对数)	6.93	1.06
外出务工 Off-farm	外出务工劳动力*100/家庭总劳动力	53.76	25.22
性别 Sex	1=男性,0=女性	0.65	0.48
年龄 Age	2011—出生年,岁	50.04	11.12
教育程度 Edu	接受正规教育年限,年	5.27	4.26
健康 Health	1=非常健康;2=很健康;3=比较健康;4=一般;5=不健康	2.68	1.22
家庭劳动力人数 L_number	家庭拥有劳动力人数,人	1.91	0.78
家庭成员平均年龄 Page	家庭成员平均年龄,岁	34.12	13.62
家庭成员女性比例 Female	家庭女性人数/家庭总人口数	0.53	0.17
家庭成员平均教育程度 Pedu	家庭成员平均教育年限,年	8.47	3.39
家庭实际经营土地面积 Land	家庭耕种土地总面积, hm ²	0.52	0.72
家庭总资产 Asset	家庭拥有的总资产价值,(元,对数)	11.31	1.01
农业机械 Machine	家庭农业机械总价值,(元,对数)	3.35	3.73
村庄经济发达水平 Cecon	村庄人均收入水平,(元,对数)	7.82	0.85
村庄雇工工资水平 Hire	村庄雇工工资日均水平,(元,对数)	4.01	0.35
村庄交通情况 Ttans	村委会到县城所花时间, h	1.13	1.71
村庄地形地貌 Landscape	1=丘陵;2=高山;3=平原;4=其他(对照组)	2.15	1.03

3 计量结果与分析

3.1 基准回归

对于留守人员农业劳动参与率,采用二元 probit 模型。基准模型设定如下:

$$\text{Labor} = a_1 + \beta_1 \text{off-farm} + \gamma_i \sum X_i + e_1 \quad (1)$$

对于留守人员农业劳动供给时间,由于部分留守人员的劳动供给时间为 0。为防止拟合结果有偏,采用删失因变量 tobit 模型。基准模型设定如下:

$$\text{Labor_time} = a_2 + \beta_2 \text{off-farm} + \delta_i \sum X_i + e_2 \quad (2)$$

其中: Labor 和 Labor_time 分别为留守人员劳动参与率和劳动供给时间, off-farm 为农户家庭外出务工, X_i 为上述提及的一系列控制变量。 e_1 和 e_2 为相应的残差项。本研究同时引入 OLS 模型来进行比较,以检验模型稳健性。

基准回归结果显示(表 2),外出务工均在 1% 显著性水平稳健负向影响留守人员农业劳动参与率和劳动供给时间。即随着家庭成员外出务工比例的提,留守人员会降低劳动参与率,减少农业劳动供给时间。可见新时期农户家庭成员外出务工带来的“财富效应”要强于“替代效应”,从而在整体上表现为家庭成员外出务工会负向影响留守人员的农业劳动供给。

个体特征方面,性别对劳动参与率没有显著影响,但是相对于女性,男性的劳动供给时间更多,这与 Binzel 等^[32]的发现一致。年龄方面,随着年龄的增加,留守人员劳动参与率和供给时间均呈现先升后降的趋势。基准回归显示,留守人员在 55.3 和 52.2 岁分别达到劳动参与率和劳动供给时间的最高峰。事实上,中国农业生产确实也是这部分 50~60 岁的“小老人”在支撑^[28]。教育水平没有通过显著性检验,说明教育并不是农业劳动供给的关键影响因素,这与庞丽华等^[8]的研究一致。这可能是因为教育和农业生产的直接关联并不强。健康水平对劳动参与率和劳动供给时间的影响均为负,与预期相符但并不显著,因而健康也不是影响留守人员农业劳动供给的关键因素。这可能是因为农村地区,无论是健康状态还是半健康状态,留守人员均会

