
不完全责任归属与买卖不同价

全世文*

内容提要 “买卖不同价”是新古典经济学和行为经济学的经典问题,在大量直接价值评估方法中被广泛证实。本文将买卖不同价问题拓展到以选择实验为代表的间接价值评估方法中。从新古典福利经济学出发,结合行为经济学对买卖不同价做出的解释,本文指出,当产权或责任归属未被提前声明时,个体以其主观认知的不完全产权归属为参照点形成非对称偏好,进而影响行为决策。给定不完全产权或责任归属,间接方法得到的评估价值对每个被试者都具有支付意愿和受偿意愿的双重内涵。本文以扶贫产品标签和有机食品标签为例设计选择实验,在两个标签中都证实了以不完全产权归属为参照点的支付意愿和受偿意愿存在显著差异。评估价值在消费者之间的差异随着消费者责任归属认知差异的扩大而增加。以上结论对非对称偏好理论中参照点的形成具有启示意义。此外,本文建议在应用间接方法开展价值评估时向被试者追加询问关于产权或责任归属认知的问题,用来检查并处理可能由非对称偏好引起的偏差。

关键词 责任归属 买卖不同价 支付意愿 选择实验 参照依赖

一 引言

建立在新古典福利经济学基础上的价值评估方法可以划分为直接方法和间接方法两类(Mitchell and Carson, 1989; Freeman *et al.*, 2014)。前者在陈述偏好方法体系中

* 全世文:中国社会科学院农村发展研究所 北京市建国门内大街5号 100732 电子信箱:quanshiwen@163.com。

作者感谢国家社科基金项目“中国城乡居民食物消费收敛性研究”(24BJY175)和国家社科基金青年项目“我国城乡居民食品可持续消费行为研究”(18CJY014)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见。当然,文责自负。

以条件价值评估(Contingent Valuation)方法为代表,被试者需要直接在评估对象和某个货币化价值之间进行权衡并做出决策。后者以选择实验(Choice Experiment)方法为代表,被试者需要在多个构造的产品之间进行选择,从而间接推算出评估对象的货币化价值。自从陈述偏好方法被提出以来,应用研究的核心问题是方法效度问题,即如何保证在实验情景中根据被试者陈述信息估算的偏好能够尽可能地反映消费者在现实情景中的真实偏好(Louviere *et al.*, 2000; 全世文, 2016)。陈述偏好方法在应用过程中被陆续发现并证实存在一系列偏差,经济学家在不断理解和纠正这些偏差的基础上逐渐完善方法应用的操作规范,使陈述偏好方法在包括环境价值评估和食品需求分析在内的多个领域都得到了广泛应用。

近半个世纪以来,大量经验研究反复证实采用条件价值评估方法得到的支付意愿(WTP)和受偿意愿(WTA)之间存在显著差异(Brown and Gregory, 1999),即买价不等于卖价。“买卖不同价”问题被理论和应用经济学家所重视,成为偏好理论和价值评估领域经久不衰的研究话题。综合现有研究的进展,支付意愿和受偿意愿存在差异的原因可以被归纳为三类。第一,新古典经济理论认为两者的差异来自收入效应和替代效应(Hanemann, 1991)。第二,行为经济理论将两者的差异归因于损失厌恶、禀赋效应、参照依赖、现状偏差、道德责任的非对称性等认知心理因素(Kahneman *et al.*, 2004; Hammitt, 2015; 许志华等, 2021)。第三,另外一些应用研究认为两者的差异并不主要来自认知心理或经济理论,而是源于实验方法设计存在不合理的激励机制,导致被试者做出了违背其真实偏好的策略性陈述(Horowitz and McConnell, 2002; Carson and Groves, 2007)。总体上看,这三类原因解释的差异幅度依次从小到大。前两类原因从理论上支持了支付意愿和受偿意愿存在差异的合理性,但合理的差异在实践中通常不应该表现出非常大的幅度。大幅差异一般由第三类原因引起,表现为一种不合理的偏差或错误,相应地,应用条件价值评估方法开展价值评估时必须重视实验设计的激励相容性。

值得注意的是,理论和应用经济学家对支付意愿和受偿意愿之间差异的大量研究都集中在直接价值评估方法,而几乎没有延伸到间接方法。这是因为采用间接方法评估价值的逻辑与直接方法有所不同。应用条件价值评估方法需要提前选定价值度量方式:支付意愿还是受偿意愿,即“买”还是“卖”。价值度量方式反映了隐含的权利或责任^①归属问题(Freeman *et al.*, 2014)。相应地,提前向被试者声明价值度量方式是直接

① 原文使用的是表述是“义务”(Obligation),而非“责任”(Responsibility)(Freeman *et al.*, 2014)。本文所述的责任主要是一种道德责任或社会责任,强调德性义务的非完全性和非强制性。

价值评估方法操作过程中的基本程序。这一程序在论证损失厌恶和禀赋效应的经典研究中也严格参照执行(Tversky and Kahneman, 1991; Kahneman *et al.*, 2004)。而在选择实验方法中,研究者并不需要提前选定价值度量方式,价值估计量间接地通过产品属性之间的边际替代率计算得到(Holmes *et al.*, 2017)。在产品之间进行权衡的问题形式意味着选择实验并不需要将评估对象的产权或责任归属作为情景设定中的一个信息提前向被试者声明^①。相应地,采用选择实验方法评估的价值本身既不是支付意愿(买价)也不是受偿意愿(卖价),而只是一个没有隐含任何权利或责任归属的货币价值量。

但是,选择实验的应用研究仍然大量采用了“支付意愿”或“受偿意愿”的表述,这种表述甚至在方法操作的规范手册中也被默认使用(Holmes *et al.*, 2017; Mariel *et al.*, 2021)。研究者采用这种表述本质上只是对价值评估结果的一种解释,而非真正采用了表述背后对应的价值度量方式。在没有提前声明产权或责任归属的情况下,选用何种表述建立在研究者自身对评估对象产权归属合理性的理解之上。这显然不同于在条件价值评估方法中被试者被提前声明陈述支付意愿还是受偿意愿的情形。如果选择实验的被试者关于评估对象的产权或责任归属具有不同认知,那么,评估价值事实上同时包括了支付意愿和受偿意愿两种价值度量方式表达的内涵,分别适用于产权或责任认知不同的两类被试者。

在以选择实验为代表的间接价值评估方法中,是否仍然存在支付意愿和受偿意愿不相等的问题?回答该问题对价值评估理论及其方法应用都具有重要意义。如果“买卖不同价”仍被证实,那么现有经济理论对两者差异合理性的解释可以进一步得到佐证,但在应用间接价值评估方法时就不得不考察产权或责任归属问题,否则就意味着评估结果可能有偏。反之,如果“买卖不同价”未被证实,那么可以认为选择实验中的支付意愿和受偿意愿满足对称性假设,但现有经济理论关于两者之间差异的经典解释就会受到挑战。

从目前的研究进展来看,只有很少文献在间接价值评估方法中讨论支付意愿和受偿意愿的差异,而这些研究无一例外地采用了向被试者提前声明产权归属的分组实验设计方法来识别支付意愿和受偿意愿(Grutters *et al.*, 2008; Koetse and Brouwer, 2016)。这种技术路线相当于把早期在条件价值评估方法中检验支付意愿和受偿意愿是否存在差异的思路无差别地套用到了选择实验中。在间接方法中提前声明产权归属的操作不仅缺乏必要性,而且多数应用研究也不应该加入这一环节。本文采用

^① 选择实验的操作规范也并不要求向被试者提前声明产权或责任归属(Holmes *et al.*, 2017)。

一种新的思路在间接价值评估方法中识别支付意愿和受偿意愿,并检验其差异。在不影响选择实验现行操作规范的前提下,本文借助消费者认知的责任归属对价值评估结果做出区分。这一信息既可以在传统模型估计结果的基础上被后验性地用来对消费者进行分组从而识别支付意愿和受偿意愿;也可以被先验性地用来修正传统模型,从而直接识别支付意愿和受偿意愿。

在间接价值评估方法中验证买卖不同价现象同样需要选择合适的价值评估对象开展实验设计。经验研究普遍发现,熟悉真实市场和拥有交易经验有助于降低策略性行为发生的概率,从而缓解支付意愿和受偿意愿之间由激励不相容因素引起的差异(Brown and Gregory, 1999; Tunçel and Hammitt, 2014)。也就是说,以市场产品为载体进行价值评估有助于将买价和卖价之间的差异尽量限制为由经济理论支持的合理差异。因此,本文选择可持续食品属性作为价值评估对象。一方面,可持续食品属性以食品为载体,通常表现为消费者可以识别的食品标签,而食品则是消费者最熟悉的一类市场产品。另一方面,如后文所述,可持续消费同时包括了亲社会性和亲环境性消费,这有助于在同一框架下对两类不同的食品标签开展价值评估,从而检验支付意愿和受偿意愿的差异在评估对象方面是否稳健。

二 理论与假说

(一)产权或责任归属与价值度量方式

考虑消费者对食品 x 的需求。根据 Lancaster(1972)提出的特征效用理论,设 x 由一个 K 维的食品属性(包括价格)向量 $A = (A_1, A_2, \dots, A_K)$ 进行定义,即 $x = x(A)$ 。对某个反映可持续特征的食品属性 A_k 进行价值评估:消费者需要在 $x^0 = x(A^0)$ 和 $x^1 = x(A^1)$ 之间进行选择,其中, A^0 (包括非可持续的 A_k^0)和 A^1 (包括可持续的 A_k^1)分别表示两种不同的属性水平。不失一般性,令 x^0 表示(不具有可持续属性的)普通食品, x^1 表示具有可持续属性的食品。简单起见,假设消费者用于食品 x 的支出份额非常小,食品属性 A 并不影响消费者对 x 的消费量。那么,新古典经济学对食品属性从 A^0 变化为 A^1 引起的福利变化的货币化计量可以采用补偿变差(Compensating Variation, CV)和等效变差(Equivalent Variation, EV)两种方法;两者都以希克斯补偿需求函数 $v(y, A)$ 为基础,其中, y 表示收入。于是,补偿变差和等效变差分别是(1)式和(2)式的解,

$$v(y - CV, A^1) = v(y, A^0) \equiv u^0 \quad (1)$$

$$u^1 \equiv v(y, A^1) = v(y + EV, A^0) \quad (2)$$

根据Freeman *et al.*(2014)所述, CV 和 EV 分别由 u^0 和 u^1 进行定义,两者分别计量属性水平发生变化时个人福利保持为初始的 u^0 水平和保持为变化后的 u^1 水平所需要的收入(或支出)变化。 CV 和 EV 本质上反映了与可供选择的食品属性有关的隐含权利或责任归属。 CV 假设消费者有权利维持对 $x(A^0)$ 的消费,而没有权利消费 $x(A^1)$;反之, EV 假设消费者有权利消费 $x(A^1)$,若改为消费 $x(A^0)$,则消费者必须得到补偿(或进行支付)。隐含的产权或责任归属与价值度量方式之间的关系如表1所示。

