

外出务工、性别差异对耕地撂荒的影响

张禹书, 张应良*

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

摘要: 使用2016年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,从家庭内部分工视角出发,分析性别差异下劳动力转移的行为经济学含义,进而探讨外出务工对耕地撂荒的影响机制。研究发现:劳动力外出务工显著增加了农户耕地撂荒行为;相较于男性外出务工而言,女性外出务工对耕地撂荒行为具有更明显的影响;异质性分析结果显示,社会化服务能够降低劳动力外出务工农户耕地撂荒概率,但女性劳动力外出务工后农户对社会化服务的采纳意愿较低。进一步地,在引入家庭总收入作为调节变量后,女性外出务工对耕地撂荒的正向影响增强。

关键词: 外出务工; 性别差异; 耕地撂荒; 家庭内部分工

中图分类号: F301.2

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2023)02-0019-10

Impact of the labor migration and gender differences on farmland abandonment

ZHANG Yushu, ZHANG Yingliang*

(a.School of Economics and Management; b. Research Center of Rural Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Based on the data of China Labor Force Dynamic Survey (CLDS) in 2016, from the perspective of the division of labor within the family, the behavioral economic implications of labor transfer under gender differences have been analyzed and the influence mechanism of migrant workers on farmland abandonment has been further discussed. The study found that labor force's migrating for work significantly increased farmland abandonment and compared with male migrant workers, female migrant workers had a more obvious impact on farmland abandonment. Heterogeneity analysis results showed that social services can reduce the probability of farmland abandonment by migrant workers but the willingness of farmers to adopt social services was low after female farmers went out for non-farming job. Further, after adopting the total household income as the adjusting variable, the positive impact of female migrant workers on farmland abandonment has been enhanced.

Keywords: labor migration; gender differences; farmland abandonment; family division

一、问题的提出

区域土地利用形态与社会经济发展状况密切相关,随着城镇化和工业化的逐步推进,耕地撂荒在过去半个多世纪呈全球性扩散,在欧洲、美国、日本等发达地区较为普遍^[1]。中国耕地撂荒现象最早出现于20世纪80年代中后期,逐步由个别省份扩大到全国区域^[2]。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%^[3]。大面积的耕地撂荒造成了土地资源的极大浪费和永久性退化,在当前全球粮食产量很不稳定形势下,严重威胁到国家粮食安全。为此,2021年1月《农业农村部关于统筹利用撂荒地促进农业生产发展的指导意见》要求各部门积极采取有效措施遏制耕地撂荒,充分挖掘增产保供潜力,有序推动耕地利用。

学术界在讨论耕地撂荒的缘由时,普遍认为城镇化所带来的非农就业机会增加,大量农村劳动力外出务工,引发了家庭农业生产粗放、低效经营,

收稿日期: 2022-11-26

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AGL023, 21AZD032)

作者简介: 张禹书(1993—),男,四川成都人,博士研究生,主要研究方向为土地资源管理。*为通信作者。

导致耕地出现撂荒^[4]。一般而言,农户“离农”主要原因在于外出务工能够获得远高于务农的高额收益,拓宽家庭收入约束边界的同时,还能为其带来更多的福利改善。然而,家庭劳动力的过度析出将会直接影响农业生产有效劳动力投入,大部分农户会选择缩小经营面积,或是出于节省人力物力成本以及提高农业生产效率的考虑选择购买社会化服务实现要素替代,甚者撂荒耕地^[5]。可见,劳动力外出务工必然会影响耕地资源配置的相关行为,但家庭耕地撂荒与否更多是以整体效用最大化为导向^[6,7]。同样,新迁移经济学并没有将劳动力转移表征为个体行动,而是归纳为家庭层面的理性决策^[8]。单从劳动力个体经济行为视角出发并不能直接指向家庭耕地撂荒,两者之间的作用层面更多源自于家庭联合决策^[9]。因此,想要探寻外出务工与农地要素之间的互动机制,首先得从家庭这一基本生产单位出发。

家庭作为农村生产生活的基本单位,其内部成员具有很强的家庭观念。夫妻间相互扶持、生儿育女、赡养父母这些农村传统而特色的家庭生存延续模式,使得成员之间具有强烈的凝聚力,整个劳动分工基础也是建立在家庭这一整体结构上^[10]。由于家庭中劳动个体固有的生物学差异,形成了相对稳定的以性别分工为基础的家庭分工模式,女性的时间分配往往集中在家务劳动和农业生产之上,男性则负责外出务工。值得注意的是,现代女性家庭地位的不断提 高,对于家庭生产决策具有更高的自主选择意识,家庭妇女参与非农就业的人数急剧增长。国家统计局数据显示,中国农民工非农就业情况呈现出总量持续增加态势^[11],其中,2019年女性农民工人数占比一度达到了35.1%^①。然而,现有研究鲜有关注到女性劳动力逐渐演变成非农就业主体后对于耕地撂荒行为的影响,针对耕地撂荒的研究更多是基于自然因素的探讨,即便一些研究在考虑到社会因素造成的劳动力损失效应时,也并未将家庭劳动力性别差异的影响纳入其中。反观当前大量研究对于女性劳动参与、家庭与工作平衡、性别观念等方向的涌现,意味着女性外出务工可能有着特别的意义^[12],可见,想要了解农村劳动力外出务工对

