

【专题:农地撂荒问题研究】 主持人 罗必良

主持人语:粮食安全是我国国家安全战略的核心内容。牢牢守住粮食安全主动权,必须严防死守耕地保护红线,既要遏制耕地“非农化”、防止“非粮化”,更要有效治理农地撂荒问题。本专题发表罗必良教授团队的最新研究成果,3 篇论文从不同维度讨论了农地撂荒问题的生成根源、行为逻辑、治理策略,希望引起学界的重视并激发深入研究的热情。庄健博士与罗必良教授的论文《务工距离如何影响农地撂荒——兼顾时间、性别和代际的差异性考察》,考察了农民务工距离对农地撂荒的影响。作者强调,推进农村城镇化,鼓励农民就地就近就业,推进农地流转与生产性服务的市场发育,有助于缓解农地撂荒并改善耕地资源的利用效率。洪炜杰博士的文章《自然禀赋与农地撂荒——基于对农户承包地规模的考察》指出,对于开放条件下的小农户来说,自然禀赋的决定性作用正在弱化,“资源无谓”特征的凸显是耕地撂荒现象生成的基本性根源。文章认为,加快培育新型农业经营主体,是中国农业实现“第二次飞跃”需要把握的关键问题。李尚蒲副教授的《转出抑或撂荒:外包服务对小农户的“挤出”效应》一文,重点分析了农机服务市场发育对小农户农地经营的“挤出”效应。由外包服务所诱导的小农户退出,主要表现为促进农地转出而不是农地撂荒。文章证明,小农户退出农地经营将是一个基本的趋势。

务工距离如何影响农地撂荒  
——兼顾时间、性别和代际的差异性考察  
庄健,罗必良\*

(华南农业大学 国家农业制度与发展研究院,广东 广州 510642)

摘要:提升耕地资源利用效率,减少农地撂荒,是保障我国粮食安全的基本前提。利用中国劳动力动态调查(CLDS)数据,考察了农民务工距离对农地撂荒的影响。结果表明:(1)不同务工距离对农地撂荒的影响存在显著差异。其中,本地务工对农地撂荒并未产生影响,而异地务工通过降低农业投入时间和农地生存保障水平两条路径加剧了农地撂荒。(2)异质性分析表明,异地务工对农地撂荒的影响因转移劳动力的性别和代际结构存在差异性效果,家庭女性和老一代劳动力的异地务工明显加剧了农地撂荒行为。(3)进一步研究表明,地权稳定、农地流转与农机服务市场发育,会显著弱化异地务工对农地撂荒的影响。文章强调,以家庭内部代际分工和性别分工为基础的“半耕半工”生计模式更有利于耕地的合理利用。此外,推进农村城镇化,鼓励农民就地就近就业,推进农地流转市场发育与提高农业社会化服务覆盖率,有助于缓解农地撂荒并改善耕地资源的利用效率。

关键词:务工距离;农地撂荒;代际差异;性别差异

中图分类号:F321.1 文献标志码:A 文章编号:1671-7465(2022)05-0112-12

一、引言

在工业化与城市化的发展进程中,农地撂荒一直是与之相伴的普遍现象。无论是在欧美等

收稿日期:2022-04-21  
基金项目:国家自然科学基金项目“生态振兴促进农民农村共同富裕的实现路径研究”(72141009);国家自然科学基金项目“互联网信息、社会网甄别与耕地质量保护技术采纳”(72173047)  
作者简介:庄健,女,华南农业大学国家农业制度与发展研究院博士生;罗必良(通信作者),男,华南农业大学国家农业制度与发展研究院教授,博士生导师。

发达国家与地区,还是在发展中国家,概莫如此<sup>[1-2]</sup>。中国家庭金融调查(CHFS)数据显示,在中国 29 省、262 个县市,2011 年和 2013 年的耕地闲置率分别达到 13.5% 和 15%。1992—2017 年,全国有撂荒记录的县(市)数量多达 165 个<sup>[3]</sup>。对于人口大国且长期面临人地矛盾的中国来说,“要把饭碗牢牢端在自己手中”,必须高度重视农地撂荒问题。

已有文献认为,农地撂荒是多种因素综合驱动的结果,主要包括:要素流动<sup>[4]</sup>、土地制度<sup>[5]</sup>、农业比较收益<sup>[6]</sup>和区域自然环境<sup>[7]</sup>等。其中,劳动力析出作为要素流动的直接体现,被众多学者视为影响农地撂荒的首要驱动因素<sup>[8]</sup>。对此,已有研究分别从非农就业比例、非农就业人数以及非农就业类型等方面对农地撂荒问题进行了探讨,但研究结论并未达成一致。部分研究认为非农就业确实加剧了农地撂荒。例如,Lu<sup>[9]</sup>的研究发现,农村家庭撂荒的平均概率与转移劳动力数量之间具有显著的正向关系。Xu 等<sup>[4]</sup>的研究也表明,随着家庭非农就业水平的提高,农地撂荒的概率相应变大。但部分研究指出非农就业并非必然导致撂荒。例如,Deng 等<sup>[10]</sup>利用中国农村 27 个省份 8031 户农户的调查数据,发现非农就业与农地撂荒之间并非简单的线性关系,而是在非农就业水平达到 46% 时撂荒率开始下降,整体表现为倒 U 型。此外,对于非农就业类型,部分学者认为无论是劳动力的非农就业还是兼业行为,均会增加农地的撂荒概率<sup>[4,9]</sup>。但 He 等<sup>[11]</sup>的研究发现,不同类型农户家庭的撂荒行为存在差异,不稳定的兼业家庭为了规避收入波动的风险反而会继续耕种承包地。

