

外出务工对耕地撂荒的影响及机制分析

——基于社会资本的中介效应检验

张禹书¹,张应良²

(西南大学 1. 经济管理学院;2. 农村经济与管理研究中心,重庆 400715)

摘要:耕地撂荒是农业生产中存在的一种土地利用变化现象,基于2017年中国流动人口动态监测调查数据,从社会资本视角出发考察农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响。研究发现,农村劳动力外出务工能够缓解耕地撂荒的发生,在利用工具变量处理内生性问题后,结论依然成立。机制分析表明,社会资本作为一种非正式制度,在农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响中发挥中介效应。异质性分析结果显示,在高收入组中,劳动力外出务工对耕地撂荒的缓解作用更大;但随着外出务工距离的增加,作用于耕地撂荒的缓解效应将会逐步减弱。为此,政府部门可通过有序引导农村劳动力就近转移,深化外出务工人员社会资本积累来缓解耕地撂荒的发生。

关键词:劳动力外出务工;耕地撂荒;社会资本;非正式制度

中图分类号:F301.21 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2023)02-0127-12

一、引言

耕地作为人类生存和发展的重要资源,在确保粮食安全、维护社会稳定上发挥着重要的战略作用。近年来,世界各国对于耕地利用程度明显不足,全球化撂荒趋势显著增长^[1]。国家基础地理信息中心课题组研究显示,2017年全国95%的县级行政单元存在耕地撂荒现象。其中,撂荒率超过10%的县级行政单元占全国总数的30.23%^[2]。作为粮食生产的重要载体,耕地利用方式的变化直接决定了粮食生产能力,面对当前紧张的贸易摩擦以及疫情冲击等诸多风险因素影响,如何稳固国家十八亿亩耕地保护红线避免耕地资源浪费,满足粮食安全的民生诉求,已成为中国土地可持续利用管理中的紧迫问题。

耕地撂荒的发生实质上是耕地利用净收益边际化的过程,现有研究更多是依据“新迁移经济学”(NELM)框架进行分析,认为农村地区劳动力转移是引致耕地撂荒的主要原因^[3-4]。不可否认,农村劳动力外出务工所造成的有效劳动力短缺对于农业生产来说是一种负面影响,但外出务工提高了农户家庭收入,进一步刺激了农户从事农业生产性投资、社会资本投资以及农业要素投入,缓解了农户生产所面临的“流动性约束”,因而一些非农劳动力占比较高的农户家庭,更少发生耕地撂荒^[5]。另有研究指出农村劳动力外出务工与耕地撂荒之间的关系尚不明确,两者之间还存在倒U型关系^[6-7],由此可见,外出务工是否必然导致耕地撂荒问题,学界仍然存在广泛的

作者简介:张禹书,西南大学经济管理学院,博士研究生。

通讯作者:张应良,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新形势下提升中国粮食产业战略竞争力的重点方略与路径选择”(20AGL023),项目负责人:张应良;国家社会科学基金重点项目“实施藏粮于地、藏粮于技战略研究”(21AZD032)项目负责人:张应良。

争议。但是耕地撂荒对于国家粮食安全以及经济发展的弊端不容小觑,即便政府部门推行了一系列的制度措施激活土地市场属性,无论是农村土地“三权分置”改革还是农地确权,都在一定程度上推动了土地流转。然而,制度改革更多表现为一种慢变量,缓解耕地撂荒作用有限。相反,土地承包权的固化客观上还拔高了交易成本,限制土地流转市场的发展,增加了耕地撂荒的可能;加之农村地区要素市场发育滞后,难以充分适配农村生产力的发展,绝大多数农户会选择具有熟人关系的乡邻达成“口头流转协议”,可见,社会资本对于正式制度的有效替代在农户生产经营活动中发挥着重要功能^[8]。尤其是外出农户家庭,受到人情、面子、与土地情怀的影响,更倾向于利用社会资本避免自家耕地撂荒^[9]。而社会资本作为一种非正式制度,是人与人长期交往中形成的,我国又是一个高度重视人情化的社会,随着农户从农村向城市转移,根植于传统乡土文化的社会资本在吸纳了一系列城市新鲜元素后,逐渐形成了由血缘、乡缘、友缘相互交织,以及功能结构具有现代社会性质的新网络,这种社会资本的拓展与延伸一定程度上优化了外出农户家庭资源配置方式^[10]。然而,现有研究在探讨劳动力外出务工与耕地撂荒之间的影响时,鲜有研究从社会资本视角探讨可能存在的作用关系,且在一定程度上忽视了外出务工所带来的社会资本拓展效应。因此,本文以社会资本视角为切入点,实证检验农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响关系。

二、研究假说

(一)农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响

外出务工是农户家庭基于内部成员比较优势进行的劳动分工配置,以获取最大收益或是降低家庭风险为导向。相比那些留守本地的农户而言,外出务工农户将会获得更高的经济收益,这些收入不仅可用于改善自身和其他家庭成员的生活质量,更有助于农户家庭在农业生产和非农项目上进行更具收益性的投资活动^[11]。部分学者关注到,即便劳动力存在长期性的外出“离农”,当劳动力的非农就业收入被汇款用作农业生产投资时,也会对家庭农业生产产生积极作用^[12]。通常具有较高收入水平的农户更愿意参与耕地生产设施建设,而低收入农户支付意愿则相对较弱^[13],故外出务工农户在提升家庭收入的同时,一定程度上能够改善耕地生产条件。此外,农户家庭中存在较多非农就业成员时,耕地流转的意愿愈发强烈,但农户之间信息互动通常受信息流动所驱动,受制于不同地区村庄资源禀赋以及经济环境的影响,耕地重要信息溢出以及相关知识的传播较难在相对闭塞的乡村范围内发挥作用,当农户外出务工后,能够从就业伙伴或相关组织那里得到更精确的信息来源降低信息搜集成本,通过土地乡邻间转出或是跨村流转等方式,能够有效提升土地资源利用效率^[14]。基于以上分析,本文提出假说1。

