

子女外出务工会加重农村老年人“老而不休”现象吗？*

黄宏伟 潘小庆

[摘要]当前农村老年人劳动参与率日益提高。在新型城镇化背景下，大量农村青壮年劳动力向城镇迁移，可能进一步加重农村老年人的劳动负担。本文从劳动供给的广度和深度出发，利用2015年中国健康与养老追踪调查数据，分析子女外出务工对农村老年人农业劳动参与率和劳动时间的影响，以及采用中介效应模型，验证能否通过土地转出和代际经济支持来弱化子女外出务工对农村老年人带来的劳动负担。结果表明，随着城镇化的深入推进，大量年轻子女外出务工，势必会加重农村老年人的农业劳动负担，引导子女就地就近就业、转出土地和提高代际经济支持是缓解农村老年人农业劳动负担的三个有效手段。

[关键词]子女外出务工 农村老年人 农业劳动供给

[中图分类号] F304.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1003—7470(2020) —11—0136 (09)

[作者] 黄宏伟 讲师 中南财经政法大学公共管理学院 湖北武汉 430073

潘小庆 博士研究生 中南财经政法大学公共管理学院 湖北武汉 430073

一、引言

农村老年人的农业劳动参与率快速提高，“四普”数据显示，60~64岁和65岁及以上的农村老年人劳动参与率分别为45.76%、19.27%，到“六普”，以上两个指标大幅提高，分别达到77.77%、39.19%。农村老年人的“无休止”劳动及其健康、福利隐患令人担忧。而且，农业劳动力的老龄化、人力资本浅化制约了农业现代化进程，^[1]对粮食生产也造成一定影响。^[2]

在《国家新型城镇化规划（2014~2020年）》

指导下，中国城镇化水平和质量稳步提升，农村劳动力向城镇转移规模日益扩大，市民化率也逐渐提高，2019年常住人口城镇化率突破60%，户籍人口城镇化率为44.38%。受城乡二元结构体制下户籍制度及其派生制度、政策的限制，“流动”和“留守”已成为中国农村社会的生活常态。^{[3][4]}农村青壮年劳动力向城镇的大量转移和定居打破了传统家庭养老体系。农村社会保障体系虽已具规模，但保障水平仍然较低，大量的青壮年劳动力外出必然影响留守老年人的生活质量及福利，^{[5][6]}这不仅体现在生

* 本文系国家自然科学基金项目“子女迁移对农村老年人多维贫困的影响研究——基于能力剥夺的视角”（编号：71704190）、中国博士后科学基金面上资助项目“基于微观视角的农村社会养老保险的经济效应研究”（编号：2015M572237）、中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“新型城镇化背景下农村老年人多维贫困问题研究”（编号：2722019JCT031）的阶段性研究成果。

活照料、精神慰藉等方面,^{[7][8]}更表现在老年人的时间利用和农业劳动供给方面。

在实证研究领域,关于子女外出务工对农村老年人劳动供给的影响,现有研究结论尚未达成一致。部分研究发现,子女外出务工会增加农村老年人的农业劳动供给。^[9]表现在两个方面:农业劳动参与率的提高以及农业劳动时间的增加。子女外出务工距离的远近对老年人劳动供给的影响也存在差异。卢海阳、钱文荣通过对实地调查的数据进行统计分析,发现子女流动距离越远,老年人的农业劳动参与率越高。^[10]李琴、宋月萍研究发现劳动力跨省流动显著增加了老年人的农业劳动时间,省内流动的影响则不显著。^[11]另外一部分研究发现,子女外出务工可能降低农村老年人的劳动供给。如,钱龙等研究发现,家庭成员外出务工降低了留守人员(留守女性和留守老年人)的农业劳动参与率,减少了其农业劳动供给时间。^[12]

