

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

程先同¹ 周洪¹ 刘秀华¹ 陈侠江²¹

(1. 西南大学 资源环境学院, 重庆 400716;

2. 重庆市北碚区经济和信息化委员会, 重庆 400700)

【摘要】: 武陵山区农户兼业现象普遍,对耕地种植和撂荒等土地利用活动影响深刻。基于武陵山区的酉阳、武隆和沿河3个区县551份实地调查问卷数据,运用Tobit分析法和Logistic分析法,分析农户兼业程度对耕地撂荒的影响,并进一步按农户生计类型和非农收入占比将农户分为4种类型,探讨不同兼业类型农户的撂荒特点及其影响因素。结果表明:(1)研究区农户兼业现象普遍,兼业农户占到了总农户的75.14%;(2)山区耕地撂荒现象严重,各类农户中撂荒户占比均在40%以上,其中I兼户最高,II兼户次之;(3)农户兼业会加剧耕地尤其是旱地的撂荒,农户兼业程度越高,耕地撂荒的可能性越大,但是农户兼业对水田撂荒的影响不显著;(4)兼业带来的非农收入的增加对农户的耕地撂荒产生了显著的正向影响,但不同兼业类型农户非农收入对耕地撂荒的影响程度不同,随着农户兼业程度的增加,耕地撂荒扩展的速度越快;(5)兼业也改变了其他因素对耕地撂荒的影响,使得不同兼业类型农户耕地撂荒的影响因素存在差异。根据研究结论,提出了对应的政策建议来引导农户合理利用耕地。

【关键词】: 兼业程度 耕地撂荒 影响因素 武陵山区

【中图分类号】:F301.2 **【文献标识码】:**A **【文章编号】:**1004-8227(2021)01-0246-11

改革开放以来,随着我国工业化、城镇化进程加快,在鼓励农民工进城等政策、非农就业机会增加、农业比较效益下降等的刺激下,大量农村劳动力向非农产业转移,兼业成为我国农村家庭规避风险、实现收入最大化的理性选择,农户兼业逐渐成为了我国农村的一种普遍现象^[1]。据全国农村经济社会典型调查数据和全国农村固定观察点调查数据,1993~2012年我国纯农户比重从49.9%持续减少到40.6%,减少了9.3%;纯非农户的比重从4.86%持续增长到12.06%,增长了7.2%;以农业为主兼营非农业户和以非农业为主兼营农业户的比重大体稳定,两者之和维持在44%左右^[2]。

农户作为广大农村投资、生产与消费等经济活动的微观行为主体,是农业生产中最基本的决策单元^[3]。兼业农户生产经营模式和消费需求的转变直接影响其土地利用行为决策,对耕地利用形态有着强烈的影响^[4,5],耕地撂荒就是其中之一^[6,7]。一些学者认为随着农户兼业的不断深化,部分兼业农户或直接专门从事非农业生产活动^[8],降低农业生产投入,增加耕地撂荒的可能性^[9~13];而有学者认为适度兼业有利于土地利用效率的提高,但兼业过度(家庭非农劳动力比例超过0.48)将会产生相反的效果^[14]。但是,山区农户的兼业程度对耕地撂荒的影响究竟如何,目前相应的研究不足。此外,不同兼业类型农户,撂荒情况也存在差异^[15]。因此,

作者简介: 程先同(1995~),男,硕士研究生,主要研究方向为土地利用规划. E-mail:cheng260137@163.com

周洪 E-mail:zhou-hong55555@163.com

基金项目: 国家自然科学基金项目(41601089)

研究不同兼业类型农户的耕地撂荒基本特征及影响因素有助于引导农户合理进行土地利用。不仅如此, 目前关于农户兼业对耕地撂荒的影响研究多将耕地当作一个整体, 较少分析农户兼业对水田撂荒和旱地撂荒的影响。因此, 本文在分析农户兼业对耕地撂荒影响的基础上, 进一步分析农户兼业对水田撂荒和旱地撂荒的影响, 并重点讨论不同兼业类型农户的耕地撂荒差异。

我国耕地撂荒现象分布广泛, 案例调查显示绝大部分耕地撂荒发生在山地丘陵地区^[16]。作为我国 14 个集中连片特困地区之一, 武陵山区地方社会经济水平较低, 平原少、山地多, 人均农地资源稀缺, 耕作条件艰苦, 大量青壮年选择到外地从事非农活动。外出务工的无序性与不稳定性, 导致农户离土困难, 兼业现象普遍^[17]。本文选取位于武陵山区的重庆市酉阳县、武隆区和贵州省沿河县作为研究区域的典型区县进行农户问卷调查, 分析山区农户兼业程度对耕地撂荒的影响以及不同兼业类型农户的耕地撂荒差异, 为缓解山区耕地撂荒现象、实现山区耕地资源的可持续利用提供理论支持和政策建议。

1 研究区概况

武陵山区(106° 56′ E~111° 49′ E, 27° 10′ N~31° 28′ N)位于云贵高原的东部延伸地带, 是我国三大地形阶梯中第一级阶梯向第二级阶梯的过渡带。总面积 17.18 万 km², 平均海拔高度在 1000m 左右。酉阳县、武隆区和沿河县分别位于武陵山区的重庆和贵州部分, 均属于“大山区”, 是武陵山区中生态脆弱性等级较高的区县。地区劳动力大量析出, 农户兼业现象普遍, 耕地撂荒严重。因此, 选取以上 3 个区县作为本研究的典型区县进行农户调查, 具有较好的代表性。各典型区县的基本情况如表 1 所示。