最大可能的参加劳动,并不会因为健康原因而完全退出农业生产。除非丧失劳动能力,留守人员的劳动供给才会受到显著影响^[5]。

家庭特征方面,劳动力人数对留守人员劳动参与率和劳动供给时间的影响均通过了 1% 的显著性水平检验,表现为家庭劳动力人数越多,留守人员的劳动供给越少,这与主流文献保持一致^[12]。家庭成员平均年龄也显著负向影响农户的劳动参与率和劳动供给时间,说明家庭生命周期老年化确实会减少留守人员农业劳动供给。家庭成员女性比例对劳动参与率和劳动供给时间的影响为负,这与预期相符,但并未通过显著性水平检验,因而这一因素并非劳动供给的关键影响因素。家庭成员平均教育程度也没有通过显著性检验,说明家庭成员平均受教育水平同样也不是关键影响因素,这与个体层面一致。家庭实际经营土地面积显著提升劳动参与率和劳动供给时间,这与庞丽华等^[8]的结论相一致。表明家庭种植规模越大,留守人员的农业劳动负担越重。家庭总资产显著正向影响留守人员劳动参与率和劳动供给时间,这与预期不太相符,但与 Acosta^[15]的发现一致。可能的原因是,家庭越富裕,进入城镇定居和工作的家庭成员越多,留守成员为了保障家庭最后的退路,仍然需要提供较多的农业劳动供给。农业机械通过 1% 显著性水平检验,且影响方向为正,这与预期相反,但与 Chang 等^[10]的结论相一致。可能的原因是,虽然机械能够对劳动进行有效替代,起到减缓劳作负担的作用。但是农业机械通过方便生产者,也能够激发其生产潜能。当劳动者体力不及时,机械的投入则能促进农户完成之前无法完成的生产环节,从事劳动强度更大的农业生产工作,反而可能会增加农业劳动供给。特别是当前,由于经营规模有限,大多数农户购置是小型机械^①。这一类型机械,相对而言,更是一种与劳动力相互补充的要素投入。

村庄特征方面,村庄经济发达水平对留守人员劳动参与率的影响不显著,但能有效减少其劳动供给时间,说明经济发展水平越高,留守人员的劳动参与率虽然不会显著下降,但更可能减少农业劳作时间。村庄雇工工资水平对留守人员劳动参与率和劳动供给时间的影响方向为正,即雇工工资越高,农户

① 整体样本显示农户拥有农机价值平均不足 2 500 元,可见受限于种植规模,农村居民购买的多为小型农业机械。这些小型机械和劳动力存在替代作用,但更多是相互补充作用。借助于小型农机,农户能够更好更省力的完成劳动,从而增加了劳动供给。

表2 农业劳动供给基准模型

Table 2 Agricultural labor supply benchmark model

变量 Variable	劳动参与率 Labor		劳动供给时间 Labor_time	
	Probit	Ols	Tobit	Ols
外出务工 Off-farm	-0.006*** (-4.36)	-0.002*** (-4.41)	-0.035*** (-4.83)	-0.019*** (-4.86)
性别 Sex	0.084 (-1.59)	0.032 (-1.59)	0.555* (-2.06)	0.346** (-2.43)
年龄 Age	0.066*** (-4.12)	0.026*** (-4.20)	0.397*** (-4.70)	0.210*** (-4.88)
年龄平方 Age-square	-0.001*** (-3.97)	-0.000*** (-4.05)	-0.004*** (-4.56)	-0.002*** (-4.72)
教育程度 Edu	0.000 (-0.03)	0.000 (-0.04)	-0.003 (-0.08)	-0.003 (-0.19)
健康 Health	-0.008 (-0.40)	-0.003 (-0.39)	-0.071 (-0.73)	-0.048 (-0.92)
家庭劳动力人数 L_number	-0.169*** (-4.66)	-0.065*** (-4.69)	-0.938*** (-5.00)	-0.484*** (-4.97)
家庭成员平均年龄 Page	-0.010*** (-3.38)	-0.004*** (-3.43)	-0.051*** (-3.46)	-0.026*** (-3.35)
家庭成员女性比例 Female	-0.154 (-0.98)	-0.060 (-0.99)	-0.669 (-0.84)	-0.303 (-0.72)
家庭成员平均教育程度 Pedu	-0.003 (-0.36)	-0.001 (-0.36)	-0.017 (-0.41)	-0.008 (-0.36)
家庭实际经营土地面积 ^① Land	0.006*** (-2.80)	0.002*** (-2.80)	0.031** (-3.20)	0.019*** (-3.59)
家庭总资产 Asset	0.078*** (-3.16)	0.030*** (-3.22)	0.424*** (-3.32)	0.215*** (-3.26)
农业机械 Machine	0.028*** (-4.46)	0.011*** (-4.54)	0.159*** (-5.03)	0.086*** (-5.10)
村庄经济发达水平 Cecon	-0.044 (-1.58)	-0.017 (-1.60)	-0.282* (-1.99)	-0.132* (-1.75)
村庄雇工工资水平 Hire	0.043 (-0.63)	0.015 (-0.59)	0.306 (-0.88)	0.183 (-1.00)
村庄交通情况 Ttans	-0.011 (-0.85)	-0.004 (-0.84)	-0.071 (-1.09)	-0.039 (-1.20)
村庄地形地貌 Landscape	0.071** (-3.18)	0.027** (-3.19)	0.315** (-2.77)	0.139** (-2.31)
常数 Constant	-1.938*** (-3.41)	-0.243 (-1.12)	-10.060*** (-3.40)	-2.747 (-1.80)
样本量 Number of obs	3 293	3 293	3 280	3 280