从理论分析来看,现有研究主要从两方面解释子女外出务工对老年人农业劳动供给的影响。第一,子女外出务工导致农业劳动力减少的劳动力弥补效应。子女外出会直接影响家庭劳动力资源的配置,为了弥补由子女外出导致的农业劳动力缺失,老年人会增加农业劳动供给。^[13]第二,外出务工子女增加对老年人的汇款产生的经济支持效应。^[14]这两个效应在现实中的强弱差异是争议的根源所在。李琴、孙良媛认为劳动力弥补效应是主导效应,^[15]而钱龙等认为代际经济支持效应强于劳动力弥补效应。^[16]

相比于现有研究,本文的边际贡献体现在两个方面。一是提出土地转出效应,补充子女外出务工减少老年人农业劳动供给的理论路径。进入21世纪,劳动力流动造成的重要影响之一就是土地流转,家庭耕地的减少会降低老年人的农业劳动供给,现有研究忽视了子女外出务工促进土地转出从而减少老年人农业劳动供给的土地转出效应。二是引入中介效应模型,从代际经济支持和土地转出两个视角出发,探讨子女外出务工对老年人农业劳动供给的

影响机制,深入挖掘影响的内在机理。此外,本文利用PSM方法作稳健性检验,克服样本自选择问题导致的结果偏差,使相关研究结论更为可靠。

二、理论分析和研究假说

新家庭经济学理论将家庭视为决策单元,认为家庭内部具有单一的效用,家庭成员根据自身的比较优势,合理分工、收入分享、风险共担,实现家庭效用的最大化。由此推断,农村家庭劳动力流动是家庭成员根据比较优势,通过分工实现家庭效用最大化的行为选择,是家庭劳动力资源的优化配置。具体而言,在务工市场开放程度较低、需求较小时,农村家庭成员无人外出,所有劳动力都参与自家农业生产,如果劳动力有剩余,老年父母可能只需要做一些辅助性的农业劳动或赋闲在家;务工市场开放之后,由于家庭中青壮年子女和老年人各自在务工和务农方面的比较优势,农村家庭呈现出“外出”和“留守”共存的格局。此时,由于子女的外出,原来由父母和子女共同耕种的土地,现在留给父母,老年人的农业劳动时间增加,原来退出农业劳动的老年人,现在重新参与到农业生产劳动中。基于此,提出第一个研究假说:

H₁: 子女外出务工加重农村老年人的农业劳动负担。

本文将子女外出务工距离分为:近距离外出(仅有子女在外县内务工)和远距离外出(包括既有子女在外县内务工又有子女在县外务工、仅有子女在县外务工两种情况)。子女外出务工所在地离家距离,不仅影响劳动力配置的灵活性,而且影响家庭资源约束。在其他条件不变的情况下,子女外出务工距离越远,返回家中帮老年人务农的机会成本越大,老年人将被迫付出更多的农业劳动供给。由此,提出第二个研究假说:

H₂: 相比近距离外出,子女远距离外出对农村老年人农业劳动供给的影响更大。

子女外出务工除了会影响家庭的劳动力配置,还可能引发家庭中其他资源约束(如经济收入、农

业生产资料等)的变化,进而影响老年人的农业劳动供给。一方面,外出务工后,子女经济收入会增加,进而可能增加对老年人的经济支持。根据个人劳动供给决策模型,父母得到的来自外出务工子女的经济支持属于非劳动收入,这一收入的增加,会使父母产生减少农业劳动供给的动机,甚至直接退出劳动力市场,享受闲暇。另一方面,随着非农收入的不断增加,农业收入占家庭总劳动收入的比例不断下降,家庭可能重新配置土地资源,比如转出土地、粗放经营或抛荒等,这些都将降低农村老年人的农业劳动负担。^{[17][18]}由此提出第三个研究假说:

H₃: 通过提高代际经济支持和转出土地能弱化子女外出务工对老年人农业劳动供给的增加效应。

三、数据来源、变量选择与描述统计分析

1. 数据来源

本文采用的数据来自2015年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)。该调查项目利用科学的多阶段抽样调查方法,主要以家庭为载体,收集中国45岁及以上中老年家庭有关个人基本信息,家庭结构和经济支持,健康状况,工作、退休和养老金、收入、消费、资产等的数据资料。该项目的样本覆盖全国28个省(自治区、直辖市)的150个县、450个社区(村),样本量大,具有全国代表性。