表1 福利变化的价值度量隐含的产权或责任归属^①

度量方式	产权或责任归属	福利上升($u^1 > u^0$)	福利下降($u^1 < u^0$)
补偿变差(CV)	变化前 (非可持续属性)	情形1:为获取而支付 $WTP = CV > 0$	情形3:为接受而受偿 $WTA = -CV > 0$
等效变差(EV)	变化后 (可持续属性)	情形2:为放弃而受偿 $WTA = EV > 0$	情形4:为避免而支付 $WTP = -EV > 0$

资料来源:参考Freeman *et al.*(2014)第56页整理。

在新古典经济学的框架下,如果消费者对食品属性 A 的需求收入弹性为零,则马歇尔需求曲线和希克斯补偿需求曲线重合, CV 和 EV 在价值量上相等。也就是说,当收入效应非常小时,支付意愿和与其同等权利所要求的受偿意愿之间的差别可以忽略不计。对应的科斯定理是:当收入效应和交易成本可以忽略不计,资源配置与产权安排无关。由于大量经验研究观察到卖价明显高于买价,而收入效应和交易成本并不足以解释这种现象,所以,经济学家后续的任务就是为产权归属与资源配置之间的联系寻找新的解释(Kahneman *et al.*, 2004)。目前,被广泛接受的一些理论解释包括:损失厌恶、禀赋效应、参照依赖、现状偏差,这些解释的基本逻辑是根据认知心理学提供的证据来修正经济学中“偏好”这个形而上学构建的基本形态,将其从对称的修正为非对称的。非对称偏好意味着,个体对(潜在)权利变化引起损失的厌恶高于对(潜在)权利变化带来收益的喜好。或者,个体在“卖出”状态下承担的道德责任大于“买入”状态下承担的责任(Boyce *et al.*, 1992; Anderson *et al.*, 2000)。据此,无论福

① 在科斯定理和价值评估领域中,任何一种产权界定都对应着相应的义务或责任界定,这是权利与义务对等原则的体现。假设可持续食品属性能够带来福利上升,若消费者不拥有可持续属性的产权,则消费者承担可持续属性所承载的公共物品的道德责任,即消费者需要通过支付来获取可持续属性;若消费者拥有可持续属性的产权,则消费者不承担可持续属性所承载的公共物品的道德责任,即消费者需要获得补偿来弥补可持续属性的损失。

利上升还是下降,受偿意愿总是倾向于超过支付意愿。

以条件价值评估为代表的直接方法在分析消费者对食品属性 A_k 的需求时,要求价值度量方式在同一个实验中能且只能在表1规定的四种情形中选择一种。因此,研究者向消费者描绘的决策情景必须声明三类信息用来锁定某一种度量方式:①可持续属性 A_k 的含义及其两种形态, A_k^0 和 A_k^1 ;②从 A_k^0 到 A_k^1 的变化所对应的福利变化方向;③支付意愿还是受偿意愿。其中,信息①定义了评估对象本身从无到有的两种水平;信息②相当于明确了 A_k 的变化会对消费者福利产生影响,即评估对象是有价值的(正或负);信息③等同于规定了消费者关于 A_k 两种形态的权利或责任归属,即消费者是否有权利或责任消费可持续食品。

在给定信息①以后,信息②和③都是由实验设计者规定,而非由作为实验对象的消费者选择。这就可能带来两个潜在问题,一是规定的福利变化方向与消费者偏好方向并不一致,二是价值度量方式(背后对应的产权或责任归属)并不被消费者接受。首先,两者都可能导致消费者拒绝回答或“零值”问题,该问题随后也成为了应用研究者需要谨慎克服的问题。其次,支付意愿和受偿意愿通常并不相等,即产权或责任归属会影响价值评估结果。那么,研究者应该声明何种产权或责任归属?该问题并没有得到经济学家的回答^①,而被认为是一个伦理问题,它取决于对公平性的价值判断(Freeman *et al.*, 2014)。

相比之下,以选择实验为代表的间接方法并不要求价值度量方式只能锁定为四种情形中的一种。选择实验的决策情景只需要声明信息①,即介绍属性 A_k 的含义与水平,而不需要(在多数情况下也不应该)声明信息②和③。因此,从福利变化的方向来看,除非研究者在估计模型时施加约束条件,否则,可持续食品相较于普通食品既可能使消费者福利上升,也可能使福利下降。而且,因为没有规定产权或责任归属,所以消费者会根据自身对食品可持续属性的产权或责任归属的认知来做出判断,而不同消费者的认知很可能存在差异。也就是说,没有规定信息②和③恰恰在客观上赋予了消费者自主选择的权利,既避免了福利变化的规定方向和消费者偏好方向不一致,也避免了声明的产权归属与消费者认知不一致^②。后验性的估计结果同时蕴含

① 在环境价值评估领域,被普遍接受的理念是,福利上升应被视为收益,宜采取支付意愿进行测度;福利下降应被视为损失,宜采取受偿意愿进行测度(Nguyen *et al.*, 2021)。正如表1所示,这种观念事实上规定了个体的初始权利或责任是维持环境现状(Status Quo)。

② 这也是选择实验方法被认为优于条件价值评估方法的一个原因,选择实验从问题形式上避免了“拒绝回答”和“零值”问题。

了消费者对食品可持续属性先验性的偏好方向和产权归属认知的信息。因此,同一个选择实验的价值评估结果在理论上可能同时包括了表1中的四种度量方式。如果行为经济理论关于支付意愿和受偿意愿差异具有一般合理性的解释在间接评估方法中仍然有效,那么结合表1中定义的四种情形,可以提出假说1:

假说1:采用选择实验方法对食品可持续属性的价值评估结果在以下两类消费者中存在显著差异。第一类消费者是对食品可持续属性不拥有产权的消费者(对可持续属性承担责任的消费者);第二类消费者是对食品可持续属性拥有产权的消费者(对可持续属性不承担责任的消费者)。如果食品可持续属性的提供改善了消费者福利,则前者小于后者;如果食品可持续属性的提供导致消费者福利下降,则后者小于前者。

(二)道德权利和责任的不完全特征

德国哲学家普芬道夫以“承诺”为例将人类的一般权利(一般义务)划分为完全权利(完全义务)和非完全权利(非完全义务),划分的标准在于权利或义务的实现过程是否需要借助外在权威者施加强制力^①。在此基础上,康德将义务划分为法权义务和德性义务,前者对应于消极的完全义务,是一种狭义的责任,后者对应于积极的不完全义务,是一种广义的责任^②。道德权利和道德责任(社会责任)都来自个人的自主权,即行动的自由意志,而不是来自社会强加的、他律性的法律规定,即道德责任的责任权不是来自法律塑造的权威,而是来自责任主体内在的“准则的力量”或“自我强制”的道德力量。

显然,新古典经济学定义的 CV 和 EV 所对应的产权或责任归属分别属于完全权利或完全责任。即使价值评估对象本身更多地涉及道德范畴而非法律范畴、公共物品范畴而非私人物品范畴,根据科斯定理,只要可以忽略收入效应和交易成本,价值度量的结果就只依赖于产权的明确,而不依赖于产权的归属。也就是说,道德权利和责任归属的公平性或正当性问题属于伦理学考察的内容,而经济学从配置资源的目标出发,只要求将不完全权利和义务转化为明确的完全权利和义务。新古典经济学正是在这一基础上为价值评估提供了理论支撑。从形式上看, CV 和 EV 要求产权或责任归属满足排中律,即不能将单一客体的产权或责任在多个主体或群体之间进行分配。据此,消费者不可能也不应该同时对“可持续属性 A_k ”和“非可持续属性 A_k^0 ”拥

① [德]普芬道夫:《人和公民的自然法义务》,鞠成伟译,北京:商务印书馆,2010年,第117-119页。

② 李秋零:《康德著作全集·第6卷》,北京:中国人民大学出版社,2007年,第225、402页。

有产权或责任。那么,上文提出的假说1实际上建立在完全权利或完全责任的假设基础之上,对两类消费者的划分同时满足分类的完备性和互斥性。

明确完全权利和完全义务在法律范畴内无可厚非,但在道德范畴内却并不适合。无论是追溯性的,还是前瞻性的,判断个体是否应当就某个客体承担责任有两个前提条件:一是个体拥有自主权,尤其是拥有选择回避的自主权,二是个体行动与客体之间是否存在因果关系(Braham and van Hees, 2018)。就可持续消费所涉及的道德内涵而言,根据这两个条件,消费者都不应该承担完全责任。首先,现有研究普遍拒绝了两种传统的极端化立场:一是主权消费者立场,即市场经济完全由消费者的自主决策所驱动,生产者和市场只能被动地对消费者偏好做出反应;二是弱势消费者立场,即消费者是没有影响力和发言权的被动参与者,其偏好被媒体所操纵,由社会权力强加而形成(Hansen and Schrader, 1997)。取而代之的是一种折中的、温和的立场,即生产者和消费者均不能单独地完全主导市场,两者的行为是结构性的,受到各种正式和非正式制度的影响(Brinkmann, 2007)。其次,在全球化的背景下,可持续发展依赖多元主体的参与,行为主体与(非)可持续的后果在空间和时间上的关联越来越遥远,不同的因果链条之间也存在复杂的相关性,因此,难以将(非)可持续后果的追溯责任或预期责任完全分配于单一主体或群体。

据此,消费者对食品可持续属性的选择虽然表现为离散形式,但消费者需要对可持续属性承担的道德责任却表现为一个分配比例的连续形式^①。完全承担责任和完全不承担责任的二元分类方法既不符合责任伦理学的一般原则,也不符合经验现实,所以,假说1中关于消费者的两个分类事实上并不满足完备性条件。而行为经济理论关于支付意愿和受偿意愿存在差异的解释建立在完全产权的基础之上,如果这些解释在不完全道德权利或责任领域同样适用,就可以进一步提出:

假说2:采用选择实验对食品可持续属性的价值评估结果在两类消费者之间存在的差异会随着两类消费者关于可持续属性承担道德责任差距的扩大而提高。

假说2沿用了假说1中关于消费者的两个分类;区别在于,假说1中的分类是基于完全权利或责任的分类,而假说2中的分类是基于不完全权利或责任的分类。为了满足分类的完备性和互斥性,假说1和假说2要求存在一个针对不完全权利或责任

^① 当然,给定道德权利或责任的不完全特征,消费者应当在多大程度上对可持续属性承担责任仍然是一个规范问题或者伦理学问题。本文根据消费者认知的责任分配来开展价值评估是一个实证问题,消费者认知的责任归属本身是否正当或合理并不在本研究的考察范围以内。

的分类标准。一个直观的标准是50%,即道德责任承担比例低于和不低于50%的消费者分别属于第一类和第二类消费者。当然,假说2涉及的样本间差异并不必须建立在对消费者进行二元分类的基础之上,而是可以推广到任意样本,即评估价值在任意两个消费者之间存在的差异都会随着这两个消费者关于可持续属性承担道德责任差距的扩大而提高。

(三)基于不完全产权或责任的价值度量

上文的讨论以估算得到食品可持续属性的价值评估结果为前提,而选择实验方法传统的估算过程仍然建立在(1)式和(2)式对应的完全权利或责任的基础之上。给定完全权利或责任假设,假说1依据偏好方向和责任归属后验性地赋予了每个被试者的价值评估结果以支付意愿或受偿意愿的内涵。但是,在不完全权利或责任的假设下,假说2实际上并无法将每个被试者的价值评估结果赋予某种单一价值度量方式的内涵。

