

休耕制度试点阶段经济补偿的绩效评估

——以云南省样本户为例¹

杨庆媛^{1,2}, 曾黎^{1,3}, 廖俊儒⁴, 杨人豪¹, 陈伊多¹

(1. 西南大学地理科学学院, 中国重庆 400715; 2. 西南大学绿色低碳发展研究所, 中国重庆 400715; 3. 成都市规划设计研究院, 中国四川成都 610041; 4. 华东师范大学地理科学学院, 中国上海 200214)

【摘要】以云南省 594 户调研样本为例, 在相对收入理论指引下采用倾向评分匹配法对休耕农户和非休耕农户进行特征匹配, 通过对比农户的家庭经济福利评估休耕经济补偿绩效, 并进一步论证休耕经济补偿绩效的影响因素。研究表明: ①现阶段休耕经济补偿导致农业收入减少 16.53%, 尽管非农收入能够提升 8.15%, 但家庭人均纯收入总体减少了 14.07%, 在一定程度上会挫伤农户参与休耕项目的积极性和主动性, 进一步影响休耕制度的可持续性。②回归分析发现, 人力资本和村庄特征对休耕经济补偿绩效有显著正向影响, 而休耕决策变量、社会资本和物质资本会产生显著的负向影响, 其中以家庭有效劳动力比和劳动力平均受教育年限为代表的人力资本是休耕经济补偿绩效的关键影响因子。为提升休耕经济补偿绩效, 文章从提升补偿标准, 丰富休耕补偿方式, 释放农业劳动力以及农业生产方式的转型升级四个方面提出政策建议。

【关键词】休耕补偿 相对收入理论 倾向评分匹配 绩效评估 云南

【中图分类号】: F321.1 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1000-8462(2018)12-0143-10

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2018.12.019

耕地休耕是土地所有者或经营者为提高耕地未来耕种的效率, 实现耕地可持续利用, 将部分耕地在一定时期内不种植农作物, 但要施以管护措施的重要手段^[1-2]。休耕经济补偿作为一种以耕地永续利用为目的, 以经济手段为主要方式, 调节利益相关者效益关系的制度安排^[3], 是激励农户参与休耕制度的关键。科学合理的休耕经济补偿通过规制微观利益主体的行为, 不仅能够调动休耕农户的积极性, 也能够有力保障休耕制度可持续运行, 实现生态环境保护的目的^[4-5]。尽管中国施行轮作休耕制度的终极目标是修复治理农田生态环境, 促进农业经济的可持续发展^[6], 但制度运行的不同阶段有不同的目标诉求。本文认为休耕补偿目标至少可以划分为三个阶段: 第一阶段是以稳固制度群众基础为目的的农民基础补偿, 第二阶段是以促进农业供给侧结构性改革为目的的农业结构调整补偿^[7], 第三阶段是以生态效应输出为目的的生态外溢补偿。在中国休耕制度试点阶段, 休耕项目实施时间较短, 农民对休耕政策的了解不够全面, 农民参与休耕项目缺乏主动性与积极性, 以云南省休耕调研区域为例, 农

¹收稿时间: 2018-05-10; 修回时间: 2018-10-27

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDC032)

作者简介: 杨庆媛(1966—), 女, 云南腾冲人, 教授, 博士生导师。主要研究方向为国土资源与区域规划、土地经济与政策。E-mail: yqyang@swu.edu.cn

通讯作者: 曾黎(1991—), 女, 四川彭州人, 硕士。主要研究方向为土地经济与政策。E-mail: zengxuli@163.com。

民对休耕项目的满意程度仅为 50%²，要提升休耕制度实施的效率，有效激励微观农户积极参与休耕是关键。因此，休耕制度试点阶段是以稳固群众基础为目的的补偿，这一阶段需要公众的广泛认同和参与，提高农户参与休耕的积极性和主动性是休耕制度试点阶段的首要目标。休耕经济补偿作为一种公共财政支出，补偿资金投入是否达到了预期目标，是否能够有效激励农户积极主动参与休耕，这对开展休耕补偿绩效评估研究提供了现实需要。

鉴于此，仅当农户有利可图，即农户参与休耕项目后的效用水平不低于参与休耕项目之前的效用水平时，此时的休耕补偿标准被认为是合理的^[8]，经济补偿刺激农户参与休耕项目的积极性与主动性效果才得以显现。目前关于休耕补偿的研究分为补偿前研究和补偿后研究两大领域^[9]，补偿前研究包括补偿理论方法的探索、补偿机制的研究等，补偿后研究体现在效果评估、经验总结等方面。从国内外现有研究成果来看，国外休耕制度成熟，休耕补偿的实施已进入第三阶段，休耕补偿被纳入到生态补偿的范畴，研究成果相对丰富、体系健全，针对补偿绩效评估的研究成果以案例分析为主，评估补偿实施的环境、生态效应^[10-12]，但基于社会学、经济学方法探讨补偿的社会经济效应的研究尚不多见。国内关于休耕补偿的研究主要表现在补偿前研究，如探讨休耕经济补偿的制度框架^[13, 14]，农户的受偿意愿^[15-16]以及休耕补偿标准的制定等针对当前休耕经济补偿的绩效评估的研究[#]不多见。为此，本文试图在休耕经济补偿后研究方面有所突破，利用 2017 年云南省休耕试点区域的调研数据，以休耕农户的经济福利为研究视角，借鉴相对收入理论，应用倾向评分匹配分析方法，探讨休耕经济补偿的绩效，在此基础上，通过最小二乘法考察补偿绩效的边际影响。以期为全国其他地区以及不同阶段的休耕补偿绩效评估提供参考，为完善休耕补偿政策提供科学依据。

1 研究区域与数据准备

1.1 研究区域选择

2016 年 6 月，农业部等印发的《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》指出，我国将在地下水漏斗区、重金属污染区以及生态严重退化区三大区域展开休耕试点^[20]。2008 年环境保护部印发的《全国生态脆弱区保护规划纲要》中划定的全国八大生态脆弱区^[21]，尤以西南岩溶山地石漠化区为典型^[22]，因此西南石漠化地区成为本次休耕的重点对象之一，该区域休耕试点主要在贵州、云南两个省域开展。



