

陕北油气矿区居民土地流转与生态环境受偿意愿研究

陆扬¹

(西安交通大学 经济与金融学院, 西安 710061)

提要: 长期以来, 矿区居民作为土地使用权以及生态环境权所有者的基本利益在资源开采活动中并未得到明确肯定与足额保障。鉴于此, 课题组基于受偿意愿针对陕北地区油气矿区收集 323 份调研问卷, 利用改进的 CVM 法和多种类 Logistic 模型对当地居民土地流转与生态环境受偿意愿及其影响因素展开研究, 同时进一步分析补偿主体、标准、方式选择的作用机制。研究发现矿区居民土地流转与生态环境受偿意愿分别为 1000-1500 元 / 年 / 人和 1500-2000 元 / 年 / 人, 年龄、健康状况、收入水平、教育程度等因素均对受偿意愿产生显著影响。研究同时表明不同特征群体对于补偿主体、标准、方式具有异质性偏好。

关键词: 油气矿区 CVM 土地流转 生态环境

中图分类号: F301

文献标识码: A

1 引言

随着我国工业化、城镇化的加速推进, 矿产资源的开采规模不断增大, 开采方式日趋多样。原有的资源开采收益分配制度的缺陷以及对生态补偿制度的忽视造就了开采地居民的权利缺位, 围绕土地补偿、环境破坏而产生的矛盾, 已成为农村最突出、最易形成群体性冲突的矛盾^[1]。资源经济的发展对我国从制度层面构建以居民可持续收入和生态环境补偿为着力点的收益分配机制提出了紧迫要求。在此背景下, 评估矿区居民可持续收入状况以及生态环境现状, 分析矿区居民期望补偿额度、补偿方式及其影响因素, 进而探索建立绿色发展背景下符合矿区居民利益关切的资源开采收益分配以及生态补偿机制无疑具有重大意义。

2 文献综述

自然资源的价值构成是本文研究资源开采补偿的理论依据, 分别由土地价值、资源使用价值以及外部环境价值三部分构成(王育宝, 2009)^[2], 作为油气资源依附物的土地具有极其重要的地位。土地流转分为农业内部和农业外部, 本研究所涉及的农业用地征收为矿业用地是土地流转的重要组成部分, 而

基金项目: 国家社会科学基金“土地使用权流转背景下矿产资源开采地居民持续受益机制研究”(编号: 14BJL108)资助。

作者简介: 陆扬(1992--), 女, 陕西西安人, 西安交通大学经济与金融学院博士生。

电话: 18602973892

邮箱: jessielugogogo@163.com。

土地使用权在流转过程中理应为其所有者矿区居民带来流转收益。然而现实情况是，矿区居民不仅鲜少从矿产资源开采中获得益处，反而要承担开采活动造成的水、土壤以及空气污染等生态环境代价，“资源诅咒”现象在矿产资源开采地陆续上演，经济增长与民生改善、环境保护难以相互协调（Auty， 1995；Collins， 2013）^[3-4]。在以上重重矛盾中，少数学者关注到了资源开采地居民利益补偿，王育宝（2014）^[5]将居民利益损失总结为土地经营权收益损失、土地使用权转让收益损失以及环境权损失三部分，明确提出资源收入需弥补因开发活动而带来的社会和环境负面影响；在明确居民利益损失成因的基础之上，Collier et al (2010)、宋文飞等（2013）、Collins Alan (2015)等学者均指出在资源开采活动中，应当重视对土地所有者的收益损失补偿和生态环境补偿，同时依托合理的收入分配制度和资源税收制度，将开采收益向当地居民适当倾斜^[6-8]。

基于以上研究成果，为切实保护开采地居民利益、推进资源收益合理分配、实现矿区可持续发展，有必要进一步明确补偿主体、补偿标准、补偿数额及其测度方法，国内外学者对此展开了大量深入研究，机会成本法、生态效益等价分析法、模糊评价法、损失评估法等诸多方法均得到应用。其中，意愿价值评估法（Contingent Valuation Method, CVM）研究基础深厚、应用领域广泛，且被认为是唯一能够对非使用价值进行评估的方法（郭江，2017）^[9]。该方法是在无法获得市场信息的前提下，通过假想市场获取被调查者的消费行为，即为了改善环境质量的支付意愿（WTP）或忍受环境损害的受偿意愿（WTA）。该方法由 Davis 于 1963 年^[10]首次应用，并由 Randall 于 1974 年^[11]引入环境领域后得以广泛应用，部分学者应用该法对美国、欧洲等国的矿区资源环境价值损失进行了评估（Damigos， 2003； Qian， 2012）^[12-13]。国内学者则基于地域特色对 CVM 法展开应用，但针对矿区资源环境价值进行评估的文章数量依然有限。其中，李国平等（2011， 2012）^[14-15]先后运用支付意愿和受偿意愿，对陕北煤炭矿区环境破坏价值损失量进行精确评估，同时对收入、年龄、教育程度等因素的影响机制进行分析。随后，部分学者通过添加预调查、改进问卷技术等方法对传统 CVM 进行不断优化（屈小娥，2012；杨永均，2014）^[16-17]。

纵观以上研究成果，开采活动对于矿区居民造成的经济、环境损失引起了国内外学者广泛关注，矿区居民享有的土地权益与环境权益有必要得到补偿也已成为理论共识。然而值得注意的是：首先，矿区居民的土地权益补偿和环境权益补偿长期处于割裂状态。现行政策层面仅涉及矿区征地补偿，而理论研究多围绕生态环境补偿展开，尚未有将两类权益补偿同时纳入量化研究的文献；其次，CVM 方法的各项操作细节应做出符合区域特性的调整。例如在调研方法的选择方面，先进的双边界投标式方法虽然精确，但是碍于操作流程复杂和调研对象受教育程度而无法得到有效结果，相反简单直观的支付卡法更易被接受和理解；WTP 方法也因调研对象存在抗拒心理而出现过多 0 值导致实证分析无法置信，更符合农民传统认知的 WTA 方法才能获得有效调研数据。在实证方法选择方面，常用的