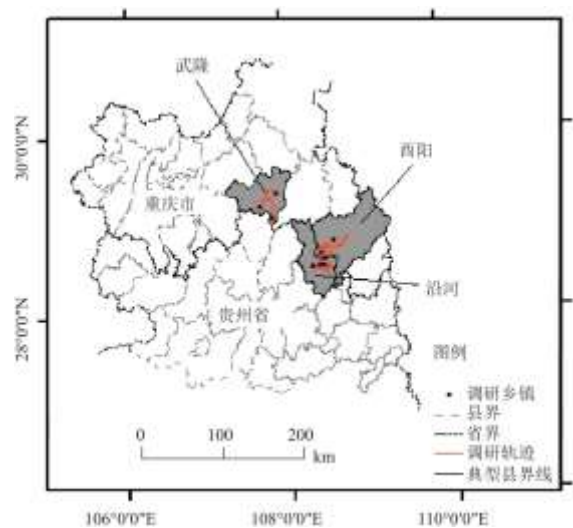


图 1 典型区县位置图

表 1 典型区县基本情况(2016 年)

区县	面积 (km ²)	海拔 (m)	常住人口 (10 ⁴ 人)	地区 GDP (亿元)	人均 GDP (万元)	城镇化率 (%)	粮食播种面积 (hm ²)
酉阳	5173	263~1895	55.16	129.48	2.34	28.36	89800
武隆	2901	160~2033	34.6	145.61	4.21	41.13	49956
沿河	2468	225~1462	45.3	92.81	2.05	25.87	54071

2 数据来源和方法

2.1 数据来源

2018 年 5 月底至 7 月初,课题组前往研究区进行农户问卷调查。样本采取多阶段随机抽样的方法,首先在选定的 3 个典型区县中根据人均收入、地形以及离县中心的远近选择 3 个乡镇,然后在每个乡镇中分别选择两个村,共计 18 个典型村进行农户调查。最终,选取酉阳县后坪乡的王家村、后兴村,万木乡的月亮村、木坪村,丁市镇的中坝村、厂坝村;武隆区浩口乡的浩口村、何家村,黄莺乡的群力村、黄莺村,火炉镇的向前村、岩峰村;沿河县官舟镇的黄龙村、曾家沟村,黑水乡的建权村、大山村,淇滩镇的皂渡村、新型村作为本研究的典型调研村。

问卷调查采用参与式农村评估(PRA)法^[18]。首先,每个村通过访问村长、书记填写村级调查表,对研究区耕地撂荒、劳动力外出务工情况、农民种植结构、种植习惯等耕地利用情况和特色产业等有了初步了解。在此基础上对本村农户进行随机抽样调查,调查对象以户主为主,其他家庭成员补充相关信息,每户调查用时约 2~3h。最终共获得 563 份有效问卷,其中酉阳 180 份,武隆 180 份,沿河 203 份。问卷的主要内容包括:(1)农户家庭基本情况;(2)农户耕地资源状况;(3)农户家庭收支状况。

2.2 农户类型划分

按非农化程度的高低以及农户生计类型的差异,参考国内相关农户类型划分的研究成果^[4,19~21],将农户兼业类型划分为 4 种:纯农户、农业兼业户(I 兼户)、非农业兼业户(II 兼户)和非农户。首先根据农户生计活动中有无农业活动分为农业户和非农户,然后按照非农收入占家庭总收入的比重将农业户进行细分,非农收入占家庭总收入比重小于或等于 5%的农户为纯农户,非农收入占家庭总收入比重大于 5%且小于或等于 50%的农户为 I 兼户,非农收入占家庭总收入比重大于 50%的农户为 II 兼户。

2.3 研究方法

本文分两步研究农户兼业对耕地撂荒的影响,第一步,分析兼业程度对总体农户耕地撂荒率、水田撂荒面积和旱地撂荒面积的影响;第二步,分析不同兼业类型农户撂荒行为的影响差异。

耕地撂荒一般是指农民因某种主观原因不愿耕种或者因旱涝灾害,致使耕地撂荒一季或一季以上的现象^[22]。耕地撂荒率是指农户撂荒地面积占农户承包地总面积的比例,由于耕地撂荒率是介于 0~1 之间的连续变量,用 Logistic 回归可能会带来估计参数是有偏差的^[23],因此,本文选用 Tobit 模型来分析农户兼业对耕地撂荒率的影响,该模型适用于因变量为受限连续变量的情况,其基本形式如下:

$$y = \begin{cases} 0, & y^* < 0 \\ y^*, & y^* \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$y^* = \alpha + \beta(A_i) + \gamma(B_i) + \delta(C_i) + \eta(D_i) + \varepsilon \quad (2)$$

式中: y 为实际观测值; y^* 为潜变量; A_i 、 B_i 、 C_i 、 D_i 为自变量向量; β 、 γ 、 δ 、 η 为回归系数向量; ε 为随机变量。其中,自变量从家庭状况(A_i)、收入状况(B_i)、耕地资源禀赋(C_i)、环境状况(D_i)等方面进行选择。具体指标设置如表 2 所示。