² 农户满意度数据通过调研区域有效资料统计分析得出。

依据交通便利性和区域典型性的原则,选取云南省昆明石林县和文山州砚山县的休耕试点区作为本次调研区域(图1),两县均处于西南地区典型的石漠化区域,是西南地区生态严重退化区之一。自2016年起,云南省在石林县、砚山县石漠化导致的生态严重退化的地区各安排1万亩耕地进行为期三年的连年休耕,2016年的休耕模式多以免耕种植绿肥和肥草植物混间种为主,休耕期间耕地无任何现金收益,种植的绿肥和牧草也不能供牲口食用,仅作耕地休养培肥用,因此2016年休耕的农户补偿标准统一为1000元/亩。

1.2 样本数据来源

研究数据来自国家社科基金重大项目《实行耕地轮作休耕制度研究》课题组2017年6~7月期间对案例区的人户调研。采取分层随机抽样法,原则有三:一是要兼顾休耕户和非休耕户;二是兼顾两个区县的经济发展水平和人口规模;三是每个抽样的行政村需保证15~20个农户的样本量。调研组在每个村同时对休耕农户和非休耕户进行人户访问,在石林县调研6个村,共351户,在砚山县调研7个村,共249户,共计调研农户600户,其中调研非休耕户198户,休耕户402户。此外对于调查中农户口述的有关其对休耕政策的心理、行为选择、意见及建议等问卷内容未涉及到的事项,本研究采用了录音记录与文字记录相结合的方法,在后期进行了整理。需要说明的是,砚山县和石林县除2016年休耕试点项目外,2017年也开展了休耕试点项目,由于调研期间2017年休耕项目尚未启动,因此本文将2017年休耕农户当作非休耕户处理。

本次调研剔除出现关键信息缺失户和信息矛盾户,实际回收有效问卷594户,休耕户问卷实际回收400户,非休耕户问卷实际回收194户,问卷有效率99%。运用SPSS对调查数据进行初步整理,通过箱形图(Box-plot)检查数据是否存在异常值,凡数据与上、下四分位数的距离超过1.5倍OR,本文认定为异常值,异常数据采用均值替代法处理。

2 理论与方法

2.1 理论框架

2.1.1 相对收入理论

效用是影响理性经济人行为选择的基础,常被作为决策方案选择的依据^[23],休耕制度试点阶段的经济补偿既然是以激励农户参与休耕项目为目的,农户参与休耕项目的前提条件是自身效用水平不降低,因此休耕制度运行初期,评估休耕经济补偿绩效的途径是通过量化农户效用水平的变化情况,判断休耕经济补偿标准的效果。由此,如何量化休耕农户的效用水平是关键。

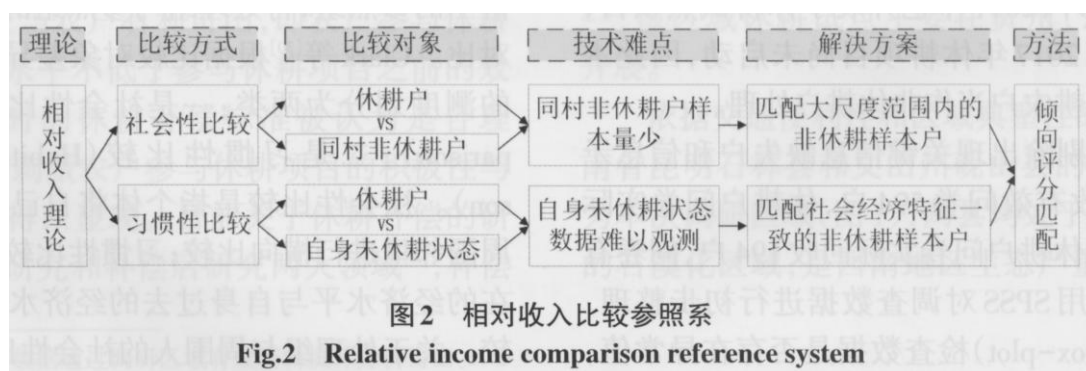
传统的经济学认为,个人效用主要由居民的绝对收入决定,意味着绝对收入水平的提高有利于个人效用的提高。然而,美国学者伊斯特林提出了“幸福悖论”^[24],认为人均收入水平的提高未必让居民效用增加,以国家宏观尺度为例,当国家变富裕后,国民的幸福程度并没有随之提高。经济学家JS Duesenberry^[25]提出相对收入理论来解释这一现象,该理论认为个体的效用水平不仅仅与自己的收入水平有关,人们攀比心理的存在使得周围人的收入水平对个人效用的影响至关重要;社会学家SStouffer^[26]也提出了相对剥夺(Relative Deprivation, RD)理论对此进行解释,认为人们倾向于关注自己的收入和其他人收入的差异程度,若自己的绝对收入增加,但增加后的收入与他人的收入差距变大,会产生被剥夺感,以致绝对收入的增加不会带来效用水平的提升。一般而言,处于贫困线之上的人们,其相对收入对其效用的影响远远大于绝对收入的影响^[27]。因此可以得出结论,个人的效用水平由绝对收入水平和相对收入水平共同决定,而且相对收入水平对个人效用水平有着显著的正向影响^[28-29]。

个人效用和相对收入间相互关系的研究,首先假定研究对象为处理组,基本前提是为处理组寻找恰当的参照组,将处理组与参照组的个人收入进行对比。Clark等[30]根据比较对象差异性将相对收入的测度划分为两类:一是社会性比较(Social comparison),二是习惯性比较(Habituation comparison)。社会性比较是指个体将自己的经济水平与周围邻里进行横向比较;习惯性比较是指个体将现在的经济水平与自身过去的经济水平进行纵向比较。关于处理组与周围人的社会性比较,参照组划

分方法也大致可分为两种:一种是按照自然地理位置或行政单元分组^[31],有学者对个体收入的社会性比较的研究分析发现,农村居民倾向于对同村的居民进行比较^[32];另一种着重关注研究个体的个人或家庭特征,寻找与处理组特征相似的人群进行比较^[33]。

