

生态公益林补偿、收入水平与政策满意度

——基于生态保护红线区农户调查数据的实证分析

丘水林 靳乐山¹

(1. 中国农业大学 人文与发展学院, 北京 100193;

2. 中国农业大学 中国生态补偿政策研究中心, 北京 100193)

【摘要】: 生态公益林补偿政策实施 20a 来对森林可持续经营发挥了重要作用, 但其对生态保护红线区农户的实施效果究竟如何值得深入研究。基于江西省和湖北省 4 个县(区)生态保护红线区农户调查数据, 利用 OLS 回归和分位数回归分析生态公益林补偿对农户收入水平的影响, 利用有序 Probit 模型分析农户政策满意度的影响因素。结果表明: (1) 生态公益林补偿对生态保护红线区低收入农户有显著正向影响; (2) 农户对生态公益林补偿政策的满意度较高, 达到 65.81%, 但仍存在政策改进空间; (3) 生态公益林补偿、收入状况和政策感知程度对生态保护红线区农户政策满意度均有显著正向影响。为此, 应加大生态保护红线区生态公益林补偿力度, 特别是要重视低收入农户的“造血式”产业扶贫工作; 同时, 强化政策宣传公示力度和资金兑现落实力度, 切实提高农户的政策满意度。

【关键词】: 生态公益林补偿 生态补偿 收入水平 政策满意度 生态保护红线区

【中图分类号】: X321 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2022)01-0234-10

生态脆弱与经济贫困往往相生相伴, 如何实现生态保护与脱贫增收有机衔接, 是世界各国特别是发展中国家经济社会发展的重要难题。2015 年 11 月, 习近平在中央扶贫开发工作会议上提出“生态补偿脱贫一批”, 为贫困地区脱贫增收问题指明了方向和路径^[1]。生态公益林补偿作为生态补偿的重要组成部分, 自 2001 年中央财政设立森林生态效益补助资金以来, 资金投入规模日益扩大、补偿面积不断增加、补偿标准逐步提高, 为贫困山区农户通过参与森林生态保护分享“生态红利”提供了重要渠道。

生态保护红线是生态空间范围内具有特殊重要生态功能、必须强制性严格保护的区域^[2], 涵盖有必要严格保护、事关生态安全格局的生态公益林, 且与贫困地区在空间上高度重合。生态保护红线内、自然保护区核心保护区外, 仅允许农户保留生活必需的种植、养殖、放牧、捕捞, 这会影响所在地区农户收入水平。2017 年 2 月, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于划定并严守生态保护红线的若干意见》中提出要加快健全生态保护补偿制度。2018 年 12 月, 国家林业和草原局印发《林业草原生态扶贫三年行动实施方案》中要求生态公益林补偿资金向贫困地区倾斜, 逐步提高贫困地区补偿标准。那么, 现行标准下的生态公益林补偿对生态保护红线区农户是否具有减贫效果? 生态保护红线区农户对生态公益林补偿政策的满意度及其影响因素又是如

¹作者简介: 丘水林(1992~), 男, 博士研究生, 主要研究方向为资源环境经济与公共治理、生态补偿、生态产品价值实现等. E-mail: slqiu1992@163.com; 靳乐山 E-mail: jinls@cau.edu.cn

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(19BJY044); 国家社会科学基金重大项目(18ZDA048)

何?对前述问题的及时回应将直接关系到“十四五”期间生态保护红线区生态公益林补偿制度的改革趋向。

当前,学界有关生态公益林补偿的研究主要集中于利益相关者^[3,4]、补偿标准^[4,5,6]、补偿方式^[4,6]、制度创新^[4]、生态绩效评价^[7]等方面。关于生态公益林补偿政策实施效果的研究主要基于两条主线:一是评估生态公益林补偿对农户收入水平的影响。有研究表明,虽然生态公益林补偿政策确实影响到农户的营林收入^[8],但并未影响农户的增收^[9]。进一步研究发现,生态公益林补偿的减贫效应具有农户异质性,具体表现为对中收入农户^[10]和高收入农户^[10,11]有显著正向影响。然而,部分学者则认为生态公益林补偿对农户收入水平具有负向影响^[12],一种可能的解释是,补偿标准远远低于农户的实际机会成本。还有一些学者的研究结果则表明,生态公益林补偿与农户收入水平之间无显著相关关系^[8,13]。二是研究生态公益林补偿政策的满意度。已有研究利用描述性统计分析,发现农户对生态公益林补偿的政策满意度较低^[14,15],且受偿农户与全部农户的政策满意度存明显差异^[15],具体受个人基本特征、家庭资源禀赋、生产特征等因素的影响^[14,15,16]。已有文献对生态公益林补偿、收入水平和政策满意度展开了丰富的研究,但对生态公益林补偿政策实施效果的研究主要集中于收入水平或政策满意度的单一视角,鲜少将二者结合起来置于同一个理论框架中。此外,关于生态公益林补偿对农户收入水平影响的研究尚未形成一致结论,且对生态保护红线区这一特殊空间尺度关注不足。