本文的研究对象为年龄大于等于60岁,且至少有1个健在子女的农村老年人。筛选符合以上条件的样本,并将存在缺失值和异常值的样本剔除后,最终纳入研究的样本数为3328个。

2. 变量说明

(1) 被解释变量。本文从广度和深度两个维度(即劳动参与率和劳动时间)来考察农业劳动供给,设定两个被解释变量:“参与农业劳动”和“农业劳动时间”。关于第一个被解释变量“参与农业劳动”,CHARLS问卷询问了被访者过去一年是否有参与自家农业生产经营活动至少10天。在本文中,如果被访者回答“是”,则取值为1,否则取0。关于第二个被解释变量“农业劳动时间”,问卷也详细询问了

被访者过去一年参与自家农业生产经营活动的月数、每周工作天数以及每天工作小时数,本文按照公式(年工作小时数=过去一年工作月数×4×每周工作天数×每天工作小时数)折算出过去一年老年人参与自家农业生产经营活动的总小时数。

(2) 核心解释变量。本文关注的核心解释变量是子女外出的相关变量,包括“有子女外出务工”、“近距离外出”和“远距离外出”。CHARLS问卷详细询问了老年人每个子女的工作学习情况。关于变量“有子女外出务工”,如果老年人有至少一位健在子女在家庭所在村以外地区工作,则取值为1,否则取0。关于变量“近距离外出”和“远距离外出”,这是有关子女外出务工距离的两个虚拟变量。以没有子女外出务工为参照,如果仅有子女在村外县内务工,“近距离外出”变量取值为1,否则取0,如果有子女在县外务工(包括既有子女在村外县内务工又有子女在县外务工、仅有子女在县外务工两种情况),“远距离外出”变量取值为1,否则取0。

(3) 中介变量。本文要验证子女外出务工是否会通过代际经济支持和土地转出影响老年人的农业劳动供给,选取的两个中介变量分别为代际经济支持和土地转出面积。代际经济支持是指过去一年所有外出务工子女对农村留守父母在经济和物质上(均用金钱衡量)的支持,将二者加总得到代际经济支持总额。土地转出面积用过去一年老年人家庭转出的土地面积来刻画。

(4) 控制变量。除受子女外出务工影响外,老年人的农业劳动供给还受多种因素的影响,如老年人的身体条件、财富水平、家庭负担等,本文主要从老年人的个人情况(包括年龄、性别、婚姻、自评健康、慢性病数目)、家庭情况(包括低保、同住家庭成员人数、子女数、消费型资产、家庭土地面积)和地区情况三方面选取控制变量。

表1前两列给出了所有变量的名称和定义。

表1 变量定义及描述统计结果

变量名称	变量定义	均值
参与农业劳动	2015年参与自家农业生产经营活动至少10天，则取1，否则取0	0.50
农业劳动时间	2015年老年人参与自家农业生产经营活动的总小时数（单位：小时）	527.38
有子女外出务工	2015年老年人至少有一位子女在家庭所在村以外地区工作，则取1，否则取0	0.70
近距离外出	若仅有子女在村外县内务工，则取1，否则取0	0.30
远距离外出	若有子女在县外务工，则取1，否则取0	0.40
年龄	2015年，老年人的年龄（单位：岁）	69.51
性别	男性取1，女性取0	0.54
婚姻	已婚（已婚、有配偶和与他人同居）取1，未婚（丧偶、离异、分居和从未结婚）取0	0.66
自评健康	觉得自己的健康状况较好取1，较差取0	0.64
慢性病数目	医生告知的老年人患有慢性病的数目（单位：种）	1.72
低保	过去一年老年人所在家庭得到了低保，则取1，否则取0	0.14
同住家庭成员人数	和自己住在一起的家庭成员总数（单位：个）	2.09
子女数	老年人目前尚健在的子女个数（单位：个）	3.54
消费型资产	家用设备、耐用消费品等资产价值（单位：万元）	0.62
家庭土地面积	可灌溉的土地面积（单位：亩）	1.98
东部	老年人居住区域：东部=1，其他=0	0.38
中部	老年人居住区域：中部=1，其他=0	0.33
西部	老年人居住区域：西部=1，其他=0	0.29
代际经济支持	2015年老年人从所有子女那里得到的经济支持总额（单位：元）	5042.63
土地转出面积	2015年老年人家庭转出的土地面积（单位：亩）	0.43