2.1.2 相对收入理论的参照系设定

由相对收入理论分析得知,休耕农户的相对收入水平是影响农户效用水平的关键。因此在相对收入理论视角下,休耕农户的效用水平的影响因素有两个:一方面是休耕农户的社会性比较,即与未休耕的农户的横向比较,另一方面是休耕农户的习惯性比较,即与自身曾经未休耕状态的纵向比较(图2)。



针对以上两种对比方式,基于现有样本分析存在以下难点和本文提出的应对解决方案:第一,习惯性比较需要依托休耕农户未休耕时的社会经济特征数据,而现有调研资料中这项数据难以获取。对此,以休耕农户的社会经济特征为基础,运用计量模型进行特征匹配,寻找与休耕农户特征相似的非休耕户作为参照;第二,社会性比较需要依托休耕农户同村邻里的社会经济特征数据,然而由于同一个村的调研样本量不够大,同村样本之间的对比结果难以有足够的说服力,而大尺度范围的对比对象于单个农户而言是较为陌生的,对比尺度越大对农户的攀比和炫耀心理的影响越小,甚至影响消失。鉴于此,本文关注单个样本户的特征,通过特征匹配的方式在大尺度范围内寻找参照。

综上分析,两种对比方式的核心均指向寻找与休耕农户特征相似的参照组。倾向评分匹配法的理论逻辑可以实现本文中习惯性比较与社会性比较的统一处理。因此,本文通过倾向评分匹配法对休耕农户的效用水平进行比较,以观测现行补偿标准的激励效果。

2.2 研究方法

2.2.1 倾向评分匹配法

根据相对收入理论的分析,一般定义休耕农户为处理组,未休耕农户为参照组。对于现实状态下没有受到休耕政策影响的参照组,因其受到休耕补偿政策影响时的结果无法直接观测,要得到参照组受休耕补偿政策影响的结果关键要构建反事实框架(Counterfactual Framework),反事实是任何科学研究的核心,实质是原因不存在的情况下事件会发生的潜在结果或事件状态^[34]。Neyman 和 Rubin 基于反事实框架提出了倾向评分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)^[35-36]。

倾向评分匹配法是使用非实验数据或观测数据进行干预效应评估的一类统计方法,其核心是倾向值(Pscore)的计算,倾向值是指样本在控制可观测到的协变量的情况下,受到自变量影响的概率^[37]。具体思路是将处理组和参照组所有的协变量通过 Logistic 或 Probit 回归的方式计算倾向值的方式,将其降维成一维,并选用特定的匹配规则寻找与处理组有相同或相近特征的

参照组进行匹配，把参照组作为反事实的比较对象，以在处理组和参照组间达到协变量均衡可比，最后对比得到平均处理效应 (Average Treatment effect on Treated, ATT) ^[38]，可表达为：

$$ATT = E(Y_1 | T = 1) - E(Y_0 | T = 1) \quad (1)$$

式中：Y 是结果变量，Y₁ 和 Y₀ 分别表示休耕农户 (处理组) 能够直接观测到的状态和不能够被观测到的状态，令 T=1 表示休耕农户受到休耕补偿政策的影响，那么，E(Y₁|T=1) 表示的是休耕农户 (处理组) 受休耕补偿政策影响时的结果，E(Y₀|T=1) 表示的是一个假设状态，代表休耕农户 (处理组) 如果没有受休耕补偿政策影响时的结果，二者结果之差即 I 为效用净效应。

2.2.2 变量选择

休耕制度试点阶段，休耕经济补偿的绩效评估，实际是休耕经济补偿标准作用于农户的影响。由相对收入理论可知，补偿对农户的影响是通过影响其收入水平而作用于个人效用感知的，收入水平是农户家庭经济福利的具体表现，而家庭经济福利是效用在经济水平上的体现。因此，根据以上分析，评价休耕制度试点阶段经济补偿的绩效水平的基础在于观测休耕农户的家庭经济福利水平，即农户的经济福利净效应作为结局变量，家庭人均纯收入 (y)、农业收入 (ny) 和非农收入 (fy) 是绩效评估的具体指标。

自变量是倾向评分匹配模型中的关键变量，用以区分参照组和实验组，在休耕政策对农户经济福利的效应模型中，自变量为是否休耕 (fallow)，因休耕户样本量为 400 户远大于非休耕户的 194 户，因此方便模型匹配对应，将非休耕户作为处理组，将休耕户作为参照组。

协变量是倾向值运算的关键，农户特征能够被协变量越详细地表达，倾向得分越精细，匹配越精准。协变量的选择遵循两个基本原则^[39]：一是这些变量应该同时影响自变量和因变量；二是这些协变量不能受家庭经济福利的影响。关于第一个条件，现有文献已有对休耕决策变量和家庭经济福利变量影响因子的详细阐述^[16, 40]，对于第二个条件，一般只选择受处置前的特征变量，因为受处置前的变量肯定不受处置后的影响。依据以上两个原则，本文共选择农户家庭主事者的个人特征、家庭特征、生产特征和村庄特征四类变量。

有两点需要说明，第一，由于涉及到收入和支出的指标数值较大，因此取所有收入和支出变量的对数以压缩变量的尺度，削弱数据的共线性和异方差性，使数据更加平稳。第二，结局变量以对数值为统计量，要求原始值不能为负数，然而统计指标中的农业收入和人均纯收入皆以扣除成本的净收入计，难以避免负值出现，因此本文将纯收入为负值的情况处理成家庭负债。具体变量描述见表 2。

3 结果分析

3.1 休耕经济补偿绩效分析

3.1.1 模型检验

本文采用 Logit 模型估计倾向值，根据图 3 匹配前的倾向得分分布情况可以看出，非休耕组的倾向值集中在 0.80~1 的位置；而休耕组倾向得分大部分集中于 0~0.40 之间，说明样本在匹配前协变量之间存在较大差异，需要通过倾向评分匹配法进行匹配。