注：***，**，* 分别表示1%，5%和10%的显著性水平，括号内为t值。模型控制了省份特征，但没有显示出来。

Note: ***, **, * Represent 1%, 5% and 10% statistical significance level respective, t figure in parentheses.

The model controls the provincial features, but is not shown.

① 为避免回归系数过小，在模型中使用传统计量单位亩，按照 $1 \text{ hm}^2 = 15$ 亩进行换算。

越可能通过增加自身劳动供给来替代雇工,这与预期相符,但这一因素没有通过显著性检验,说明雇工并不是影响农业劳动供给的关键性因素。村庄交通情况也没有通过检验,表明交通不会影响到留守人员劳动供给。村庄地形地貌始终通过1%显著性水平检验,说明这一因素确实会对劳动供给产生影响,予以控制十分有必要。

3.2 老年群体分析

外出务工对老年群体的农业劳动供给的影响是国内外学界十分关注的一个领域。从已有文献来看,外出务工是促进还是减少了老年群体的农业劳动供给仍然没有定论。部分文献支持,非农就业会降低老年人的劳作负担;但也有很多研究认为,老年人会因为家庭劳动力流失而增加额外的劳动时间。不同的成果之所以出现分歧,其中一个重要的原因在于如何界定老年群体。国外大多数研究使用联合

国国际劳工组织的划分,将45岁以上个体界定为老年人^[7],而国内部分学者将50岁以上的个体定义为老年人^[8-9],但也有些研究遵循中国传统,将是否大于60岁作为标准来界定老年群体^[12,34]。

与以往成果只采取其中一种测度方式不同,为保障结论的稳健性,本研究同时使用上述三种不同标准,对老年群体做进一步的分析。拟合结果表明(表3),无论选择哪一种界定方式,外出务工均会显著负向影响留守老人的劳动供给时间^①。且随着样本老年化程度(老年群体年龄增加)的加深,外出务工的负向影响程度变大(边际效应逐渐变大),说明随着外出务工的比例提升,确实有助于减缓老年人的农业劳动负担。即家庭成员外出务工虽然会导致农业生产中的劳动力损失,但收入增长带来的“财富效应”能够改善留守老人福利,老年群体的农业劳动负担会因此而下降。

表3 分样本回归

Table 3 Analysis of sub sample

变量 Variables	劳动供给时间 Labor_time			
	>45岁	>50岁	>60岁	女性 Female
外出务工 Off-farm	-0.029*** (-3.09)	-0.021* (-1.83)	-0.031* (-1.65)	-0.035** (-2.25)
其他变量 Other variables	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量 Number of obs	2 025	1 367	536	1 169

注:***, **, * 分别表示1%, 5%和10%的显著性水平,括号内为T值。分样本回归中控制变量与基准模型完全一致,为了节省篇幅,其他变量结果予以省略。下表按同样方式予以处理。

Note: ***, **, and * represent 1%, 5% and 10% statistical significance levels, respectively. T value is in parentheses. Sub-sample regression has the same control variable with the reference model. In order to save space, the result of other variables has been omitted. The following table is dealt with in the same way.