3. 描述性统计分析

表1最后一列给出了所有变量的均值。统计分析可知，样本中，一半的农村老年人参与了农业劳动，老年人的年平均农业劳动时间为527.38小时。70%的老年人其子女有外出务工情况，其中，有近距离外出务工子女的老年人占30%，有远距离外出务工子女的老年人占40%。

关于老年人的基本情况：样本老年人的平均年龄为69.51岁，66%的老年人已婚，64%的老年人认为自己的健康状况较好，老年人人均患有1.72种慢性病。

关于老年人的家庭情况：14%的老年人家庭是低保户，与老年人同住的家庭成员数量平均为2.09个（包括老年人自己），反映当前农村老年人空巢现象较为严重。老年人的健在子女数平均为3.54个，家庭的消费型资产价值平均为0.62万元，家庭土地面积平均为1.98亩，过去一年子女对老年人的经济支持平均为5042.63元，家庭转出土地的面积平均0.43亩，老年人的地区分布较为平均，东部、中部和西部样本的比例分别为38%、33%和29%。

四、实证结果与分析

1. 基准回归

被解释变量“参与农业劳动”是二值变量，适用二元Probit模型，模型设定如下：

$$Y_1 = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 Z + \varepsilon_1 \quad (1)$$

被解释变量“农业劳动时间”是大于等于0的连续变量，宜采用删失因变量Tobit模型，模型设定如下：

$$Y_2 = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + \varepsilon_2 \quad (2)$$

以上两式中， Y_1 、 Y_2 分布代表“参与农业劳动”和“农业劳动时间”，X为核心解释变量，Z为控制变量， α_0 、 β_0 为常数项， α_1 、 α_2 、 β_1 、 β_2 为待估参数， ε_1 、 ε_2 为随机扰动项。

根据模型设定，采用stata15.0计量分析软件，得出基准回归结果（见表2）。四个回归模型的 $P > \chi^2 = 0.00$ ，意味着这四个模型整体上均显著。

首先看表2的第(1)列和第(3)列,子女外出务工使农村老年人参与农业劳动的概率提高4.67%,农业劳动时间增加87.95小时,且均在1%的统计水平上显著。因此假说1成立,子女外出务工加重了老年人的农业劳动负担。再看第(2)列和第(4)列,和没有子女外出务工的对照组相比,子女远距离外出对农村老年人的农业劳动供给有显著正向影响,近距离外出的系数虽然为正,但不显著。因此,假说2成立,相比近距离外出,子女远距离外出对农村老年人农业劳动供给的影响更大。

个体特征方面,老年人的年龄、性别、婚姻和健康状况均显著影响其农业劳动供给。老年人年龄越大,农业劳动概率越低,劳动时间越少;与女性老年人相比,男性老年人参与农业劳动的概率更高,劳动时间更多;已婚老年人的农业劳动供给显著高于未婚老年人;健康状况越差,老年人越倾向于退出农业劳动,农业劳动时间也显著更少。