尽管关于劳动力非农转移与农地撂荒的研究已较为丰富,但存在的共同问题是,现有研究大多把劳动力转移视为同质的,没有考虑具体迁移空间和转移劳动力结构特征差异带来的影响效果。具体来说:已有研究多关注非农转移这一整体就业类型对农地撂荒的影响,而忽略了非农转移本身所包含的地理迁移成分,不同迁移距离所代表的务农机会成本不同,这将使农地的处置方式呈现多样化。同时,劳动力转移并非单一的个体行为,而是由家庭做出的联合决策。由于劳动力个体间具有差异性,不同成员的非农转移将带来家庭资源的重新配置,从而对农地的处置方式产生异质性影响。因此,在考察劳动力转移与农地撂荒的问题中,有必要识别转移劳动力的空间特征和结构性特征。

为此,本文利用中国劳动力动态调查(CLDS)2016 年数据,采用 Logit 模型、Tobit 模型、PSM 以及中介效应模型,分析务工距离对农地撂荒的影响及其作用机制,并进一步从转移劳动力的性别和代际差异视角探究异地务工对农地撂荒影响的异质性,试图从新的角度认识务工距离与农地撂荒之间的关系,为实现耕地资源的合理利用提供相关建议。本文的边际贡献主要在于:第一,从劳动力迁移的时空特征切入,分析务工距离对农地撂荒的影响及作用机制;第二,从代际和性别结构特征分析异地务工影响农地撂荒的效果差异。

## 二、分析线索与假说

### (一) 务工距离对农地撂荒的影响:综合效应

新迁移经济学理论强调,劳动力的迁移决策不是由个人独立做出的,而是一个由更大单位(家族或家庭)做出的联合决策<sup>[12]</sup>。在现实中,农村劳动力的转移通常由转移者及其家庭成员联合做出。劳动力迁移之所以是一个联合决策,是因为个体的转移行为会导致家庭的时间配置和收入结构发生变化,从而影响农业生产决策。然而,这种影响并非同质,因为非农转移的主动性和地域的分散性,往往会表现出转移空间的差异性<sup>[13]</sup>。

按照务工区位的划分,劳动力的非农就业主要包括本地务工和异地务工两种情形。一是不同区位的务工行为将造成农业投入时间的差异。一般来说,本地务工具有离土不离乡的特点,非农劳动力凭借距离上的优势可以为家庭农业生产提供一定的劳动力支持,更有可能形成“半

工半农”的兼业模式<sup>[13]</sup>。因此,这一情形可以表达为农业投入时间的部分流失。而异地务工则不同,因为异地务工使劳动力的工作地点远离承包地,增大了务农时间的机会成本和往返的交通成本<sup>[14]</sup>。因此,出于经济理性,异地务工家庭更有可能减少农业投入时间以实现务工的连续性。这意味着,相较于本地务工,异地务工可能产生更明显的农业投入时间的损失效应。也就是说,较高的兼业成本降低了异地务工家庭兼业化生产的可能性<sup>[15]</sup>。尤其在农地流转市场运行不畅的山区等地,务工家庭很难通过农地经营权的交易或者参与分工经济来规避农业生产的时间损失,此时,土地质量较差、收益相对较低的地块被撂荒的可能性较大。尽管也有研究表明,外出务工可能会为农业投资提供经济性支持<sup>[16]</sup>,使农户购买更多的社会化服务或农业机械以缓解劳动力短缺。但已有文献的结论并不一致<sup>[17]</sup>,仍存在进一步讨论的空间。

二是不同区位的务工行为将造成家庭收入结构的差异。通常情况下,农业收入和非农收入是农户家庭的主要收入来源,非农收入的增加将会降低农业收益在家庭生计中的重要程度、弱化农地本身所承担的生存保障功能,从而造成农地利用决策的变化<sup>[14]</sup>。一般而言,劳动力转移的空间越大,非农就业机会越多,农民工获得较高非农收入的可能性也越大<sup>[13]</sup>。中国农民工监测调查数据表明,自2015年以来,劳动力异地务工的工资率持续高于本地务工。因此,当转移劳动力的务工区位由本地向异地延伸时,其获取的非农收入可能是递增的。此时,农业收入在家庭收入结构中的比重将不断下降,但本地务工凭借距离优势维持兼业经营的可能性较大,发生撂荒的概率较低,而异地务工所发挥的农业收入替代作用较为明显,将通过弱化农地的生存保障水平提升农地撂荒的可能性。尤其在农地流转市场发育不足的地区,异地务工家庭无法通过农地转出的方式应对劳动力的短缺问题或退出农业生产,从而强化了异地务工对撂荒的作用。由此提出以下假说:

假说1:务工距离对农地撂荒具有差异性作用效果,其中本地务工对撂荒的影响并不明确,异地务工将加剧农地撂荒。

假说2:异地务工主要通过减少农业投入时间和降低农地生存保障水平对农地撂荒产生影响。

## (二) 异地务工对农地撂荒的影响:异质效应

在传统的“男主外,女主内”家庭分工模式影响下,女性劳动力更多地承担起哺育子女、家务劳动和照料老人等家庭责任<sup>[18]</sup>。而女性特有的母系亲缘关系,使其除了在生理层面具有承担家庭生产的比较优势外,心理层面上所具有的爱与责任等均被视为家庭中的精神资源<sup>[19]</sup>。作为家庭的“粘合剂”,女性劳动力留守农村时,意味着家庭的不完全离农。而女性身上具有的勤劳与责任使其对农地赋予了更多的情感和生计依赖,因此,留守女性在照料家庭的同时,更倾向于继续维持农业生产,农地撂荒的可能性相对较小。尽管这种性别分工模式造成了农业劳动力女性化趋势,但相关研究表明,女性劳动力在人力资本水平、农业资源获取和投入等方面与男性并无差异,留守妇女往往能充分利用生产资源和通过运用资本等手段应对劳动力不足等困境<sup>[20]</sup>。这也进一步验证了“男工女耕”的现实写照。从转移次序上看,已婚女性的非农转移行为具有从属性,具体表现为丈夫先外出务工,再随丈夫共同外出<sup>[21]</sup>。这说明如果女性劳动力外出务工,意味着家庭完全离农的可能性较高,只有家庭的离农,才更有可能发生农地撂荒现象。因此,相较于男性,家庭女性劳动力的异地务工对农地的处置决策具有更显著的影响。由此提出以下假说:

假说3:与男性劳动力相比,女性劳动力的异地务工将提升农地撂荒的可能性。

在中国传统乡土社会中,土地是农民最为重要的生产资料,历来被视为农民的“命根子”。土地不仅发挥着生存保障和就业保障的兜底功能,同时对于长期精耕细作的中国农民而言,土地本身也凝聚着乡土情怀与情感关联<sup>[22]</sup>。然而随着经济社会的发展和农村的逐步开放,农民

愈加拥有更多的选择,留乡务农不再是农民唯一的出路和选择,农民对土地的依存程度逐渐发生改变。已有研究指出,农民代际对于土地的价值观念呈现差异化<sup>[23]</sup>。究其原因,可以发现,新生代劳动力和老一代劳动力在人力资本方面存在明显差异。老一代劳动力的受教育水平普遍较低,就业空间的有限性和长期的务农经历强化了农地的人格化财产特性,从而衍生出深厚的“恋地”情结<sup>[24]</sup>。这种对土地的依附情感可以体现为对农地的持续利用,因此,留守农村的老一代劳动力在条件应允的情况下将倾向尽其所能地利用农地,以减少土地的闲置与撂荒。而农民对土地所赋予的特殊情感价值虽然可以在代际传递,但其作用空间极为有限<sup>[25]</sup>。因为新生代劳动力的受教育水平更高、接受能力更强,具有人力资本的积累优势,在城市容易获得更多的就业机会和稳定的工资性收入,对融入城市的意愿更强烈<sup>[26]</sup>。土地于他们而言不再是精神的归属和生活的需要,传统农耕制度中所蕴含的土地情感依附逐渐淡化。这意味着新生代劳动力留守农村并维持农业生产的可能性较小。基于此,提出如下假说:

假说 4:与新生代农民工相比,老一代劳动力的异地务工将提升农地撂荒的可能性。

### 三、数据、变量与模型

#### (一)数据来源

本文数据来源于中山大学社会科学调查中心开展的中国劳动力动态调查(CLDS)。该数据涵盖我国 29 个省份(西藏、海南、港澳台除外)。其中,2016 年调研数据共涉及样本 21086 劳动力个体、14226 个受访家庭以及 389 个社区。为了识别农户家庭的务工行为与农地撂荒的发生顺序,务工距离的相关变量来源于滞后一期的数据(CLDS2014)。在剔除非农居民和关键变量严重缺失的样本后,将农村的家庭问卷、个体问卷以及村居问卷进行匹配合并,最终获得 25 个省份的 2473 个农户家庭样本。

#### (二)变量选取

##### 1.被解释变量

被解释变量为农地撂荒。借鉴郑沃林和罗必良<sup>[5]</sup>的研究,以是否撂荒(0=未撂荒;1=撂荒)和农地撂荒率(撂荒耕地面积/承包地总面积)作为农地撂荒的测度指标。

##### 2.核心解释变量

核心解释变量是务工距离,主要包括本地务工和异地务工水平两类变量。参考国家统计局发布的《农民工监测调查报告》,本文将非农劳动力定义为户籍在农村且从事非农活动 6 个月及以上的劳动力;将在户籍所在乡镇以外从事非农活动者定义为异地务工;将在户籍所在乡镇地域以内从事非农活动者定义为本地务工。

##### 3.中介变量

本文的中介变量主要包括农业投入时间和农地生存保障水平两类变量。其中,农业投入时间采用“2015 年家庭从事农业生产总时间(月)/家庭劳动力总数”表征;农地生存保障水平则用“2015 年家庭农业收入/家庭总收入”表征。

##### 4.控制变量

本文参照已有研究<sup>[5,27]</sup>,引入其余控制变量。包括个体特征(户主年龄、性别、婚姻)、家庭特征(家庭人口规模、家庭劳动力数量、家庭人均收入、农业机械数量、旱田比例、政府补贴、农地确权颁证)、社会保障(新型养老保险)以及外部环境特征(农地调整次数、村庄地形、惠农服务、退耕还林、农地转出率、农业人口比例、地理区域)。主要变量见表 1。