H1:农村劳动力外出务工可以缓解耕地撂荒的发生。

(二)农村劳动力外出务工、社会资本与耕地撂荒

布迪厄(Pierre Bourdieu)认为社会资本就是“实质的或潜在的资源的集合体”,这些资源是对某些关系网络持久性的占有^[15]。一般而言,在农村劳动力外出务工后,基于乡俗惯性的保留需要,会促使其更积极地加入流入地诸如老乡会这类社会组织。这种跨地域的社会网络组织主要是以乡籍为纽带,以个体参与某些团体获得身份归属为基础,通过非市场化方式克服城市生活中的信息传递瓶颈和资源获取障碍,降低了乡城迁移中的外部风险,对于外出群体在流入地的主观生活质量也将产生积极作用^[16-17]。考虑到社会资本一般又是嵌入在集体层面的社会网络中,当外出务工农户加入此类社会组织后,可由其利用的社会资源也更为丰富。例如,相比于未加入此类组织的外出务工群体,拥有“职业网”和“饭局网”这类社会资本的外出务工人员有着更为丰厚的收入和宽泛的信息来源^[18]。由此可见,对于外出务工农户而言,出于收入提升或是资源汲取都会促使其拓宽自身社会网络形成社会资本积累,基于以上分析本文提出假说2。

H2:农村劳动力外出务工可以促进社会资本积累。

中国农村社会是一个非常强调“关系网络”的社会综合体,尤其是在人情关系、宗族纽带相互交织的复杂环境下,社会资本对于正式制度发展落后地区的经济活动产生着重要替代作用。在涉及土地流转问题时,社会资本这种非正式制度不仅能够降低流转成本促进土地的有效流转,还能在一定程度上保护农户权益^[19]。主要是,社会资本能以信息共享方式克服流转市场中的信息不对称问题,例如,农户家庭成员有任职地方干部时,流转土地的概率会更高^[20]。一般而言,这种具有较高社会资本的农户家庭,其关系网络、人脉资源相对广泛,能在耕地流转交易过程中具备更高的议价能力^[21]。因此,当农户外出务工后,更优质的社会网络有助于农户获得更多的要素资源,增强参与土地流转的意愿。但随着迁移范围的扩大,农户外出务工成本和迁移风险随之增加,可利用的社会资本存量也会受到一定影响^[22]。由此来看,社会资本的实质就是个人能够从社会联系中所能获得资源的能力,当外出农户掌握更多的社会资本后,所带来的收入提升与信息溢出效应能够优化家庭资源配置能力,减少耕地撂荒行为的发生。基于以上分析,本文提出假说3和假说4。

H3:社会资本可以缓解耕地撂荒的发生。

H4:社会资本在农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响中发挥中介效应。

三、数据来源与模型分析

(一)数据来源与说明

本文实证分析数据来源于中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS)。这一全国性流动人口抽样调查数据由国家卫健委组织实施完成,该调查覆盖了31个省(区、市)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地。2017年中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据抽样调查样本量为169 989个,其中农业户籍样本量为132 555个。由于本文关注的是在老家仍保留有承包地且存在外出务工行为的农户家庭,首先从农业户籍样本中开展筛选,被访者回答户籍地老家有承包地的样本量为75 392个,在此基础上删减了身份信息有误、关键变量缺失的样本,最终得到了75 381个基准家庭样本。

(二)变量选择与描述性统计

1. 被解释变量 本文的被解释变量为“耕地是否撂荒”,CMDS 2017 问卷向被访者询问两个问题:第一,“您户籍地老家是否有承包地?”被访者在是、否、不清楚三个选项中选择。若被访者回答“是”,接着进行问卷询问“您家承包地谁在耕种?”被访者回答的选项包括自己/家人耕种、雇人代耕种、亲朋耕种、转租给私人、转租给村集体、转租给企业、撂荒、种树、其他等9 项目内容进行单选。因此,本文将耕地撂荒赋值为1,对于其他形式例如自己、家人及亲朋耕种、转租给私人、村集体和企业等情况则赋值为0。

2. 核心解释变量 本文的核心解释变量基于CMDS 2017 问卷向被访者询问“您本次流动的原因是什么?”,被访者在务工/工作、经商、家属随迁、照顾自家老人、照顾自家小孩、婚姻嫁娶、拆迁搬家、投靠亲友、学习培训、参军、出生、异地养老、其他等11 项内容中进行单选;将务工/工作赋值为1,其余家属随迁、照顾家人、投靠亲友等选项赋值为0。同时,以被访者家庭为单位,是否至少有1人满足上述条件作为筛选依据。此外,为确保变量准确、有效性,基于上述选择中务工人员再次进行问卷匹配。根据CMDS2017 问卷询问内容“您现在的主要职业”匹配出当前仍在从事上述活动的人员,作为最终核心解释变量。

3. 中介变量 如何定义和测度社会资本一直是学术界相关研究的重点。社会资本作为一种非正式制度,是建立在以市场为基础的交换和分配体系上,赋予相互间补充替代关系。权威学者将社会资本定义为社会网络、信任、规范三个维度进行研究,即社会网络决定了关系的范围,信

任和规范决定了关系的强弱程度^[23]。已有研究在考察外出务工劳动力的社会资本时,将其划分为典型的城乡二元结构,即进城前在乡土社会形成的“原始社会资本”和进城后建立的“新型社会资本”^[24],后续研究在此基础上提出诸如“整合型”“跨越型”“黏连型”“桥接型”社会资本的改进,将亲缘、人缘、地缘以及不同群体之间的社会互动也归纳为社会资本^[25]。

为测度社会资本的整体情况,本文在基于社会网络、信任、规范三个维度上进行调整,借鉴学者研究印度农田灌溉与社会资本之间的关系^[26],从冲突水平、当地人际关系、公共会议参与、地区信任度四个维度进行社会资本的衡量,并赋予每个维度 1/4 的权重,构建调整后符合农业生产的社会资本测度指标。因此,本文根据 CMDS2017 问卷调查内容选择“2016 年以来您是否主动参与捐款、无偿献血、志愿者活动等”“2016 年以来您在本地是否参加过老乡会的活动”“2016 年以来您在本地是否参加过家乡商会的活动”“2016 年以来您是否参与党/团组织活动,参与党支部会议”“2016 年以来您是否给所在单位/社区/村提建议或监督单位/社区/村务管理”,作为相应的测量指标。考虑到部分外出务工劳动力参与社会组织存在多项选择,或是仅参与了某种单独活动的情况。因此,将参与商会和老乡会合并作为衡量当地人际关系的指标。本文所使用的社会资本的维度、定义、赋值规则与权重详情见表 1。