家庭情况方面,家庭经济条件、同住家庭成员人数、土地资源等也显著影响老年人的农业劳动供给。相比较于非低保户老人,低保户老人的农业劳动供给更少,可能的原因是受限于低保户自身资源(包括人力资源、土地资源等);同住家庭人数越多,意味着参与农业劳动的劳动力越充沛,老年人的农业劳动概率显著更低;消费型资产在一定程度上代表了家庭的富裕程度,其系数显著,说明家庭越富裕,老年人参与农业劳动的概率越低,劳动时间越少;家庭土地面积越多,老年人参与农业劳动的概率越高,劳动时间越长。

地区特征方面,东部地区老年人的农业劳动概率最低,劳动时间最少;西部地区老年人的农业劳动概率最高,劳动时间最多。以“有子女外出务工”为核心解释变量的回归结果为例,中部和西部地区老年人的农业劳动概率比东部地区分别高8.86%、17.07%,劳动时间比东部地区分别多81.91小时、287.01小时。

表2 子女外出务工对农村老年人农业劳动供给影响的基准回归

变量	农业劳动概率 (dy/dx)		农业劳动时间 (dy/dx)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
有子女 外出务工	0.0467*** (2.67)		87.9530*** (3.13)	
近距离 外出		0.0253 (1.23)		38.1769 (1.22)
远距离 外出		0.0646*** (3.30)		124.7953*** (4.07)
年龄	-0.0188*** (-15.11)	-0.0186*** (-14.89)	-30.9205*** (-13.80)	-30.3969*** (-13.56)
性别	0.0809*** (4.92)	0.0808*** (4.92)	146.9646*** (5.53)	147.1244*** (5.54)
婚姻	0.1368*** (6.82)	0.1327*** (6.59)	201.5635*** (6.01)	192.7968*** (5.74)
自评 健康	0.0992*** (5.89)	0.0995*** (5.91)	118.9963*** (4.28)	120.1332*** (4.32)
慢性病 数目	-0.0203*** (-3.81)	-0.0200*** (-3.76)	-29.8786*** (-3.43)	-29.3921*** (-3.38)
低保	-0.0531** (-2.34)	-0.0529** (-2.34)	-52.1997 (-1.42)	-51.3447 (-1.40)
同住家庭 成员人数	-0.0243** (-2.25)	-0.0213* (-1.95)	-16.3889 (-0.96)	-9.6985 (-0.56)
子女数	0.0008 (0.14)	0.0001 (0.02)	0.8141 (0.09)	-0.7661 (-0.08)
消费型 资产	-0.0057* (-1.83)	-0.0057* (-1.83)	-15.7878*** (-2.91)	-15.6236*** (-2.89)
家庭土地 面积	0.0054*** (3.14)	0.0052*** (3.06)	8.9783*** (3.44)	8.6476*** (3.31)
中部	0.0886*** (4.68)	0.0867*** (4.58)	81.9072*** (2.91)	78.4085*** (2.78)
西部	0.1707*** (8.79)	0.1680*** (8.63)	287.0145*** (8.72)	281.8368*** (8.56)
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3328	3328	3328	3328

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,括号内为t值。下表同。

2. 稳健性检验——倾向得分匹配法

考虑到子女外出务工的选择可能不是随机的，老年人身体状况、家庭特征等因素可能都会影响子女外出务工的决定。如果在模型中不考虑由子女外出务工的自选择产生的内生性问题，可能影响估计结果的可靠性。因此，本文采用倾向得分匹配法作稳健性检验。其基本思想是，将样本分为处理组和控制组，按照一定规则将两组中倾向得分进行样本配对，然后比较配对后的个体间被解释变量的差异，以实现无偏估计。

本研究将有子女外出务工的老年人样本划为处理组，没有子女外出务工的老年人样本划为控制组。在分析匹配结果之前，对匹配质量进行了检验，结果显示匹配后处理组和控制组间已无显著差异，匹配的效果较好。利用核匹配和半径匹配方法，得出两组间老年人的农业劳动概率和农业劳动时间的平均处理效应 ATT 值（见表 3）。两种匹配方法下，子女外出务工对农村老年人农业劳动概率和农业劳动时间影响的 ATT 值均至少在 5% 的统计水平上显著，基准回归中核心解释变量的系数与核匹配和半径匹配的 ATT 值接近，说明基准回归结果具有稳健性，是可信的。