为保证匹配效果，首先应对样本进行平衡性检验，即是否满足重叠性假设，使处理组和参照组在各个协变量上不再有系统的差别，其原理是通过控制匹配变量的差异，从而排除协变量的差异性对结果变量的影响，以便评估净效应^[41]。一般而言匹配后的标准差异越接近于 0，匹配效果越好，当标准差异小于 10%时，通常认为组间变量的均衡性较好。检验结果(图 4)显示模型很好地平衡了处理组和参照组的数据，匹配后无明显差异，通过了平衡性检验。

3.1.2 结果分析

倾向评分匹配的方法主要包括参数匹配法和非参数匹配方法，参数匹配法主要包括最近邻匹配、马氏距离匹配、半径匹配等；非参数方法主要包括基于内核的匹配估计量、局部线性回归等。内核匹配是以参照组和处理组倾向值之间的差距为权重，对参照组中的所有样本进行加权平均作为匹配对象，所利用的信息更加全面^[42]，因此本文选取非参数方法的内核匹配法进行分析，匹配结果见表 3。

通过内核匹配进行匹配，从表 4 匹配情况统计摘要来看可以看出有 380 个休耕样本户和 183 个非休耕样本户被划分到了共同支持区间，有 31 个非休耕样本户落入了共同支持区间外，表明该 31 非休耕样本被剔除，剩下 563 个样本保留，占比 94.78%，说明参与匹配的样本数是可以接受的。

首先，从农业收入来看，表 3 内核匹配法得出的平均处理效应表明，匹配前休耕户和非休耕户的农业收入的自然对数分别为 7.69 和 7.81，二者相差 0.12，而匹配之后休耕户的平均农业收入自然对数为 7.67，非休耕户的农业收入自然对数为 7.83，非休耕户的农业收入自然对数比休耕户大 0.15。这表明去除协变量的影响偏误后，休耕变量对农户农业收入的影响作用变大，匹配后休耕农户的农业收入比未休耕时的农业收入下降 16.53%($\exp(0.15)-1$)，并且在 1%水平上显著。可能的原因在于经济作物种植收益远远高于粮食种植收益。如表 5 调研区域主要农作物种植面积所示，调研区域石林县和砚山县的主要农作物除玉米外，烤烟种植比重较高，种植面积达到 0.39 万亩，占比 29.70%(图 4)，尽管种植烤烟的投入成本较高，但烤烟的纯收入也远远高于其他农作物，如不计人工费，每亩烤烟种植纯收益可达 2400 元³，远远高于 300 元/亩的玉米纯收益，可见农户家庭种植烤烟越多，其损失的作物种植机会成本也越高，现行休耕补偿标准尚不足以弥补一个纯烤烟种植户的机会成本损失。

