

易地扶贫搬迁农户非农就业与耕地撂荒： 就业区域还是就业质量重要？

孙晶晶, 黎洁

(西安交通大学公共政策与管理学院, 西安 710049)

摘要：统筹易地扶贫搬迁迁出区土地资源及迁入区就业资源,有助于实现移民生计可持续发展。利用陕西省易地扶贫搬迁1258份微观农户数据,运用Heckman模型分析了非农就业区域对耕地撂荒的影响,并考察了非农就业质量的调节作用。结果表明:(1)不同非农就业区域对搬迁农户耕地撂荒行为和规模均呈显著正向影响,但异地非农就业的边际效应均高于本地非农就业。(2)非农就业质量(就业稳定性)强化了不同区域非农就业对撂荒规模的影响,且非农就业区域因素对耕地撂荒的贡献值要高于非农就业质量。(3)异质性分析表明,家庭男性劳动力、老一代劳动力的异地非农就业对耕地撂荒行为及规模的促进作用更大。在此基础上,提出了推动迁入地县域经济发展、协调统筹后续就业帮扶与迁出区耕地资源再配置、推进迁出区土地综合整治、完善农业社会化服务体系建设等对策建议。

关键词：易地扶贫搬迁;农户;耕地撂荒;非农就业区域;非农就业质量

随着全球工业化和城镇化的推进,农业部门和非农部门的收入差距逐渐拉大^[1]。在相对收益驱动下,大量农业劳动力流向城镇和工业部门,带来农业劳动力短缺,包括欧洲、拉丁美洲及日本等东南亚国家的山区持续出现不同程度的耕地撂荒^[2,3],中国也不例外^[4]。中国较大规模的耕地撂荒始于20世纪80年代,快速城镇化与工业化促使部分农民外出务工,一些交通不便、水土条件差、地处偏僻的边际耕地因投入产出效益较低,往往最先被撂荒。尽管国家先后颁布了一系列农业农村发展政策以强化耕地保护,但耕地撂荒并没有显著改善。2005—2019年,全国撂荒耕地占到全部耕地的20%左右^[5]。更为严重的是江西、内蒙古等粮食主产区也出现了不同程度的耕地撂荒,撂荒率约为5.85%^[6],且约有60%的农区耕地撂荒呈现上升趋势^[7]。同时,劳动力流动带来农村地区人地要素错配,可能会降低农业生产力^[8]。由此可见,耕地撂荒已成为国内外经济发展的普遍现象,对土地资源的可持续利用、国家粮食安全构成巨大威胁。

已有研究指出耕地撂荒是由社会经济、自然环境、农业技术、管理制度等因素综合驱动的自然资源管理现象^[2],其中农业劳动力析出是耕地撂荒的主要驱动力^[1,9]。同时,通过农业劳动力占比及城镇化水平的国际比较分析,中国农业劳动力比例仍然偏高,城镇化水平偏低,农村劳动力非农转移趋势仍将持续^[10],这必然会对农地利用产生深刻影响。但是,理论界关于非农就业对耕地撂荒的影响尚未达成一致结论。如Lu^[9]发现随着

收稿日期: 2023-01-15; 修订日期: 2023-06-25

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AGL033); 国家社会科学基金重大项目(21&ZD183); 国家自然科学基金优秀青年科学基金项目(72022014)

作者简介: 孙晶晶(1993-),女,山西临汾人,博士研究生,研究方向为农地利用。E-mail: sunjj0818@stu.xjtu.edu.cn

通讯作者: 黎洁(1968-),女,陕西西安人,博士,教授,博士生导师,研究方向为农村扶贫与发展、易地扶贫搬迁、农户生计等。E-mail: jielie@xjtu.edu.cn

家庭非农就业人数从1人增加至3人及以上,耕地撂荒概率分别增加2.9%、5.0%和7.8%。Deng等^[8]基于2014年中国劳动力动态调查数据研究发现,非农就业与耕地撂荒之间存在倒U关系。

目前关于非农就业与耕地撂荒关系的结论存在差异,其原因可能在于:一是已有研究对农村劳动力非农就业所蕴含的地理空间转移考量不足。据国家统计局发布的《2021年农民工监测调查报告》可知,虽然外出农民工人数(58.71%)多于本地农民工(41.29%),但本地农民工同比增速(4.1%)高于外出农民工(1.3%),即现阶段就近非农就业趋势明显。部分学者从非农就业区域差异视角探索了非农就业对农地流转的影响^[11],但对耕地撂荒影响研究较少,仅有庄健等^[12]利用2016年中国劳动力动态调查数据实证分析了务工距离对耕地撂荒的差异化影响。非农就业在区域选择上的新变化对耕地撂荒的影响需使用最新数据进行再次验证。二是非农就业对耕地撂荒的影响可能受到非农就业质量的影响。He等^[14]利用贵州省和江西省1117户农户数据实证研究发现,在非农工作稳定的兼业家庭,每增加一个劳动力,撂荒概率增加41.1%。三是现有研究多将非农就业作为同质性整体,忽略了家庭内部劳动力个体间的差异性。劳动力非农就业并非个体行为,而是由家庭做出的联合决策。家庭中不同劳动力因要素禀赋导致其农业生产效率存在差异。如盖庆恩等^[13]基于2004—2010年山西、河南等5省面板数据发现,男性、女性、老人和儿童的农业效率之比为1.00:0.76:0.71:0.57。因此,耕地撂荒治理需考虑家庭非农转移劳动力的结构性特征所带来的异质性影响。

此外,现有研究缺乏巩固脱贫攻坚成果阶段易地搬迁脱贫农户进城入镇过程中就业与农地利用的研究。习近平总书记多次指出“对易地扶贫搬迁群众要搞好后续扶持,多渠道促进就业”。各地方政府采取就近发展产业吸纳就业、促进创业带动就业、设立公益岗位兜底就业和通过县外异地转移等方式促进移民就业,并已取得一定成效。陕西省作为“十三五”易地扶贫搬迁工作的先行者和承担搬迁任务最重的省区之一,就业帮扶是其后续帮扶工作的重中之重。截至2022年,陕西省2116个集中安置点周边配套建了3500余个产业园区、780个社区工厂,预计可分别带动4.5万余名、6500余名搬迁群众就近就业。全省大型搬迁安置点就业服务站(窗口)已实现全覆盖,2021年完成有组织劳务输出37.34万人,公益性岗位安置3.36万人^①。易地扶贫搬迁能够优化移民家庭劳动力配置,促进劳动力非农转移^[14],但以工资水平、劳动合同、移民主观评价等5个指标测算的移民就业质量在搬迁后有所下降,尤其是男性及中老年移民的就业质量显著下降^[14]。由于非农劳动力数量对耕地是否撂荒和撂荒规模可能存在正向影响,农户搬迁后非农劳动力的增多使得耕地面临较大的撂荒风险^[15]。已有研究对陕西、贵州的易地扶贫搬迁农户实地调研发现,搬迁农户撂荒耕地比例分别为53.8%、62.3%^[15,16]。由此,易地扶贫搬迁促进了移民非农就业和市民化进程,但也不可避免地带来了移民迁出区农地利用低效等问题。这也突出反映了在中国城乡人口流动加速期经济社会要素重组引起乡村土地利用和人地关系转型,值得密切关注。

基于此,本文利用2021年陕西省易地扶贫搬迁城镇安置农户调研数据,采用OLS模型、Heckman两阶段模型及调节效应模型,从非农就业区域和非农就业质量两个视角考察其对易地扶贫搬迁农户耕地撂荒的影响及其差异性,厘清非农就业区域影响耕地撂荒

① 陕西省发展和改革委员会. 84万搬迁群众开启幸福美好生活新篇章 陕西省易地搬迁后续扶持工作成效显著. [2022-02-11]. <http://sndrc.shaanxi.gov.cn/zjww/jgcs/xye/gzxx/Rr6ji2.htm>.