二元 Logistic 回归分析适用于因变量为两分变量的回归分析,是分析微观个体意愿、决策行为及其影响因素的理想模型^[24]。本文研究的农户撂荒行为有两种,撂荒和无撂荒,即农户撂荒与否是一个二分变量,因此,本文运用二分类 Logistic 模型探讨影响

农户撂荒的原因。因变量为“耕地是否撂荒”，把农户“撂荒”行为定义为 $y=1$ ，“无撂荒”行为定义为 $y=0$ ， p 为“撂荒”概率， $1-p$ 为“无撂荒”概率，则：

$$Prob(p) = \frac{e^z}{1 + e^z} = \frac{1}{1 + e^{-z}} \tag{3}$$

式中： $Z=B_0+B_1X_1+B_2X_2+\cdots+B_tX_t$ (t 为自变量的数目， B_0 和 B_t 为自变量 X 的常数和系数， e 为自然数。则

$$Prob(p) = (1 - p) = 1 - Prob(p) \tag{4}$$

自变量的设置和 Tobit 模型一样。

表 2 自变量定义及描述性统计

类型	自变量	变量含义	均值	标准差
家庭状况	家庭总人口	2017 年家庭实际人口数(人)	4.90	1.98
	家庭劳动力数量	从事农业活动或非农业活动人数(人)	2.93	1.25
	劳动力平均年龄	从事农业活动或非农业活动劳动力的平均年龄(岁)	45.33	10.56
	劳动力平均文化程度	未接受教育=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 大专及以上=5	2.39	0.70
	劳动力平均健康状况	优=1, 良=2, 中=3, 差=4	1.76	0.65
	外出务工人员数	外出从事非农业活动人数(人)	1.68	1.22
	家庭兼业程度	纯农户=1, I 兼户=2,	2.71	0.84
		II 兼户=3, 非农户=4		
收入状况	家庭总收入	家庭所有成员全部收入的总和(万元)	6.74	7.51
	种植业收入	家庭全年种植业收入总和(万元)	0.16	0.83
	非农收入	家庭全年非农业活动收入总和(万元)	5.50	7.14
耕地资源禀赋	承包地面积	家庭所拥有的承包地面积(hm ²)	0.38	0.41
	是否有耕地转出	家庭是否有耕地转出给他人(是=1, 否=0)	0.47	0.50
	耕地离家距离	地块平均离家距离(km) ¹	1.90	3.18
	耕地质量	地块平均等级(一等=1, 二等=2, 三等=3, 四等=4, 等外=5) ²	2.28	0.69
	地块规模	单个地块平均面积(hm ² /块)	0.05	0.05
环境状况	住宅离最近集市的距离	农户住宅离最近集市的距离(km)	7.17	5.30

注:①地块平均离家距离等于各地块面积与各地块离家距离乘积的总和除以地块面积的总和;②地块平均等级等于各地块面积与各地块等级乘积的总和除以地块面积的总和。

本文利用方差膨胀因子(VIF)和 Pearson 相关系数来检验自变量之间是否存在多重共线性。在进行检验之前,先对农户数据进行分类统计筛选,在剔除存在异常值和空值的农户后,选择出与本主题相关的 551 户农户。其中纯农户 87 户,Ⅰ兼户 37 户,Ⅱ兼户 377 户,非农户 50 户。然后分别对总体农户和 4 种类型农户样本进行共线性检验。在总体农户样本中,方差膨胀因子最大为 4.63,变量之间的相关系数绝对值最大为 0.6420(家庭总人口和劳动力数量)。纯农户样本中,方差膨胀因子最大为 2.49,变量之间的相关系数绝对值最大为 0.6019(家庭总人口和劳动力数量);Ⅰ兼户样本中,方差膨胀因子最大为 5.01,变量之间的相关系数绝对值最大为 0.6555(家庭总收入和外出务工人员数);Ⅱ兼户样本中,方差膨胀因子最大为 3.37,变量之间的相关系数绝对值最大为 0.7645(家庭劳动力数量和外出务工人员数);在非农户样本中,方差膨胀因子最大为 9.76,变量之间的相关系数绝对值最大为 0.7467(家庭总收入和外出务工人员数)。以上方差膨胀因子均小于 10,相关系数均小于 0.8,说明自变量之间不存在严重的多重共线性问题,可以构建回归模型。

3 结果分析

3.1 描述性统计

3.1.1 农户的基本特征

(1) 农户的兼业特征

在模型选取的 551 户农户中,兼业户占到了总体农户的 75.14%,其中Ⅰ兼户 37 户,Ⅱ兼户 377 户,分别占总体农户的 6.72%、68.42%。剩余 137 户农户中,纯农户 87 户,非农户 50 户,分别占总体农户的 15.79%和 9.07%。可见,兼业已经成为广大农户经济活动中的最主要特征。

(2) 农户的劳动力特征

如表 3 所示,总体农户的户均劳动力数量为 2.93 人,户均外出务工人员数为 1.68 人,外出务工人员数占户均劳动力数量的比重为 57.33%,说明总体而言非农活动在农户家庭中占据主导地位。劳动力平均年龄为 45.33 岁,统计发现 50 岁以上劳动力人数占比为 35.81%,60 岁以上劳动力占比为 20.38%,说明研究区农户劳动力老龄化情况较为严重。观察表 4 可以发现,总体农户劳动力文化水平以小学和初中为主,高中学历及以上的劳动力占比仅为 14.37%,说明研究区农户劳动力文化水平整体不高。

