

DOI:10.11686/cyxb2023345

http://cyxb.magtech.com.cn

苏柳方, 仇焕广, 刘会芳, 等. 替代性生计提高生态补偿有效性的效果与机理——以草原生态补奖政策为例. 草业学报, 2024, 33(6): 29-46.

SU Liu-fang, QIU Huan-guang, LIU Hui-fang, *et al.* Effect and mechanisms of alternative livelihood options for improving herder engagement with ecological compensation policy—a study of outcomes under China's "Grassland ecological compensation policy". Acta Prataculturae Sinica, 2024, 33(6): 29-46.

## 替代性生计提高生态补偿有效性的效果与机理 ——以草原生态补奖政策为例

苏柳方<sup>1</sup>, 仇焕广<sup>2</sup>, 刘会芳<sup>3,4\*</sup>, 侯玲玲<sup>4</sup>

(1. 华南农业大学经济管理学院, 广东广州 510642; 2. 中国人民大学农业与农村发展学院, 北京 100872; 3. 兰州大学草地农业科技学院, 甘肃兰州 730020; 4. 北京大学现代农业学院, 北京 100871)

**摘要:**生态补偿有效性不足, 资源约束下的生计受限是政策失效的重要原因。从替代性生计视角探讨生态补偿有效性提升, 可为生态补偿和生计关系的不一致观点提供调和思路, 也有助于促进生态补偿深化改革。本研究以草原生态补奖政策为例, 利用甘肃和青海两年追踪调查数据, 基于牧户禁牧行为实验, 采用区间数据模型和双变量probit模型, 从非牧就业和就业培训视角, 检验牧户过去6年的替代性生计特征和村级过去4年的替代性生计措施对牧户禁牧受偿意愿的影响, 揭示替代性生计对草原生态补奖政策有效性的提升作用。结果发现: 牧户替代性生计特征是降低其禁牧受偿意愿、在当前补偿标准下优化补奖政策效果的重要因素, 但只有高收益、高稳定性的高技能非牧就业才能发挥有效作用; 村级提供就业培训服务有利于降低牧户禁牧受偿意愿、在当前补偿标准下提升补奖政策有效性, 但该作用需持续3~4年的累积才能显现。因此, 生态补偿改革应充分重视受偿主体的替代性生计转型和发展问题。

**关键词:**草原生态补奖政策; 替代性生计; 非牧就业培训; 受偿意愿; 行为经济学

### Effect and mechanisms of alternative livelihood options for improving herder engagement with ecological compensation policy—a study of outcomes under China's "Grassland ecological compensation policy"

SU Liu-fang<sup>1</sup>, QIU Huan-guang<sup>2</sup>, LIU Hui-fang<sup>3,4\*</sup>, HOU Ling-ling<sup>4</sup>

1. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China; 2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 3. College of Pastoral Agriculture Science and Technology, Lanzhou University, Lanzhou 730020, China; 4. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100871, China

**Abstract:** The implementation of China's ecological compensation policy whereby herders are paid to control overgrazing to facilitate environmental protection, still faces the challenge of ineffectiveness. The constraint on livelihoods determined by resource limitations stands out as a significant factor contributing to the failure of the

收稿日期: 2023-09-19; 改回日期: 2023-10-30

基金项目: 国家自然科学基金项目“国家公园建设中生态补偿方式多元化的路径、效应与优化研究”(72303069), 国家自然科学基金项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”(71933004)和国家自然科学基金项目“中国农业农村渐进式改革的理论框架与行动逻辑: 兼顾多目标发展的政府与市场关系的动态调整”(72141307)资助。

作者简介: 苏柳方(1993—), 女, 广东湛江人, 副教授, 博士。E-mail: lfsu@scau.edu.cn

\* 通信作者 Corresponding author. E-mail: liuhf210@163.com

ecological compensation policy. Exploring ways to optimize the implementation and impact of ecological compensation through the lens of alternative livelihoods can offer a fresh approach to reconcile existing research on the connection between ecological compensation and sustaining livelihoods. Moreover, this approach can also contribute to furthering the reform efforts with respect to ecological compensation policy. This study, using data on outcomes under the grassland ecological compensation policy (GECP), conducted interval data regression and bivariate probit regression analyses using 2 years of tracking survey data from Gansu and Qinghai provinces. Building on the herders' grazing prohibition behavioral experiment, this study empirically examined the impact of herders' alternative livelihood opportunities over the past 6 years and village-level alternative livelihood measures over the past 4 years on their willingness to accept (WTA) compensation for grazing prohibition. Our study considers the perspectives of non-pastoral employment and employment training, with the aim of elucidating the enhancement effect of existence of alternative livelihood options on the effectiveness of the GECP. The findings reveal that the alternative livelihood opportunities of herders are crucial in determining their WTA grazing bans and optimizing the effectiveness of compensation policies under the current policy settings. However, only high-skilled non-pastoral employment with high income and stability can effectively contribute to improved WTA. Additionally, the provision of employment training services at the village level is beneficial in decreasing the WTA of herders and improving the effectiveness of GECP under the current compensation standards, although this effect requires a cumulative period of 3–4 years to become evident. Therefore, in the process of promoting ecological compensation reform, we should focus on balancing the ecological environment protection and the interests of the compensated subjects, fully consider the alternative livelihood transformation and development issues of the compensated subjects, provide them with more comprehensive and effective support, and promote construction of a social ethos with a strong ecological focus.

**Key words:** grassland ecological compensation policy; alternative livelihood; non-farm work training; willingness to accept; behavioral economics

生态保护补偿(以下简称“生态补偿”)机制是推进生态文明建设的重要制度保障,经过不断探索和深化改革,中国初步形成了符合现实国情的生态补偿格局。生态补偿,国际上通常称为生态系统服务付费,是一种让生态系统服务提供者愿意提供具有外部性或者公共物品属性的生态系统服务的激励机制<sup>[1]</sup>。经过试点改革和发展,中国生态补偿领域不断拓宽,从森林逐步扩展到流域、草原、湿地、海洋、耕地等,从生态系统要素补偿扩展到区域补偿;补偿资金规模大幅上升,中央财政拨付的生态补偿资金从“十五”时期的约1300亿元上涨至“十三五”时期的8000亿元以上,目前平均每年各类生态补偿资金总量约1800亿元(数据来源:中华人民共和国国家发展和改革委员会)。尤其是党的十八大以来,党中央和国务院高度重视生态补偿工作,把建立和完善生态补偿制度作为生态文明体制的“四梁八柱”之一积极推进。2023年中央一号文件强调出台生态补偿条例。有关部门和地方扎实开展生态补偿重点工作,推动中国建成了覆盖面最广、受益人口最多、投入力度最大的生态补偿制度体系。

然而,当前生态补偿政策在实施过程中依然面临与预期目标偏离、发挥作用有限等有效性不足的问题,资源约束下的生计受限是造成生态补偿失效的重要原因。依据生态补偿的作用机制,条件性是生态补偿最重要的特性,受偿主体自愿性是决定条件性能否实现的重要因素之一<sup>[2]</sup>。自愿性是生态系统服务提供者愿意遵守协议规定的体现,如果存在某些制约因素,如补偿标准过低、资源约束下的生计保障不足等,则生态系统服务提供者的自愿性会降低,从而影响其对政策相关规定的遵守程度<sup>[3-4]</sup>。当前中国的生态补偿政策对减少受偿主体的生态资源依赖问题和其之后的替代性生计问题未给予足够重视,导致政府的生态保护意志与受偿主体的生计转型需求发生冲突,影响政策实施效果。以投入规模最大、覆盖面最广、涉及农牧民最多的草原生态保护补助奖励政策(以下简称“草原生态补奖政策”)为例,该政策虽然取得了一定成效,但与预期相比仍存在较大差距。自政策实施以来,牧户平均每千 $\text{hm}^2$ 草场减少牲畜放牧量120个羊单位上升至约525个羊单位,但相比于975个羊单位的减畜任务

仍存在较大差距,且超载牧户的比例依然高达80.8%<sup>[5]</sup>,偷牧、夜牧现象仍频繁发生<sup>[6-7]</sup>。草地保护政策下,牧民以减少牲畜来保护生态环境,但往往由于现有生计资源不足,畜牧养殖仍是其主要谋生手段,经济生活重心无法成功由牧区转向县镇,继而影响政策实施效果<sup>[8]</sup>。

目前,已有研究围绕评估和提升生态补偿有效性展开了一系列讨论,但从替代性生计视角探讨提升生态补偿有效性的研究相对较少。生态补偿能否改善环境是国内外学者最主要的关注点。大部分文献证实生态补偿政策具有正向环境改善效应<sup>[9-11]</sup>。但也有部分研究发现生态补偿政策未实现从根本上缓解生态恶化的预期效果<sup>[6,12]</sup>,甚至出现生态负效应<sup>[7,13]</sup>,这在一定程度上说明探讨如何优化生态补偿政策、提升政策有效性的必要性。对于生态补偿的生计效应,已有研究存在较大分歧。有学者认为生态补偿有积极的生计效应,有助于提高受偿主体收入<sup>[14-16]</sup>,推动剩余劳动力就业<sup>[17]</sup>,改善贫困人口的生活状况与可持续发展水平<sup>[18-19]</sup>。但也有学者关注到补偿政策对当地经济社会的负面影响,包括家庭收入下降<sup>[6,20-21]</sup>、加剧收入不平等<sup>[11]</sup>、导致农村大量劳动力剩余<sup>[22]</sup>等。甚至一些学者认为,生态补偿是为改善环境而实施的政策,生计改善不应被列为政策目标<sup>[23-24]</sup>。但也有学者对这一观点持有不同意见,认为生态补偿应瞄准减贫<sup>[25]</sup>。在提升生态补偿有效性方面,已有研究认为应从法律完善<sup>[26]</sup>、补奖标准提高<sup>[16,27]</sup>和差异化设计<sup>[28]</sup>、监管强化<sup>[13,29-30]</sup>、道路投资建设等辅助措施配套<sup>[11]</sup>等维度着手。有研究通过案例描述内蒙古锡林郭勒盟等地使用替代性生计,如创业补助、就业专业岗位补助等配套性措施,可促进生态补偿政策的有效落实<sup>[21]</sup>。可以发现,目前利用计量模型实证检验替代性生计对生态补偿有效性影响的研究较为匮乏。