表 1 社会资本的维度、定义、赋值规则与权重

社会资本维度	定义	赋值规则	权重
冲突水平	邻里关系中,是否与周围人群和谐相处	没有参与=0;	1/4
当地人际关系	家庭成员是否加入相关社会组织 ^a	偶尔参与=1;	1/4
公共会议参与	家庭成员是否参与公共会议	有时参与=2;	1/4
地区信任度	是否积极配合所在地区履行监督管理责任义务	经常参与=3;	1/4

注:a 对于样本数据中同时参与老乡会和商会的农户赋值为 3,考虑到外出务工劳动力多为从事劳务工作自主经商较少,对于只参加老乡会农户赋值为 2,只参加商会农户赋值为 1,都不参加则赋值为 0

4. 控制变量 本文主要控制变量包括外出农户个人特征、家庭特征、流入地特征、流出地特征。外出农户个人特征方面的变量主要包括年龄、性别、受教育程度和职业、收入、流动时间和流动范围,外出农户家庭特征方面的变量主要包括同住家庭人员数、婚姻状况,流出地特征方面的变量主要包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红、是否参加农村医疗保险、是否参加城乡医疗保险,流入地特征方面的变量主要包括是否有城市有效证件、是否参加城市医疗保险、外出流动时间。

地形起伏度。虽然本文在基准模型的基础上进一步控制了个人特征、家庭特征以及流出地特征的控制变量,但仍可能遗漏一些关键变量。通常,耕地受制于地形条件,尤其山区地区存在多种不利于耕地生产的条件,耕地撂荒的可能性更高^[27]。本文进一步控制与耕地撂荒相关的地形起伏度作为控制变量,地形起伏度是指在一个特定区域内,平均海拔高度水平面上的地形起伏程度。借鉴已有研究方法^[28],计算出全国县域地形起伏度,并与全国样本中外出务工劳动力的户籍地进行匹配。计算公式为:

$$RDLS_i = \frac{ALT_i}{1000} + \left\{ RALT_i \times \left[\frac{1 - P(A)_i}{500 \times A_i} \right] \right\} \quad (1)$$

式中:RDLS_i 为地形起伏度;ALT_i 为县域内的平均海拔,单位米;RALT_i 为县域内的平均高差,单位米;P(A)_i 为县域内的平地面积,单位公里;A_i 为县域总面积,单位平方公里。研究以地貌类型中海拔高度 500 米作为基准山体高度,计算结果中地形起伏度数值为 1 的几倍则表明地形起伏度为几个基准山体高度。变量的具体描述性统计结果见表 2。

5. 工具变量 当前在研究劳动力迁移影响土地流转或是农业生产行为时,多以家庭迁移人数、转移劳动力受教育程度、合同签订、社区或村级迁移网络等作为工具变量来解决内生性问题^[29]。考虑到以上工具变量部分已经作为本文控制变量纳入模型中,另有变量数据缺失,本文

选取 CMDS 2017 问卷中“在您首次外出前,父母是否有过外出务工经历”作为外出务工的工具变量。父母长期外出务工不仅会对留守子女的身心发育造成影响,还会对其学业造成严重的负面效应,甚者发展到辍学的地步^[30]。父母外出务工在一定程度上提升了家庭经济收益,在增加支付能力的同时,也潜移默化地影响到子女外出务工的意愿。由此来看,被访者第一次务工前,父母是否具有外出务工行为与自身是否外出务工具有较强的相关性,满足工具变量的相关性要求。再者,农户耕地是否撂荒是家庭内部分工的决策结果,并不会直接受到父母曾经外出务工的影响。因此,该变量符合工具变量的外生性和相关性两个条件。

表 2 变量定义与描述性统计

变量	定义	平均值	标准差
耕地撂荒	被访者老家 ^a 承包地是否撂荒:是=1,否=0	0.068 5	0.252 6
农村劳动力外出务工	离开户籍地是否为外出务工:是=1,否=0	0.867 6	0.338 9
社会资本	外出务工劳动力在冲突水平、当地人际关系、公共会议参与、地区信任度 4 个方面的赋权均值结果	0.286 9	0.375 5
年龄	被访者年龄(岁)	41.830 8	10.817 3
性别	被访者性别:男=1,女=0	0.571 9	0.494 8
受教育程度	被访者学历:大专及以上=4,高中=3,初中=2,小学=1,未上学=0	2.172 5	0.880 4
群团组织	被访者属于群团组织:党员=1,团员=2,均不是=3	2.878 9	0.419 4
婚姻状况	被访者是否未婚:是=1,否=0	0.849 8	0.357 3
耕地面积	老家承包耕地面积(亩)	2.123 6	7.248 1
地形起伏度	县域内平均海拔高度水平面上的地形起伏程度(米)	0.658 6	0.818 6
家庭规模	被访者同住家庭成员数(个)	3.317 2	1.179 5
收入水平	被访者家庭人均收入(万元)	0.681 2	0.504 6
新型农村合作医疗保险	被访者是否参加了新型农村合作医疗保险:是=1,否=0	0.777 6	0.415 9
城乡居民合作医疗保险	被访者是否参加了城乡居民合作医疗保险:是=1,否=0	0.038 3	0.192 0
城镇居民医疗保险	被访者是否参加了城镇居民医疗保险:是=1,否=0	0.030 7	0.172 5
城镇职工医疗保险	被访者是否参加了城镇职工医疗保险:是=1,否=0	0.153 1	0.360 1
老家是否有宅基地	被访者老家是否有宅基地:是=1,否=0	0.849 1	0.358 0
村集体分红	被访者是否有老家村里分配的集体分红:是=1,否=0	0.028 5	0.166 4
外出流动时间	被访者外出流动时间(年)	12.057 6	7.919 3
流动范围	被访者流动范围:市内跨县=1,省内跨市=2 跨省=3	2.286 9	0.773 8
自评健康	“您的健康状况如何?”健康=1,不健康=0	0.967 7	0.176 7
城市有效证件	“您是否办理了暂住证/居住证?”是=1,否=0	0.719 5	0.618 5
个人社会保障卡	“您是否办理了个人社会保障卡?”是=1,否=0	0.455 3	0.498 0
父母曾经外出务工	被访者第一次外出务工前,父母是否具有外出务工行为:是=1,否=0	0.213 6	0.409 8