的经济机理,并进一步识别非农就业劳动力结构带来的异质性影响,以期为提高迁出区农地利用效率提供针对性对策建议。

1 理论与经验分析

1.1 非农就业区域对耕地撂荒的综合效应

易地扶贫搬迁通过拓宽搬迁劳动力就业、增收渠道,一定程度上改变了搬迁农户的农业生产条件和非农就业环境。理性搬迁农户会依据不同家庭成员要素禀赋差异将其劳动力资源先后在农业部门与非农部门之间、不同非农就业区域之间进行重新配置,以实现家庭效用最大化。按照国内学者通常采用的界定方法,即就业区域是否在县域范围内,将非农就业划分为本地非农就业和异地非农就业^[17]。非农就业区域差异主要通过影响搬迁劳动力的务农时间投入、家庭耕地经营规模、农业生产资本投入等要素配置行为影响其耕地撂荒。

首先,不同就业区域将带来搬迁劳动力务农时间投入的差异。不同非农就业区域通过兼业的难易程度影响农户务农时间投入,进而影响其耕地撂荒。因距离优势本地非农就业劳动力具有兼业的空间条件,可兼顾季节性农业生产的劳动需要,同时,适度农业劳动力流失能够缓解农业劳动力“过密化”^[18],延续“半工半耕”生计模式;异地非农就业却因空间距离障碍失去了兼业经营土地的可能。相比本地非农就业,较高的单位时间工资导致异地非农就业劳动力返乡务农需承担较高机会成本^[15]。因此,在经济利益最大化的驱动下,异地非农就业劳动力更可能减少农业投入时间以实现务工的连续性^[12]。因此,与本地非农就业相比,搬迁农户中异地非农就业劳动力越多,农业劳动力流失越明显,耕地更可能被撂荒。

其次,不同就业区域将导致搬迁户适度的耕地经营规模的差异。基于要素配置角度,耕地经营规模是农户耕地撂荒的重要原因之一^[19]。多数学者认为耕地面积与耕地撂荒呈现显著负向影响^[20];但程先同等^[21]发现承包地面积对耕地撂荒具有显著正向影响;而洪炜杰^[19]明确理性农户大多选择与劳动力相匹配的耕地面积,并通过实证发现承包地面积和耕地撂荒呈现“U”型关系,其拐点在户均耕地面积为9亩(1亩 $\approx 667\text{ m}^2$)。因此,考虑到搬迁农户户均耕地经营规模较小,本地非农就业劳动力更可能兼顾自身农地经营,甚至转入其他农户耕地,扩大耕地经营规模,以提高自身收入、抑制耕地撂荒;家庭中异地就业劳动力人数的增多,务农劳动力的刚性约束越强,迫使农户进一步缩减家庭耕地经营规模。对于超出适度规模的耕地,搬迁户多选择将原有承包耕地零租金流转和人情流转^[20]。但受限于迁出区农地流转市场发育不完善^[22],耕地撂荒概率较高。

最后,不同就业区域将导致搬迁家庭农业生产资本投入的差异。相比本地非农就业劳动力,异地非农就业劳动力通常能够获得较高的工资收入,拓宽了农户家庭收入约束边界。此时农户存在两种行为选择:一是以资本替代劳动,增加农业生产要素投入。家庭中异地就业劳动力的增多,必然带来家庭收入水平的提高,这使得农户有能力购买更多的增产性生产要素(化肥、农药等)^[18],以抵消异地就业导致劳动力减少对农业生产的不利影响,进而可能减少耕地撂荒。二是选择将更多劳动力配置到非农就业部门,减少农业生产要素投入。家庭中异地非农就业人数的增多,必然会增加家庭收入结构中的非农收入占比,弱化搬迁户对农业的生存依赖程度,农业边缘化或副业化现象明显,包括化肥、农业劳动投入在内的各种要素投入相应减少^[18],导致农业经营趋于粗放甚至撂

荒。已有文献对此结论并不一致, 仍需进一步验证。

1.2 非农就业质量对非农就业区域与农地撂荒关系的调节效应

以恰亚诺夫为代表的实体主义学派强调农户行动的逻辑是“生存伦理”和“安全第一”, 认为小农是典型的风险规避者。因此, 农户撂荒耕地的重要前提是农户实现高质量的非农就业, 获得长期稳定的非农收入, 以满足生存保障需求。而实现更高质量就业也是搬迁户融入城市、实现生计可持续的关键^[14]。经济学意义上的就业质量通常是指劳动力人力资本与工作岗位的技能要求和报酬水平的匹配程度。当二者相匹配时, 劳资双方均愿意维持当下的雇佣状态, 即具有就业稳定性。因此, 经济学研究中通常根据就业稳定性来衡量就业质量^[23]。已有研究表明就业质量直接影响到务工人员的收入水平、收入预期、主观福祉及永久迁移意愿等方面^[24,25], 但对农地处置的影响研究较少。

搬迁劳动力非农就业质量通过收入水平、收入预期、阶层认同等影响农户对农地依赖程度^[22,24], 进而影响搬迁农户的农地处置。具体地, 对于异地就业劳动力而言, 通过与用人单位签订劳动合同, 其合法权益得到保障, 短期内更换工作的可能性较低, 有助于移民获得较高的非农收入、形成稳定的非农收入预期。同时, 稳定的工作能够增强移民的身份认同感^[24], 城市身份认同的增强会提升移民撂荒耕地的可能性^[22]。因此, 实现稳定、高质量的异地就业可能会弱化耕地保障功能, 降低农地重要性, 增加耕地撂荒概率。然而, 大量同质搬迁劳动力迁入城镇, 地区劳动力市场的供求结构性不匹配, 搬迁劳动力就业质量下降^[14], 其非农就业不稳定, 抵御不确定性风险的能力较低。此时耕地仍然具有较强的经济与社会保障功能, 非农就业可能是搬迁劳动力追求更高收入的暂时选择, 年老后极有可能回归农业, 土地成为搬迁劳动力进城失败的退路。因此, 在非农就业不稳定的情况下, 出于风险规避与乡土认同的考虑, 理性搬迁劳动力自发形成了“进入城市能打工, 退守农村能种田”的自我防护机制, 耕地撂荒的可能性较低, “离农不离地”“进城不弃地”现象进一步加剧。

相比于异地非农就业, 本地非农就业的工资水平往往较低, 但具有兼顾耕地经营的空间及时间可能。因此, 本地非农就业劳动力即使实现了稳定就业, 也更愿意保留一定的口粮田, 这成为降低其城镇生活成本、补充其家庭收入的方式之一, 耕地撂荒的可能性降低。而当本地非农就业劳动力未能实现稳定就业时, 土地成为其抵御“失业风险”及较高城市融入成本的最后一道屏障。出于风险最小化考虑, 搬迁劳动力选择撂荒的可能性较低。因此, 本地非农就业劳动力能否实现稳定就业, 对非农就业与耕地撂荒关系的影响有限。

1.3 非农就业区域对耕地撂荒影响的异质性

以户为单位的农地制度与根深蒂固的“家文化”观念, 使得农户家庭成为组织农业生产的基本单位。在易地扶贫搬迁后续帮扶政策支持下, 搬迁劳动力非农就业增多, “男主外女主内”“青壮年外出务工、老人妇女留守农业”的传统家庭内部分工模式逐步分化, 家中不同性别、不同代际成员在非农就业部门的比较优势差异进一步显现^[11], 进而影响其耕地撂荒。

(1) 性别差异方面。中国非农就业市场的性别差异客观存在, 加之易地扶贫搬迁劳动力人力资本普遍较低, 男性劳动力的强劳动力特征更能满足劳动密集型岗位需求, 更可能获得非农就业机会及较高的非农收入^[26]。因此, “男工女耕”成为搬迁户内部资源优化配置的方式。但是迁出区多为机械化程度较低的丘陵山区, 农业劳动力的需求较高。