因此,本研究拟以草原生态补奖政策为例,实证分析替代性生计对生态补偿有效性的影响。草原生态补奖政策是政府通过向承包草地的牧民提供补助奖励资金的方式,激励他们履行禁牧或者草畜平衡相关规定以实现草原生态保护的公共政策。该政策当前处于第三轮(2021—2025年),前两轮政策实施过程中(2011—2020年),中国政府累计投入资金1500多亿元,覆盖了1200多万户农牧民。但是,目前补偿区域依然存在超载过牧比例高、偷牧夜牧屡禁不止的现实问题,如何提升草原生态补奖政策有效性引发了众多学者的思考与广泛讨论。本研究拟围绕草原生态补奖政策,从替代性生计的视角探讨优化生态补偿实施效果,理论意义上有助于拓宽和丰富生态补偿研究体系,同时为当前研究中关于生态补偿和生计关系的不一致观点提供了新的调和思路,即生态补偿初衷的目标不一定必须是改善生计,但是替代性生计保障是提升生态补偿有效性的重要渠道;实践意义上,为提升生态补偿实施效果、深化生态保护补偿制度改革等提供科学决策依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 理论分析与研究假说

为剖析替代性生计提升生态补偿有效性的内在逻辑,本研究分别阐述无替代性生计下生态补偿政策失效和有替代性生计下生态补偿政策有效的内在机理。Wunder<sup>[4]</sup>综合各种研究的理解和认识进展,修订生态补偿的定义为“一种生态系统服务使用者和生态系统服务提供者之间的自愿交易,基于双方协定的自然资源管理协议而产生被补偿的生态系统服务,进行有条件的付费”。根据该定义可知,“有条件”和“付费”是生态补偿实施的两大关键。“有条件”是指生态补偿付费的前提条件是生态系统服务的提供者提供了生态系统服务或者采取了相关自然资源管理规定,这是生态保护补偿最重要的特征,保障了付费者的利益<sup>[4]</sup>;“付费”则是一种激励机制。例如,在草原生态补奖政策中,“有条件”即政府要求受偿牧户必须遵守禁牧或者草畜平衡放牧要求,服从对自然资源的利用约束,相应地,政府给予牧户一定的资金补偿。可知,自然资源利用约束和资金补偿是生态补偿政策实施下,政策和受偿主体发生互动的两条重要路径,前者是规制,后者是激励。

图1展示了无替代性生计下生态补偿政策失效与有效的内在机理,并以草原生态补奖政策为例进行阐述。在草原生态补奖政策实施下的草地资源利用约束会直接造成牧户产生剩余劳动力和生计利益损失。劳动力剩余方面,首先禁牧和草畜平衡放牧的要求都意味着牧户的牲畜养殖规模减小,相应的牧业劳动力需求降低。同时,禁牧和草畜平衡政策下,政府鼓励舍饲圈养,这种饲养方式相比于自然放牧而言对劳动力要求较低,从而能吸纳一些老、幼、弱劳动力,使原来潜在剩余劳动力显现出来。生计利益损失方面,虽然当前的补偿标准有增加,但尚

不足以弥补牧户减少甚至放弃放牧的经济损失。例如,调查显示,户均减畜损失为1.86万元,但政策补偿金额仅为1.27万元<sup>[2]</sup>。在这种情况下,如果没有良好可行的替代性生计,便缺乏将牧业劳动力从畜牧业生产中转移出来的动力,从而继续保持对草地资源的利用强度。甚至,在弱监管且只能依赖放牧作为唯一生计策略的情况下,补奖资金可以缓解畜牧业生产的资金约束,牧户可能会将得到的补奖资金继续投入到畜牧业生产中,用于购买牲畜扩大生产,从而强化了对自然资源的依赖和利用。由此,在缺乏替代性生计的情况下,草原生态补奖政策失效,难以实现缓解草地过度利用的预期目标。

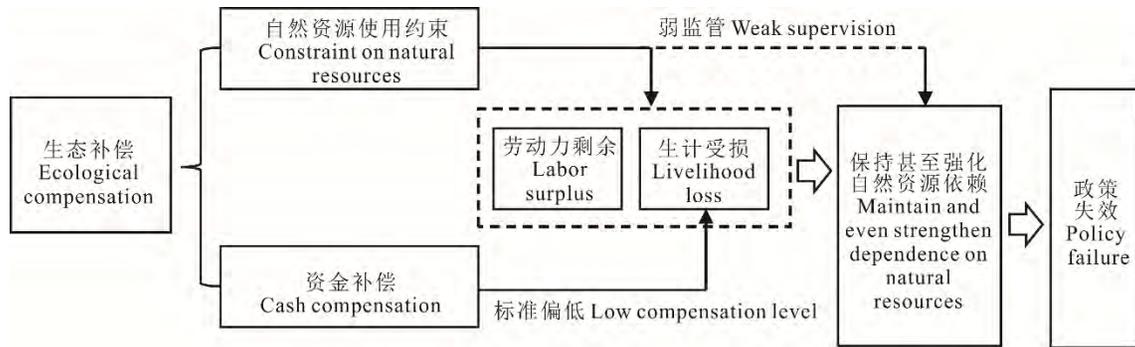


图1 无替代性生计下生态补偿政策失效的内在机理

Fig. 1 The internal mechanism of ecological compensation policy failure without alternative livelihood

然而,如果在自然资源利用约束下,受偿牧户有良好可行的替代性生计,政策失效的局面即可得到改善。如图2所示,一方面,替代性生计可以转移吸纳由于资源利用约束产生的剩余劳动力,对家庭劳动力进行重新合理配置,进而在草原生态补奖政策实施下减少农牧户的草场过度利用行为。尤其是在替代性生计收益高、发展好的情况下,家庭劳动力会更多地向非牧就业转移,缓解牧户对草场的利用强度。同时,由于青壮年劳动力在非农牧就业领域具有突出的优势,为实现家庭收益最大化,在替代性生计发展下,家庭内部最先转移至非牧领域的往往是青壮年劳动力,留守的中老年农牧民超载过牧的可能性较低<sup>[31]</sup>。另一方面,替代性生计产生的稳定收益可以较好地弥补牧户减少或者放弃放牧的利益损失。由此,在替代性生计的作用下,受偿牧户会弱化对自然资源的依赖,在当前补偿标准下提高其政策遵守意愿,从而优化草原生态补奖政策实施效果。综上所述,本研究提出如下假说:替代性生计能优化草原生态补奖政策实施效果。

1.2 实验设计

检验替代性生计对提升草原生态补奖政策有效性最直接的方法是估计替代性生计对受偿主体生态相关行为的调节效应,但该方法面临3个局限:一是受偿主体的生计和生态保护行为之间有较强的反向因果、自选择偏差

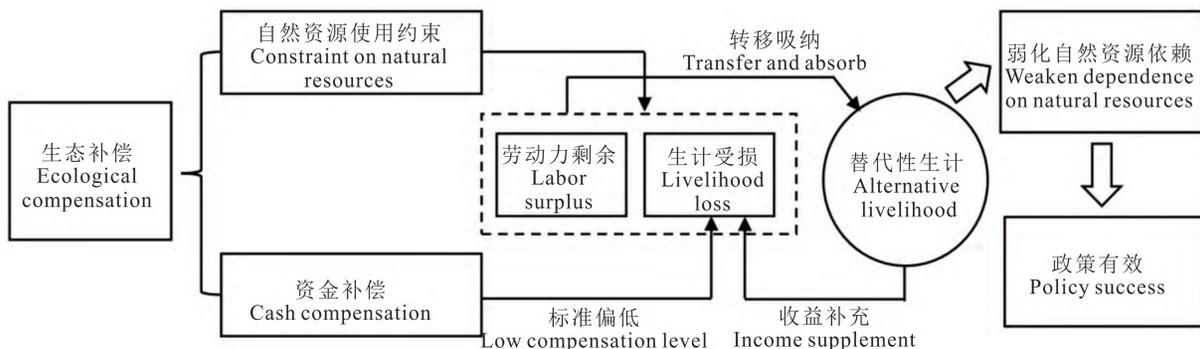


图2 有替代性生计下生态补偿政策有效的内在机理

Fig. 2 The internal mechanism of ecological compensation policy success with alternative livelihood

等内生性问题,该方法会造成识别偏差;二是微观层面上,不同受偿主体之间的补偿标准往往差异不大,尤其在截面数据中,使用该方法会由于补偿标准的变异性不足而难以得到准确的估计结果;三是受偿主体生态保护行为的测量误差问题。例如使用牧户放牧强度衡量其是否遵从禁牧或者草畜平衡放牧要求,放牧强度是一个涉及草地产草量、补饲等的多维度复合指标,易出现测量误差。因此,本研究利用行为经济学的方法,通过识别替代性生计对受偿主体受偿意愿(willingness to accept, WTA)的影响来揭示替代性生计对草原生态补奖政策的优化作用。该方法可行的关键前提是补偿标准过低是导致草原生态补奖政策难以有效落实最直接的原因<sup>[27,32-36]</sup>,因此假设在目前补偿标准没有实现差异化的情况下,牧户的受偿意愿越高代表其对当前的补偿标准越不满意,则遵守政策约束的可能性越低(或即使在低补偿标准下遵守约束,这种约束也不稳定),导致政策有效性不足。一方面,该方法直接避免了补偿标准变异小导致的估计偏差和生态行为测量误差问题;另一方面,受偿意愿是受偿主体最直接最主观的政策期望,和行为相比受到的影响约束较少,从而降低估计的自选择偏差。