Tobit 模型导致含有较多 0 值的样本遗漏大量信息,而采用多值排序 Logit 模型可以最大化利用数据信息得出精确的实证结果;最后,以往文献仅仅停留在补偿数额研究,本文在常规问卷基础上进一步对补偿主体、标准及方式等争议问题进行深入挖掘,并利用无序多分类 Logit 模型对其影响因素进行分析,使得补偿政策制定有的放矢。

基于上述原因,本文以具有地域特性的 CVM 为研究方法,研究陕北油气矿区居民土地权益补偿和环境权益补偿,实证矿区居民补偿额度、主体、标准、方式及其影响因素作用机制,为当地居民分享资源开采收益、建立全方位补偿机制提供理论基础和实践意义。

3 数据来源与统计分析

3.1 问卷设计与调查

课题组先后于 2017 年 8 月与 2018 年 7 月两次奔赴陕西省榆林市靖边县各油气开采村落进行预调研和正式调研,总历时近一个月,调研区域囊括:榆林市靖边县杨米涧镇兴和村、宋家洼村、王梁村;天赐湾镇天赐湾村、乔沟湾村;青阳岔镇龙腰村、黄家湾村;小河镇沙沟村、巨浪村等主要油气开采村镇。为了确保调查结果的真实性,课题组事先对全体调查员进行了相关知识培训,并由当地基层干部引导展开入户访谈,使受访者在深入了解调查目的与调查背景的前提下,做出更接近于真实的市场行为选择。调查采用入户访谈形式与电子问卷形式相结合,既保证了调查结果的准确性也兼顾了调查样本的广泛性。本次调查共发放问卷 358 份,全部得到回收,其中有效问卷 323 份,问卷有效率达到 90.22%。有效问卷的样本容量符合 Scheaffer 抽样公式中误差设定为 0.06 的要求,满足统计分析的需要。

本次针对油气开采地区居民土地流转补偿与生态环境现状的问卷包括三个部分,共 23 个问题。第一部分为受访者基本情况调查,涵盖受访者的性别、年龄、地区、职业。受教育程度以及家庭人均年收入等个人信息;第二部分为受访者对于当地征地补偿与生态环境状况的认知程度;第三部分为采取支付卡法引导方式调查受访者对于土地流转与生态环境的受偿意愿。

3.2 受访者的基本信息

表 3-1 基本信息统计分析
Table 3-1 Statistical analysis of basic information

	选项	频数	百分比
性别	男	228	70.59%
	女	95	29.41%
年龄	0-20	2	0.62%
	21-35	111	34.37%
	36-50	134	41.49%
	51-65	65	20.12%

	66 以上	11	3.41%
区位	杨米涧	41	12.69%
	小河	65	20.12%
	天赐湾	71	21.98%
	青阳岔	121	37.46%
	其他	25	7.74%
职业	职员	27	8.36%
	学生	12	3.72%
	务工	26	8.05%
	农民	237	73.37%
	经商	4	1.24%
	退休	2	0.62%
	其他	15	4.64%
教育程度	未上学	22	6.81%
	小学	73	22.60%
	初中	100	30.96%
	高中	56	17.34%
	大专	47	14.55%
	本科及以上	25	7.74%
政治面貌	群众	221	68.42%
	党员	102	31.58%
健康状况	良好	248	76.78%
	一般	65	20.12%
	不好	10	3.10%
家庭人均年收入	2000 以下	75	23.22%
	2001-5000	109	33.75%
	5001-10000	83	25.70%
	10001-20000	48	14.86%
	20000 以上	8	2.48%

此次调查的有效样本中，男性 228 人，女性 95 人，男性比例远大于女性比例。被调查对象的年龄最小 16 岁，最大 88 岁，被调查对象主要集中于 21-50 岁之间，平均年龄为 41.92 岁；因青阳岔镇资源开采较早、井场分布较多、人口更为稠密，因此占样本区位分布的较大比例；职业方面，农民占到极大比例，职员与务工人员也有一定数量；文化水平以初中为最多，其次分别为小学和高中，本科及以上和未上学最少；在政治面貌和健康状况方面，以群众和良好占据极大分布比例；家庭人均年收入主要分布在 10000 元以下，其中 2001-5000 元占比最为

集中。调查数据详见表 3-1。

3.3 受访者对于征地补偿与生态环境的认知程度

表 3-2 认知程度统计分析
Table 3-2 Statistical analysis of cognitive degree

	选项	频数	百分比
资源开采对生态环境的破坏程度	没有破坏	20	6.19%
	少量破坏	71	21.98%
	一定破坏	86	26.63%
	破坏严重	146	45.20%
环境治理的急迫程度	急迫	172	53.25%
	较为急迫	92	28.48%
	不太急迫	51	15.79%
	不急迫	8	2.48%
是否了解土地补偿政策	清楚	50	15.48%
	了解一些	118	36.53%
	不太了解	127	39.32%
	完全不懂	28	8.67%
对于征地补偿状况是否满意	满意	36	11.15%
	较为满意	96	29.72%
	不太满意	126	39.01%
	十分不满	65	20.12%
是否愿意接受年度资金补偿， 用以弥补土地流转和生态环境破坏	是	292	90.40%
	否	31	9.60%

根据调查情况发现，陕北油气开采区居民对于征地补偿政策执行情况以及生态环境变化状况形成了较为清晰的认知。在 323 份有效调查问卷中，超过 90% 的群众认为资源开采对当地生态环境产生破坏，其中 45% 的受访者认为该破坏程度十分严重，且绝大部分环境问题均集中在严重的地下水源污染方面，同时，超过 50% 的受访者认为当地急迫需要进行环境治理；在土地流转补偿方面，绝大多数受访者表示一定程度知晓征地补偿政策，完全不了解者占比极少，而对于当地现行补偿政策的实施情况，近 40% 的受访者表示不太满意，不满意的原因只要集中在补偿额度过低和补偿款长期拖欠等方面；进一步调查显示，绝大多数受访者愿意接受年度资金补偿，用以弥补土地流转和环境破坏带来的经济与精神损失，这也为进一步利用受访者受偿意愿 WTA 进行 CVM 法调查提供了样本基础。调查数据详见表 3-2。