区别于农业社会化服务水平较高的平原地区,迁出区留守女性劳动力难以获得足够的外部支持来应对劳动不足的困境。以坡耕地为代表的劣质耕地更可能率先被撂荒^[6]。相比女性劳动力,男性劳动力的强劳动力特征更能够满足多山的迁出区农业生产的劳动力需求。因此,男性劳动力异地就业更可能加剧耕地撂荒。

(2) 代际差异方面。本文借鉴郑淋议等^[27]的划分标准,将出生在1980年及之前的农民划分为老一代农民,生于1980年之后的农民则被界定为新生代农民,以此来探讨非农劳动力的代际差异对耕地撂荒的异质性影响。老一代劳动力外出务工的适应能力和劳动能力逐渐减弱,同时企业用工需求普遍年轻化^[14],可能会导致老一代劳动力被非农就业市场所排斥,此时耕地为其提供了就业保障。老一代农民工以农为生的生存状态及“惜地”“恋地”情结会进一步强化耕地的禀赋效应,抑制撂荒^[12];新生代劳动力普遍接受教育水平较高,更容易获得更多的非农就业机会和更高的非农收入,有更强的动力和能力融入城市并脱离农村,且缺乏农业管理能力,更可能撂荒耕地。此外,子女外出务工也会进一步提高老人农业参与率^[28],形成代际分工式的半工半耕模式,进而降低了耕地撂荒的可能。

2 研究方法与数据来源

2.1 研究区概况

陕西省地处中国内陆腹地,黄河中游,是粮食产销平衡区,耕地保护刻不容缓。陕西地势南北高、中间低,划分为陕北黄土高原、关中平原、陕南秦巴山区三大自然区。不同的地理环境导致区域间农业发展条件差异较大。综合考虑地区自然条件、耕地资源禀赋和易地扶贫搬迁规模,课题组分别在三大区域选择榆林市(定边县、靖边县)、渭南市(澄城县、合阳县)、商洛市(山阳县、丹凤县)、安康市(紫阳县、岚皋县)作为调查点。

榆林地处陕北黄土高原区,温带大陆性季风气候,沟壑纵横、水土流失严重。耕地为1388.9万亩,居全省首位,其中定边、靖边两县耕地占全市耕地的40.43%。粮食作物以玉米、马铃薯、小杂粮为主,是陕西杂粮主产区。渭南市地处关中平原区,温带季风气候,川原平地约占70%。耕地为591.02万亩,仅次于榆林。其中渭河冲积平原地势平坦、土壤肥沃、灌溉便利、种植历史悠久,是全国重要的商品粮生产基地。商洛市和安康市均处于陕南秦巴山区,亚热带季风气候,山地多,土地零碎且相对贫瘠,地质灾害频发,安康、商洛耕地分别为280.01万亩、177.20万亩,分居全省第7位、第9位。粮食作物以小麦、玉米、稻谷为主,中药材、茶叶等特色农业也得以发展^②。

恶劣的自然环境、限制发展的政策环境导致区域性贫困人口较多、贫困程度较深,调研县大多曾为国家扶贫开发重点县。为此,陕西省“十三五”期间共完成了24.9万户84.4万人的易地扶贫搬迁任务,并积极帮助搬迁农户实现非农就业,以摆脱贫困^③。其中,安康市搬迁规模最大(33.52万人,其中紫阳县133057人、岚皋县30044人),其次是商洛市(19.46万人,其中山阳县52785人,丹凤县28284人),渭南次之(7.56万人,

② 耕地数据源于2019年第三次全国国土调查数据。

③ 中华人民共和国国家发展和改革委员会振兴司. 地方异地扶贫搬迁工作巡礼之十八 易地扶贫搬迁开创美好生活. [2021-03-03]. https://www.ndrc.gov.cn/xwdt/ztzl/ydfpbqgzxl/dfxl/202103/t20210303_1268848_ext.html.

其中澄城县 8623 人，合阳县 4580 人），榆林市位列全省第六（45.62 万人，其中靖边县 7415 人，定边县 13226 人）。同时，坚持城镇安置、无土安置为主，搬迁户仍享有迁出区原耕地的承包经营权^[15]，但异地安置加剧了人地分离，对迁出区农地利用影响较大。因此，以陕西省易地扶贫搬迁地区为例，探究非农就业与耕地撂荒的关系具有典型性和代表性。

2.2 数据来源

本文所用数据来自课题组于 2021 年 7 月和 9 月对陕西省四市八县开展的易地扶贫搬迁专题调研。课题组首先选取了陕西易地扶贫搬迁规模较大的安康市、商洛市、渭南市和榆林市，其次，在该四市移民办推荐及多次预调查之后，课题组在每个市确定 2 个县作为正式调查地。调查对象为城镇集中安置社区的“十三五”易地扶贫搬迁农户。问卷内容包括家庭成员特征、搬迁前后家庭收入、农地利用现状与处置意愿、宅基地腾退状况、农地产权认知、搬迁后土地权益保障认知等。调查共发放问卷 1350 份，回收问卷 1302 份，剔除部分数据缺失、无地农户问卷后，得到有效样本共 1258 份，问卷有效率为 96.62%。

2.3 模型设定

2.3.1 基准回归模型：OLS 模型、Heckman 两阶段模型

本文首先选择使用简单 OLS 回归模型，基于 1258 个样本农户数据实证分析发现不同非农就业区域对耕地撂荒规模存在异质性影响。但也要注意，OLS 模型无法识别样本自选择问题。而耕地撂荒可分为是否撂荒、撂荒规模两阶段决策。为解决潜在的自选择问题，选择 Heckman 两阶段模型来实证非农就业区域对耕地撂荒的影响。第一阶段，采用 Probit 模型分析搬迁农户选择撂荒的影响因素，并将估计所得逆米尔斯系数（IMR）纳入第二阶段模型进行回归分析。选择模型具体如下：

$$A_i = \beta_0 + \beta_1 NEA_{1i} + \beta_2 NEA_{2i} + \beta_3 X_i + \beta_4 I_i + \sigma_i \quad (1)$$

式中： A_i 指搬迁农户是否撂荒耕地，是虚拟变量； NEA_{1i} 、 NEA_{2i} 分别表示搬迁家庭中本地非农就业人数（人）、异地非农就业人数（人）； X_i 为控制变量，包括户主受教育程度、耕地面积、调查地区等； I_i 为识别变量，根据限制性约束条件，估计是否存在撂荒模型中要求至少有一个对是否撂荒有影响、对撂荒规模没有直接影响的变量，本文选择人情礼往支出和户主年龄作为识别变量； $\beta_1 \sim \beta_4$ 是待估参数； β_0 是截距； σ_i 是随机扰动项。第二阶段，基于已撂荒样本利用 OLS 模型对耕地撂荒规模进行估计，公式如下：

$$As_i = \delta_0 + \delta_1 NEA_{1i} + \delta_2 NEA_{2i} + \delta_3 X_i + \delta_4 IMR + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中： As_i 为耕地撂荒规模，为连续变量； $\delta_1 \sim \delta_4$ 为待估参数； δ_0 为截距项； ε_i 为随机扰动项。若 δ_4 通过了显著性检验，即样本存在选择性偏差，适合采用 Heckman 两阶段模型；否则，可直接使用 OLS 模型。

2.3.2 调节效应模型及 Shapley 值分解法

通过构建非农就业区域与非农就业质量的交互项检验非农就业质量对搬迁农户非农就业区域与耕地撂荒关系的影响，回归方程如下：

$$A_i = \sigma_{10} + \sigma_{11} NEA_{1i} + \sigma_{12} NEA_{2i} + \sigma_{13} NEQ_{1i} + \sigma_{14} NEQ_{2i} + \sigma_{15} NEA_{1i} \times NEQ_{1i} + \sigma_{16} NEA_{2i} \times NEQ_{2i} + \sigma_{17} X_i + \sigma_{18} I_i + \mu_{1i} \quad (3)$$

$$As_i = \sigma_{20} + \sigma_{21} NEA_{1i} + \sigma_{22} NEA_{2i} + \sigma_{23} NEQ_{1i} + \sigma_{24} NEQ_{2i} + \sigma_{25} NEA_{1i} \times NEQ_{1i} + \sigma_{26} NEA_{2i} \times NEQ_{2i} + \sigma_{27} X_i + \sigma_{28} IMR + \mu_{2i} \quad (4)$$