表 1 变量设置及描述性统计

变量	变量定义及赋值	均值	标准差
农地撂荒行为	农户是否撂荒耕地:1=是;0=否	0.132	0.339
农地撂荒率	耕地撂荒面积/承包地总面积	0.046	0.131
本地务工水平	本地非农就业劳动力数量/家庭劳动力总数	0.128	0.273
异地务工水平	异地非农就业劳动力数量/家庭劳动力总数	0.058	0.175
农业投入时间	2015 年农业生产投入总月数/家庭劳动力总数	4.431	4.445
农地生存保障水平	2015 年农业收入/家庭总收入	0.423	0.436
年龄	户主实际年龄	55.911	10.299
性别	1=男性;0=女性	0.929	0.256
婚姻	1=已婚;0=其他	0.922	0.268
家庭人口规模	2015 年家庭人口总数( 人)	5.051	2.063
家庭劳动力数量	2015 年家庭劳动力总数( 人)	2.124	0.968
农业人口比例	村庄 15~64 岁人口中从事农业生产的比例( %)	69.717	31.882
家庭人均收入	2015 年家庭总收入/家庭人口总数( 对数)	8.451	1.093
农地确权颁证	是否领取农村土地承包经营权证书:1=是;0=否	0.559	0.497
土地调整	村庄土地调整次数( 次)	0.318	0.717
农地流转	村庄农地转出率( %)	12.053	20.783
旱田比例	旱田总面积/承包地总面积	0.472	0.476
退耕还林	村庄是否施行退耕还林政策:1=是;0=否	0.408	0.492
新型养老保险	家庭参与新型养老保险人数/家庭总人数	0.243	0.243
农业机械数量	家庭持有农业机械数量	0.209	0.509
政府补贴	从事农业生产经营是否获得政府补贴:1=是;0=否	0.480	0.500
惠农服务	村庄是否提供惠农服务:1=是;0=否	0.628	0.483
村庄地形	1=平原;2=丘陵;3=山地	1.741	0.816
地理区域	1=东部地区;2=中部地区;3=西部地区	1.924	0.858

( 三) 模型选择与说明

1. 务工距离对农地撂荒行为的影响

被解释变量撂荒行为是二元离散型变量,故构建农户耕地撂荒行为的 Logit 模型:

$$Y_{1i}=\alpha_0+\alpha_1X_i+\alpha_2Z_i+\mu_{1i}$$
( 1)

式(1)中, $Y_{1i}=1$  表示第  $i$  个农户有撂荒行为, $Y_{1i}=0$  表示第  $i$  个农户无撂荒行为; $X_i$  表示第  $i$  个农户的本地和异地务工水平; $Z_i$  为控制变量; $\alpha_0$  为常数项, $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  为待估系数, $\mu_{1i}$  为随机误差项。

2. 务工距离对耕地撂荒率的影响

被解释变量撂荒面积占比是连续型变量,故采用 Tobit 模型。具体形式为:

$$\begin{cases} Y_{2i}^*=\alpha_0+\alpha_1X_i+\alpha_2Z_i+\mu_{2i} \\ Y_{2i}=\max(0,Y_{2i}^*) \end{cases}$$
( 2)

式(2)中, $Y_{2i}$ 表示第  $i$  个样本家庭的农地撂荒率;其他变量与式(1)相同。

3. 异地务工对农地撂荒的作用机制

$$Y_i=\alpha_0+\alpha_1X_i+\alpha_2Z_i+\mu_i$$
( 3)

$$M_i=\beta_0+\beta_1X_i+\beta_2Z_i+\mu_{3i}$$
( 4)

$$Y_i=\gamma_0+\gamma_1X_i+\gamma_2M_i+\gamma_3Z_i+\mu_{4i}$$
( 5)

式(3)一式(5)中, $Y_i$ 表示被解释变量农地撂荒行为和撂荒率; $X_i$ 表示异地务工水平; $M_i$ 表示两类中介变量(农业投入时间和农地生存保障水平)。

4. 关于内生性问题

由于劳动力外出务工与农地撂荒之间存在相互影响的关系,利用截面数据无法进行因果识

别。因此,本文首先将核心解释变量选择滞后一期的劳动力务工情况,识别出“先务工、再撂荒”的样本农户,以解决存在的反向因果问题。其次,本文在稳健性检验部分将采用倾向得分匹配法(PSM)构造务工距离对农地撂荒影响的反事实框架来纠正可能存在的自选择问题,以验证实证结果的稳健性。最后,由于 CLDS 数据中缺乏耕地细碎化程度和地块位置等影响农地撂荒的控制变量,为了避免遗漏其他变量,本文增加了外部环境特征变量来控制遗漏变量。

四、实证结果与分析

(一) 务工距离对农地撂荒的影响

表 2 是务工距离影响农地撂荒的基准回归结果。从表 2 可以看出,不同务工距离对农地撂荒的影响存在显著差异。具体表现为,本地务工并未加剧农地的撂荒行为和撂荒率;而异地务工在 1%的水平上显著加剧农地撂荒,计算边际效应分别为 0.104 和 0.042,即当异地务工水平提升 1%,农地撂荒行为和撂荒率将分别提升 10.4%和 4.2%。空间上,当农户务工距离由近向远延伸时,其农地撂荒的概率显著增加。与前文的假说 1 一致。