注:问卷中涉及的被访者老家均是指户籍所在地

(三) 计量模型设定

1. 基准模型 根据数据描述统计分析,由于本文的被解释变量为“耕地是否撂荒”,此类变量为典型的二元变量,适合采用二元 Probit 模型进行回归分析。本文重点研究农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响,借鉴已有研究的基础上,设定基准模型表达式为:

$$ACL_i = \alpha_0 + \beta MW_i + \delta controls_i + \epsilon_i, ACL_i = \begin{cases} 1, ACL_i > 0 \\ 0, otherwise \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中: ACL_i 表示第 i 个农户家庭的耕地撂荒行为; MW_i 表示农户家庭成员外出务工; $controls_i$ 表示一系列控制变量,包括外出务工劳动力个人特征、家庭特征、流入地特征、流出地特征以及区域情况等; α_0 表示常数项。

2. 机制分析 依据前文所述,农村劳动力外出务工通过影响农户社会资本来进一步影响耕地撂荒行为。本文参考国外学者研究方法^[31],建立如下中介效应模型:

$$ACL_i = \alpha_0 + \alpha_1 MW_i + \sum_{N=1}^N \alpha X_i + \mu_i \quad (3)$$

$$Social_i = \beta_0 + \beta_1 MW_i + \sum_{N=1}^N \beta X_i + \nu_i \quad (4)$$

$$ACL_i = \gamma_0 + \gamma_1 MW_i + \sum_{N=1}^N \gamma X_i + \tau_i \quad (5)$$

其次,对于模型中变量说明。 α 、 β 、 γ 表示待估参数, μ_{it} 、 ν_{it} 、 τ_{it} 表示随机扰动项。主要变量指标中因变量 ACL_i 为耕地撂荒;自变量 MW_i 表示农村劳动力外出务工, $Social_i$ 代表社会资本;其余控制变量统一用 X_i 表示,并与前文章节中控制变量内容一致。

四、实证结果与分析

(一)基准回归模型

表 3 反映了基准模型的回归结果,其中,回归 1 是使用 LPM 模型估计得到的结果,回归 2 是使用 Probit 估计得到的结果,回归 3 是使用 Probit 模型估计得到的平均边际效应。回归 1 中 LPM 模型估计结果显示,变量农村劳动力外出务工每上升一个百分点,家庭耕地撂荒将会降低 0.019 1。由回归 2 中 Probit 模型估计结果可知,农村劳动力外出务工将会降低耕地撂荒概率 13.35%,且在 1%水平上显著。此外,回归 3 中的 Probit 模型估计结果中外务工变量的平均边际效应为-0.016 9,同样说明农村劳动力外出务工将有助于缓解农户耕地撂荒行为的发生,这与 LPM 模型的估计结果相一致。可以看出,在选用两种估计模型得出的结果均反映出相似的结果,这也再次验证了回归结果的稳健性。

控制变量对农户耕地撂荒行为的影响方向与预期基本一致。值得关注的是,外出务工农户家庭中,其耕地撂荒行为与受教育程度的影响呈负相关关系,即外出劳动力受教育程度越高,农户家庭发生耕地撂荒的可能性更低。已有研究指出受教育程度较高的劳动力更有能力获得与管理农业活动有关的信息和知识,这些信息和知识以技术替代劳动的方式提高了农业生产效率^[32]。相比而言,具有良好的教育背景的劳动力外出务工后,较强的学习能力更容易接受新的知识信息以及技术采纳,因此受教育程度越高的外出劳动力其使用技术替代可能性更高,将在一定程度上缓解耕地撂荒,也进一步从侧面验证了回归结果的稳健性。

表 3 农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响:基准模型估计结果

变量	回归 1(LPM)		回归 2(Probit)		回归 3(Probit)	
	系数	标准误	系数	标准误	边际效应	标准误
农村劳动力外出务工	-0.019 1***	0.003 2	-0.133 5***	0.021 0	-0.016 9***	0.002 7
年龄	0.000 3***	0.000 1	0.002 1**	0.000 8	0.000 3**	0.000 1
性别	-0.000 5	0.002 0	-0.003 6	0.014 9	-0.000 5	0.002 0
受教育程度	-0.009 7***	0.001 3	-0.074 6***	0.015 5	-0.009 5***	0.001 3
党员	-0.005 8**	0.002 3	-0.045 0**	0.010 2	-0.005 7***	0.002 2
婚姻状况	-0.027 0***	0.003 3	-0.188 6***	0.023 3	-0.023 9***	0.003 0
耕地面积	-0.000 2**	0.000 1	-0.004 3**	0.002 1	-0.000 5**	0.000 3
地形起伏度	0.032 4***	0.001 2	0.216 1***	0.006 8	0.027 4***	0.000 9
家庭规模	0.009 3***	0.001 0	0.063 3***	0.006 7	0.008 0***	0.000 8
收入水平	0.000 5	0.001 9	0.007 1	0.014 8	0.000 9	0.001 9
新型农村合作医疗保险	-0.013 6***	0.003 1	-0.101 8***	0.024 2	-0.012 9***	0.003 0
城乡居民合作医疗保险	0.028 7***	0.006 5	0.161 9***	0.039 2	0.020 6***	0.005 0
城镇居民医疗保险	-0.007 3	0.006 2	-0.052 3	0.044 9	-0.006 6	0.005 7
城镇职工医疗保险	-0.009 8***	0.003 4	-0.071 7**	0.028 2	-0.009 1**	0.003 5
老家是否有宅基地	-0.003 7***	0.002 7	-0.016 3***	0.020 1	-0.002 1	0.002 5
村集体分红	0.009 7*	0.005 9	0.061 1	0.040 7	0.007 8	0.005 2
外出流动时间	0.000 8***	0.000 1	0.006 9***	0.001 0	0.000 9***	0.000 1
流动范围	0.004 1***	0.001 2	0.030 7***	0.009 7	0.003 9***	0.001 2
自评健康	-0.043 0***	0.006 9	-0.238 7***	0.035 4	-0.030 3***	0.004 5
城市有效证件	-0.006 3***	0.001 6	-0.049 1***	0.012 6	-0.006 2***	0.001 6
个人社会保障卡	0.014 8***	0.002 1	0.109 6***	0.015 8	0.013 9***	0.002 0
常数项	0.115 2***	0.012 7	-1.240 3***	0.090 1		
Wald 卡方值			1 723.70			
观测值	7538 1		75 381		75 381	
Pseudo R ²			0.039 2			