于耕地撂荒行为将会产生何种影响,识别家庭外出务工人员的性别特征就显得极为重要。

综上所述,面对当前农村地区严重的人口外流,引发的耕地撂荒问题对农村社会生态、经济发展造成了全方面影响,亟须采取多举措以确保农地资源使用的高效性。本文试图通过引入家庭内部分工理论^[13],挖掘农村劳动力外出务工的结构性含义,据此揭示相应的政策含义。

二、文献综述与理论分析

(一) 文献综述

当前针对农村劳动力非农就业与耕地撂荒问题的研究较为丰富,已有文献从要素配置决策视角进行分析^[14],认为耕地撂荒实际上是耕地边际化中的极端表现,耕地利用的边际收益不断缩小,即出现了以耕地收缩为代表的撂荒现象。特别是城市化进程的不断推进,农村人口减少引发了耕地的边际化,从而导致边际土地发生大规模的撂荒^[1]。实际来看,中国农村实行家庭联产承包责任制后,大多数家庭户均耕地经营规模较小,难以获得有效的规模收益,农业生产更多是维持家庭基本生计。相较于传统农耕活动,非农就业具有丰厚的经济收益,农村劳动力大量涌入城市后,农户劳动力缺失引发了耕地撂荒^[15]。当劳动力非农转移后,虽然农户可以通过流转土地实现耕地资源的再配置,但是耕地对于农户来说更是一种难以替代的人格化财产,农户通常会给予其更高的价值评价,不仅是生产经营活动中的重要生产要素,还承载着社会保障和就业功能^[16]。特别在土地确权之后,家庭耕地财产化属性突显,一定程度上固化了土地流动性,部分较为富裕的外出农户对于耕地的生存依赖程度较低,将耕地视为一种预期收益存量,宁愿撂荒耕地也不愿流转。当然,大多数的劳动力外出务工农户也并不具备完全脱离农业生产的能力,多是伴以兼业化生产为主,以便在非农就业不景气时有路可退。部分学者认为这种兼业化方式不仅不利于农业转型升级,还会造成农地粗放式经营或是耕地撂荒,而且农户兼业程度越高,耕地撂荒的可能性越大^[17,18]。其中,以山区地带的旱地撂荒现象更为明显^[19,20]。

兼业化盛行地区耕地撂荒的程度则较为轻微,即便家庭中存在较高比例的劳动力非农就业,在面对农业生产有效劳动力不足时,农户可以选择增加机械投入和购买农业生产服务来实现劳动力要素的替代^[21]。农业社会化服务不仅能改变小农户的原始要素投入结构和农业经营方式,一定程度上缓解了外出务工农户的家庭资源禀赋约束。尤其是一些并不具备生产比较优势的农户,在将部分弱势生产环节外包给专业的服务组织后,劳动力资源的配置效率得到明显提高,能有效避免耕地撂荒的发生^[22,23]。但已有研究在讨论非农就业对耕地撂荒的影响时,鲜有深入到家庭内部分工层面展开研究。事实上,家庭作为农业生产经营的基本单位,在进行生产时往往是根据家庭成员的分工优势进行决策。部分学者指出,由于非农劳动力市场中性别要求的客观存在,家庭劳动力转移表现出的性别差异现象更为突出^[24]。因此,基于性别差异视角探讨劳动力非农就业与耕地撂荒之间的内在逻辑,能更为准确地辨析农户生产要素配置的变化情况。

(二) 理论分析

20 世纪 50 年代中期贝克尔提出家庭内部劳动力分工理论,为研究家庭这一行为主体提供了新的思路。家庭内部分工理论认为家庭作为微观的生产部门,成员之间都有着不同的比较优势,在一个高效率的家庭中,拥有更多比较优势的人会使其生产活动专业化。他们不会同时投资于市场部门和家庭部门,在市场部门具有比较优势的成员会使其市场活动完全专业化,在家庭部门具有比较优势的成员则会使其家庭活动专业化,以此获取专业化投资收益。市场部门和家庭部门的专业化分工主要受到男女性别内在在差异的影响,由于女性不仅有生产和养育孩子的责任义务,也愿意花费更多的时间和精力来照顾孩子,倾向于从事家庭部门的活动^[13]。本文通过引入贝克尔家庭内部分工理论研究劳动力外出务工农户的耕地撂荒行为,其中劳动力在家庭部门的活动除了贝克尔规定的家务劳动、赡养老人以及抚育后代外,还包括农户自身的农业生产经营活动。