表 2  务工距离对农地撂荒影响的实证结果

变量	农地撂荒行为		农地撂荒率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
本地务工水平	0.131(0.241)		0.058(0.071)	
异地务工水平		0.980*** (0.307)		0.286*** (0.092)
年龄	-0.003(0.006)	-0.003(0.006)	-0.001(0.002)	-0.001(0.002)
性别	-0.081(0.224)	-0.091(0.222)	-0.024(0.070)	-0.025(0.069)
婚姻	-0.467** (0.222)	-0.468** (0.223)	-0.141** (0.067)	-0.141** (0.067)
家庭人口规模	0.101*** (0.034)	0.096*** (0.035)	0.030*** (0.009)	0.028*** (0.009)
家庭劳动力数量	-0.157** (0.072)	-0.174** (0.072)	-0.053*** (0.020)	-0.059*** (0.020)
农业人口比例	-0.004** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)
人均收入水平	-0.029(0.064)	-0.043(0.064)	0.006(0.018)	-0.010(0.018)
农地确权颁证	-0.308** (0.128)	-0.293** (0.128)	-0.092** (0.038)	-0.086** (0.038)
土地调整	0.211** (0.090)	0.225** (0.089)	0.069*** (0.024)	0.073*** (0.024)
农地流转	0.001(0.003)	0.001(0.003)	0.001(0.001)	0.000(0.001)
旱田比例	-0.187(0.173)	-0.199(0.178)	-0.049(0.039)	-0.052(0.039)
退耕还林	0.011(0.144)	-0.005(0.145)	0.003(0.043)	-0.003(0.042)
新型养老保险	-0.467* (0.279)	-0.469* (0.281)	-0.148* (0.088)	-0.147* (0.088)
农业机械数量	-0.282* (0.165)	-0.274* (0.164)	-0.086* (0.049)	-0.084* (0.049)
政府补贴	-0.629*** (0.133)	-0.618*** (0.134)	-0.211*** (0.040)	-0.208*** (0.040)
惠农服务	0.328** (0.138)	0.326** (0.138)	0.091** (0.043)	0.092** (0.042)
地形:平原对照				
丘陵	0.880*** (0.153)	0.907*** (0.153)	0.265*** (0.048)	0.272*** (0.048)
山区	0.513*** (0.189)	0.520*** (0.189)	0.158*** (0.056)	0.159*** (0.056)
地区:东部对照				
中部地区	0.103(0.174)	0.120(0.175)	0.043(0.051)	0.047(0.051)
西部地区	0.740*** (0.162)	0.718*** (0.160)	0.222*** (0.050)	0.211*** (0.048)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.084	0.089	0.096	0.101
N	2473	2473	2473	2473

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;括号内数据为标准误;下同。

(二) 稳健性检验

1. 替换核心变量:重新测度务工距离

本文将采用两种方式重新测度务工距离。一是参考檀竹平等<sup>[13]</sup>的研究,按照务工地点分别将本村内务工赋值为 1、本镇他村赋值为 2、县内他镇赋值为 3、县城(区)赋值为 4、县以外赋值为 5,由此测度务工距离。表 3 所列的是模型估计结果的边际效应。结果显示,务工距离分别在 1%和 5%的水平上正向作用于农地撂荒行为和撂荒率,证明基准回归结果是稳健的。二是基于时间维度,重新量化本地务工与异地务工水平。使用“家庭本地务工总月数/(家庭劳动力人数×12 个月)”衡量本地务工的时间占比,使用“家庭异地务工总月数/(家庭劳动力人数×12 个月)”衡量异地务工的时间占比。结果显示,本地务工并不明显影响农地撂荒,但异地务工在 1%的水平上显著正向影响撂荒行为和撂荒率。异地务工时间占比每提升 1%,农地撂荒行为和撂荒率将分别提升 12.3%和 4.9%。对比表 2 可以发现,相较于务工距离,异地务工时间的增加,会进一步显著加剧农地撂荒。

表 3 务工距离对农地撂荒影响的稳健性检验

变量	农地撂荒行为			农地撂荒率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
务工距离	0.013*** (0.005)			0.005** (0.002)		
本地务工时间占比	0.016 (0.028)			0.009 (0.011)		
异地务工时间占比	0.123*** (0.035)			0.049*** (0.015)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.088	0.085	0.090	0.099	0.096	0.102
N	2473	2473	2473	2473	2473	2473

2. 倾向得分匹配法的检验

为了解决可能存在的自选择问题,本部分采用 PSM 方法对样本进行再估计。参考范丹和魏佳朔<sup>[14]</sup>的研究,按照“比重最大,距离最远”的原则,即以务工成员占比最大的地区来表征家庭的务工距离,由此分离出本地务工和异地务工家庭。在此基础上,将本地务工家庭设置为处理组,将非本地务工(纯农户和异地务工家庭)设置为对照组;进一步将异地务工家庭设置为处理组,非异地务工(纯农户和本地务工家庭)设置为对照组。分别采用最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种方式依次检验。表 4 估计结果显示,异地务工分别在 5%和 10%的水平上正向影响农地撂荒,而本地务工对农地撂荒并未产生影响。因此,本文的回归结果具有稳健性。

表 4 务工距离对农地撂荒影响的稳健性检验

变量	匹配方式	农地撂荒行为		农地撂荒率	
		ATT	t	ATT	t
本地务工	最近邻匹配	-0.008	-0.37	0.009	0.16
	半径匹配	-0.001	-0.04	0.008	0.26
	核匹配	0.000	0.01	0.002	0.27
异地务工	最近邻匹配	0.062	2.15**	0.018	1.56
	半径匹配	0.060	2.34**	0.017	1.73*
	核匹配	0.057	2.28**	0.017	1.74*

(三) 机制分析

本文的理论分析表明,农户家庭的异地务工主要通过减少农业投入时间和降低农地生存保障对农地撂荒产生影响。为了验证这一假说,本部分采用中介效应模型予以检验。

1. 异地务工、农业投入时间和农地撂荒

回归结果见表 5。其中,列(1)和列(2)的回归结果与表 2 相同,再次证明异地务工正向显著影响农地撂荒;列(3)显示异地务工在 1%的水平上负向影响农业投入时间。进一步地,将农

业投入时间和异地务工两个变量同时纳入回归方程后,列(4)和列(5)的回归结果表明农业投入时间在 1%的水平上负向影响农地撂荒。农户异地务工不仅对农地撂荒有直接影响,还会通过降低农业投入时间对农地撂荒产生间接影响。