从纯农户到Ⅱ兼户,随着兼业程度的加深,户均人口和户均劳动力数量均呈增加趋势,而劳动力平均年龄则呈现递减趋势,说明家庭人口和劳动力数量越多,劳动力越年轻,农户越倾向于兼业。参考外出务工人员人数可以看出,人口和劳动力数量多的农户能够提供的剩余劳动力越多,为农户进行非农兼业提供了便利,这与陈晓红^[25]的研究结论相同。劳动力平均年龄越低意味着劳动力的质量相对更高,有更多的精力和活力参与到非农工作中。由于非农户只从事非农业活动,所以在户均人口和户均劳动力数量上没有延续增加趋势。就劳动力的配置而言,从Ⅰ兼户到非农户随着兼业程度的加深,外出务工人员数和非农工作时间均呈增加趋势,说明兼业程度越高的农户其重心越倾向于非农活动。另外从表 4 劳动力的文化结构来看,从纯农户到非农户未接受教育的劳动力比例分别为 32.93%、23.66%、16.92%和 9.65%,呈减少趋势,而初中及以上学历的劳动力比例则随着兼业程度的增加而提高。接受教育是农户提升自身素质和竞争力的关键途径之一,随着文化程度的提高,农户更有能力、也更倾向于从事非农经济活动^[26],而文化程度较低的农户进行兼业的几率较小^[27]。

表 3 农户劳动力特征表

农户类型	户均人口(人)	户均劳动力数量(人)	劳动力平均年龄(岁)	外出务工人数(人)	非农工作时间(月)
纯农户	3.34	1.87	54.53	—	—
I 兼户	4.22	2.51	47.53	1.08	6.60
II 兼户	5.39	3.26	42.31	2.05	9.53
非农户	4.40	2.28	40.54	2.06	9.88
总农户	4.90	2.93	45.33	1.68	9.34

表 4 农户劳动力文化结构表

农户类型	未接受教育(%)	小学(%)	初中(%)	高中(%)	大专及以上(%)
纯农户	32.93	42.07	21.34	1.83	1.22
I 兼户	23.66	33.33	32.26	9.68	1.08
II 兼户	16.92	34.66	32.30	10.58	5.53
非农户	9.65	37.72	37.72	11.40	3.51
总农户	18.65	35.63	31.35	9.73	4.64

(3) 农户的收入特征

表 5 显示, 总体农户的户均家庭总收入为 6.74 万元, 户均非农收入为 5.50 万元, 占家庭总收入的占比为 81.60%, 而户均农业收入仅为 0.48 万元, 占家庭总收入的比重为 7.12%。这说明非农收入已经成为农户家庭最主要的收入来源。

从纯农户到非农户, 其户均家庭总收入的比例为 1:3.44:5.75:5.8, 兼业对提高农户家庭收入的贡献十分显著。从收入结构来看, 纯农户严重依赖于农业收入和补助收入, 分别占到了总收入的 43.4%和 41.77%, 补助的有限性和农业比较收益的低下以及农产品市场的不稳定导致其经济基础薄弱。I 兼户的非农收入和农业收入分别占到了总收入的 31.17%和 31.36%, 但是务工的无序性使其依然相当重视土地的经济收益。II 兼户的非农收入占到了总收入的 88.11%, 农业收入只占其总收入的 5.31%, 且其户均总收入和户均非农收入与非农户相差无几, 这使得土地对其而言更多是一种保障。而非农户的非农收入占到了总收入的 90.04%, 基本不存在农业活动, 其土地主要用于转出或撂荒。

表 5 农户收入特征表

农户类型	户均家庭总收入(万元)	户均非农收入(万元)	户均农业收入(万元)	补助收入(万元)	其他收入(万元)
纯农户	1.37	—	0.59	0.57	0.20
I 兼户	4.71	1.47	1.48	0.80	0.96

II 兼户	7.88	6.94	0.42	0.38	0.13
非农户	7.94	7.15	—	0.40	0.39
总农户	6.74	5.50	0.48	0.44	0.32

3.1.2 农户的耕地撂荒特征

(1) 农户耕地撂荒的总体特点

野外实地调查发现,研究区撂荒现象普遍存在。统计显示,551 户农户的总承包地面积为 207.05hm²,其中撂荒地总面积为 44.59hm²,撂荒率达到 21.54%。有 241 户农户存在耕地撂荒行为,占样本农户的 43.74%,撂荒地共计 632 块,户均撂荒 0.19hm²。

在撂荒地类型方面,研究区旱地撂荒面积大于水田撂荒面积,旱地撂荒户数多于水田撂荒户数。旱地撂荒户数为 223 户,占撂荒农户的 92.53%,撂荒旱地 534 块,撂荒面积 37.01hm²,占撂荒地总面积的 83.00%,户均撂荒旱地 0.17hm²。而水田撂荒户为 77 户,占撂荒农户的 31.95%,撂荒水田 98 块,撂荒面积 7.58hm²,占撂荒地总面积的 17.00%,户均撂荒水田面积为 0.1hm²。