注:①表中回归 3 报告的为边际效应,而非系数;②省份虚拟变量的估计结果略,回归结果为稳健标准误;③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平

(二)内生性问题的解决

工具变量的估计结果。考虑到二值选择模型可能存在内生性问题导致估计结果出现偏误,本文选择使用工具变量进行内生性问题处理,估计结果如表4所示。

表4 农村外出务工对耕地撂荒的影响:工具变量法

变量	农村劳动力外出务工(第一阶段)	耕地撂荒(第二阶段)
农村劳动力外出务工		-2.940 2*** (0.316 7)
父母曾经外出务工	-0.065 3*** (0.003 1)	
控制变量	已控制	已控制
常数项	0.576 6*** (0.015 2)	0.213 8 (0.191 4)
观测值	75 381	75 381
Wald 检验值		0.000 2

注:①表中括号内数字为稳健标准误;②省份虚拟变量的估计结果略;③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平

第一阶段模型以家庭是否有劳动力外出务工作为被解释变量,第二阶段模型以耕地是否撂荒为被解释变量。IV-Probit 的估计结果显示,对外生性原假设的 Wald 检验其 p 值为 0.000 1,故可以在 1%的水平上认为劳动力外出务工为内生变量。从第一阶段模型的估计结果可以看出变量父母曾经外出务工和农村劳动力外出务工这一内生变量高度相关,且第一阶段模型估计的 LR 检验拒绝了零假设,基本排除了弱工具变量的可能性。第二阶段模型的估计结果表明,有劳动力外出务工会显著减缓耕地撂荒的发生,其外生性原假设 Wald 检验结果中 p 值为 0.000 2,故可在 1%水平上将其作为内生变量。与前文基础回归结果相比,使用工具变量法解决内生性问题后,外出务工变量回归系数有明显的提高且估计系数方向一致。由此说明,若忽视内生性问题,劳动力外出务工对耕地撂荒的影响将会被低估。

(三)稳健性检验

1. 估计偏误的测算 本文通过借鉴已有研究所选取的控制变量,在一定程度上减少了估计偏误,对于可能存在的一些不可测量变量导致估计结果出现偏误,本文利用可观测变量计算不可观测变量造成估计偏误的可能性,主要做法分为三步^[33]。首先,建立两组回归,一组是不加入控制变量或只加入少数(“老家是否拥有宅基地”“村集体是否分红”)受约束控制变量的回归,另一组是加入全部控制变量的回归,然后分别计算两组回归中关键解释变量的系数 β^R 和 β^F (R 代表包含部分控制变量组, F 代表包含全部控制变量组)。其次,计算统计量 F 值,计算公式为: $F = |\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$ 。最后,根据 F 值是否大于 1 来判断稳健性,若 F 值大于 1,则结果稳健。 F 值越大,说明不可观测因素对目前的估计结果造成的偏误越小。具体分析 F 值的构成不难发现, $|\beta^R - \beta^F|$ 越小,受约束控制组和全控制变量组的系数越相近,说明已知的控制变量对估计结果的影响越小,若要改变目前的基本结论则需要加入更多的控制变量;而 β^F 越大,表示那些可能需要控制的未知变量的影响效力要越大才能够影响到现有估计结果的稳健性。依据上述原理,本文计算了 F 值,并展示于表 5 中。

表5 稳健性检验 1:潜在估计偏误的测算及排除

	受约束控制组	全控制变量组	对应的 F 值
情形一	不加控制变量	加入表 2 中全部控制变量,不包含地形起伏度	2.01
情形二	不加控制变量	加入表 2 中全部控制变量	2.03
情形三	加入“老家是否拥有宅基地”“村集体是否分红”	加入表 2 中全部控制变量,不包含地形起伏度	2.16
情形四	加入“老家是否拥有宅基地”“村集体是否分红”	加入表 2 中全部控制变量	2.24

针对耕地撂荒这一被解释变量,分别分为两个包含受约束控制变量组和两个包含全部控制变量组的回归。由表可知,上述四种情形之下的F值介于2.01和2.24之间,平均值为2.11,所有F值均大于1。也就是说,如果要提升表3中回归2(Probit)模型估计结果的稳健性,那么未知的或者无法观测的变量的数量至少需要达到目前所有控制变量数量的2.01倍,但这样的可能性较小。因此本文认为目前估计结果是高度稳健的。

2. 子样本回归考虑到基准回归所使用的数据为全国范围的样本数据,而耕地撂荒多是发生在我国山区丘陵地带,有可能对估计结果造成偏误。根据世界保护监测中心(UNEP-WCMC)关于山区的定义,即县域范围内局部高差大于300米的区域,从全国范围的样本数据中根据户籍地地形起伏度提取出县域样本59175个农户,使用Probit模型和LPM模型对模型进行估计,表6中估计结果同基准回归一致。此外,模型(6)中还将家庭中外出务工人数/劳动力人数占比作为核心解释变量的替代变量,估计结果仍具有较高的稳健性。

表6 稳健性检验2:子样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LPM	LPM	Probit	Probit	Probit	Probit
农村劳动力 外出务工	-0.034 9*** (0.003 7)	-0.024 0*** (0.003 9)	-0.209 8*** (0.020 3)	-0.149 1*** (0.022 3)	-0.021 8*** (0.003 2)	-0.055 3** (0.024 2)
地形起伏度		0.025 0*** (0.001 3)		0.156 6*** (0.007 3)	0.022 8*** (0.001 0)	0.161 4*** (0.008 5)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.111 3*** (0.003 5)	0.142 2*** (0.014 4)	-1.219 7*** (0.018 6)	-1.078 1*** (0.095 9)		-0.927 6*** (0.0944)
观测值	59 175	59 175	59 175	59 175	59 175	59 175
R ²	0.001 9	0.017 7				
Pseudo R ²			0.003 1	0.029 4		0.025 2