3.3 女性群体分析

家庭成员,尤其是男性成员外出务工如何影响对女性农业劳动供给也是一个焦点性话题。除了少数研究发现男性成员外出后,女性需要顶替男性的职能空缺,表现为女性农业劳动供给增加^[37]。绝大部分文献还是表明,由于文化传统导致的男女分工差异和性别带来的生理差异,家庭成员外出务工后,留守女性通常并不能够很好的替代男性工作^[38]。因为力所不能及,很多农业生产程序女性无法单独

完成,表现为不得不减少农业劳作时间^[19],最终体现为留守女性的农业劳动参与率和劳动供给时间均会下降^[32]。并且,外出务工带来的收入增长和家庭整体福利的改善,还会降低女性参与农业生产的积极性,女性会投入更多时间去照顾家庭老小。从拟合结果来看(表3),再次印证了主流文献的发现,即随着家庭成员外出务工率的提升,留守女性成员的农业劳动供给时间会随之下降,这与之前针对中国研究的发现截然相反^[17-18]。

① 由于劳动供给时间比劳动参与率更精确的显示留守人员的劳动供给变化,因而主要分析外出务工对留守人员农业劳动供给时间的影响,而劳动参与率的结果,如有需要,请向作者索取。

4 稳健性检验

4.1 工具变量法

正如前文所言,如果不考虑外出务工与农业劳动供给的内生性,那么得出的结果可能是有偏的。因而,需要引入合适的工具变量来解决这一问题。已有文献多使用社会网络作为工具变量,之所以如此,是因为农户外出务工并非是盲目的。社会网络资源对外出务工人员的就业有十分重要的影响^[39],并且社会网络对留守人员的农业劳动供给而言是相对外生的。为尽可能保障回归结果的稳健性,综合以往的研究,本研究同时引入村庄层面和家庭层面的社会网络作为工具变量。相对单一的工具变量,基于多个工具变量的验证显然更加可信。其中,使用村庄层面外出务工率来表示村庄层面的社会网络^[37],并命名为工具变量 1。家庭层面社会网络,使用春节时期农户家庭的拜年网络予以显示^[40]。对农户而言,最重要的社会网络分别是亲缘和友缘。因而,同时将这两类社会网络同时引入。其中亲缘网络以“春节期间来家庭拜访的亲戚数”来显示,并

命名为工具变量 2;友缘网络以“春节期间来家庭拜访的朋友数”,并命名为工具变量 3。

本研究使用 Iv-probit 模型来验证外出务工对留守人员劳动参与率影响的稳健性。对于连续性因变量和连续性工具变量有效性,Stock 等^[41]提出了检验方法并给出了检验标准^①。但遗憾的是,这一方法和标准并不适用于受限性因变量^[42]。目前,还没有一个有效的方法对受限性因变量的弱工具变量问题进行检验。因而,只能通过第一阶段工具变量对内生变量的显著性来做一个初步判断^[43]。

对农业劳动参与率而言,第一阶段回归结果表明。工具变量 1、工具变量 2 和工具变量 3 分别通过 5%、1% 和 1% 的显著性水平检验,且影响系数均为正,这充分证明社会网络在农户外出务工中确实发挥着积极作用。因而,基本可以认定上述 3 个工具变量是合适的。应用 Iv-tobit 模型,实证结果表明外出务工稳健的负向影响留守人员劳动参与率,且影响系数绝对值远大于基准模型(表 4)。这一方面意味着基准回归是可靠的,另一方面表明,如果不考虑内生性问题,则会低估外出务工的影响。

表 4 外出务工与留守人员农业劳动参与率:工具变量法

Table 4 Migrant and left-behind workers agricultural labor participation rate: Tool variable method

变量 Variables	工具变量 1 Instrumental variables 1	工具变量 2 Instrumental variables 2	工具变量 3 Instrumental variables 3
外出务工 Off-farm	-0.044*** (-2.75)	-0.041*** (-4.98)	-0.032** (-2.23)
其他变量 Other variables	已控制	已控制	已控制
样本量 Number of obs	3 293	3 282	3 274

同理,使用 Iv-tobit 模型来检验外出务工对农业劳动供给时间的影响是否稳健。第一阶段拟合结果表明,所选择的 3 个工具变量均通过显著性水平检验,工具变量的选择依然是有效的。第二阶段,同样使用 2SLS 模型进行分析。结果证实(表 5),外出务工显著负向影响留守人员的非农劳动供给时间。且拟合结果再次表明,若不考虑到内生性问题,则会低估外出务工对留守人员农业劳动供给时间的影响。

