

重金属污染耕地治理式休耕补偿政策： 农户选择实验及影响因素分析*

俞振宁^{1,2} 谭永忠^{1,2} 茅铭芝³ 吴次芳^{1,2} 赵越^{1,2}

摘要：多元化的补偿政策对推进重金属污染耕地治理式休耕具有重要意义。本文利用中国湖南省茶陵县 247 户农户选择实验和特征数据，比较了重金属污染耕地治理式休耕试点村和非试点村农户对补偿方案的偏好，并运用 mixed Logit 模型分析了影响农户选择不同补偿方案的影响因素。研究表明，试点村和非试点村农户对补偿方案的偏好存在差异；收入补贴较高、治理投入较低、设置有优先参与权和复耕保险、休耕年限较长的补偿方案，更容易被农户选中；补偿方案属性和农户特征对试点村和非试点村农户选择不同补偿方案的影响也存在差异。重金属污染耕地治理式休耕补偿政策需要以稳定农户收益为基本原则，增加优先参与权、复耕保险等新的补偿措施，并重视对农户进行休耕宣传和培训等，从而提升农户休耕参与度。

关键词：休耕补偿 重金属污染耕地 选择实验 mixed Logit 模型

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

休耕是很多国家和地区让受损耕地休养生息而采取的重要手段。比如，美国实施了农地休耕项目（Conservation Reserve Program, CRP），欧盟依托共同农业政策（Common Agricultural Policy, CAP）推行了多种休耕项目，日本和中国台湾地区实行了农地休耕计划等。研究表明，对土地进行周期性休耕，并结合针对性的治理措施，可以改善土壤 pH 值和吸附性等性状，减轻耕地污染状况，促进土地永续生产能力的实现（Papatheodorou et al., 2013）。

目前，中国耕地重金属污染严重，亟需治理。截至 2014 年，中国重金属污染耕地面积为 1.14

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“我国耕地资源休养战略和保障机制研究”（项目编号：14ZDA039）资助。感谢湖南省宁乡市、茶陵县、湘乡市等 6 县（市）政府休耕相关工作人员在调研中给予的帮助，感谢匿名审稿专家和编辑部的修改意见。本文作者文责自负。本文通讯作者：谭永忠。

亿亩，占调查耕地面积的 8.22%^①。耕地重金属污染不仅会降低土壤质量，导致农作物减产和重金属含量超标，还会影响田间生物多样性，引起生态失衡（张桃林，2015）。尽快对重金属污染耕地采取修复治理措施，降低重金属污染危害，是一项十分紧迫的任务（李颖明等，2017）。

为了促进耕地资源永续利用，加快构建重金属污染耕地治理式休耕制度体系受到了中国政府的高度重视。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》正式提出“实施藏粮于地、藏粮于技战略”“探索实行轮作休耕制度试点”。2016年6月，农业部、中央农办等10部委联合印发了《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》，提出在重金属污染区、地下水漏斗区和生态严重退化区开展休耕试点。其中，重金属污染耕地治理式休耕主要以湖南省长株潭耕地重金属污染区为试点。2017年10月，中共十九大报告再次强调了“强化土壤污染管控和修复”“严格保护耕地，扩大轮作休耕试点，健全耕地草原森林河流湖泊休养生息制度，建立市场化、多元化生态补偿机制”。

多元化的补偿政策对推进重金属污染耕地治理式休耕具有重要意义。研究表明，适度的补偿金额对于激励农户参与休耕是直接且有效的（Reimer and Prokopy, 2014），但是，单纯通过提高补偿金额来增强农户参与休耕的意愿不仅会加重政府负担，也不利于提高政策效率（Xie et al., 2018）。若增加其他补偿措施，可以有效激励农户参与休耕。例如，美国的CRP中设置了技术援助措施，对休耕农户提供技术指导，同时帮助他们重新就业，从而增强了他们参与休耕的意愿（Claassen et al., 2008）。

尽管中国中央政府提出了建立多元化的休耕补偿机制，但目前中国重金属污染耕地治理式休耕的补偿措施仍较为单一，主要为发放补偿金，且通过较高的补偿标准来激励农户参与休耕（谭永忠等，2017），导致政府承受沉重的财政压力，限制了休耕规模的扩大。湖南省分别于2016年和2017年提出了《湖南省重金属污染耕地治理式休耕试点2016年实施方案》（以下简称“《2016年方案》”）和《湖南省重金属污染耕地治理式休耕试点2017年实施方案》（以下简称“《2017年方案》”）。《2016年方案》确定2016年湖南省休耕规模为10万亩，农户每亩全年补贴标准为700元，主要以村或组为单元组织休耕。在休耕期间，耕地的经营管理权由村委会统一行使，具体治理则通过招投标委托专业公司实施；除作为雇工外，农户并不参与实施耕地治理。《2017年方案》将休耕规模扩大至20万亩，并区别于《2016年方案》，明确提出连续休耕3年，休耕补贴标准则由各地根据当地土地流转价格确定，不得高于当地平均土地流转费用，最高不超过每年700元/亩，并进一步强化了整村推进、集中连片的原则。比较湖南省两年的方案可以发现，尽管2017年的补偿标准从“一刀切”式转变为“差异化”式，但并非“多元化”式，仍旧是单一的补偿措施。另外一个问题是，在重金属污染耕地治理式休耕规模扩大后，若仍执行2016年相对较高的补偿标准，政府财政将面临巨大压力，从而限制休耕的大范围推广，可是过低的补偿标准又会影响农户的参与意愿，导致休耕补偿政策设计陷入困境。

^①参见中国地质调查局：《中国耕地地球化学调查报告（2015年）》，<http://www.cgs.gov.cn/upload/201506/20150626/gdbg.pdf>。

针对重金属污染耕地治理式休耕，如何设计能有效激励农户参与的多元化补偿政策？本文研究以湖南省长株潭耕地重金属污染区的茶陵县为例，利用选择实验法（choice experiment, CE），以中重度重金属污染耕地^①范围内的试点村和非试点村农户为目标补偿群体，确定补偿政策中的几个关键属性，并通过实验设计方法，将不同属性组合成不同的补偿方案供农户选择，在比较试点村和非试点村农户对补偿政策方案偏好的基础上，通过建立 mixed Logit 模型分析农户选择不同补偿方案的影响因素，以期为完善重金属污染耕地治理式休耕补偿政策提供依据。

二、文献回顾

重金属污染耕地治理式休耕补偿政策作为中国国家层面一项新的制度安排，国内外直接相关的研究成果还比较少。现有相关研究主要集中于耕地休耕实施模式及其适用性、中国耕地休耕补偿政策及农户参与休耕意愿的影响因素等方面。虽然涉及面较宽，但大多数研究尚处于初步探索的层面，缺乏研究深度，特别是缺乏对重金属污染耕地治理式休耕补偿政策的实证研究。