本研究在数据收集过程中设置了“不愿意遵循禁牧政策的主要原因”这一问题,调查发现,接近半数(46.72%)的牧户表示补偿标准太低,认为该补偿不能覆盖其放弃放牧的机会成本,因此不愿意遵循禁牧政策。27.07%的牧户表示禁牧会降低其收入,因此不愿意参与,这也间接说明了补偿标准太低而没有弥补其放弃放牧的收入损失。由此可知,补偿标准过低是牧户参与政策意愿不高、政策实施效果不佳最主要的原因,从替代性生计影响牧户禁牧受偿意愿的角度揭示其对草原生态补奖政策实施效果的优化作用是可行的。此外,13.1%的牧户表示如果不放牧,他们没有别的替代性生计方式,表明能否有效转移由于禁牧而闲置的劳动力到其他生计活动上,是影响草原生态补奖政策实施效果的重要因素。如果其他生计活动匮乏,牧户放弃放牧的可能性就会大大降低。因此,要促进草原生态补奖政策有效落实,应从增加牧户获得高稳定性、高收益的替代性生计方式着手,这也证明了研究替代性生计对草原生态补奖政策有效性提升的必要性。

本研究采用条件价值评估法(contingent valuation method, CVM)来分析替代性生计对牧户禁牧受偿意愿的影响。该方法的基本思路是假定存在一个市场或者一种支付方式,受访者愿意支付多少钱来获得某种商品,或者希望得到多少补偿才愿意放弃消费某种商品。前者即为支付意愿,后者为接受补偿的意愿。CVM一般用于评估非市场化物品,可以测算大多数(准)公共物品的价值。草原作为一种重要的自然资源,不具有完全的排他性,也不具有完全的竞争性,草原带来的生态效益还具有明晰的正外部性。基于这样的特性,草原具有准公共物品的性质,运用CVM测算牧户对于草原禁牧的受偿意愿具有一定的理论基础。单界二分选择(single-bounded dichotomous choice, SBDC)和双界二分选择(double-bounded dichotomous choice, DBDC)是CVM最常见的两种实验测度形式。本研究选用DBDC的实验测度形式,因为相比于SBDC,DBDC针对第一次出价反应,增加了第二次投标值选项,以收集受访者更多的意愿信息,有利于提高WTA的估计效率<sup>[37]</sup>。

情境描述是CVM应用中重要的组成部分,为了使受访牧户更好地了解禁牧政策背景,在开始提问前,问卷首先向受访牧户详细讲明了情境设定:假设政府计划实施一项保护草地的禁牧政策(禁牧地上不能放养任何牛羊),牧户是否参加全凭自愿。即背景设定为完全禁牧,因此本研究测算的是牧户完全禁牧的受偿意愿。在此基础上,利用图3所示的DBDC询问方式对牧户的受偿意愿进行引导。DBDC需要连续提出两个问题,要求受访牧户回答“是”或“否”。如果牧户对于是否接受禁牧补偿初始投标值选择“是”,则其面临的第二次投标值降低;反之对初始投标值选择“否”,则第二次投标值增加。通过两个问题答案的不同组合,测算出该牧户的完全禁牧受偿意愿区间。

经过预调查和专家咨询,并结合样本地第一轮和第二轮草原生态奖补政策的补偿标准,最终确定的6套投标方案如表1所示。第一套方案的第一次投标值和第二次投标高值分别是第二套方案的第二次投标低值和第一次投标值,以此类推形成了6套不同的方案。在每个村调研时,将编号1~6的受偿方案随机不重复分给6个牧户,按照牧户分到的受偿方案询问牧户。

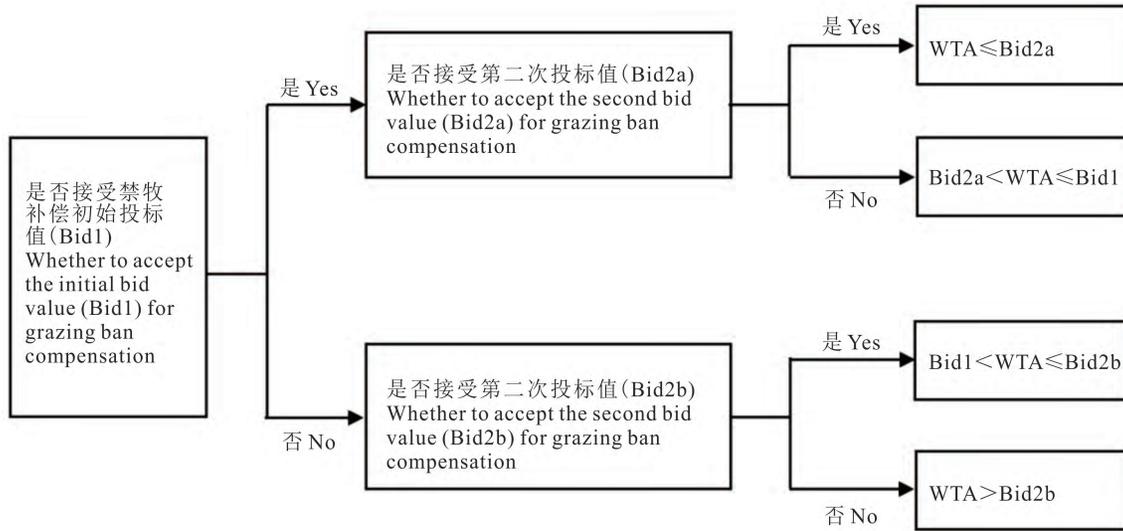


图3 草原完全禁牧受偿意愿(WTA)测算步骤(DBDC)

Fig. 3 Steps for calculating willingness to accept (WTA) for grazing ban (DBDC)

1.3 估计方法

基于DBDC实验收集的数据,常用来估计WTA及分析其影响因素的模型有单变量Logit模型、区间数据模型(interval-data model)<sup>[37]</sup>和双变量Probit模型(bivariate probit, biprobit)<sup>[38]</sup>。从技术上讲Biprobit模型更优,因为它的约束条件较少,允许样本牧户的两个回答之间非完全独立,这更加符合现实,两者往往存在显著的关联性。从稳健性和估计结果解释的直观性来讲,区间数据模型得到了更广泛的使用<sup>[39-40]</sup>。因此,本研究选取区间数据模型作为DBDC的基准估计模型,并选取Biprobit模型估计作为稳健性检验。

区间数据模型的估计原理如下:在该模型中,假设两个方程(或问题)的WTA均值或中位数估计值和离散参数是相同的,同时假设两个方程中随机分量之间的相关系数为1。为了更加直观,设定一个二分类变量 $I_i$ 来描述样本牧户针对两个问题的离散响应,该变量一共有以下4种取值情况:

$$I_i = \begin{cases} I_i^{YY} = 1, \text{两个问题的选择是“是—是”} \\ I_i^{YN} = 1, \text{两个问题的选择是“是—否”} \\ I_i^{NY} = 1, \text{两个问题的选择是“否—是”} \\ I_i^{NN} = 1, \text{两个问题的选择是“否—否”} \end{cases} \quad (1)$$

另外,设定牧户禁牧受偿意愿的估计方程如下:

$$WTA = \beta_0 + \beta_1 Sub + \beta_2 X + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

式中:Sub表示替代性生计情况,牧户层面指的是替代性生计特征,村级层面指的是替代性生计措施;X表示其他影响牧户禁牧受偿意愿的变量,包括家庭人口数量、户主年龄、过去5年受灾次数、距离最近公路的距离、是否通宽带、是否加入合作社、草场经营面积等; $\beta$ 为待估计参数, $\epsilon$ 是符合独立同分布设定的误差项,服从均值为0、方差为 $\sigma^2$ 的标准正态分布。基于设定的WTA估计函数,样本牧户对于两个问题的4种响应的概率相应地可以计算如下:

表1 完全禁牧受偿方案设计

Table 1 Design of compensation scheme for complete grazing ban (CNY·hm<sup>-2</sup>·yr<sup>-1</sup>)

受偿方案编号 Compensation scheme number	第一次投标值 First bid value	第二次投标低值 Second low bid value	第二次投标高值 Second high bid value
1	45	22.5	120
2	120	45	300
3	300	120	1200
4	1200	300	2550
5	2550	1200	4500
6	4500	2550	7200

$$\begin{cases} Prob(Y Y) = Prob(WTA \leq Bid2a) = F_x(Bid2a - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) \\ Prob(Y N) = Prob(Bid2a < WTA \leq Bid1) = F_x(Bid1 - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) - F_x(Bid2a - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) \\ Prob(N Y) = Prob(Bid1 < WTA \leq Bid2b) = F_x(Bid2b - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) - F_x(Bid1 - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) \\ Prob(N N) = Prob(WTA > Bid2b) = 1 - F_x(Bid2b - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) \end{cases} \quad (3)$$

因此,可以构建如下似然函数,通过极大似然估计法<sup>[37]</sup>估计参数 $\beta$ 和 $\sigma$ :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left\{ \begin{aligned} & I_i^{YY} \ln [F_x(Bid2a - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X)] + \\ & I_i^{YN} \ln [F_x(Bid1 - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) - F_x(Bid2a - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X)] \\ & + I_i^{NY} \ln [F_x(Bid2b - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X) - F_x(Bid1 - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X)] \\ & + I_i^{NN} \ln [1 - F_x(Bid2b - \beta_0 - \beta_1 Sub - \beta_2 X)] \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

作为稳健性检验的 Biprobit 模型原理如下:令  $W_{ji}$  为样本牧户  $i$  在第  $j$  轮的受偿意愿潜变量,  $R_{ji}$  表示消费者是否接受第  $j$  轮投标值  $Bid_{ji}$  的决策变量,是一个二分类变量,接受则取值为 1,反之取值为 0。参照 Cameron 等<sup>[38]</sup>的方法,构建如下模型:

$$W_{ji} = \phi + \varphi Bid_{ji} + \gamma Sub_{ji} + \lambda X_{ji} + \delta_{ji} \quad (5)$$