从价值评估方法的操作程序来看,提前向被试者声明产权或责任归属的程序在提高内部效度的同时弱化了外部效度。这一程序相当于用一个“专制”的要求来提高样本内部关于可持续消费的完全权利或责任的认知一致性。其缺陷在于,规定的完全责任归属与现实情景中的(不)完全责任归属可能并不一致。因此,如果产权或责任归属影响价值评估结果,那么价值评估结果的外部效度就会受损。相比之下,不向被试者声明产权或责任归属的做法把道德权利或责任的分配权还给了被试者,由此使权利或责任的归属得以内化到被试者的决策过程中。这种不施加干预的操作与现实情形更加吻合,保证了评估结果的外部效度,但会遭遇被试者关于责任归属的认知不一致的情形。同样地,如果产权或责任归属影响价值评估结果,在价值评估过程中忽略产权或责任归属认知的不一致性就会使评估结果的内部效度受损。为了保证间接评估方法的内部效度,就需要基于不完全产权或责任的假设重新修正价值度量方式:

$$u^r \equiv v(y, A^r) = v(y + EV^r, A^0) \quad (3)$$

$$v(y - CV^r, A^1) = v(y, A^r) \equiv u^r \quad (4)$$

设某个特定消费者对食品可持续属性认知的道德责任承担比例为 $r, \forall 0 \leq r \leq 1$,则其对食品可持续属性认知的不完全产权比例为 $1 - r$ 。虽然食品属性在现实中仅存在 A^0 和 A^1 两种形态,但从不完全产权或责任出发,假设存在一种中间形态的食品属性 $A^r = (1 - r) \cdot A^1$,这种形态对应的消费者效用为 $u^r \equiv v(y, A^r)$ 。在实践中,可以理解为消费者期望持有 $x(A^1)$ 和 $x(A^0)$ 的比例分别为 $1 - r$ 和 r ,即 $u^r = ru^0 + (1 - r)u^1$ 。根

据参照依赖理论, u' 从形式上可以被近似理解为一个基于外生期望值而构建的参照点(Kőszegi and Rabin, 2006; O'Donoghue and Sprenger, 2018)。食品属性从 A^0 到 A^1 的福利变化可以被拆分为两个部分之和:从 A^0 到 A^r 和从 A^r 到 A^1 的福利变化。这两个部分的价值度量均可以参照(1)式和(2)式采用 CV 和 EV 两种方式。在不完全产权或责任的初始状态下,价值度量方式并不由 u^0 或 u^1 进行定义,而是由 u' 进行定义。从 A^0 到 A^r 的福利变化需要通过(3)式的等效变差 EV^r 进行度量,而从 A^r 到 A^1 的福利变化则需要通过(4)式的补偿变差 CV^r 进行度量。据此,对每个承担不完全产权或责任的消费者而言,食品可持续属性的评估价值同时包括了支付意愿和受偿意愿的双重内涵。

当 $r = 1$ 或 $r = 0$ 时,(3)式和(4)式分别退化为完全产权或责任下的价值度量,即(2)式和(1)式。当 $0 < r < 1$ 时, EV^r 和 CV^r 的取值都不等于0:在福利上升时,两者都大于0;在福利下降时,两者都小于0。假设效用函数不存在Tversky and Kahneman(1992)定义的敏感性递减特征,即参照点两侧的收益和损失都是线性的,那么,依据 EV^r 和 CV^r 可以分别推算从 A^0 到 A^1 的福利变化的货币化计量为 $EV^r/(1-r)$ 和 CV^r/r 。从损失厌恶引起支付意愿和受偿意愿的非对称性出发,可以提出:

假说3: $|EV^r|/(1-r) \neq |CV^r|/r$ 。如果食品可持续属性的提供改善了消费者福利,则 $|EV^r|/(1-r) > |CV^r|/r$;反之,则 $|EV^r|/(1-r) < |CV^r|/r$ 。

不同于现有研究将消费者实际购买产品的现状或者干预信息作为初始禀赋或参照点的做法,假说3首先揭示了消费者以不完全初始产权归属(对应于不完全责任归属)作为参照点而形成非对称偏好。其次,如果非对称偏好得以证实,那么,忽略产权归属的传统模型得到的价值评估结果就可能有偏。忽略产权归属等同于假设对称偏好,所以,传统模型得到的价值评估结果在理论上应该是 $EV^r/(1-r)$ 和 CV^r/r 的一个折中,其是否等于 $EV^r + CV^r$ 尚有待验证。显然,当假说3被证伪时,两者应该近似于相等;或者,当样本关于 r 的认知一致性非常高且 r 都同时趋近于1或0时,两者也应该接近于相等。

假说4: 忽略产权归属得到的价值评估结果 $\neq EV^r + CV^r$ 。

对假说4的检验将要回答在选择实验方法中忽略产权或责任归属是否以及在多大程度上会导致价值评估结果存在偏差,从而说明在选择实验的应用实践中是否有必要将产权或责任归属作为先验信息纳入其操作规范。

三 实验设计

(一)食品可持续消费的背景与概念

本文以可持续食品属性为价值评估对象设计选择实验。国际社会的一个基本共识是,现行消费模式具有不可持续性和不合伦理性,能源和原材料被过度消耗、生态环境压力持续加重、不平等问题逐渐加剧(Lorek and Vergragt, 2015)。探索实现可持续的消费与生活模式将是人类社会发展的必然选择。这种消费模式被称为“可持续消费”“责任消费”“道德消费”“低碳消费”等等。尽管这些概念的内涵不完全一致,但它们都强调改变传统消费观念和消费行为对于实现可持续发展具有重要作用。这些概念有两个重要外延,分别是亲社会性消费和亲环境性消费,前者强调对人和社会的道德关怀,后者强调对生态和自然环境的道德关切(Gupta and Singh, 2020)。本文同时关注这两类可持续消费行为。

本文选择两类可持续消费行为的代表分别是“购买扶贫产品”和“购买生态产品”,消费者可以通过识别“扶贫(产品)标签”和“生态标签”发生相应的购买行为。其中,扶贫产品是指由贫困地区或贫困人口参与生产或提供的产品,购买扶贫产品是中国特有的一种公益性消费行为,其微观动机是消费者扶贫、助贫的道德责任。生态产品是指在生产、加工与流通过程中注意维护生态安全、保护环境质量、尊重自然规律的产品。其中,生态食品通常强调在食品生产过程中对农药、化肥、激素、添加剂等的规范使用、选择性使用或禁止使用,相应地,生态标签包括“绿色食品”“有机食品”“(原)生态食品”等。本文选择有机食品标签作为生态标签的代表。消费者购买生态产品的微观动机是保护生态环境的道德责任,就有机食品而言,购买动机还可能包括对食品质量和安全的关切。

(二)选择实验设计

本文的实验设计需要实现两个直接目标,一是采用选择实验方法估算两种可持续食品标签的价值,二是获取消费者对食品标签对应的公共物品的道德责任承担比例。

首先考虑选择实验设计。从食品普及程度出发,同时考虑到分析结果对特定食品的敏感性,本文选择大米和鸡蛋两种初级农产品用来设计选择实验。在市场情景中,扶贫产品和有机食品表现为两套独立的价值体系,设立目标和消费动机都有所不同。而在陈述偏好方法中,评估对象嵌入实验情景的方式可能会对价值评估结果产生影响

(Kahneman and Knetsch, 1992; 全世文与黄波, 2016)。实验设计的第一个步骤是选择产品属性。为避免分析结果对嵌入结构的敏感性, 本文分别对两种农产品各设计三组选择实验。如表 2 所示, 第一组和第二组实验依次仅引入扶贫产品标签和有机食品标签, 第三组实验同时引入两个标签。除此以外, 三组实验都引入价格属性用来测度可持续属性的货币化等价, 考虑到消费者认知的食品可持续属性价值可能隐含了食品本身的功能性价值, 所以三组实验还引入了质量等级属性用来控制功能性价值。

表 2 选择实验的分组设计方案

	第一组	第二组	第三组
属性选择			
扶贫产品标签(2个水平:有、无)	√		√
有机食品标签(2个水平:有、无)		√	√
质量等级(3个水平:特级、一级、二级)	√	√	√
价格(4个水平)	√	√	√
设计方案			
正交实验设计	2×3×4	2×3×4	2 ² ×3×4
选项数量	12	12	12
选择情景数量	6	6	6

实验设计的第二个步骤是定义属性水平。可持续属性设定为 2 个水平:“有标签”和“无标签”, 分别对应于可持续食品和普通食品。质量等级属性设定为 3 个水平:特级、一级和二级。价格属性设定为 4 个水平:基准价格、基准价上浮 1/3、基准价上浮 2/3、基准价降低 1/3, 其中, 基准价格和调整比例参考市场预调查得到的食品价格分布进行设定。大米和鸡蛋的基准价格分别设定为 3.8 元/斤和 4.6 元/斤。

实验设计的第三个步骤是构造虚拟产品选项, 并进而构造选择集。根据上一步骤定义的属性水平, 第一组和第二组实验对应于 3 因素混合水平的设计, 第三组实验对应于 4 因素混合水平的设计。本文采用正交设计方案, 三组实验分别可以生成 12 个产品选项, 在此基础上, 根据效用平衡原则配对生成 6 个选择情景。为了避免由强制选择导致的偏差, 每个选择情景中增加一个“都不选择、保持现状”的选项, 该选项对应的属性水平被设定为消费者在真实市场中购买食品的属性水平。

问卷通过提示性的询问获取消费者的真实购物信息, 然后, 将调查对象随机分配进 3 个实验组中的一组。在进入实验情景以前, 问卷向消费者介绍了“扶贫产品”标

签、“有机食品”标签和质量等级的内涵,并将两类标签的常见形态予以展示^①。实验中的选择情景被随机排序用来回避可能存在的“排序效应”。

其次考虑关于道德责任承担比例信息的获取。问卷设计了以下两个问题用来分别询问消费者对两类可持续属性主观认知的道德责任承担比例。

问题1(承担扶贫助贫的道德责任比例 r_{pow}):“作为消费者,购买扶贫产品有助于贫困地区、贫困人口实现脱贫和发展。那么,您认为普通消费者群体在多大程度上(%)有责任或义务帮助贫困地区、贫困人口实现脱贫和发展?”

问题2(承担保护生态环境的道德责任比例 r_{org}):“作为消费者,购买有机食品有助于减少农业生态污染,保护自然环境。那么,您认为普通消费者群体在多大程度上(%)有责任或义务帮助减少农业生态污染,保护自然环境?”