（一）耕地休耕实施模式及其适用性的研究

不同国家和地区由于社会、经济、政治和自然环境的差异，具体的耕地休耕实施目的和实施模式也有所差异。比较典型的有美国的 CRP 竞标式模式，即有意向参与休耕的农户提交参与申请书，主管部门主要依据申请地块的区位与面积、实施后的环境效益及申请者要求的补偿金额进行遴选。这种实施模式兼顾了环境效益与农户利益（Bangsund et al., 2004; Leroy, 2016）。欧盟较多成员国实行多项选择模式，即政府列举诸多耕地休耕期间可以实施的治理措施及其对应的补贴，农户选择参与其中任意几项，并获得与所实施措施对应的补贴。这种模式下农户具有更大的选择空间（Borge et al., 2010）。中国的耕地休耕主要由政府自上而下推进，休耕的区域、规模、方式及补贴标准都由政府规定，农户参与的主动性比较欠缺（俞振宁等，2017a）。美国、欧盟和中国等国家和地区不同的休耕模式各有其适用性。例如，对重金属污染区、地下水超采区和生态严重退化区可以采取相对强制的实施模式，而对于以提高地力、控制粮食产量为主要目的休耕的一般地区则可以采取相对自由的实施模式（沈孝强、吴次芳，2016）。总之，学术界对各种休耕模式的具体实施过程及其适用性的研究取得了显著进展，但较缺乏微观尺度上的关注。

（二）中国耕地休耕补偿政策的相关研究

为了稳定休耕农户的收益，提高休耕的可持续性，建立有效的耕地休耕补偿政策是重点之一。针对中国耕地休耕补偿政策，已有研究集中于宏观尺度上的探讨，微观尺度上的实证研究还比较缺乏。

在宏观尺度上，与美国、欧盟、日本和中国台湾等代表性国家和地区耕地休耕补偿政策实施目的、补偿措施、补偿标准制定依据以及补偿资金来源等相比较，目前中国的耕地休耕补偿政策存在

^① 《2017 年方案》规定，休耕耕地需位于休耕项目县的安全利用区（中晚稻米镉含量 0.2~0.6 毫克/公斤或土壤全镉含量 0.6~1.5 毫克/公斤）和严格管控区（中晚稻米镉含量大于 0.6 毫克/公斤或土壤全镉含量大于 1.5 毫克/公斤）。本文所指中重度重金属污染耕地的土壤全镉含量为 1.0~2.0 毫克/公斤。

补偿措施单一、补偿标准缺乏柔性、补偿资金来源单一和补偿制度保障薄弱等问题(谭永忠等,2017)。但因基本国情和土地制度不同,中国的耕地休耕补偿政策不可照搬其他经济体的做法(杨庆媛等,2017)。中国地域辽阔,区域类型多样,应基于不同类型区域的资源本底和耕地利用特点,有针对性地设计补偿目的动态化、补偿措施多元化、补偿类型差异化、补偿资金来源多样化和配套措施制度化的休耕补偿政策(谭永忠等,2017;黄国勤、赵其国,2017)。

在微观尺度上,对中国耕地休耕补偿政策的研究主要集中于对休耕补偿标准的探讨。谢花林、程玲娟(2017)采用机会成本法提出,河北地下水漏斗区农户休耕补偿标准可以确定为518元/亩。俞振宁等(2017a)采用条件价值法(contingent valuation method, CVM)发现,长江中下游地区休耕农户平均最低受偿金额随着兼业程度的加深而升高:纯农户、I兼农户与II兼农户平均最低受偿金额分别为975元/亩、1042元/亩和1108元/亩。但是,机会成本法和CVM在应用中可能会出现嵌入性偏差和策略性偏差等,学术界对其应用的有效性和可靠性等尚存争议(谭永忠等,2012)。此外,Xie et al.(2018)运用各利益相关者之间的演化博弈模型提出了对休耕农户实行动态补偿的策略。总体而言,对中国耕地休耕补偿政策微观尺度上的研究还比较缺乏,研究方法也有待改进。

(三) 农户参与休耕意愿影响因素的研究

耕地对农户基本生活的重要保障功能决定了休耕必须重点考虑农户的意愿和需求,因此,较多学者基于实地调查数据对农户参与休耕意愿的影响因素进行了研究。例如,俞振宁等(2017b)从户主特征、家庭概况、休耕规则、村庄特征和农户政策认知特征5个方面分析了非休耕试点区农户参与休耕意愿的影响因素,发现农户生境的耕地依赖性制约了其休耕参与意愿。尹珂、肖轶(2015)则发现,农户生产经营特征、耕地特征和农户政策认知特征3个方面的因素对三峡库区消落带农户参与休耕意愿影响显著。综合而言,农户决策者个体特征、农户家庭特征、土地特征以及农户决策者政策认知特征是影响农户参与休耕意愿的主要因素。然而,到目前为止还未检索到关于农户参与重金属污染耕地治理式休耕意愿的影响因素的研究成果。

在研究方法上,目前的研究主要采用Logistic模型(例如俞振宁等,2017b;谢花林、程玲娟,2017;尹珂、肖轶,2015)或Probit模型(例如俞振宁等,2017a),研究方法比较单一。在研究区域上,现有研究还未覆盖中国主要休耕试点区。总体而言,对农户参与休耕意愿影响因素的研究仍处于初步探索层面,研究深度还有待提高。

三、选择实验法与实验设计

(一) 选择实验法

目前,选择实验法因能够消除或减小CVM存在的嵌入性偏差和策略性偏差,被广泛应用于环境保护、生态补偿等政策方案属性研究(例如韩洪云、喻永红,2012;龚亚珍等,2016)。本文将选择实验法应用于重金属污染耕地治理式休耕的农户补偿政策研究。选择实验法以随机效用理论的行为分析框架为基础,为决策者(如农户)提供由不同方案属性状态组成的选择集供其选择。基于效用最大化假设,决策者在一个选择集的 n 个方案中选择方案 i 获得的效用为:

$$U_i = V_i(x_i, s) + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中， U_i 表示方案 i 的潜在效用； $V_i(x_i, s)$ 表示可观测效用部分，可根据方案属性 x_i 和决策者特征 s 估计效用函数 V_i ； ε_i 是随机误差项，表示不可观测效用部分。在具体分析中，可观测效用函数 V_i 通常采用如下两种表达式：

$$V_i = ASC_i + \sum \beta_k x_k \quad (2)$$

$$V_i = ASC_i + \sum \beta_k x_k + \sum \gamma_m ASC_i \cdot s_m \quad (3)$$

(2) 式可称为基础模型。(2) 式中， ASC_i 是特定备择常数 (alternative specific constant, ASC)，表示“维持现状”或“都不选择”的基准效用，或者所有未包含进模型的其他方案属性带来的平均效用 (参见 Meyerhoff and Liebe, 2009)。解释变量为 k 个方案属性变量 (x_1, \dots, x_k) ， $(\beta_1, \dots, \beta_k)$ 为待估计系数。为了反映不同特征的决策者选择“维持现状”或“都不选择”的行为差异，(3) 式中解释变量加入了 ASC_i 与 m 个决策者特征变量 (s_1, \dots, s_m) 构成的交叉项， $(\gamma_1, \dots, \gamma_m)$ 为交叉项待估计系数，因此，可将 (3) 式称为交叉项模型。