(2) 不同兼业类型农户耕地撂荒的总体特点

如表 6 所示,不同兼业类型的农户耕地撂荒存在显著差异。在撂荒户数比重方面, I 兼户最高为 54.05%, II 兼户次之为 43.77%,非农户最少为 40%,研究区耕地撂荒已经成为非常普遍的现象。从户均撂荒面积来看, II 兼户最多为 0.19hm²,非农户最少为 0.16hm²。从纯农户到 II 兼户,随着其兼业程度的增加户均撂荒面积也呈递增趋势,说明农户兼业可能会加剧山区的耕地撂荒情况。而从 II 兼户到非农户没有延续这一趋势可能是因为虽然非农户不再参与农业活动,但是由于非农户有较为稳定的非农就业,具有较强的耕地转出意愿、较长的流转周期和更低的流转租金,具有转入意愿的农户更愿意转入这种稳定性较强的土地,而兼业户想兼顾农业和非农活动,在转出意愿、转出期限和租出租金方面都没有优势,愿意接手的农户较少。不同兼业类型农户的耕地流转行为也证实了这种推论,统计发现,92%的非农户有耕地转出行为,而 I 兼户和 II 兼户仅有 51.35%和 44.83%的农户存在耕地转出行为,远远低于非农户的转出比例。另外,从撂荒原因来看,农户撂荒的主要原因是劳动力短缺和耕地距离远,对非农户而言没有人愿意转入耕地也是农户撂荒的主要原因之一。

表 6 不同兼业类型农户耕地撂荒特征

农户类型	撂荒户数	比重 (%)	户均撂荒面积 (hm ²)	撂荒原因
纯农户	36	41.38	0.17	劳动力短缺、距离远
I 兼农户	20	54.05	0.18	劳动力短缺、距离远
II 兼农户	165	43.77	0.19	劳动力短缺、距离远、土地质量差
非农户	20	40.00	0.16	劳动力短缺、没有人愿意转入土地

(3) 不同兼业类型农户撂荒的基本特点

在水田撂荒户比重和旱地撂荒户比重方面,从纯农户到非农户均呈现旱地撂荒户比重大于水田撂荒户比重的现象(表 7),说明农户更倾向于撂荒旱地。这主要是由于,研究区位于武陵山区,旱地面积要大于水田面积,此外,从整体上来看,水田的土地质量、区位条件和地形都要优于旱地,在劳动力不足时,农户会首先撂荒质量较差的旱地。

另外,从纯农户到非农户,随着兼业程度的增加,水田撂荒农户比重和水田户均撂荒面积均呈现递减的现象,而旱地户均撂荒面积则随着兼业程度的增加呈现递增的现象。这是因为随着兼业程度的增加,农户的农业劳动力比重越来越低,会优先种植质量较好的水田而将质量较差的耕地转出或者撂荒。此外,农户为了保证家庭的口粮也会优先考虑种植水田。

纯农户之所以户均水田撂荒面积大于户均旱地撂荒面积,且户均水田撂荒面积在各类农户中最大。一方面是因为纯农户的劳动力平均年龄远大于其他农户,老龄化的影响对纯农户作用更大,对他们而言耕种水田的难度要大于种植旱地;另一方面当地水利设施的缺乏导致部分水田灌溉困难,农户不想花费太多精力,选择将其田改旱或转出甚至撂荒。

表 7 不同兼业类型农户水田和旱地撂荒情况

农户类型	水田撂荒			旱地撂荒		
	户数	农户比重 (%)	户均面积 (hm ²)	户数	农户比重 (%)	户均面积 (hm ²)
纯农户	17	19.54	0.14	27	31.03	0.13
I 兼农户	7	18.92	0.11	18	48.65	0.16
II 兼农户	50	13.26	0.09	161	42.71	0.17
非农户	3	6.00	0.04	17	34.00	0.18

3.2 农户兼业程度对耕地撂荒的影响分析

Tobit 模型回归结果显示(表 8),家庭总人口、家庭劳动力数量对耕地撂荒率产生显著负向影响,外出务工人员对耕地撂荒率产生显著正向影响,说明家庭劳动力越多,耕地撂荒率越低,劳动力数量是影响农户耕地撂荒的重要因素,这一结果与表 6 农户撂荒原因中的劳动力短缺相符合。劳动力平均年龄对耕地撂荒率呈现显著正向影响,劳动力年龄越大,耕地撂荒率越高,说明农业劳动力的老龄化会在一定程度上加剧耕地的撂荒。劳动力文化程度和健康状况对耕地撂荒率影响不显著,主要是因为研究区仍然采用传统的小农生产模式,农业生产对劳动力的文化程度要求较低,并且研究区农户劳动力的健康状况基本相近。家庭兼业程度对耕地撂荒率产生显著正向影响,说明兼业程度越高,耕地撂荒率越高,撂荒越严重。这是因为兼业程度越高的农户,其家庭重心越倾向于非农活动,在家庭劳动力有限的情况下会优先将优质的劳动力投入到非农活动之中,而投入到农业活动中的劳动力越来越少,所以会导致耕地撂荒加剧。非农收入对耕地撂荒率也呈现显著正向影响,这是因为农户非农收入越高,农户参与务农的机会成本越大,基于比较收益的原则,非农收入越高的农户更倾向于放弃务农而选择非农工作,因此其耕地撂荒的可能性更大。非农收入的高低可以从侧面反映一个家庭的兼业程度,这也进一步说明了农户兼业的确会加剧耕地的撂荒,兼业程度越高,耕地撂荒越严重。承包地面积、耕地质量和耕地离家距离对耕地撂荒率均为显著正向影响,说明农户在承包地面积大且家庭劳动力短缺的情况下会选择将质量差和离家距离远的耕地撂荒。而是否有耕地转出对耕地撂荒率存在显著负向影响,说明耕地流转可以降低农户耕地撂荒的可能性。离最近集市的距离对耕地撂荒率呈显著正向影响,说明离集市越远农户越可能撂荒。