与表2的实验组相对应,问题1设置在第一组和第三组实验,问题2设置在第二组和第三组实验。两个问题的答项都采用了标注百分比的滑动条形式进行设计(见图1),在区间范围相对应的位置,滑动条下方通过文字介绍了责任承担比例对应的幅度。据此,消费者可以在“不承担任何责任”和“承担全部责任”两种完全责任归属状态之间做出关于责任承担比例从0到100%的选择。

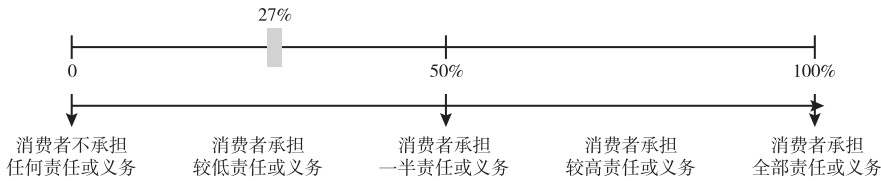


图1 消费者回答承担道德责任比例的滑动条设计

四 方法与数据

(一)研究方法

检验假说1和假说2的技术路线如下:首先,在不考虑产权或责任归属的情况下按照标准程序对选择实验的数据进行估计,并进一步计算个体层面上的两个可持续属性的价值;其次,选用适宜的统计方法分析道德责任分配比例与可持续属性价值之

^① 目前,各地关于扶贫产品的认定标准并不统一,扶贫产品也缺乏统一样式的标识,本文将添加有“扶贫”“助贫”相关字样的产品均认定为扶贫产品。相比之下,有机食品的认证程序更加统一,相关的标识主要有“有机食品”和“中国有机产品”两种样式。

间的关系,从而对两个假说进行检验。在(1)式和(2)式的基础上,假设线性效用函数为:

$$u_{njt} = \beta_{0n} + \beta_1 price_{njt} + \beta_{2n} pov_{njt} + \beta_{3n} org_{njt} + \beta_4 grade_{njt} + ASC_{nj} + \varepsilon_{njt} \quad (5)$$

(5)式定义了一个典型的随机效用函数。其中,下标 n, j, t 分别表示消费者、产品选项、选择情景。 $price, pov, org$ 和 $grade$ 依次表示4个食品属性(见表2):扶贫产品标签、有机食品标签、质量等级及价格,系数 β 表示与其对应的偏好参数或边际效用。为了得到服从正态分布的评估价值, β_{2n} 和 β_{3n} 被定义为随机参数并假设其服从正态分布, β_1 被定义为固定参数,预期 $\beta_1 < 0$ 。简单起见,质量等级属性对应的系数 β_4 也被定义为固定参数。 ASC 表示“都不选择”选项的特定常数,用来反映消费者的“现状偏好”。扶贫产品标签和有机食品标签对消费者 n 的价值可以通过可持续属性与价格属性之间的边际替代率计算得到: $w_{n,pov} = -\beta_{2n}/\beta_1, w_{n,org} = -\beta_{3n}/\beta_1$ 。根据前文的理论分析,在可持续属性改善消费者福利($\beta_{2n} > 0$ 或 $\beta_{3n} > 0$)的条件下^①,是否承担可持续消费的道德责任决定了 $w_{n,pov}$ 和 $w_{n,org}$ 对于消费者 n 而言属于支付意愿还是受偿意愿。

$$D_{n,org} = \begin{cases} 1, & \forall \beta_{3n} > 0, 1 \geq r_{n,org} \geq \underline{r} > 0.5 \\ 0, & \forall \beta_{3n} > 0, 0 \leq r_{n,org} \leq \bar{r} < 0.5 \end{cases} \quad (6)$$

$$w_{n,org} = \alpha_{0,org} + \alpha_{1,org} D_{n,org} + e_{n,org} \quad (7)$$

检验假说1首先可以采用组间均值检验方法。以有机食品标签为例,(6)式根据 r_{org} 将消费者分为两组,其中, $\underline{r}$ 和 $\bar{r}$ 分别表示界定消费者属于“承担责任(不拥有产权)”($D_{n,org} = 1$)的下限门槛和“不承担责任(拥有产权)”($D_{n,org} = 0$)的上限门槛。如果以 $r = 0.5$ 表示责任归属的中间状态,则对称性条件意味着两个门槛值满足 $\underline{r} + \bar{r} = 1$ 。于是,假说1可以表述为 $E(w_{n,org} | D_{n,org} = 1) < E(w_{n,org} | D_{n,org} = 0)$ 。均值检验也可以通过执行(7)式所示的一元回归转化为检验 $\alpha_{1,org} | (\underline{r}, \bar{r}) < 0$ ^②。在此基础上,假说2可以表

① 后文分析发现,扶贫产品标签和有机食品标签给大多数消费者带来了正效用,本文缺乏足够的样本用来检验假说1和假说3中关于可持续属性降低消费者效用的情形,下文仅讨论福利改善的情形。

② 根据自我效能理论,个体承担社会责任的意愿受到其对自身能力的感知或自信程度的影响,自我效能感和收入水平、受教育水平等社会统计特征所反映的个体特质密切相关。与此同时,大量经验研究发现消费者的支付意愿受到收入、教育等因素的显著影响。因此,(7)式的一元回归可能存在因遗漏变量导致的内生性问题。但是,本文提出的假说1和假说2并不要求论证因果关系。出于对分析结果稳健性的考虑,后文在(7)式和(8)式中引入收入、教育等消费者特征执行多元回归,得到的主要结论并未发生改变。

述为 $d(\alpha_{1,org})/d(\bar{r} - \bar{r}) < 0$ 。根据这一表述,可以选择不同门槛值($\bar{r}$, $\bar{r}$)定义分组变量 $D_{n,org}$,在相应的样本中依次回归(7)式并通过系数 $\alpha_{1,org}$ 的变化规律观察假说2是否成立。

$$w_{n,org} - w_{m,org} = \delta_{0,org} + \delta_{1,org}(r_{n,org} - r_{m,org}) + e_{nm,org} \quad (8)$$

为了更严谨地对假说2进行统计检验,将每个实验组内 $\beta_{3n} > 0$ 的消费者进行任意配对,并执行(8)式的回归。于是,假说2可以表述为: $\delta_{1,org} < 0$ 。通过对 $r_{n,org}$ 和 $r_{m,org}$ 追加不同的约束条件,(8)式的样本可以表达不同的含义。首先,约束 $r_{n,org} - r_{m,org} > 0.5$ 意味着仅选择在“承担责任(不拥有产权)”和“不承担责任(拥有产权)”两类消费者之间进行比较;其次,如果放松该约束为 $r_{n,org} - r_{m,org} > 0$,则意味着将比较的对象扩大到任意责任承担比例不相等的消费者之间。

$$u_{nji} = \beta_{0n} + \beta_1 price_{nji} + \beta_{2n}^+ (pov_{nji} - (1 - r_{n,pov}))|_{\geq 0} + \beta_{2n}^- (pov_{nji} - (1 - r_{n,pov}))|_{< 0} + \beta_{3n}^+ (org_{nji} - (1 - r_{n,org}))|_{\geq 0} + \beta_{3n}^- (org_{nji} - (1 - r_{n,org}))|_{< 0} + \beta_4 grade_{nji} + ASC_{nj} + \varepsilon_{nji} \quad (9)$$

对假说3和假说4的检验需要将道德责任承担比例引入选择实验的估计模型。以 A' 为基础,(9)式以不完全责任归属对应的不完全产权归属作为参照点将(5)式中消费者对可持续属性的对称偏好调整为非对称偏好。以有机食品标签为例,在福利改善的情况下, $\beta_{3n}^+ > 0$ 且 $\beta_{3n}^- > 0$,两者分别反映消费者在“承担责任减弱(产权归属加强)”和“承担责任加强(产权归属减弱)”两种状态下对有机标签的偏好。据此,以支付意愿和受偿意愿衡量的有机标签的价值分别为 $WTP_{n,org} = -\beta_{3n}^+/\beta_1$ 和 $WTA_{n,org} = -\beta_{3n}^-/\beta_1$,兼顾两种内涵的价值为 $w_{n,org}^* = -\left[r_{n,org}\beta_{3n}^+/\beta_1 + (1 - r_{n,org})\beta_{3n}^-/\beta_1\right]$,即支付意愿和受偿意愿以不完全产权归属为权重的加权平均。于是,假说3可以被表述为 $\beta_{3n}^- > \beta_{3n}^+$ 或 $WTA_{n,org} > WTP_{n,org}$ 。假说4可以被表述为 $\beta_{3n} \neq r_{n,org}\beta_{3n}^+ + (1 - r_{n,org})\beta_{3n}^-$ 或 $w_{n,org} \neq w_{n,org}^*$ 。

(二)调查实施与样本描述

本文采用的数据来源于笔者在2020年对北京市消费者开展的网络调查。近年来,随着移动互联网的快速普及,受益于成本低、时效快的特征,网络调查逐渐取代了传统的面对面调查,成为陈述偏好方法应用中最主要的调查手段。区域经济发展水平与移动互联网的普及率、可持续消费行为的发生率都密切相关。北京市党政机关、事业单位及国有企业相对集中,这些部门也是全面开展消费扶贫、助贫工作以来发挥牵头引领作用的主要消费团体(全世文,2021)。

网络调查问卷主要向被调查对象收集以下几个方面的信息:消费者的统计学特征、调查时点消费大米或鸡蛋的相关信息、关于可持续消费道德责任承担比例的认知、在6个实验情景中的选择。排除因违背偏好可传递性公理或者决策时长不合理而导致的无效问卷^①以后,网络调查合计收集有效问卷1618份。其中,以大米为对象的3个实验组样本量依次为289、295、302份;以鸡蛋为对象的3个实验组样本量依次为233、251、248份。表3汇报了调查样本的描述性统计特征。不同实验组的样本之间没有表现出系统性的差异。

表3 调查样本的描述性统计

变量	定义	大米			鸡蛋		
		第一组	第二组	第三组	第一组	第二组	第三组
<i>age</i>	年龄	34.765*** (5.542)	36.105*** (6.080)	35.669*** (5.647)	35.592*** (5.992)	34.892*** (5.270)	35.593*** (5.661)
<i>female</i>	性别,女=1,男=0	0.557 (1.118)	0.597 (1.216)	0.517 (1.032)	0.511 (1.020)	0.550 (1.102)	0.556 (1.116)
<i>marr</i>	婚姻状态,在婚=1, 其他=0	0.543 (1.088)	0.603 (1.231)	0.583 (1.180)	0.549 (1.100)	0.502 (1.002)	0.573 (1.155)
<i>edu</i>	受教育年限	14.865*** (5.178)	14.593*** (4.933)	14.288*** (4.457)	14.313*** (4.473)	14.590*** (4.734)	14.677*** (4.947)
<i>income</i>	月均收入水平 (千元)	9.676** (2.048)	9.242** (2.124)	9.611** (2.017)	9.133** (2.054)	9.032** (2.149)	9.478* (1.952)
<i>gov</i>	政府部门或事业单 位工作=1,其他=0	0.221 (0.531)	0.193 (0.489)	0.189 (0.482)	0.142 (0.407)	0.171 (0.452)	0.194 (0.490)
<i>r_{pov}</i>	扶贫道德责任归属	0.528** (2.120)		0.530** (2.112)	0.562** (2.257)		0.522** (2.260)
<i>r_{org}</i>	生态环境道德 责任归属		0.483* (1.924)	0.479* (1.955)		0.483** (2.064)	0.502** (2.041)
样本量		289	295	302	233	251	248