有鉴于此,本文在构建生态公益林补偿政策实施效果理论框架的基础上,利用江西省和湖北省4个县(区)生态保护红线区农户调查数据,从收入水平和政策满意度两个维度刻画生态保护红线区生态公益林补偿政策的实施效果,以期为进一步完善生态公益林补偿制度进而更好地促进生态保护红线区生态补偿与减贫协同提供科学依据和理论指导。

1 理论分析与研究假设

激励相容理论认为,当委托人与代理人的目标函数不一致或信息不对称时,需要通过设计合理的激励机制,促使双方的利益目标趋同。作为基于经济激励措施的环境政策工具,生态补偿对满足生态系统管理协议的农户支付一定的报酬,具有调节收入分配的功能。同时,基于农户主观感受视角能够客观衡量政策效应,而满意度被认为能够侧面反映生态补偿政策的实施效果,对于政策的完善具有重要参考价值。因此,农户对森林生态系统管理收益的追求和生态公益林补偿之间的差异实质是补偿政策导致的收入水平和政策满意度的变化^[10]。

生态补偿对农户收入水平具有复杂的影响。将缓解贫困作为生态补偿的附带目标仍然存在争议,不仅可能出于社会公平的政治考虑而实施均等化的补偿标准,而且可能导致无法正确评估生态补偿区域生态效益的变化^[18]。然而,若不将生态补偿作为减贫的一种政策工具,其对农户的吸引力将十分微弱^[19]。有研究表明,贫困户通过参与生态补偿项目能够提高收入水平^[20]。但也有学者指出,贫困户参与生态补偿项目会囿于生计方式单一、土地面积小、自然资源依赖性大而增加交易成本,甚至会扩大贫富收入差距^[21]。参考前人已有研究^[10,11],本文认为,中收入和高收入农户往往拥有更大的林地面积,更有可能参与生态公益林补偿政策,同时他们更有能力将家庭剩余劳动力配置到收入更高的非农产业,因此提出以下假设:

H1:生态公益林补偿对生态保护红线区中收入和高收入农户的收入水平有正向影响。

现金补偿是最直接也是时效性最快的一种补偿方式。由于现实中的绝大多数农户都属于风险厌恶型,其预期收益与风险水平呈正比。故而即使收入的期望值相同,收入来源相对稳定的生态补偿资金也会给农户带来更高的满意度。生态公益林补偿政策对公益林所有者或经营者为个人的,采取补偿资金直接转移支付给个人的方式。王雅敬等^[6]、文清等^[22]的研究结果表明,农户对现金补偿的偏好要高于其他补偿方式。由此,本文提出以下假设:

H2:生态公益林补偿对生态保护红线区农户的政策满意度有正向影响

收入状况是指农户家庭收入情况及生态补偿给农户收入带来的变化。作为生态补偿政策的主要影响者和直接参与者,农户

对参与生态补偿政策后收入状况正负效应的评价直接影响其参与意愿和参与行为。胡振通等^[17]认为,收入水平与政策满意度之间存在显著正相关关系。周升强等^[23]的研究结果表明,收入变化对草畜平衡区农牧户满意度影响显著。前人研究表明,收入状况在农户政策满意度决策中具有一定作用,据此提出以下假设:

H3:收入状况对生态保护红线区农户生态公益林补偿政策的满意度有正向影响

政策感知程度是指农户对生态补偿政策需求感知、过程感知和服务感知的反映^[24]。其中,需求感知表示农户对政策内容的期待;过程感知表示农户对政策实施过程的评价;服务感知表示农户对政策服务落实情况的评价。马橙等^[9]对公益林区农户政策满意度的研究结果表明,政策认知、政策公示和兑现程度均有显著正向影响。刘滨等^[16]的研究结果显示,补偿标准满意度、政策影响等因素与农户政策满意度之间存在显著正相关关系。由此,本文提出以下假设:

H4:政策感知程度对生态保护红线区农户生态公益林补偿政策的满意度有正向影响

2 材料和研究方法

2.1 数据来源

本文选择2013年原环境保护部确定的生态保护红线划定试点地区中的原国家级贫困县,在充分考虑地区差异的基础上,选取南岭山地生物多样性维护与水源涵养生态保护红线区的江西省赣州市寻乌县和安远县,鄂西北秦巴山区生物多样性维护生态保护红线区的湖北省十堰市郧阳区和房县作为研究区域。课题组于2020年8~9月对江西省和湖北省4个县(区)农户进行调查。采用分层随机抽样法,根据各省《生态保护红线划定方案》确定生态保护红线面积占比最大的市县,每个省选择两个县,每个县选择2个乡(镇),每个乡(镇)选择2个村,每个村随机抽取15~25户农户。需要说明的是,所有样本村都有相当部分国土面积被划入生态保护红线。课题组先后发放调查问卷352份,其中有效问卷315份,问卷有效率为89.49%。此外,课题组还对县、乡(镇)、村三级机构进行访谈,以全面了解调研地生态公益林补偿政策实施情况及其对农户收入的影响。

在调研区域内,江西省寻乌县和安远县2019年集体和个人所有的国家级、省级生态公益林补偿标准均为1.19元/hm²,湖北省郧阳区和房县2019年集体和个人所有的国家级、省级生态公益林补偿标准分别为0.92、0.85元/hm²。

2.2 变量选取与描述性统计

本文研究的被解释变量包括收入水平和政策满意度,其中收入水平用家庭年收入来表征,政策满意度是指农户对生态公益林补偿政策实施效果的综合评价,通过在问卷中设置题项“您对生态公益林补偿政策的总体评价如何”来实现。

在以收入水平作为被解释变量的模型中,选取生态公益林补偿作为核心解释变量,选取受访者基本特征、家庭资源禀赋和地区差异作为控制变量^[7,9,10,12]。其中,生态公益林补偿用生态公益林补偿资金表示;受访者基本特征用年龄、性别、职业、健康状况、受教育程度和技术培训6个观测变量表示;家庭资源禀赋用劳动力数量、林地面积、村干部数量、党员数量、常联系人数量和借钱人数6个观测变量表示,其中前2个观测变量衡量了农户的经济资本,后4个观测变量衡量了农户的社会资本;地区差异为虚拟变量,考虑到在江西、湖北各抽取的2个县(区)的生态公益林补偿标准一致或相近,变量赋值为“郧阳区、房县=0;寻乌县、安远县=1”。

在以政策满意度作为被解释变量的模型中,核心解释变量包括生态公益林补偿、收入状况和政策感知程度,控制变量包括受访者基本特征、家庭资源禀赋和地区差异^[13,14,15]。其中,收入状况用收入水平和收入变化2个观测变量表示,前者是农户收入状况的客观反映,后者是农户收入状况的主观表达;政策感知程度用补偿标准满意度和政策影响(需求感知)、参与意愿和政策宣传

(过程感知)、资金兑现(服务感知)5个观测变量表示；其余变量的设置情况同上。

对上述两个模型选取的解释变量进行多重共线性检验，结果显示各组方差膨胀因子(VIF)≤3.98,远小于临界值10,表明变量之间不存在多重共线性问题。变量定义与描述性统计如表1所示。调查数据显示，65.81%的农户对生态公益林补偿政策表示满意，20.45%的农户对生态公益林补偿政策的评价为一般，13.74%的农户对生态公益林补偿政策感到不满意。总体上看，生态公益林补偿政策满意度较高，但仍存在政策改进空间。

2.3 模型设定

2.3.1 OLS 回归模型

为了检验生态公益林补偿对生态保护红线区农户收入的影响，建立 OLS 回归模型：

$$Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n (\beta_i EC_i + \chi_i CV_i) + \varepsilon \tag{1}$$

表1 变量定义与描述性统计

变量类别	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
收入状况	收入水平	家庭收入(万元)	4.589	5.710
	收入变化	参与生态公益林补偿政策后的收入变化情况：减少=1;不变=2;增加=3	2.569	0.539
政策满意度	政策满意度	受访者对生态公益林补偿政策的总体评价：不满意=1;一般=2;满意=3	2.521	0.725
生态公益林补偿	生态公益林补偿	生态公益林补偿资金(万元)	0.073	0.142
受访者基本特征	年龄	受访者的实际年龄(岁)	58.227	10.670
	性别	女=0;男=1	0.834	0.373
	职业	纯务农=0;兼业=1	0.262	0.440
	健康状况	健康=1;轻微病症=2;无劳动能力=3	1.543	0.635
	受教育程度	小学及以下=1;初中=2;中专或高中=3;大专或高职=4;本科=5	1.649	0.732
	技术培训	是否参加过技术培训：否=0;是=1	0.482	0.500
家庭资源禀赋	劳动力数量	家庭劳动力人数(人)	2.808	1.509
	林地面积	家庭承包的林地面积(hm ²)	3.557	7.907
	村干部数量	家庭村干部人数(人)	0.125	0.331
	党员数量	家庭党员人数(人)	0.192	0.394