式中:当  $W_{ji} \leq Bid_{ji}$ , 则  $R_{ji} = 1$ , 反之  $R_{ji} = 0$ 。(5) 式中,  $\varphi$  为常数项,  $\phi$  为  $Bid_{ji}$  的估计系数,  $Sub_{ji}$  表示跟 (2) 式中的  $Sub$  一样的替代性生计变量,  $X_{ji}$  表示跟 (2) 式中  $X$  一样的其他影响牧户禁牧受偿意愿的变量,  $\gamma$  和  $\lambda$  为其相应的估计系数。 $\delta_{ji}$  表示随机服从标准正态分布的随机误差项。相应地,样本牧户对于两个问题的 4 种响应的概率可以表示为:

$$\begin{cases} P(R_{1i} = 1, R_{2i} = 1) = P(W_{1i} \leq Bid_{1i}, W_{2i} \leq Bid_{2i}) \\ P(R_{1i} = 1, R_{2i} = 0) = P(W_{1i} \leq Bid_{1i}, W_{2i} \geq Bid_{2i}) \\ P(R_{1i} = 0, R_{2i} = 1) = P(W_{1i} \geq Bid_{1i}, W_{2i} \leq Bid_{2i}) \\ P(R_{1i} = 0, R_{2i} = 0) = P(W_{1i} \geq Bid_{1i}, W_{2i} \geq Bid_{2i}) \end{cases} \quad (6)$$

基于此构建如下似然方程用于估计相关参数:

$$L = P(R_{1i} = 1, R_{2i} = 1) \times P(R_{1i} = 1, R_{2i} = 0) \times P(R_{1i} = 0, R_{2i} = 1) \times P(R_{1i} = 0, R_{2i} = 0) \quad (7)$$

#### 1.4 核心变量定义和测量

为探析替代性生计对优化草原生态补奖政策实施效果的作用,本研究将替代性生计的相关变量作为核心解释变量纳入受偿意愿的估计方程中,通过分析其对受偿意愿的影响来检验。本研究分别从牧户和村庄两个层面衡量替代性生计。牧户层面的替代性生计主要是指牧户的替代性生计特征,包括非牧就业收入占比和非牧就业收入稳定性两个方面,参考 Ellis<sup>[41]</sup>制定表 2 所示的划分标准,细分为低技能非牧就业和高技能非牧就业。非牧就业收入占比基于牧户 2020 年的收入计算,其中低技能非牧就业收入占比等于 2020 年低技能非牧业收入与当年家庭总收入(不含转移支付收入)的比值,高技能非牧就业收入占比等于 2020 年高技能非牧业收入与当年家庭总收入(不含转移支付收入)的比值。非牧就业收入稳定性通过计算 2015—2020 年的非牧就业收入的变异系数来衡量,即标准偏差/平均值。但是当均值为 0 时无法计算得到变异系数,即当牧户 2015—2020 年期间每年的低技能非牧就业收入或者高技能非牧就业收入均为 0 时,无法衡量其稳定性。因此,本研究将低技能非牧就业收入稳定性定义为一个三分类变量,2015—2020 年均无低技能非牧就业收入赋值为 1,按照变异系数的中位数(计算过程中发现,变异系数保留有限位数后导致中位数的频数较大,因此按照中位数归小值区间的方法进行分组,这也就是为什么按照中位数划分,但是表 4 中高稳定和低稳定性分组占比不同的原因。但是在相同的原则下,还是能通过比较两个占比的多少,体现样本牧户低技能非牧就业和高技能非牧就业的总体稳定性的差异),将 2015—2020 年间有低技能非牧就业收入且收入变异系数 $\leq$ 中位数赋值为 2,低技能非牧就业收入变异系数 $>$ 中位数赋值为 3。高技能非牧就业收入稳定性变量的定义也同理。

表2 非牧生计类型的划分依据

Table 2 Type classification of non-farm livelihood

非牧生计活动 Non-farm livelihood	描述 Description
低技能非牧就业 Low-skilled non-farm work	1)工厂的工人 Factory workers;2)建筑业工人 Building workers;3)矿业工人 Mining workers;4)其他工人 Other workers;5)工匠(木匠、水泥匠) Artisans (carpenters, cement workers);6)服务业工人(餐厅服务员、保洁、保安等) Service workers (restaurant waiters, cleaners, security guards, etc.);7)农忙时节的农牧业务工和打零工等 Farm workers and odd jobber during the busy farming season.
高技能非牧就业 High-skilled non-farm work	1)商业员工 Commercial employees;2)办事人员(秘书等) Clerical staff (secretaries, etc.);3)各类专业技术人员(教师、医生等) Professional and technical personnel (teachers, doctors, etc.);4)党政企事业单位人员 Personnel of Party and government enterprises and institutions;5)企业的管理人员 Management personnel of the enterprise;6)自营工商业,包括个体商贩、自营工业、自营服务业(自家跑运输、开理发店等)等 Self-employed industry and commerce, including individual traders, self-employed industry, self-employed service industry (own transportation, barber shop, etc.).

村级层面的替代性生计措施主要是指村庄(联合相关组织)提供非牧就业培训服务以帮助牧户更好地实现劳动力从牧业向非牧业转移。为体现就业培训的效果,本研究对村庄提供就业培训界定的时间范围是2017—2020年。设定的变量具体包括:2017—2020年村庄提供就业培训的年份数(即4年间一共有多少年提供了非牧就业服务)、每一年是否提供就业培训服务,以及是否连续3~4年提供就业培训服务。将上述村级就业培训服务供给变量分别纳入估计模型中,考察村庄替代性生计帮扶措施对牧户禁牧受偿意愿的影响,为替代性生计措施优化草原生态补奖政策效果提供新的视角。

### 1.5 数据来源

本研究使用的数据来自课题组对中国两个牧区省份——青海省和甘肃省的牧户实地跟踪调查。青海省和甘肃省的草地面积占土地覆盖总量的20%以上(中国国家统计局,2017),在中央划拨的第一轮(2011—2015年)草原生态补奖资金中占比约1/4,因此选取这两个草原省份作为研究样本框具有一定的代表性。课题组采用分层随机抽样方法在两个样本省份中选取样本县、镇、村和牧户。首先,将青海省所有参与草原生态补奖政策的县按人均年收入高低分成3组,每组随机抽取2个县。同样,将甘肃省所有参与草原生态补奖政策的县按人均年收入高低分成4组,每组随机抽取1个县(本研究数据抽样原则设定为青海省抽取6个草原县,甘肃省抽取4个草原县,原因是青海省和甘肃省的牧区半牧区县的数量之比为3:2,因此在抽样中按照同比例逻辑进行抽样);其次,在样本县内,将所有镇(乡)根据人均草地面积大小划分为3组,每组随机抽取1个镇(乡);第三,在样本镇内,将所有行政村按照人均草地面积大小划分为2组,每组随机抽取1个行政村;最后,从每个样本村中随机抽取6户牧户,共计10个县30个镇(乡)60个村360户牧户。

课题组于2017年对60个村和360户牧户开展了第一轮实地调研,收集了2017年村级就业培训、2015—2017年牧户的非牧就业、家庭人口规模、合作社参与、受灾情况等相关数据;2020年进行了第二轮追踪调研,收集了样本村庄和牧户2018—2020年的相关数据,并面向牧户开展了草原生态保护受偿意愿行为实验;牧户层面获得270个追踪样本,丢失了90个原始样本。270个追踪样本中,剔除缺失值和异常值样本后,最后获得有效追踪样本248个。基于调研过程中村干部和村民反馈核实,样本丢失的主要原因包括:由于成员全部去世或投靠亲友造成家庭自然消亡;举家外出务工或搬离本村;走亲访友等原因家庭无人在家接受调查;拒绝接受调查等。考虑到行为实验需要面对面访谈,从而提高牧户的实验理解水平,保证牧户的真实反应和选择。因此课题组不选择通过电话访谈等方式对丢失样本进行追踪。

为检验样本丢失是否随机,本研究基于2017年的牧户相关数据,选取家庭劳动力比例、劳动力平均受教育年限、人均年补奖资金作为家庭特征的衡量指标,通过独立样本均值检验判断丢失样本和有效追踪样本之间是否存在显著性差异。如表3所示,有效追踪样本和丢失样本的家庭劳动力比例双边 $T$ 检验的 $P$ 值为0.20,劳动力平均受教育年限双边 $T$ 检验的 $P$ 值为0.93,人均年补奖资金双边 $T$ 检验的 $P$ 值为0.86,均未通过异质性检验。这一定

程度拒绝了丢失样本的家庭特征与有效追踪样本的家庭特征之间存在显著性差异的原假设,表明样本的丢失不会导致剩余样本代表性降低。

表 3 丢失样本的异质性检验

Table 3 Heterogeneity test of untraceable samples

项目 Item	样本量 Number of samples	家庭劳动力比例 Household labor ratio (%)	劳动力平均受教育年限 Average schooling years of household labor (yr)	人均年补奖资金 Per capita annual compensation amount (CNY·Capita <sup>-1</sup> ·yr <sup>-1</sup> )
有效追踪样本 Effective tracking samples	248	73.59	4.08	5542.16
丢失样本 Untraceable samples	90	69.59	4.05	5822.15
独立样本均值检验的 <i>P</i> 值(双边 <i>T</i> 检验) <i>P</i> value of independent sample mean test (Bilateral <i>T</i> test)		0.20	0.93	0.86

数据来源:根据调研数据整理。Data source: Collated according to survey data.