表 3 子女外出务工对农村老年人农业劳动供给的平均处理效应估计结果

农业劳动概率			农业劳动时间		
匹配类型	ATT 值	未匹配样本		未匹配样本	
		处理组	控制组	ATT 值	处理组
核匹配	0.0503**	0	0	95.6755***	0
半径匹配	0.0475***	0	0	73.8150***	0

五、影响机制分析

子女外出务工可能会改变家庭资源禀赋条件，引发家庭经济、土地等资源的重新配置，进而影响老年人的农业劳动供给。本文主要验证代际经济支持和土地转出面积这两个变量的传导机制。参照温

忠麟等的做法，构造中介效应模型：^[19]

$$Y_{(1,2)} = c_0 + c_1 X + c_2 Z + \mu_1 \quad (3)$$

$$M_{(1,2)} = a_0 + a_1 X + a_2 Z + \mu_2 \quad (4)$$

$$Y_{(1,2)} = b_0 + c'_1 X + b_{(1,2)} M_{(1,2)} + b_3 Z + \mu_3 \quad (5)$$

在这三个方程中： Y_1 、 Y_2 分别代表“参与农业劳动”、“农业劳动时间”两个被解释变量， X 代表核心解释变量， Z 代表一系列控制变量， M_1 、 M_2 代表“代际经济支持”、“土地转出面积”两个中介变量， c_0 、 a_0 、 b_0 为常数项， c_1 、 c_2 、 a_1 、 a_2 、 c'_1 、 b_1 、 b_2 、 b_3 为待估参数， μ_1 、 μ_2 、 μ_3 为随机扰动项。

检验中介效应的显著性。首先，依次回归以上三个方程，如果系数 c_1 、 a_1 和 $b_{(1,2)}$ 都显著，说明 X 对 Y 的影响至少有一部分是通过中介变量 M 实现的。如果系数 c'_1 显著，说明只是部分中介过程，即 X 对 Y 的影响只有一部分是通过中介变量 M 实现的，如果系数 c'_1 不显著，说明是完全中介过程，即 X 对 Y 的影响都是通过中介变量 M 实现的。如果 a_1 和 $b_{(1,2)}$ 至少有一个不显著，做 Sobel 检验，如果显著，意味着 M 的中介效应显著，否则中介效应不显著。在实际运用中， a_1 和 b_1 系数的方向可能一致，也可能不一致，如果不一致，如 a_1 的系数为正， $b_{(1,2)}$ 的系数为负，则可以称这种中介效应为遮掩效应，可以理解为中介变量的存在掩盖了部分或全部的直接效应。

1. 以代际经济支持为中介变量的机制分析

表 4 给出了以代际经济支持为中介变量的机制检验实证结果，其中，模型（1）的核心解释变量是“有子女外出务工”，模型（2）的核心解释变量是“近距离外出”和“远距离外出”。

从模型（1）来看，子女外出务工会显著增加对老年人的代际经济支持（ a_1 显著），代际经济支持显著降低老年人的农业劳动概率（ b_1 显著）、减少其农业劳动时间（ b_2 显著），并且加入代际经济支持变量后，子女外出务工依然显著（ c'_1 显著）。因此，可以证明外出务工子女通过增加对老年人的经济支持降低老年人农业劳动供给的影响机制成立，即代

际经济支持可以弱化子女外出务工增加老年人农业劳动供给的效应。因此，假说3部分成立。

从模型(2)来看，代际经济支持机制在不同子女外出务工距离的情况下也成立。不论子女外出距离

远近，均会显著增加对老年人的经济支持。同时，代际经济支持也会显著降低老年人的农业劳动概率，减少其劳动时间。对比系数大小，相对于远距离外出子女，近距离外出子女对老年人的经济支持更少。