	常联系人数	1 个月内联系的人数(人)	24.760	47.134
	借钱人数	借 1 万元需要的人数(人)	5.083	6.299
政策感知程度	补偿标准满意度	对生态公益林补偿标准的满意程度：1=非常不满意；2=比较不满意；3=一般；4=比较满意；5=非常满意	3.377	1.195
	政策影响	对生产生活是否重要：否=0;是=1	0.732	0.444
	参与意愿	参加生态公益林补偿政策的自愿程度：1=非常低；2=比较低；3=一般；4=比较高；5=非常高	3.665	0.891
	政策宣传	政策是否有宣传或解读：否=0;是=1	0.850	0.358
	资金兑现	补偿资金是否及时发放：否=0;是=1	0.872	0.334
地区差异	地区差异	郧阳区、房县=0;寻乌县、安远县=1	0.470	0.500

式中：n 表示样本量；Y 表示被解释变量收入水平；EC_i 表示核心解释变量生态公益林补偿；CV_i 表示控制变量；α₀ 为常数项；β_i、x_i 为待估系数；ε 为随机扰动项。

2.3.2 分位数回归模型

由于 OLS 回归只能估计解释变量对被解释变量条件期望(均值)的影响，而分位数回归能够更加全面描述被解释变量条件分布的全貌，且对于非正态分布而言，分位数回归系数估计更稳健。因此，本文使用分位数回归模型作为 OLS 回归模型的对照组检验其稳健性，参考前人已有研究^[9,10]，采用四分位数进行估计检验。模型设定如下：

$$F_q[Y|G(EC)] = G(EC)\alpha_q \tag{2}$$

式中：q 代表分位点；G(EC) 代表影响被解释变量收入水平的因素，包括核心解释变量生态公益林补偿和控制变量；F_q[Y|G(EC)] 代表在所有影响因素确定的情况下，被解释变量收入水平在 q 分位点上的数值；α_q 代表核心解释变量生态公益林补偿和控制变量在 q 分位点上的回归系数。为了估计 α_q，需要解决最小化问题：

$$\min_{\alpha_q} \sum_{Y \geq G(EC)\alpha_q} q |Y - G(EC)\alpha_q| + \sum_{Y < G(EC)\alpha_q} (1 - q) |Y - G(EC)\alpha_q| \tag{3}$$

2.3.3 有序 Probit 回归模型

考虑到被解释变量政策满意度属于多分类有序变量，且解释变量大多为离散型数据，本文采用有序 Probit 模型对生态保护红线区农户政策满意度的影响因素进行分析。模型设定如下：

$$y^* = \alpha_1 EC + \alpha_2 Y' + \alpha_3 P + \alpha_4 CV + \eta \quad (4)$$

式中： y^* 代表不能被观测的收入； Y' 代表收入状况变量； P 代表政策实施感知程度； CV 代表控制变量； α_1 、 α_2 、 α_3 分别代表核心解释变量(生态公益林补偿、收入状况、政策感知程度)的影响方向； α_4 表示控制变量的影响方向； η 为随机扰动项。潜变量 y^* 和政策满意度 y 的关系为：

$$y = \begin{cases} 1, & \text{若 } y^* \leq r_0 \\ 2, & \text{若 } r_0 < y^* \leq r_1 \\ 3, & \text{若 } r_1 < y^* \leq r_2 \end{cases} \quad (5)$$

其中： r_0 、 r_1 、 r_2 ($r_0 < r_1 < r_2$) 为待估参数。当 y 分别取 1、2、3 时的概率分布为：

$$P(y = 1) = P(y^* \leq r_0) \quad (6)$$

$$P(y = 2) = P(y^* \leq r_1) - P(y^* \leq r_0) \quad (7)$$

$$P(y = 3) = P(y^* \leq r_2) - P(y^* \leq r_1) \quad (8)$$

3 实证结果与分析

3.1 生态公益林补偿对生态保护红线区农户收入水平的影响

基于 Stata16 软件，首先进行 OLS 回归，紧接着在 0.25、0.50 和 0.75 等 3 个分位点进行分位数回归，作为对照组检验 OLS 回归结果的稳健性以及在不同分位点上影响水平的差异，结果如表 2 所示。