实际中,大部分外出劳动力并不具备充足的人力资本积累,在向城市转移后一般从事技术能力要

求较低的体力劳动型工作。这种结构性的就业岗位,多数条件艰苦且难以获得较为稳定的长期性收入来源;加上农业生产的季节性特征,农户普遍选择男性外出务工,女性成员则留守农村承担家庭照料以及兼顾简单的农业生产。即使女性劳动力有外出流动的意识,但由于其家庭话语权较低,往往会受到家庭中长辈和丈夫的反对,这使得中国农村家庭中男女外出就业表现出巨大差异^[25]。而近些年打工热潮和城市化进程的加速,以及传统父权、夫权制度的消解和女性思想的解放,农村女性在家庭中的地位逐渐上升,具有更加明显的自主决策权,大量女性劳动力逐渐走出家庭融入社会^[26]。值得注意的是,女性劳动力作为家务劳动和家庭生产活动的主要承担者,很大程度上决定着家庭成员的食物消费和营养摄入^[27],当其选择外出务工后,在平衡工作时间与家庭照料之间逐渐演化出较为严峻的制约关系。部分研究指出女性在承担赡养老人和抚养孩子等家庭责任方面会明显阻碍她们从事非农就业^[28]。尽管家庭照料无需付费,但照料老人将会压缩自己的劳动时间,面临劳动参与率下降以及收入损失的机会成本,即家庭照料存在的隐性成本^[29]。随着外出后劳动负担的增加,以及时间和精力条件约束,女性劳动力对于市场部门投资的增加必然会减少家庭部门的生产投入。

总的来说,农户依据家庭成员比较优势进行内部分工安排,女性劳动力在家庭中负责照顾老人、抚育小孩,作用不可替代。但女性劳动力留于农村往往体现了农户非农转移的不彻底性,此时家庭非农就业劳动力“返农”的可能性较大。随着经济社会的发展提供了更为广泛的非农就业岗位后,高额的非农就业收入提高了女性劳动力在农村照看孩子、家务劳动、农业生产的机会成本。女性劳动力外出挣钱动力增加,非农生产活动的参与越发频繁。女性劳动力的非农转移就业更能引致家庭的整体“离农”。当家庭中女性劳动力逐步选择外出后,农户日益“离地”进而完全退出农业生产。因此,相较男性外出务工而言,女性外出务工对其家庭耕地撂荒具有更为直接和显著的影响。鉴于此,本研究提出以下理论假说:

H₁: 劳动力外出务工将会促进耕地撂荒行为。

H₂: 相比男性外出务工, 家庭中女性外出务工对耕地撂荒行为具有更明显的促进作用。

三、实证研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自中山大学社会科学调查中心于 2016 年开展的“中国劳动力动态调查”(CLDS)。作为第一个以劳动力为主题的全国性跟踪调查, 主要聚焦于中国劳动力的现状与变迁, 内容涵盖家庭分工、农业投入、耕地利用等方面, 较为契合本文研究方向。其中, 调查问卷包含个人、家庭以及村庄三个层面的信息, 调查了 224 个农村社区, 样本分布于全国 29 个省、自治区、直辖市(除港澳台、西藏、海南外), 具有一定的代表性、稳定性和权威性。本文通过原始数据整理, 剔除缺失值以及极端异常值后, 最终获得 7005 个农户有效样本。

(二) 模型设定

本文构建二值选择模型刻画劳动力外出务工对耕地撂荒的影响, 以便更好地识别两者之间的关系。具体模型如下:

$$ACL_i = \alpha_0 + \alpha_1 MW_i + \alpha_2 controls_i + \lambda_j + \varepsilon_i, \quad ACL_i = \begin{cases} 1, & ACL_i > 0 \\ 0, & otherwise \end{cases} \quad (1)$$

在(1)式中, ACL_i 代表第*i*个农户的撂荒行为, MW_i 为第*i*个农户劳动力外出务工情况。 $controls_i$ 为第*i*个农户的户主特征、家庭特征和村庄特征的控制变量, λ_j 为地区固定效应, ε_i 为随机扰动项。外出务工作为一项自我选择行为, 农村劳动力会根据自身能力、性格偏好以及当地社会制度文化的影响决定是否外出务工, 遗漏这些不可观测变量将会导致内生性问题的产生。因此, 本文通过寻找合理的工具变量缓解可能出现的内生性问题, 并采用 IV-Probit 模型进行估计, 修正模型如下:

$$MW_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 controls_i + \lambda_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$ACL_i = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{MW}_i + \alpha_2 controls_i + \lambda_j + \varepsilon_i \quad (3)$$

(2)式中的 Z_i 代表工具变量, (3)式中的 \widehat{MW}_i

为第一阶段通过回归所得的劳动力外出务工的预测值, 其余数值变量均与(1)式中的描述相同。

(三) 核心变量设置

1. 解释变量

本文基于 CLDS2016 调查数据的研究, 根据问卷提供的“他/她为什么不住在这个家里?”, 选取家庭成员“外出打工/工作”选项, 根据农户外出务工人数占比来衡量家庭劳动力的外出就业行为。此外, 本文根据外出务工人员的性别特征分别细化为男性、女性的外出务工行为, 进行再次识别。

2. 被解释变量

借鉴罗明忠等的研究思路^[10], 对农户是否存在撂荒行为进行 0、1 赋值, 并采用 Probit 模型进行估计。在稳健性检验中, 本文根据 CLDS2016 数据提供的“去年, 您家有多少亩土地”中的耕地弃耕面积来衡量, 由于该变量为连续变量采用 OLS 模型进行估计。