式中： NEQ_{1i} 、 NEQ_{2i} 分别为本地非农就业人数中签订合同人数（人）、异地非农就业中签订合同人数（人），以衡量其非农就业质量； σ_{1i} 、 σ_{2i} （ $i=1, 2, \dots, 8$ ）为待估参数； σ_{10} 、 σ_{20} 为截距项； μ_{1i} 、 μ_{2i} 为随机扰动项。

计量经济模型通常会给出拟合优度（ R^2 ），但难以明确各自变量对因变量变异的解释程度。Shapely值分解法通过计算组合博弈框架下各变量的边际贡献来对模型总体的拟合优度进行分解，可解决此问题^[29]。本文使用Shapely值分解法来估算非农就业区域、非农就业质量对耕地撂荒变异的贡献度，以回答非农就业区域还是就业质量更重要这一关键问题。

2.4 变量选择

（1）被解释变量：耕地撂荒。耕地撂荒是由于耕地承包经营者主观原因造成的，一定时间内（如一年或一季）土地处于闲置或“荒芜”的状态。借鉴Lu^[9]和王倩等^[15]的研究，选用是否撂荒及撂荒规模衡量耕地撂荒，其中撂荒规模数据源自农户主观报告的撂荒面积。

（2）核心解释变量：本地非农就业和异地非农就业。参考已有研究^[17]，根据就业区域是否在县域范围以内，将非农就业细分为本地非农就业和异地非农就业。

（3）机制变量：非农就业质量。劳动合同的签订可有效保护劳动者的合法权益，有助于提高其就业质量。因此，参考周闯^[24]的研究，选用签订劳动合同人数衡量非农就业质量。

（4）识别变量：人情礼往支出和户主年龄。人情礼往开支是家庭社会网络的测度方式之一，与搬迁户耕地规模、耕地利用强度等变量无关，不会直接影响其耕地撂荒规模。但人情礼往开支较大的农户，社会网络较为丰富，更可能将家庭资源配置到相对收益较高的非农活动，耕地撂荒可能性随之增加。此外，户主年龄越大，非农就业机会越小，农业生产经营、生产积极性随之增加，耕地撂荒可能性相应地降低，但对撂荒规模影响相对较小，这一点已得到实证检验^[15]。

（5）控制变量：借鉴已有研究，控制变量可归纳为四个方面：一是户主及家庭特征，包括户主受教育程度、家庭规模、抚养比、家庭收入^[12,20]；二是搬迁特征，包括搬迁时间、耕作半径^[15]；三是农地特征，选取了耕地面积、流转经历、承包地所有权认知等^[22]，四是调查地区。描述性统计结果如表1所示。

3 结果分析

3.1 描述性分析

（1）耕地撂荒情况。由表1可知，样本地区易地扶贫搬迁农户承包的耕地撂荒发生率相对较高。在1258份样本农户数据中，存在耕地撂荒现象的样本共有450份，平均撂荒规模为3.45亩，撂荒农户占比为35.77%。这一比例显著高于全国平均的20%^[5]，欧洲的15.1%^[30]，甚至高于同为发展中国家尼泊尔的23.9%^[3]。由此可见，易地扶贫搬迁迁出区耕地撂荒较为普遍，耕地整治潜力巨大，农地处置政策存在改进的空间。

（2）非农就业情况。由表2可知，样本地区易地扶贫搬迁群众非农就业特征如下：一是本地转移和异地转移并举，但异地转移仍居主导地位。样本农户户均非农劳动力为1.452人，本地非农就业人数、异地非农就业人数分别为0.491人、0.960人，占比为

表1 变量定义及描述性统计分析
Table 1 Variable definition and descriptive statistical analysis

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
撂荒行为	农户家庭是否存在耕地撂荒？1是；0否	0.358	0.480	0	1
撂荒规模	实际撂荒面积/亩（缩尾处理）	3.451	8.682	0	55
核心自变量					
非农就业	15~64岁之间、具有劳动能力、在除农业以外的其他所有行业从事生产经营活动的家庭成员数量/人	1.452	0.918	0	5
本地非农就业	家庭内实现县域（区）内非农就业人数/人	0.491	0.663	0	3
异地非农就业	家庭内实现县域（区）外非农就业人数/人	0.960	0.912	0	4
机制变量					
本地非农就业质量	本地非农就业中签订劳动合同的人数/人	0.140	0.390	0	3
异地非农就业质量	异地非农就业中签订劳动合同的人数/人	0.269	0.565	0	3
识别变量					
人情礼往支出	人情、礼金费用/千元（缩尾处理）	4.340	4.949	0	25
户主年龄	户主实际年龄/岁	53.922	12.297	20	90
控制变量					
户主受教育程度	1文盲；2小学；3初中；4高中/中专；5大专及以上	2.314	0.836	1	5
家庭规模	农户家庭总人口数/人	4.33	1.307	1	8
抚养比	（家庭65岁以上老人数+15岁以下儿童人数）/家庭总人数	0.319	0.238	0	1
家庭收入	农户家庭总收入/元（取对数）	10.26	1.39	0	13.026
搬迁时间	2021—搬迁年份	2.161	0.743	0	5
耕作半径	安置房与耕地的距离/km（取对数）	3.217	0.846	0	5.303
耕地面积	农户在第二轮承包的耕地总面积/亩（缩尾处理）	15.738	20.161	0.7	120
流转经历	农户是否参与过土地流转？1是；0否	0.269	0.443	0	1
农地流转难易程度	1很困难；2比较困难；3一般；4比较容易；5很容易	2.273	1.24	1	5
宅基地腾退	宅基地是否腾退？1是；0否	0.858	0.349	0	1
承包地所有权认知是否正确	1正确；0否	0.056	0.231	0	1
搬迁后农地权益保障认知	搬迁后，您是否担心您家原有的承包地权益会失去或受损：1非常担心；2有一些担心；3无所谓；4不担心；5完全不担心	2.742	1.404	1	5
地区（陕南为参照组）	样本农户是否位于关中地区？1是；0否	0.171	0.377	0	1
	样本农户是否位于陕北地区？1是；0否	0.229	0.420	0	1

33.839%、66.161%。这与李聪等^[31]2011年在陕西省安康市的调研结果相近。二是无论是本地非农就业还是异地非农就业，男性非农就业的劳动力均多于女性劳动力，其中男性异地非农就业劳动力占比最高。具体地，男性非农劳动力占家庭非农劳动力的68.573%，其中男性异地非农就业人数占比达45.830%。三是代际分工视角下新生代非农劳动力占比较高，尤其是新生代异地非农就业劳动力。由表2可知，新生代非农劳动力占到家庭非农劳动力的59.091%，其中新生代异地非农就业劳动力占比达42.278%。也就是说，受家庭内部分工及自身人力资本等影响，男性劳动力、新生代劳动力更容易实现异

表2 搬迁农户家庭不同类型劳动力分布情况

Table 2 Distribution of different types of labor force in relocated rural households