注:①列(1)~(2)为LPM模型估计结果,列(3)~(6)为Probit模型估计结果,式(5)为平均边际效应,式(6)为替换解释变量后的估计结果;②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;③省份虚拟变量的估计结果略,括号内数字为稳健标准误

3. 倾向得分匹配。为了解决样本的自选择问题,本文使用倾向得分匹配法(PSM)再次估计农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响。为此,将存在外出务工的农户家庭设定为实验组,没有该类活动经历的农户设定为控制组。通过运用最近邻匹配、半径匹配、核匹配和马氏匹配法这四种匹配方法之后得到的实验组与控制组的平均处理效应(ATT),可以得出农村劳动力外出务工能够明显的缓解耕地撂荒的发生,由此进一步验证了本文估计结果的稳健性,具体数据结果呈现于表7。

表7 稳健性检验3:倾向得分匹配的估计

变量	匹配方法	处理组	控制组	ATT	T值
	最近邻匹配	0.064 6	0.084 5	-0.019 0***	-3.25
农村劳动力	半径匹配	0.064 5	0.088 8	-0.024 3***	-4.77
外出务工	核匹配	0.064 6	0.090 2	-0.025 6***	-5.60
	马氏匹配	0.064 7	0.080 5	-0.016 0**	-2.07

五、进一步讨论

(一)影响机制分析

在前文的分析中,不论是基准回归模型回归结果还是进行内生性问题检验后的结果表明,农村劳动力外出务工显著缓解了耕地撂荒的发生。因此,本文在此基础上构建中介效应模型并进行机制分析,具体研究劳动力外出务工过程中影响耕地撂荒的原因所在。首先,采用逐步法构建

中介效应模型^[34],并以三个步骤进行结果检验。第一,农村劳动力外出务工对耕地撂荒进行回归,如果系数结果显著为负,便说明农村劳动力外出务工能够缓解耕地撂荒;第二,将农村劳动力外出务工对社会资本进行回归,如果回归系数显著为正,说明农村劳动力外出务工将会提升社会资本积累。第三步,将农村劳动力外出务工和社会资本变量同时加入模型中进行回归,如果农村劳动力外出务工对耕地撂荒的估计系数显著为负,则说明农村劳动力外出务工通过中介变量的作用来影响耕地撂荒。

因此,本文使用 Probit 模型对(1)~(3)列进行估计,结果如表 8 所示。作为参照,列(4)~(6)还列出了采用 LPM 模型对(1)~(3)列进行估计的结果。从列(1)的结果可知,农村劳动力外出务工显著降低了耕地撂荒行为的发生,即验证了本文的假说 H1,农村劳动力外出务工将会缓解耕地撂荒。列(2)给出了农村劳动力外出务工对社会资本影响的回归结果,与本文预期结果一致,农村劳动力外出务工对社会资本有显著的正向影响。这一结果验证了本文的假说 H2。列(3)的结果显示,在控制社会资本后,农村劳动力外出务工的影响显著且估计系数为负。这表明在其他条件不变的情况下,农村劳动力外出务工能够缓解家庭耕地撂荒的发生概率,该结果再次验证了本文假说 H1。此外,社会资本每提升一个百分点,耕地撂荒的概率将会降低 10.42 个百分点。此结果也验证了前文的假说 H3,即社会资本可以缓解家庭耕地撂荒的发生。

结合列(1)~(6)的结果可知,农村劳动力外出务工和社会资本均可以缓解家庭耕地撂荒,且劳动力外出务工可以促进其社会资本积累,由此可验证假说 H1-H3 均成立。可以推断出,社会资本在农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响中发挥中介效应,即验证了假说 H4。在选择偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法进一步对中介效应模型进行检验后,计算出中介效应占总效应的比重为 0.107。

表 8 影响机制分析:中介效应的估计结果

变量	Probit 回归模型			LPM 回归模型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农村劳动力	-0.133 5***	0.138 3***	-0.129 9***	-0.019 1***	0.037 4***	-0.018 5***
外出务工	(0.021 0)	(0.014 9)	(0.021 0)	(0.003 2)	(0.003 8)	(0.003 2)
社会资本			-0.104 2*** (0.020 8)			-0.013 2*** (0.002 5)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.240 3*** (0.090 1)	-0.425 3*** (0.061 9)	-1.209 7*** (0.090 2)	0.115 2*** (0.012 7)	0.303 5*** (0.018 8)	0.119 2*** (0.012 7)
R ²				0.021 6	0.099 0	0.022 0
Pseudo R ²	0.039 2	0.054 9	0.039 9			
观测值	75 381	75 381	75 381	75 381	75 381	75 381

注:①列(1)、(3)、(4)、(6)的被解释变量为耕地撂荒,列(2)和列(5)的被解释变量为社会资本;②***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;③省份虚拟变量的估计结果略,括号内数字为稳健标准误

(二)异质性分析

1. 农村劳动力外出务工、社会资本对不同收入水平的农户耕地撂荒的影响。

为了考察农村劳动力外出务工、社会资本对耕地撂荒的影响在不同收入水平农户间的差异,本文根据样本中农户家庭人均月收入的中位数(6 000 元),将大于或等于该月收入的家庭划入高收入组,小于该月收入的为低收入组,对(1)~(6)分别进行回归,结果如表 9 所示。

表 9 中式(1)~(6)分别给出了低收入组和高收入组的模型估计结果。从列(1)和列(4)的结果可知,农村劳动力外出务工在 1%的水平上显著且系数为正。由此可得,无论是对于收入较高的农户家庭还是收入较低的农户家庭,劳动力外出务工都可以缓解耕地撂荒的发生。列(2)和列(5)的结果显

示,农村劳动力外出务工对社会资本的影响在高收入组和低收入组均存在显著的正向影响,即农村劳动力外出务工促进了农户社会资本积累。从列(3)和列(6)的结果来看,在控制社会资本后,劳动力外出务工对耕地撂荒的影响在高收入组和低收入组均存在。低收入组中,社会资本在1%水平上显著,且系数为负;同样,在高收入组中社会资本系数为负,且在1%水平上显著。由以上结果可以得出,在控制社会资本的影响后,农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响在不同收入组间存在差异。其中,高收入组中农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响程度大于低收入组(0.131 6>0.105 7),社会资本对耕地撂荒的影响在不同收入组间存在显著差异(0.138 8>0.063 1)。