3. 控制变量

本文参照已有研究^[9,23], 引入其余控制变量, 主要包括以下三类: 第一类是户主特征, 包括户主年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、政治面貌以及健康状况; 第二类是家庭特征, 包括家庭总收入、通电情况、信息化方式、家庭卫生情况、社会关系情况、家庭成员关系状况、耕地面积、耕地是否流转、耕地是否确权; 第三类是村庄特征, 包括村庄交通便利程度、村庄地形、村庄统筹服务。此外, 本文为减少区域经济发展差异带来的影响, 还控制了地区固定效应, 将“东部省份”作为对照组, “中部省份”“西部省份”作为控制组。

4. 工具变量

本文选取“除农户自家外同一行政村内其他农户家庭外出劳动力占比的平均数”作为工具变量。首先, 同一个行政村内其他农户家庭的外出务工人数并不会影响农户本身家庭的耕地撂荒, 满足外生性要求; 其次, 同村人家庭外出务工人数占比越高, 不仅反映出村庄内部非农经济情况越突出, 同时在广大农村家庭中非农就业选择表现出一定的同群效应^[30], 这种同群效应会通过同村邻里之间的交流互动带动农户本人的非农就业, 即满足相关性要求。对于农户*i*而言, 若其所在村庄为*c*, N_c 代表村庄*c*的样本家庭数目, 则工具变量具体构造原则如下:

$$Z_iv_{ic} = \frac{1}{N_c - 1} \sum_{j \neq i} Z_{jc} \quad (4)$$

各变量的定义及描述性统计结果见表 1。

表 1 变量选择、定义和赋值

变量	定义	平均值	标准差
耕地撂荒行为	家庭承包地是否存在撂荒：是=1，否=0	0.1196	0.3246
耕地撂荒面积	家庭承包地撂荒面积(亩)	0.3480	1.8943
水田撂荒面积	家庭承包地中水田撂荒面积(亩)	0.1479	0.8623
旱地撂荒面积	家庭承包地中旱地撂荒面积(亩)	0.1561	1.1091
劳动力外出务工	家庭中外出务工人员占劳动力总人数比例	0.1791	0.2148
女性外出务工	家庭中女性外出务工人员占女性劳动力总人数比例	0.0634	0.1141
男性外出务工	家庭中男性外出务工人员占男性劳动力总人数比例	0.1157	0.1569
户主年龄	户主年龄(岁)	53.2238	14.9595
户主性别	户主性别：男=1，女=0	0.5843	0.4929
户主受教育程度	受访农户户主学历：未上学=0，小学=1，初中=2，高中=3，大专及以上=4	1.4393	0.9997
户主政治面貌	党员=1，团员=2，均不是=3	2.8456	0.5335
户主婚姻状况	受访农户户主是否未婚：是=1，否=0	0.9071	0.2904
自有耕地面积	家庭承包地面积(亩)	6.4445	50.4493
流转耕地面积	家庭承包地流转面积(亩)	1.5971	17.7947
土地确权	家庭耕地是否确权：是=1，否=0	0.5043	0.5001
家庭总收入	家庭年收入(万元)	4.1266	6.9030
用电情况	没通电=1，经常断电=2，偶尔断电=3，从未断电=4	3.1537	0.5212
互联网使用情况	不上网=0，只使用电脑上网=1，只使用手机上网=2，既使用电脑也使用手机上网=3	1.0880	1.2869
社会关系维护	家庭在过去两年内，单次送礼金额(万元)	0.0215	0.2447
家庭汇款收入	家庭全年汇款收入(万元)	0.1441	0.8706
家庭卫生状况	家庭内部卫生情况主观评分：1~10	6.0745	1.7669
家庭成员和睦程度	家庭成员之间关系情况主观评分：1~10	7.1601	1.6126
村庄交通	村庄交通道路硬化路占比(%)	64.8227	26.2312
村庄地势	村庄地势情况：平原=1，丘陵=2，山区=3	1.8073	0.8305
村庄公共服务	本村是否为乡镇政府所在地：是=1，否=0	0.1492	0.3564

四、模型结果分析

(一) 基准回归结果分析

劳动力外出务工影响耕地撂荒行为的基准回归结果如表 2 所示。本文使用 Probit 模型进行了 3 个方程的回归。模型 1、模型 2、模型 3 的估计结果显示，在控制了户主、家庭、村庄特征变量以及地区固定效应后，劳动力外出务工显著增加了农户家庭耕地撂荒行为，验证了假说 H₁。具体而言，变量“劳动力外出务工”对耕地撂荒行为具有显著正向作用，

劳动力外出务工每上升 1 个百分点，农户家庭耕地撂荒将相应增加 0.5543，且在 1%水平上显著。同样，变量“女性外出务工”与“男性外出务工”对耕地撂荒行为均呈现显著正向作用，且在 1%水平上显著。两者对比可知，女性外出务工的回归系数值高于男性外出务工的回归系数值，即验证了本文的假说 H₂，女性外出务工引发家庭耕地撂荒的可能性更高。需要注意的是，由于基准回归模型并未考虑潜在的内生性问题，使得上述回归结果可能存在估计偏误，需进行进一步的计量检验。

