

引用格式:王中可,郭峦,张洁. 不同属性资源非使用价值构成比及影响因素——基于跨案例视角[J]. 资源科学, 2017, 39(4): 723-736. [Wang Z K, Guo L, Zhang J. Non-use value composition ratio and influencing factors in different attributes of resources based on cross-cases perspective[J]. *Resources Science*, 2017, 39(4): 723-736.] DOI: 10.18402/resci.2017.04.13

不同属性资源非使用价值构成比及影响因素 ——基于跨案例视角

王中可¹, 郭 峦², 张 洁¹

(1. 桂林旅游学院, 桂林 541006; 2. 广西大学商学院, 南宁 530004)

摘 要: 存在价值、遗产价值和选择价值共同构成了资源的非使用价值, 但资源的属性差异是否会对非使用价值构成比产生影响尚存争议, 研究此问题既可以从理论的角度平衡资源价值评估中的偏倚, 也可以给实践生产管理和政策制定提供导向性。本研究采用双边界二分式引导技术, 引入心理认知强度, 基于跨案例视角研究不同属性资源的非使用价值构成比及影响因素。研究结果显示: ①资源的形态属性和产权安排属性对非使用价值构成比产生显著影响; ②基于行为经济学理论研究显示受访者对不同属性资源的认知存在搭便车效应和惩罚效应; ③SPIKE模型对高抗议支付研究结果的修正具有积极意义; ④在非使用价值的研究中应重点考虑资源属性的差异对其产生的影响。

关键词: 条件价值法(CVM); 支付意愿(WTP); 构成比; 影响因素; 上巳节; 德天瀑布

DOI: 10.18402/resci.2017.04.13

1 引言

非使用价值的研究一直处于资源经济价值评估的核心地位^[1,2], 关于非使用价值构成的研究最早可以追溯至20世纪60年代。Weisbrod等首先研究了非使用价值的构成问题, 并于1964年提出了选择价值和遗产价值构成了非使用价值的理论^[3]。Carmeron等运用随机概率模型描述了受访者对于环境福利的选择性问题^[4]。随后Krutilla于1967年又提出存在价值也是非使用价值的一部分^[5]。Carson认为这三种价值共同构成了非使用价值的总和, 理论上三种非使用价值相互独立并存在一定的构成比^[6]。在此观点的影响下, 更多学者开始对三种非使用价值展开研究。

从现有文献看, 不少文献分别计算了资源的三种非使用价值, 在此基础上通过数学计算可以得到三种非使用价值的构成比率。结果显示, 三种非使

用价值不存在某一固定的比值, 但均表现规律性的变化, 一般而言存在价值占主导地位, 遗产价值次之, 选择价值占比最低^[7-14], 如表1所示。但这些研究均没有注意到资源的属性与非使用价值构成比之间的关系。Holmes等于2003年提出资源的属性会对非使用价值的构成产生重要影响^[15]。此后, Moore等学者通过对美国森林保护的研究发现苗木属性对受访者支付意愿产生显著影响, 同时他也指出基于属性差异研究非使用价值构成问题具有两方面重要意义: 一方面可以从理论的角度平衡资源价值评估中的偏倚; 另一方面也可以给实践生产管理和政策制定提供导向性^[16]。在这一理论的指导下, Mell等通过研究英国曼切斯特城市中不同属性的绿地发现属性不同是支付意愿差异的主因^[17], 此外Cerdea等在智利开展的研究^[18]以及Komarek等在美国的研究^[19]均得到相似的结论。虽然这些研究均

收稿日期: 2016-09-18; 修订日期: 2017-01-23

基金项目: 国家社会科学基金项目(08CJY053); 广西科学研究项目(KY2015LX588); 桂林旅游学院研究基金(2014YB08)。

作者简介: 王中可, 男, 浙江嵊州人, 硕士, 讲师, 研究方向为会展经济与管理、生态旅游。E-mail: wangzhongke@gltu.cn

通讯作者: 郭峦, E-mail: guoluan1975@163.com

表1 部分研究中三种非使用价值的构成比统计^[7-14]Table 1 The ratio of three kinds of non-use value in differences in previous researches^[7-14]

案例地	问卷格式	有效样本容量	三种非使用价值比率(令选择价值=1) (选择价值:遗产价值:存在价值)	排序
福州市鼓楼景区	二分式	492	1:1.034 0:1.086 0	存在价值>遗产价值>选择价值
屈原故里景区	支付卡	364	1:2.143 2:4.129 4	存在价值>遗产价值>选择价值
三江源湿地	二分式	1 080	1:1.386 7:2.603 2	存在价值>遗产价值>选择价值
扎龙湿地	支付卡	208	1:2.464 2:5.464 2	存在价值>遗产价值>选择价值
武汉城市湖泊	支付卡	1 348	1:1.295 8:1.485 2	存在价值>遗产价值>选择价值
武汉市严东湖	支付卡	435	1:2.704 2:4.647 0	存在价值>遗产价值>选择价值
浙江三门湾	支付卡	300	1:1.875 0:3.375 0	存在价值>遗产价值>选择价值
辽宁老秃顶子自然保护区	支付卡	300	1:1.809 8:3.325 1	存在价值>遗产价值>选择价值

指出属性差异对支付意愿的影响,但是这种差异是否会进一步影响资源的非使用价值构成比仍存争议。本研究围绕这一问题,采用跨案例视角,研究不同属性资源的非使用价值构成比及影响因素。

2 理论基础与研究方法

2.1 非使用价值构成比研究

理论上,Carson认为遗产价值、存在价值和选择价值是相互独立的,存在一定的分配比率,并可单独研究^[6],但在实际操作中,却无法避免顺序效应问题。顺序效应指研究的结果随问题的顺序不同而改变的情况,这种现象有悖人们的预期,违反了新古典主义经济学的理论假设。顺序效应不但给研究者单独研究非使用价值的某一部分带来了困难,还使研究结论失去科学性^[20]。以Mitchell等和Cumming等为代表的学者通过案例证明顺序效应的存在,并且指出这一效应不但使结果缺乏信度和效度,还使遗产价值、存在价值和选择价值不能单独测量^[21, 22]。受此影响,Carson本人也通过研究再次证实顺序效应对CVM研究结果的影响^[23]。国内学者张翼飞也利用上海漕河泾案例验证顺序效应的存在^[24]。但是随着研究的深入,2000年Carson又提出可以从心理认知的角度将受访者对非使用价值的支付动机转化为非使用价值的类型^[25]。进一步研究也表明,受访对象的支付动机与CVM支付意愿存在密切的关系^[26-28]。例如Luzar等通过研究证明了认知、态度与受访者支付意愿存在正相关关系^[26]。Heberlein等认为受访者的心理动机和认知对物品的支付意愿有显著影响^[27];Cooper等研究了受访者的认知水平对支付物品的范围敏感性问题的影响^[28]。类似

地,张明军等对天宝高速公路沿线生态环境的经济价值评估中,也引入了受访者认知的确定性评估问题^[29]。因此,通过评价和测量受访者的心理认知和支付动机的强度,提供了规避CVM顺序效应的方法,研究者得以准确地测量非使用价值中的某些特定的价值部分。

冯立骥指出,在总支付意愿确定的前提下,将支付动机的评估直接转化为认知水平的评估,动机的强度是个体对研究对象的情感强度^[30]。社会心理学认为动机(也称态度),是人们对某种事物在心里所做出的反应,这种反应是一种相对稳定的心理倾向^[7, 30]。消费者心理消费动机越大,消费意愿就越强。那么在CVM研究中,倘若受访对象在假想市场中对资源物品的消费动机越强,态度越重视,则反映出他们的支付意愿越强烈。因此,问题归结为如何定量测量受访者的心理认知水平。这一问题在社会心理学研究中已经十分成熟,评估和测试方法较多,其中最成熟直观的方法是心理测试量表。这种方法通过测量受访对象的赞同程度,据此判断其动机的强弱。动机越强,支付意愿越高,支付值也就越大。心理测试量表采用10分制评分,10分代表完全赞同,0分代表完全不赞同。