说明: *、**及***分别代表10%、5%及1%的显著性水平,后表同。汇报的统计量为样本均值,括号内表示t值;受教育年限通过受教育程度折算得到。

① 网络调查方法的一个劣势是由缺乏监督而引起非理性决策发生概率的上升,选择实验因为较高的信息负荷可能会加剧这一现象。为此,问卷中除了提前通过“廉价对话”予以说明以外,还设置了两方法用来筛查无效样本,一是增加一个选择集用来开展偏好可传递性公理的检验,违背这一公理被视为无效问卷,二是通过后台记录选择情景中的答题时长,答题时长过短也被视为无效问卷。

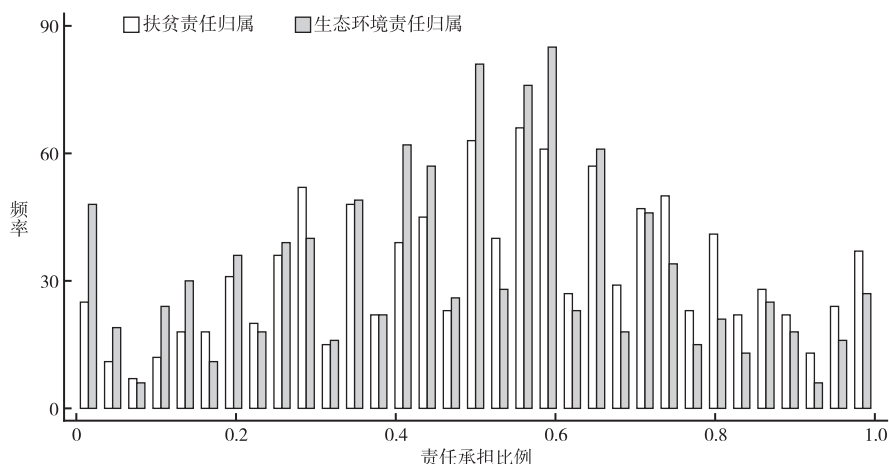


图2 消费者承担道德责任比例

总体上看,消费者对扶贫助贫和生态环境愿意承担的道德责任比较接近,前者略高于后者,两者在样本内的均值分别为53.47%和48.61%。图2描绘的直方图揭示了道德责任的不完全特征与经验事实相吻合。在扶贫助贫责任中,选择“不承担任何责任”和“承担全部责任”的样本量分别为21(1.96%)和28(2.61%);在生态环境责任中,选择两者的样本量分别为44(4.01%)和24(2.19%)。也就是说,这两种道德责任对绝大多数消费者而言都表现为不完全责任;相应地,消费者对可持续消费的产权也表现为不完全权利。据此可知,研究者在实验情境中规定完全权利或责任归属的做法与现实状况并不吻合。如果行为经济理论关于非对称偏好的解释广泛成立,那么,以选择实验为代表的间接价值评估方法就不能忽视道德权利或责任的不完全归属问题。

五 检验结果

(一)支付意愿和受偿意愿的后验性识别及其差异检验

对不同实验组的样本分别估计由(5)式定义的随机参数Logit模型,表4汇报了估计结果。各组样本都呈现出良好的拟合效果, R^2 达到了0.5以上。各模型的主要参数都统计显著,均值系数的符号与理论预期相一致:价格的边际效用为负,扶贫产品标签和有机食品标签的边际效用都为正。据此,可以认为被试者在实验情景中的决策过程基本符合理性决策的假设。对比可知,在3个实验组中,第三组样本的 R^2 较第一组和第二组更小,而且,第三组样本的均值系数的绝对值也比第一组和第二组更小。

这一差异说明嵌入结构的复杂度越高,实验中的信息负荷就越大,被试者的认知负担就越大,其决策过程的非理性程度可能就越强(全世文,2016)。同时,上述比较也说明,不同模型的误差存在“范围差异”,所以,在实验组之间直接比较偏好系数并不具有实际意义。此外,表4中各个模型的ASC项系数均未表现为正向显著,本文并未证实“现状偏好”的存在,同时也说明实验中的被试者并没有广泛地将选择“维持现状”当作一种非理性的策略性陈述。

表4 随机参数 Logit 模型的估计结果

变量	大米			鸡蛋		
	第一组	第二组	第三组	第一组	第二组	第三组
均值系数						
<i>price</i>	-2.727*** (-18.912)	-2.093*** (-22.880)	-1.391*** (-22.953)	-1.569*** (-19.302)	-1.322*** (-22.553)	-1.275*** (-21.238)
<i>pov</i>	1.352*** (8.773)		0.611*** (4.762)	0.693*** (4.870)		0.584*** (4.151)
<i>org</i>		0.915*** (8.334)	0.704*** (6.655)		0.893*** (8.061)	0.657*** (5.035)
<i>grade2</i>	-1.888*** (-11.138)	-1.016*** (-8.209)	-0.688*** (-6.352)	-1.937*** (-12.124)	-1.338*** (-10.735)	-0.798*** (-6.510)
<i>grade3</i>	-3.465*** (-15.277)	-2.121*** (-14.821)	-1.183*** (-8.590)	-3.334*** (-17.067)	-2.099*** (-15.234)	-1.305*** (-8.389)
<i>ASC</i>	-0.212* (-1.654)	-0.205* (-1.935)	0.048 (0.448)	0.116 (0.875)	0.086 (0.770)	-0.047 (-0.378)
标准差系数						
<i>pov</i>	1.110*** (5.970)		1.074*** (6.403)	0.990*** (5.624)		0.800*** (3.501)
<i>org</i>		0.615*** (3.095)	0.726*** (4.556)		0.615*** (3.837)	0.937*** (5.327)
平均价值						
w_{pov}	0.496		0.439	0.442		0.458
w_{org}		0.437	0.506		0.676	0.516
观测值	5202	5310	5436	4194	4518	4464
McFadden'R ²	0.692	0.631	0.504	0.626	0.547	0.526

说明:①观测值=样本量×6×3,其中,6表示选择情景的数量,3表示每个情景中产品选项的数量(含一个都不选择的选项),样本量见表3;②括号内表示估计系数对应的z值;③质量等级*grade*为分类变量,模型中的*grade2*和*grade3*分别表示“一级”和“二级”,基准组是*grade1*,表示“特级”;④第三组假设随机参数*pov*和*org*相互独立。

表4中计算的平均价值在大多数研究中被默认表述为支付意愿(Holmes *et al.*, 2017; Mariel *et al.*, 2021; 全世文, 2021)。例如,大米第一、二组的结果可以表述为“消费者对扶贫大米的平均溢价支付意愿是0.496元/斤,对有机大米的平均溢价支付意愿是0.437元/斤。”在更改了潜在的产权或责任归属假设以后,也可以将这一结果表述为受偿意愿,即“消费者放弃扶贫大米而接受普通大米的平均溢价受偿意愿是0.496元/斤,放弃有机大米而接受普通大米的平均溢价受偿意愿是0.437元/斤。”产权或责任归属的界定不同,评估价值对消费者的性质就不同。为了检验支付意愿和受偿意愿是否存在差异,首先根据Train(2003)介绍的贝叶斯方法在表4汇报的随机参数Logit模型的基础上计算出两类可持续属性对每个消费者的价值,然后参照(6)式根据陈述的道德责任分配比例对消费者进行分组,从而后验性地识别出评估价值对哪些消费者是支付意愿,对哪些消费者是受偿意愿,进而执行(7)式所示的回归。表5汇报了估计结果。

表5 评估价值对基于责任归属的分组变量回归结果

实验组	样本1 $\underline{r} = 1, \bar{r} = 0$	样本2 $\underline{r} = 0.9, \bar{r} = 0.1$	样本3 $\underline{r} = 0.75, \bar{r} = 0.25$	样本4 $\underline{r} = 0.51, \bar{r} = 0.49$
扶贫产品标签				
大米第一组	-0.058(-0.295)	-0.016(-0.217)	-0.048(-1.147)	-0.014(-0.499)
大米第三组	-0.007(-0.023)	-0.004(-0.031)	0.060(0.846)	0.011(0.235)
鸡蛋第一组	-0.045(-0.248)	-0.041(-0.418)	-0.059(-0.853)	-0.057(-1.299)
鸡蛋第三组	0.241*(2.275)	0.099(1.321)	0.035(0.665)	-0.031(-0.903)
有机食品标签				
大米第二组	-0.043(-0.911)	-0.025(-0.580)	0.0002(0.010)	-0.009(-0.685)
大米第三组	0.072(0.594)	-0.075(-1.124)	-0.007(-0.154)	-0.030(-1.095)
鸡蛋第二组	-0.084(-1.019)	-0.101(-1.563)	-0.063(-1.407)	-0.026(-0.996)
鸡蛋第三组	-0.240(-1.337)	-0.072(-0.704)	-0.083(-1.062)	-0.069(-1.453)

说明:①进入各模型的样本均为 $\beta_{2n} > 0, \beta_{3n} > 0$ 的样本;②表中汇报的估计系数为(7)式中的 α_1 ,也即两组样本的平均价值之差,括号内是根据稳健标准误计算的t值。

表5选择了由4组($\underline{r}, \bar{r}$)门槛值定义的分组样本分别回归(7)式。其中,样本1可以被理解为基于“完全权利或责任”的分类^①。根据表5汇报的结果,大多数分组的回

① 根据图2所示,选择完全责任归属的样本量整体偏少,基于样本1的检验结果可能在样本层面上存在较高的敏感性。

归结果均无法在5%的统计水平上拒绝 $\alpha_1 = 0$ 的原假设。仅有鸡蛋第三组的回归结果在5%的统计水平上无法拒绝 $\alpha_{1,pro} < 0$ 。据此,无法在统计层面上支持后验性的支付意愿和受偿意愿存在显著差异,即假说1未能被证实。但是,观察表5中的估计系数可知,在扶贫产品标签的16组回归中,有11组的系数为负,在有机食品标签的16组回归中,有14组的系数为负。也就是说,绝大多数分组回归的结果都显示,消费者对食品可持续属性的受偿意愿比支付意愿更高。在福利改善的情况下,这一结果与理论预期相吻合,只是两者之间的差异并未达到统计显著的程度。与此同时,随着 $(\underline{r}, \bar{r})$ 逐渐向中间状态(0.5,0.5)靠拢,在扶贫产品标签的回归中并没有发现 $\alpha_{1,org}$ 绝对值具有明显的下降趋势。相比之下,有机食品标签的组间差异的变化规律更为明显,样本1或样本2中的 $\alpha_{1,org}$ 绝对值明显高于样本3或样本4。也就是说,随着认知责任归属的差异逐渐减小,后验性的支付意愿和受偿意愿的差异也在缩小。

进一步通过回归分析对假说2进行检验。在各实验组内将样本进行完全配对,并在两种筛选准则下挑选子样本分别估计(8)式,估计结果见表6。从扶贫产品标签来看,大米、鸡蛋第一组的8个回归中有7个可以在不同的统计显著性水平上得到 $\delta_{1,pro} < 0$ 的结果;而大米、鸡蛋第三组的8个回归中,仅有1个可以证实 $\delta_{1,pro} < 0$,2个无法拒绝 $\delta_{1,pro} = 0$,5个得到了 $\delta_{1,pro} > 0$ 的结果。从有机食品标签来看,所有实验组的16个回归中有14个可以在不同的统计显著性水平上得到 $\delta_{1,org} < 0$ 的结果。