表4

以代际经济支持为中介变量的机制检验

变量	模型(1)			模型(2)		
	代际经济支持	农业劳动概率	农业劳动时间	代际经济支持	农业劳动概率	农业劳动时间
有子女外出务工	1404.3450*** (5.58)	0.0495*** (2.82)	92.8273*** (3.30)			
近距离外出				598.0835** (2.17)	0.0259 (1.27)	39.0745 (1.26)
远距离外出				2047.5255*** (7.38)	0.0697*** (3.54)	133.8189*** (4.34)
代际经济支持		-0.0000** (-2.16)	-0.0031** (-2.25)		-0.0000** (-2.37)	-0.0036** (-2.54)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3328	3328	3328	3328	3328	3328

表5

以土地转出面积为中介变量的机制检验

变量	模型(3)			模型(4)		
	土地转出面积	农业劳动概率	农业劳动时间	土地转出面积	农业劳动概率	农业劳动时间
有子女外出务工	0.1571** (2.21)	0.0478*** (2.74)	90.7969*** (3.24)			
近距离外出				0.0596 (0.83)	0.0249 (1.22)	37.8899 (1.22)
远距离外出				0.2183*** (2.93)	0.0671*** (3.43)	130.2895*** (4.25)
土地转出面积		-0.0123*** (-3.29)	-25.8052*** (-4.00)		-0.0127*** (-3.37)	-26.6394*** (-4.11)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3328	3328	3328	3328	3328	3328

2. 以土地转出面积为中介变量的机制分析

表5为以土地转出面积为中介变量的机制检验实证结果，其中，模型（3）的核心解释变量是“有子女外出务工”，模型（4）的核心解释变量是“近距离外出”和“远距离外出”。

从模型（3）来看，子女外出务工对土地转出面积的影响系数在5%的水平上显著为正，说明子女外出务工可以促进家庭土地的转出。土地转出面积对农业劳动概率和劳动时间的影响系数均在1%的水平上显著为负，说明土地转出可以有效降低老年人的农业劳动供给。因此，通过土地转出可以弱化子女外出务工对老年人农业劳动供给的增加效应。结合上文分析结果，假说3全部成立。

从模型（4）来看，子女远距离外出时，土地转出的中介效应成立。如果子女近距离外出，则不能促进土地转出（ a_1 不显著）。根据检验程序， a_1 不显著，需做Sobel检验。但Sobel检验的结果依然不显著，说明在近距离外出情况下，土地转出中介效应不成立。

六、研究结论和政策启示

1. 研究结论

为探究新型城镇化背景下，农村老年人“老而不休”现象是否会日益严重，本文分析了子女外出务工对老年人农业劳动供给的影响，并验证能否通过代际经济支持和土地转出弱化子女外出务工对农村老年人劳动供给的增加效应。研究结论如下：第一，子女外出务工使农村老年人农业劳动参与率提高4.67%，年农业劳动时间增加87.95小时，随着城镇化的深入推进，大量年轻子女外出务工，势必会加重农村老年人的农业劳动负担。第二，子女外出距离越远，老年人的农业劳动负担增加地越多。因此，引导子女就地就近就业，是缓解农村老年人劳动负担的一个有效手段。第三，土地转出和代际经济支持，在子女外出务工对老年人劳动供给影响中起中介作用，因此，流转土地和提高代际经济支持是缓解农村老年人农业劳动负担的另外两个有效

手段。

2. 政策启示

子女外出务工后，留守老年人被迫提供更多的农业劳动供给，其福利受到损失的同时，也影响农业产业化、现代化发展，威胁国家粮食安全。本文一定程度上对于帮助老年人从繁重的农业生产劳动中解放出来，使其共享城镇化发展成果，提供了可行的思路。政策启示如下：