特别地,非使用价值由存在价值、遗产价值和选择价值三种价值构成,那么受访者个体对非使用价值的支付比例为:

$$p_{ij} = \frac{S_{ij}}{\sum_{i=1}^3 S_{ij}} \quad (1)$$

式中 p_{ij} 为第 i 个受访对象的第 j 种支付动机的比例

2017年4月

值; S_{ij} 为第 i 个受访对象的第 j 种认知水平。最后测评得到所有样本的非使用价值分配比率, 依据公式(2)将其进行归一化处理, 公式(2)与公式(1)符号意义相同, 公式如下:

$$p_j = \sum_{i=1}^n p_{ij} / n \quad (2)$$

从现有的研究成果来看, 均显示存在价值占主导地位, 其次为遗产价值, 而选择价值占比最少^[7-14]。倘若令选择价值=1, 按各价值占比数值大小排序之后, 得到表1所示结果。数据显示: 存在价值占比最高(均值为选择价值的3.2643倍); 其次为遗产价值(均值为选择价值的1.8391倍)。此外, 所有案例均显示此排序: 存在价值大于遗产价值, 遗产价值大于选择价值。依据Holmes等的观点^[15], 这些案例研究有两个共性: ①资源都具备有形属性; ②资源的产权归属明确, 不具备共有属性。但是, 非物质文化遗产资源和产权共有性资源是否会对非使用价值构成比具有影响, 目前尚不明确。

2.2 条件价值法与非使用价值评估

条件价值法的理论雏形最早可以追溯至1947年由Ciriacy-Wantrup提出的思想^[31], 但首次实践研究是1963年由美国学者Davis完成的^[32]。这一理论以新古典主义经济学中需求理论为基础, 方法论则是典型的陈述偏好法, 核心假设是: 消费者对某一公共物品的消费偏好是稳健的。这种方法采用构建假想市场, 并在这一市场下直接询问受访者对非市场物品的最大支付意愿(Willingness-To-Pay, WTP)或最小赔偿意愿(Willingness-To-Accept, WTA)以计算受访者的希克斯消费剩余^[33]。由于条件价值法可操作性强, 数据获取方便, 理论体系完备, 因此被广泛用于环境经济学领域和生态学领域的研究中^[25]。Weisbrod与Krutilla提出环境与资源不属于普通的经济型商品, 人们对资源改善的支付意愿只有很少一部分是出于使用价值的目的, 更多的是从保护的角度, 而这种考量体现的正是资源的非使用价值^[3, 5]。

Loomis等认为非使用价值可以通过个人偏好方程加以定量描述^[34]。Bateman等定义了CVM的消费偏好方程^[35], 并指出CVM评价资源改善的关键性问题是: 如何通过调研的方式确定补偿变量。

为了准确研究补偿变量, 就必须选择合适的问卷引导技术与恰当的计量模型。目前CVM的问卷种类较多, 有开放型问卷、连续型问卷和离散型问卷。开放型问卷不给出投标值, 由受访者自由回答, 但实际操作中受访者往往很难给出确定的投标值^[1]。连续型问卷中最常用的是支付卡式问卷。该问卷直接给出投标值, 受访对象只需选择自己心理期望最接近的投标值即可。这种形式的问卷既克服了开放式问卷的弊病, 又简单易懂, 故在实际操作中得到广泛运用。但是, 支付卡式问卷的计量模型为简单的中位数和算术平均数, 由于模型过于简单, 极易受到离散数据的影响^[1]。离散型问卷最早在1979年由Bishop等引入CVM的研究^[36]。但直到20世纪80-90年代末期, Hanemann等建立了二分式选择支付意愿的函数模型之后^[37, 38], 才被广泛运用。Hanemann借鉴了交通研究中的随机效用最大化原理(RUM), 提出离散型双边界二分式引导技术问卷的四种概率^[37]: 同意-同意($y-y$)、同意-不同意($y-n$)、不同意-同意($n-y$)和不同意-不同意($n-n$):

$$P_{y-y}(BID_i, BID_i^H) = \text{prob}\{BID_i \leq \max WTP, BID_i^H \leq \max WTP\} \\ = \text{prob}\{BID_i^H \leq \max WTP\} = 1 - F(BID_i^H; \theta) \quad (3)$$

$$P_{y-n}(BID_i, BID_i^H) \\ = \text{prob}\{BID_i \leq \max WTP \leq BID_i^H\} \\ = F(BID_i^H; \theta) - F(BID_i; \theta) \quad (4)$$

$$P_{n-y}(BID_i, BID_i^L) \\ = \text{prob}\{BID_i \geq \max WTP \geq BID_i^L\} \\ = F(BID_i; \theta) - F(BID_i^L; \theta) \quad (5)$$

$$P_{n-n}(BID_i, BID_i^L) \\ = \text{prob}\{BID_i > \max WTP, BID_i^L > \max WTP\} \\ = F(BID_i^L; \theta) \quad (6)$$

上述公式表示 θ 分布的投标值概率函数; P_{y-y} , P_{y-n} , P_{n-y} , P_{n-n} 分别表示第 i 个受访者同意-同意, 同意-不同意, 不同意-同意和不同意-不同意四种回答概率; BID_i 为其初始投标值; \max 为极大值; BID_i^H 为给出的较高投标值; BID_i^L 为给出的较低投标值。如果用 A_i^{y-y} , A_i^{y-n} , A_i^{n-y} , A_i^{n-n} 分别表示第 i 个受访者基于上述四种概率下可能的回答结果, 如果回答结果为“同意-同意”则令 $A_i^{y-y} = 1$, 否则令

$A_i^{y-y} = 0$ 。以此类推 A_i^{y-n} , A_i^{n-y} 和 A_i^{n-n} 。

依据 Hanemann 的研究^[38],以投标值为解释变量,接受投标值的概率为被解释变量,则公式(3)-公式(6)的函数服从 Logistic 分布,那么双边界二分式 WTP 数学期望公式为:

$$E(WTP) = \frac{1}{\beta_1} \times \ln \frac{1 + e^{\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \bar{x}_i + \beta_1 bid_{max}}}{1 + e^{\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \bar{x}_i}}$$

(7)

式中 WTP_i 为第 i 个被调查对象的 WTP 期望值; β_1 为初始投标值系数; β_0 为常数项, bid_{max} 为最大投标值; β_i 为各变量系数; n 为样本容量, \bar{x}_i 为各变量样本均值。

Hanemann 的研究之后,由于双边界二分式问卷能很好地模拟市场中的博弈现象,受访者无需给出具体投标值且问卷的函数关系理论完备,故被美国国家海洋和大气管理局(NOAA)于1993年推荐为CVM研究的最优格式^[39]。

基于 Hanemann 提出的离散型双边界二分式问

卷的四种概率^[37],依据公式(3)-公式(6)的模型,设计本次调查的双边界二分式 WTP 核心问题如图1所示。

Venkatachalam 对 CVM 理论中存在的偏差和规避措施进行系统的研究^[40],但在旅游研究中,CVM 的偏差主要集中在六个方面(详见表2)^[41]。因此本文在问卷设计时,为了降低 CVM 研究的固有偏差而采取了特别的应对措施。