表9 农村劳动力外出务工、社会资本对不同收入水平的耕地撂荒的影响

变量	低收入组			高收入组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农村劳动力	-0.108 9***	0.149 8***	-0.105 7***	-0.1349***	0.121 9***	-0.131 6***
外出务工	(0.035 6)	(0.024 8)	(0.035 7)	(0.0261)	(0.018 7)	(0.028 7)
社会资本			-0.063 1*			-0.138 8***
			(0.030 4)			(0.028 8)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.159 6***	-0.256 0***	-1.139 2***	-1.224 6***	-0.432 3***	-1.185 1***
	(0.161 5)	(0.110 4)	(0.161 8)	(0.116 9)	(0.079 6)	(0.117 0)
Pseudo R ²	0.032 2	0.050 2	0.032 5	0.047 7	0.048 7	0.048 8
Wald 卡方值	573.33	2 015.78	574.41	1 212.39	2 855.82	1 235.98
观测值	30 570	30 570	30 570	44 811	44 811	44 811
经验 p 值						
农村劳动力外出务工				-0.004 8		
社会资本				0.011 1**		

注:①列(1)、(3)、(4)、(6)的被解释变量为耕地撂荒,列(2)和列(5)的被解释变量为社会资本;②***、**、* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平;③省份虚拟变量的估计结果略,括号内数字为稳健标准误

但严格从统计意义上看,上述影响的异质性是否真实存在仍需进一步统计检验。本文选取 Chow 检验进行组间异质性识别。虽然 Chow 检验的假定条件较为严格,即只允许变量农村劳动力外出务工的系数在两组之间存在差异,而对于控制变量的系数则是假设不随组别发生变化。为缓解这一问题,本文通过引入更多的交互项来放松这一假设条件,并加入稳健标准误选项。检验结果表明,在没有控制社会资本的影响时,农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响在不同收入组间并无显著差异;但社会资本对耕地撂荒的影响在不同收入组间存在显著差异。通过比较系数绝对值的大小,可以得出农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响在不同收入组间存在差异的结论;而社会资本对耕地撂荒的影响在不同收入组间的差异性并不能直观的通过系数绝对值大小进行衡量,但也从侧面说明了对于不同收入的外出务工劳动力而言,其掌握的社会资本是存在差异性的。

2. 按流动范围分组。

本文将农村劳动力外出务工总样本按照流动范围划分为跨省流动与省内流动进行分类考察,并在总样本中引入农村劳动力外出务工与流动范围的交互项进行异质性问题识别。回归结果如表10的中(1)~(3)列所示,相比于省内流动劳动力,跨省流动劳动力对耕地撂荒的缓解程度更小。此外,交互项的回归结果显著为正,且在5%水平上显著。这表明,随着劳动力外出务工的距离增加,对于耕地撂荒的缓解作用逐步减弱。究其原因,对于外出农户而言,外出劳动力能在邻近的县乡较为容易的运用社会资本解决问题,然而在外省,由于语言文化等诸多方面的差异,更难融入当地社会,所承受的外出务工成本更高,较难形成高效的社会资本积累。

表 10 农村劳动力外出务工对不同流动范围的耕地撂荒的影响

变量	省内流动务工	跨省流动务工	总样本
	(1)	(2)	(3)
农村劳动力外出务工	-0.167 1*** (0.027 0)	-0.081 0** (0.033 4)	-0.243 1*** (0.055 9)
农村劳动力外出务工× 流动范围			0.050 9** (0.024 8)
流动范围			-0.011 6 (0.022 7)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.240 4*** (0.120 6)	-1.177 2*** (0.130 1)	-1.149 1*** (0.099 5)
Wald 卡方值	996.43	813.21	1 725.71
Pseudo R ²	0.046 0	0.038 8	0.039 3
观测值	38 895	36 486	75 381

注：①***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②省份虚拟变量的估计结果略，括号内数字为稳健标准误

六、结论和启示

本文基于 2017 年的 CMDS 数据,采用 LPM 模型和 Probit 模型分析了农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响,并探讨了社会资本在农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响中的作用机制。研究结果表明:第一,农村劳动力外出务工能够缓解耕地撂荒的发生,通过引入工具变量法缓解潜在的内生性问题后,结论依然成立。第二,基于逐步法的机制分析结果表明,社会资本在农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响之间起到中介效应作用。第三,农村劳动力外出务工对耕地撂荒的影响存在异质性,相比之下,高收入组劳动力外出务工更有助于缓解耕地撂荒;但随着外出务工的距离的增加,劳动力外出务工对于耕地撂荒的缓解作用将会逐步降低。

本文的研究结论有如下政策启示:由于受制于农户家庭劳动力结构、地区经济制度环境、地理条件不同的影响,农户撂荒耕地实则是出于提升经济收益或是规避风险所做出的理性决策,遏制耕地撂荒的关键在于降低农户耕地投入成本以及提供多元化的耕地收入方式。如果在走出农村后,外出劳动力能够较好地利用外部环境中形成的社会资本优化家庭资源配置能力,耕地撂荒行为则会得到有效缓解。因此,如何高效地利用外出务工过程中所积累的社会资本,并将其聚合到农业农村发展中来,亟需各级政府着力构建未来的体制机制:一方面,政府部门应加强针对外出劳动力的技术培训、就业辅导和职业培训,鼓励并引导有能力、有意愿的农村劳动力就近非农转移,充分利用城市的溢出效应反哺农业。另一方面,社会资本作为一种生产要素也是破解城乡资源错配的重要抓手,对于外出务工劳动力的经济地位、信息搜寻、收入增长、契约签订、非正式保障等方面都起到关键性作用。政府部门应促进外出务工劳动力的社会资本深化,鼓励其积极参与到城市中各类社会组织的交流活动,将传统乡缘、血缘、地缘等封闭式网络与不同群体之间关系网络相结合,引导社会资本由传统圈层结构向外延伸与拓展,以此提高家庭耕地资源利用效率,有效抑制撂荒行为的发生。

参考文献：

[1] DENG X,XU D,ZENG M,et al. Does Internet use help reduce rural cropland abandonment? Evidence from China[J]. Land use policy,2019(89):104243.