表 2 劳动力外出务工对家庭耕地撂荒行为的影响

变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
劳动力外出务工	0.5543***	(0.0921)				
女性外出务工			0.7868***	(0.1648)		
男性外出务工					0.5897***	(0.1257)
户主年龄	0.0031*	(0.0017)	0.0031*	(0.0017)	0.0033*	(0.0017)
户主性别	0.0563	(0.0435)	0.0401	(0.0434)	0.0610	(0.0435)
户主受教育程度	-0.0606**	(0.0250)	-0.0598**	(0.0250)	-0.0583**	(0.0250)

表2(续)

变量	模型1		模型2		模型3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户主政治面貌	0.0078	(0.0392)	0.0092	(0.0391)	0.0129	(0.0391)
户主婚姻状况	-0.1158*	(0.0686)	-0.1209*	(0.0685)	-0.1175*	(0.0684)
自有耕地面积	-0.0020	(0.0007)	-0.0002	(0.0007)	-0.0020	(0.0007)
流转耕地面积	-0.0053	(0.0035)	-0.0057*	(0.0035)	-0.0054	(0.0035)
土地确权	-0.0230	(0.0407)	-0.0239	(0.0407)	-0.0201	(0.0407)
家庭总收入	0.0006	(0.0031)	0.0010	(0.0031)	0.0012	(0.0030)
用电情况	-0.1835***	(0.0395)	-0.1887***	(0.0394)	-0.1823***	(0.0394)
互联网使用情况	-0.0029	(0.0185)	-0.0136	(0.0183)	-0.0082	(0.0184)
社会关系维护	-0.1024	(0.2211)	-0.1185	(0.2262)	-0.1010	(0.2263)
家庭汇款收入	0.0450**	(0.0211)	0.0476**	(0.0210)	0.0473**	(0.0210)
家庭卫生状况	-0.0347***	(0.0131)	-0.0319**	(0.0131)	-0.0339***	(0.01301)
家庭成员和睦程度	0.0396***	(0.0140)	0.0376***	(0.0140)	0.0404***	(0.0140)
村庄交通	0.0041***	(0.0008)	0.0041***	(0.0008)	0.0041***	(0.0008)
村庄地势	0.1943***	(0.0247)	0.1987***	(0.0246)	0.1975***	(0.0246)
村庄公共服务	-0.2568***	(0.0621)	-0.2709***	(0.0620)	-0.2589***	(0.0621)
常数项	-1.4235***	(0.2635)	-1.3424***	(0.2627)	-1.4352***	(0.2634)
地区固定效应	是		是		是	
Wald chi2	244.04		230.41		229.89	
Pseudo R ²	0.0479		0.0453		0.0452	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为标准误值。以下同。

(二) 工具变量估计

上述研究发现劳动力外出务工显著增加了家庭耕地撂荒,也与现有较多文献研究结果相符^[15]。但家庭耕地撂荒与劳动力外出务工之间可能存在互为因果的关系,加上存在一些不可控制的遗漏变量问题,模型内生性问题亟待解决。本文采用IV-

Probit方法对模型内可能存在的内生性问题进行检验(表3),结果显示第一阶段回归中 F 值为86.98,且在1%的统计水平下显著,说明不存在弱工具变量问题;排除了内生性后的回归结果较基准回归结果有了较大幅度提升,表明原模型忽视内生性问题将会低估劳动力外出务工造成的影响效应。

表3 工具变量检验结果

变量	耕地撂荒行为(IV-Probit)			
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
劳动力外出务工	0.8823*** (0.0225)	2.8053*** (0.3292)	0.8437*** (0.0252)	2.6783*** (0.2828)
常数项	0.0210*** (0.0046)	-1.7154*** (0.0498)	-0.0359 (0.0307)	-1.7316 (0.2789)
控制变量	否	否	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
第一阶段 F 值	153.06***		86.98***	

(三) 稳健性检验

1. 更换被解释变量进行检验

为进一步检验实证结果的稳健性,本文使用CLDS2016问卷中的耕地撂荒面积数据对模型进行重新估计,并采用OLS方法评估劳动力外出务工对耕地撂荒面积的影响(表4)。模型1、模型3、模型5的估计结果显示,劳动力外出务工显著增加了

农户耕地撂荒面积;考虑到性别差异的影响因素后,“女性外出务工”对家庭耕地撂荒面积具有正向促进作用,且显著高于“男性外出务工”的影响程度。在引入控制变量以及地区虚拟变量后,模型2、模型4、模型6的估计结果同样表现出稳健性,再次验证了本文的核心假说。

表 4 稳健性检验

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
劳动力外出务工	0.3633*** (0.0994)	0.3028*** (0.088)				
女性外出务工			0.6115*** (0.1871)	0.5273*** (0.2043)		
男性外出务工					0.3581*** (0.1362)	0.2742* (0.1528)
常数项	0.2829*** (0.0278)	0.4266 (0.3067)	0.3092*** (0.0244)	0.4643 (0.3063)	0.3066*** (0.0265)	0.4343 (0.3071)
控制变量	否	是	否	是	否	是
地区固定效应	否	是	否	是	否	是
R ²	0.0016	0.0077	0.0012	0.0048	0.0012	0.0043