变量名称/人	均值	标准差	占家庭非农劳动力比例/%	最小值	最大值
家庭非农劳动力人数	1.452	0.918	100.000	0	5
非农就业区域划分					
本地非农就业人数	0.491	0.663	33.839	0	3
异地非农就业人数	0.960	0.912	66.161	0	4
性别划分					
男性非农劳动力人数	0.995	0.664	68.573	0	4
女性非农劳动力人数	0.456	0.622	31.427	0	3
男性本地非农就业人数	0.330	0.514	22.743	0	2
男性异地非农就业人数	0.665	0.688	45.830	0	4
女性本地非农就业人数	0.161	0.374	11.096	0	2
女性异地非农就业人数	0.295	0.539	20.331	0	3
代际划分（以1980年为界）					
老一代非农就业人数	0.594	0.659	40.909	0	3
新生代非农就业人数	0.858	0.771	59.091	0	4
老一代本地非农就业人数	0.247	0.475	17.032	0	2
老一代异地非农就业人数	0.347	0.568	23.877	0	3
新生代本地非农就业人数	0.244	0.485	16.813	0	2
新生代异地非农就业人数	0.614	0.733	42.278	0	3

地非农就业。

3.2 基准模型估计结果

表3是易地扶贫搬迁农户非农就业区域影响耕地撂荒的基准回归结果。从估计结果可知，逆米尔斯系数在10%的水平上显著，这说明搬迁农户耕地撂荒行为存在样本选择性偏误问题，本文使用Heckman模型是合适的。由表3模型2可知，不同就业区域下非农就业人数均在5%显著性水平上对其耕地撂荒行为及撂荒规模产生正向影响，但影响程度存在差异，即异地非农就业对耕地撂荒的边际效应要高于本地非农就业。与模型1相比，模型2考虑了样本自选择问题，异地非农就业对耕地撂荒的影响进一步凸现。由模型2可知，异地非农就业、本地非农就业对耕地撂荒行为的边际效应分别为0.062、0.049，而对耕地撂荒规模的边际效应分别为2.981亩、2.568亩。

3.3 稳健性检验及内生性讨论

为检验研究结论的可靠性，本文进行了如下稳健性检验：一是更换模型。以Logit和Tobit模型替换基准回归中Heckman模型，结果见表4模型1和模型2；二是替换核心解释变量。借鉴李宁等^[11]的做法，使用不同类型非农就业人数占家庭总劳动力的占比替换核心解释变量，结果见模型3。如表4所示，稳健性检验结果表明本地非农就业、异地非农就业对耕地撂荒影响的作用方向和显著性程度无实质性变化，说明估计结果稳健。三是工具变量法。考虑到农户非农就业与耕地撂荒之间可能存在互为因果关系导致内生性问题，本文借鉴谢花林等^[20]研究选择同一安置社区中除农户*i*外，社区其他农户家庭本地非农就业人数及异地非农就业人数的均值作为工具变量，进行两阶段最小二乘回归，结果

表3 非农就业区域对耕地撂荒的实证结果

Table 3 Regression results of non-agricultural employment areas on farmland abandonment

变量名称	(1) OLS	(2) Heckman	
	撂荒规模 边际效应	撂荒行为 边际效应	撂荒规模 边际效应
核心变量			
本地非农就业	1.042** (0.467)	0.049** (0.023)	2.568** (1.185)
异地非农就业	1.252*** (0.261)	0.062** (0.018)	2.981*** (0.946)
控制变量			
户主受教育程度	-0.276 (0.256)	-0.027* (0.016)	-0.559 (0.479)
家庭规模	-0.635*** (0.209)	-0.035*** (0.011)	-1.518*** (0.484)
抚养比	4.922*** (1.162)	0.269*** (0.059)	10.136*** (3.702)
家庭收入	-0.275** (0.134)	-0.022** (0.010)	-0.509* (0.308)
搬迁时间	-0.319 (0.500)	-0.027 (0.020)	-0.333 (1.026)
耕地半径	0.991*** (0.242)	0.056*** (0.015)	2.063*** (0.753)
耕地面积	0.215*** (0.031)	0.004*** (0.001)	0.401*** (0.053)
流转经历	-1.626*** (0.492)	-0.124*** (0.031)	-4.411*** (1.668)
农地流转难易程度	-0.307 (0.197)	-0.032*** (0.011)	-1.311** (0.609)
宅基地腾退	0.815 (0.575)	0.049 (0.037)	0.677 (1.104)
农地所有权认知是否正确	-1.819** (0.800)	-0.096* (0.054)	-6.489** (2.802)
搬迁后承包地权益保障认知	0.251* (0.152)	0.007 (0.009)	0.605** (0.300)
地区 (陕南为参照组)	是否位于关中 -1.429*** (0.461)	-0.326*** (0.035)	-9.430* (5.394)
	是否位于陕北 -0.836 (0.906)	-0.200*** (0.042)	2.555 (2.686)
识别变量			
人情礼往支出		0.005* (0.002)	
户主年龄		-0.002* (0.001)	
逆米尔斯系数			10.732* (5.621)
样本量/份	1258	1258	450
R ²	0.289	0.147	0.617
Wald 检验(Prod >χ ²)	/	416.71(0.000)	

注：*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平；括号内数字为稳健性标准误；下同。

表4 稳健性检验结果
Table 4 Robustness test results

变量名称	方法一：更换模型		方法二：更换核心解释变量	
	撂荒行为	撂荒规模	撂荒行为	撂荒规模
	(1) Logit	(2) Tobit	(3) Heckman	
	边际效应	边际效应	边际效应	
本地非农就业	0.051** (0.023)	0.763*** (0.273)		
异地非农就业	0.060*** (0.018)	0.928*** (0.215)		
本地非农就业人数占家庭劳动力的比例			0.099* (0.052)	5.405** (2.227)
异地非农就业人数占家庭劳动力的比例			0.176*** (0.048)	9.627*** (2.417)
控制变量	控制	控制	控制	控制
人情礼往支出			0.004** (0.002)	
户主年龄			-0.002** (0.001)	
逆米尔斯系数				9.430* (5.068)
样本量/份	1258	1258	1218	432
R ²	0.143	0.072	0.159	0.598

再次证明了基准回归结果的稳健性^④。

3.4 机制分析

3.4.1 非农就业质量的调节效应分析

进一步考察非农就业质量的调节效应，回归结果如表5所示。研究发现，（1）交互项结果表明，非农就业质量强化了不同就业区域下非农就业对耕地撂荒规模的正向作用，即非农就业越稳定，耕地撂荒规模越大。如果仅考虑非农就业区域，忽视非农就业质量，会高估非农就业对耕地撂荒的影响，这为现实生活中部分农户参与非农就业率高但耕地撂荒率低的矛盾提供了重要解释。（2）根据Shapely值分解结果可知，搬迁劳动力非农就业区域因素对耕地撂荒行为、撂荒规模的贡献值分别为3.29%、2.36%，均远高于非农就业质量的贡献度（1.68%、1.50%）。

3.4.2 异质性分析

（1）基于性别差异的非农就业区域对耕地撂荒的影响

综合性别和就业区域差异，本文将非农就业细分为男性本地非农就业、男性异地非农就业、女性本地非农就业及女性异地非农就业。由表6可知，仅关注性别差异时，男性非农就业和女性非农就业均加剧了耕地撂荒行为及规模，且男性非农劳动力的边际效应要高于女性。具体地，男性、女性非农劳动力对耕地撂荒行为的边际效应分别为0.071、0.046，而对撂荒规模的边际效应分别为3.460亩、2.286亩，均在5%的水平上显

④ 因篇幅所限，回归估计结果不再列示，备案。

表5 非农就业区域和非农就业质量对农户耕地撂荒的作用机制分析

Table 5 Moderating effect analysis of non-farm employment areas and quality on farmland abandonment