## 2 结果与分析

### 2.1 描述性统计分析

**2.1.1 样本牧户替代性生计特征** 表 4 为样本牧户 2015—2020 年的替代性生计特征。整体来看,样本牧户的非牧就业率较低,2020 年只有 22.93% 的牧户参与低技能非牧就业,平均低技能非牧就业收入占比仅为 9.84%;2020 年高技能非牧就业牧户占比为 18.02%,平均高技能非牧就业收入占比为 6.25%。从更长的时间跨度来看,2015—2020 年均不参与低技能非牧就业的牧户占比高达 71.77%,6 年间均不参与高技能非牧就业的牧户占比为 70.97%。从非牧就业稳定性来看,低技能非牧就业的收入稳定性较低,6 年间有参与低技能非牧就业但是收入稳定性较低的牧户占比高于收入稳定性高的牧户占比,前者比例为 16.94%,后者为 11.29%。相反的是,高技能非牧就业的收入稳定性较高,6 年间有参与高技能非牧就业且收入稳定性较高的牧户占比高于收入稳定性低的牧户占比,前者比例为 20.56%,后者为 8.47%。这是符合现实情况的,一般高技能非牧就业是进入门槛较高但收入较高且稳定的行业,相较之下低技能非牧就业的进入门槛较低且从事时间相对灵活、收入波动相对较大。

表 4 样本牧户替代性生计特征

Table 4 Characteristics of alternative livelihoods of sample herders (%)

时间 Year	类型 Type	数值 Value
2020	参与低技能非牧就业牧户占比 Ratio of households participating in low-skilled non-farm work	22.93
	低技能非牧就业收入占比 Share of income from low-skilled non-farm work	9.84
	参与高技能非牧就业牧户占比 Ratio of households participating in high-skilled non-farm work	18.02
	高技能非牧就业收入占比 Share of income from high-skilled non-farm work	6.25
2015— 2020	6 年均不参与低技能非牧就业牧户占比 Ratio of households not participating in low-skilled non-farm work during 6 years	71.77
	6 年间有参与低技能非牧就业但收入稳定性较低的牧户占比 Ratio of households participating in low-skilled non-farm work with low income stability during 6 years	16.94
	6 年间有参与低技能非牧就业且收入稳定性较高的牧户占比 Ratio of households participating in low-skilled non-farm work with high income stability during 6 years	11.29
	6 年均不参与高技能非牧就业牧户占比 Ratio of households not participating in high-skilled non-farm work during 6 years	70.97
	6 年间有参与高技能非牧就业但收入稳定性较低的牧户占比 Ratio of households participating in high-skilled non-farm work with low income stability during 6 years	8.47
	6 年间有参与高技能非牧就业且收入稳定性较高的牧户占比 Ratio of households participating in high-skilled non-farm work with high income stability during 6 years	20.56

数据来源:根据调研数据整理。Data source: Collated according to survey data.

**2.1.2 村级替代性生计措施情况** 图4呈现了样本村庄的替代性生计措施落实情况,即就业培训服务的提供情况。整体来看,村级就业培训服务提供情况得到了明显的改进。2017—2020年提供就业培训的村庄比例整体呈上升趋势,2017年仅有32.26%的村庄提供就业培训,从2018年之后该比例超过40%,其中2019年达到了45.56%,接近一半的样本村庄表示为牧户提供了非牧就业培训。2021年的就业培训比例稍微降低,原因可能是受到全球COVID-19大流行的波及。

**2.1.3 主要变量描述性统计分析** 表5详细展示了实证分析中应用的主要变量的统计描述结果。对应实验设计的6套投标值方案,样本牧户面临的第一

次投标值的均值为 $1371.109 \text{元} \cdot \text{hm}^{-2}$ ,第二次投标值的均值为 $1768.458 \text{元} \cdot \text{hm}^{-2}$ 。对于第一次投标值,只有26.2%的样本牧户选择了接受;对于第二次投标值,选择接受的牧户比例也仅为24.2%,表明整体上牧户对完全禁牧政策的接受度不高,或者说完全禁牧受偿意愿较高。村级就业培训服务方面,2017—2020年样本村庄平均提供就业培训的年份数为1.633,尚不足2年,表明村级就业培训服务供给还存在进一步加强的空间。每一年的就业培训供给情况如图4所述。通过观察牧户非牧就业变量的特征可知,样本中存在牧户的收入来源全部为低技能非牧就业或者高技能非牧就业的情况,即牧户完全放弃了牧业生产或者当年牧业无收入。样本牧户的家庭人口数量均值约为5人,户主平均年龄约为52岁。样本牧户过去5年平均受灾次数约为1次。样本牧户的家距离最近公路的距离平均为7.459 km,最远距离高达80 km,表明牧区偏僻辽阔,交通便利性较差。约32.7%的牧户表示自家通了宽带互联网,37.9%的牧户表示加入了合作社。样本牧户平均草场经营面积为 $0.056 \text{万} \text{hm}^2$ 。

## 2.2 模型估计结果分析

**2.2.1 牧户替代性生计对草原生态补奖政策实施效果的优化作用** 首先,本研究从牧户非牧就业特征的角度分析替代性生计对牧户完全禁牧受偿意愿的影响,从牧户层面上揭示替代性生计对草原生态补奖政策效果的优化作用。利用区间数据模型的估计结果如表6所示。模型1首先不纳入任何解释变量,常数项表示不考虑任何因素影响下,牧户平均完全禁牧受偿意愿为 $3564.136 \text{元} \cdot \text{hm}^{-2}$ ,远远高于目前的补偿标准,这也印证了当前大部分牧户不愿意遵守政策约束、政策效果不佳的原因。模型2纳入了牧户2020年低技能非牧就业收入占比和2020年高技能非牧就业收入占比变量,结果显示,2020年低技能非牧就业收入占比对牧户完全禁牧受偿意愿没有显著的影响,而2020年高技能非牧就业收入占比在5%的显著性水平下通过检验,系数为-3175.442,表明和2020年完全没有高技能非牧就业收入的牧户相比,收入来源完全是高技能非牧就业的牧户的完全禁牧受偿意愿降低了3175.442元· $\text{hm}^{-2}$ 。模型3进一步纳入家庭人口数量、户主年龄等控制变量,结果显示,2020年低技能非牧就业收入占比依旧不显著,2020年高技能非牧就业收入占比依旧显著且估计系数为负,表明高技能非牧就业有利于降低牧户完全禁牧受偿意愿的结论是稳健的。

模型4~6主要考察了牧户非牧就业收入稳定性对完全禁牧受偿意愿的影响。模型4仅纳入了低技能非牧就业稳定性变量,结果显示,和2015—2020年不参与低技能非牧就业的牧户相比,参与低技能非牧就业但收入稳定性低的牧户和参与低技能非牧就业且收入稳定性高的牧户的完全禁牧受偿意愿均无显著差异。模型5在模型4的基础上进一步考虑了高技能非牧就业稳定性变量,结果显示,低技能非牧就业稳定性变量依旧不显著;变量“高技能非牧就业低稳定性”不显著,但变量“高技能非牧就业高稳定性”在5%的显著性水平下通过检验,系数为-1105.483,表明具有高稳定性高技能非牧就业收入的牧户的完全禁牧受偿意愿比无任何高技能非牧就业收入

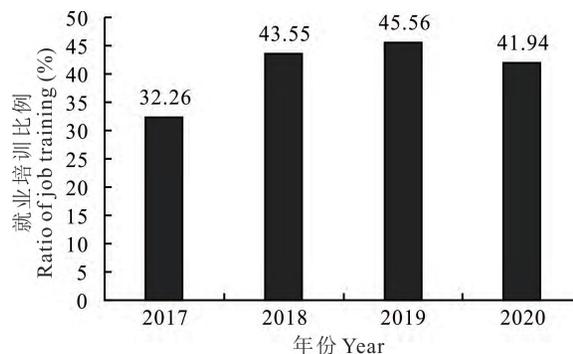


图4 2017—2020年村级替代性生计措施落实情况

Fig. 4 Village-level implementation of alternative livelihood measures during 2017–2020

数据来源:根据调研数据整理。Data source: Collated according to survey data.

表 5 主要变量描述性统计分析

Table 5 Descriptive statistical analysis

项目 Item	变量 Variable	定义 Definition	均值 Mean	方差 SD	最小值 Min	最大值 Max
WTA 实验 变量 WTA experiment variables	第一次投标值 First bid value	元·hm <sup>-2</sup> CNY·ha <sup>-1</sup>	1371.109	1543.060	45.0	4500
	第二次投标值 Second bid value	元·hm <sup>-2</sup> CNY·ha <sup>-1</sup>	1768.458	2021.472	22.5	7200
	第一次选择 First choice	是 Yes=1, 否 No=0	0.262	0.441	0	1
	第二次选择 Second choice	是 Yes=1, 否 No=0	0.242	0.429	0	1
村级替代性 生计措施变 量 Village- level vari- ables of alter- native liveli- hood mea- sures	2017—2020 年提供就业培训年份数 Number of years of job training ser- vices provided during 2017—2020	年份 Year	1.633	1.815	0	4
	2020 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2020	是 Yes=1, 否 No=0	0.419	0.494	0	1
	2019 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2019	是 Yes=1, 否 No=0	0.456	0.499	0	1
	2018 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2018	是 Yes=1, 否 No=0	0.435	0.497	0	1
	2017 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2017	是 Yes=1, 否 No=0	0.323	0.468	0	1
	是否连续 3~4 年提供就业培训 Whether to provide job training services for 3~4 consecutive years	是 Yes=1, 否 No=0	0.415	0.494	0	1
牧户替代性 生计特征变 量 Household- level vari- ables of alter- native livelihood characteristic	2020 年低技能非牧就业收入占比 Share of income from low-skilled non- farm work in 2020	取值 0 到 1 Ranges from 0 to 1	0.098	0.240	0	1
	2020 年高技能非牧就业收入占比 Share of income from high-skilled non- farm work in 2020	取值 0 到 1 Ranges from 0 to 1	0.063	0.179	0	1
	2015—2020 年低技能非牧就业低稳定性 Whether to participate in low- skilled non-farm work with low income stability during 2015—2020 <sup>a</sup>	是 Yes=1, 否 No=0	0.169	0.376	0	1
	2015—2020 年低技能非牧就业高稳定性 Whether to participate in low- skilled non-farm work with high income stability during 2015—2020 <sup>a</sup>	是 Yes=1, 否 No=0	0.113	0.317	0	1
	2015—2020 年高技能非牧就业低稳定性 Whether to participate in high- skilled non-farm work with low income stability during 2015—2020 <sup>b</sup>	是 Yes=1, 否 No=0	0.085	0.279	0	1
	2015—2020 年高技能非牧就业高稳定性 Whether to participate in high- skilled non-farm work with high income stability during 2015—2020 <sup>b</sup>	是 Yes=1, 否 No=0	0.206	0.405	0	1
控制变量 Control vari- ables	家庭人口数量 Household population size	人 Capita	4.859	1.953	1	12
	户主年龄 Age of household head	岁 Years old	51.883	11.553	23	96
	过去 5 年受灾次数 Number of disasters in the past five years	次 Times	0.915	1.742	0	10
	距离最近公路的距离 Distance from the nearest road	千米 km	7.459	14.591	0	80
	是否通宽带 Broadband access or not	是 Yes=1, 否 No=0	0.327	0.470	0	1
	是否加入合作社 Whether to join a cooperative	是 Yes=1, 否 No=0	0.379	0.486	0	1
	草场经营面积 Grassland area	万 hm <sup>2</sup> 10 <sup>4</sup> ha	0.056	0.158	0	1.267
省份 Province	甘肃 Gansu=0 青海 Qinghai=1	0.621	0.486	0	1	

注：<sup>a</sup>：对照组为“2015—2020 年不参与低技能非牧就业”；<sup>b</sup>：对照组为“2015—2020 年不参与高技能非牧就业”。WTA：受偿主体受偿意愿。

Note: <sup>a</sup>: Base case is “No participation in low-skilled non-farm work during 2015—2020”. <sup>b</sup>: Base case is “No participation in high-skilled non-farm work during 2015—2020”. WTA: Willingness to accept. SD: Variance.