表6 评估价值差值对责任分配比例差值的回归结果

实验组	配对样本1	配对样本2	配对样本1	配对样本2
	$r_n - r_m > 0.5$ 不控制个体特征	$r_n - r_m > 0$ 不控制个体特征	$r_n - r_m > 0.5$ 控制个体特征	$r_n - r_m > 0$ 控制个体特征
扶贫产品标签				
大米第一组	-0.069**(-2.091)	-0.050***(-6.463)	-0.024(-0.726)	-0.017**(-2.312)
大米第三组	-0.085(-1.366)	0.014(1.000)	-0.117*(-1.957)	0.116*** (8.424)
鸡蛋第一组	-0.114**(-2.049)	-0.140***(-10.181)	-0.140**(-2.574)	-0.048***(-3.568)
鸡蛋第三组	0.240*** (5.219)	0.028** (2.554)	0.164*** (3.822)	0.020* (1.947)
有机食品标签				
大米第二组	-0.034**(-2.145)	-0.024***(-6.851)	-0.028*(1.850)	-0.018***(-5.049)
大米第三组	-0.052*(-1.705)	-0.065***(-9.100)	-0.003(-0.113)	-0.021***(-3.110)
鸡蛋第二组	-0.092*** (2.682)	-0.082***(-10.715)	-0.068**(-2.202)	-0.024***(-3.173)
鸡蛋第三组	-0.115** (2.073)	-0.113***(-8.433)	-0.073(-1.449)	-0.041***(-3.343)

说明:①进入各模型的配对样本均为 $\beta_{2n} > 0, \beta_{3n} > 0$ 的样本;②表中汇报的估计系数为(8)式中的 δ_1 ,括号内是根据稳健标准误计算的t值;③第三、四列模型中控制的个体特征包括:性别差异、年龄差异、婚姻差异、收入差异、教育差异、工作差异,篇幅原因,其估计结果未在表中汇报。

据此可知,以有机食品标签为对象的价值评估结果基本可以证实假说2,随着消费者对保护生态环境的责任归属认知差异的扩大,有机食品标签对消费者的内涵价值的差异也随之扩大。从表6的估计结果还可以总结两个结论:第一,当配对样本控制在以是否达到50%的责任承担比例划分的“承担责任”和“不承担责任”的两类消费者之间时, $\delta_{1,org}$ 系数的绝对值整体上更大,这一结果与预期相吻合,因为划分的两类消费者之间的责任归属差异更大。第二,在控制了由消费者特征差异所能解释的价值差异以后,责任归属差异对评估价值差异仍然具有显著影响,但是其边际影响效果明显有所减弱。相比之下,以扶贫产品标签为对象的价值评估结果并不能完全证实假说2。不能证实假说的情形主要表现在第三组实验样本中,而在第一组实验中假说2基本得到证实。该结果与表5中扶贫产品标签价值组间差异的统计结果具有一致性,说明通过扶贫助贫的道德责任归属来识别的后验性支付意愿和受偿意愿的差异并不足够稳健,容易受到评估对象嵌入结构的干扰。

(二)支付意愿和受偿意愿的先验性识别及其差异检验

根据不完全责任归属对应的初始产权状态来定义消费者的非对称偏好,进而估计(9)式,估计结果见表7。与表4相比,各实验组样本的 R^2 并没有发生明显变化,说明非对称偏好的引入并没有提高模型的解释力;从另一面来看,引入责任归属信息也不会因为提高选择模型的复杂程度而削弱模型的解释力。

变量均值系数的方向仍然与理论预期保持高度一致。根据(9)式的设定,在产权归属加强和减弱两个方向上的偏好参数的符号应该相同,表7中各模型估计的扶贫产品标签和有机食品标签的均值系数均为正,与上述预期相一致,说明通过两种不同的产权或责任归属变化都可以得到均值为正的评估价值。表7汇报的标准差系数并没有与均值系数在规模上保持同步,对两种可持续属性的偏好都存在均值系数较大而标准差系数较小的情形。产权归属加强和减弱两个方向上的偏好异质性程度并没有呈现出稳定的规律。

与表4中的评估价值需要被后验性地、选择性地解释为支付意愿或受偿意愿有所不同,表7的估计结果直接评估了支付意愿和受偿意愿两种价值。例如,在假设可持续属性对所有消费者都改善了福利的前提下,大米第一组的结果可以表述为:消费者对扶贫大米的平均溢价支付意愿是0.427元/斤,消费者放弃扶贫大米而接受普通大米的平均溢价受偿意愿是0.564元/斤。大米第二组的结果可以表述为:消费者对有机大米的平均溢价支付意愿是0.382元/斤,消费者放弃有机大米而接受普通大米的平均溢价受偿意愿是0.484元/斤。据此,可以直接对产权归属加强和减弱两个方

表7 引入非对称偏好的随机参数 Logit 模型回归结果

变量	大米			鸡蛋		
	第一组	第二组	第三组	第一组	第二组	第三组
均值系数						
<i>price</i>	-2.696*** (-19.238)	-2.110*** (-23.201)	-1.390*** (-22.946)	-1.560*** (-19.344)	-1.328*** (-22.518)	-1.318*** (-21.294)
$pow - r_{pow} _{\geq 0}$	1.150*** (4.103)		0.550** (2.216)	0.668** (2.541)		0.480* (1.738)
$pow - r_{pow} _{< 0}$	1.522*** (5.395)		0.698*** (2.701)	0.734** (2.322)		0.663* (1.941)
$org - r_{org} _{\geq 0}$		0.806*** (3.423)	0.617*** (2.762)		0.515** (2.114)	0.566** (2.333)
$org - r_{org} _{< 0}$		1.022*** (4.879)	0.773*** (3.455)		1.240*** (5.536)	0.817*** (2.889)
<i>grade2</i>	-1.857*** (-11.105)	-1.032*** (-8.250)	-0.697*** (-6.462)	-1.935*** (-12.134)	-1.332*** (-10.650)	-0.789*** (-6.350)
<i>grade3</i>	-3.416*** (-15.449)	-2.139*** (-14.848)	-1.189*** (-8.637)	-3.319*** (-17.065)	-2.109*** (-15.187)	-1.353*** (-8.507)
<i>ASC</i>	-0.220* (-1.713)	-0.208* (-1.932)	0.040 (0.374)	0.117 (0.887)	0.069 (0.610)	-0.061 (-0.483)
标准差系数						
$pow - r_{pow} _{\geq 0}$	1.458*** (4.307)		1.419*** (4.655)	0.916** (2.330)		0.388 (0.715)
$pow - r_{pow} _{< 0}$	1.192*** (3.250)		1.136** (2.454)	1.492*** (3.893)		1.972*** (5.555)
$org - r_{org} _{\geq 0}$		0.963*** (2.867)	0.473 (0.855)		0.830** (2.272)	0.228 (0.388)
$org - r_{org} _{< 0}$		0.763** (2.294)	1.310*** (4.429)		0.856*** (2.819)	1.670*** (5.677)
平均价值						
w_{pow}^+	0.427		0.395	0.428		0.364
w_{pow}^-	0.564		0.502	0.470		0.503
w_{org}^+		0.382	0.443		0.388	0.429
w_{org}^-		0.484	0.556		0.933	0.620
观测值	5202	5310	5436	4194	4518	4464
McFadden'R ²	0.692	0.631	0.505	0.625	0.549	0.531

说明:①观测值=样本量×6×3,其中,6表示选择情景的数量,3表示每个情景中产品选项的数量(含一个都不选择的选项),样本量见表3;②括号内表示估计系数对应的z值;③质量等级*grade*为分类变量,模型中的*grade2*和*grade3*分别表示“一级”和“二级”,基准组是*grade1*,表示“特级”;④所有随机参数均设定为相互独立。

向上得到的价值评估分布进行比较,检验其是否存在显著差异。值得注意的是,当模型中假设消费者偏好服从正态分布时,表7汇报的平均价值是包含了可持续属性使消费者福利上升和下降两种情形的均值,直接对 w^+ 和 w^- 进行比较并不能揭示支付意愿和受偿意愿的差异(见表1)。为了严谨地检验两者之间的差异,采用Train(2003)介绍的贝叶斯方法在表7汇报的随机参数Logit模型的基础上计算出两类可持续属性对每个消费者的价值,并仅对评估价值大于零值的样本(即可持续属性改善消费者福利的样本)进行组内均值检验。表8汇报了检验结果。

表8 基于非对称偏好评估的支付意愿和受偿意愿均值检验

实验组	样本量	w^+ (WTP)		w^- (WTA)		t检验	
		均值	标准差	均值	标准差	差值	t值
扶贫产品标签							
大米第一组	285	0.436	0.233	0.562	0.155	-0.126***	-11.592
大米第三组	256	0.502	0.375	0.550	0.241	-0.049***	-2.466
鸡蛋第一组	213	0.442	0.180	0.526	0.331	-0.084***	-4.861
鸡蛋第三组	197	0.376	0.047	0.750	0.692	-0.374***	-7.922
有机食品标签							
大米第二组	295	0.380	0.144	0.484	0.102	-0.104***	-15.791
大米第三组	279	0.447	0.053	0.622	0.346	-0.175***	-9.163
鸡蛋第二组	248	0.397	0.178	0.940	0.207	-0.543***	-53.860
鸡蛋第三组	222	0.431	0.023	0.736	0.518	-0.305***	-8.988

说明:①各组样本量限制为 w^+ 和 w^- 大于0的样本;②均值检验采用配对t检验方法;③***表示1%的统计显著性水平(单尾P值);④四舍五入原因,差值可能不等于两个均值相减。

当限定样本为评估价值大于零的消费者以后,表7中估算的 w^+ 和 w^- 可以分别被解读为支付意愿和受偿意愿,两者分别等价于假说3中由补偿变差度量的价值 $|CV^{r1}|/r$ 和由等效变差度量的价值 $|EV^{r0}|/(1-r)$ 。根据表8汇报的结果,各组检验都可以在1%的统计水平上拒绝支付意愿和受偿意愿相等的原假设,接受支付意愿小于受偿意愿的备择假设。据此,假说3可以得到证实,即在可持续属性改善福利的情况下,消费者对可持续食品的溢价支付意愿低于其放弃可持续食品而接受普通食品的受偿意愿。以上结果在选择实验中支持了现有价值评估研究中广泛证实的支付意愿

低于受偿意愿的结论,同时,也间接支持了现有经济理论对两者之间差异或非对称偏好形成机制的解释。也就是说,非对称偏好的形成或存在并不以价值评估方法本身为前置条件。如前文所述,上述结论在支持非对称偏好的同时,也意味着选择实验方法在应用过程中有必要审视忽视非对称偏好的存在对价值评估结果可能造成的影响。为了评估这一影响,将基于表4计算的评估价值 w 和基于表7计算的加权评估价值 $r \cdot w^+ + (1 - r)w^-$ 进行比较,表9汇报了不同样本的检验结果。