2. 根据撂荒耕地类型差异进行检验

前述分析发现，劳动力外出务工将会显著增加家庭耕地撂荒行为，但不同类型的耕地所具有的价值禀赋并不相同，为了进一步验证外出务工对耕地撂荒的影响，本文根据 CLDS2016 问卷中撂荒耕地类型差异，将耕地区分为水田和旱地进行讨论（表 5）。观察表 5 模型 1 到模型 6 可以发现，核心解释变量“劳动力外出务工”对家庭水田撂荒行为具有显著正向作用，劳动力外出务工每增加 1 个百分点，水田撂荒行为将会增加 24.34%，对于旱地撂荒行为的影响结果并不显著。从外出务工劳动力性别视角来看，变量“男性外出务工”仅对家庭水田撂荒行为具有显著正向作用，男性外出务工每增加 1 个百分点，家庭水田撂荒行为增加 24.76%；变量“女性外出务工”对家庭水田撂荒行为、旱地撂荒行为均具有显著正向作用，回归结果进一步验证了前文假说 H₂。已有研究^[9]指出，农户之所以水田撂荒面积大于旱地撂荒面积，一方面是因为此类农户多以务农生产为主，其劳动力平均年龄远大于其他农户，

对他们而言耕种水田的难度要大于种植旱地；另一方面基础水利设施的缺乏导致部分水田灌溉困难，农户有限能力条件下，倾向于将其田改旱或转出甚至撂荒。具体而言，主要是水田和旱地对于农业生产投入的要求是不同的，通常水田主要用于种植粮食类作物中的水稻，而旱地则多用于种植玉米、大豆、高粱等粮食作物；依据不同作物农业生产的时间节点，水田耕作时间不仅早于旱地，且具有更长的育苗备耕时限，水田种植对于外出务工人员来说具有更高的机会成本。相较于水田作业，旱地农作并不需要密集的劳动要素投入，对于劳动强度的要求较为松缓。基于家庭内部分工选择，当家庭中男性外出务工后，女性家庭成员在家担负照料老人、养育孩子、家务劳动等家庭部门生产活动，同时可以兼顾较为简便的农业生产劳动。当家庭女性成员选择外出务工后，家庭生产方式彻底脱离农业，即便是生产投入需求较少的旱作耕地，也更容易发生撂荒。

表 5 撂荒耕地特征的估计结果

变量	家庭水田撂荒行为			家庭旱地撂荒行为		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
劳动力外出务工	0.2434*** (0.0501)			0.0677 (0.0633)		
女性外出务工		0.3752*** (0.0918)			0.1551* (0.1161)	
男性外出务工			0.2476*** (0.0687)			0.0406 (0.0868)
常数项	0.1505 (0.1378)	0.1815 (0.1377)	0.1531 (0.1380)	-0.5230 (0.1743)	-0.4433 (0.1740)	-0.0478 (0.1744)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.0131	0.0121	0.0116	0.0049	0.0050	0.048

（四）异质性分析

在农业劳动力大量外出的情形下，农业社会化服务作为一种主观选择，能够有效缓解农户原始要

素投入结构约束，直接影响农户的耕地利用效率。因此，有必要考察社会化服务对于劳动力外出农户耕地资源配置的作用关系。考虑到农机服务是农业

社会化服务的主要内容,本文根据农户农田耕作方式以及生产工具的来源进行识别,将CLDS数据问卷中采用“传统农耕”的农户赋值为0;对于“半机械化”和“全机械化”的农户进一步考察生产工具的购置情况,“全部租用别人或某公司”以及“借用他人或集体”则赋值为1,其余情况赋值为0。表6中模型1和模型4结果显示,采用社会化服务组劳动力外出务工对耕地撂荒的影响效应明显小于未采用社会化服务组(0.3751<0.4713),且在5%水平上显著。考虑到劳动力外出务工存在的性别差异

时,模型3和模型6显示,采用社会化服务组男性外出务工对耕地撂荒的影响程度明显低于男性未采用组(0.4782<0.5629)。同样,在模型2和模型5中,采用社会化服务组女性外出务工对耕地撂荒的正向影响效应更低(0.3536<0.4590),虽然回归结果不显著,但估计系数方向均为正。结果表明,对于劳动力外出农户而言,社会化服务的采用能够有效缓解耕地撂荒行为的发生,但女性劳动力外出务工后农户对于社会化服务的采纳意愿较低。

表6 社会化服务的估计结果

变量	采用社会化服务组			未采用社会化服务组		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
劳动力外出务工	0.3751** (0.1856)			0.4713** (0.2371)		
女性外出务工		0.3536 (0.3427)			0.4590 (0.4094)	
男性外出务工			0.4782** (0.2444)			0.5629* (0.3129)
常数项	-2.5556*** (0.4841)	-2.5033*** (0.4825)	-2.5731*** (0.4848)	-1.7258*** (0.630)	-1.6679*** (0.6293)	-1.7774*** (0.6319)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	3242	3242	3242	2215	2215	2215
Pseudo R ²	0.0563	0.0540	0.0561	0.0351	0.0342	0.0342