[2] 李广泳,姜广辉,张永红,等. 我国耕地撂荒机理及盘活对策研究[J]. 中国国土资源经济,2021(2):36-41.

[3] 李升发,李秀彬. 耕地撂荒研究进展与展望[J]. 地理学报,2016(3):370-389.

[4] 谢花林,黄莹乾. 不同代际视角下农户耕地撂荒行为研究——基于江西省兴国县 293 份农户问卷调查[J]. 中国土地科学,2021(2):20-30.

[5] XU D,GOU S,XIE F,et al. The impact of rural laborer migration and household structure on household land use arrangements in mountainous areas of Sichuan Province,China[J]. Habitat international,2017(70):72-80.

[6] LU C. Does household laborer migration promote farmland abandonment in China? [J]. Growth and change,2020(4):1804-1836.

[7] DENG X,XU D,QI Y,et al. Labor off-farm employment and cropland abandonment in rural China:Spatial distribution and em-

- pirical analysis[J]. International journal of environmental research and public health, 2018(9):1808.
- [8] 朱庆莹,陈银蓉,胡伟艳,等. 社会资本、耕地价值认知与农户耕地保护支付意愿——基于一个有调节的中介效应模型的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(11):120-131.
- [9] 张国磊,陶虹伊,黎绮琳.“零租金”交易可以降低农地抛荒率吗?——基于粤中B村的调研分析[J]. 农村经济, 2021(1):46-53.
- [10] COLEMAN J S. Social capital in the creation of human capital[J]. American journal of sociology, 1988(94):S95-S120.
- [11] 徐超,吴玲萍,孙文平. 外出务工经历、社会资本与返乡农民工创业——来自 CHIPS 数据的证据[J]. 财经研究, 2017(12):30-44.
- [12] BARHAM B,BOUCHER S. Migration, remittances, and inequality: estimating the net effects of migration on income distribution[J]. Journal of development economics, 1998(2):307-331.
- [13] 王昕,陆迁. 农村社区小型水利设施合作供给意愿的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(6):115-119.
- [14] 王震,辛贤. 土地跨村流转能否实现粮食生产率增长?——基于 15 省农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村观察, 2022(2):2-18.
- [15] BOURDIEU P. The forms of capital[J]. Cultural theory: An anthology, 2011(1):81-93.
- [16] 李树,邓睿. 乡俗惯性与农民工主观生活质量——基于流动人口动态监测的经验研究[J]. 财经研究, 2021(11):109-123.
- [17] 曹春方,贾凡胜. 异地商会与企业跨地区发展[J]. 经济研究, 2020(4):150-166.
- [18] 张学志,才国伟. 社会资本对农民工收入的影响研究——基于珠三角调查数据的证据[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2012(5):212-220.
- [19] 杨晶,邓大松,申云,等. 社会资本、农地流转与农户消费扩张[J]. 南方经济, 2020(8):65-81.
- [20] DENG X,ZENG M,XU D,et al. Does social capital help to reduce farmland abandonment? Evidence from big survey data in rural China[J]. Land, 2020(10):360.
- [21] 王震,辛贤. 为什么越来越多的农户选择跨村流转土地[J]. 农业技术经济, 2022(1):19-33.
- [22] 孔建勋,邓云斐. 社会资本与迁移距离:对云南跨界民族外出务工者的实证分析[J]. 云南社会科学, 2016(6):140-144.
- [23] PUTNAM R D,LEONARDI R,NANETTI R Y. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy[M]. USA: Princeton university press, 1992.
- [24] 赵延东,王奋宇. 城乡流动人口的经济地位获得及决定因素[J]. 中国人口科学, 2002(4):10-17.
- [25] 王春超,周先波. 社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验[J]. 管理世界, 2013(9):55-68.
- [26] VON CARNAP T. Irrigation as a historical determinant of social capital in India? A large-scale survey analysis[J]. World development, 2017(95):316-333.
- [27] KHANAL N R,WATANABE T. Abandonment of agricultural land and its consequences[J]. Mountain research and development, 2006(1):32-40.
- [28] 封志明,张丹,杨艳昭. 中国分县地形起伏度及其与人口分布和经济发展的相关性[J]. 吉林大学社会科学学报, 2011(1):146-151.
- [29] 洪伟杰,陈小知,胡新艳. 劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析[J]. 农业技术经济, 2016(11):14-23.
- [30] 陆继霞. 留守儿童情感缺失:工业化进程中的社会之痛[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2011(3):97-103.
- [31] BARON R M,KENNY D A. The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986(6):1173-1182.
- [32] SUN L ,YAN J ,YANG Z ,et al. Drivers of cropland abandonment in mountainous areas: A household decision model on farming scale in Southwest China[J]. Land use policy, 2016(57):459-469.
- [33] ALTONJI J G,ELDER T E,TABER C R. Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools[J]. Journal of political economy, 2005(1):151-184.
- [34] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5):731-745.

A Research on the Influence of Rural Labor Migration on Agricultural Land Abandonment ——A Test of Mediating Effects Based on Social Capital

ZHANG Yushu¹, ZHANG Yingliang²

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing, 400715, China)

Abstract: Agricultural land abandonment is a land-use change phenomenon in agricultural production. Based on the data from the 2017 China Floating Population Dynamic Monitoring Survey, this paper examines the impact of rural labor on farmland abandoned from the perspective of social capital. The research shows that the rural labor force going out to work can alleviate the occurrence of agricultural land abandonment. After using the instrumental variables to deal with the endogeneity problem, the conclusion still holds. Mechanism analysis shows that social capital, as an informal system, plays a mediating role in the impact of rural labor on farmland abandoned. The results of heterogeneity analysis show that in the high-income group, the mitigating effect of labor force on farmland abandoned is greater; but with the increase of the distance of migrant workers, the mitigating effect on farmland abandoned will gradually decrease. This paper argues that under the background of the continuous precipitation of rural labor force, government departments can ease the occurrence of abandoned farmland by orderly guiding the transfer of rural labor force to nearby places and deepening the accumulation of social capital of migrant workers.

Key words: rural labor migration; agricultural land abandonment; social capital; informal institution

责任编辑 张颖超
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>