(1) 生态公益林补偿的影响。

生态公益林补偿在 OLS 回归中不显著，但在 0.25 分位点显著为正，说明生态公益林补偿对生态保护红线区低收入农户具有增收效应，对中收入和高收入农户收入水平的影响不显著，与假设 H1 相悖。这一研究结果与 Locatelli 等^[25]、Wang 等^[26]的一致，但与马橙等^[10]、朱烈夫等^[11]结果不一致。造成前述结果差异的原因是，不同地区的补偿标准各异，且与实际参与者中贫困户的数量及项目对实际参与者中贫困户的直接影响和对非参与者中贫困户的间接影响相关^[27]。调查区域为原国家级贫困县，受访者中建档立卡贫困户占比 55.87%，生态公益林补偿资金占家庭总收入的比重随着农户收入水平的降低而增加。同时，生态公益林划入生态保护红线后，补偿标准尚未调整，对比商品林经营和林地出租(2.00~5.33 元/hm²)的收入，差距较大，尚未达到足够激励农户增收的水平。中收入和高收入农户参与生态公益林补偿政策的实际机会成本与补偿标准相差较大，但对低收入农户而言，拥有的生态公益林未划入生态保护红线之前，或是受地理条件限制而存在更高的交易成本，或是囿于资金、技术、劳动力等生产要素而无力经营，生态公益林补偿为低收入农户提供较小的但是却很重要的收入来源。

表 2 农户收入水平影响因素估计结果

变量名称	OLS 回归	分位数回归
------	--------	-------

		q=0. 25	q=0. 50	q=0. 75
生态公益林补偿	3. 542(3. 428)	3. 286*(1. 740)	1. 387(2. 276)	3. 290(5. 664)
年龄	-0. 198*** (0. 027)	-0. 027* (0. 014)	-0. 058*** (0. 018)	-0. 144*** (0. 045)
性别	-0. 065 (0. 782)	0. 050 (0. 397)	-0. 398 (0. 519)	-1. 355 (1. 292)
职业	0. 731** (0. 670)	0. 748** (0. 340)	0. 927** (0. 445)	0. 982** (0. 213)
健康状况	0. 205 (0. 472)	-0. 006 (0. 240)	-0. 076 (0. 313)	-0. 186 (0. 780)
受教育程度	0. 188 (0. 400)	0. 022 (0. 203)	-0. 006 (0. 266)	-0. 083 (0. 662)
技术培训	0. 411 (0. 567)	0. 156 (0. 288)	0. 247 (0. 376)	0. 057 (0. 937)
劳动力数量	0. 332 (0. 195)	0. 115 (0. 099)	0. 123 (0. 129)	0. 248 (0. 322)
林地面积	-0. 037 (0. 062)	-0. 012 (0. 031)	0. 040 (0. 041)	0. 013 (0. 102)
村干部数量	3. 465*** (1. 034)	1. 294*** (0. 525)	2. 570*** (0. 686)	2. 990* (1. 708)
党员数量	-0. 802 (0. 775)	-0. 118 (0. 393)	0. 191 (0. 514)	-0. 302 (1. 280)
常联系人	0. 021*** (0. 007)	0. 018*** (0. 003)	0. 014*** (0. 004)	0. 040*** (0. 011)
借钱人数	-0. 022 (0. 048)	0. 028 (0. 025)	0. 016 (0. 032)	-0. 015 (0. 080)
地区差异	1. 375** (0. 628)	0. 976*** (0. 319)	1. 839*** (0. 417)	2. 503** (1. 038)
常数项	12. 74*** (2. 022)	1. 721* (1. 027)	4. 619*** (1. 342)	12. 220* (3. 341)