3.4 受访者对于征地补偿与生态环境的受偿意愿

表 3-3 受偿意愿统计分析
Table 3-3 Statistical analysis of WTA

	选项	频数	百分比
每年接受征地补偿意愿	0-500	6	2.05%
	500-1000	37	12.67%
	1000-1500	119	40.75%
	1500-2000	104	35.62%
	2000 以上	26	9.25%
每年接受生态环境补偿意愿	0-500	2	0.68%
	500-1000	42	14.38%
	1000-1500	94	32.19%
	1500-2000	101	34.59%
	2000 以上	53	18.15%

在引导受访者明确认知征地补偿政策效果与生态环境损害的基础之上，本调查利用最为直观、便捷的支付卡方法，进一步针对 292 位愿意接受年度资金补偿的受访者进行意向数额确定。在土地流转补偿方面，约有 40%的受访者基于当地自然条件下的平均农业亩产值，理性选择接受 1000-1500 元/年的中等水平补偿额，其次，受制于当地较为普遍的贫困状况，约 10%的受访者选择接受 2000 元/年以上的高补偿额；在生态环境污染补偿方面，超过 65%的受访者希望得到 1000-2000 元/年的中高水平补偿额，约 18%的受访者则希望得到 2000 元/年以上的高补偿额。同时，无论是征地补偿还是生态环境补偿，愿意接受 0-500 元/年低水平补偿额度的受访者比例都微乎其微。不难发现，受访者分布比例均呈现右偏后尾型正态分布，且在生态环境补偿情境下更为显著。该调研数据基本符合前文对于生态环境破坏程度的调查结果，也侧面反映出当地居民对于生态环境改善的迫切需求。调查数据详见表 3-3。

表 3-4 补偿主体、标准、方式统计分析
Table 3-4 Statistical analysis of the main body, standard and way of compensation

	选项	频数	百分比
补偿主体	开采企业	215	66.56%
	地方政府	35	10.84%
	中央政府	73	22.60%
补偿标准	征地面积	131	40.56%
	污染程度	108	33.44%
	家庭人口	84	26.01%

补偿方式	定期资金补助	98	30.34%
	安排就业	110	34.06%
	搬迁安置	115	35.60%

此外，问卷还就补偿的主体、标准以及方式做出进一步调查。超过 60% 的受访者依据“谁污染，谁治理；谁破坏，谁恢复”的原则认定应由开采企业承担补偿费用；约 40% 的受访者认同现行以征地面积作为补偿依据，还有 30% 的受访者希望以污染程度划定补偿标准；补偿方式选择的分布则较为平均。调查数据详见表 3-4。

4 实证分析

4.1 实证方法及变量选取

本研究以条件价值评估法（CVM）为理论基础，通过支付卡法对居民受偿意愿（WTA）进行精准调查，在此基础上首先利用排序多元 Logistic 回归模型对于居民 WTA 及其影响因素进行实证分析，同时利用无序多属性反应变量 Logit 模型对期望补偿主体、标准以及方式的影响因素进行实证分析，从而清晰了解矿区居民资源开采受偿意愿的额度、方式及相关因素对其影响方向与程度。

为便于后文实证分析，此处对于变量名称及赋值进行详细定义，同时做出描述性统计，详见表 4-1。

表 4-1 变量定义
Table 4-1 Variable definition

变量名称		变量定及赋值义	均值	方差
基本信息 变量	性别(gen)	虚拟变量：男=1，女=0	0.72	0.45
	年龄(age)	实际观察值	42.29	12.07
	区位(loc)	其他=1，杨米涧=2，小河=3 天赐湾=4，青阳岔=5	3.65	1.31
	职业(occ)	虚拟变量：农民=1，非农=0	0.74	0.44
	教育程度(edu)	未上学=1，小学=2，初中=3， 高中=4，大专=5，本科及以上=6	3.27	1.36
	政治面貌(par)	虚拟变量：党员=1，群众=0	0.30	0.46
	健康状况(hea)	良好=1，一般=2，不好=3	1.26	0.51
	家庭人均年收入(inc)	20000 以上=1,10001-20000=2, 5001-10000=3,2001-5000=4,2000 以下=5	3.60	1.08

认知程度 变量	资源开采对生态环境 破坏程度(dam)	没有破坏=1, 少量破坏=2, 一定破坏=3, 破坏严重=4	3.11	0.97
	环境治理急迫程度(att1)	不急迫=1, 不太急迫=2, 较为急迫=3, 急迫=4	3.30	0.84
	土地补偿政策认知程度 (pol)	完全不懂=1, 不太了解=2, 了解一些=3, 清楚=4	2.60	0.85
	征地补偿满意程度(att2)	满意=1, 较为满意=2, 不太满意=3, 十分不满=4	2.68	0.91
被解释 变量	征地补偿意愿 (landwta)	0-500= 1, 500-1000=2, 1000-1500=3 1500-2000=4, 2000 以上= 5	3.37	0.88
	生态补偿意愿 (envwta)	0-500= 1, 500-1000=2, 1000-1500=3 1500-2000=4, 2000 以上= 5	3.55	0.97
	补偿主体 (sbj)	企业=1 地方=2 中央=3	1.56	0.83
	补偿标准 (sta)	面积=1 人口=2 污染=3	1.93	0.86
	补偿方式 (way)	定期资助=1 提供就业=2 搬迁安置=3	2.05	0.81

4.2 受偿意愿及其影响因素分析

实证分析运用 STATA12.0 进行排序 logistic 回归, 将农户征地受偿意愿 (landwta) 作为被解释变量, 可得回归结果如表 4-2 所示。Pseudo R² 为 0.26, 虽然低于常规 OLS 回归中的 R², 但依然高于很多利用微观调查数据进行 logit 回归的文献 (陈强, 2014, 2016) [18-19], 且 logit 模型主要依据 LR 检测判断拟合优度, 模型 LR Statistic 值为 193.65, 并在 1% 水平上显著, 表明方程整体显著, 模型拟合程度较好。将模型回归系数以及各解释变量均值带入回归方程, 可得出受访者征地受偿意愿额度, 为 1000-1500 元/年/人。