(1) 因地制宜助力乡村振兴，吸引农民工就地就近就业，减轻老年人劳动负担。随着乡村振兴战略的深入推进，就地就近就业机会不断增多，本地就业的农民工总数也逐年攀升，但增速相对较低，2015～2019年，本地农民工平均每年增长2.39%。^①目前，农村的二、三产业相对薄弱，各地应根据要素发展优势，积极推进休闲农业、乡村旅游、农村电商等新兴产业的落地，带动就业。同时要主动创造吸引外出农民工返乡就业创业的有利条件。农民工返乡就业创业，可以减缓老年人劳动负担，并且可以及时行赡养之责，增进老年人福利。

(2) 加快提高农村老年人的生活质量，降低其对土地的依赖。农村老年人“无休止”劳动的根本原因在于缺乏稳定的生活保障。切实保障老年人的生活，解决其养老问题，是减少其劳动供给，提高生活福利的根本。家庭养老依然占主导地位，全社会应积极倡导赡养之责、孝顺之道，鼓励外出子女通过定时汇款、代买代购等多种方式保障老年人的吃穿用度。同时，社会养老保障水平应稳步提升，保障老年人的基本生活，免去其后顾之忧。

(3) 畅通土地流转渠道，规范有序推进土地流转市场化。从本文实证结果来看，子女外出务工平均仅增加0.16亩土地的流出。这可能是土地流转机制不畅造成的。当地基层政府应加强对土地流转的服务和管理，引导新型职业农民、合作社等主体参与土地流转，扶持规模经营主体，搭建土地流转信

^①根据2015～2019年的《农民工监测调查报告》相关数据计算而得。

息平台，监督土地流转过程的合法合规性，保障农民权益，将农村老年人从繁重的农业劳动中释放出来。

参考文献：

- [1] 聂正彦. 农业劳动力老龄化对农业生产的影响分析——基于甘肃省4市6县调查数据[J]. 国家行政学院学报, 2015, (06).
- [2] 李俊鹏, 冯中朝, 吴清华. 农业劳动力老龄化与中国粮食生产——基于劳动增强型生产函数分析[J]. 农业技术经济, 2018, (08).
- [3] 于建嵘. 农村留守群体：问题、根源与对策[J]. 社会政策研究, 2017, (01).
- [4] 叶敬忠, 王维. 改革开放四十年来的劳动力乡城流动与农村留守人口[J]. 农业经济问题, 2018, (07).
- [5] 叶敬忠, 贺聪志. 农村劳动力外出务工对留守老人经济供养的影响研究[J]. 人口研究, 2009, (04).
- [6] 左冬梅, 李树苗. 基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利——基于劳动力流入地和流出地的调查[J]. 公共管理学报, 2011, (02).
- [7] 舒玢玢, 同钰莹. 成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在, 不远游”[J]. 人口研究, 2017, (02).
- [8] 唐浩, 施光荣. 劳动力外出务工对农村老年人生活满意度的影响研究[J]. 中央财经大学学报, 2014, (12).
- [9] 畅红琴, 董晓媛. 中国农村劳动力外流对留守家庭成员时间分配的影响[J]. 世界经济文汇, 2009, (04).
- [10] 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, (06).
- [11] 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, (05).
- [12] [16] 钱龙, 张忠明, 李宁. 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[J]. 中国农业大学学报, 2018, (02).
- [13] 乔晓春, 张恺悌, 孙陆军. 中国老年贫困人口特征分析[J]. 人口学刊, 2006, (04).
- [14] 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).
- [15] 李琴, 孙良媛. 家庭成员外出务工对农村老年人劳动供给的影响——基于“替代效应”和“收入效应”[J]. 学术研究, 2011, (04).
- [17] 蒲艳萍. 劳动力流动对农村经济的影响——基于西部289个自然村的调查资料分析[J]. 农业技术经济, 2011, (01).
- [18] 钱龙, 陈会广, 叶俊杰. 成员外出务工、家庭人口结构与农户土地流转参与——基于CFPS的微观实证[J]. 中国农业大学学报, 2019, (01).
- [19] 温忠麟, 张雷等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (05).

责任编辑：
付 姚
校 对：