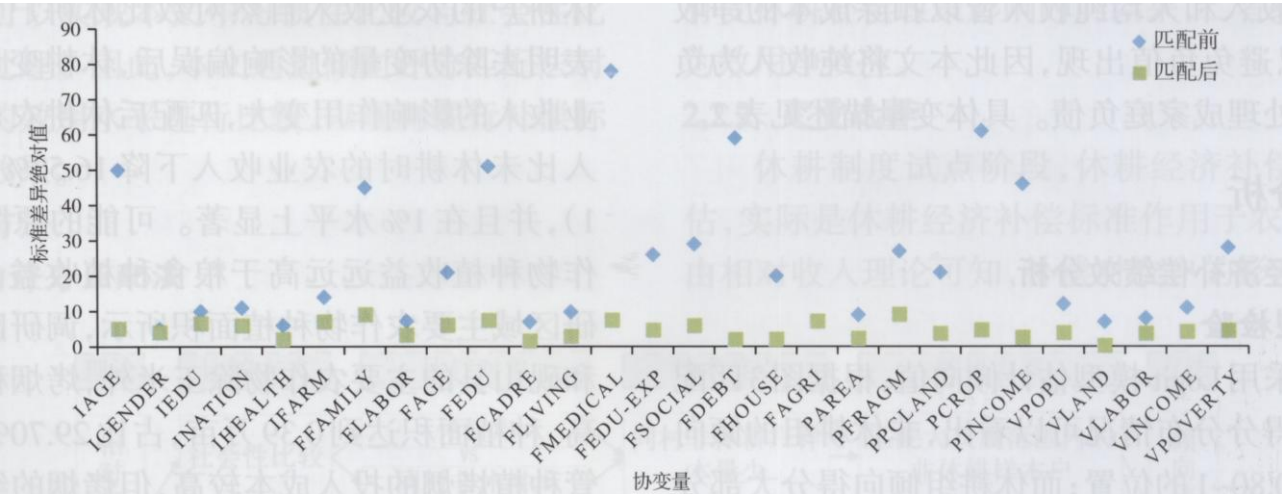


图3 匹配前倾向值分布图
Fig.3 The distribution map of propensity score before matching

³农作物纯收益金额通过调研区域有效资料计算得出。

表 2 变量描述及统计分析

Tab.2 Variable description and statistical analysis

变量名称	变量代码	变量定义	全样本	休耕户	非休耕户
因变量					
人均纯收入（对数）	lny	家庭总收入与家庭总人口的比值（元）	9.38	9.43	9.27
农业收入（对数）	lnny	非农经营收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和（元）	10.04	10.21	9.56
非农收入（对数）	lnfy	农户农业经营纯收入（元）	10.30	10.29	10.31
自变量					
休耕决策变量	fallow	休耕户=0, 非休耕户=1	0.33	0	1
家庭主事者特征					
年龄	I _{age}	家庭主事者的年龄（岁）	49.37	49.17	50.2
性别	I _{gender}	女=0, 男=1	0.95	0.95	0.94
教育年限	I _{edu}	年	6.37	6.24	6.58
民族	I _{nation}	少数民族=0, 汉族=1	0.36	0.25	0.59
健康状况	I _{health}	健康=1, 良好=2, 一般=3, 不健康=4	1.64	1.64	1.64
参与务农时间	I _{farm}	月	10.03	10.21	9.64
家庭特征					
家庭规模	F _{family}	家庭总人口数（人）	4.66	4.69	4.59
有效劳动力比	F _{labor}	劳动力人口 / 家庭总人口	0.71	0.71	0.72
劳动力平均年龄	F _{age}	家庭有效劳动力平均年龄（岁）	45.32	45.47	45.35
劳动力平均受教育年限	F _{edu}	家庭有效劳动力人口的平均教育年限（年）	7.07	7.03	7.13
家中是否有村干部	F _{cadre}	否=0, 是=1	0.11	0.09	0.15
家庭生活支出（对数）	F _{living}	农村居民用于日常生活的全部开支（元）	9.2	9.15	9.28
医疗支出（对数）	F _{medical}	农村居民用于医疗保健并扣除医保报销后的全部开支（元）	7.61	7.53	7.74
教育支出（对数）	F _{edu-exp}	农村居民用于子女教育的全部开支（元）	4.94	5.1	4.62
人情支出（对数）	F _{social}	农村居民赠送亲朋好友的礼物、礼金的全部价值（元）	7.49	7.48	7.58
家庭负债（对数）	F _{debt}	家庭借款、贷款的总和（元）	0.19	0.19	0.19
房产价值（对数）	F _{house}	家庭房产现价（元）	2.15	2.18	2.02
农机价值（对数）	F _{agri}	家庭所有农业机械的折算价值（元）	7.69	7.96	7.11
生产特征					
耕地总面积	P _{area}	承包耕地面积+转人面积+开荒面积-转出面积（亩）	22.29	22.18	22.34
耕地破碎度	P _{fragm}	耕地块数/耕地总面积（块/亩）	0.53	0.51	0.57
人均耕地面积	P _{pcland}	耕地总面积/家庭总人口（亩/人）	0.33	0.31	0.36
作物投入产出比	P _{crop}	作物投入/作物产出（作物产出量按照市场价值显化后算）	0.68	0.72	0.61
农业收入占家庭总收入的比重	P _{income}	农业纯收入/家庭总收入	0.53	0.57	0.46
村庄特征					
村庄人口规模	V _{popu}	农户所在村庄 2016 年末总人口（人）	3365.91	3128.84	3801.96
村人均耕地	V _{land}	村庄耕地总面积/村庄总人口（亩/人）	1.45	1.56	1.23
农业劳动力比例	V _{labor}	村庄从事农业生产的劳动力人数/村庄总人口	0.62	0.63	0.59
村人均纯收入（对数）	V _{income}	村庄总收入/村庄总人口（元）	8.07	8.04	8.11

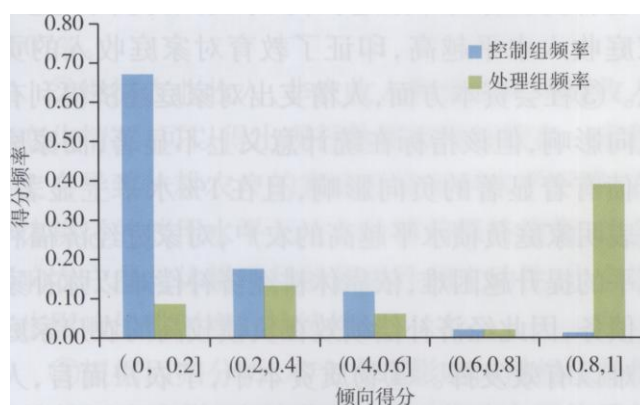


图4 匹配前后标准差异绝对值比较
Fig.4 Comparison of absolute values before and after matching

其次,从非农收入来看,匹配前的休耕户非农收入的自然对数超过 9.02,非休耕户的非农收入的自然对数不及 9.02,二者仅仅相差 0.01,匹配之后休耕户和非休耕户的非农收入的自然对数分别为 9.16 和 9.07,二者差距增加至 0.09。表明匹配之后的非农收入效应差距拉大,休耕户的非农收入比非休耕户的非农收入提升了 8.15%($1-\exp(0.09)$),但该项收入效应在统计意义上不显著。非农收入有所提升可能的原因在于休耕释放的部分劳动力得到了有效转移。调研发现,该区域的农业产业以及第二第三产业承接了一部分休耕农户的再就业,如作为石林县支柱产业的旅游业以及砚山县的水泥生产企业日益兴旺,对吸纳休耕农户再就业有一定效果,因此休耕农户的非农收入有所提升。

最后,从家庭人均纯收入指标来看,匹配前休耕组与非休耕组的家庭人均纯收入的自然对数分别为 8.16 和 8.36,二者之间的差异为 0.20,而通过内核匹配后,非休耕组的家庭人均纯收入自然对数为 8.53,休耕组的家庭人均纯收入自然对数为 8.40,平均处理效应 ATT 为 0.13,并在 1%水平上显著。这表明在考虑了农户样本自选择问题后,农户休耕的人均纯收入比农户未休耕时的人均纯收入降低了 14.07%($\exp(0.13)-1$)。农户人均纯收入有所降低,这是因为现行休耕补偿标准还不足以弥补农户的农业收入损失,而休耕项目落地时间并不长,云南省于 2016 年末才开始首批休耕试点项目,休耕释放出来的劳动力转移回报周期相对较长,尽管取得一定成效,但劳动力转移引起非农收入的提升还不足以弥补农业收入的损失,因此家庭人均纯收入有一定程度的减少。

表 3 倾向评分匹配的处理效应(内核匹配法)

Tab.3 ATT of Kernel matching

因变量	处理效应	处理组	参照组	净效应	标准误	t 检验值
人均纯收入(对数)	匹配前	8.358	8.156	0.202	0.104	-6.060
	ATT	8.527	8.396	0.132***	0.244	-3.190
农业收入(对数)	匹配前	7.810	7.687	0.123	0.196	13.890
	ATT	7.825	7.672	0.153***	0.391	7.500
非农收入(对数)	匹配前	9.015	9.023	-0.008	0.195	0.110
	ATT	9.071	9.156	-0.085	0.524	-0.780