进一步分析解释变量作用机制, 本文利用回归系数的符号和发生比 (odds ratio) 数值解释各变量的影响方向及程度。

表 4-2 征地受偿意愿模型估计结果
Table 4-2 Estimation result of the landwta model

landwta	回归系数	Odds ratio	z 值
gen	0.1828	1.2006	0.67
pla	0.2397	1.2709	2.02
age	0.0891***	1.0932***	6.56
occ	-0.3613	0.6968	-1.10
edu	-0.0572	0.9444	-0.46
par	0.2601	1.2971	0.88

hea	1.6872***	5.4045***	5.87
inc	0.6627***	1.9401***	4.98
dam	0.0850	1.0887	0.51
att1	0.1040	1.1096	0.55
pol	-0.2308	0.7939	-1.46
att2	0.7682***	2.1558***	4.56
Number of obs		292	
LR chi2(12)		193.6500	
Prob > chi2		0.0000	
Log likelihood		-279.9916	
Pseudo R ²		0.2570	

注：*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ ；odds ratio（OR 值）为发生比，即被解释变量成为下一个等级的发生与不发生概率之比。下同。

观察可得，年龄通过 1%水平显著性检验且系数符号为正，表示随着年龄增大，农户征地受偿意愿逐渐增强且年龄增加一个单位，征地受偿意愿增加至下一个等级的发生比增加 9.32%，存在一定影响。相比于年轻人拥有更多非农收入来源，失去体力劳动能力的老年人更注重土地作为生产资料的重要性，要求更多征地补偿用以支撑失去农业收入来源后的生计问题；健康通过 1%水平显著性检验且系数符号为正，表示随着健康状况恶化，农户征地受偿意愿逐渐增强且健康状况每恶化一个等级，征地受偿意愿增加至下一个等级的发生比增加 440.45%，影响程度十分强烈。收入通过 1%水平显著性检验且系数符号为正，表示随着家庭人均年收入减少，农户征地受偿意愿更为强烈且收入状况每降低一个等级，征地受偿意愿增加至下一个等级的发生比增加 94.01%，影响程度较为强烈。土地征用导致生产资料缺失对低收入群体产生更大冲击，导致该群体索要更高征地补偿款；此外征地补偿满意程度通过 1%水平显著性检验且系数符号为正，表示农户满意度越低受偿意愿越强烈。

随后，将农户生态环境受偿意愿（envwta）作为被解释变量，可得回归结果如表 4-3 所示。模型 Pseudo R² 为 0.31，LR Statistic 值为 241.70，并在 1%水平上显著，表明方程整体显著，模型拟合程度较好。将模型回归系数以及各解释变量均值带入回归方程，可得出受访者生态环境受偿意愿额度，为 1500-2000 元/年/人。

表 4-3 生态环境受偿意愿模型估计结果
Table 4-3 Estimation result of the envwta model

envwta	回归系数	Odds ratio	z 值
gen	-0.6803*	0.5065*	-2.48
pla	-0.1610	0.8513	-1.74
age	-0.0530***	0.9484***	-4.04
occ	2.3192***	10.1674***	6.20
edu	0.9161***	2.4996***	6.72
par	0.5620	1.7542	1.83
hea	-0.0295	0.9710	-0.12

inc	-0.1404	0.8690	-1.10
dam	1.0991***	3.0016***	6.10
att1	0.6165**	1.8524**	3.06
pol	0.1406	1.1510	0.89
att2	0.1454	1.1565	0.89
Number of obs		292	
LR chi2(12)		241.7000	
Prob > chi2		0.0000	
Log likelihood		-274.7716	
Pseudo R ²		0.3055	

研究显示，年龄通过 1% 水平显著性检验且系数符号为负，表示随着年龄增大，农户生态环境受偿意愿有所减弱且年龄每增加一个单位，生态环境受偿意愿增加至下一个等级的发生比将降低 5.16%，存在一定影响。老年受访者在传统观念影响下削弱了生态环境关注度，往往不具备生态补偿基本认知与概念；职业通过 1% 水平显著性检验且系数符号为正，表示农民相比于非农，生态环境受偿意愿增加至下一个等级的发生比将增加 916.47%，影响程度十分强烈。农民对于生态环境恶化感知更为灵敏，且农业收入受到环境恶化冲击更为强烈；教育程度通过 1% 水平显著性检验且系数符号为正，表示高学历受访者具有更强的受偿意愿且教育程度每提高一个等级，生态环境受偿意愿增加至下一个等级的发生比增加 149.96%，影响程度较为强烈。此外，生态环境破坏程度和环境改善紧迫程度分别通过了 1%、5% 显著性检验且系数符号均为正，表示环境破坏越明显，环境改善越急迫，农户对于生态环境的受偿意愿越为强烈。

4.3 补偿主体、标准、方式及其影响因素分析

根据式（9），运用 STATA12.0 分别将补偿主体（sbj）、补偿标准（sta）、补偿方式（way）作为被解释变量，进行多元 logit 回归。

表 4-4 IIA 假设判定结果
Table 4-4 The judgement result of IIA hypothesis

	Chi2	Prob > chi2	Evidence
企业	17.94	0.12	For H ₀
地方政府	0.84	1.00	For H ₀
中央政府	2.39	0.99	For H ₀

H₀: difference in coefficients not systematic

表 4-5 补偿主体模型估计结果
Table 4-5 Estimation result of the sbj model

Obj	Logit（地方政府/企业）			Logit（中央政府/企业）		
	(1)			(2)		
	回归系数	Odds ratio	Z 值	回归系数	Odds ratio	Z 值
gen	0.0526	1.0540	0.12	-0.5817	0.5589	-1.58

pla	0.2931	1.3405	1.60	0.3408	1.4060	2.53
age	-0.0201	0.9801	-0.96	-0.0323*	0.9682*	-1.74
occ	-0.0295	0.9709	-0.04	0.1088	1.1149	0.25
edu	-0.3306	0.7185	-1.51	-0.1635	0.8492	-0.94
par	0.8739	2.3962	1.72	-0.9324**	0.3936**	-2.08
hea	0.0001	1.0001	0.00	-0.2670	0.7656	-0.66
inc	1.1582***	3.1843***	3.77	-1.3703***	0.2540***	-6.36
dam	-0.0445	0.9565	-0.19	-0.9022***	0.4057***	-3.60
att1	-0.1286	0.8793	-0.44	0.7437**	2.1039**	2.51
pol	0.1032	1.1087	0.37	-0.0841	0.9193	-0.38
att2	-0.2696	0.7637	-0.97	-0.4240	0.6544	-1.83
Number of obs	323					
LR chi2(12)	134.4000					
Prob > chi2	0.0000					
Log likelihood	-206.6554					
Pseudo R ²	0.2454					