变量名称	撂荒行为		撂荒规模	
	系数	Shapely 值分解 R ² /%	系数	Shapely 值分解 R ² /%
本地非农就业	0.208 ^{**} (0.086)	1.10	1.731(1.208)	0.65
异地非农就业	0.181 ^{***} (0.061)	2.19	2.327 ^{**} (0.927)	1.71
小计	/	3.29	/	2.36
本地非农就业质量	-0.230(0.264)	1.47	-9.886 ^{***} (3.205)	1.08
异地非农就业质量	0.050(0.086)	0.21	0.868(0.914)	0.42
小计	/	1.68	/	1.50
本地非农就业×本地非农就业质量	0.000(0.156)	1.05	6.521 ^{***} (1.857)	2.32
异地非农就业×异地非农就业质量	0.074(0.142)	0.21	2.806 [*] (1.689)	0.73
人情礼往支出	0.015 [*] (0.008)	3.49		
户主年龄	-0.006 [*] (0.004)	1.54		
控制变量	控制	88.73	控制	89.90
常数项	0.570(0.461)		-3.753(5.721)	
逆米尔斯系数			9.516 [*] (5.706)	3.19
样本量/份	1258		450	
R ²	0.150		0.633	
Wald 检验(Prod >χ ²)		483.24(0.000)		

著（模型1）。

基于就业区域一性别差异视角分析发现：（1）由模型2可知，不同类型非农就业对耕地撂荒行为均具有显著正向影响，但影响程度存在差异：男性异地就业（0.079）>女性本地就业（0.064）>男性本地就业（0.054）>女性异地就业（0.043）。可见，相较于女性劳动力，男性异地非农就业对耕地撂荒行为的影响最大。（2）不同类型非农就业对耕地撂荒规模具有显著正向影响，但影响程度存在差异：男性异地就业（3.810亩）>女性本地就业（2.933亩）>男性本地就业（2.791亩）>女性异地就业（2.181亩）。由此可见，相较于女性劳动力，男性劳动力异地非农就业是迁出区耕地撂荒的主要驱动力。但这与庄健等^[12]研究结论存在差异，其原因可能在于易地扶贫搬迁迁出区较为恶劣的农业生产条件（耕地细碎化、机械化水平低、交通不便等）需要大量劳动力投入农业生产，男性强劳动力的析出对当地农地利用影响较大。此外，女性本地非农就业的高边际效应也应引起重视。家庭中已婚女性在非农转移次序和就业地点上均具有从属性，其非农转移的实现往往意味着家庭离农程度的提高，甚至彻底离农^[11,12]。易地扶贫搬迁及后续帮扶政策所推动的社区工厂、扶贫车间等为留守女性劳动力提供了众多本地非农就业机会，传统角色观念通常会赋予本地就业的女性劳动力更多照顾家庭的责任，务农劳动力进一步析出，耕地撂荒可能性及规模随之增加。

（2）基于代际差异的非农就业对耕地撂荒的影响

依据代际及就业区域差异，本文将非农就业劳动力细分为老一代异地非农就业、老一代本地非农就业、新生代异地非农就业、新生代本地非农就业。由表7可知，仅关注代际差异时，相较于新生代劳动力，老一代非农就业对撂荒行为和规模的影响更大。具

表6 基于性别差异的异质性分析结果
Table 6 Heterogeneity analysis results by gender

变量名称	(1) Heckman		(2) Heckman	
	撂荒行为 边际效应	撂荒规模 边际效应	撂荒行为 边际效应	撂荒规模 边际效应
男性非农就业	0.071*** (0.022)	3.460*** (1.144)		
女性非农就业	0.046** (0.022)	2.286** (0.920)		
女性本地就业			0.064* (0.035)	2.933* (1.519)
女性异地就业			0.043* (0.025)	2.181** (0.924)
男性本地就业			0.054* (0.030)	2.791** (1.377)
男性异地就业			0.079*** (0.023)	3.810*** (1.187)
控制变量	控制	控制	控制	控制
人情礼往支出	0.005* (0.002)		0.004* (0.002)	
户主年龄	-0.002* (0.001)		-0.002* (0.001)	
逆米尔斯系数		10.442* (5.556)		10.782* (5.715)
样本量/份	1258	450	1258	450
R ²	0.148	0.617	0.149	0.618
Wald 检验(Prod >χ ²)	424.79(0.000)		414.75(0.000)	

体地，老一代和新生代非农劳动力对耕地撂荒行为的边际效应分别为0.065和0.054，对撂荒规模的边际效应分别为3.019亩和2.705亩，均在5%的水平上正向显著。

综合就业区域一代际差异视角分析发现：（1）不同类型非农就业对耕地撂荒行为均具有显著正向影响，但影响程度不同：老一代异地就业（0.071）>新生代异地就业（0.058）>老一代本地就业（0.052）。需要引起注意的是，老一代对农地情结较深，大多倾向于兼顾本地非农就业与农业生产，导致该类群体耕地撂荒发生概率最低。（2）对撂荒规模的边际影响上，老一代异地就业（3.136亩）>新生代异地就业（3.005亩）>老一代本地就业（2.693亩）。由此可见，相较于新生代劳动力，老一代劳动力非农就业的实现会加剧耕地撂荒规模，尤其是老一代劳动力异地非农就业的增加，这与已有研究保持一致^[12]。此外，新生代本地就业对耕地撂荒行为及撂荒规模的正向影响均未能通过显著性检验，其原因可能在于现阶段新生代劳动力是搬迁农户务农的补充劳动力，并非主力军，对农业生产经营参与较少，恋地情结较弱，对农地利用决策难以起到决定性作用。同时，其本地就业可在一定程度上满足家庭农业生产的季节性劳动需求，进而并未能显著提高耕地撂荒概率及规模。

表7 基于代际差异的异质性分析结果
Table 7 Heterogeneity analysis results by generation

变量名称	(1) Heckman		(2) Heckman	
	撂荒行为	撂荒规模	撂荒行为	撂荒规模
	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应
老一代非农就业	0.065*** (0.022)	3.019*** (1.066)		
新生代非农就业	0.054*** (0.020)	2.705** (0.962)		
老一代本地非农就业			0.052* (0.029)	2.693** (1.218)
老一代异地非农就业			0.071*** (0.024)	3.136** (1.094)
新生代本地非农就业			0.044 (0.030)	1.254 (1.414)
新生代异地非农就业			0.058*** (0.021)	3.005*** (0.983)
控制变量	控制	控制	控制	控制
人情礼往支出	0.005* (0.002)		0.005* (0.002)	
户主年龄	-0.002* (0.001)		-0.002* (0.001)	
逆米尔斯系数		10.450* (5.473)		9.846* (5.481)
样本量/份	1258	450	1258	450
R ²	0.147	0.616	0.148	0.619
Wald 检验(Prod > χ^2)	425.08(0.000)		447.56(0.000)	

4 结论与讨论

4.1 结论

本文利用陕西省4市8县1258份易地扶贫搬迁农户实地调研数据，实证分析了不同非农就业区域对搬迁农户耕地撂荒的影响，以及以就业稳定性表征的非农就业质量的作用及其影响程度，并进一步考虑了家庭劳动力结构特征产生的异质性影响。研究发现：

（1）不同非农就业区域对耕地撂荒均具有显著正向影响，但影响程度存在差异。其中，异地非农就业对撂荒行为及撂荒规模的边际效应均高于本地非农就业的影响。通过更换模型、替代核心解释变量、工具变量法的稳健性分析发现，研究结论具有稳健性。

（2）机制分析表明，非农就业质量强化了不同就业区域非农就业对耕地撂荒规模的正向作用，且非农就业区域因素对耕地撂荒的作用要大于非农就业质量的影响。

（3）异质性分析表明，搬迁劳动力非农就业区域选择对耕地撂荒的影响因劳动力性别和代际结构存在异质性影响。具体而言，家庭男性劳动力、老一代劳动力的异地非农就业对耕地撂荒行为及规模的影响更大。

4.2 讨论与建议

后搬迁时代,如何有效盘活迁出地的土地资源,对于实现移民生计可持续具有重要意义。与已有研究相比,本文的边际贡献在于:(1)利用最新一手易地扶贫搬迁农户调研数据,将非农就业进一步细分为本地非农就业和异地非农就业,探索了家庭劳动力非农就业空间分布差异对耕地撂荒的影响。(2)从定量角度考察了非农就业区域与就业质量差异对耕地撂荒的差异化影响。同时,进一步具体分析了搬迁劳动力的性别与代际差异对耕地撂荒的异质性影响,有助于提高耕地撂荒治理政策的针对性。