五、进一步讨论

农户劳动力外出务工的内在逻辑主要有两个方面,一是赚取高额的非农收益来维持家庭的体面生活,二是积攒今后进城所需的生活积蓄^[31]。由此来看,农户劳动力外出务工是为了整个家庭的收益最大化和风险最小化,外出务工虽然增加了家庭工资性收入,同时也意味着在一定程度上放弃家庭的务农活动,降低家庭农业生产经营性收入。当家庭的市场部门投资能够完全弥补放弃家庭部门生产所带来的损失时,农户更有可能通过撂荒耕地从农业生产中释放更多的劳动力,引致家庭所有劳动力集中于市场部门的极端化专业生产。故推测经济收入较高的农户,对于耕地的生计依赖程度较低,发生耕地撂荒的可能性更高。现有研究多关注农户非农收入对耕地撂荒的影响,忽视了除非农收入外家庭其他收入的作用^[4],单独的引入非农就业收入或是务农收入考察经济水平对于农户撂荒的影响,可能会低估家庭综合生产能力带来的收益提升。考虑到家庭总收入包含了工资性收入、家庭经营收入、

财产性收入、转移性收入,能更全面地涵盖外出务工与耕地撂荒决策给整个家庭带来的综合效应。因此,本文将农户家庭总收入作为调节变量,通过引入调节变量检验劳动力外出务工对耕地撂荒的影响。表7中模型1与模型2显示,“劳动力外出务工×家庭总收入”与耕地撂荒呈正向相关,且在1%水平上显著,加入控制变量后结果同样稳健,说明高收入的劳动力外出务工农户发生耕地撂荒的概率越大,与已有研究结果一致^[32]。

此外,本文根据劳动力性别差异,在估计模型3和模型4中引入交互项后发现,“女性外出务工”变量受到家庭总收入的调节影响后,家庭耕地撂荒决策受到明显影响,且显著高于“男性外出务工”交互项变量的系数值(0.041>0.026)。这表明家庭总收入的增加可以有效激发女性外出务工对于耕地撂荒的作用,从而使得耕地撂荒概率大大增加。家庭总收入对女性外出务工与耕地撂荒的调节效应之所以更明显,在于增加收入的动力提升了女性劳动力非农劳动参与率,为了获取高额收益,她们会选择放弃花费在家庭照料和农业生产上的时间

价值,进而促进整个家庭的“离农”倾向,逐步退出农地生产。

表 7 家庭总收入的调节作用

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
劳动力外出务工	0.4581*** (0.1063)	0.3530*** (0.1184)		
女性外出务工			0.2483** (0.1004)	
男性外出务工				0.2393*** (0.0847)
劳动力外出务工×家庭总收入	0.0432** (0.0172)	0.0527*** (0.0199)		
女性外出务工×家庭总收入			0.0407*** (0.0151)	
男性外出务工×家庭总收入				0.0262* (0.0141)
常数项	-1.2409*** (0.0329)	-1.3779*** (0.2635)		-1.4064*** (0.2633)
控制变量	否	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.0121	0.0596	0.0473	0.0463

六、结论与启示

本文从农户家庭内部分工视角探讨劳动力外出务工对耕地撂荒的影响,基于家庭外出劳动力性别差异分析其内在的关系。研究结果显示:第一,农村劳动力外出务工显著增加了耕地撂荒行为,且男性、女性外出务工均会对耕地撂荒造成正向影响,稳健性和内生性检验结果较好地验证了此结论;相较于男性劳动力外出务工而言,女性外出务工对耕地撂荒行为具有更强的正向影响。第二,异质性分析显示,采用社会化服务能够降低劳动力外出务工农户的耕地撂荒概率,但女性劳动力外出务工后农户对于社会化服务的采纳意愿较低。第三,将家庭总收入作为调节变量纳入模型,结果表明家庭总收入增加将会强化女性外出务工对耕地撂荒的正向影响。

劳动力外出务工是推动农村传统经济现代转型的必由之路,当前非农就业市场对于农村女性劳动力的接纳程度越来越高,男女之间的分工比较优势趋于平衡,这意味着农户的整体“离农”更容易实现,在这种趋势下,要想处理好农村地区劳动力要素与土地资源要素之间的配置矛盾:首先,政府部门应当为农村女性劳动力提供一个更加公平、合理的就业环境,稳定外出务工人员心理预期,在确保家庭耕地权益充分保障的前提下,更好地引导分散的耕地资源向集体组织汇集。其次,对于部分经济条件较好、长期性撂荒的农户,政府部门应当充分尊重其主观意愿并鼓励其主动退出或暂时交还承包地,兼顾公

平原则分类制定补偿方案,收回的土地承包权优先分配至适度规模经营生产者,充分调动其耕地种植意愿,保证农业生产长期投资稳定性。最后,一些具有农业种植倾向的劳动力外出农户受制于家庭资源禀赋约束被迫撂荒耕地,为此,要支持有务农意愿的劳动力外出农户参与到部分生产环节,可以通过因地制宜发展社会化服务,拓宽服务主体的服务领域和服务对象,尽可能地降低农业生产成本,提升耕地复耕积极性。即便部分劳动力外出农户存在无力耕种的困境,也可以通过全程式、菜单式托管服务引领其参与到农业生产中来,为当地遏制耕地撂荒和挖掘保供潜力提供坚实支撑。