注：（1）、（2）分别是模型 1 和模型 2

表 4-4 为补偿主体（sbj）选择模型的 IIA 假设判定结果，模型通过 Hausman 检验均不拒绝原假设，既增加选项作为因变量并不会造成回归系数发生系统性差异，认为选项之间具有独立性，适用于多元 logit 模型。

表 4-5 为补偿主体（sbj）选择模型回归结果，模型 Pseudo R² 为 0.25， LR Statistic 值为 134.40，并在 1%水平上显著，表明方程整体显著，模型拟合程度较好。观察模型（1）可得，在选择地方政府或企业作为补偿主体时，收入

（inc）通过了 1%水平的显著性检验且系数符号为正，OR 值为 3.1843，表示低收入群体相比于高收入群体，更倾向选择地方政府承担补偿义务，且收入水平每降低一个等级，选择地方政府的发生比将增加 218.14%，影响程度强烈。观察模型（2）可得，在选择中央政府或企业作为补偿主体时，年龄（age）通过了 10%水平的显著性检验且系数符号为负，OR 值为 0.9682，表示老年群体倾向于选择企业承担补偿义务，且年龄每增加一个单位，选择企业的发生比增加 3.18%，存在轻微影响。政治面貌（par）通过 5%水平的显著性检验且系数符号为负，OR 值为 0.3936，表示党员群体倾向于选择企业作为补偿主体，且该选择的发生比相比于非党员增加 60.64%，存在一定影响。收入（inc）通过了 1%水平的显著性检验且系数符号为负，OR 值为 0.2540，表示低收入群体相比于高收入群体，更倾向选择企业承担补偿义务，且收入每降低一个等级，选择企业的发生比将增加 74.6%，存在一定影响。生态环境破坏程度（dam）和环境改善紧迫程度（att1）分别通过了 1%、5%的显著性检验且系数符号均为负，表示环境破坏越明显，环境改善越急迫，农户越倾向于企业承担补偿义务。

表 4-6 IIA 假设判定结果
Table 4-6 The judgement result of IIA hypothesis

	Chi2	Prob > chi2	Evidence
征地面积	14.87	0.29	For H ₀
家庭人口	0.53	1.00	For H ₀
污染程度	7.32	0.73	For H ₀

H₀: difference in coefficients not systematic

表 4-7 补偿标准模型估计结果
Table 4-7 Estimation result of the sta model

Sta	Logit (家庭人口/征地面积)			Logit (污染程度/征地面积)		
	(3)			(4)		
	回归系数	Odds ratio	Z 值	回归系数	Odds ratio	Z 值
gen	0.1439	1.1548	0.43	-0.0779	0.9250	-0.24
pla	0.1200	1.1274	0.99	-0.0294	0.9710	-0.26
age	-0.0643***	0.9377***	-3.86	-0.0436***	0.9573***	-2.62
occ	-0.2094	0.8110	-0.49	0.8912**	2.4380**	2.05
edu	-0.6941***	0.4995***	-4.11	-0.2819	0.7543	-1.78
par	0.2827	1.2870	1.01	1.3013***	3.6743***	3.44
hea	-0.4366	0.6462	-1.35	-0.7116**	0.4908**	-2.23
inc	0.4239**	1.5279**	2.51	0.4835***	1.6217***	3.01
dam	0.2444	1.2768	1.18	0.5873***	1.7990***	2.78
att1	-0.1675	0.8458	-0.70	0.0539	1.0554	0.22
pol	0.0747	1.0776	0.36	0.3554	1.4268	1.85
att2	-0.0681	0.9341	-0.32	0.2200	1.2460	1.11
Number of obs	323					
LR chi2(12)	126.3200					
Prob > chi2	0.0000					
Log likelihood	-275.8439					
Pseudo R ²	0.2162					

注: (3)、(4) 分别是模型 3 和模型 4

表 4-6 为补偿标准 (sta) 选择模型的 IIA 假设判定结果, 模型通过 Hausman 检验均不拒绝原假设, 选项之间具有独立性, 适用于多元 logit 模型。

表 4-7 为补偿标准 (sta) 选择模型回归结果, 模型 Pseudo R² 为 0.22, LR Statistic 值为 126.32, 并在 1% 水平上显著, 表明方程整体显著, 模型拟合程度较好。观察模型 (3), 在选择家庭人口或征地面积作为补偿依据时, 年龄、教育均通过 1% 水平显著性检验且系数符号为负, 表示大龄、高学历群体倾向以征地面积为标准。收入通过 5% 水平显著性检验且系数符号为正, 表示高收入群体更倾向以征地面积作为补偿标准。观察模型 (4), 在选择污染程度或征地面积作为补偿依据时, 年龄、健康、收入均通过 1% 水平显著性, 表示大龄、健康状况较差

者以及高收入群体倾向依据征地面积进行补偿。职业通过 1% 水平显著性检验且系数符号为正，表示农民群体倾向以污染程度为补偿标准。

表 4-8 IIA 假设判定结果
Table 4-8 The judgement result of IIA hypothesis

	Chi2	Prob > chi2	Evidence
提供定期持续性资金补助	15.45	0.26	For H ₀
安排就业	6.29	0.90	For H ₀
搬迁安置	2.65	0.99	For H ₀