3 实证调研及描述性统计

3.1 调研的实施与代表性

目前大多数 CVM 研究均是单一案例,这会导致结论缺乏说服力,信度效度不高。本文采用跨案例视角,选取两个案例,采用相似的研究方法,相似的问卷设计共同论证。案例一选取非物质文化遗产资源,以壮族上巳节为代表。这一资源具备无形属性,在壮族群体内既具有悠久的历史又具有广泛的认知度。案例二选取自然资源,以德天瀑布为代表。这一资源具备跨国共有属性,属于中越两国共

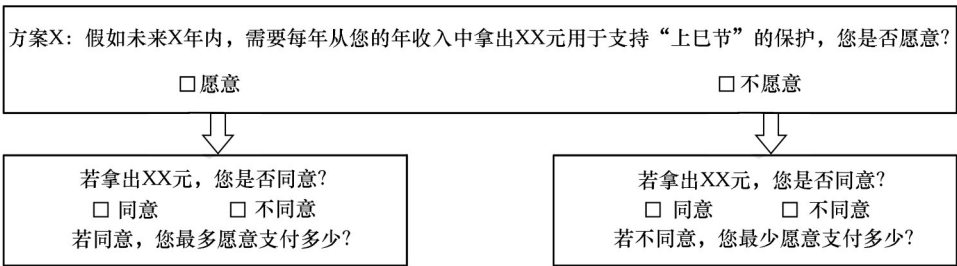


图1 双边界二分式 WTP 核心问题设计

Figure 1 The double-bounded dichotomous of WTP

表2 CVM 偏差描述与应对策略

Table 2 The descriptions of bias and coping strategies of CVM

偏差名称	描述	应对策略
假想性偏差	受访者对假想市场缺乏真实全面的理解	调查开始前对调研人员培训,以便向受访者提供标准化的准确的描述信息。同时提醒受访者在填写问卷时要注意收入约束
投标值偏差	由于初始投标值设计不当而产生偏差	采用预调研的方式
策略偏差	受访者由于某种原因违背真实支付意愿,倾向于夸大或缩小自己的WTP值	强调公益性、匿名性与学术性。同时,在调查开始前,主动向受访者表明身份
信息偏差	受访者无法完全掌握调研对象的所有必要信息	问卷采用图文并茂的方式;对调研成员进行严格的背景知识培训,在调研开始前需要向受访者口头补充统一的、完整的信息;问卷中五次强调“支付”
抗议性偏差	受访者反对假想支付市场或支付手段引起的偏差	对于拒绝支付的受访者设计分类问题,追问是否为“真实零WTP”还是抗议支付
调查者偏差	调查者对受访者提供具有暗示的信息而对最后结果产生影响	调研小组成员经过严格培训,仅对受访者提供标准化的无暗示的信息

2017年4月

有,近年来资源影响力逐渐提高,游客量逐年增多。为保证研究结果的稳健,两个案例均采用实地调研的方式。

Dillman 指出样本量和抽样方式将会对 CVM 的研究结果产生显著影响^[42]。Arrow 等提出条件价值法的研究应该在实地采用面访式调研(Face-to-Face)^[39],本研究遵循这项建议。根据随机抽样公式,95%置信区间,误差率控制在5%以内的最小样本量为385份¹⁾,但是实际调研中很难确保抽样的随机性,Mitchell 等指出在偶遇抽样的情况下,为尽可能逼近随机,离散型CVM问卷量要达到600份以上,才能保证计算值与真实值偏差在15%以内^[21],而NOAA 则建议有效样本量要达到1000份以上^[39]。本研究采用NOAA 的标准,两个案例各发放1200份样本,从调研结果来看,各数据符合正态分布,抽样代表性较好。调研的具体安排如下:

案例一的调研时间为2016年4月8日-10日,调研地点为广西桂林市区与阳朔县区,经过回收统计得到案例一有效样本量为1061份($N_1=1061$),案例二的调研时间为2016年4月1日-4日,调研地点为广西大新县德天瀑布景区,经过回收统计得到有效样本量为1021份($N_2=1021$),调研的有效样本符合NOAA 的标准。

3.2 描述性统计

3.2.1 积累概率分布

如表2所述,为了避免投标值偏差,本研究采用预调研的方式确定初始投标值。预调研采用简单的支付卡问卷,目的是为了确定初始投标值和次级

投标值。两个案例各发放问卷150份,经过回收整理得到二分式问卷投标方案为四种,初始投标值分别为5元、10元、20元和50元;次级较高投标值为10元、20元、30元和100元;次级较低投标值为3元、5元、10元和30元。两个案例的积累概率如表3所示。表3显示,案例一比案例二具有更高的支付概率,且两个案例中受访者更倾向于接受方案1和方案3的支付方案。

3.2.2 抗议支付研究

由表4可知,案例二比案例一的抗议支付和零支付概率更高,案例一为25.82%,案例二为55.73%。Ambigues 等研究了发达国家的抗议支付现象案例,并认为零支付与抗议支付主要是由于“收入限制”原因所致,且抗议支付率一般为20%~35%之间^[43]。但Green 等对发展中国家的案例研究却显示“收入限制”仅为原因之一,除此之外还包括“政府不作为”和“企业道德责任”等多种原因,且抗议支付率和零支付率可能最高达到59%^[44]。表4显示“原因1”与“原因2”产生的抗议支付和零支付人数最多,这一结果支持Ambigues 等的研究结论。原因1的本质是因为受访者认为“政府不作为”;原因2实际上是因为受访者局限于“收入限制”而愿意采取志愿服务等补救措施。此外,只有小部分受访者否认资源的价值属性(原因3与原因4占比极小)。还注意到:案例二的“原因5”也是激起受访者抗议支付的重要因素,这是源于发展中国家的制度不健全或民族地区的社区冲突博弈^[45]。案例二中“原因6”实际上指的是资源的替代性效应,从统计分析来

表3 双边界二分式问卷积累概率

Table 3 The accumulation probability of double-bounded dichotomous

(%)

	案例一:上巳节($n_1=787$,基于 N_1 占比为74.17%)				案例二:德天瀑布($n_2=452$,基于 N_2 占比为44.27%)			
	P_{y-y}	P_{y-n}	P_{n-y}	P_{n-n}	P_{y-y}	P_{y-n}	P_{n-y}	P_{n-n}
方案1	62.60	6.23	3.31	0.76	20.35	1.99	0.00	0.00
方案2	5.09	1.02	0.38	0.13	16.37	4.65	0.00	0.00
方案3	11.20	0.38	0.64	0.00	23.67	7.52	0.00	0.00
方案4	7.25	0.25	0.76	0.00	13.50	11.73	0.22	0.00
积累概率合计	100				100			

说明: P_{y-y} 、 P_{y-n} 、 P_{n-y} 和 P_{n-n} 分别表示同意-同意支付概率、同意-不同意支付概率、不同意-同意支付概率和不同意-不同意支付概率,下同。 n_1 为案例一的正WTP样本; n_2 为案例二的正WTP样本,下同。

1)依据随机抽样公式 $n=(Z^2\sigma^2)/E^2$,在置信区间为95%水平下,Z统计量取值 $Z=1.96$;误差率E不超过5%, σ 为标准差,一般取 $\sigma=0.5$,计算可得最小有效样本量 $n=384.15\approx 385$ 。

表4 受访者零响应和抗议响应统计表

Table 4 The zero respondents and anti respondents of interviewee (个, %)

原因	案例一: 上巳节($n_1^*=274$)		案例二: 德天瀑布($n_2^*=569$)	
	样本容量	基于 N_1 占比	样本容量	基于 N_2 占比
1、这是政府的责任,与我无关	82	7.74	140	13.71
2、我无力承担此项费用,但是我愿意参加志愿者宣传服务,共同维护其美好	101	9.53	153	14.99
3、(上巳节/德天瀑布)本身就与我无关	56	5.28	71	6.95
4、(上巳节/德天瀑布)本身就不具备价值,根本不需要保护	5	0.47	28	2.74
5、我担心支付的钱无法真正落实到德天瀑布保护项目上	-	-	118	11.56
6、即使没有德天瀑布,我也可以到别处游玩,所以不关心保护工作	-	-	59	5.78
7、其他	30	4.42	0	0.00