4.2 PSM 模型

除了使用工具变量法来消除可能的内生性问题,样本选择性偏差极其引致的内生性问题也可能导致拟合结果有偏^[44],本研究使用 PSM 模型来减缓这一问题。PSM 是由 Rosenbaum 等^[45]最先提出,其基本思想是:构造一个反事实框架,在给定一组协变量的情况下,对每一农户进行打分,计算其进入处理组的概率。最终形成这一局面,即配对的农户之间协变量没有差异,只是一个在控制组,一个在

① 传统的那一套检验工具变量是否有效的方式,在这里并不适用。

表5 外出务工与留守人员农业劳动供给时间:工具变量法

Table 5 Migrant and left-behind workers agricultural labor supply time: Tool variable method

变量 Variables	工具变量 1 Instrumental variables 1	工具变量 2 Instrumental variables 2	工具变量 3 Instrumental variables 3
外出务工 Off-farm	-0.335* (-1.76)	-0.258*** (-3.31)	-0.173* (-1.75)
其他变量 Other variables	已控制	已控制	已控制
样本量 Number of obs	3 280	3 269	3 261

干预组,这相当于一个随机试验。

借鉴 Lokshin 等^[16]和 Binzel 等^[32]的研究,按照农户家庭是否至少有一人外出为标准将整体样本区分为无成员外出的家庭和有成员外出的家庭 2 个类别,前者为控制组,后者为干预组。倾向得分 PS 被定义为,给定禀赋条件 (Z) 下,农户进入干预组的概率:

$$P(Z) = Pr(\text{off-farm} = 1 | Z) = E[\text{off-farm} | Z] \quad (3)$$

式中: $\text{off-farm} = 1$ 表示进入干预组,否则 $\text{off-farm} = 0$ 。对任意农户 i 而言,外出务工对留守人员农业劳动供给影响的平均干预效应 ATT 为:

$$ATT = E\{E[Y_{i1}(\text{off-farm}_i = 1, P(Z_i))] - E[Y_{i0}(\text{off-farm}_i = 1, P(Z_i))]\} \quad (4)$$

式中: Y_{i1} 和 Y_{i0} 分别表示有外出务工和无外出务工农户家庭的农业劳动供给,资源禀赋 Z_i 包括留守人

员个体特征、农户家庭特征等其他因素。

在使用 PSM 分析前,首先需要进行平衡性检验。从匹配结果来看^①,匹配后绝大部分变量的偏差幅度大幅下降,干预组和控制组的偏差不再显著,证明采用 PSM 模型是十分必要的,也说明这一方法也是相对有效的。平衡性检验完成后,分别使用最近邻匹配法(非替代)、核匹配法、半径匹配法($r=0.01$)分别进行匹配。匹配结果显示,外出务工稳健地负向影响留守人员的农业劳动参与率和劳动供给时间。以最近邻匹配法(非替代)为例(表 6),外出务工对劳动参与率和劳动供给时间的影响均通过 1% 显著性水平检验,且影响系数依然为负,进而再次证明基准回归的结论是十分稳健的。同时,这一结果表明,如果不考虑到样本选择性偏差问题,则会低估外出务工对留守人员劳动供给的影响。

表6 外出务工与留守人员农业劳动供给时间:PSM 模型

Table 6 Migrant and left-behind workers agricultural labor supply time: PSM method

平均干预效应 ATT	劳动参与率 Labor	劳动供给时间 Labor_time
外出务工 Off-farm	-0.125*** (-5.71)	-0.962*** (-6.23)
常数 Constant	0.545*** (-56.71)	3.820*** (-56.11)
样本量 Number of obs	3 315	3 303

注:***, **, * 分别表示 1%, 5% 和 10% 的显著性水平,括号内为 T 值。

Note: ***, ** and * represent 1%, 5% and 10% statistical significance levels, respectively. T value is in parentheses.