注:***代表; $p < 1\%$ 。

总体上，在 1000 元/亩的休耕补偿标准影响下，休耕农户的非农收入虽然有所提升，但农业收入明显减少，非农收入的变化幅度小于农业收入的变化幅度，最终导致家庭人均纯收入也有一定程度的减少。因此，现行休耕经济补偿政策影响下，相较于农户未休耕时的状态以及非休耕户，休耕农户的总体家庭经济福利水平有所降低，休耕后农户的效用水平没有达到均衡效果，这也可以解释调研区域休耕农户对补偿标准满意度为何不高，农户参与休耕项目的积极性和主动性将会受挫，如休耕经济补偿政策不作改善会进一步影响休耕制度的可持续性。

表 4 匹配情况统计摘要
Tab.4 Statistical summary of match condition

分组	共同支持区间外	共同支持区间内	合计
参照组	20	380	380
处理组	11	183	194
合计	31	563	594

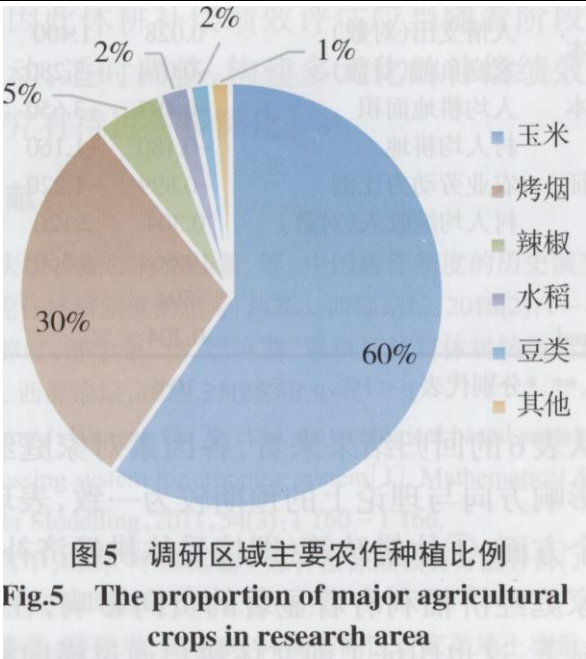


表 5 调研区域主要农作物种植面积
Tab.5 Planting area of main crop in research area

作物类型	种植面积（万亩）	比重（%）
玉米	0.789	59.615
烤烟	0.393	29.696
辣椒	0.069	5.214
水稻	0.031	2.341
豆类	0.022	1.625
其他	0.020	1.509
总计	1.324	100

3.2 休耕经济补偿绩效的影响因素分析

为考察休耕经济补偿绩效的影响因素，根据农户家庭经济福利和家庭收入的相关研究成果，本文选取休耕变量、人力资本、社会资本、物质资本和村庄特征 5 个常规一级指标和 10 个对应的二级指标，应用最小二乘法对变量进行回归分析，以观测休耕经济补偿绩效的影响因素，为厘清休耕变量是否对经济补偿绩效产生显著影响，本文对全样本进行回归分析，结果见表 6。

表 6 经济补偿绩效的影响因素
Tab.6 Factors of fallow compensation performance

变量分类	变量	估计系数	r 值	P 值
休耕变量	休耕决策变量	-0.714	-6.280	0.000***
	有效劳动力比	1.727	7.450	0.000***
人力资本	劳动力平均年龄	0.000	-0.090	0.927
	劳动力平均受教育年限	0.065	3.310	0.001**
社会资本	人情支出（对数）	0.028	1.400	0.163
	家庭负债（对数）	-0.074	-3.280	0.001***
物质资本	人均耕地面积	-0.497	-3.650	0.000***
	村人均耕地	-0.180	-1.160	0.246
村庄特征	农业劳动力比例	-0.899	-1.220	0.224
	村人均纯收入（对数）	0.304	2.120	0.034**
常数项		10.664	6.560	0.000***
观测值		594		
R-squared		0.204		

注：***、**、*分别代表 $p < 1\%$ ， $p < 5\%$ ， $p < 10\%$ 。

从表 6 的回归结果来看，各因素对家庭经济福利的影响方向与理论上的预期较为一致，表现在以下五个方面：①休耕政策（即接受休耕经济补偿）对农户家庭经济福利有着显著的负向影响，在 1%水平上显著，这也印证了前文休耕户通过横向社会比较和纵向习惯性比较，其家庭经济福利受损的研究结果。②在人力资本中，家庭有效劳动力比、劳动力平均年龄以及劳动力平均受教育年限均为正向影响因子。其中家庭有效劳动力比和劳动力平均受教育年限对农户家庭经济福利在 1%水平上显著，这表明家庭有效劳动力越多的农户，无论从事农业生产还是从事非农工作，创造财富的可能性越高。劳动力平均受教育年限的显著正向影响表明，劳动者受教育的年限越长，积累的人力资本越多，家庭收入水平越高，印证了教育对家庭收入的贡献。③社会资本方面，人情支出对家庭经济福利有正向影响，但该指标在统计意义上不显著，而家庭负债有着显著的负向影响，且在 1%水平上显著。这表明家庭负债水平越高的农户，对家庭经济福利水平的提升越困难，依靠休耕经济补偿难以弥补家庭债务，因此经济补偿绩效在负债较高的农户家庭中难以有效发挥。④物质资本中，于农户而言，人均拥有土地面积是最重要的物质资本，然而回归结果显示人均耕地面积在 1%水平上的负影响，这说明人均耕地面积越多对家庭经济福利水平的贡献越低，可能的原因有两个，一方面体现在农业收入损失上，人均耕地越多，地块休耕的概率也越高，进一步造成的机会成本损失也越大，而前文论证了现行休耕经济补偿尚且不能弥补家庭经济福利的损失，因此人均耕地越多，休耕带来的农业收入损失的可能性越高；另一方面，获得非农收益的可能性较小，调研区域的农业生产仍以传统农业为主，劳动力对土地的依赖性较大，于一个家庭而言，人均耕地面积越大，投入到农业生产的劳动力越多，意味着投入到非农生产的劳动力也就越少，现实证明非农收益明显高于传统农业收益，因此，人均耕地面积越大，获得更高收益的非农收入的可能性越小。⑤村庄特征中，村人均耕地和农业劳动力比例呈现负向影响，统计意义上不显著，但村人均纯收入对家庭经济福利呈现正向相关关系，并在 5%水平上显著。这表明村庄经济越繁荣越能够促进家庭经济福利的增长，对休耕经济补偿的绩效提升越有利。