注：***、**和*分别表示 $p<0.01$, $p<0.05$ 和 $p<0.1$, 括号内的值为标准误。

(2) 控制变量的影响。

受访者基本特征方面, 年龄在 OLS 回归中显著为负, 且在 0.25、0.50 和 0.75 分位点通过了显著性检验。可能的解释是, 农户的年龄越大, 劳动能力越差, 创造收入的能力也越低。职业在 OLS 回归中显著为正, 且在 0.25、0.50 和 0.75 分位点显著为正。一般而言, 农户兼业化程度越高, 家庭收入也越高。相较于纯农户, 兼业户除了从事收益较低的农业生产和经营活动外, 还会在农闲时节外出从事收益较高的非农产业劳动, 从而有利于提高家庭收入。家庭资源禀赋方面, 村干部数量和常联系人都在 OLS 回归中显著为正, 且均在 0.25、0.50 和 0.75 分位点通过了显著性检验。前者可能的解释是, 村干部农户不仅可以获得职务性工资收入, 还能够凭借拥有的政策资源和市场信息获得额外收益。后者可能的解释是, 常联系人多的农户往往具有良好的人脉资源和较强的个人能力, 他们利用各种资源并转化为家庭收入的能力也更强。地区差异在 OLS 回归和 0.25、0.50 和 0.75 分位点均显著为正, 主要原因是江西省寻乌县和安远县的生态公益林补偿标准高于湖北省鄖阳区和房县。

3.2 生态保护红线区生态公益林补偿政策满意度的影响因素

表 3 显示了生态公益林补偿政策满意度影响因素估计结果, 4 个模型回归方程 $\text{Prob}>\chi^2$ 均为 0.00, 表明模型的整体拟合效果较好。

表 3 生态公益林补偿政策满意度影响因素估计结果

变量类别	变量名称	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
生态公益林补偿	生态公益林补偿	29.49*** (3.500)	15.49*** (3.716)	6.497** (3.033)	8.462** (3.488)
收入状况	收入水平		0.055** (0.023)	0.052** (0.022)	0.046** (0.022)
	收入变化		1.320*** (0.190)	0.822*** (0.223)	0.927*** (0.249)
政策感知程度	补偿标准满意度			0.367*** (0.107)	0.517*** (0.124)
	政策影响			0.481** (0.237)	0.468* (0.258)
	参与意愿			0.734*** (0.145)	0.718*** (0.159)
	政策宣传			0.665** (0.295)	0.606* (0.324)
	资金兑现			0.589* (0.318)	0.619* (0.344)
受访者基本特征	年龄				-0.006 (0.012)
	性别				-0.226 (0.299)
	职业				0.228 (0.275)
	健康状况				-0.002 (0.182)
	受教育程度				0.076 (0.155)
	技术培训				0.009 (0.218)
家庭资源禀赋	劳动力数量				-0.011 (0.078)
	林地面积				-0.045 (0.042)
	村干部数量				1.492** (0.649)
	党员数量				-0.685** (0.318)
	常联系人数				0.008* (0.005)
	借钱人数				-0.002 (0.018)
地区差异	地区差异				0.371 (0.237)
N		315	315	315	315
LRchi2		136.670	200.630	324.250	349.200
Prob>chi2		0.000	0.000	0.000	0.000
PseudoR ²		0.250	0.367	0.594	0.639

注：***、**和*分别表示 $p < 0.01$, $p < 0.05$ 和 $p < 0.1$, 括号内的值为标准误。

(1) 生态公益林补偿的影响。

模型 1 中, 生态公益林补偿在 1% 的统计水平上显著为正, 表明生态公益林补偿与政策满意度之间存在显著正相关关系。在模型 2、模型 3 和模型 4 相继引入收入状况、政策感知程度和控制变量后, 生态公益林补偿仍然通过了显著性检验且系数均为正, 结果具有稳健性, 假设 H2 得到证实, 这与马橙等^[10]、刘滨等^[16]的研究结果一致。可能的解释是, 理性人的特性决定农户对经济收益最大化的追求, 生态公益林补偿资金是农户不改变林地土地利用类型获得的货币补偿, 农户获得的生态公益林补偿资金越多, 政策满意度越高。

(2) 收入状况的影响。

模型 2 中, 收入水平和收入变化分别在 5% 和 1% 的统计水平上显著为正, 表明收入状况与政策满意度之间存在显著正相关关系。在模型 3 和模型 4 依次引入政策感知程度和控制变量后, 收入水平和收入变化仍然通过了显著性检验且系数均为正, 结果具有稳健性, 这与刘滨等^[16]的研究结果一致。前者可能的解释是, 家庭收入越高, 对生活品质特别是优美生态环境的要求越高, 该需求可以在一定程度上抵消农户参与政策的机会成本, 因而具有更高的政策满意度。后者可能的解释是, 收益大于成本的预期是农户参与生态公益林补偿政策的首要原则, 随着农户收入的增加, 政策满意度评价也随之上升。因此, 假设 H3 得到证实。