的牧户低 1105.483 元·hm<sup>-2</sup>。模型 6 进一步纳入了其他控制变量,非牧就业稳定性变量中,只有“高技能非牧就业高稳定性”变量持续显著且系数为负。

综上所述,牧户的替代性生计特征是降低牧户完全禁牧受偿意愿、在当前补偿标准下优化草原生态补奖政策实施效果的重要因素,但是只有高稳定性、高收益的高技能非牧就业才能发挥有效作用。牧户目前的低技能非牧就业尚不足以支撑牧户愿意在低补偿标准下放弃放牧,因此难以发挥对草原生态补奖政策的优化作用。

表6 牧户替代性生计特征对完全禁牧受偿意愿的影响

Table 6 Effects of herders' alternative livelihood characteristics on WTA for grazing ban

变量 Variable	完全禁牧受偿意愿 WTA for grazing ban					
	模型1 Model 1	模型2 Model 2	模型3 Model 3	模型4 Model 4	模型5 Model 5	模型6 Model 6
2020年低技能非牧就业收入占比 Share of income from low-skilled non-farm work in 2020	—	670.215 (1098.684)	153.118 (1111.635)	—	—	—
2020年高技能非牧就业收入占比 Share of income from high-skilled non-farm work in 2020	—	-3175.442** (1463.547)	-2648.788** (1335.003)	—	—	—
2015—2020年低技能非牧就业稳定性 Income stability of low-skilled non-farm work during 2015—2020(以“2015—2020年不参与低技能非牧就业”为对照组 Base case is “No participation in low-skilled non-farm work during 2015—2020”)						
低技能非牧就业低稳定性 Whether to participate in low-skilled non-farm work with low income stability	—	—	—	-642.489 (615.189)	923.091 (708.724)	770.347 (701.919)
低技能非牧就业高稳定性 Whether to participate in low-skilled non-farm work with high income stability	—	—	—	-420.386 (516.533)	186.775 (697.794)	286.386 (660.812)
2015—2020年高技能非牧就业稳定性 Income stability of high-skilled non-farm work during 2015—2020(以“2015—2020年不参与高技能非牧就业”为对照组 Base case is “No participation in high-skilled non-farm work during 2015—2020”)						
高技能非牧就业低稳定性 Whether to participate in high-skilled non-farm work with low income stability	—	—	—	—	-1243.256 (754.762)	-722.734 (752.387)
高技能非牧就业高稳定性 Whether to participate in high-skilled non-farm work with high income stability	—	—	—	—	-1105.483** (521.164)	-919.531* (535.803)
家庭人口数量 Household population size	—	—	223.641 (141.148)	—	—	163.139 (128.346)
户主年龄 Age of household head	—	—	-53.075** (22.214)	—	—	-50.289** (19.956)
过去5年受灾次数 Number of disasters in the past five years	—	—	151.340 (150.052)	—	—	108.970 (134.049)
距离最近公路的距离 Distance from the nearest road	—	—	8.748 (19.917)	—	—	-3.835 (13.515)
是否通宽带 Broadband access or not	—	—	-1110.115* (585.479)	—	—	-810.173 (581.843)
是否加入合作社 Whether to join a cooperative	—	—	-119.680 (544.933)	—	—	-36.505 (496.361)
草场经营面积 Grassland area	—	—	616.332 (965.690)	—	—	-453.266 (1137.682)
省份 Province	—	—	69.009 (582.354)	—	—	131.726 (580.545)
常数项 Constant	3564.136*** (320.586)	3741.206*** (383.252)	5642.024*** (1557.927)	3825.287*** (414.214)	3734.734*** (383.457)	5688.563*** (1414.755)
参数 $\sigma$	2946.707*** (267.005)	2945.953*** (285.626)	2867.343*** (274.811)	2927.345*** (267.129)	2880.209*** (262.147)	2816.909*** (249.556)
样本量 Observation	248	248	248	248	248	248
对数似然值 Log likelihood	303.241	-265.225	-257.011	-302.596	-299.325	-292.357

注：括号内数值为稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。下同

Note: The values in parentheses are robust standard errors. “\*\*\*”, “\*\*”, and “\*” indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. The same below.

控制变量方面,变量“户主年龄”在5%显著性水平下通过检验且系数为负,表明户主年龄越大,牧户完全禁牧受偿意愿越低。可能是因为年龄越大的牧户其牧业收益越低,因此对草地禁牧索要的补偿也相应降低。或是

因为,年龄越大的牧户对草原的保护意识越强,越愿意通过禁牧方式保护草原环境从而降低其完全禁牧受偿意愿。变量“是否通宽带”在 10% 的显著性水平下显著且系数为负,表明和未通宽带的牧户相比,通宽带的牧户的完全禁牧受偿意愿越低。可能的原因是,宽带互联网有助于牧户更多地了解禁牧政策的好处,从而更愿意通过禁牧的方式保护草原环境。

**2.2.2 村级替代性生计措施对草原生态补奖政策实施效果的优化作用** 其次,本研究从村级非牧就业培训服务供给的角度分析替代性生计措施对牧户完全禁牧受偿意愿的影响,并试图从村级层面揭示替代性生计对草原生态补奖政策效果的优化作用。与牧户非牧就业特征变量相比较,选取村级非牧就业培训服务变量,一方面能避免牧户自选择效应带来的偏误,另一方面能更直观地突出政策的优化方向。此外,由于村级替代性生计措施是通过影响牧户替代性生计来发挥作用,本研究将牧户层面和村级层面的替代性生计变量分别进行回归估计。估计结果如表 7 所示。模型 7 仅纳入变量“2017—2020 年提供就业培训年份数”,估计结果显示该变量在 5% 水平下显著且系数为负,表明牧户完全禁牧受偿意愿随着村级非牧就业培训供给的增加而减少。模型 8 在模型 7 基础上进一步考虑家庭人口数量、户主年龄等控制变量,结果显示变量“2017—2020 年提供就业培训年份数”依然显著,系数为 -270.796,即控制其他变量不变,2017—2020 年村级提供就业培训的年份数增加一年,则牧户完全禁牧受偿意愿减少 270.796 元·hm<sup>-2</sup>。

表 7 村级替代性生计措施对完全禁牧受偿意愿的影响

Table 7 Effects of village-level alternative livelihood measures on WTA for grazing ban

变量 Variable	完全禁牧受偿意愿 WTA for grazing ban					
	模型 7 Model 7	模型 8 Model 8	模型 9 Model 9	模型 10 Model 10	模型 11 Model 11	模型 12 Model 12
2017—2020 年提供就业培训年份数 Number of years of job training services provided during 2017—2020	-264.937** (126.272)	-270.796* (139.704)	—	—	—	—
2020 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2020	—	—	-1587.348** (797.271)	-2075.630** (938.479)	—	—
2019 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2019	—	—	2244.703 (1590.828)	2659.447 (2114.153)	—	—
2018 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2018	—	—	-209.523 (1529.792)	-462.267 (2031.298)	—	—
2017 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2017	—	—	-1793.745** (768.561)	-1671.326* (881.894)	—	—
是否连续 3~4 年提供就业培训 Whether to provide job training services for 3~4 consecutive years	—	—	—	—	-951.890** (458.681)	-928.908* (492.347)
控制变量 Control variables	否 No	是 Yes	否 No	是 Yes	否 No	是 Yes
常数项 Constant	3993.326*** (415.669)	6655.659*** (246.768)	3883.661*** (409.705)	7036.829*** (1531.615)	3956.503*** (406.024)	6526.355*** (1500.732)
参数 $\sigma$	2908.083*** (261.269)	2818.110*** (246.768)	2860.632*** (260.027)	2762.067*** (240.166)	2909.298*** (260.815)	2821.826*** (246.327)
样本量 Observation	248	248	248	248	248	248
对数似然值 Log likelihood	-301.001	-292.704	-297.637	-289.405	-301.118	-292.909

模型 9 和模型 10 探索了不同年度非牧业就业培训服务对牧户完全禁牧受偿意愿的影响。模型 9 将各年度是否提供就业培训的 4 个变量纳入回归,结果显示,2017 和 2020 年的村级就业培训服务显著降低了牧户的完全禁牧受偿意愿,2018 和 2019 年的村级就业服务的作用不显著。模型 10 在模型 9 的基础上加入其他控制变量,结果

显示在控制其他变量不变的情况下,模型9的估计结果是稳健的。这表明了培训服务的有效作用可能存在周期性和累积性,为了进一步验证,本研究构建了“是否连续3~4年提供就业培训服务”的变量,分别在不控制和控制其他变量的情况下,估计结果如模型11和模型12所示。结果显示,变量“是否连续3~4年提供就业培训服务”显著且估计系数为负,证明了培训需要连续3~4年才能真正有效促进牧户的非牧就业,从而实现牧户的替代性生计转移,降低牧户完全禁牧受偿意愿。

综上所述,村庄提供替代性生计帮扶措施,例如非牧就业培训,有利于促进牧户找到有效的替代性生计方式,降低对畜牧业的依赖性,进而降低其完全禁牧受偿意愿,有利于在当前较低的补偿标准下提升草原生态补奖政策有效性。控制变量方面,各个变量的显著性与估计系数与表7结果大体一致。