H₀: difference in coefficients not systematic

表 4-9 补偿方式模型估计结果
Table 4-9 Estimation result of the way model

Way	Logit（定期资金/搬迁安置）			Logit（安排就业/搬迁安置）		
	（5）			（6）		
	回归系数	Odds ratio	Z 值	回归系数	Odds ratio	Z 值
gen	-0.2959	0.7438	-0.69	-0.4049	0.6670	-1.08
pla	0.0059	1.0059	0.04	0.1151	1.1220	0.91
age	0.1185***	1.1258***	5.49	-0.0806***	0.9226***	-3.52
occ	0.9879**	2.6855**	1.65	1.3112***	3.7105***	2.88
edu	0.0440	1.0449	0.21	0.6552***	1.9256***	3.65
par	0.6018	1.8254	1.26	0.4154	1.5150	1.05
hea	1.7413***	5.7046***	4.22	-0.1295	0.8785	-0.28
inc	-0.1233	0.8840	-0.62	-0.4529**	0.6358**	-2.54
dam	-0.2588	0.7720	-1.09	-0.3832	0.6816	-1.77
att1	-0.6481**	0.5230**	-2.28	-0.3282	0.7202	-1.32
pol	-0.1696	0.8440	-0.71	-0.3209	0.7255	-1.44
att2	0.4898**	1.6320**	1.94	-0.0373	0.9634	-0.17
Number of obs	323					
LR chi2(12)	248.3100					
Prob > chi2	0.0000					
Log likelihood	-229.9798					
Pseudo R ²	0.3506					

注：（5）、（6）分别是模型 5 和模型 6

表 4-8 为补偿方式（way）选择模型的 IIA 假设判定结果，模型通过 Hausman 检验均不拒绝原假设，选项之间具有独立性，适用于多元 logit 模型。

表 4-9 为补偿方式（way）选择模型回归结果，模型 Pseudo R² 为 0.35，LR Statistic 值为 248.31，并在 1% 水平上显著，表明方程整体显著，模型拟合程度较好。观察模型（5）可得，在选择接受定期资金补助或搬迁安置时，年龄（age）通过了 1% 水平的显著性检验且系数符号为正，OR 值为 1.1258，表示随着年龄增大更倾向接受定期资金补助，且年龄每增加一个单位，该选择的发生比增加

12.58%，存在轻微影响。职业（occ）通过了 5%水平的显著性检验且系数符号为正，OR 值为 2.6855，表示农民群体倾向于接受定期资金补助，且该选择的发生比相比于非农群体增加 168.55%，产生强烈影响。健康状况（hea）通过 1%水平的显著性检验且系数符号为在，OR 值为 5.7046，表示健康水平较差者倾向于接受定期资金补助，且健康水平每降低一个等级，该选择的发生比将增加 470.46%，产生强烈影响。环境改善紧迫程度（att1）和征地补偿满意程度（att2）均通过了 5%水平的显著性检验，表示环境改善越急迫越倾向于接受搬迁安置，而对于征地补偿越不满则倾向于接受定期资金补助。观察模型（6）可得，在选择接受就业安排或搬迁安置时，年龄（age）通过了 1%水平的显著性检验且系数符号为负，OR 值为 0.9226，表示年轻人更倾向安排就业，且年龄每减少一个单位该选择的发生比增加 7.74%，存在轻微影响。职业（occ）通过了 1%水平的显著性检验且系数符号为正，OR 值为 3.7105，表示农民群体倾向于安排就业，且该选择的发生比相比于非农群体增加 271.05%，产生强烈影响。教育程度（edu）通过 1%水平的显著性检验且系数符号为正，OR 值为 1.9256，表示高学历人群倾向于安排就业，且该选择的发生比相比于低学历人群增加 92.56%，存在一定影响。收入（inc）通过了 5%水平的显著性检验且系数符号为负，OR 值为 0.6358，表示低收入群体相比于高收入群体，更倾向搬迁安置，且收入每减少一个等级，该选择的发生比将增加 36.42%，存在轻微影响。

4.4 实证结果归纳

表 4-10 中进一步归纳了土地流转与生态环境补偿意愿及其影响因素的作用方向与程度：

（1）土地流转受偿意愿平均为 1000-1500 元 / 年 / 人。年龄（age）、健康状况（hea）、收入状况（inc）以及征地补偿满意程度（att2）均对征地补偿意愿产生显著影响。其中健康状况对于征地受偿意愿产生极为强烈的负向影响；收入、满意度则产生一定程度的负向影响；年龄因素则产生轻微的正向影响。

（2）生态环境受偿意愿平均为 1500-2000 元 / 年 / 人。年龄（age）、职业（occ）、教育程度（edu）、环境破坏程度（dam）和环境改善紧迫程度（att1）均对生态环境受偿意愿产生显著影响。其中，农民相比于非农具有更为强烈的高受偿意愿；教育程度对于生态环境受偿意愿产生一定程度的正向影响；性别、年龄因素则产生轻微的负向影响。

表 4-10 模型回归结果总结

Table 4-10 Regression results summary

解释变量	土地流转补偿意愿 (landwta)	生态环境补偿意愿 (envwta)
性别（gen）	无显著影响	轻微负向影响
区位（pla）	无显著影响	无显著影响
年龄（age）	轻微正向影响	轻微负向影响
职业（occ）	无显著影响	强烈正向影响

教育 (edu)	无显著影响	一定正向影响
政治面貌 (par)	无显著影响	无显著影响
健康状况 (hea)	强烈负向影响	无显著影响
收入水平 (inc)	一定负向影响	无显著影响
生态环境破坏程度(dam)	无显著影响	一定正向影响
环境治理紧迫程度(att1)	无显著影响	一定正向影响
土地补偿政策认知程度(pol)	无显著影响	无显著影响
征地补偿满意程度(att2)	一定负向影响	无显著影响

(3) 当面临补偿主体选择时, 年龄、政治面貌、收入、环境破坏程度和环境改善紧迫程度均为主要影响因素。其中, 大龄群体、党员群体以及对于环境恶化敏感类人群具有更大概率选择企业, 而收入因素影响存在不确定性。

(4) 当面临补偿标准选择时, 年龄、教育、职业、政治面貌、收入、环境破坏程度均为主要影响因素。其中, 大龄、健康状况较差群体以及高收入群体具有更大概率选择征地面积标准, 而农民、党员以及环境恶化敏感类群体具有更大概率选择污染程度标准。

(5) 当面临补偿方式选择时, 年龄、教育、职业、健康状况、收入等均为主要影响因素。其中, 大龄、健康状况较差群体具有更大概率接受定期资金补助, 而年轻人以及高学历群体倾向于就业安排, 此外, 非农、低收入以及环境恶化敏感群体则更倾向于搬迁安置。