当存在另一个方案 j 时，农户选择方案 i 的概率为：

$$P_i = P[(V_i + \varepsilon_i) > (V_j + \varepsilon_j)] \quad (4)$$

(4) 式中，对 ε_i 分布的不同假设形成了不同的模型。如果 ε_i 服从独立同分布 (IID) 且满足无关选择独立性假设 (IIA)，那么，(4) 式属于 multinomial Logit (MNL) 模型；如果 ε_i 服从随机分布，则 (4) 式属于 mixed Logit 模型。mixed Logit 模型放宽了对 IID 和 IIA 的限制，可以捕获决策者偏好的异质性，其估计结果优于 MNL 模型，也更符合实际情况 (谭永忠等, 2012)。因此，本文运用 mixed Logit 模型分析农户对重金属污染耕地治理式休耕补偿方案选择的影响因素。

(二) 实验设计

选择实验法的核心在于实验设计，即确定方案的属性，并定义属性的水平，从而构造选择集。为识别重金属污染耕地治理式休耕补偿政策所涉及的关键属性，本文课题研究人员于 2017 年 5~6 月赴湖南省宁乡市、茶陵县、湘乡市等 6 个县 (市) 进行了实地考察，对各县 (市) 农业局、国土局、环保局和财政局等涉及休耕试点工作的人员和当地农户分别进行了焦点访谈。通过访谈，本研究选出了 7 项主要的补偿政策属性，即“优先参与权”“复耕保险”“休耕年限”“收入补贴”“治理投入”“退出权限”和“耕地参与比例”。在此基础上，通过对先前焦点访谈人员的回访和专家咨询，本文课题研究人员对上述 7 项补偿政策属性进行了更深入的了解，以进一步确定适合重金属污染耕地治理式休耕补偿方案的关键属性。

“优先参与权”指农户参与重金属污染耕地治理式休耕后，是否会被优先雇用参与治理措施实施和耕地日常维护等工作。根据焦点访谈，在 2016 年重金属污染耕地治理式休耕的实施过程中，外

来的中标公司存在治理措施实施不到位、耕地日常维护不尽责等情况，因此，回访中大部分受访农户明确提出，应由当地农户亲自参与治理措施实施和耕地日常维护等相关工作，政府也乐于当地农户优先受雇用以增加收入。“复耕保险”指对休耕期间发生的耕地灾毁和基础设施损坏是否有保险赔偿。例如，据宁乡市政府提供的资料，2017年6月，宁乡市巷子口镇龙潭村发生洪涝灾害，其2017年休耕的2173亩耕地中约485亩耕地因灾遭受沙淹，难以复耕。然而，《2017年方案》并未考虑到发生灾害的情况，造成了耕地损坏修复资金缺失、农户不满意等问题。在回访中，大部分农户和政府工作人员认为，应当设置复耕保险，以便于休耕结束后顺利复耕。“休耕年限”“收入补贴”和“治理投入”则是补偿方案中的基本要素。“休耕年限”主要根据对当地土肥站、农技站及科研单位等专业人员的访谈确定。“收入补贴”根据当地农地流转平均价格、休耕补贴标准和农户访谈确定。“治理投入”则根据相关政策和政府工作人员访谈核算各项治理措施的费用后确定。“退出权限”指农户参与休耕后，是否有权利中途退出并进行正常耕种。“耕地参与比例”指农户是否有权利只选择部分承包地参与休耕，而在其他承包地上进行正常耕种，即部分休耕部分种植。综合考虑当地种植情况、重金属污染耕地治理式休耕的特殊性和访谈反馈情况后，本文研究剔除了“退出权限”和“耕地参与比例”这两项属性。这是因为，重金属污染耕地治理式休耕试点区主要采取机械化播种及收割，重金属污染耕地治理措施（深翻耕、种植绿肥等）也采用机械化操作。中途退出及部分休耕部分种植不仅会在灌溉、除草、机械化作业等方面增加农业生产成本，也会影响治理措施实施效果，因此，大部分回访农户不要求拥有这两项权利。湖南省《2016年方案》和《2017年方案》也都强调按照整村推进、集中连片的原则进行重金属污染耕地治理式休耕，可见政府也不支持休耕农户中途退出或部分休耕部分种植。最终，本文研究确定了5项关键属性及其水平（见表1）。

表1 重金属污染耕地治理式休耕补偿方案属性及其水平

| 属性 | 定义 | 属性水平 |
|-------|---------------------------|---------------------|
| 优先参与权 | 是否优先受雇参与耕地治理措施实施等相关工作 | 是、否 |
| 复耕保险 | 是否有保险赔偿休耕期间发生的耕地灾毁和基础设施损坏 | 是、否 |
| 休耕年限 | 进行休耕的年限 | 1年、2年、3年 |
| 收入补贴 | 休耕期间每年每亩耕地直接获得的收入补偿 | 500元、600元、700元、800元 |
| 治理投入 | 国家对每亩耕地每年投入的实施治理措施的平均费用 | 300元、400元、500元、600元 |

在补偿方案属性及其水平已确定的条件下，由表1可知，共有192^①种补偿设计方案。利用SPSS20.0软件中的正交设计表模块筛选及剔除不合实际和强势的备选方案后，最终确定了18个补偿方案。考虑到农户的接受能力及调查时间，将这18个方案按照属性水平的平衡原则匹配后随机分成3个一级选择集（即3份问卷），调查时农户随机抽取1个。每个一级选择集中包含3个二级选择集，每个二级选择集由2个不同的补偿方案和1个“不参与任何方案^②”的选项构成。对每个二级选择集，农户受访者需要根据自身及家庭状况从3个方案中选择1个。表2是其中一个二级选择

^①2²×3×4²=192。

^②即维持现状，农户进行正常耕种。

集的示例。如果农户选择方案 1，说明该方案的预期效用比方案 2 或方案 3（“不参与任何方案”）更高。

表 2 选择实验中的二级选择集示例

| 方案属性 | 方案 1 | 方案 2 | 方案 3 |
|--------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 优先参与权 | 是 | 否 | |
| 复耕保险 | 否 | 是 | |
| 休耕年限 | 2 年 | 2 年 | 不参与前面两个方案中的任何一个 |
| 收入补贴 | 600 元 | 700 元 | |
| 治理投入 | 500 元 | 400 元 | |
| 请选择一项（在□中打√） | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> |

四、数据来源、变量设置及描述性统计

（一）数据来源

在前期实地考察的基础上，根据休耕试点规模、种植结构、经济发展状况和自然环境条件，本文研究选定能够代表重金属污染耕地治理式休耕一般状况的湖南茶陵县为农户选择实验区域。茶陵县地处湘赣边界、罗霄山脉西麓，耕地面积占土地总面积的约 15%，绝大部分农户主要种植水稻，为一年两熟区。2016 年，茶陵县休耕试点主要在虎踞镇、腰潞镇和火田镇 3 个镇 5 个村近 2700 户农户中开展，休耕规模为 5498 亩。到 2017 年，休耕试点扩大至 8 个乡镇 15 个村，休耕规模达到 25228 亩，占湖南省重金属污染耕地治理式休耕总规模的 12.61%。