① 为节省篇幅,平衡性检验结果没有予以显示,如有需要,请向作者索取。

5 结论与启示

劳动力是农业生产中最为关键的要素投入,留守人员的农业劳动供给关乎农业生产的可持续与粮食安全。转型时期,中国农户多选择“半工半耕”的兼业化经营,本研究基于CFPS2012全国大样本微观调查数据,系统论证了农户家庭成员外出务工对留守人员农业劳动供给的影响。研究表明,新时期随着家庭成员越来越多的进入非农产业,留守人员并没有相应增加农业劳动供给,而是降低了农业劳动参与率,农业劳动供给时间也相应下降。即外出务工负向影响留守人员的农业劳动供给。考虑到内生性问题和样本选择偏差可能会导致结论不稳健,进一步使用工具变量法和PSM模型进行检验,依然证实外出务工会显著减少留守人员的农业劳动供给。且研究表明,基准回归会低估外出务工对留守人员农业劳动供给的影响。为了与已有成果相互对照,本研究还对老年群体和女性群体进行了重点讨论。结果表明,部分家庭成员外出务工会减轻老年人和女性的农业劳作负担,表现为外出务工能够改善这两类群体的福利。

基于上述发现,本研究得出下述政策启示。首先,要深刻认识到农村人口外出务工对留守人员带来的福利改善。新移民经济学理论(NELM)认为,外出务工是家庭层面的联合决策,家庭内部通过将劳动力分配在农业与非农产业,从而实现家庭收益最大化。本研究结果表明,留守人员的劳动供给会因为家庭其他成员外出务工而减少,即外出务工会改善留守人员的福利,尤其是留守老人和留守妇女的福利,能够减轻他们的农业劳作负担。因而,还需要继续鼓励农户家庭人口向非农产业转移、继续推动城镇化进程。其次,要充分理解劳动力外出务工引致的留守人员农业劳动供给减少的深层含义。从实证结果来看,有劳动力外出的家庭提供的农业劳动少,无成员外出的则会进行更多的农业劳作。这意味着农村可能出现了家庭之间的劳动分工,不同人地比例和比较优势的农业家庭会据此进行合理化安排。即农业生产有可能朝着专业化发展的趋势进行演进。第三,要高度重视农村劳动力外流可能对农业生产带来的不利影响。人多地少的国情使得我国的农业生产长期以来处于“过密化”,随着农村人口大量外出务工,这一情形得到了有效改善。适度的人口流失能够改善人地比例,有利于规模经营的

实现,同时也有助于提升农业生产效率。但是农业劳动力的过度流失,会造成农业生产“后继无人”。缺乏劳动力的农户家庭为了节省劳动力资源,会越来越倾向利用资本来替代劳动,耕种模式和种植结构也可能趋于简单化和单一化,农业生产朝着“粗放化”经营模式演进,从而损害了农业产业健康发展和粮食安全。尤其是流失的多为年轻人和知识文化水平高的那部分农村劳动力,目前留守农业的多是弱质化群体,导致现代农业发展缺少人才支撑。因而,为了尽可能的缓解外出务工对农业劳动供给的负面影响,除了鼓励有知识有文化、年轻有为的新农人回到农村,还需要大力发展包括农业机械化服务在内的社会化服务体系,从而有效缓解家庭劳动力投入不足带来的负面影响。

致谢 感谢北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)提供的中国家庭追踪调查(CFPS)数据支持。

参考文献 References

- [1] 黄宗智. 中国经济是怎样如此快速发展的?: 五种巧合的交汇[J]. 开放时代, 2015(3), 100-124, 7-8
Huang Z Z. How has Chinese economy developed so rapidly?: The concurrence of five paradoxical coincidences [J]. *Open Times*, 2015(3): 100-124, 7-8 (in Chinese)
- [2] Taylor J E, Martin P L. Human capital: Migration and rural population change[J]. *Handbook of Agricultural Economics*, 2001(1): 457-511
- [3] Rapoport H, Docquier F. The economics of migrants' remittances [J]. *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, 2006(2): 1135-1198
- [4] Zhu Y, Wu Z, Peng L, Sheng L. Where did all the remittances go?: Understanding the impact of remittances on consumption patterns in rural China[J]. *Applied Economics*, 2014, 46(12): 1312-1322
- [5] 卢海阳, 钱文荣. 子女外出务工对农村留守老人生活的影响研究[J]. 农业经济问题, 2014(6), 24-32, 110
Lu H Y, Qian W R. Empirical research of the impact of the migration of adult children on the lives of the elderly left behind[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2014(6): 24-32, 110 (in Chinese)
- [6] 周宏, 王全忠, 张倩. 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[J]. 中国人口科学, 2014(3): 53-65, 127
Zhou H, Wang Q Z, Zhang Q. Research on ageing of rural labor force and efficiency loss of rice production: Based on the perspectives of social service [J]. *China Population Science*,