表9汇报的检验结果显示,在各实验组的总样本中,原假设 $w = r \cdot w^+ + (1 - r)w^-$ 均无法被拒绝。虽然非对称偏好得以证实,但即使不考虑非对称偏好,选择实验的传统估计模型仍然可以得到和处理非对称偏好以后高度一致的估计结果,据此,假说4未能得到证实。也就是说,忽略非对称偏好并不一定在总样本层面上造成价值评估结果有偏,或者说,引入非对称偏好并不一定会显著改变原来的价值评估结果。如前文所预期,不考虑非对称偏好得到的 w 应处于考虑非对称偏好得到的 w^+ 和 w^- 之间。这一判断不仅在表4和表9汇报的平均价值评估结果中得以体现,而且在个体层面的样本中也可以得到体现。统计结果显示,在扶贫产品标签和有机食品标签分别涉及的实验组总样本中, w 处于 w^+ 和 w^- 之间的样本占比分别达到74.63%和86.50%。据此推断,在总样本中未能证实假说4可能是因为在本文的实验中,大多数消费者认知的可持续食品属性责任分配处于中间状态(见图2)。对这类消费者而言,以产权归属比例为权重对 w^+ 和 w^- 进行线性加权求和削弱了 w^+ 和 w^- 之间存在差异的信息价值,导致加权和值与 w 之间的差异并不明显。

上述推断也意味着对产权或责任归属认知偏向性较强的消费者而言,处理非对称偏好问题以后,价值评估结果发生显著变化的可能性更高。表9进一步汇报了在责任承担比例较高($r \geq 0.75$)和较低($r \leq 0.25$)两类消费者子样本中开展均值检验的结果。结果显示,在 $r \leq 0.25$ 的样本中,8组检验可以在不同显著性水平拒绝 $w = r \cdot w^+ + (1 - r)w^-$ 的原假设;在 $r \geq 0.75$ 的样本中,有6组检验可以拒绝原假设。据此,针对责任承担比例向“不承担任何责任”和“承担全部责任”两种状态靠近的消费者而言,假说4可以得到证实。也就是说,不完全产权或责任归属越趋近于完全产权或责任归属,忽略产权或责任归属得到的价值评估结果就越有可能产生偏差,处理非对称偏好的必要性就越强。就本文而言,由于食品可持续属性的提供对绝大多数消费者而言表现为福利改进,在选择实验中忽略非对称偏好将导致可持续食品属性的评估价值在责任承担比例较高的消费者群体中(支付意愿的权重更高)被高估,而在责任承担比例低的消费者群体中(受偿意愿的权重更高)被低估。

表9 引入非对称偏好前后价值评估结果的检验

实验组	样本量	w		$r \cdot w^+ + (1 - r) \cdot w^-$		t检验	
		均值	标准差	均值	标准差	差值	t值
扶贫产品标签(总样本)							
大米第一组	289	0.496	0.233	0.492	0.224	0.005	1.540
大米第三组	302	0.442	0.441	0.445	0.410	-0.003	-0.529
鸡蛋第一组	233	0.437	0.336	0.444	0.321	-0.007	-1.205
鸡蛋第三组	248	0.450	0.270	0.439	0.502	0.012	0.622
有机食品标签(总样本)							
大米第二组	295	0.435	0.113	0.433	0.141	0.002	0.612
大米第三组	302	0.507	0.240	0.509	0.299	-0.001	-0.148
鸡蛋第二组	251	0.678	0.199	0.667	0.261	0.011	1.399
鸡蛋第三组	248	0.506	0.389	0.516	0.437	-0.010	-0.651
扶贫产品标签($r_{pov} \leq 0.25$)							
大米第一组	52	0.521	0.230	0.547	0.217	-0.026***	-4.844
大米第三组	54	0.508	0.332	0.542	0.306	-0.034***	-3.782
鸡蛋第一组	27	0.552	0.299	0.598	0.415	-0.046*	-1.876
鸡蛋第三组	20	0.565	0.181	0.766	0.530	-0.201**	-2.532
有机食品标签($r_{org} \leq 0.25$)							
大米第二组	67	0.438	0.109	0.464	0.132	-0.026***	-7.034
大米第三组	51	0.582	0.195	0.679	0.360	-0.097***	-4.005
鸡蛋第二组	49	0.702	0.198	0.844	0.292	-0.143***	-9.384
鸡蛋第三组	40	0.663	0.370	0.828	0.631	-0.166***	-3.873
扶贫产品标签($r_{pov} \geq 0.75$)							
大米第一组	58	0.501	0.194	0.467	0.240	0.035***	5.005
大米第三组	50	0.619	0.394	0.648	0.444	-0.029	-1.596
鸡蛋第一组	56	0.456	0.263	0.450	0.206	0.006	0.707
鸡蛋第三组	46	0.474	0.205	0.403	0.115	0.070***	4.192
有机食品标签($r_{org} \geq 0.75$)							
大米第二组	52	0.438	0.119	0.402	0.195	0.036***	3.216
大米第三组	46	0.521	0.211	0.468	0.107	0.052***	3.106
鸡蛋第二组	32	0.639	0.196	0.459	0.264	0.180***	11.922
鸡蛋第三组	33	0.565	0.294	0.460	0.047	0.105**	2.332

说明:①均值检验采用配对t检验方法;②***表示1%的统计显著性水平(双尾P值);③四舍五入原因,表中汇报的差值可能不等于两个均值相减。

(三)关于参照点和非对称偏好处理方法的进一步讨论

自从支付意愿不等于受偿意愿的现象被发现以来,两者之间的差异被大量经验研究一再证实,并成为了理论和应用研究中长期关注的问题。理论经济学家的任务是为两者之间的差异找到合理的解释。目前,除收入效应和实验设计不合理的因素以外,被广为接受的理论解释主要来自行为经济学家构建的非对称偏好理论:从某个特定的反映产权或责任归属的参照位置出发,人们在心理机制上赋予损失的权重大于等量收益的权重(Kahneman and Tversky, 1979; Tversky and Kahneman, 1991; Kahneman *et al.*, 2004)。相比之下,应用研究者更关注两者的差异在多大程度上会影响价值评估结果以及应该如何从方法论层面上处理非对称偏好。在一些应用情景中,如果研究者有理由确信非对称偏好问题并不严重,那么,选择何种价值度量方式就不构成问题;但如果没有理由拒绝非对称偏好的存在,选择合适的价值度量方式就是应用研究者必须面临的问题(Nguyen *et al.*, 2021)。

在价值评估的直接方法中,解决上述问题的思路是在操作程序上提前向被试者声明产权归属或价值度量方式,从而使被试者以声明信息作为统一的初始产权参照点。建立在选择决策基础上的间接方法并不要求声明产权归属,采用间接方法得到的评估价值的内涵并不取决于实验设计者的规定或声明,而是取决于被试者自身关于评估对象的产权或责任归属的认知。从理论上讲,在间接方法中被试者认知的产权或责任归属取代了实验设计者声明的产权或责任归属来扮演参照点的角色。从这一参照点出发,消费者在权利加强和权利减弱两个变化方向上形成收益和损失两种估价。根据前文所述,给定完全权利或责任归属,个体消费者只会在一个变化方向上形成“买”或“卖”一种估价;给定不完全权利或责任归属,则个体消费者会在两个变化方向上同时拥有“买”和“卖”两种估价。

本文在以扶贫产品标签和有机食品标签为价值评估对象的选择实验中证实了消费者以不完全责任归属所对应的不完全产权归属为参照点形成非对称偏好(假说3)。这一结论在两种初级农产品和两种可持续标签中表现稳健。本文没有聚焦于分析非对称偏好形成的心理机制,非对称偏好成因仍然可以通过现有理论(如损失厌恶、禀赋效应、现状偏差、非对称的道德责任)进行解释。本文的一个贡献在于:发现并证实了不完全产权或责任归属这个新的参照点。事实上,自从参照依赖伴随前景理论的提出而受到重视以来,理论经济学家就一直试图理解参照点是如何形成的。参照点形成机制不明确被 Barberis (2013)认为是前景理论在应用过程中面临的主要挑战。Kahneman and Tversky (1979)指出,“参照点通常对应于当前的资产状况”,也就是做

出决策时个体初始的产权或责任状态。Tversky and Kahneman(1991)指出,除现状或禀赋以外,参照点还会受到决策者的志向、期望、规范和社会比较的影响。后续研究相继发现并证实了一系列新的参照点(Heath *et al.*, 1999; Kőszegi and Rabin, 2006),且试图从心理机制上理解参照点的形成(Baucells *et al.*, 2011; Baillon *et al.*, 2020)。目前,关于参照点的两个观点已经基本被接受,一是参照点并不唯一,二是参照点并不仅取决于现状,还取决于历史和习惯。和其他参照点相比,不完全产权或责任归属认知作为参照点的优势在于,它并不是单纯地基于认知心理学而构建,而是可以和新古典经济学的价值评估理论以及产权理论相互契合。这也意味着,这个新的参照点是否具有一般性仍然有待后续研究在更多的领域进行论证。

本文研究结论的另一个启示在于间接价值评估方法的应用规范问题。由于多数消费者对扶贫助贫和生态环境愿意承担的不完全道德责任都处于“中间状态”,本文未能证实忽略非对称偏好将造成估计结果有偏。依据责任归属认知对消费者进行分类也无法识别评估价值存在显著差异。支付意愿和受偿意愿的不相等意味着间接方法并不能真正地忽略产权或责任归属问题而保持评估价值内涵的中立。忽略非对称偏好意味着间接方法评估价值有偏的风险始终存在。当评估对象在法律层面上具有明确的产权归属的指向时,以选择实验为代表的间接方法也应该参照直接方法提前声明产权或责任归属问题,也就是提前选定价值度量方式(Nguyen *et al.*, 2021)。在更多属于不完全产权或责任归属的情景中,提前声明产权归属或选定价值度量方式并无必要。在这种情况下,本文建议在实验设计中向被试者追加询问关于产权或责任归属认知的问题。和间接方法的操作规范相比,追加问题几乎不会改变被试者的认知负担,但将这一信息引入估计模型,却可以有效地识别非对称偏好是否存在,由此避免可能引起的偏差。

六 结论与启示

在新古典经济学价值评估理论中,产权或责任归属处于基础地位,它决定了针对特定福利变化所应该采用的价值度量方式。半个世纪以来,大量经验研究在直接价值评估方法中广泛证实了产权或责任归属并不独立于价值评估,即“买卖不同价”,或支付意愿不等于受偿意愿。本文在选择实验方法中重新讨论“买卖不同价”的问题,籍此弥补间接价值评估方法对这一问题关注的不足。

本文首先从理论上阐释了在选择实验中关注“买卖不同价”问题的必要性。当价

值评估对象涉及公共物品范畴或道德范畴时,单一群体的产权或责任归属通常不表现为完全权利或责任,而是表现为不完全权利或责任。本文发现,大多数消费者对扶贫助贫和保护生态环境陈述的道德责任承担比例都属于不完全责任,均值处于50%左右。一旦价值评估中的产权或责任归属由实验设计者所定义转变为由被试者所认知,那么不完全产权或责任的存在就意味着即使对同一个被试者,通过选择实验得到的评估价值事实上同时包含了由不完全产权归属作为参照点而定义的支付意愿和受偿意愿的双重内涵。