考虑到试点村和非试点村农户在对重金属污染耕地治理式休耕补偿方案属性选择和休耕意义认识上可能存在差异，本文研究首先从 2016 年的 5 个休耕试点村中随机抽取 3 个村作为试点样本村（和丰村、东山村和五门村）；接着在茶陵县所有非试点村中，根据与试点样本村耕地重金属污染状况、耕地及耕作状况的相似程度筛选出 9 个非试点村，并从中随机抽取 3 个村作为非试点样本村（合湖村、七地村和庙贝村）。然后，根据村庄规模和当地政府提供的农户花名册，在每个村庄随机选择 40~50 个农户^①作为样本农户进行调查。调查时间为 2017 年 9~10 月。调查采用入户调查方式，调查对象主要是农户户主或者实际从事农业生产劳动的家庭成员。调查员首先调查受访者个人基本信息、家庭状况以及受访者生态价值认知状况等，然后仔细讲解重金属污染耕地治理式休耕补偿方案各属性及其水平的含义，在受访者能够复述方案内容的前提下，让受访者进行选择实验。此次调查覆盖了 287 个农户，剔除问卷回答信息不完整及不合理的样本后，保留有效样本 247 个，其中，试点村样本 129 个，非试点村 118 个。由于 247 个受访者均进行了 3 次选择实验，且每次选择均有 3

^①本文所调查的农户均为小农户，耕种面积均在 10 亩以下。这是因为，第一，目前试点样本村中的农户均为小农户，少数大农户已在休耕试点前退出经营。第二，对大农户的调查显示，因为机械投入、劳动力成本等原因，他们普遍不愿意参与休耕，他们具有特殊性，需要单独进行研究。

个补偿方案，总共可以得到 2223^①个观测值。

（二）变量设置及描述性统计

本文模型的被解释变量是某方案是否被选中，定义“被选中”为 1，否则为 0。特定备择常数 *ASC* 为替代常数项，设定其在每个二级选择集中方案 3（“不参与任何方案”）对应的观测值中取值为 1，在方案 1 和方案 2 对应的观测值中均取值为 0。基础模型的核心解释变量为方案的各种属性。其中，“优先参与权”和“复耕保险”为二分虚拟变量，“休耕年限”为连续变量，“收入补贴”和“治理投入”分别为一组以“不参与任何方案”为对照的虚拟变量。需要说明的是，在最终保留的 18 个补偿方案中，“收入补贴”和“治理投入”之间存在负相关关系，即收入补贴高的方案治理投入较低，治理投入高的方案收入补贴较低。为了避免共线性，在后面的回归估计中，本文采用在模型中分别加入“收入补贴”和“治理投入”变量的做法。交叉项模型中还需加入 *ASC* 与农户特征变量的交叉项。根据本文研究数据，并且参考农户休耕参与意愿影响因素等相关研究，农户特征变量包括反映农户受访者个人特征、家庭特征和认知特征的变量。农户受访者个人特征用受访者性别、年龄和受教育年限代表；家庭特征用家庭人口数和家庭年收入代表；农户受访者认知特征用受访者的生态价值认知代表。生态价值认知的测度参考史恒通等（2017）的研究，通过测评农户对土壤污染治理、水质改善、植被覆盖改善、生物多样性改善重要性和农药危害的认知度来进行，变量取值为 5 项认知度的平均分。本文所用变量的含义以及基本描述性统计见表 3。

表 3 变量的含义及其基本描述性统计

| 变量 | 变量含义和取值 | 均值 | 标准差 |
|---------------------|-----------------------------|------|------|
| 被解释变量 | | | |
| 某方案是否被选中 | 方案被选中=1，方案未被选中=0 | 0.33 | 0.47 |
| 替代常数项（ <i>ASC</i> ） | 不参与任何方案=1，参与补偿方案=0 | 0.33 | 0.47 |
| 方案属性变量 | | | |
| 优先参与权 | 有=1，没有或不参与任何方案=0 | 0.29 | 0.45 |
| 复耕保险 | 有=1，没有或不参与任何方案=0 | 0.39 | 0.49 |
| 休耕年限 | 1 年=1，2 年=2，3 年=3，不参与任何方案=0 | 1.19 | 1.02 |
| 收入补贴 ^a | | | |
| 一档：补 500 元 | 是=1，否=0 | 0.06 | 0.24 |
| 二档：补 600 元 | 是=1，否=0 | 0.30 | 0.46 |
| 三档：补 700 元 | 是=1，否=0 | 0.19 | 0.39 |
| 四档：补 800 元 | 是=1，否=0 | 0.11 | 0.31 |
| 治理投入 ^b | | | |
| 一档：投 300 元 | 是=1，否=0 | 0.21 | 0.41 |
| 二档：投 400 元 | 是=1，否=0 | 0.18 | 0.38 |
| 三档：投 500 元 | 是=1，否=0 | 0.19 | 0.40 |

^①247×3×3=2223。

| | | | |
|------------|-----------------------------|-------|------|
| 四档：投 600 元 | 是=1，否=0 | 0.09 | 0.28 |
| 农户特征变量 | | | |
| 受访者性别 | 男=1，女=0 | 0.73 | 0.45 |
| 受访者年龄 | 2017 年时的年龄（岁） | 57.88 | 9.05 |
| 受访者受教育年限 | 接受学历教育的年数总和（年） | 5.72 | 3.67 |
| 家庭人口数 | 户口本上的家庭人口总数（人） | 4.60 | 1.06 |
| 家庭年收入 | 2016 年家庭总收入（万元） | 4.17 | 1.75 |
| 受访者生态价值认知 | 5 个生态价值认知相关问题得分的均值，取值范围 0~5 | 3.08 | 0.96 |

注：农户特征变量的观测值个数为 247，其他变量的观测值个数为 2223。^a对照组为“不参与任何方案”。^b对照组为“不参与任何方案”。

变量的描述性统计分析显示，受访者的大多数选择都是参与补偿方案，但在试点村和非试点村之间受访者选择存在差异。由前文可知，每个受访者都需要分别从 3 个二级选择集中选出 1 个方案，即需做出 3 次选择，因此调查共收集到了受访者做出的 741^①次选择。在这些选择中，74.63%的选择是参与补偿方案。其中，在试点村受访者做出的 387^②次选择中，77.78%的选择是参与补偿方案；而在非试点村受访者做出的 354^③次选择中，只有 71.19%的选择是参与补偿方案。两者差异的 t 检验值为 2.06，在 5%的统计水平上显著。