5 结论与建议

本研究基于农户受偿意愿对陕北油气资源开采区 323 份样本进行问卷调查, 构建排序 logit 模型和多元 logit 模型对征地补偿、环境补偿及影响因素进行分析, 得出如下结论:

(1) 作为土地承包经营权和环境权所有者, 当地居民应获得土地流转补偿和生态环境补偿两类共计 2500-3500 元 / 年 / 人。

(2) 土地流转受偿意愿平均为 1000-1500 元 / 年 / 人, 约为当地人均年产值的 1-1.5 倍。其中年龄因素对于征地受偿意愿产生轻微正向影响, 健康状况、收入水平以及征地补偿政策满意度则产生一定程度的负向影响;

(3) 生态环境受偿意愿平均为 1500-2000 元 / 年 / 人。其中性别与年龄因素对环境受偿意愿产生轻微负向影响, 教育程度、环境破坏程度和环境改善紧迫程度均产生一定正向影响, 而农民相比于非农具有更强烈的环境受偿意愿。

(4) 在补偿主体、标准、方式的选择时, 年龄、职业、教育程度、政治面貌、健康状况、收入水平等因素均具有显著影响, 导致不同特征群体对于补偿细则产生异质性偏好。

根据以上研究结论提出以下政策建议:

（1）重视矿区居民土地使用权，改善土地占用补偿结构，注重居民收入可持续性。现行《中华人民共和国土地管理法》中所规定的人均一次性补偿额度约为年产值的 10-15 倍，实际上这样的补偿结构与额度已经不能满足现实需要，无法负担脱离生产资料农户的长远生计问题。因此建议适当降低一次性补偿额度，同时依据不同地区土地占用与经济发展情况给予年产值 1-1.5 倍的定期资金补偿，以可持续发展视角提升矿区居民收入，促进矿区稳定、可持续发展。

（2）明确矿区居民生态环境权益，将矿区生态环境补偿纳入政策层面。长期以来生态补偿更多的停留在理论探讨层面，然而矿区环境现状对于生态补偿价格机制的立法与完善提出了紧迫要求。占用土地进行资源开采的企业应足额按时缴纳土地补偿款和环境补偿款，且年均环境补偿额度不应低于土地补偿额度，同时辅以中央政府合理财政转移支付机制，遏制矿区生态环境持续恶化，为当代与后代居民留下可持续发展的绿水青山。

（3）文中测算所得土地流转与生态环境补偿额度符合可行性原则。以中国石油长庆油田靖边县开采片区为例，2017 年中石油长庆油田在靖边县境内开采原油 230 万吨，以 2600 元/吨确定原油价格，销售收入为 59.8 亿。同时对靖边县开采区居民的土地流转补偿和生态环境补偿进行试算，依据本文测算结果，土地流转与生态环境受偿意愿分别为 1000-1500 元/人/年和 1500-2000 元/人/年，共计 2500-3500 元/人/年。靖边县总面积 2088 平方公里，辖内中石油长庆油田原油开发区面积达 680 平方公里。全县农村人口共计 35.6 万人，以此计算原油开发区内共涉及农村人口 17000 人。向当地居民支付生态补偿与土地补偿款共计 4250 万元-5950 万元，约占地区销售总额的 0.7%-1%，相比于现行 6%资源税和少量石油特别收益金，占比较为合理。既符合当地居民可持续发展与生态补偿的基本需求，也不会对企业运营造成额外重大负担。

（4）构建企业为主、政府为辅的多主体联动补偿机制，建立多标准、多手段、可选择的多元化补偿方式。企业作为资源开采的直接受益者和环境直接破坏者，理应承担矿区居民补偿额度的绝大部分，在此基础上由各级政府进行适当财政转移支付并辅以妥善管理，保证开采收益在兼顾公平与效率的前提下合理分配。同时，建立差异化补偿方式，充分考虑不同家庭特征异质性，实现因户制宜。如针对年老体弱者家庭，可适当提高定期资金补助额度；针对低龄且学历较高家庭，可由政府提供就业培训或企业提供岗位安排；对于长期在外务工、收入较低者，可考虑进行异地搬迁安置等多样方式。

参考文献

- [1]武旭. 我国矿业用地相关制度的分析与完善[J]. 中国矿业, 2012, 21(10):1-4.
- [2] 王育宝, 胡芳肖. 非再生能源资源价值补偿的理论与实证研究[M]. 西安: 西安交通大学出版社, 2009,3..
- [3]Auty, R., 1995: Industrial Policy, Sectoral Naturation and Postwar Economic Growth in Brazil: The Resource Curse Thesis, Economic Geography, Vol.71.
- [4]Collins A R, Nkansah K. Divided rights, expanded conflict: The impact of split estates in natural gas production [R]. Association's 2014 AAEA & CAES Joint Annual Meeting, Washington, DC, Aug. 4-6, 2013.
- [5]王育宝, 马金梅, 胡芳肖,等. 油气资源开采中的收益分配冲突与协调机制——基于土地使用权收益的视角[J]. 上海财经大学学报, 2014, 16(5):58-65.
- [6]Collier P, Van der Ploeg R, Spence M, Venables A J. Managing resource revenues in developing economies [J]. IMF Staff Papers, 2010(57):84 - 118.
- [7]宋文飞, 李国平, 韩先锋,等. “双重扭曲”下的税收偏离与矿产资源地贫困[J]. 经济评论, 2013(2):129-137.
- [8]Collins A R, Nkansah K. Divided Rights, Expanded Conflict: Split Estate Impacts on Surface Owner Perceptions of Shale Gas Drilling[J]. Land Economics, 2015, 91(4):688-703.
- [9]郭江, 李国平. CVM 评估生态环境价值的关键技术综述[J]. 生态经济(中文版), 2017, 33(6):115-119.
- [10]Davis R. K, Recreation planning as an economic problem [J]. Natural Resource Journal, 1963, 3:239 - 249.
- [11]Randall A, Ives B, Eastman C. Bidding games of valuation of aesthetic environmental improvements [J]. Journal of Environmental Management and Economics, 1974(1) : 132-149.
- [12]Damigos D, Kaliampakos D. Assessing the benefits of reclaiming urban quarries: a CVM analysis[J]. Landscape & Urban Planning, 2003, 64(4):249-258.
- [13]Qian Z, Ju Y, Wuliqu. Research on value of eco-environment and CVM in the process of mineral resources development[C]// International Conference on Business Management and Electronic Information. IEEE, 2012:409-413.
- [14]李国平, 郭江, 李治,等. 煤炭矿区生态环境改善的支付意愿与受偿意愿的差异性分析——以榆林市神木县、府谷县和榆阳区为例[J]. 统计与信息论坛, 2011, 26(7):98-104.
- [15]李国平, 郭江. 榆林煤炭矿区生态环境改善支付意愿分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(3):137-143.
- [16]屈小娥, 李国平. 陕北煤炭资源开发中的环境价值损失评估研究——基于 CVM 的问卷调查与分析[J]. 干旱区资源与环境, 2012, 26(4):73-80.
- [17]杨永均, 侯湖平, 黄安平. 煤矿区生态环境非使用价值受偿意愿评估的实证研究[J]. 中国矿业, 2014(6):59-62.
- [18]陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [19]陈强. 计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2016.
- [20]穆向丽, 孙国兴, 张安录. 农户农用地征用意愿的影响因素实证分析——基于湖北省 302 个农户的调查[J]. 中国农村经济, 2009(8):43-52.
- [21]郭玲霞, 高贵现, 彭开丽. 基于 Logistic 模型的失地农民土地征收意愿影响因素研究[J]. 资源科学, 2012, 34(8):1484-1492.