本文结论与以往研究既有相同之处,也有不同之处。(1)发现异地非农就业、本地非农就业对耕地撂荒均具有显著正向影响,前者与庄健等^[12]、程先同等^[21]研究结论保持一致,但后者与庄健等^[12]研究结论存在差异。原因可能在于:易地扶贫搬迁带来了搬迁劳动力的家庭性迁移,原来的留守劳动力也可在社区工厂、产业园区等地实现本地非农就业,加之耕作半径的延长增加了务农时间机会成本^[15],进而更可能导致迁出区耕地撂荒。(2)研究还发现搬迁劳动力非农就业质量对耕地撂荒的效应低于就业区域的效应,这是以往研究未曾关注到的。搬迁劳动力大多从事体力劳动,非农就业稳定性普遍较低,导致非农就业质量对农户耕地撂荒的影响有限。但非农就业质量的作用不容忽视,仍需重点关注。随着搬迁农户人力资本及社会资本不断增强,获取稳定非农就业机会也会逐步提高,将直接影响农民土地意识、土地依赖程度以及农业劳动力投入等,进而影响耕地撂荒。这一点已得到部分学者关注^[32]。(3)聚焦于“十三五”城镇安置搬迁群体。不同于自发性农业转移人口的选择性迁移模式,易地扶贫搬迁农户是政府主导的政策性移民,多采用家庭性迁移。不同的家庭迁移模式使得农户与农地联结程度不同,进而做出差异化的农地利用决策。未来可收集更长时间序列、不同类型农业转移人口(如自发性农业转移人口,以及生态移民、工程移民等在内的政策性移民,或城镇安置和中心村安置等不同类型搬迁农户)样本进行分析。

本文研究发现,相较于异地非农就业,本地非农就业对搬迁户耕地撂荒的边际效应较小,且非农就业区域因素的影响高于非农就业质量因素。基于此,地方政府应积极发展易地扶贫搬迁迁入地的县域经济,重塑县域产业结构,提高搬迁劳动力本地稳定就业比例,以抑制耕地撂荒增速。同时,应积极推动易地扶贫搬迁后续就业帮扶与迁出区耕地资源再配置的协调统筹。一方面,易地扶贫搬迁后续就业帮扶应结合搬迁户家庭劳动力的性别结构、代际结构与就业区域采取针对性扶持政策,如对家中新生代本地就业劳动力占比较高的搬迁农户,本地就业帮扶政策要给予更多的倾斜,以降低农户宜耕农地撂荒率。另一方面,耕地资源应随搬迁农户劳动力结构的变化而做出适当调整,在充分发挥村集体经济组织作用基础上实现区域耕地资源的再配置和优化利用。对于劣质、耕种困难的撂荒地,应积极鼓励搬迁农户退耕还林还草、种植经济林等劳动节约型作物;对于宜耕撂荒地,村集体应积极组织、鼓励搬迁农户将其转移给有能力的农户,如将家中老一代、男性劳动力异地非农就业占比较高搬迁户的闲置耕地流转给新生代本地劳动力占比较高的搬迁户,实现“耕者有其田”。

此外,针对如何有效缓解耕地撂荒,学术界现已形成了“以农地流转扩大土地经营规模”和“以农业社会化服务扩大服务规模”两种观点。前者强调以农地流转解决农地细碎化困境,减少撂荒^[20]。本文发现耕地流转经历会显著抑制耕地撂荒,但耕地面积显著促进耕地撂荒,其根源在于迁出区农地细碎化严重、耕地质量较差。易地扶贫搬迁迁

出区以农地流转抑制耕地撂荒是有条件的, 如耕地流转需发生在邻近地块之间、以大规模土地整治为基础。因此, 应结合易地扶贫搬迁地区特点推进土地综合整治, 开展适度规模经营, 抑制撂荒。第二种观点强调完善农业社会化服务体系, 以弥补因非农转移和老龄化引起的农业劳动力短缺, 减少耕地撂荒。老一代劳动力的本地非农就业是缓解迁出区耕地撂荒的着力点之一, 迁出区对适应和满足小农户的农业社会化服务需求较高, 积极建立健全山区农业社会化服务体系成为抑制山地较多、交通不便的易地扶贫迁出区宜耕农地撂荒的有效路径之一。

参考文献(References):

- [1] XU D, DENG X, GUO S, et al. Labor migration and farmland abandonment in rural China: Empirical results and policy implications. *Journal of Environmental Management*, 2019, 232(2): 738-750.
- [2] MOVAHEDI R, JAWANMARDI S, AZADI H, et al. Why do farmers abandon agricultural lands? The case of Western Iran. *Land Use Policy*, 2021, 108(6): 1-10.
- [3] CHAUDHARY S, WANG Y, DIXIT A M, et al. A synopsis of farmland abandonment and its driving factors in Nepal. *Land*, 2020, 9(3): 1-22.
- [4] HE Y, XIE H, PENG C. Analyzing the behavioral mechanism of farmland abandonment in the hilly mountainous areas in China from the perspective of farming household diversity. *Land Use Policy*, 2020, 99(1): 1-10.
- [5] LI L, PAN Y, ZHENG R, et al. Understanding the spatiotemporal patterns of seasonal, annual, and consecutive farmland abandonment in China with time-series MODIS images during the period 2005-2019. *Land Degradation & Development*, 2022, 33(10): 1608-1625.
- [6] 李雨凌, 马雯秋, 姜广辉, 等. 中国粮食主产区耕地撂荒程度及其对粮食产量的影响. *自然资源学报*, 2021, 36(6): 1439-1454. [LI Y L, MA W Q, JIANG G H, et al. The degree of cultivated land abandonment and its influence on grain yield in main grain producing areas of China. *Journal of Natural Resources*, 2021, 36(6): 1439-1454.]
- [7] ZHU X, XIAO G, ZHANG D, et al. Mapping abandoned farmland in China using time series MODIS NDVI. *Science of the Total Environment*, 2021, 755(2): 1-16.
- [8] DENG X, XU D, QI Y, et al. Labor off-farm employment and cropland abandonment in rural China: Spatial distribution and empirical analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2018, 15(9): 1808-1824.
- [9] LU C. Does household laborer migration promote farmland abandonment in China?. *Growth and Change*, 2020, 51(4): 1804-1836.
- [10] 蔡昉. 农业劳动力转移潜力耗尽了吗?. *中国农村经济*, 2018, (9): 2-13. [CAI F. Has China's labor mobility exhausted its momentum?. *Chinese Rural Economy*, 2018, (9): 2-13.]
- [11] 李宁, 蔡荣, 李光勤. 农户的非农就业区域选择如何影响农地流转决策: 基于成员性别与代际分工的分析视角. *公共管理学报*, 2018, 15(2): 93-103. [LI N, CAI R, LI G Q. How does the choice of farmers' non-agricultural employment area affect the decision-making of farmland transfer? Based on the analytical perspective of member gender and generational division of labor. *Journal of Public Management*, 2018, 15(2): 93-103.]
- [12] 庄健, 罗必良. 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. *南京农业大学学报: 社会科学版*, 2022, 22(5): 112-123. [ZHUANG J, LUO B L. How does labor distance affect farmland abandonment: An investigation in consideration of the differences of time, gender and generation. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Science Edition*, 2022, 22(5): 112-123.]
- [13] 盖庆恩, 朱喜, 史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响. *经济学: 季刊*, 2014, 13(3): 1147-1170. [GAI Q E, ZHU X, SHI Q H. Labor's migration and Chinese agricultural production. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(3): 1147-1170.]
- [14] 张会萍, 罗媛月. 易地扶贫搬迁的促就业效果研究: 基于劳动力非农转移和就业质量的双重视角. *中国人口科学*, 2021, (2): 13-25, 126. [ZHANG H P, LUO Y Y. Research on the effect of poverty alleviation through relocation on employment: From the perspective of labor transfer and employment quality. *Chinese Journal of Population Science*, 2021, (2): 13-25, 126.]
- [15] 王倩, 邱俊杰, 余劲. 移民搬迁是否加剧了山区耕地撂荒: 基于陕南三市 1578 户农户面板数据. *自然资源学报*,