表 5 “异地务工-农业投入时间-农地撂荒”作用机制检验

变量	农地撂荒行为	农地撂荒率	农业投入时间	农地撂荒行为	农地撂荒率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
异地务工水平	0.980*** (0.306)	0.286*** (0.092)	-2.086*** (0.419)	0.817** (0.318)	0.238*** (0.090)
农业投入时间				-0.073*** (0.017)	-0.023*** (0.005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.089	0.101	0.190	0.100	0.115
N	2473	2473	2473	2473	2473

2. 异地务工、农地生存保障水平和农地撂荒

表 6 结果显示,异地务工在 5%的水平上负向影响农地的生存保障水平;不仅如此,农地生存保障水平具有明显的中介效应,即劳动力异地务工不仅对农地撂荒有直接影响,还会通过降低农地生存保障水平对农地撂荒产生间接影响。由此,假说 2 得到验证。

表 6 “异地务工-农地生存保障水平-农地撂荒”作用机制检验

变量	农地撂荒行为	农地撂荒率	农地生存保障水平	农地撂荒行为	农地撂荒率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
异地务工水平	0.980*** (0.306)	0.286*** (0.092)	-0.093** (0.040)	0.896*** (0.315)	0.271*** (0.090)
农地生存保障水平				-0.863*** (0.179)	-0.261*** (0.052)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.089	0.101	0.280	0.102	0.116
N	2473	2473	2473	2473	2473

(四) 异质性检验

异地务工主要通过减少农业投入时间和降低农地生存保障水平两条路径加剧了农地撂荒。进一步讨论,异地务工对农地撂荒的影响是否因转移劳动力的结构特征不同而存在差异? 本文对此进行检验。

1. 基于性别结构的异地务工对农地撂荒的影响

为了验证假说 3,本文分别用“女性异地务工人数/家庭女性劳动力人数”和“男性异地务工人数/家庭男性劳动力人数”分别测度男性、女性劳动力的异地务工水平。表 7 估计结果显示,女性异地务工水平每提升 1%,农地撂荒行为和撂荒率的概率分别增加了 11.9%和 4.8%;而男性的异地务工对农地撂荒的影响并不明显。可见,女性“离农”是农地撂荒的重要原因之一。一般来说,在村庄社会,相对于男性而言,女性所特有的联结家庭、勤劳、节约与忍耐的优秀品质,即使在本地从事非农务工,往往会兼业务农而不撂荒土地。但女性劳动力一旦外出异地务工,尤其在农地流转不畅的情形下<sup>[28]</sup>,就有可能提升农地撂荒的发生率。

表 7 不同性别的异地务工水平对农地撂荒的影响

变量	农地撂荒行为		农地撂荒率	
	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应
女性异地务工水平	1.124*** (0.346)	0.119*** (0.036)	0.329*** (0.112)	0.048*** (0.016)
男性异地务工水平	0.386 (0.250)	0.041 (0.026)	0.106 (0.074)	0.016 (0.011)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>		0.091		0.102
N		2473		2473

2.基于代际结构的异地务工对农地撂荒的影响

为进一步考虑代际差异问题,本文参照刘炎周等<sup>[29]</sup>的研究,将 1975 年以前出生的农民视为老一代劳动力,1975 年及以后出生的农民视为新生代劳动力。由此,用“老一代异地务工人数/家庭老一代劳动力人数”和“新生代异地务工人数/家庭新生代劳动力人数”分别测度不同代际劳动力的异地务工水平。表 8 的结果表明,相对新生代农民工,老一代劳动力的异地务工对农地撂荒具有显著的影响。这与假说 3 一致。事实上,对于老一代劳动力而言,土地不仅仅是获取生计来源的生产资料,更是叶落归根的归处,对农地所赋予的特殊情感促使其留守农村时能充分利用农地资源。虽然有研究指出,农业劳动力的老龄化会带来农业生产经营效率的下降,甚至是农地的撂荒。但这显然是从劳动力弱质化角度而言的,并未将农机社会化服务的替代作用考虑在内,这将留待下一节讨论。

表 8 不同代际的异地务工水平对农地撂荒的影响

变量	农地撂荒行为		农地撂荒率	
	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应
新生代异地务工	0.358(0.260)	0.038(0.028)	0.096(0.082)	0.014(0.012)
老一代异地务工	0.577*(0.230)	0.061*(0.032)	0.159*(0.088)	0.023*(0.013)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.087		0.099	
N	2473		2473	

五、进一步讨论

尽管农户家庭异地务工并不利于农地的合理使用,并在一定程度上提升了撂荒的可能性,但这种影响可能并不具有必然性。对于异地务工家庭来说,抑制农地撂荒主要有三种实现形式:第一,稳定地权以改善农民的行为预期。在“三权分置”的制度格局下,农民即使外出务工,依然可以通过土地托管、委托经营的方式进行农地经营,既能避免农地撂荒,又能获得农业收入。第二,借助农地流转市场来实现经营权的租赁交易。这既可以化解农地撂荒,又能增加农民的租金收益。第三,购买农机服务来改变要素配置结构。这既能缓解农业劳动力的流失效应,又能有效克服外出务工带来的撂荒效应。本文对此做进一步的延伸讨论。

1.产权稳定性差异下异地务工对农地撂荒的影响

本文将“是否领取确权证书”作为地权稳定性的代理变量,并将研究样本按照“农户家庭是否领取确权证书”划分为两组,分别检验异地务工对于农地撂荒的影响(剔除控制变量“农地确权颁证”)。表 9 所列的是模型估计结果的边际效应(下同)。结果显示,地权稳定能够显著降低异地务工对农地撂荒的影响。一方面,农地确权通过赋予农民更加稳定和安全的产权从而强化其对农地的珍惜程度,减少土地撂荒等土地低效利用的行为;另一方面,农地确权通过明晰产权边界并强化产权排他性,能够降低农地非法侵蚀的可能性<sup>[30]</sup>,从而降低撂荒概率。