表 4 显示了试点村与非试点村受访者在替代常数项（*ASC*）、方案属性变量和农户特征变量上的差异。由于 *ASC* 仅在方案 3（“不参与任何方案”）对应的观测值中取值为 1，当保留被解释变量取值为 1 的观测值时，试点村与非试点村受访者在 *ASC* 上的差异反映的是他们是否参与补偿方案的差异。统计结果显示，试点村受访者的均值比非试点村低 0.07，且在 5%的统计水平上显著，表明非试点村受访者更倾向于选择“不参与任何方案”，这也与受访者方案选择情况的统计结果一致。就方案属性变量而言，在受访者选中的方案中，试点村和非试点村受访者在“优先参与权”“休耕年限”和“收入补贴”变量上并不存在显著差异，但在“复耕保险”和“治理投入”变量上存在显著差异（见表 4）。试点村受访者更倾向于选择有复耕保险和治理投入水平较高（500 元或 600 元）的补偿方案。可能的原因是，试点村农户对休耕过程和休耕意义认识更全面，从而担忧休耕期间耕地灾毁和治理效果等问题。就农户特征变量而言，受访者性别、年龄、受教育年限、家庭人口数和家庭年收入在试点村和非试点村之间并不存在显著差异，表明两组样本在一定程度上具有可比性。但是，试点村受访者的平均生态价值认知水平比非试点村受访者高 0.92，并且在 1%的统计水平上显著。造成试点村和非试点村受访者在生态价值认知上差异的原因可能是，在重金属污染耕地治理式休耕期间，政府的宣传与培训提高了试点村农户对土壤污染治理、水质改善等的重要性和农药危害

^①247×3=741。

^②129×3=387。

^③118×3=354。

的认知水平。综合而言，试点村与非试点村农户在补偿方案属性选择和休耕意义认识上存在一定的差异，进行分组估计具有一定的意义。

表4 试点村与非试点村受访者在替代常数项、方案属性变量和农户特征变量上的差异情况

| 变量 | 试点村 | 非试点村 | 差值 | 差异 t 检验值 |
|-------------------|--------------|--------------|-------|----------|
| 替代常数项 (ASC) | 0.22 (0.42) | 0.29 (0.45) | -0.07 | -2.06** |
| 方案属性变量 | | | | |
| 优先参与权 | 0.30 (0.46) | 0.33 (0.47) | -0.03 | -0.67 |
| 复耕保险 | 0.52 (0.50) | 0.42 (0.50) | 0.10 | 2.62*** |
| 休耕年限 | 1.45 (0.94) | 1.35 (1.04) | 0.10 | 1.40 |
| 收入补贴 ^a | | | | |
| 一档：补 500 元 | 0.04 (0.21) | 0.03 (0.18) | 0.01 | 0.70 |
| 二档：补 600 元 | 0.32 (0.47) | 0.29 (0.46) | 0.03 | 0.78 |
| 三档：补 700 元 | 0.24 (0.42) | 0.20 (0.40) | 0.04 | 1.48 |
| 四档：补 800 元 | 0.21 (0.41) | 0.21 (0.41) | 0.00 | 0.10 |
| 治理投入 ^b | | | | |
| 一档：投 300 元 | 0.31 (0.46) | 0.35 (0.48) | -0.04 | -1.16 |
| 二档：投 400 元 | 0.22 (0.41) | 0.18 (0.39) | 0.04 | 1.13 |
| 三档：投 500 元 | 0.24 (0.43) | 0.17 (0.38) | 0.07 | 2.12** |
| 四档：投 600 元 | 0.05 (0.23) | 0.03 (0.16) | 0.02 | 1.99** |
| 农户特征变量 | | | | |
| 受访者性别 | 0.71 (0.45) | 0.75 (0.44) | -0.04 | -0.57 |
| 受访者年龄 | 58.41 (8.97) | 57.31 (9.13) | 1.10 | 0.96 |
| 受访者受教育年限 | 5.51 (3.80) | 5.95 (3.53) | -0.44 | -0.94 |
| 家庭人口数 | 4.53 (1.01) | 4.67 (1.11) | -0.14 | -1.06 |
| 家庭年收入 | 4.04 (1.61) | 4.31 (1.89) | -0.27 | -1.23 |
| 受访者生态价值认知 | 3.52 (0.87) | 2.60 (0.83) | 0.92 | 8.45*** |

注：①试点村和非试点村农户特征变量的观测值个数分别为 129 和 118，其他变量的观测值个数分别为 387 和 354。

②***、**分别表示在 1%、5% 的统计水平上显著。③括号中数字为标准差。^a 对照组为“不参与任何方案”。^b 对照组为“不参与任何方案”。

五、模型估计结果

本文采用 Nlogit5.0 软件，通过 150 次 Halton 抽样对 mixed Logit 模型进行仿真似然估计。在估计时，若将所有方案属性变量都作为随机参数变量，则可能产生模型估计结果不稳定、变量难以识别等问题（朋文欢、黄祖辉，2017）。本文基于方案属性特征，经过不断的调试（根据随机参数变量标准差系数是否显著），最后设定“常数项 (ASC)”“优先参与权”“收入补贴”和“治理投入”为固定参数变量，“复耕保险”“休耕年限”为随机参数变量，且设定随机参数变量的参数服从正态

分布。

(一) 基于样本总体的估计结果

本文首先基于全部样本对基础模型和交叉项模型进行估计。根据前文所述，“收入补贴”和“治理投入”变量存在共线性，因此，分别将它们加入模型进行估计。模型估计结果如表 5 所示。方程（1）~方程（4）整体运行良好，准 R^2 均大于 0.1，卡方检验结果均在 1% 的统计水平上显著。

表 5 基于全部样本的 mixed Logit 模型估计结果

| 变量 | 基础模型 | | 交叉项模型 | |
|--------------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 加“收入补贴” | 加“治理投入” | 加“收入补贴” | 加“治理投入” |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 固定参数 | | | | |
| 替代常数项 (ASC) | 0.595 (0.525) | 0.743*** (0.379) | 10.408*** (2.291) | 8.061*** (1.777) |
| 优先参与权 | 0.522** (0.235) | -0.200 (0.211) | 0.558** (0.230) | -0.064 (0.208) |
| 收入补贴 ^a 或治理投入 ^b | | | | |
| 一档 | -2.471*** (0.709) | 2.430*** (0.509) | -2.080*** (0.705) | 2.488*** (0.527) |
| 二档 | -1.367** (0.680) | 1.439*** (0.502) | -1.080 (0.670) | 1.594*** (0.529) |
| 三档 | 0.570 (0.673) | 1.411*** (0.493) | 0.665 (0.658) | 1.536*** (0.513) |
| 四档 | 2.273*** (0.661) | -0.142 (0.473) | 2.296*** (0.651) | 0.091 (0.502) |
| 随机参数 | | | | |
| 复耕保险 | 1.337*** (0.220) | 0.560*** (0.181) | 1.095*** (0.199) | 0.466*** (0.168) |
| 休耕年限 | 0.899*** (0.200) | -0.008 (0.150) | 0.798*** (0.176) | -0.061 (0.133) |
| 随机参数的标准差 | | | | |
| 复耕保险 | 1.368*** (0.263) | 1.477*** (0.222) | 1.159*** (0.253) | 1.247*** (0.213) |
| 休耕年限 | 1.705*** (0.204) | 1.037*** (0.149) | 1.213*** (0.183) | 0.597*** (0.144) |
| 交叉项参数 | | | | |
| ASC × 受访者性别 | — | — | -0.197 (0.424) | -0.045 (0.328) |
| ASC × 受访者年龄 | — | — | -0.094*** | -0.074*** |