表 8 模型参数回归结果

指标		Tobit 模型			Logistic 模型			
		耕地撂荒率	水田撂荒面积	旱地撂荒面积	纯农户	I 兼户	II 兼户	非农户
家庭总	回归系数	-0.024*	-0.243	0.059	0.317	-0.708*	-0.041	-0.448
人口	标准误差	0.013	0.126	0.180	0.305	0.217	0.088	0.198
家庭劳	回归系数	-0.053*	-0.284	-0.470	-0.007	-0.475*	-0.323*	-1.595**
动力数量	标准误差	0.023	0.350	0.404	0.411	0.355	0.127	0.164
劳动力	回归系数	0.003*	0.031	0.042	0.014	0.194	0.050***	-0.063
平均年龄	标准误差	0.003	0.021	0.032	0.038	0.145	0.018	0.084
劳动力	回归系数	-0.160	-0.005	-0.749	-0.359	-0.392	-0.110	-1.078
文化程度	标准误差	0.034	0.279	0.454	0.342	0.097	0.196	0.299
劳动力	回归系数	0.050	0.2218	0.490	-0.001	0.519	-0.101	2.852
健康状况	标准误差	0.032	0.308	0.506	0.370	0.694	0.364	2.696
外出务工	回归系数	0.105***	0.618**	1.074**	—	0.915**	1.519**	0.767
人数	标准误差	0.038	0.396	0.522	—	0.135	0.363	1.873
家庭兼业	回归系数	0.046***	-0.092	0.130***	—	—	—	—
程度	标准误差	0.033	0.056	0.461	—	—	—	—
家庭总	回归系数	0.202	0.074	0.168	-0.145	0.334	-0.192	0.128
收入	标准误差	0.156	0.091	0.203	0.142	0.151	0.181	0.854
种植业	回归系数	-0.219	-0.088**	-0.120**	-1.241**	-1.194**	0.626	—
收入	标准误差	0.346	0.041	0.813	0.618	0.417	5.967	—
非农收入	回归系数	0.237*	-0.017	0.353**	—	0.410**	0.614**	0.797**
	标准误差	0.168	0.011	0.219	—	0.005	0.988	0.320
承包地	回归系数	0.006*	0.211**	0.686***	0.096	0.465**	0.064*	0.237*
面积	标准误差	0.004	0.088	0.206	0.073	0.364	0.050	0.164
是否有耕	回归系数	-0.165***	-0.524***	-0.856**	0.547	-0.552**	-0.645**	-6.671***
地转出	标准误差	0.043	0.563	0.614	1.003	0.039	0.139	0.003
耕地质量	回归系数	0.092***	0.253	1.001**	0.026**	-0.072	0.021***	-0.002
	标准误差	0.033	0.281	0.445	0.016	0.108	0.007	0.028

耕地离家	回归系数	0.043**	0.070	0.468***	0.570*	3.007*	0.760***	0.580**
距离	标准误差	0.019	0.061	0.177	0.544	3.187	0.247	0.508
地块规模	回归系数	0.022	1.139	0.413	-0.207	0.419	0.224	0.358
	标准误差	0.039	0.704	0.688	0.630	0.470	0.292	1.506
离最近集市的距离	回归系数	0.011***	0.004	0.176	0.057	-0.367**	0.073***	0.120
	标准误差	0.004	0.039	0.054	0.052	0.299	0.030	0.083
常数项	回归系数	-0.563**	-3.453*	-5.892***	-4.085	-2.320	-4.469***	-0.358
	标准误差	0.232	1.894	3.516	0.058	0.679	0.018	4.007

外出务工人数对水田撂荒面积和旱地撂荒面积均为显著正向影响,且对旱地的影响程度更大,进一步说明了劳动力短缺是影响农户撂荒的重要因素。农户兼业程度和家庭非农收入均对旱地撂荒面积为显著正向影响,说明农户兼业会显著加剧旱地的撂荒,而这两个指标对水田撂荒面积的影响不显著,这可能是由于研究区水田面积较少,农户之间差异不明显,但其系数为负,说明兼业可能在一定程度上减缓水田的撂荒,这与描述性统计的结果相同。种植业收入对水田和旱地撂荒面积为显著负向影响,种植业收入越高它们撂荒的可能性越低,且对旱地撂荒面积的影响更大,这是由于种植业的收入主要来源于旱地作物,水田种植的水稻主要是作为家庭口粮,很少拿来出售。耕地质量和耕地离家距离对旱地撂荒面积呈显著正向影响,对水田撂荒面积影响不显著;是否有耕地转出对旱地和水田撂荒面积呈显著负向影响,且对旱地的影响大于水田;此外承包地面积对水田和旱地撂荒面积均为显著正向影响,且对旱地的影响大于水田,这是因为在研究区水田的土地质量、区位条件和地形都要优于旱地,在承包地面积过大而家庭劳动力不足时,农户会优先把离家距离远和土地质量差的旱地流转出去或者撂荒。