表 9 不同地权情形下异地务工水平对农地撂荒的影响

变量	已领取确权证书		未领取确权证书	
	撂荒行为	撂荒率	撂荒行为	撂荒率
异地务工水平	0.064(0.045)	0.030(0.019)	0.146*** (0.050)	0.055*** (0.019)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.102	0.114	0.099	0.115
N	1383	1383	1090	1090

2.农地流转差异下异地务工对农地撂荒的影响

本文将表 10 中的“村庄农地转出率(均值为 12.05%)”作为流转市场发育程度的代理变量,分别检验在不同农地转出水平下异地务工对农地撂荒的影响(剔除控制变量“村庄农地转出率”)。结果显示,农地流转市场的发育在一定程度上可以提升撂荒农地的利用效率。这进一步说明,在一定程度上,农地撂荒是要素错配的结果,是劳动力市场发育与农地流转市场发育未能有效匹配的产物。显然,当农地流转市场发育较好时,理性务工家庭将优先考虑流转农地以获取财产性收益;而流转市场发育不足意味着缺乏产权交易的实现途径,务工家庭无法通过流转市场完成经营权交易,从而提升了撂荒的可能性。在非农就业具有比较收益优势时,更是如此。

表 10  不同农地流转情形下异地务工水平对农地撂荒的影响

变量	农地转出率大于等于均值		农地转出率小于均值	
	撂荒行为	撂荒率	撂荒行为	撂荒率
异地务工水平	0.039(0.087)	0.023(0.027)	0.118*** (0.033)	0.048*** (0.015)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.131	0.138	0.100	0.116
N	592	592	1881	1881

3.农机服务差异下异地务工对农地撂荒的影响

本文将“样本家庭所在村庄是否提供机耕服务”作为农机服务市场发育程度的代理变量,并将研究样本划分为两组,分别检验异地务工对农地撂荒的影响(剔除控制变量“惠农服务”)。从表 11 中可以发现,机耕服务将显著弱化异地务工对撂荒的影响。由此可见,随着农机服务市场的不断发展和完善,农户可以通过引入农机服务缓解劳动力的刚性约束,从而降低农地撂荒的可能性。

表 11  不同农机服务情形下异地务工对农地撂荒行为的影响

变量	提供机耕服务		不提供机耕服务	
	撂荒行为	撂荒率	撂荒行为	撂荒率
异地务工水平	0.044(0.048)	0.024(0.030)	0.131*** (0.041)	0.049*** (0.015)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.093	0.095	0.099	0.112
N	689	689	1784	1784

六、结论与启示

本文基于 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,分别运用 Logit 模型、Tobit 模型、PSM 和中介效应模型,实证检验了农户家庭务工距离对农地撂荒的影响。主要结论是:(1)务工距离对农地撂荒的影响存在差异性效果,具体表现为本地务工对农地撂荒并未产生影响,异地务工通过降低农业投入时间和农地生存保障水平两条路径加剧了农地撂荒。(2)异地务工对农地撂荒的影响因转移劳动力的异质性特征存在差异。从转移劳动力的性别结构来看,与男性相比,女性的异地务工将提升撂荒的可能性;从代际结构来看,与新生代相比,老一代劳动力异地务工将提升撂荒的可能性。(3)地权稳定将会显著弱化异地务工对撂荒的作用;尤其是农地流转市场与农业生产性服务市场的发育,能够有效抑制异地务工对农地撂荒的影响。

主要的政策启示是:(1)推进以县域为重点的工业化和城镇化,鼓励农民就地就近的就业与创业,提高本地非农就业水平,抑制农地撂荒。国家统计局发布的《农民工监测调查报告》数据

显示,2019年,全国省内就业的农民工比上年增加2.5%,跨省流动的农民工则减少1.1%。2020年受新冠肺炎疫情影响,农民工总量减少517万人,降幅为1.8%。其中,外出农民工降幅高达2.7%,而本地农民工降幅仅为0.4%。可见,农民工远距离迁移就业趋势减缓,而就近择业趋势增强。因此,加快推进以县城为载体的新型城镇化,是抑制农地撂荒,促进乡村振兴并加快城乡融合发展的重要策略。(2)将农业非农劳动力市场、农地流转市场以及农业社会化服务的市场发育“三位一体”联动推进,将县域城镇化、新型经营主体培育、农业分工经济拓展“三位一体”统筹扶持,不仅有助于化解农地撂荒问题,促进小农户与现代农业发展的有机衔接,而且有助于与乡村振兴的有序对接。(3)妇女与老人的就近就业,是缓解农地撂荒的重要方式。必须重视这一群体潜在的积极力量,动员其“珍地”“惜地”“重农”的自然伦理情结,在强化地权稳定与土地权益的基础上,加快农业生产经营的组织化与外包托管服务的专业化进程。