注释:

① 资料来源:国家统计局, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

参考文献:

- [1] 李升发,李秀彬. 耕地撂荒研究进展与展望[J]. 地理学报, 2016, 71(3): 370-389.
- [2] 李永萍. 土地抛荒的发生逻辑与破解之道[J]. 经济学家, 2018(10): 90-96.
- [3] 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, 34(2): 36-41.
- [4] 谢花林,黄莹乾. 非农就业与土地流转对农户耕地撂荒行为的影响——以闽赣湘山区为例[J]. 自然资源学报, 2022, 37(2): 408-423.
- [5] 曾福生,史芳. 农业社会化服务能抑制小农户的耕地撂荒行为吗?——基于湘赣浙三地微观调查数据的实证分析[J]. 农村经济, 2022(2): 37-44.

- [6] 钱忠好. 非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J]. 中国农村经济, 2008(10): 13-21.
- [7] 冯国强, 李菁, 孙瑞, 等. 村庄组织化程度能抑制农地抛荒行为吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 165-172.
- [8] WICKRAMASINGHE A, WIMALARATANA W. International migration and migration theories[J]. Social Affairs, 2016, 1(5): 13-32.
- [9] 朱文珏, 罗必良. 劳动力转移、性别差异与农地流转及合约选择[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(1): 160-169.
- [10] 罗明忠, 罗琦, 王浩. 家庭内部分工视角下农村转移劳动力供给的影响因素[J]. 社会科学战线, 2018(10): 77-84.
- [11] 王志章, 杨志红. 劳动力非农就业抑制了农户参与专业合作社吗——基于西部地区10省85村1154户的微观调查数据[J]. 农业技术经济, 2021(6): 115-129.
- [12] 张景娜, 朱俊丰. 互联网使用与农村劳动力转移程度——兼论对家庭分工模式的影响[J]. 财经科学, 2020(1): 93-105.
- [13] 加里·斯坦利·贝克尔. 家庭论[M]. 王献生, 王宇, 译. 北京: 商务印书馆, 2005.
- [14] 隋福民. 市场发育、非农就业和农户的选择: 20世纪30—40年代保定农村的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(7): 167-181.
- [15] 田玉军, 李秀彬, 马国霞, 等. 劳动力析出对生态脆弱区耕地撂荒的影响[J]. 中国土地科学, 2010, 24(7): 4-9.
- [16] RADIN M J. Property and personhood[J]. Stanford Law Review, 1982: 957-1015.
- [17] 卢华, 胡浩, 傅顺. 农地产权、非农就业风险与农业技术效率[J]. 财贸研究, 2016, 27(5): 75-82.
- [18] 钱龙, 洪名勇. 非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016(12): 2-16.
- [19] 程先同, 周洪, 刘秀华, 等. 山区农户兼业程度对耕地撂荒的影响研究——以武陵山区为例[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(1): 246-256.
- [20] 施厚军, 兰安军, 易兴松, 等. 岩溶槽谷区撂荒耕地空间分异特征及其驱动因子[J]. 浙江农业学报, 2021, 33(6): 1049-1061.
- [21] ZHANG Y, LI X, SONG W. Determinants of cropland abandonment at the parcel, household and village levels in mountain areas of China: A multi-level analysis[J]. Land use policy, 2014, 41: 186-192.
- [22] 邱海兰, 罗明忠, 唐超. 农机社会化服务采纳、效率提升与农户相对贫困缓解——基于城乡比较视角[J]. 农村经济, 2021(5): 109-117.
- [23] 胡霞, 周旭海, 罗崇佳. 农户采纳农机社会化服务对耕地撂荒的抑制效应研究[J]. 宁夏社会科学, 2022(1): 111-122.
- [24] 周春芳, 苏群. 二元结构下我国城镇劳动力市场中的性别工资差异研究[J]. 南方经济, 2018(7): 96-112.
- [25] 熊瑞祥, 李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(1): 393-414.
- [26] 王春凯. 性别观念、家庭地位与农村女性外出务工[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019, 18(4): 54-67.
- [27] KASSIE M, FISHER M, MURICHOG, et al. Women's empowerment boosts the gains in dietary diversity from agricultural technology adoption in rural Kenya[J]. Food Policy, 2020, 95: 101957.
- [28] 刘越, 姚顺波. 农村已婚女性就业现状及其影响因素[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2016, 16(5): 129-135.
- [29] CHEN L, FAN H L, ZHAO N, et al. The impact of informal care on employment for women in China[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(3): 176-189.
- [30] 魏霄云, 史清华. 同群效应对非农就业选择的影响——基于晋浙黔三省的分析[J]. 新疆农垦经济, 2021(8): 1-13+24.
- [31] 贺雪峰, 董磊明. 农民外出务工的逻辑与中国的城市化道路[J]. 中国农村观察, 2009(2): 12-18+95.
- [32] DEININGER K, SAVASTANO S, CARLETTO C. Land fragmentation, cropland abandonment, and land market operation in Albania[J]. World Development, 2012, 40(10): 2108-2122.

责任编辑: 李东辉