- 2014(3):53-65,127 (in Chinese)
- [7] Gibson J, McKenzie D, Stillman S. The impacts of international migration on remaining household members: Omnibus results from a migration lottery program [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(4): 1297-1318
- [8] 庞丽华, Scott Rozelle, Alan De Brauw. 中国农村老人的劳动供给研究[J]. *经济学(季刊)*, 2003(2): 721-730
- Pang L H, Scott Rozelle, Alan De Brauw. Labor supply of the elderly in rural China [J]. *China Economic (Quarterly)*, 2003 (2): 721-730 (in Chinese)
- [9] 白南生, 李靖, 陈晨. 子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给: 基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究[J]. *中国农村经济*, 2007(10): 46-52
- Bai N S, Li J, Chen C. Children out for work, transfer income and agricultural labor supply of rural elderly people: Based on study of three villages in Anhui Province [J]. *China Rural Economy*, 2007(10): 46-52 (in Chinese)
- [10] Chang Y M, Huang B W, Chen Y J. Labor supply, income, and welfare of the farm household [J]. *Labor Economics*, 2012, 19 (3): 427-437
- [11] Dermendzhieva Z. Migration, remittances and labor supply in Albania [R]. Belgium: Paper Prepared for Presentation at the World Bank International Conference on Poverty and Social Inclusion in the Western Balkans WBalkans Brussels, 2010
- [12] 周春芳. 经济发达地区农村劳动力非农劳动供给的性别差异分析[J]. *农业经济问题*, 2012(3): 43-49, 111
- Zhou C F. The analysis of elderly agricultural labor supply and it's determinants in developed rural area [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2012(3): 43-49, 111 (in Chinese)
- [13] 杨志海, 麦尔旦·吐尔孙, 王雅鹏. 健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响: 基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. *中国农村观察*, 2015(3): 24-37
- Yang Z H, Tuersun M, Wang Y P. The impact of health impact on agricultural labor supply of elderly in rural areas: Based on empirical analysis of CHARLS data [J]. *China Rural Survey*, 2015(3): 24-37 (in Chinese)
- [14] Cameron L A, Cobb-Clark D A. Old-age support in developing countries: Labor supply, intergenerational transfers and living arrangements [R]. Melbourne: University of Melbourne, 2001
- [15] Acosta P. Labor supply, school attendance, and remittances from international migration: The case of El Salvador [R]. Washington: World Bank Policy Research Working Paper, 2006
- [16] Lokshin M, Glinskaya E. The effect of male migration on employment patterns of women in Nepal [R]. Washington: World Bank Economic Review, 2009
- [17] Chen J J. Migration and imperfect monitoring: Implications for intra-household allocation [J]. *American Economic Review*, 2006, 96(2): 227-231
- [18] Mullan K, Grosjean P, Kontoleon A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China [J]. *World Development*, 2011, 39 (1): 123-133
- [19] Wang Q. Male migration and female labor market attachment: New evidence from the Mexican family life survey [EB/OL]. *International Migration Review*, (2016-06-23), DOI:10.1111/imre.12290
- [20] Konica N, Filer R K. Albanian emigration: Causes and consequences [J]. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2009, 7(1): 75-98
- [21] Taylor J E, Rozelle S, De Brauw A. Migration and incomes in source communities: A new economics of migration perspective from China [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2003, 52(1): 75-101
- [22] Mathenge M K, Smale M, Tschirley D. Off-farm employment and input intensification among smallholder maize farmers in Kenya [J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2015, 66(2): 519-536
- [23] Bowlus A J, Sicular T. Moving toward markets?: Labor allocation in rural China [J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 71(2): 561-583
- [24] Randazzo T, Matloob P. Remittances and household expenditure behavior in Senegal [R]. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2014
- [25] Cao K H, Birchenall J A. Agricultural productivity, structural change, and economic growth in post-reform China [J]. *Journal of Development Economics*, 2013(104): 165-180
- [26] 纪月清, 钟甫宁. 非农就业与农户农机服务利用[J]. *南京农业大学学报: 社会科学版*, 2013(5): 47-52
- Ji Y Q, Zhong F N. Non-farm employment and the input of machinery service [J]. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2013 (5), 47-52 (in Chinese)
- [27] 李琴, 宋月萍. 劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异[J]. *中国农村经济*, 2009(5): 52-60
- Li Q, Song Y P. The effect of labor mobility on agricultural labor of rural elderly and regional differences [J]. *China Rural Economy*, 2009(5): 52-60 (in Chinese)
- [28] 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
- Li M, Zhao L G. Agricultural labor force aging phenomenon and the effect on agricultural production: Evidence from Liaoning Province [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2009 (10): 12-18, 110 (in Chinese)
- [29] 原新, 刘厚莲. 改革开放以来中国农业劳动力变迁研究: 基于人口普查数据的分析[J]. *中国农业大学学报: 社会科学版*, 2015 (4): 76-83
- Yuan X, Liu H L. A study on the migration of agriculture labor force After 1978: Based on the population censuses of China [J]. *Journal of China Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2015(4): 76-83 (in Chinese)
- [30] 张锦华, 刘进, 许庆. 新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留[J]. *管理世界*, 2016(1): 99-109