### 参考文献:

- [1] Terres J M, Scacchiafichi L N, Wania A, et al. Farmland Abandonment in Europe[J]. Land Use Policy, 2017, 49(49):20-34.
- [2] Hou D W, Meng F H, Prishchepov A V. How is Urbanization Shaping Agricultural Land-use? Unraveling the Nexus between Farmland Abandonment and Urbanization in China[J]. Landscape and Urban Planning, 2021, 214:104170.
- [3] 张学珍,赵彩杉,董金玮,等.1992—2017年基于荟萃分析的中国耕地撂荒时空特征[J].地理学报,2019,74(3):411-420.
- [4] Xu D D, Deng X, Guo S L, et al. Labor Migration and Farmland Abandonment in Rural China: Empirical Results and Policy Implications[J]. Journal of Environmental Management, 2019, 232:738-750.
- [5] 郑沃林,罗必良.农地确权颁证对农地抛荒的影响——基于产权激励的视角[J].上海财经大学学报,2019,21(4):90-99.
- [6] 曹志宏,郝晋珉,梁流涛.农户耕地撂荒行为经济分析与策略研究[J].农业技术经济,2008(3):43-46.
- [7] Liang X Y, Li Y B, Zhou Y L. Study on the Abandonment of Sloping Farmland in Fengjie County, Three Gorges Reservoir Area, a Mountainous Area in China[J]. Land Use Policy, 2020, 97:104760.
- [8] 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.
- [9] Lu C. Does Household Laborer Migration Promote Farmland Abandonment in China? [J]. Growth and Change, 2020, 51(4):1804-1836.
- [10] Deng X, Xu D D, Qi Y B, et al. Labor Off-farm Employment and Cropland Abandonment in Rural China: Spatial Distribution and Empirical Analysis[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2018, 15(9):1808-1824.
- [11] He Y F, Xie H L, Peng C Z. Analyzing the Behavioural Mechanism of Farmland Abandonment in the Hilly Mountainous Areas in China from the Perspective of Farming Household Diversity[J]. Land Use Policy, 2020, 99:104826.
- [12] Stark O, Bloom D E. The New Economics of Labor Migration[J]. American Economic Review, 1985, 75(2):173-178.
- [13] 檀竹平,洪炜杰,罗必良.农业劳动力转移与种植结构“趋粮化”[J].改革,2019(7):111-118.
- [14] 范丹,魏佳朔.务工距离对农地转出的影响研究——基于CHFS2015的实证分析[J].农业技术经济,2020(6):59-70.
- [15] 徐晶,张正峰.家庭务工对农户参与农地流转行为的影响[J].中国土地科学,2020,34(10):99-107.
- [16] 钱龙,钱文荣.外出务工对农户农业生产投资的影响——基于中国家庭动态跟踪调查的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(5):109-121,158.
- [17] Ji Y Q, Zhong F N, Yu X H. Machinery Investment Decision and Off-farm Employment in Rural China[J]. China Economic Review, 2011,23(1):71-80.

- [18]周春芳.儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业[J].农业技术经济,2013(11):94-102.
- [19]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.
- [20]de Brauw A, Huang J K, Zhang L X, et al. The Feminisation of Agriculture with Chinese Characteristics[J]. Journal of Development Studies, 2013, 49(5):689-704.
- [21]商春荣,王曾惠.农村已婚女性非农就业与农户土地转包[J].南京农业大学学报(社会科学版),2014,14(3):62-70.
- [22]胡新艳,杨晓莹,王梦婷.农地流转中的禀赋效应及其影响因素:理论分析框架[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(1):105-112,144.
- [23]陈英,谢保鹏,张仁陟.农民土地价值现代际差异研究——基于甘肃天水地区调查数据的实证分析[J].干旱区资源与环境,2013,27(10):51-57.
- [24]胡新艳,杨晓莹.农地流转中的禀赋效应及代际差异[J].华南农业大学学报(社会科学版),2017,16(1):12-23.
- [25]王洋.新时期农民土地依恋的代际差异及其变革——以黑龙江省T村为例[D].哈尔滨:哈尔滨工程大学,2018.
- [26]高帅,史婵.代际差异视角下流动人口长期迁移意愿研究[J].财经科学,2019(3):39-51.
- [27]陈景帅,韩青.农业生产性服务对农地抛荒的抑制效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(6):23-34.
- [28]程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J].管理世界,2016(1):88-98.
- [29]刘炎周,王芳,郭艳,等.农民分化、代际差异与农房抵押贷款接受度[J].中国农村经济,2016(9):16-29.
- [30]Yami M, Snyder K A. After All, Land Belongs to the State: Examining the Benefits of Land Registration for Smallholders in Ethiopia[J]. Land Degradation & Development, 2016, 27(3):465-478.

(责任编辑:刘浩)

## How does Labor Distance Affect Farmland Abandonment: An Investigation in Consideration of the Differences of Time, Gender and Generation

ZHUANG Jian, LUO Biliang

**Abstract:** Improving the utilization efficiency of cultivated land resources and reducing the abandonment of farmland are the basic prerequisites for ensuring food security in our country. Using the 2016 China Labor Dynamics Survey (CLDS) data, this paper examines the impact of the distance of migrant workers on farmland abandonment. The results show that: (1) There are significant differences in the impact of different working distances on farmland abandonment. Among them, local labor has no effect on the abandonment of farmland, while migrant labor exacerbates the abandonment of farmland by reducing agricultural investment time and the level of farmland subsistence. (2) Heterogeneity analysis shows that the effect of off-site labor on farmland abandonment is caused differently by the gender and intergenerational structure of the transferred labor force, and the off-site work of female family members and the older generation of labor force significantly exacerbates the abandonment of Farmland. (3) Further research shows that the stability of land rights, farmland circulation and the full development of the agricultural machinery service market will significantly weaken the impact of migrant workers on the abandonment of farmland. The paper emphasizes that the “half-farming, half-work” livelihood model based on the intergenerational and gender division of labor within the family is more conducive to the rational use of cultivated land. In addition, promoting rural urbanization and encouraging farmers to find employment nearby while stabilizing land rights, improving the development of the farmland transfer market and the coverage of agricultural socialization services will help alleviate farmland abandonment and improve the utilization efficiency of cultivated land resources.

**Keywords:** Labor Distance; Abandoned Farmland; Generational Differences; Gender Differences