3.3 不同兼业类型农户耕地撂荒的影响因素分析

由 Logistic 模型结果可知,影响纯农户撂荒的因素主要是种植业收入占比、耕地质量和耕地离家距离,可以看出纯农户主要是基于耕地的种植收益和耕种成本考虑而将离家距离远、质量差的耕地撂荒;影响 I 兼户撂荒的因素有总人口、家庭劳动力数量、外出务工人数、种植业收入、非农收入、承包地面积、是否有耕地转出、耕地离家距离以及离最近集市的距离,可以发现 I 兼户是在家庭劳动力一定的情况下,综合考虑务工收入和种植业收入,选择将未能流转出去的耕地和离家距离远的耕地撂荒;影响 II 兼户撂荒的因素有劳动力数量、劳动力年龄、外出务工人数、非农收入、承包地面积、是否有耕地转出、耕地质量、耕地离家距离和离最近集市的距离,II 兼户主要考虑农户务农的机会成本,除保留部分质量好、离家近的口粮田以外,将其他未能流转出去的耕地撂荒;影响非农户撂荒的因素有家庭劳动力数量、非农收入、承包地面积、是否有耕地转出和耕地离家距离,可知非农户尽可能利用家庭劳动力从事非农活动,选择将未能流转出去的耕地全部撂荒。总体来看,不同兼业类型农户的耕地撂荒决策主要基于家庭的生计类型和生计策略,以实现家庭收入的最大化为目标来配置家庭劳动力,从而决定撂荒耕地的规模、位置和类型。

观察表 8 中从家庭总人口变量到外出务工人数变量的模型结果可以发现,家庭劳动力状况会影响 I 兼户和 II 兼户对耕地撂荒的选择,而对纯农户和非农户耕地撂荒的影响不显著。进一步研究发现,劳动力对兼业户耕地撂荒的影响主要通过劳动力数量产生作用,这与 Tobit 模型结果相符合。

在收入指标方面,非农收入对 I 兼户、II 兼户和非农户的耕地撂荒产生显著的正向影响,且随着兼业程度的增加,影响程度越大,这一结论也与 Tobit 模型结果相符合。这是因为农户家庭的非农收入越高,农户参与务农的机会成本越大,基于比较收益的原则,兼业程度越高的农户更倾向于放弃务农而选择非农工作,其耕地撂荒的可能性更大。而种植业收入仅对农业收入占比较大的

纯农户和 I 兼户产生了显著的负向影响,且对纯农户影响程度更大。这是由于相对于纯农户来说,除了农业收入外, I 兼户还有与之相当的非农收入,对土地的依赖程度较纯农户更轻,因此对种植业收入的变化不如纯农户敏感。

是否有耕地转出对 I 兼户、II 兼户和非农户的耕地撂荒产生显著的负向影响,说明耕地流转确实可以减缓农户的耕地撂荒,这与 Tobit 模型结果相同。耕地离家距离对不同类型农户的耕地撂荒均有显著的正向影响,承包地面积对纯农户外的兼业农户耕地撂荒产生正向显著影响,而耕地质量主要影响纯农户和 II 兼户的耕地撂荒,说明耕地离家距离、承包地面积和耕地质量也是影响农户耕地撂荒的重要影响因素。这个结论与 Tobit 模型结果相符合。离最近集市的距离对 I 兼户和 II 兼户均有显著影响,其中对 I 兼户为负向影响,对 II 兼户为正向影响,这是由于对 I 兼户而言,距离集市越远耕地对其的经济意义更大,因此倾向于保留耕地,而对 II 兼户来说主要收入来源是非农收入,离集市越远 II 兼户将花费更多的精力从事非农活动,耕地撂荒的可能性也就越大。

4 结论和政策建议

4.1 结论

本文基于武陵山区的酉阳、武隆和沿河 3 个区县 551 份农户问卷数据,运用 Tobit 分析方法和 Logistic 分析法,分析山区农户兼业程度对耕地撂荒的影响以及不同兼业类型农户的耕地撂荒差异,得到以下结论:

(1) 研究区农户兼业现象普遍,兼业农户占到了总农户的 75.14%,其中, I 兼户占 6.72%, II 兼户占 68.42%,兼业已经成为广大农户经济活动中的主要部分。

(2) 山区农户耕地撂荒现象严重,各地农户中撂荒户占比均在 40%以上,其中 I 兼户最高, II 兼户次之。

(3) 农户兼业会加剧耕地尤其是旱地的撂荒,农户兼业程度越高,耕地撂荒的可能性越大,但是农户兼业对水田撂荒的影响不显著。

(4) 兼业带来的非农收入的增加对农户的耕地撂荒产生了显著的正向影响,但不同兼业类型农户非农收入对耕地撂荒的影响程度不同,随着农户兼业程度的增加,耕地撂荒扩展的速度越快。

(5) 兼业也改变了其他因素对耕地撂荒的影响,使得同一因素对不同兼业类型农户耕地撂荒的影响不同。总体来看,农户主要是基于家庭的生计类型和生计策略,以实现家庭收入的最大化为目标来决定撂荒耕地的规模、位置和类型。

4.2 政策建议

基于以上研究结论,本文提出以下缓解山区耕地撂荒的政策建议:

(1) 农户兼业对耕地撂荒产生了不可避免的影响。可以通过培育山区农村土地流转市场,促进兼业农户土地的转出。政府应该加强政策宣传,在农村开展土地经营权流转,采取互换、出租等形式,或者将撂荒地流转给有能力耕种的其他农户经营,提倡发展种植大户、家庭农场和村镇农业企业等,引导闲置和荒芜的土地向它们集中,实现耕地集约化经营。