重金属污染耕地治理式休耕补偿政策：农户选择实验及影响因素分析

| | | | | |
|------------------------|------------|------------|------------|------------|
| | — | — | (0.026) | (0.020) |
| $ASC \times$ 受访者受教育年限 | — | — | -0.154*** | -0.160*** |
| | — | — | (0.059) | (0.046) |
| $ASC \times$ 家庭人口数 | — | — | 0.359** | 0.483*** |
| | — | — | (0.177) | (0.134) |
| $ASC \times$ 家庭年收入 | — | — | -0.185 | -0.157* |
| | — | — | (0.123) | (0.094) |
| $ASC \times$ 受访者生态价值认知 | — | — | -1.419*** | -1.185*** |
| | — | — | (0.223) | (0.180) |
| 准 R ² | 0.212 | 0.138 | 0.255 | 0.193 |
| 卡方检验值 | 327.861*** | 213.177*** | 394.553*** | 298.355*** |
| 对数似然值 | -608.394 | -665.736 | -575.048 | -623.157 |
| 观测值个数 | 2223 | 2223 | 2223 | 2223 |

注：①***、**、*分别代表估计结果在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。②括号内的数字为标准差。^a对照组为“不参与任何方案”。^b对照组为“不参与任何方案”。

从基础模型的回归结果看，方程（1）中“优先参与权”“复耕保险”和“休耕年限”变量均在统计上显著，且系数符号均为正。这表明，设置有优先参与权和复耕保险、休耕年限较长的补偿方案，更容易被农户选中。但是，从随机参数的标准差看，“复耕保险”和“休耕年限”的系数值较大，且均在统计上显著，表明不同的农户对两者的偏好存在较大差异。从“收入补贴”变量看，“一档”“二档”和“四档”变量均在统计上显著，但“一档”和“二档”变量的系数符号为负，而“四档”变量的系数符号为正。这表明，收入补贴水平越高的补偿方案，越容易被农户选中。从方程（2）中“治理投入”变量的估计结果看，“一档”“二档”和“三档”变量均在统计上显著，系数符号均为正且系数值逐渐降低，表明农户更倾向于选择治理投入较低的补偿方案。总体而言，方程（1）和（2）的回归结果符合农户对补偿方案选择的效用最大化原则，设计有优先参与权和复耕保险、休耕年限较长和收入补贴较高的补偿方案都能够给农户带来更大效用。优先参与权能够增加农户就业机会；复耕保险能够为农户提供复耕保障；较长的休耕年限和较高的收入补贴意味着农户通过休耕获得的总补贴金额（收入补贴 \times 休耕年限）会更高。相反地，治理投入并不能直接给农户带来效用。在政府总投入资金固定的情况下，对于农户而言，更高的治理投入意味着更低的收入补贴，因此，他们更倾向于收入补贴较高而治理投入较低的补偿方案。

从交叉项模型的回归结果看，方案属性变量的回归结果与基础模型基本一致，表明模型估计结果较为稳健。 ASC 与农户特征交叉变量的回归结果可以反映不同特征的受访者在选择“不参与任何方案”上的差异^①。方程（3）和（4）的回归结果均表明，受访者年龄越大、受教育年限越长、家庭人口数越少和受访者生态价值认知水平越高的农户，越倾向于不选择“不参与任何方案”。受访者年龄越大，劳动能力可能越低，家庭人口数越少，家庭劳动力可能也越少，从而农户更可能参与

^①根据 ASC 的设定可知，只有当 $ASC = 1$ （“不参与任何方案”）时，这些交叉项才会进入模型。

休耕补偿方案。受访者受教育年限和生态价值认知水平越高，越容易理解重金属污染耕地治理式休耕的作用和重要性，从而更愿意选择参与休耕补偿方案。这也与已有研究（例如俞振宁等，2017a）的发现相一致。

（二）分组估计结果

从前文的描述性统计分析结果可知，试点村和非试点村农户在方案属性选择和休耕意义认识上可能存在一定的差异，因此，有必要对试点村和非试点村农户样本进行分组估计，估计结果如表 6 所示。方程（5）～方程（12）整体运行良好，准 R² 均大于 0.1，卡方检验结果均在 1% 的统计水平上显著。并且，基于非试点村农户样本回归的模型准 R² 均优于基于试点村农户样本回归的模型准 R²，说明对农户进行分组估计具有实际意义。

表 6 基于试点村与非试点村农户样本的 mixed Logit 模型估计结果

| 变量 | 试点村 | | | | 非试点村 | | | |
|--------------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 基础模型 | | 交叉项模型 | | 基础模型 | | 交叉项模型 | |
| | 加“收入 补贴” | 加“治理 投入” | 加“收入 补贴” | 加“治理 投入” | 加“收入 补贴” | 加“治理 投入” | 加“收入 补贴” | 加“治理 投入” |
| | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| 固定参数 | | | | | | | | |
| 替代常数项 (ASC) | 1.996** (0.916) | 1.042* (0.590) | 11.808*** (3.305) | 7.936*** (2.401) | -0.411 (0.592) | 0.708 (0.526) | 11.583*** (3.888) | 9.236*** (2.896) |
| 优先参与权 | 0.233 (0.336) | -0.344 (0.297) | 0.257 (0.326) | -0.215 (0.294) | 0.896** (0.352) | 0.028 (0.317) | 0.975*** (0.357) | 0.103 (0.313) |
| 收入补贴 ^a 或治理投入 ^b | | | | | | | | |
| 一档 | -0.311 (0.921) | 3.080*** (0.756) | 0.479 (1.026) | 3.406*** (0.834) | -5.770*** (1.161) | 2.075*** (0.738) | -5.057*** (1.164) | 2.441*** (0.770) |
| 二档 | 0.636 (1.047) | 2.359*** (0.746) | 1.350 (1.126) | 2.753*** (0.837) | -3.202*** (0.862) | 0.617 (0.739) | -2.707*** (0.917) | 1.126 (0.770) |
| 三档 | 2.793** (1.117) | 2.311*** (0.749) | 3.290*** (1.197) | 2.698*** (0.829) | -1.350* (0.798) | 0.748 (0.695) | -0.829 (0.850) | 1.149 (0.725) |
| 四档 | 4.082*** (1.115) | 0.878 (0.685) | 4.523*** (1.196) | 1.354* (0.773) | 1.090 (0.765) | -1.416** (0.717) | 1.601* (0.830) | -0.818 (0.726) |
| 随机参数 | | | | | | | | |
| 复耕保险 | 1.512*** (0.341) | 0.701*** (0.265) | 1.230*** (0.296) | 0.637*** (0.244) | 1.135*** (0.320) | 0.360 (0.247) | 1.049*** (0.312) | 0.224 (0.244) |
| 休耕年限 | 0.607** (0.272) | -0.277 (0.198) | 0.472** (0.238) | -0.292 (0.186) | 1.411*** (0.355) | 0.315 (0.250) | 1.426*** (0.328) | 0.213 (0.217) |
| 随机参数的标准差 | | | | | | | | |
| 复耕保险 | 1.849*** (0.394) | 1.676*** (0.317) | 1.513*** (0.359) | 1.321*** (0.300) | 0.772 (0.478) | 1.137*** (0.341) | 0.788 (0.483) | 1.175*** (0.329) |