说明: n_1^* 表示案例一的抗议支付和零支付样本; n_2^* 表示案例二的抗议支付和零支付样本,下同。

看,大部分受访者均认为德天瀑布资源是无可替代的,只有少部分(占比5.78%)受访者认为资源具有可替代性。对于案例一而言,非物质文化遗产资源是独特且唯一的,不具备相似性,因此在研究时不设计替代效应的选项。

3.2.3 认知强度研究

对案例一和案例二的所有正WTP样本进行认知强度测试,采用STATA12.1描述性统计和公式(1)与公式(2)运算之后得到表5所示的结果。表5A部分显示依据公式(1)对样本个体的三种非使用价值认知比率进行描述性统计。数据显示:案例一的三

种非使用价值认知均较高(均值超过8.77),波动较平稳(标准差不小于1.68);相比之下,案例二的三种非使用价值认知低于案例一(均值不超过7.45),虽然波动更平稳(标准差不超过1.64),但显示始终在低水平徘徊。表5B部分则在A部分基础上依据公式(2)对各样本的结果分值进行归一化处理,实际效果等价于一阶差分。数据显示,存在价值的支付强度的认知动机最高(案例一为33.43%,案例二为36.05%),且三种非使用价值的支付强度的认知动机比率非常接近,(案例一围绕33.24%波动,案例二围绕33.33%波动)¹⁾。最后计算样本总体的三种

表5 正WTP样本的支付动机认知强度统计

Table 5 The cognitive level of positive WTP

A: 正WTP样本个体支付强度认知动机统计												
	案例一($n_1=787$)						案例二($n_2=452$)					
	最大值	最小值	均值	标准差	变异系数	t	最大值	最小值	均值	标准差	变异系数	t
遗产价值	10	0	8.77	1.68	2.85	145.48***	10	2	6.42	1.64	2.69	83.23***
存在价值	10	0	8.85	1.69	2.85	146.76***	10	4	7.45	1.25	1.57	126.11***
选择价值	10	0	8.79	1.69	2.86	145.67***	10	2	7.01	1.53	2.35	97.07***
B: 正WTP样本个体支付强度认知动机的归一化统计												
	案例一($n_1=787$)						案例二($n_2=452$)					
	最大值 /%	最小值 /%	均值 /%	标准差	变异系数	t	最大值 /%	最小值 /%	均值/%	标准差	变异系数	t
遗产价值	64.28	0.00	33.12	0.03	0.002	232.44***	41.17	11.76	30.44	0.04	0.002	151.90***
存在价值	55.55	0.00	33.43	0.04	0.002	232.75***	50.00	25.00	36.05	0.04	0.002	185.55***
选择价值	52.63	0.00	33.18	0.03	0.010	266.36***	53.33	18.75	33.50	0.04	0.002	168.37***
C: 正WTP样本总体非使用价值认知强度比例												
	案例一($n_1=787$)			案例二($n_2=452$)								
	遗产价值	存在价值	选择价值	遗产价值	存在价值	选择价值	遗产价值	存在价值	选择价值	遗产价值	存在价值	选择价值
	33.21	33.49	33.29	33.44	36.04	33.50						

说明:***表示在1%水平上显著。

1)计算正WTP样本个体支付强度认知动机归一化统计的样本总体均值,该数据可直接在STATA12.1软件中得到。

2017年4月

非使用价值分配比率,结果如表5C部分。数据显示,两个案例的三种非使用价值中,存在价值分配比率最高(案例一为33.49%,案例二为36.04%),这一结论支持以往学者的研究成果,这或许是由于中国具有储蓄的优良传统,对于大多数受访者而言,留存一笔遗产给子孙后代也许比现在享用更重要^[7]。

4 模型拟合与结果分析

4.1 参数估计及修正

在进行参数估计时将人口统计学特征和受访者对案例的认知程度纳入方程变量。实际上方程考虑的是受访者人口统计学与心理认知的双重异质性。Hannemann等指出离散型CVM模型概率残差服从Logistic分布^[38],实际运算中采用Logit和Probit模型均可,但两个模型的估计结果存在差异,一般而言Probit模型估计值大于Logit模型估计值,但究竟采用哪个模型评估更接近真实值目前尚无定论,本研究采用Logit模型。此外,Zarkin等学者提出应将真实零支付以较小正数(如0.1元)替代并

纳入统计^[46],但本研究认为这一做法缺乏理论基础且主观性较强,故仅考虑正WTP样本。Meyerhoff等认为如果零支付样本量过多将会对CVM研究结果产生较大影响^[47],鉴于此,kriström于1991年提出SPIKE模型,用于研究离散型问卷下零响应的影响^[48],此后Yoo等学者的研究进一步指出倘若调查中零响应率越高,采用SPIKE模型拟合越优,反之采用传统模型拟合的结果偏差也就越大^[49]。因此本研究采用SPIKE模型对最后评估结果进行修正。

$$E(WTP) = E(WTP > 0) \times P \quad (8)$$

式中的 P 为非零支付率(表6)。

我们还注意到,部分研究将Logit模型系数视为边际弹性,实际上离散模型的系数不存在任何意义。对离散模型系数的边际弹性进行解读需要构造对数几率模型^[50],即Logit(odds)模型。Logit(odds)模型仍用极大似然估计求解各变量的系数。采用STATA12.1的极大似然估计可以计算案例中受访者的支付意愿Logit模型和Logit(odds)模

表6 Logit和Logit(odds)方程各变量定义

Table 6 Relevant of Logit and Logit(odds) variables and description of equations

变量	定义与赋值
年龄(Age)/岁	被调查者的年龄:[0,25)=1;[25,35)=2;[35,45)=3;[45,55)=4;[55,+∞)=5
年收入(Income)/元	被调查者的年收入:[0,20 000)=1;[20 000,30 000)=2;[30 000,50 000)=3;[50 000,100 000)=4;[100 000,+∞)=5
投标值(Bid)	被调查者投标值
受教育程度(Edu)	被调查者的受教育程度:小学及以下=1;9年义务教育=2;高中或职高=3;大学(专科和本科)=4;研究生=5
性别(Gender)	被调查者的性别:男=1;女=0
职业(Job)	被调查者从事的职业:个体户及其他=1;学生=2;农民或工人=3;企业职员=4;政府或事业单位职员=5
态度(Au)(对以下变量或问题求均值)	
案例一 了解(Acq)	被调查者对“上巳节”的了解程度:完全不=1;较不=2;一般=3;比较了解=4;非常了解=5
出游意愿(Tra)	被调查者出游意愿:完全不=1;较不=2;一般=3;比较=4;非常=5
案例二 您是否了解德天瀑布?	从非常了解到完全不了解赋值5-1分
您是否关心德天瀑布保护问题?	从非常关心到完全不关心赋值5-1分
您认为目前德天瀑布的保护现状如何?	从非常满意到完全不满意赋值5-1分
您认为继续保护德天瀑布是否有必要?	从非常必要到完全不必要赋值5-1分
您对德天瀑布的现状是否满意?	从非常满意到完全不满意赋值5-1分
您是否赞同继续加强对德天瀑布的保护?	从非常赞同到完全不赞同赋值5-1分