(3) 政策感知程度的影响。

模型 3 中, 补偿标准满意度、政策影响、参与意愿、政策宣传和资金兑现均通过显著性检验且系数均为正, 说明政策感知程度与政策满意度之间存在显著正相关关系。在模型 4 引入控制变量后, 仍然显著为正, 结果具有稳健性。其中, 补偿标准是影响补偿资金多寡的显性决定因素, 根据边际效用理论, 在补偿标准尚未达到合意值时, 农户的边际效用随着补偿标准的提高而增加, 政策满意度也相应增加; 政策影响反映了补偿政策对农户生产生活的重要程度, 政策影响越大, 农户从参与政策中获得的惠益越多, 因而政策满意度更高; 参与意愿是农户参与补偿政策的一种心理行为, 参与意愿强的农户往往对政策有认同度, 更有利于农户参与意愿向参与行为转化, 因而政策满意度更高; 政策宣传影响农户对补偿政策相关信息的熟知程度, 加大政策宣传力度有利于调动农户参与政策的积极性, 进而提高其政策满意度; 资金兑现影响农户对补偿政策的信任程度, 及时发放补偿资金有利于提高政策满意度。基于以上讨论, 假设 H4 得到证实。

(4) 控制变量的影响。

由模型 4 回归结果可知, 村干部数量在 5% 的统计水平上显著为正, 表明村干部数量与政策满意度之间存在显著正相关关系。可能的解释是, 村干部是生态公益林补偿政策的宣传者和执行者, 政策认同对村干部农户的政策满意度具有正向激励作用。党员数量在 5% 的统计水平上显著为负, 表明党员数量与政策满意度之间存在显著负相关关系。可能的原因是, 党员农户与政府、村委联系紧密, 对于生态公益林划入生态保护红线后的管控规则更清楚, 但由于尚未出台提高补偿标准的政策, 因而表现出更低的政策满意度。常联系人数量在 10% 的统计水平上显著为正, 表明常联系人数量与政策满意度之间存在显著正相关关系。可能的解释是, 常联系人数量多的农户拥有更丰富的社会资本, 有利于降低农户参与政策引致的交易成本和解决集体行动困境, 因而具有更高的政策满意度。

4 结论与政策启示

本文利用江西省和湖北省 4 个县(区)生态保护红线区 315 户农户调查数据, 从农户收入水平和政策满意度两个方面对生态公益林补偿政策的实施效果进行实证分析。主要研究结论如下: (1) 生态公益林补偿对生态保护红线区低收入农户具有显著正向

影响,对中收入和高收入农户收入水平的影响不显著。(2)农户对生态公益林补偿政策满意度较高,达到 65.81%,但仍存在政策改进空间。(3)生态公益林补偿、收入状况、政策感知程度对生态保护红线区农户生态公益林补偿政策满意度均有显著正向影响。(4)控制变量中,职业、村干部数量、常联系人数量和地区差异对生态保护红线区农户收入水平具有显著正向影响,年龄则具有显著负向影响;村干部数量、常联系人数量对生态保护红线区农户政策满意度具有正向影响,党员数量则具有显著负向影响。

以上实证研究结论蕴含如下政策启示:(1)生态公益林补偿政策有利于生态保护红线区精准扶贫,未来在生态公益林补偿机制设计中,要适当加大划入生态保护红线区域的生态公益林的补偿力度,因地制宜制定补偿标准,并通过分类分档补偿提高减贫效果,这有助于实现生态保护和缓解贫困目标“双赢”;(2)在符合有限人为活动管控要求内,鼓励开展以提高森林质量和生态功能为目的的森林经营活动,探索生态公益林补偿收益权抵押贷款制度,通过入股分红、订单帮扶、劳动就业等方式,建立森林生态产业与低收入农户紧密的利益联结机制;(3)继续加强生态公益林补偿政策的宣传和解读力度,完善生态公益林补偿资金使用的管理和监督制度,确保生态公益林补偿资金及时规范发放。

参考文献:

- [1] 习近平. 坚决打赢脱贫攻坚战[N]. 人民日报, 2015-11-30(1).
- [2] 中共中央办公厅, 国务院办公厅. 关于划定并严守生态保护红线的若干意见[R]. 中华人民共和国国务院公报, 2017(7):6-9.
- [3] 潘鹤思, 柳洪志. 跨区域森林生态补偿的演化博弈分析——基于主体功能区的视角[J]. 生态学报, 2019, 39(12):4560-4569.
- [4] 刘璨, 张敏新. 森林生态补偿问题研究进展[J]. 南京林业大学学报(自然科学版), 2019, 43(5):149-155.
- [5] 吴强, 张合平. 森林生态补偿标准体系研究[J]. 中南林业科技大学学报, 2017, 37(9):99-103+117.
- [6] 王雅敬, 谢炳庚, 李晓青, 等. 公益林保护区生态补偿标准与补偿方式[J]. 应用生态学报, 2016, 27(6):1893-1900.
- [7] 周婷, 张勇, 严力蛟. 生态公益林补偿政策对植被覆盖时空格局的影响——以杭州市临安区为例[J]. 生态学报, 2018, 38(13):4800-4808.
- [8] 李军龙, 邓祥征, 张帆, 等. 激励相容理论视角下生态公益林补偿对农户的增收效应——以福建三明为例[J]. 自然资源学报, 2020, 35(12):2942-2955.
- [9] 唐鸣, 汤勇. 生态公益林建设对山区农村生计的影响分析——基于浙江省 128 个村的调查[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版), 2012, 32(4):124-129.
- [10] 马橙, 高建中. 森林生态补偿、收入影响与政策满意度——基于陕西省公益林区农户调查数据[J]. 干旱区资源与环境, 2020, 34(11):58-64.
- [11] 朱烈夫, 殷浩栋, 张志涛, 等. 生态补偿有利于精准扶贫吗?——以三峡生态屏障建设区为例[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2018, 18(2):42-48.

-
- [12] 吴乐, 孔德帅, 靳乐山. 生态补偿有利于减贫吗?——基于倾向得分匹配法对贵州省三县的实证分析[J]. 农村经济, 2017(9):48-55.
- [13] 吴乐, 孔德帅, 靳乐山. 生态补偿对不同收入农户扶贫效果研究[J]. 农业技术经济, 2018(5):134-144.
- [14] 李洁, 陈钦, 王团真, 等. 林农森林生态效益补偿政策满意度的影响因素分析——基于福建省六县市的林农调研数据[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2016, 10(5):51-57.
- [15] 杜娟, 谢芳婷, 刘小进, 等. 不同群体林农对生态公益林补偿政策的满意度研究——基于江西省南方集体林区的实证分析[J]. 林业经济, 2019(9):16-23.
- [16] 刘滨, 刘小红, 雷显凯, 等. 林农对生态公益林补偿政策满意度及其影响因素研究——基于江西省 17 个县 753 份调查问卷[J]. 农林经济管理学报, 2018, 17(3):309-318.
- [17] 胡振通, 柳获, 靳乐山. 草原生态补偿: 生态绩效、收入影响和政策满意度[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(1):165-176.
- [18] SOMMERVILLE M, JONES J P G, RAHAJAHARISON M, et al. The role of fairness and benefit distribution in community-based payment for environmental services interventions: A case study from menabe, madagascar[J]. Ecological Economics, 2010, 69(6):1262-1271.
- [19] ALIX-GARCIA J M, SIMS K R E, YANEZ-PAGANS P. Only one tree from each seed: Environmental effectiveness and poverty alleviation in Mexico's payments for ecosystem services program[J]. American Economic Journal Economic Policy, 2015, 7(4):1-40.
- [20] KEMKES R J, FARLEY J, KOLIBA C J. Determining when payments are an effective policy approach to ecosystem service provision[J]. Ecological Economics, 2010, 69(11):2069-2074.
- [21] LANDELL-MILLS N, PORRAS I T. Silver bullet or fools' gold: A global review of markets for forest environmental services and their impact on the poor[R]. London: International Institute for Environment and Development, 2002:173.
- [22] 文清. 林区农户对林地生态补偿的行为响应研究——以云南省为例[D]. 武汉: 华中农业大学, 2018:65.
- [23] 周升强, 赵凯. 草原生态补奖认知、收入影响与农牧户政策满意度——基于禁牧区与草畜平衡区的实证对比[J]. 干旱区资源与环境, 2019, 33(5):36-41.
- [24] 陈胜东, 周丙娟. 生态移民政策实施农户满意度及其影响因素分析——以赣南原中央苏区为例[J]. 农林经济管理学报, 2020, 19(5):602-610.
- [25] LOCATELLI B, ROJAS V, SALINAS Z. Impacts of payments for environmental services on local development in northern Costa Rica: A fuzzy multi-criteria analysis[J]. Forest Policy and Economics, 2008, 10(5):275-285.

[26]WANG P, POE G L, WOLF S A. Payments for ecosystem services and wealth distribution[J]. Ecological Economics, 2017, 132:63-68.

[27]PAGIOLA S, ARCENAS A, PLATAIS G. Can payments for environmental services help reduce poverty: An exploration of the issues and the evidence to date from Latin America[J]. World Development, 2005, 33(2):237-253.