重金属污染耕地治理式休耕补偿政策：农户选择实验及影响因素分析

| | | | | | | | | |
|------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 休耕年限 | 1.367*** (0.277) | 0.708*** (0.197) | 0.832*** (0.236) | 0.314 (0.234) | 2.470*** (0.390) | 1.544*** (0.290) | 2.058*** (0.377) | 0.987*** (0.256) |
| 交叉项参数 | | | | | | | | |
| <i>ASC</i> × 受访者性别 | — | — | -0.859 (0.537) | -0.512 (0.411) | — | — | 1.118 (0.797) | 0.790 (0.598) |
| <i>ASC</i> × 受访者年龄 | — | — | -0.049 (0.034) | -0.038 (0.026) | — | — | -0.150*** (0.048) | -0.110*** (0.035) |
| <i>ASC</i> × 受访者受教育年限 | — | — | -0.075 (0.080) | -0.083 (0.060) | — | — | -0.189* (0.102) | -0.218*** (0.080) |
| <i>ASC</i> × 家庭人口数 | — | — | 0.251 (0.245) | 0.347* (0.183) | — | — | 0.513* (0.300) | 0.600*** (0.218) |
| <i>ASC</i> × 家庭年收入 | — | — | -0.130 (0.177) | -0.082 (0.139) | — | — | -0.105 (0.211) | -0.119 (0.151) |
| <i>ASC</i> × 受访者生态价值认知 | — | — | -1.836*** (0.360) | -1.405*** (0.279) | — | — | -1.859*** (0.459) | -1.411*** (0.338) |
| 准 R ² | 0.209 | 0.137 | 0.263 | 0.201 | 0.270 | 0.185 | 0.318 | 0.237 |
| 卡方检验值 | 167.917*** | 110.124*** | 211.082*** | 161.129*** | 200.524*** | 137.099*** | 236.328*** | 176.269*** |
| 对数似然值 | -317.035 | -345.931 | -295.453 | -320.429 | -271.069 | -302.781 | -253.167 | -283.196 |
| 观测值个数 | 1161 | 1161 | 1161 | 1161 | 1062 | 1062 | 1062 | 1062 |

注：①***、**、*分别代表估计结果在1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号内的数字为标准差。

从基础模型的回归结果看，“优先参与权”变量只在方程（9）中回归显著，表明非试点村农户比试点村农户更倾向于选择有优先参与权的补偿方案。可能的原因是，休耕治理措施的实施具有临时性、短暂性等特点，试点村农户比非试点村农户能够更清楚地意识到优先参与权并不能带来稳定的收入，从而相对忽视优先参与权。从“收入补贴”变量的估计结果来看，非试点村农户在面对非最高档补贴的补偿方案（补贴为500元、600元或700元）时，更倾向于不选择该补偿方案；而试点村农户更倾向于选择收入补贴较高的补偿方案（补贴为700元或800元）。“治理投入”变量的回归结果在试点村和非试点村农户之间也存在一定的差异。方程（10）中“一档”变量在统计上显著，且系数符号为正；“四档”变量在统计上也显著，但系数符号为负。相比而言，方程（6）中“一档”“二档”和“三档”变量均在统计上显著，系数符号均为正且系数值逐渐降低。这表明，非试点村农户比试点村农户更倾向于不选择治理投入较高的补偿方案。这也与前文对两组样本选中方案的属性差异的分析结果相符。对此可能的解释是，政府休耕宣传和培训提高了试点村农户对休耕意义的认识，他们比非试点村农户更容易接受治理投入较高的补偿方案。“复耕保险”“休耕年限”变量的分组估计结果与基于总体样本的估计结果基本一致。

从交叉项模型的回归结果看，在方案属性变量方面，交叉项模型与基础模型的估计结果基本一致，表明模型估计结果较为稳健。对于交叉项变量，方程（7）和（8）的估计结果与基于总体样本的估计结果存在差异，仅有“*ASC* × 受访者生态价值认知”变量均显著，且系数符号为负，而“*ASC*

×受访者年龄”和“ $ASC \times$ 受访者受教育年限”变量均不显著，“ $ASC \times$ 家庭人口数”变量仅在方程（8）中显著。相反地，这4个交叉项变量在方程（11）和（12）中均显著，且与基于总体样本估计结果基本一致，即受访者年龄越大、受教育年限越长、家庭人口数越少和生态价值认知水平越高的非试点村农户，越倾向于不选择“不参与任何方案”。造成试点村和非试点村农户存在这种差异的原因可能是政府在试点村开展了休耕宣传和培训等活动。

六、结论与政策含义

多元化的补偿政策对于推进重金属污染耕地治理式休耕具有重要意义。本文利用湖南省茶陵县耕地重金属污染区247户农户选择实验和特征数据，比较了试点村和非试点村农户对重金属污染耕地治理式休耕补偿方案的偏好，并运用mixed Logit模型分析了农户选择不同补偿方案的影响因素。

本文得到以下主要结论：第一，就补偿方案属性而言，收入补贴越高而治理投入越低的补偿方案，越容易被农户选中，表明农户更关注所能获得的收入补贴而忽视耕地的治理投入。同时，设置有优先参与权和复耕保险、休耕年限较长的补偿方案，也更容易被农户选中。第二，试点村和非试点村农户对补偿方案的偏好存在差异。试点村农户比非试点村农户更倾向于选择参与补偿方案，而非试点村农户比试点村农户更倾向于选择具有优先参与权、治理投入较低的补偿方案。第三，农户特征对试点村和非试点村农户选择“不参与任何方案”的影响存在差异。受访者生态价值认知水平越高的试点村农户，越倾向于不选择“不参与任何方案”；而非试点村农户除了受到生态价值认知水平影响外，还受到其他特征的影响，即受访者年龄越大、受教育年限越长、家庭人口数越少的非试点村农户，越倾向于不选择“不参与任何方案”。