型各系数。

表7中案例一的 P_{n-n} 支付概率和案例二的 P_{n-y} 和 P_{n-n} 支付概率太小,软件无法拟合系数(见表3所示,案例一的 P_{n-n} 支付概率为0.89%;案例二的 P_{n-y} 和 P_{n-n} 支付概率分别为0.22%和0.00%)。括号内为 z 检验值,方程检验表中 $Prob>chi^2=0.0000$ 说明方程均显著, $Pseudo R^2$ 为方程对自变量的解释优度,总体而言,方程对自变量的拟合优度较好。

将Logit模型系数代入公式(7)可以得到各个概率下的 $E(WTP)$ 值(见表7),将各概率下的 $E(WTP)$ 值加总得到案例一的支付意愿为99.6978元/人(即对表7中案例一各支付概率下的 $E(WTP)$ 值求和),案例二的支付意愿为92.5152元/人(即对表7中案例二各支付概率下的 $E(WTP)$ 值求和);采用SPIKE模型依据公式(8)对估计结果修正后,案例一的支付意愿为:73.9511元/人(依据式(8)代入数据,即 $99.6978 \times (787/1061) \approx 73.9511$),案例二的支付意愿为:40.9568元/人(同理,依据式(8)代入数据,即 $92.5152 \times (452/1021) \approx 40.9568$)。可见抗议支付率越高,采用SPIKE模型修正结果就越精确。但总体而言,人均支付意愿表现为非物质文化遗产资源大于自然资源。受访者更愿意为非物质文化遗产资源支付。

一般而言,需要对人均支付意愿进行人口纵向加总以求得资源的非使用价值,但是本研究中两个案例的人口关联区域不具备可比性。案例一为非物质文化遗产资源的上巳节,其人口关联为广西壮族自治区常住人口,案例二为自然资源的德天瀑布,人口关联仅为景区内游客,前者远大于后者,故案例一的非使用价值远大于案例二。但是尽管如此,单纯的比较非使用价值的大小既缺乏理论意义也缺乏现实意义,因此本研究不讨论案例间非使用价值的孰大性问题。

4.2 基于行为经济学的影响因素研究

表7中Logit(odds)模型计算得到的是Logit模型各变量的边际弹性。数据显示:投标值(见表7中 bid 变量)对支付意愿具有显著影响(1%水平上显著),这一方面既反映CVM研究中初始投标值设计合理的重要性,另一方面也反映降低投标偏差对研究结论的信度与效度具有举足轻重的作用。此外,

模型中所有变量基本呈现正负相互交替变化的趋势(如 $gender$ 变量在模型 $Alogit_{y-y}$ 中为-0.1311, $Alogit_{y-n}$ 中为0.3034, $Alogit_{n-y}$ 中为-0.4474;其他相同),这一方面是因为双边界二分式问卷设计存在彼此相反的投标意愿选择,另一方面也显示二分式引导技术能够降低受访者的策略性行为,提高研究的信度与效度。

搭便车效应:搭便车效应是指群体中的部分行为人为未付出必要的成本,依靠某种不易察觉的度量和便利条件,即可享受到与之付出不相称的某种报酬和福利。本研究中收入因素($income$ 变量)显示强烈的搭便车效应。从模型 $Aodds_{y-y}$ 、 $Bodds_{y-y}$ (同意-同意概率)和 $Aodds_{n-y}$ (不同意-同意概率)来看,收入具有负效应($Aodds_{y-y}$ 模型收入变量系数为-0.0106; $Bodds_{y-y}$ 模型收入变量系数为-0.0672; $Aodds_{n-y}$ 模型收入变量系数为-0.0020),表明该概率区间内随收入的增加,受访者的支付意愿期望值呈现下降趋势;而模型 $Aodds_{y-n}$ 与 $Bodds_{y-n}$ (同意-不同意概率),收入效应为正($Aodds_{y-n}$ 模型收入变量系数为0.0139; $Bodds_{y-n}$ 模型收入变量系数为0.0692),表明这一概率区间内受访者的保护意愿期望值随收入增加而增加。但是总体而言,随收入的增加,受访者对案例保护的支付意愿是呈现下降的趋势。这是由于较高收入的受访者存在显著的“搭便车”现象。

惩罚效应:惩罚效应实际上是一种过度反应行为,指的是群体中的部分行为人对自身福利漏损而采取非理性的抗辩心理和行为举止。本研究中受教育程度(edu)、职业(job)和态度(att)变量均显示出强烈的惩罚效应。以受教育程度(edu)变量为例,受教育程度变量在两个案例中出现了完全相反的分异情况。案例一模型 $Aodds_{y-y}$ 和 $Aodds_{y-n}$ 符号为正($Aodds_{y-y}$ 模型受教育程度变量系数为0.0065; $Aodds_{y-n}$ 模型的受教育程度变量系数为0.0112), $Aodds_{n-y}$ 符号为负($Aodds_{n-y}$ 模型的受教育程度变量系数为-0.0136),但总体上看,大多数概率区间下(包括同意-同意概率 $Aodds_{y-y}$ 模型,同意-不同意概率 $Aodds_{y-n}$ 模型)受教育程度越高,支付意愿越大,这种情况符合人们预期假设。案例二则完全背离预期假设, $Bodds_{y-y}$ (同意-同意)模型为负($Bodds_{y-y}$ 模型的受教育程度变量系数为-0.0515),说明在该概率

2017年4月

表7 Logit模型与Logit(odds)模型系数估计

Table 7 The parametric estimation of Logit models and Logit(odds) models

案例一($n_1=787$)(括号中为z统计量)							
	$Alogit_{y-y}$	$Aodds_{y-y}$	$Alogit_{y-n}$	$Aodds_{y-n}$	$Alogit_{n-y}$	$Aodds_{n-y}$	$Alogit_{n-n}$
$\beta_{0\text{常数项}}$	-2.137 0** (-2.60)	-	-1.049 1 (-1.60)	-	2.861 9** (2.48)	-	-
β_{1bid}	0.237 8*** (8.10)	0.188 6*** (11.34)	-0.187 5*** (-6.00)	-0.110 0*** (-6.35)	-0.158 9*** (-4.66)	-0.006 5*** (-4.49)	-
$\beta_{2gender}$	-0.131 1 (-0.48)	-0.010 3 (-0.48)	0.303 4 (0.98)	0.017 8 (0.98)	-0.447 4 (-1.04)	0.018 4 (-1.04)	-
$\beta_{3income}$	-0.134 4 (-1.40)	-0.010 6 (-0.14)	0.237 8** (2.21)	0.013 9* (2.24)	-0.050 7 (-0.37)	-0.002 0 (-0.37)	-
β_{4age}	0.443 7 (0.24)	0.003 5 (0.24)	-0.070 9 (-0.33)	-0.004 1 (-0.33)	-0.385 4 (-1.35)	-0.015 8 (-1.35)	-
β_{5edu}	0.081 9 (0.57)	0.006 5 (0.57)	0.190 3 (1.02)	0.011 2 (1.02)	-0.331 7* (-1.77)	-0.013 6* (-1.77)	-
β_{6job}	0.257 1* (1.77)	0.020 3* (0.18)	-0.122 0 (-0.74)	-0.007 1 (-0.74)	-0.410 0* (-1.65)	-0.016 9* (-1.65)	-
β_{7tau}	0.062 7 (0.30)	0.004 9 (0.30)	0.065 2 (0.28)	0.003 8 (0.28)	-0.299 8 (-0.99)	0.012 3 (-0.99)	-
Log-likelihood	-189.970 3	-	-150.983 6	-	-113.114 0	-	-
Pseudo R^2	0.403 0	-	0.304 1	-	0.284 5	-	-
Prob> χ^2	0.000 0	-	0.000 0	-	0.000 0	-	-
LR $\chi^2(7)$	256.52	-	131.95	-	89.95	-	-
$E(WTP)/(\text{元/人})$	99.694 8	-	0.001 1	-	0.001 9	-	-
案例二($n_2=452$)(括号中为z统计量)							
	$Blogit_{y-y}$	$Bodds_{y-y}$	$Blogit_{y-n}$	$Bodds_{y-n}$	$Blogit_{n-y}$	$Bodds_{n-y}$	$Blogit_{n-n}$
$\beta_{0\text{常数项}}$	0.457 1 (0.37)	-	-0.305 5 (-0.25)	-	96.511 4 (-)	-	-
β_{1bid}	0.068 9*** (7.97)	0.007 2*** (14.30)	-0.068 7*** (-7.96)	-0.007 2*** (-14.23)	-0.480 3 (-)	-	-
$\beta_{2gender}$	0.345 2 (1.18)	0.036 3 (1.18)	-0.388 9 (-1.33)	-0.040 9 (-1.34)	omitted (-)	-	-
$\beta_{3income}$	-0.639 1*** (-2.99)	-0.067 2** (-3.15)	0.656 7** (3.07)	0.069 2*** (3.25)	-29.953 0 (-)	-	-
β_{4age}	0.248 6 (1.32)	0.026 1 (1.33)	-0.300 7 (-1.59)	-0.031 6 (-1.61)	omitted (-)	-	-
β_{5edu}	-0.488 9*** (-2.55)	-0.051 5** (-2.65)	0.449 2* (2.35)	0.047 3* (2.42)	53.132 9 (-)	-	-
β_{6job}	-0.099 8 (-0.73)	-0.010 5 (-0.73)	0.112 7 (0.28)	0.011 8 (0.82)	-9.150 1 (-)	-	-
β_{7tau}	-0.955 9 (-0.84)	-0.010 0 (-0.85)	0.099 5 (0.88)	0.010 4 (0.88)	-30.368 0 (-)	-	-
Log-likelihood	-144.960 0	-	-145.125 5	-	-	-	-
Pseudo R^2	0.441 4	-	0.438 5	-	-	-	-
Prob> χ^2	0.000 0	-	0.000 0	-	-	-	-
LR $\chi^2(7)$	229.12	-	226.70	-	-	-	-
$E(WTP)/(\text{元/人})$	92.491 5	-	0.023 7	-	-	-	-