- Zhang J H, Liu J, Xu Q. New rural cooperative medical system, land circulation and farmland detention [J]. *Management World*, 2016(1):99-109 (in Chinese)
- [31] Kung J K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(2):395-414
- [32] Binzel C, Assaad R. Egyptian men working abroad: Labor supply responses by the women left behind [J]. *Labor Economics*, 2011(18):S98-S114
- [33] Sun L, Chang J, Liu Y, Yang Z. The urban-rural disparities of the elderly labor supply and income in China [J]. *Procedia Engineering*, 2011(15):5274-5278
- [34] 吴海盛. 农村老年人农业劳动参与的影响因素: 基于江苏的实证研究[J]. *农业经济问题*, 2008(5):96-102
- Wu H S. Factors affecting the participation of rural elderly in agricultural labor: Based on the empirical research in Jiangsu Province [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2008(5):96-102 (in Chinese)
- [35] 魏众. 健康对非农就业及其工资决定的影响[J]. *经济研究*, 2004(2):64-74
- Wei Z. The role of health on off-farm employment and wage decision [J]. *Economic Research*, 2004(2):64-74 (in Chinese)
- [36] Ning M, Gong J, Zheng X, Zhuang J. Does new rural pension scheme decrease elderly labor supply?: Evidence from CHARLS [J]. *China Economic Review*, 2016(41):315-330
- [37] Mu R, Van de Walle D. Left behind to farm?: Women's labor re-allocation in rural China [J]. *Labor Economics*, 2011(18):S83-S97
- [38] 弗兰克·艾利思. 农民经济学: 农民家庭农业和农业发展 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2006
- Frank A. *Farmer Economics: Farmer Family Agriculture and Agricultural Development* [M]. Shanghai: Shanghai People's Publishing House, 2006 (in Chinese)
- [39] Knight J, Yueh L. The role of social capital in the labor market in China [J]. *Economics of Transition*, 2008, 16(3):389-414
- [40] 林建浩, 吴冰燕, 李仲达. 家庭融资中的有效社会网络: 朋友圈还是宗族? [J]. *金融研究*, 2016(1):130-144
- Lin J H, Wu B Y, Li Z D. The efficient social networks in household credit: Friendship or kinship [J]. *Finance Research*, 2016(1):130-144 (in Chinese)
- [41] Stock J H, Yogo M. *Testing for weak instruments in linear IV regression* [M]. London: Rothenberg, 2005
- [42] Nichols A. Causal inference for binary regression with observational data [J]. *Stata Journal*, 2007, 7(4):507
- [43] 阮荣平, 郑风田, 刘力. 宗教信仰与社会冲突: 根源还是工具? [J]. *经济学(季刊)*, 2014(2):793-816
- Ruan R P, Zheng F T, Liu L. Religious believing and social conflict: Origion or instrument? [J]. *China Economic Quarterly*, 2014(2):793-816 (in Chinese)
- [44] 钱龙, 钱文荣, 洪名勇. 就近务工提升了农民工城镇化意愿吗: 基于贵阳市的调查 [J]. *农业现代化研究*, 2016b(1):102-109
- Qian L, Qian W R, Hong M Y. Can working in the neighborhood enhance the urbanization willingness of migrant workers: A case study of Guiyang [J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2016, 37(1):102-109 (in Chinese)
- [45] Rosenbaum P, Rubin D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. *Biometrika*, 1983, 70(1):41-55

责任编辑: 王岩