**2.2.3 稳健性检验: Biprobit模型** 为了检验表6和7中牧户替代性生计特征及村级替代性生计措施对完全禁牧受偿意愿影响的结果稳健性,本研究采用了约束条件更放松的Biprobit模型进行估计。并通过Wald检验,对两轮投标过程施加系数一致的约束条件进行模型估计,结果如表8所示。模型13~17的估计结果均显示,投标值变量在1%的显著性水平下显著且系数为正,表明投标值越大,牧户接受该投标值的概率就越高。具体地,投标值每增加100元·hm<sup>-2</sup>,牧户接受该禁牧补偿同意完全禁牧的可能性增加2%。这和现实是符合的,越高的补偿金额越能弥补牧户放弃放牧造成的损失,从而牧户越愿意履行政策要求。

模型13检验了2020年非牧就业收入占比影响的稳健性,结果显示只有高技能非牧就业收入占比显著提高了牧户愿意接受禁牧补偿同意完全禁牧的概率,而低技能非牧就业收入占比的影响不显著,证明了表6中模型3的结果是稳健的。模型14检验了非牧就业稳定性影响的稳健性,结果显示只有从事高稳定性高技能非牧就业的牧户显著提高了其接受禁牧补偿同意完全禁牧的可能性,证明了表6中模型6估计结果是稳健的。模型15的估计结果显示,2017—2020年村级提供就业培训年份数显著正向提高了牧户愿意接受禁牧补偿同意完全禁牧的可能性,证明了表7中模型8的估计结果的稳健性。模型16的估计结果同样表明,2020和2017年的村级就业培训显著提高了牧户接受补偿的概率,与表7中模型10的估计结果相互印证。模型17的估计结果显示,村级连续3~4年提供就业培训有助于降低牧户完全禁牧受偿意愿,证明了模型12的稳健性。

综上,表6和7中的估计结果是稳健可靠的,即高收益、高稳定性、高质量的高技能非牧就业是牧户有效的替代性生计方式,有利于降低牧户对畜牧业的依赖程度,使其愿意以较低的补偿标准接受禁牧政策,实现转变生计、保护草原生态环境的目的,有助于提升草原生态补奖政策有效性。另外,村级非牧就业培训有利于促进牧户增加替代性生计选择、提高替代性生计收入,从而提高其对禁牧政策的接受度,进一步优化草原生态补奖政策实施效果。

### 3 结论与启示

#### 3.1 结论

本研究以草原生态补奖政策为例,利用甘肃和青海2个牧区省份的牧户追踪调查数据,基于牧户禁牧受偿意愿行为实验,采用区间数据模型和Biprobit模型通过从牧户层面和村级层面考察替代性生计对牧户禁牧受偿意愿的影响,揭示替代性生计对生态补偿有效性的提升作用。结论如下:

1)牧户的替代性生计特征是降低牧户完全禁牧受偿意愿、在当前的补偿标准下优化草原生态补奖政策的重要因素,但是只有高收益、高稳定性的高技能非牧就业才能发挥有效作用。草原生态补偿政策实施下,补奖资金难以弥补牧户降低畜牧生产规模或放弃畜牧生产带来的损失。在这种情况下,牧户如果有高收益、高稳定性的非牧就业作为生计转型的有效出路,便会降低对草地资源的依赖,生态补偿政策实施下的资源利用约束才能得以生效;反之,如果牧户缺乏具有稳定收入回报的替代性生计活动,理性的牧户难以遵守放牧约束,甚至利用补奖资金扩大畜牧生产规模,从而加剧了对草场的利用程度,导致政策预期效果难以实现。

2)村级提供替代性生计帮扶措施有利于降低牧户完全禁牧受偿意愿、在当前的补偿标准下促进草原生态补奖政策实施效果的优化。村庄提供替代性生计帮扶措施,例如非牧就业培训,有利于促进牧户寻找到有效的替代性生计方式,降低对畜牧业的依赖性,进而降低其完全禁牧受偿意愿。此外,由于就业培训服务发挥功效需要一

表 8 基于 Biprobit 模型的稳健性检验

Table 8 Robustness check by Biprobit model

变量 Variables	是否愿意接受禁牧补偿同意完全禁牧 Whether to accept compensation and agree to grazing ban				
	模型 13 Model 13	模型 14 Model 14	模型 15 Model 15	模型 16 Model 16	模型 17 Model 17
	第一次或第二次投标值 First bid value or second bid value	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
2020 年低技能非牧就业收入占比 Share of income from low-skilled non-farm work in 2020	-0.195 (0.326)	—	—	—	—
2020 年高技能非牧就业收入占比 Share of income from high-skilled non-farm work in 2020	0.761* (0.408)	—	—	—	—
2015—2020 年低技能非牧就业稳定性 Income stability of low-skilled non-farm work during 2015—2020(以“2015—2020 年不参与低技能非牧就业”为对照组 Base case is “No participation in low-skilled non-farm work during 2015—2020”)					
低技能非牧就业低稳定性 Whether to participate in low-skilled non-farm work with low income stability	—	-0.298 (0.195)	—	—	—
低技能非牧就业高稳定性 Whether to participate in low-skilled non-farm work with high income stability	—	-0.312 (0.246)	—	—	—
2015—2020 年高技能非牧就业稳定性 Income stability of high-skilled non-farm work during 2015—2020(以“2015—2020 年不参与高技能非牧就业”为对照组 Base case is “No participation in high-skilled non-farm work during 2015—2020”)					
高技能非牧就业低稳定性 Whether to participate in high-skilled non-farm work with low income stability	—	0.274 (0.247)	—	—	—
高技能非牧就业高稳定性 Whether to participate in high-skilled non-farm work with high income stability	—	0.300* (0.172)	—	—	—
2017—2020 年提供就业培训年份数 Number of years of job training services provided during 2017—2020	—	—	0.080* (0.042)	—	—
2020 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2020	—	—	—	0.654** (0.301)	—
2019 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2019	—	—	—	-1.073 (0.699)	—
2018 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2018	—	—	—	0.424 (0.662)	—
2017 年是否提供就业培训 Whether to provide job training services in 2017	—	—	—	0.460* (0.280)	—
是否连续 3~4 年提供就业培训 Whether to provide job training services for 3~4 consecutive years	—	—	—	—	0.275* (0.152)
控制变量 Control variables	是 Yes	是 Yes	是 Yes	是 Yes	是 Yes
常数项 Constant	-1.597*** (0.467)	-0.831*** (0.153)	-1.991*** (0.454)	-2.142*** (0.463)	-1.952*** (0.450)
参数的反 tan 函数值 Athrho	0.348** (0.156)	0.444*** (0.148)	0.375*** (0.149)	0.353*** (0.150)	0.375** (0.149)
样本量 Observation	248	248	248	248	248
Wald 统计量 Wald statistic	45.870***	36.040***	46.540***	50.420***	6.345**
对数似然值 Log likelihood	-216.300	-257.519	-250.809	-247.597	-250.973

定的时间和累积,因此需要连续 3~4 年培训才能真正有效促进牧户的非牧就业,从而实现牧户的替代性生计转移,降低牧户完全禁牧受偿意愿来促进补偿有效性提升。

### 3.2 政策启示

本研究的结论对提升我国生态补偿政策的实施效果具有一定的政策启示。生态补偿政策的实施效果不仅取决于政策设计本身,还在于是否同时落实高度匹配的配套措施。立足于受偿主体的替代性生计,通过配套政策去

实现受偿主体的替代性生计转型和提升生计收益,才能进一步缓解生态保护和生计发展之间的冲突,促进生态补偿政策的有效落实。因此,在实施生态补偿政策的同时,应重视受偿主体的替代性生计转型和发展问题:第一,加强低自然资源依赖型替代生计的引导和宣扬,让受偿主体从思想意识和认知上转变和降低对自然资源利用的依赖;第二,在村庄社区层面充分发展农村职业教育,积极组织语言和职业技能培训等,解决偏远地区受偿主体就业面临的语言、沟通、技能等障碍,增强受偿主体的就业素质和能力,注重受偿主体生计转型能力的培育;第三,推进补偿区域周边城镇的劳动力市场的建设和完善,以及提高城镇化水平,增加当地的就业机会和提升就业质量,增强对补偿区域剩余劳动力的吸收能力;第四,充分结合和融合乡村振兴战略,推动农产品的深加工和产业链、价值链延长建设,或者发展生态服务型经济等,拓展受偿主体开展自营工商业等非农牧就业渠道。