说明:***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著。“案例一”用“A”表示,“案例二”用“B”表示;logit(odds)模型用“odds”简记。

区间下随受访者受教育年限的增加,支付意愿的期望值反而降低,且这一概率区间下的受访者占大多数,仅 $Bodds_{y-n}$ (同意-不同意)模型符号为正($Bodds_{y-n}$ 模型的受教育程度变量系数为0.0473),但这一概率区间下的受访者占少数。这种现象一方面与资源的类型与禀赋差异相关,另一方面可能还与资源的产权归属密切相关。案例二是中越交界的德天瀑布景区,这一案例具有多重身份,它既是环境公共物品,又属于中越两国共有共管,在这一情景下,受访者表现出较强烈的消极、推脱态度,他们认为即使履行了保护支付意愿也可能是帮助越南人“做嫁衣”,而自己并未完全享受福利的改善,并且这种观念随着受教育年限的增加认识就越彻底,这反映出受访者具有较强烈的“惩罚性”心理。

年龄因素的影响:模型 $Aodds_{y-y}$ 与 $Bodds_{y-y}$ (均为同意-同意概率),年龄(age)因素对支付意愿的期望值具有正向效应($Aodds_{y-y}$ 模型的年龄变量系数为0.0035, $Bodds_{y-y}$ 模型年龄变量系数为0.0261),其余情况下($Aodds_{y-n}$ 、 $Aodds_{n-y}$ 和 $Bodds_{y-n}$ 模型)则显示随年龄的增大支付意愿则相应的减少($Aodds_{y-n}$ 模型的年龄变量系数为-0.0041; $Aodds_{n-y}$ 模型年龄变量系数为-0.0158; $Bodds_{y-n}$ 模型年龄变量系数为-0.0316)。尽管出现了年龄变量的分化,但是大多数情况(同意-同意概率,即模型 $Aodd_{y-y}$ 和 $Bodds_{y-y}$)下仍显示受访者随年龄的增加,经验的积累,阅历的丰富,他们能够更好的理解并支持保护事业。

性别因素影响: $Logit(odds)$ 模型中性别($gender$)是二分类变量,且较多文献显示女性受访者更倾向于选择支付,本研究仍支持这一结论。

4.3 非使用价值构成比研究结果

本研究显示两个案例的三种非使用价值分配比率非常接近,并没有得到表1中以往研究显示的存在价值显著高于其他两种价值的结论,详见表8所示。

表1与表8均令选择价值=1,且比值按照选择价值:遗产价值:存在价值的大小排序。结果则显示出现了完全相反的情况。本研究的三种非使用价值近似均等,虽然存在价值占比仍最高,但仅微弱高于其他两种价值,此外,选择价值高于遗产价值(同样表现出微弱高于遗产价值)。这是因为受访者对资源属性的认知存在搭便车效应和惩罚效应所致。案例一是非物质文化遗产资源,且没有实体形态相依托;案例二是自然资源并正好位于国界线上,存在产权跨国的共有性安排。因此对于受访者而言,均表现出选择在未来继续拥有这一资源更重要。所不同的是,受访者认为“上巳节”在未来存在文化遗产的危机感;而“德天瀑布”资源由于共有性安排,受访者认为在未来保持并进一步占有这一资源更重要。

4.4 讨论

本研究分别选取以“上巳节”为代表的非物质文化遗产资源和以德天瀑布为代表的具有跨国产权共有属性的自然资源,通过双边界二分式问卷,分别调查了1061份和1021份有效样本,采用Logit模型和Logit(odds)模型定量计算受访者的支付意愿;引入认知强度心理测试,并转化为三种非使用价值的构成比,有效避免了CVM中的顺序效应,将受访者对三种非使用价值的心理认知态度转化为分配比率,数据显示:存在价值所占比率最高(比值为选择价值的1.0060倍和1.0758倍),这一结果与以往研究相符;但与以往研究相异的是:三种非使用价值的比率近似均等(见表8中数据),并未出现存在价值显著高于其他价值的情况,此外,还出现选择价值支付比率高于遗产价值支付比率的情况(案例一遗产价值为选择价值的0.9975倍;案例二遗产价值为选择价值的0.9982倍)。这与资源的形态属性与产权安排属性有关,对于缺少实体依托的非物质文化遗产资源而言,受访者选择让这种文化

表8 本研究中三种非使用价值的构成比统计

Table 8 The ratio of three kinds of non-use value in differences in this research

案例地	问卷格式	有效样本容量	三种非使用价值比率(令选择价值=1) (选择价值:遗产价值:存在价值)	排序
案例一:上巳节(本研究)	二分式	1 061	1:0.997 5:1.006 0	存在价值>选择价值>遗产价值
案例二:德天瀑布(本研究)	二分式	1 021	1:0.998 2:1.075 8	存在价值>选择价值>遗产价值

2017年4月

在未来继续存在并传承下去比肯定遗产价值更重要;而对于具有产权跨国共有属性的自然资源而言,受访者选择在未来保持这一状态并期望进一步占有资源也比肯定遗产价值更重要。

经Logit模型计算:“上巳节”的人均支付意愿为99.6978元/人,采用SPIKE模型修正后的人均支付意愿为73.9511元/人;德天瀑布的人均支付意愿为92.5152元/人,采用SPIKE模型修正后的人均支付意愿为40.9568元/人。SPIKE模型对于抗议支付率较高的案例具有显著的修正作用。