(2) 在各类农户中家庭劳动力不足是导致撂荒的主要因素之一,因此应该推广免耕法等现代新型的耕作制度,提倡使用先进的小型农业机械,尽量减轻农民的劳动力强度,弥补农村劳动力不足的现状,使有限的土地资源能够得到充分合理的利用。对于质量差和离家距离远的耕地,可以通过土地整治、修建田间道路等途径来完善农村生产性基础设施,降低其耕作成本。推广种植花椒、果树等经济作物,提高农户的种植业收入,从而缓解耕地尤其是旱地的撂荒。

(3) 对于不同兼业类型的农户,耕地撂荒的影响因素有所不同,因此,应针对不同的农户类型,采取差别化的措施来缓解山区的耕地撂荒。耕地对纯农户和 I 兼户经济意义重大,应加强对这两类农户的培训力度,提高其农业技术能力。政府可以推广种植适宜的经济作物,通过宣传来增加农户农产品的销售渠道,适当提高农产品的收购价格以及增加种子、化肥、农药等方面的农业补贴。II 兼户和非农户的主要精力都放在了非农活动上,耕种能力有限,应当引导其将无力耕种的土地流转出去。

参考文献:

- [1] 杨肃昌, 范国华. 农户兼业化对农村生态环境影响的效应分析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(6): 52-63.
- [2] 赵佳, 姜长云. 兼业小农抑或家庭农场——中国农业家庭经营组织变迁的路径选择[J]. 农业经济题, 2015, 36(3): 11-18.
- [3] 李小建, 时慧娜. 基于农户视角的农区发展研究[J]. 人文地理, 2008, 23(1): 1-6.
- [4] 梁流涛, 曲福田, 诸培新, 等. 不同兼业类型农户的土地利用行为和效率分析——基于经济发达地区的实证研究[J]. 资源科学, 2008, (10): 1525-1532.
- [5] ELLIS F. Rural livelihoods and diversity in developing countries [J]. OUP Catalogue, 2000.
- [6] 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.
- [7] 钟太洋, 黄贤金. 农户层面土地利用变化研究综述[J]. 自然资源学报, 2007, 22(3): 341-352.
- [8] BOLLMAN R D. Off-farm work by farmers: An application of the kinked demand curve for labor [J]. Canadian Journal of Agricultural Economics, 1979. 27(3): 37-60.
- [9] 周丽娟. 农户耕地撂荒影响因素研究[D]. 成都: 四川农业大学, 2013.
- [10] 肖陶. 江阳区农村劳动力转移对耕地撂荒的影响研究[D]. 成都: 四川农业大学, 2016.
- [11] 李娟娟. 川东平行岭谷区撂荒地空间分布特征及撂荒原因研究[D]. 重庆: 重庆师范大学, 2018.
- [12] 李庆, 林光华, 何军. 农民兼业化与农业生产要素投入的相关性研究——基于农村固定观察点农户数据的分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2013, 13(3): 27-32.
- [13] 杨志海. 兼业经营对农户水稻生产的影响研究[D]. 武汉: 华中农业大学, 2015.
- [14] 梁流涛, 许立民. 生计资本与农户的土地利用效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(3): 63-69.
- [15] 李赞红, 阎建忠, 花晓波, 等. 不同类型农户撂荒及其影响因素研究——以重庆市 12 个典型村为例[J]. 地理研究, 2014, 33(4): 721-734.
- [16] 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.

-
- [17]鲁礼新, 马昌河, 鲁奇. 水城县沙坡村农户经济行为调查研究[J]. 地理研究, 2004, 23 (2) :218-226.
- [18]李小云. 参与式发展概论[M]. 北京:中国农业大学出版社, 2001:6-8.
- [19]阎建忠, 卓仁贵, 谢德体, 等. 不同生计类型农户的土地利用——三峡库区典型村的实证研究[J]. 地理学报, 2010, 65 (11) : 1401-1410.
- [20]HAO H G, LI X B, ZHANG J P. Impacts of part-time farming on agricultural land use in ecologically-vulnerable areas in Northern China [J]. Journal of Resources and Ecology, 2013, 4(1) :70-79.
- [21]WANG C C, YANG Y S, ZHANG Y Q. Economic development, rural livelihoods and ecological restoration:Evidence from China [J]. AMBIO, 2011, 40 (1) :78-87.
- [22]HECKMAN J. Shadow prices, market wages, and labor supply [J]. Econometrica, 1974, 42 (4) :679-694.
- [23]张初兵, 高康, 杨贵军. 判别分析与 Logistic 回归的模拟比较[J]. 统计与信息论坛, 2010, 25 (1) :19-25.
- [24]文华成. 四川丘区农村耕地撂荒问题研究[J]. 农村经济, 2003 (10) :18-20.
- [25]陈晓红. 经济发达地区农户兼业及其因素分析——来自苏州农村的实证调查[J]. 经济与管理研究, 2006 (10) :90-94.
- [26]张佰林, 杨庆媛, 严燕, 等. 快速城镇化进程中不同类型农户弃耕特点及原因——基于重庆市十区县 540 户农户调查[J]. 资源科学, 2011, 33 (11) :2047-2054.
- [27]梅建明. 转型时期农户兼业经营状况分析——以湖北省为例[J]. 财经研究, 2003, 29 (8) :69-75.