本文研究结论的政策启示如下：第一，重金属污染耕地治理式休耕补偿政策需要以稳定农户收益为基本原则，即确保休耕不影响农户收入，合理确定补偿标准和休耕年限，并及时将补偿资金兑现到户。第二，由于多元化的补偿措施可能更有效，目前的补偿政策需要创新补助方式，如增加复耕保险、优先参与权等。在一定的财政预算下，单纯提高补偿金额标准会加重政府负担，对增强农户休耕意愿的效果可能也不明显，而增加复耕保险、优先参与权等补偿措施，财政成本相对较低，还具有稳定农户预期、增加农户就业机会、提升休耕实施效果等作用。第三，重视对农户的休耕宣传和培训。对农户开展休耕宣传和培训可以提高农户对重金属污染耕地治理投入和生态价值的认知水平，从而提高其休耕参与度。

受数据限制，本文未能就耕地异质性对农户补偿方案选择的影响进行更深入的探讨，未来可根据耕地质量和农户偏好异质性的来源，探索更为多元化的补偿方案，以提升休耕制度的稳定性和可持续性。本文以重金属污染耕地治理式休耕为例，具有一定的特殊性，其他地区休耕补偿方案的关键属性可能会与重金属污染耕地治理式休耕补偿方案存在一定的差异，需要继续研究。此外，本文对农户特征变量的选取相对简单，未来可基于农户行为决策的理论框架，进一步探讨政府引导和亲朋邻里态度等因素对农户补偿方案选择的影响。

参考文献

1. 龚亚珍、韩炜、Michael Bennett、仇焕广，2016：《基于选择实验法的湿地保护区生态补偿政策研究》，《自然资源学报》第2期。
2. 韩洪云、喻永红，2012：《退耕还林的环境价值及政策可持续性——以重庆万州为例》，《中国农村经济》第11期。
3. 黄国勤、赵其国，2017：《轮作休耕问题探讨》，《生态环境学报》第2期。
4. 李颖明、王旭、郝亮、刘扬、姜鲁光，2017：《重金属污染耕地治理技术：农户采用特征及影响因素分析》，《中国农村经济》第1期。
5. 朋文欢、黄祖辉，2017：《契约安排、农户选择偏好及其实证——基于选择实验法的研究》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第4期。
6. 沈孝强、吴次芳，2016：《自主参与式农地休养政策：模式和启示》，《中国土地科学》第1期。
7. 史恒通、睢党臣、徐涛、赵敏娟，2017：《生态价值认知对农民流域生态治理参与意愿的影响——以陕西省渭河流域为例》，《中国农村观察》第2期。
8. 谭永忠、王庆日、陈佳、牟永铭、张洁，2012：《耕地资源非市场价值评价方法的研究进展与述评》，《自然资源学报》第5期。
9. 谭永忠、赵越、俞振宁、曹宇，2017：《代表性国家和地区耕地休耕补助政策及其对中国的启示》，《农业工程学报》第19期。
10. 谢花林、程玲娟，2017：《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》，《自然资源学报》第12期。
11. 杨庆媛、信桂新、江娟丽、陈展图，2017：《欧美及东亚地区耕地轮作休耕制度实践：对比与启示》，《中国土地科学》第4期。
12. 尹珂、肖轶，2015：《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》，《地理科学》第9期。
13. 俞振宁、谭永忠、吴次芳、张晓滨，2017a：《基于兼业分化视角的农户耕地轮作休耕受偿意愿分析——以浙江嘉善县为例》，《中国土地科学》第9期。
14. 俞振宁、吴次芳、沈孝强，2017b：《基于 IAD 延伸决策模型的农户耕地休耕意愿研究》，《自然资源学报》第2期。
15. 张桃林，2015：《科学认识和防治耕地土壤重金属污染》，《土壤》第3期。
16. Bangsund, D. A., N. M. Hodur, and F. L. Leistritz, 2004, "Agricultural and Recreational Impacts of the Conservation Reserve Program in Rural North Dakota, USA", *Journal of Environmental Management*, 71(4): 293-303.
17. Borge, P. J., R. Fragoso, J. Garcia-Gonzalo, J. G. Borges, S. Marques, and M. R. Lucas, 2010, "Assessing Impacts of Common Agricultural Policy Changes on Regional Land Use Patterns with a Decision Support System Application in Southern Portugal", *Forest Policy and Economics*, 12(2): 111-120.
18. Claassen, R., A. Cattaneo, and R. Johansson, 2008, "Cost-effective Design of Agri-environmental Payment Programs: U.S. Experience in Theory and Practice", *Ecological Economics*, 65(4): 737-752.
19. Leroy, H., 2016, "Conservation Reserve Program: Environmental Benefits Update", *Agricultural & Resource*

Economics Review, 36(2): 267-280.

20.Meyerhoff, J., and U. Liebe, 2009, “Status Quo Effect in Choice Experiments: Empirical Evidence on Attitudes and Choice Task Complexity”, *Land Economics*, 85(3): 515-528.

21.Papatheodorou, E. M., P. Kapagianni, E. D. Georgila, N. Monokrousos, and G. P. Stamou, 2013, “Predictability of Soil Succession Patterns under Different Agricultural Land Use Practices: Continual Conventional Cultivation versus Transformation to Organic Cultivation or Fallow Periods”, *Pedobiologia*, 56(4-6): 233-239.

22.Reimer, A. P., and L. S. Prokopy, 2014, “Farmer Participation in U.S. Farm Bill Conservation Programs”, *Environmental Management*, 53(2): 318-332.

23.Xie, H., W. Wang, and X. Zhang, 2018, “Evolutionary Game and Simulation of Management Strategies of Fallow Cultivated Land: A Case Study in Hunan Province, China”, *Land Use Policy*, 71: 86-97.

(作者单位：¹浙江大学土地管理系；

²浙江大学土地与国家发展研究院；

³浙江大学民生保障与公共治理研究中心)

(责任编辑：张丽娟)

The Subsidy Policies on Fallow of Farmland Contaminated with Heavy Metals: A Farmers' Choice Experiment and Influencing Factors Analysis

Yu Zhenning Tan Yongzhong Mao Mingzhi Wu Cifang Zhao Yue

Abstract: Diversified subsidy policies are of great significance to the promotion of fallow of farmland contaminated with heavy metals. Based on a choice experiment and characteristic data of 247 households in Chaling County of Hunan Province, this article compares farmers' preference for subsidy policies in pilot and non-pilot villages with contamination of heavy metals, and applies a mixed logit model to analyze the determinants of farmers' choices. The results show a difference in farmers' preference for subsidy policies between pilot villages and non-pilot villages. Moreover, farmers are more likely to select the subsidy policies with a higher sum of compensation, a lower level of investment, a longer fallow period, and the existence of the priority right of participation and rehabilitation insurance. In addition, the attributes of subsidy policies and farmers' characteristics have different effects on farmers' choices in pilot and non-pilot villages. In order to encourage farmers to participate in fallow of farmland contaminated with heavy metals, the subsidy policies need to stabilize farmers' income in the first place. Meanwhile, the study suggests increasing subsidy measures such as setting up the priority right of participation and rehabilitation insurance, and improving public awareness through advocacy and training programs.

Key Words: Land Fallow Subsidy; Farmland Contaminated with Heavy Metals; Choice Experiment; Mixed Logit Model