经Logit(odds)模型定量计算Logit模型各变量的边际弹性,结果显示:投标值设计对支付意愿结果具有显著影响,这说明CVM调查中降低投标偏倚的重要性(1%水平上显著)。基于行为经济学的研究显示搭便车效应和惩罚效应是影响支付意愿的主要原因。具体而言:收入因素在两个案例中均呈现负效应为主,说明“搭便车”的心理定势具有普遍性。受教育因素、态度因素和职业因素存在显著的分异性,这既与产权的共有属性有关,也反映出受访者的“惩罚性”心理。此外,年龄因素总体呈现正效应,说明保护事业需要具备一定的社会阅历才能理解,这也表明教育的重要作用。

5 结论

本研究以上巳节和德天瀑布为案例,定量计算了资源的形态属性和产权安排属性对非使用价值构成比所产生的影响。研究得到以下结论:

资源的形态属性和产权安排属性对非使用价值构成比产生重要影响。这种影响主要表现在两方面:第一,存在价值、遗产价值和选择价值近似均等,并显著削弱存在价值所处的支配地位;第二,选择价值高于遗产价值。

行为经济学研究显示,受访者对不同属性资源的认知存在搭便车效应和惩罚效应。这些效应的相互叠加共同导致了受访者对资源支付意愿的差异和非使用价值构成比不同的主要原因。

抗议响应研究表明“收入限制”和“政府不作为”因素是抗议支付的主因,这一结论支持以往的研究结论,此外案例二还显示制度健全程度或民族地区的社区冲突博弈也能激起较多的抗议支付。此外,高抗议支付率是发展中国家CVM研究中常

遇到的问题,故应采用SPIKE模型对高抗议支付研究的结果进行修正。

在非使用价值的研究中,应考虑资源属性的差异对其产生的影响。但是资源的禀赋与属性各异,其他属性是否仍会对非使用价值构成比产生类似的影响,仍有待后续的研究。此外,从现有研究来看,研究者普遍关注的是受访者人口统计学的异质性,鲜有从行为经济学的角度关注受访者心理认知的异质性。故在后续的研究中,应重点关注受访者心理和认知的差异对非使用价值评估带来的影响。

抽样的代表性对研究的各环节和结果均有影响,在实际抽样过程中,往往很难严格模拟随机抽样。所以对于离散型问卷而言,不能按照随机抽样公式仅抽取最低有效样本容量,而应采纳NOAA的观点,使有效样本容量超过1000份,这样才能保证所得数据基本符合正态分布,确保研究的代表性与结果的有效性。

致谢:感谢两位匿名审稿专家提出的宝贵意见;感谢桂林旅游学院伍燕琼收集资料,刘钱、刘欣、曹婵、邓蔡定乾、杨健创、陆芳流、李志华、郎鹏、何梦香参加调研及数据整理。谨致谢忱!

参考文献(References):

- [1] 张志强,徐中民,陈国栋.条件价值评估法的发展与应用[J].地球科学进展,2003,18(3):454-463. [Zhang Z Q, Xu Z M, Chen G D. The update development and application of contingent valuation method[J]. *Advanced in Earth Science*, 2003, 18(3): 454-463.]
- [2] Carson R T, Conaway M B, Hanemann W M. Valuing Oil Spill Prevention: A Case Study of California's Central Coast[M]. Norwell MA: Kluwer Academic Publishers, 2004.
- [3] Weisbrod B A. Collective-consumption service of individual-consumption goods[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1964, 78(3):471-477.
- [4] Cameron T A, Englin J. Welfare effects of changes in environmental quality under individual uncertainty about use[J]. *The RAND Journal of Economics*, 1997, 28(9):S45-S70.
- [5] Krutilla J V. Conservation reconsidered[J]. *American Economic Reviewed*, 1967, 57(4):777-786.
- [6] Carson R T. Contingent Valuation[A]. Maler K G, Vincent J.

- Handbook of Environmental Economics [M]. Amsterdam: North Holland, 1989.
- [7] 钟满秀, 许丽忠, 杨净. 基于认知水平的非使用价值支付动机研究[J]. 生态学报, 2011, 31(22): 6926-6935. [Zhong M X, Xu L Z, Yang J. A novel cognitive-based approach to motivation for non-use value[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2011, 31(22): 6926-6935.]
- [8] 周军, 何小芊, 张涛, 等. 屈原故里景区旅游总经济价值评估研究[J]. 旅游学刊, 2011, 26(12): 64-70. [Zhou J, He X Q, Zhang T, et al. Study on the assessment of tourism total economic value in the scenic spots of Qu Yuan Hometown[J]. *Tourism Tribune*, 2011, 26(12): 64-70.]
- [9] 曾贤刚, 王克, 程磊磊, 等. 三江源区生态资源非使用价值评价[J]. 中国环境科学, 2009, 29(6): 589-593. [Zeng X G, Wang K, Cheng L L, et al. Non-use value evaluation of ecological resources in Sanjiang Region[J]. *China Environment Science*, 2009, 29(6): 589-593.]
- [10] 崔丽娟. 扎龙湿地价值货币化评估[J]. 自然资源学报, 2002, 17(4): 451-456. [Cui L J. Assessment on Zhalong Wetland value[J]. *Journal of Nature Resources*, 2002, 17(4): 451-456.]
- [11] 王凤珍, 周志翔, 郑忠明. 武汉市典型城市湖泊湿地资源非使用价值评价[J]. 生态学报, 2010, 30(12): 3261-3269. [Wang F Z, Zhou Z X, Zheng Z M. Evaluation on non-use values of typical lake wetlands in Wuhan[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2010, 30(12): 3261-3269.]
- [12] 王凤珍, 周志翔, 郑忠明. 城郊过渡带湖泊湿地生态服务功能价值评估[J]. 生态学报, 2011, 31(7): 1946-1954. [Wang F Z, Zhou Z X, Zheng Z M. Evaluation on service value of ecosystem of peri-urban transition zone lake: A case study in Wuhan city[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2011, 31(7): 1946-1954.]
- [13] 李惠, 黄硕琳. 基于意愿价值评估法的三门湾资源环境非使用价值研究[J]. 上海海洋大学学报, 2010, 19(1): 86-90. [Li H, Huang S L. Non-use value research on resource environment of Sanmen Bay by contingent valuation method[J]. *Journal of Shanghai Ocean University*, 2010, 19(1): 86-90.]
- [14] 陈珂, 苏丹, 王秋兵, 等. 意愿调查评估法在生物多样性非使用价值评估中的应用-以辽宁老秃顶子自然保护区为例[J]. 林业经济问题, 2009, 29(4): 301-309. [Chen K, Su D, Wang Q B, et al. Application of contingent value method on evaluation of the non-use values of biodiversity[J]. *Issues of Forest Economics*, 2009, 29(4): 301-309.]
- [15] Holmes T, Adamowicz W. Attribute Based Method[A]. Champ P A, Boyle K J, Brown T C. A Primer on Nonmarket Valuation [M]. Boston: Kluwer Academic Publishers, 2003.
- [16] Moore C C, Holmes T P, Bell K P. An attribute approach to contingent valuation of forest protection programs[J]. *Journal of Forest Economics*, 2011, 17(1): 35-52.
- [17] Mell I C, Henneberry J, Hehl-Lange S, et al. Promoting urban greening: Valuation the development of green infrastructure investment in the urban core of Manchester, UK[J]. *Urban Forest& Urban Greening*, 2013, 12(3): 296-306.
- [18] Cerda C, Ponce A, Zappi M. Using choice experiment to understand public demand for conservation of nature: A case study in a protested area of Chile[J]. *Journal for Nature Conservation*, 2013, 21(3): 143-153.
- [19] Komarek T M, Lupi F, Kaplowitz M D. Valuing energy policy attributes for environmentally management: A choice experiment evidence from a research institution[J]. *Energy Policy*, 2011, 39(9): 5105-5115.
- [20] Bateman I J, Georgiou S, Landford I H, et al. Investigating the Characteristics of Expressed Preferences for Reducing the Impact of Air Pollution: A Contingent Valuation[R]. CSERGE Working Paper, 2002.
- [21] Mitchell R C, Carson R T. Using Survey to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method[M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1989.
- [22] Cumming R G, Harrison G W. The measurement and decomposition of nonuse value: A critical review[J]. *Environmental and Resource Economics*, 1995, 5(3): 225-247.
- [23] Carson R T. Contingent Valuation Surveys and Test of Insensitivity to Scope[A]. Kopp R J, Pommerehne W W, Schwarz N. Determining the Value of Non-Market Goods: Economic, Psychological and Policy Relevant Aspects of Contingent Valuation Methods[M]. Boston: Kluwer Academic Publisher, 1997.
- [24] 张翼飞. CVM研究中支付意愿问卷“内容依赖”性实证研究-以上海市内河生态系统恢复CVM评估为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(6): 170-176. [Zhang Y F. Empirical study on “content-dependency” of WTP for ecological service in CVM research: A case study of CVM in water environment restoration of urban river in Shanghai[J]. *China Population, Resource and Environment*, 2012, 22(6): 170-176.]
- [25] Carson R T. Contingent valuation: A user's guide[J]. *Environmental Science& Technology*, 2000, 34(8): 1413-1418.
- [26] Luzar E J, Cosse K J. Willing to pay or intention to pay: The attitude behavior relationship in contingent valuation[J]. *Journal of Socio-Economics*, 1998, 27(3): 427-444.
- [27] Heberlein T A, Wilson M A, Bishop R C, et al. Rethinking the scope test as a criterion for validity in contingent valuation[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 50(1-2): 1-22.
- [28] Cooper P, Peo G L, Bateman I J. The structure of motivation for contingent values: A case study of lake water quality improvement[J]. *Ecological Economics*, 2004, 50(1-2): 69-82.
- [29] 张明军, 孙美平, 姚晓军, 等. 不确定性影响下的平均支付意愿