- [22]余亮亮, 蔡银莺. 基于农户受偿意愿的农田生态补偿——以湖北省京山县为例[J]. 应用生态学报, 2015, 26(1):215-223.
- [23]熊凯, 孔凡斌, 陈胜东. 鄱阳湖湿地农户生态补偿受偿意愿及其影响因素分析——基于CVM和排序 Logistic 模型的实证[J]. 江西财经大学学报, 2016(1):28-35.
- [24]蔡银莺, 余亮亮. 重点开发区域农田生态补偿的农户受偿意愿分析——武汉市的例证[J]. 资源科学, 2014, 36(8):1660-1669.

Research on Residents' WTA of land transfer and eco environmental compensation in oil and gas fields in Northern Shaanxi area

Wang Yubao , Lu Yang

(School of economics and Finance, Xi'an JiaoTong University, Xi'an710061, china)

Abstract: For a long time, the basic interests of residents in mining areas as owners of land use rights and ecological environment rights have not been clearly affirmed and fully guaranteed in resource exploitation activities. In view of this, our research group collected 323 questionnaires for oil and gas mining areas in northern Shaanxi based on the willingness to receive compensation, and used the improved CVM method and multiple logistic models to study the willingness of local residents to receive compensation for land expropriation and ecological environment and its influencing factors, while further analyzing the mechanism of compensation subject, standard and mode selection. The study found that the residents' willingness to receive compensation for land transfer and ecological environment in the mining area is 1000-1500 yuan per year and 1500-2000 yuan per year respectively. Age, health status, income level, educational level and other factors have a significant impact on their willingness to receive compensation. At the same time, the study showed that different groups have heterogeneous preferences for compensation subjects, standards and methods.

Key words: Oil and gas deposits area; CVM; Land transfer; Ecological environment

附件：

陕北油气矿区居民土地流转与生态环境受偿意愿
调查问卷

调研单位： 西安交通大学 经济与金融学院

调查地点: 省 市 县 镇(乡) 村

调查日期: _____ 调查人员: _____

第一部分 个人及家庭基本情况

1、个人基本情况

(1) 性别: 【1】 男 【2】 女

(2) 所在地: **【1】** 靖边县青阳岔镇 **【2】** 靖边县杨米涧镇

【3】 靖边县天赐湾镇 **【4】** 靖边县小河镇 **【5】** 其他

(3) 年龄: 岁

(4) 职业: **【1】** 农民 **【2】** 务工 **【3】** 职员 **【4】** 经商
 【5】 学生 **【6】** 退休 **【7】** 其他

(5) 个人年收入: 【1】 2 千以下 【2】 2 千-5 千 【3】 5 千-1 万 【4】 1 万-2 万
【5】 2 万-3 万 【6】 3 万-5 万 【7】 5 万元以上

(6) 文化程度: 【1】未上学 【2】小学 【3】初中 【4】高中 【5】

本科及以上

(6) 政治面貌: 【1】党员 【2】群众

(7) 健康状况: **【1】** 良好 **【2】** 一般 **【3】** 不好

2、家庭基本情况

(1) 家庭总人口: _____人, 其中劳动力人口_____人

(2) 家庭年收入: _____元, 其中农业收入_____元

【1】2千以下 【2】2千-5千 【3】5千-1万 【4】1万-2万
【5】2万-3万 【6】3万-5万 【7】5万元以上

第二部分 生态环境与土地流转认知程度

1、您认为资源开采对当地生态环境的破坏程度：

- ①破坏严重 ②一定破坏 ③少量破坏 ④没有破坏

2、您认为当地环境需要治理的紧迫程度：

- ①急迫 ②较为急迫 ③不太急迫 ④不急迫

3、您是否清楚了解征地补偿的相关法律制度：

- ①清楚 ②了解一些 ③不太了解 ④完全不懂

4、您对于自家征地补偿状况是否满意：

- ①满意 ②较为满意 ③不太满意 ④十分不满

第三部分 受偿意愿调查

1、现在每年支付给您一笔资金，用以弥补土地征收和生态环境破坏给您造成的损失和伤害。您是否愿意？

- ①为了弥补土地征收给您造成的损失，愿意每年接受____元补偿（请您勾选相应金额）
②为了弥补生态环境破坏给您造成的损失，愿意每年接受____元补偿（请您勾选相应金额）

③不愿意

100	200	300	400	500	600	700	800	900	1000	1100	1200	1300
1400	1500	1600	1700	1800	1900	2000	2000 以上					

● 您认为这笔补偿资金应该由_____出资发放？

- ①国家 ②地方政府 ③开采企业

- 您认为补偿金额应该由_____标准确定？

①家庭人口

②征地面积

③污染程度

- 除一次性现金补偿外，您最希望采取_____方式补偿您的损失？

①搬迁安置

②土地置换补偿

③安排就业

④提供定期持续性资金

补助