### 参考文献 References:

- [1] Wunder S. Payments for environmental services: Some nuts and bolts. Bogor: Cifor Occasional Paper, 2005: 42.
- [2] Wunder S, Albán M. Decentralized payments for environmental services: the cases of Pimampiro and PROFAFOR in Ecuador. *Ecological Economics*, 2008, 65(4): 685–698.
- [3] Ghosh G, Ribaud M, Shortle J. Baseline requirements can hinder trades in water quality trading programs: Evidence from the Conestoga watershed. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(8): 2076–2084.
- [4] Wunder S. Revisiting the concept of payments for environmental services. *Ecological Economics*, 2015, 117(9): 234–243.
- [5] Tan S H. Grassland ecological compensation policy needs to be innovated and upgraded. (2023-4-24) [2023/9/19], <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1764021419875204004&wfr=spider&for=pc>.  
谭淑豪. 草原生态补助奖励机制亟待创新升级. (2023-4-24) [2023/9/19], <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1764021419875204004&wfr=spider&for=pc>.
- [6] Yin Y, Hou Y, Langford C. Herder stocking rate and household income under the grassland ecological protection award policy in Northern China. *Land Use Policy*, 2019, 82: 120–129.
- [7] Yu Y, Wu Y, Wang P, *et al.* Grassland subsidies increase the number of livestock on the Tibetan plateau: why does the “Payment for ecosystem services” policy have the opposite outcome? *Sustainability*, 2021, 13(11): 6208.
- [8] Li J N, Li M, Ji H. Relationship among eco-compensation policy, income impact and life quality of herders: Case of Qinghai province. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2022, 36(9): 63–71.  
李佳宁, 李敏, 冀昊. 生态补偿政策、收入影响与牧户生活质量——来自青海省河南蒙古族自治县的实证证据. *干旱区资源与环境*, 2022, 36(9): 63–71.
- [9] Jing S W, Zhang J. Can Xin'anjiang river basin horizontal ecological compensation reduce the intensity of water pollution. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(10): 152–159.  
景守武, 张捷. 新安江流域横向生态补偿降低水污染强度了吗. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(10): 152–159.
- [10] Liu M, Dries L, Heijman W, *et al.* The impact of ecological construction programs on grassland conservation in Inner Mongolia, China. *Land Degradation and Development*, 2018, 29(14): 326–336.
- [11] Hou L L, Xia F, Chen Q H, *et al.* Grassland ecological compensation policy in China improves grassland quality and increases herders' income. *Nature Communications*, 2021, 12(1): 1–12.
- [12] Zhang R X, Tan S H. The livestock reduction effect of the second-round grassland ecological compensation policy and its implication for the new-round policy implementation: an analysis based on microscopic time-series tracking data in Inner Mongolia pastoral areas. *Chinese Rural Economy*, 2022(5): 55–71.  
张如心, 谭淑豪. 第二轮草原生态保护补助奖励政策的减畜效应及其对新一轮政策的启示——基于内蒙古牧区微观时序追踪数据的分析. *中国农村经济*, 2022(5): 55–71.
- [13] Feng X L, Liu M Y, Qiu H G. Impact of grassland eco-compensation policy on herders' overgrazing behavior: the moderating role of social capital. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(7): 157–165.  
冯晓龙, 刘明月, 仇焕广. 草原生态补奖政策能抑制牧户超载过牧行为吗? ——基于社会资本调节效应的分析. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(7): 157–165.
- [14] Yin X Q. Implementation performance and suggestions of grassland eco-compensation policies: based on Urat back banner, Inner Mongolia. *Ecological Economy*, 2017, 33(3): 39–45.  
尹晓青. 草原生态补偿政策: 实施效果及改进建议——以内蒙古乌拉特后旗为例. *生态经济*, 2017, 33(3): 39–45.

- [15] Li T, Xu F, Qi Y Y. From “Drinking one river” to “protecting one river”: The changes of farmers’ employment and income under the ecological compensation in Xin’anjiang river. *Journal of Management World*, 2022, 38(11): 102–124.  
李坦, 徐帆, 祁云云. 从“共饮一江水”到“共护一江水”——新安江生态补偿下农户就业与收入的变化. *管理世界*, 2022, 38(11): 102–124.
- [16] Qiu H G, Su L F, Tang J J. Effects of environmental regulation on rural livelihood diversification: Evidence from pastoral China. *Journal of Rural Studies*, 2022(95): 26–39.
- [17] Ren L J, Li J. Review on pathways of payments for ecosystem services policies to poverty alleviation. *Issues in Agricultural Economy*, 2020(7): 94–107.  
任林静, 黎洁. 生态补偿政策的减贫路径研究综述. *农业经济问题*, 2020(7): 94–107.
- [18] Wu L, Jin L S. Influence of eco-compensation on peasant households’ livelihood in poverty-stricken regions in Guizhou province. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2018, 32(8): 1–7.  
吴乐, 靳乐山. 贫困地区生态补偿对农户生计的影响研究——基于贵州省三县的实证分析. *干旱区资源与环境*, 2018, 32(8): 1–7.
- [19] Li J L, Deng X Z, Zhang F, *et al.* The effects of ecological forest compensation on farmers’ income from the perspective of incentive compatibility theory: An empirical study in Sanming, Fujian. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(12): 2942–2955.  
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. *自然资源学报*, 2020, 35(12): 2942–2955.
- [20] Wu L, Kong D S, Jin L S. Can eco-compensation contribute to poverty alleviation? ——A heterogeneity analysis at farmer level. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2018(5): 134–144.  
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. *农业技术经济*, 2018(5): 134–144.
- [21] Yang C, Wang M L. Research on beef cattle total factor productivity growth and convergence in the context of grassland ecological protection subsidy policy. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2019(3): 96–105.  
杨春, 王明利. 草原生态保护补奖政策下牧区肉牛养殖生产率增长及收敛性分析. *农业技术经济*, 2019(3): 96–105.
- [22] Xie X X, Zhao M J, Cai Y, *et al.* How does farmland fallow affect rural households’ income——An empirical analysis based on the panel data collected from 1240 households in the northwest fallow pilot areas. *Chinese Rural Economy*, 2020(11): 62–78.  
谢先雄, 赵敏娟, 蔡瑜, 等. 农地休耕如何影响农户收入——基于西北休耕试点区1240个农户面板数据的实证. *中国农村经济*, 2020(11): 62–78.
- [23] Adams W, Aveling R, Dan B, *et al.* Biodiversity conservation and the eradication of poverty. *Science*, 2004, 306(5699): 1146–1149.
- [24] Muradian R, Arsel M, Pellegrini L, *et al.* Payments for ecosystem services and the fatal attraction of win-win solutions. *Conservation Letters*, 2013, 6(4): 274–279.
- [25] Ren L J, Li J. Targeting of multiple goals in new-stage sloping land conversion program based on farmers’ decision-making autonomy. *Resources Science*, 2018, 40(8): 1560–1571.  
任林静, 黎洁. 新一轮退耕还林工程多元目标瞄准研究——基于农户决策自主权视角. *资源科学*, 2018, 40(8): 1560–1571.
- [26] Li J. The problems and strategy analysis of grassland ecological compensation system——A case of Gansu Province. *Pratacultural Science*, 2015, 32(6): 1027–1032.  
李静. 我国草原生态补偿制度的问题与对策——以甘肃省为例. *草业科学*, 2015, 32(6): 1027–1032.
- [27] Hu Z T, Liu D, Jin L S. Study on herdsman-level heterogeneity of grassland overgrazing. *Journal of China Agricultural University*, 2017, 22(6): 158–167.  
胡振通, 柳荻, 靳乐山. 草原超载过牧的牧户异质性研究. *中国农业大学学报*, 2017, 22(6): 158–167.
- [28] Jin L S, Hu Z T. Who is running overgrazing? Variation analysis of herdsmen with different scales of pastureland. *China Rural Survey*, 2013(2): 37–43, 94.  
靳乐山, 胡振通. 谁在超载? 不同规模牧户的差异分析. *中国农村观察*, 2013(2): 37–43, 94.
- [29] Hu Z T, Liu D, Jin L S. Grassland eco-compensation: ecological performance, income effect and policy satisfaction. *China Population, Resources and Environment*, 2016, 26(1): 165–176.  
胡振通, 柳荻, 靳乐山. 草原生态补偿: 生态绩效、收入影响和政策满意度. *中国人口·资源与环境*, 2016, 26(1): 165–176.

- [30] Qiu H G, Su L F, Feng X L, *et al.* Role of monitoring in environmental regulation: an empirical analysis of grazing restrictions in pastoral China. *Environmental Science & Policy*, 2020, 114: 295–304.
- [31] Su L, Tang J, Qiu H. Intended and unintended environmental consequences of grassland rental in pastoral China. *Journal of Environmental Management*, 2021, 285: 112126.
- [32] Qi X H, Gao B, Wang H C, *et al.* The study on the compensation and award standards for forage-livestock balance and grazing prohibition based on herders' perspective of grassland ecological protection subsidies and incentives policies——Take Xilin Gol League as an example. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2016, 30(5): 30–35.  
祁晓慧, 高博, 王海春, 等. 牧民视角下的草原生态补奖政策草畜平衡及禁牧补奖标准研究——以锡林郭勒盟为例. *干旱区资源与环境*, 2016, 30(5): 30–35.
- [33] Wei H L, Zong X. Incentive incompatibility between the government and herdsmen under the grassland ecological compensation policy: A case study of Maqu County, Gansu Province. *Rural Economy*, 2014(11): 102–106.  
韦惠兰, 宗鑫. 草原生态补偿政策下政府与牧民之间的激励不相容问题——以甘肃玛曲县为例. *农村经济*, 2014(11): 102–106.
- [34] Wei H L, Qi Y J. Analysis of grassland eco-compensation standard based on the differentiation of the opportunity losses caused by reducing livestock. *Journal of China Agricultural University*, 2017, 22(5): 199–207.  
韦惠兰, 祁应军. 基于减畜机会损失差异化的草原生态补奖标准分析. *中国农业大学学报*, 2017, 22(5): 199–207.
- [35] Wei H L, Qi Y J. The analysis of herdsmen's willingness to accept the reducing-livestock policy based on the CVM. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2017, 31(3): 45–50.  
韦惠兰, 祁应军. 基于CVM的牧户对减畜政策的受偿意愿分析. *干旱区资源与环境*, 2017, 31(3): 45–50.
- [36] Zhou J, Zulifia M M T, Pei Y N, *et al.* Analysis of herdsmen's willingness to accept the compensation standard of grassland-livestock balance: Based on a survey of 223 herdsmen in Xinjiang. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2019, 33(10): 79–84.  
周洁, 祖力菲娅·买买提, 裴要男, 等. 牧户对草畜平衡补偿标准的受偿意愿分析——基于对新疆223户牧户的调查研究. *干旱区资源与环境*, 2019, 33(10): 79–84.
- [37] Hanemann M, Loomis J, Kanninen B. Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, 73(4): 1255–1263.
- [38] Cameron T A, Quiggin J. Estimation using contingent valuation data from a “dichotomous choice with follow-up” questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1994, 27(3): 218–234.
- [39] Alberini A. Efficiency vs bias of willingness-to-pay estimates: bivariate and interval data models. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1995, 29(2): 169–180.
- [40] Alberini A. Testing willingness-to-pay models of discrete choice contingent valuation survey data. *Land Economics*, 1995, 71(1): 83–95.
- [41] Ellis F. The determinants of rural livelihood diversification in developing countries. *Journal of Agricultural Economics*, 2000, 51(2): 289–302.