2017年4月

- 参数估计[J]. 生态学报, 2007, 27(9): 3852-3859. [Zhang M J, Sun M P, Yao X J, *et al.* Parameter estimation of average willingness to pay under uncertainty effect[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2007, 27(9): 3852-3859.]
- [30] 冯立骥. 心理评估学[M]. 合肥: 安徽大学出版社, 2004. [Feng L J. Psychological Evaluation[M]. Hefei: Anhui Normal University Press, 2004.]
- [31] Ciriacy-Wantrup S V. Capital returns from soil-conservation practices[J]. *Journal of Farm Economics*, 1947, 29(4): 1181-1196.
- [32] Davis R K. Recreation planting as an economic problem[J]. *Natural Resources Journal*, 1963, 3(2): 239-249.
- [33] Bjornstand D J, Kahn J R. The Contingent Valuation of Environmentally Resource: Methodological Issues and Research Need [M]. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited, 1999.
- [34] Loomis J B, Walsh R G. Recreation Economic Decisions: Comparing Benefits and Costs[M]. Pennsylvania: Venture Publishing, 1997.
- [35] Bateman I J, Willis K G. Valuation Environmental Preferences: Theory and Practice of contingent Valuation Method in the US, EU and Developing Countries[M]. New York: Oxford University Press, 1999.
- [36] Bishop R C, Heberlein T A. Measuring value of extra-market goods: Are indirect measuring biased[J]. *American Journal of Agriculture Economics*, 1979, 61(5): 926-930.
- [37] Hanemann W M. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1984, 66(3): 332-341.
- [38] Hanemann W M, Kanninen B J. The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data[A]. Bateman I J, Willis K G. Valuing Environmental Preference: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries[C]. New York: Oxford University Press, 1999.
- [39] Arrow K J, Solow R, Portney P R, *et al.* Report to the NOAA panel on contingent valuation[J]. *Federal Register*, 1993, 58(10): 48-56.
- [40] Venkatachalam L. The contingent valuation method: A review[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2004, 24(1): 89-124.
- [41] 董雪旺, 张捷, 刘传华, 等. 条件价值法中的偏差分析及信度和效度检验-以九寨沟游憩价值评估为例[J]. 地理学报, 2011, 66(2): 267-278. [Dong X W, Zhang J, Liu C H, *et al.* Bias analysis and reliability and validity test in contingent valuation method: A case study of assessment of Jiuzhaigou's recreational value[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2011, 66(2): 267-278.]
- [42] Dillman D A. Mail and Internet Survey: The Tailored Design Method[M]. New Jersey: Wiley, 2007.
- [43] Amigues J P, Boulatoff C, Desigues B, *et al.* The benefits and cost of riparian analysis habit preservation: A willingness to accept/willingness to pay using contingent valuation[J]. *Eco-logical Economics*, 2002, 43(1): 17-43.
- [44] Green D, Jacowits K E, Kahneman D, *et al.* Referendum contingent valuation, anchoring and willingness to pay for public good[J]. *Resource and Energy Economics*, 1998, 20(2): 85-116.
- [45] Candice C. Tourism development and resistance in China[J]. *Annals of Tourism Research*, 2015, 52: 29-43.
- [46] Zarkin A G, Gates S C, Bala M V. Estimating the willingness to pay for drug abuse treatment-a pilot study[J]. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 2000, 18(2): 149-159.
- [47] Meyerhoff J, Bartczak A, Liebe U. Protester or non-protester: A binary stat? On the use (and non-use) of latent class models to analyses protesting in economics valuation[J]. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2012, 56(3): 438-454.
- [48] Kriström B. Spike models in contingent valuation[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(3): 1013-1023.
- [49] Yoo S H, Shin C O, Kwak S K. Using a spike model to deal with zero response data from double bounded dichotomous choice contingent valuation surveys[J]. *Applied Economics Letters*, 2004, 9(4): 922-932.
- [50] Wooldridge J M. Introductory Econometrics: A Modern Approach[M]. Michigan: South-western Cengage Learning Press, 2013.

Non-use value composition ratio and influencing factors in different attributes of resources based on cross-cases perspective

WANG Zhongke¹, GUO Luan², ZHANG Jie¹

(1. Business School Guilin Tourism College, Guilin 541006, China; 2. Business School Guangxi University, Nanning 530004, China)

Abstract: In the study of non-use values of resources, existence value, heritage value and option value are three important components; however, the constituent ratio between them and its influencing factors are not clear. This study we adopts the Double-bounded Contingent Valuation Method and introduces The Psychological Cognition Strength Test via a cross-case perspective to calculate non-material cultural heritage resources. Focal objects were the non-use values and its constituent ratio of The Shangsi festival (case 1) and resources which have a transnational co-ownership attributes; and Detian waterfall scenic area (case 2). We found that according to a Logit model, the willingness to pay per capita of case 1 and 2 is 99.6978 CNY/(person · a) and 92.5152 CNY/(person · a). After correction using SPIKE, the data is 73.9511 CNY/(person · a) and 40.9568 CNY/(person · a). The higher the protest pay rate is, the more conspicuous the correction effect will be. Research shows that income limitation, the government's inaction and community conflict are main reasons which can lead to protest pay. The Logit (odds) model calculation shows that the bid value design significantly influences the results, and proves the significance of the bid value deviation to CVM research. The income factor has negative flexibility, age factor has a positive effect while educational factors show points alienation. Different from the natural resources which have both entity attributes and property rights only, the non-use values composition ratio of these two cases are approximately equal, in which the option value is minimum. This shows the morphological attributes and property right arrangement of resources have significant influence. Looking at the morphological attributes and property right arrangement attributes of resources has positive significance to non-use value composition ratio.

Key words: CVM; WTP; composition ratio; influencing factors; Shangsi Festival; Detian waterfall