- 2019, 34(7): 1376-1390. [WANG Q, QIU J J, YU J. Does rural resettlement accelerate farmland abandonment in mountainous areas: A case study of 1578 households in Southern Shaanxi. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(7): 1376-1390.]
- [16] 汪磊, 汪霞. 易地扶贫搬迁前后农户生计资本演化及其对增收的贡献度分析: 基于贵州省的调查研究. *探索*, 2016, (6): 93-98. [WANG L, WANG X. Analysis of the evolution of rural households' livelihood capital and its contribution to income increase before and after relocation for poverty alleviation: Based on a survey in Guizhou province. *Probe*, 2016, (6): 93-98.]
- [17] 武汉大学易地扶贫搬迁后续扶持研究课题组. 易地扶贫搬迁的基本特征与后续扶持的路径选择. *中国农村经济*, 2020, (12): 88-102. [Research Group of Wuhan University on Follow-up Support for Relocation for Poverty Alleviation. The basic characteristics of relocation for poverty alleviation and path selections of the follow-up support. *Chinese Rural Economy*, 2020, (12): 88-102.]
- [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. *中国农村经济*, 2016, (12): 2-16. [QIAN L, HONG M Y. Non-farm employment, land transfer and changes in agricultural production efficiency: An empirical study based on CFPS data. *Chinese Rural Economy*, 2016, (12): 2-16.]
- [19] 洪炜杰. 自然禀赋与农地撂荒: 基于对农户承包地规模的考察. *南京农业大学学报: 社会科学版*, 2022, 22(5): 124-135. [HONG W J. Initial natural endowment and farmers' land abandonment behavior: Based on the investigation of the scale of contracted land. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Science Edition*, 2022, 22(5): 124-135.]
- [20] 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. *自然资源学报*, 2022, 37(2): 408-423. [XIE H L, HUANG Y Q. Impact of non-agricultural employment and land transfer on farmland abandonment behaviors of farmer: A case study in Fujian- Jiangxi- Hunan Mountainous Areas. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(2): 408-423.]
- [21] 程先同, 洪周, 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. *长江流域资源与环境*, 2021, 30(1): 246-256. [CHENG X T, HONG Z, LIU X H, et al. Study on effect of farmers' concurrent business degree on cropland abandonment in mountainous area: A case study in Wuling Mountain Area. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2021, 30(1): 246-256.]
- [22] 黎洁, 孙晶晶. 生计分化、权益保障认知与易地扶贫搬迁农户的农地处置意愿研究: 以陕西易地扶贫搬迁农户为例. *干旱区资源与环境*, 2021, 35(10): 24-31. [LI J, SUN J J. Livelihood differentiation, land rights protection awareness and willingness of farmland disposal for relocated households of poverty alleviation. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2021, 35(10): 24-31.]
- [23] 邵敏, 武鹏. 出口贸易、人力资本与农民工的就业稳定性: 兼议我国产业和贸易的升级. *管理世界*, 2019, 35(3): 99-113. [SHAO M, WU P. Export trade, human capital, and employment stability of migrant workers: On the upgrading of China's industry and trade. *Journal of Management World*, 2019, 35(3): 99-113.]
- [24] 周闯. 农民工的工作稳定性与永久迁移意愿. *人口与发展*, 2022, 28(5): 148-160. [ZHOU C. Migrant workers' employment stability and willingness to move permanently. *Population and Development*, 2022, 28(5): 148-160.]
- [25] 凌珑. 就业质量与居民主观福利: 基于中国劳动力动态调查的实证研究. *统计研究*, 2022, 39(10): 149-160. [LING L. Employment quality and residents' subjective well-being: An empirical study based on China labor force dynamic survey. *Statistical Research*, 2022, 39(10): 149-160.]
- [26] 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. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(1): 160-169. [ZHU W J, LUO B L. Labor migration, gender differences, farmland transfer, and its contract selection. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(1): 160-169.]
- [27] 郑淋议, 钱文荣, 刘琦, 等. 新一轮农地确权对耕地生态保护的影响: 以化肥、农药施用为例. *中国农村经济*, 2021, (6): 76-93. [ZHENG L Y, QIAN W R, LIU Q, et al. The impact of the new round of farmland certification on the ecological protection of cultivated land: Taking the application of chemical fertilizers and pesticides as examples. *Chinese Rural Economy*, 2021, (6): 76-93.]
- [28] 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. *中国农村经济*, 2007, (10): 46-52. [BAI N S, LI J, CHEN C. Offspring going out to work, transfer income and agricultural labor supply of rural elderly: A study on three villages in Anhui province with concentrated labor force output. *Chinese Rural Economy*, 2007, (10): 46-52.]

- [29] HUETTNER F, SUNDER M. Axiomatic arguments for decomposing goodness of fit according to Shapley and Owen values. *Electronic Journal of Statistics*, 2012, 6(7): 1239-1250.
- [30] VALUJEVA K, DEBERNARDINI M, FREED E K, et al. Abandoned farmland: Past failures or future opportunities for Europe's Green Deal? A Baltic case-study. *Environmental Science & Policy*, 2022, 128(2): 175-184.
- [31] 李聪, 李萍, 韩秀华, 等. 易地移民搬迁对家庭劳动力外出务工活动的影响机制: 来自陕南地区的证据. *西安交通大学学报: 社会科学版*, 2017, 37(1): 64-71. [LI C, LI P, HAN X H, et al. The impact mechanism of relocation on rural households' out-migration in south of Shaanxi province. *Journal of Xi'an Jiaotong University: Social Sciences*, 2017, 37(1): 64-71.]
- [32] 谢花林, 吴箐, 李秀彬. 湘闽赣山区劳动力转移差异对梯田撂荒决策和规模的影响. *地理学报*, 2023, 78(1): 16-34. [XIE H L, WU J, LI X B. Impact of labor transfer differences on terrace abandonment: Evidence from micro-survey of farmers in the mountainous areas of Hunan, Fujian and Jiangxi. *Acta Geographica Sinica*, 2023, 78(1): 16-34.]

Non-agricultural employment and farmland abandonment of relocated households of poverty alleviation: Employment area or employment quality more important?

SUN Jing-jing, LI Jie

(School of Public Policy and Administration, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China)

Abstract: Coordinating farmland resources in the emigration region and the employment resources in resettlement area in the poverty alleviation resettlement (PAR) program can contribute to the sustainable development of resettlers' livelihoods. The Heckman model was used to explore the influence of non-agricultural employment areas on farmland abandonment and examines the moderating effect of non-agricultural employment quality by using data from 1258 micro-scale resettlers of the PAR program in Shaanxi province. The results show that: (1) Different employment areas have a significant and positive impact on the behavior and scale of farmland abandonment, but the marginal effect of labor transfer out of the county (LTO) on their farmland abandonment behavior and scale of relocated households is higher than that of labor transfer within the county (LTI). (2) The quality of non-agricultural employment strengthens the impact of LTO and LTI on the scale of farmland abandonment, and non-agricultural employment areas have a stronger effect on farmland abandonment than the quality of non-agricultural employment. (3) Heterogeneity analysis shows that the LTO of male labor members and older generations labor members have a greater effect on the behavior and scale of farmland abandonment. Based on this, targeted suggestions for improving the efficiency of farmland use and curbing farmland abandonment are put forward, including promoting county economic growth, coordinating the follow-up employment support and the re-allocation of farmland resources in the emigration region, implementing land consolidation, and improving agricultural social service system.

Keywords: poverty alleviation resettlement program; rural household; farmland abandonment; non-agricultural employment area; non-agricultural employment quality