4 结论与讨论

4.1 结论与建议

休耕制度试点阶段，休耕经济补偿的核心目标是激励农户参与休耕项目的积极性和主动性，在此目标导向下，本文根据相对收入理论，运用倾向评分匹配法对休耕农户与参照组之间进行横向社会性比较和纵向习惯性比较，以探讨休耕制度运行初期经济补偿的绩效，并进一步分析影响休耕经济补偿绩效的因素。研究有如下发现：

① 根据倾向评分匹配发现，在当前 1000 元/亩休耕经济补偿标准影响下，休耕农户相较于参照组，其非农收入虽然提升 8.15%，但农业收入明显减少，达 16.53%，非农收入的变化幅度小于农业收入的变化幅度，最终导致家庭人均纯收入减少了 14.07%。

② 根据农业收入、非农收入和家庭人均纯收入的变化情况，可以得出现行休耕经济补偿在一定程度上会导致休耕农户的家庭经济福利水平下降，农户休耕后的效用水平无法与休耕前保持均衡，这会影响农户参与休耕项目的积极性和主动性，也会进一步影响休耕制度的持续性。

③ 根据回归分析，本文发现影响休耕经济补偿绩效的因素多样，有效劳动力比、劳动力平均受教育年限等人力资本，以及以村人均纯收入为代表的村庄特征对休耕经济补偿绩效有显著的正向影响，休耕决策变量，以家庭负债为代表的社会资本以及以人均耕地面积为代表的物质资本对休耕经济补偿绩效有显著的负向影响。

由以上结论，本文提出如下政策建议：

① 新一轮的休耕项目应当适当提升休耕经济补偿标准，以提升农户的家庭经济福利水平。休耕制度试点阶段，休耕补偿标准的制定应当以农民的效用为基础，至少应当保持农户休耕前后效用的均衡，才能够提升农户参与休耕项目的积极性，最终实现休耕制度的可持续运行。

② 为充分发挥补偿的激励机制，提升补偿绩效，在货币补偿的前提下，丰富休耕补偿方式。差别化和多元化的补偿方式是休耕政策取得预期效果的重要因素，差别化的补偿能够显著地提升补偿的效率，多元化的补偿能够保证补偿的公平。因此，除货币补偿外，还应该将绿色补偿、奖励性补偿以及技术指导补偿纳入到补偿方式中。其中，绿色补偿是对主动实施绿色种植以促进耕地休养生息的农户予以补贴；奖励性补偿是对休耕后主动采取农田生态环境保护措施行为的农户，以及主动进行水利整修、田间道维护等行为的农户提供现金奖励；技术指导应与休耕补偿资金配合提供，主要针对连年休耕区域的休耕户，为其提供再就业指导，以避免休耕后劳动力闲置。

③ 释放农业劳动力，提升劳动力的质量，以提升休耕补偿的绩效。研究结果发现，人力资本是影响休耕绩效的关键因素，劳动力质量的提升，有利于农户谋求更多的增收手段，而不仅仅依赖于农业收益和政府补贴，因此，积极探索农民增收渠道，减小农民对土地的依赖性，释放有效劳动力数量，并通过技术培训等多元渠道提升劳动力质量，从数量和质量两个维度提升人力资本，有利于提升休耕补偿的绩效。

④ 加快传统农业生产方式的转变。政府通过休耕政策修复生态的同时，也要加强农业基础设施建设，加快农业科技进步，提升农业产出效率，减小传统农业生产方式对休耕经济补偿绩效影响的负效应。

4.2 讨论

尽管本文以相对收入理论为指导，通过倾向评分匹配法对休耕制度试点阶段的经济补偿绩效进行了评估，并进一步分解其影响因素，但休耕经济补偿绩效评估的研究还需要完善。休耕补偿政策的实施目标并非单一的生态目标，而是因阶段而异，因此休耕补偿的目标是多重的，可持续的休耕补偿政策不仅要在生态目标和社会目标之间实现平衡，也需要在效率和公平中实现

统一。休耕补偿的目标导向决定绩效评估的思路,目前本文仅完成了对休耕补偿第一阶段经济补偿标准的绩效评估。随着休耕政策的深入,以及农民对休耕政策的认同度的变化,休耕政策施行的阶段目标转变为农业结构调整,休耕补偿绩效评估思路应该纳入地区农业产业化、农业人口转移率等因素。当休耕政策的阶段目标转变为生态效益输出时,休耕补偿绩效评估应该纳入更多生态指标,如耕地肥力,有效土层厚度等。因此休耕补偿绩效评估应当随着阶段性目标的变动,适时调整,构建多元化的补偿绩效评估体系研究有待进一步深化。

参考文献:

- [1] 杨庆媛,陈展图,信桂新,等.中国耕作制度的历史演变及当前轮作休耕制度的思考[J/OL].西部论坛,2018(2):1-8.
- [2] 罗婷婷,邹学荣.撂荒、弃耕、退耕还林与休耕转换机制谋划[J].西部论坛,2015,25(2):40-46.
- [3] Zhang J, Wang J, Gu X, et al. An ecological based sustainability assessing system for cropping system[j]. Mathematical & Computer Modelling, 2011, 54(3): 1 160- 1 166.
- [4] 禹雪中,冯时.中国流域生态补偿标准核算方法分析[J].中国人口·资源与环境,2011,21(9):14-19.
- [5] 胡春华,蒋建华,周文斌.环鄱阳湖区农家菜地土壤重金属风险评价及来源分析[J].地理科学,2012,32(6):771-776.
- [6] 江娟丽,杨庆媛,闫建忠.耕地休耕的研究进展与现实借鉴[J].西南大学学报:自然科学版,2017,39(1):165-171.
- [7] 陈展图,杨庆媛,童小容.轮作休耕推进农业供给侧结构性改革路径研究[J].农村经济,2017(7):20-25.
- [8] 周小平,李晓燕,柴铎.耕地保护补偿区域间分配的指标体系构建与实证——以福州市为例[J].经济地理,2016,36(5):152-158.
- [9] 徐大伟,李斌.基于倾向值匹配法的区域生态补偿绩效评估研究[J].中国人口·资源与环境,2015,25(3):34-42.
- [10] Chevillat V, Balmer O, Pfiffner L, et al. Whole-farm advisory increases quality and quantity of ecological compensation areas [J]. Agrarforschung Schweiz, 2012, 14(2): 104-111.
- [11] Vidal O, Lopez-Garcia J, Rendon-Salinas E. Trends in Deforestation and Forest Degradation after a Decade of Monitoring in the Monarch Butterfly Biosphere Reserve in Mexico [J]. Conservation Biology, 2014, 28(1): 177-186.
- [12] Levrel H, Pioch S, Spieler R. Compensatory mitigation in marine ecosystems: Which indicators for assessing the “no net loss” goal of ecosystem services and ecological functions? [J]. Marine Policy, 2012, 36(6): 1 202-1 210.
- [13] 陈展图,杨庆媛.中国耕地休耕制度基本框架构建[J].中国人口·资源与环境,2017,27(12):126-136.
- [14] 吴萍.构建耕地轮作休耕生态补偿制度的思考[J].农村经济,2017(10):112-117.
- [15] 尹珂,肖轶.三峡库区消落带农户生态休耕经济补偿意愿及影响因素研究[J].地理科学,2015,35(9):1 123-1 129.

-
- [16] 俞振宁, 谭永忠, 吴次芳, 等. 基于兼业分化视角的农户耕地 轮作休耕受偿意愿分析——以浙江省嘉善县为例[J]. 中国 土地科学, 2017, 31(9):43-51.
- [17] 王学, 李秀彬, 辛良杰, 等. 华北地下水超采区冬小麦退耕的 生态补偿问题探讨[J]. 地理学报, 2016, 71(5):829 - 839.
- [18] 谢花林, 程玲娟. 地下水漏斗区农户冬小麦休耕意愿的影响 因素及其生态补偿标准研究——以河北衡水为例[J]. 自然 资源学报, 2017, 32(12): 2 012 - 2 022.
- [19] Xie X, Xie H, Shu C, et al. Estimation of Ecological Compensation Standards for Fallow Heavy Metal-Polluted Farmland in China Based on Farmer Willingness to Accept [J]. Sustainability, 2017, 9(10): 1 859.
- [20] 农业部, 中央农办, 发展改革委, 等. 探索实行耕地轮作休耕 制度试点方案 [EB/OL]. http://jiuban.moa.gov.cn/zwllm/tzgg/tz/201606/t20160629_5190955.htm, 2016 - 06 - 24.
- [21] 环境保护部. 全国生态脆弱区保护规划纲要[EB/OL]. <https://wenku.baidu.com/view/badcde707fd5360c8aladb7a.html>, 2008 - 10-09.
- [22] Yu B H, Lv C H. Assessment of ecological vulnerability on the Tibetan Plateau [J]. Geographical Research, 2011, 30(12): 2 289 - 2 295.
- [23] 白钰. 基于生态足迹的天津市土地利用总体规划生态效用 评价[J]. 经济地理, 2012, 32(10): 127 - 132.
- [24] Easterlin R A. Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence [J]. Nations & Households in Economic Growth, 1974: 89 - 125.
- [25] Duesenberry J S. Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior [J]. Review of Economics & Statistics, 1949, 33(3):111.
- [26] Stouffer S A. The American soldier : adjustment during army life [J]. Journal of the American Medical Association, 1949, 140(14):1 189.
- [27] 王湘红, 任继球. 相对收入对经济行为影响研究进展[J]. 经济动态, 2012(4): 117- 123.
- [28] Fischer J A V, Torgler B. Do positional concerns destroy social capital: evidence from 26 countries [J]. Economic Inquiry, 2013, 51(2):1 542- 1 565.
- [29] 李国平, 石涵予. 比较视角下退耕还林补偿的农村经济福利 效应——基于陕西省 79 个退耕还林县的实证研究[J]. 经济 地理, 2017, 37(7): 146 - 155.
- [30] Clark A E, Frijters P, Shields M A. Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles [J]. Journal of Economic Literature, 2008, 46 (1):95 - 144.
- [31] Stark O, Taylor J E. Relative deprivation and international migration [J]. Demography, 1989, 26(1):1

- [32] Mangyo E, Park A. Relative Deprivation and Health: Which Reference Groups Matter? [J]. Journal of Human Resources, 2011, 46(3):459-481.
- [33] Akay A, Martinsson P. Does relative income matter for the very poor?—Evidence from rural Ethiopia [J]. Economics Letters, 2010, 110(3):213 - 215.
- [34] 郭申阳, 马克·W. 弗雷泽. 倾向值分析: 统计方法与应用 [M]. 郭志刚, 巫锡炜, 译. 重庆:重庆大学出版社, 2012.
- [35] Neyman J S. Statistical problems in agriculture experiments [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1923, B(2): 107 - 180.
- [36] Robins J M. Association, Causation, And Marginal Structural Models[J]. Synthese, 1999, 121(1-2):151 - 179.
- [37] 胡安宁. 倾向值匹配与因果推论:方法论述评[J]. 社会学研究, 2012(1):221 -242.
- [38] Rosenbaum P R. Sensitivity Analysis in Observational Studies [C]//Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science. John Wiley & Sons, Ltd, 2015.
- [39] 李云森. 自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2013, 12(2): 1 027 - 1 050.
- [40] 龙玉琴, 王成, 邓春, 等. 地下水漏斗区不同类型农户耕地休耕意愿及其影响因素——基于邢台市 598 户农户调查[J]. 资源科学, 2017, 39(10):1 834- 1 843.
- [41] 徐大伟, 李斌. 基于倾向值匹配法的区域生态补偿绩效评估研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(3):34-42.
- [42] 温兴祥, 杜在超. 匹配法综述:方法与应用[J]. 统计研究, 2015, 32(4):104- 112.