本文采用选择实验方法评估了扶贫产品标签和有机食品标签两类可持续标签的价值。与现有研究不同的是,本文借助消费者陈述的责任归属认知,采用两种策略来识别选择实验评估价值中的支付意愿和受偿意愿。根据第一种策略,在采用传统的随机参数Logit模型得到价值评估结果的基础上,陈述的责任归属信息被用于对消费者进行分类,从而后验性地识别支付意愿和受偿意愿。本文通过这一策略并未能证实两类食品可持续属性的评估价值存在显著的组间差异。通过对消费者进行任意配对,本文证实了评估价值在任意消费者之间的差异会随着消费者关于可持续属性道德责任分配差距的扩大而加强。这一结论说明通过间接方法得到的评估价值同样并不独立于责任归属。

根据第二种策略,与陈述责任归属相对应的产权归属信息被用来先验性地定义非对称偏好,并引入估计模型,从而直接识别出支付意愿和受偿意愿。第二种策略的优势是可以同时估算每个被试者的买价和卖价。本文通过第二种策略在扶贫产品标签和有机食品标签的评估价值中均证实了非对称偏好的存在。考虑到两类标签给大多数消费者都带来了正效用,上述非对称偏好可以被解读为,支付意愿显著低于受偿意愿。这一结果与现有研究的发现高度一致。本文并没有进一步证实支付意愿和受偿意愿的加权和值与传统方法得到的评估价值存在显著差异,即非对称偏好的存在并不意味着传统估计方法得到的评估价值必然有偏。

本文的研究发现对非对称偏好理论和间接价值评估方法应用都具有重要的启示意义。首先,本文揭示了在缺乏产权或责任归属信息干预的情况下,由消费者主观认知的不完全产权归属在偏好形成中扮演着重要的参照点,消费者据此在权利增强和权利减弱两个变化方向上形成非对称偏好。与其他建立在信息干预或客观行为基础上的参照点相比,主观认知的产权归属在多大程度上发挥着构建非对称偏好的功能仍然有待后续研究进行更为广泛的验证。其次,本文虽然没有证实在选择实验中忽略非对称偏好会造成总样本的价值评估结果有偏,但是针对产权或责任归属认知偏

向性较强的消费者而言,忽视非对称偏好极有可能导致评估价值有偏。当评估对象的产权或责任归属存在明显争议,或在消费者群体中存在较大分歧时,间接价值评估方法就不应该忽略非对称偏好。当研究目标在于分析个体层面的估价而不是总样本层面的平均价值时,间接价值评估方法也需要重视非对称偏好问题。不完全产权或责任归属可以被引入间接方法的估计模型用来处理非对称偏好。

参考文献:

- 全世文(2016):《选择实验方法研究进展》,《经济学动态》第1期。
- 全世文、黄波(2016):《环境政策效益评估中的嵌入效应——以北京市雾霾和沙尘治理政策为例》,《中国工业经济》第8期。
- 全世文(2021):《消费扶贫:渠道化还是标签化?》,《中国农村经济》第3期。
- 许志华、卢静喧、曾贤刚(2021):《基于前景理论的受偿意愿与支付意愿差异性——以青岛市胶州湾围填海造地为例》,《资源科学》第5期。
- Anderson, J.; Vadsj, D. and Uhlin, H. E. "Moral Dimensions of the WTA-WTP Disparity: An Experimental Examination." *Ecological Economics*, 2000, 32(1), pp.153–162.
- Baillon, A.; Bleichrodt, H. and Spinu, V. "Searching for the Reference Point." *Management Science*, 2020, 66(1), pp.93–112.
- Barberis, N. C. "Thirty Years of Prospect Theory in Economics: A Review and Assessment." *Journal of Economic Perspectives*, 2013, 27(1), pp.173–196.
- Baucells, M.; Weber, M. and Welfens, F. "Reference-point Formation and Updating." *Management Science*, 2011, 57(3), pp.506–519.
- Boyce, R. R.; Brown, T. C.; McClelland, G. H.; Peterson, G. L. and Schulze, W. D. "An Experimental Examination of Intrinsic Values as a Source of the WTA-WTP Disparity." *The American Economic Review*, 1992, 82(5), pp.1366–1373.
- Braham, M. and van Hees, M. "Voids or Fragmentation: Moral Responsibility for Collective Outcomes." *The Economic Journal*, 2018, 128(612), pp.95–113.
- Brinkmann, J. "Responsibility Sharing (Elements of a Framework for Understanding Insurance Business Ethics)," in Flanagan P., Primeaux P. and Ferguson W., eds., *Insurance Ethics for a More Ethical World*. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 2007.
- Brown, T. C. and Gregory, R. "Why the WTA-WTP Disparity Matters." *Ecological Economics*, 1999, 28(3), pp.323–335.
- Carson, R. T. and Groves, T. "Incentive and Informational Properties of Preference Questions." *Environmental and Resource Economics*, 2007, 37, pp.181–210.
- Freeman III, A. M.; Herriges, J. A. and Kling, C. L. *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods*. Washington, D. C: Routledge, 2014.

Grutters, J. P.; Kessels, A. G.; Dirksen, C. D.; Van Helvoort-Postulart, D.; Anteunis, L. J. and Joore, M. A. "Willingness to Accept Versus Willingness to Pay in a Discrete Choice Experiment." *Value in Health*, 2008, 11(7), pp.1110–1119.

Gupta, K. and Singh, N. *Consumption Behaviour and Social Responsibility*. Singapore: Springer, 2020. pp.25–34

Hammitt, J. K. "Implications of the WTP-WTA Disparity for Benefit-Cost Analysis." *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 2015, 6(1), pp.207–216.

Hanemann, W. M. "Willingness to Pay and Willingness to Accept: How Much Can They Differ?" *The American Economic Review*, 1991, 81(3), pp.635–647.

Hansen, U. and Schrader, U. "A Modern Model of Consumption for a Sustainable Society." *Journal of Consumer Policy*, 1997, 20(4), pp.443–468.

Heath, C.; Larrick, R. P. and Wu, G. "Goals as Reference Points." *Cognitive Psychology*, 1999, 38(1), pp.79–109.

Holmes, T. P.; Adamowicz, W. L. and Carlsson, F. "Choice Experiments," in Champ P. A. and Boyle K. J., eds., *A Primer on Nonmarket Valuation*. Dordrecht, The Netherlands: Springer, 2017.

Horowitz, J. K. and McConnell, K. E. "A Review of WTA/WTP Studies." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2002, 44(3), pp.426–447.

Kahneman, D. and Knetsch, J. L. "Valuing Public Goods: The Purchase of Moral Satisfaction." *Journal of Environmental Economics and Management*, 1992, 22(1), pp.57–70.

Kahneman, D., Knetsch, J. L. and Thaler, R.H. "Experimental Tests of the Endowment Effect and The Coase Theorem," in Camerer C. F., Loewenstein G. and Rabin M., eds., *Advances in Behavioral Economics*. New Jersey and New York: Princeton University Press, 2004.

Kahneman, D. and Tversky, A. "Prospect Theory: An Analysis of Decisions under Risk." *Econometrica*, 1979, 47, pp.263–292.

Koetse, M. J. and Brouwer, R. "Reference Dependence Effects on WTA and WTP Value Functions and Their Disparity." *Environmental and Resource Economics*, 2016, 65, pp.723–745.

Kőszegi, B. and Rabin, M. "A Model of Reference-Dependent Preferences." *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(4), pp.1133–1165.

Lancaster, K. J. *Consumer Demand: A New Approach*. New York: Columbia University Press, 1972.

Lorek, S. and Vergragt, P. J. "Sustainable Consumption as a Systemic Challenge: Inter-and Transdisciplinary Research and Research Questions," in Reisch L. A. and Thøgersen J., eds., *Handbook of Research on Sustainable Consumption*. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar Publishing, 2015.

Louviere, J. J.; Hensher, D. A. and Swait J.D. *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2000.

Mariel, P.; Hoyos, D.; Meyerhoff, J.; Czajkowski, M. and Dekker, T. *Environmental Valuation with Discrete Choice Experiments: Guidance on Design, Implementation and Data Analysis*. Cham, Switzerland: Springer International Publishing, 2021.

Mitchell, R. C. and Carson, R. T. *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*.

Washington, DC: Resources for the Future Press, 1989.

Nguyen, K. T.; Knetsch, J. L. and Mahasuweerachai, P. “WTP or WTA: A Means of Determining the Appropriate Welfare Measure of Positive and Negative Changes when Preferences Are Reference Dependent.” *Environmental and Resource Economics*, 2021, 78, pp. 615–633.

O’Donoghue, T. and Sprenger, C. “Reference-Dependent Preferences,” in Bernheim B. D., S. DellaVigna and D. Laibson, *Handbook of Behavioral Economics: Applications and Foundations 1*. Amsterdam, The Netherlands: North-Holland, 2018.

Train, K. E. *Discrete Choice Methods with Simulation*. New York, USA: Cambridge University Press, 2003.

Tunçel, T.; and Hammitt, J. K. “A New Meta-Analysis on the WTP/WTA Disparity.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(1), pp. 175–187.

Tversky, A. and Kahneman, D. “Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent Model.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(4), pp. 1039–1061.

Tversky, A. and Kahneman, D. “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty.” *Journal of Risk and Uncertainty*, 1992, 5(4), pp. 297–323.

Incomplete Responsibility and Evaluation Discrepancies between Buyers and Sellers

Quan Shiwen

Abstract: The “willingness-to-accept and willingness-to-pay disparity” (WTA-WTP disparity), as a foundational proposition in neoclassical and behavioural economics, has been extensively validated through direct valuation methods. Behavioural economics has established a comprehensive explanatory framework incorporating loss aversion, endowment effect, reference dependence and anchoring effect. Notably, existing theoretical studies predominantly employ direct valuation approaches - including contingent valuation methods (CVMs) and experimental auctions - when examining this phenomenon, while largely overlooking indirect valuation methodologies. Crucially, current theoretical constructs are not predicated on the direct/indirect nature of valuation techniques. This study innovatively extends the WTA-WTP disparity proposition to indirect valuation methods - particularly choice experiments (CEs). This extension carries dual theoretical significance: should no significant disparity emerge under indirect methods, the general applicability of existing theories would require reconsideration; conversely, should the disparity persist, the technical specifications of indirect methods would demand re-evaluation.

Building upon the neoclassical welfare economics framework and behavioural economic explanations of price differentials, this research first develops a theoretical model demonstrating that

when property rights or responsibility attribution of evaluated objects remain undefined, individuals establish reference points based on subjective perceptions of incomplete ownership. These perceptions subsequently generate asymmetric preferences that influence decision-making behaviour. Under such conditions, valuation results obtained through indirect methods inherently exhibit dual WTP-WTA attributes for each respondent.

Using poverty-alleviation product labels (representing pro-social consumption) and organic food labels (representing pro-environmental consumption) as valuation objects, three CE groups were designed. Distinct from conventional CE designs, this experiment innovatively incorporates measurements of moral responsibility cognition. By assessing consumers' perceived responsibility for poverty alleviation and ecological protection, this measure serves dual analytical functions: as a posterior classification criterion (segmenting consumers by ownership perception differences) and as a prior parameter for adjusting multinomial logit (MNL) and random parameters logit (RPL) models. This approach enables testing of how responsibility attribution influences valuation outcomes. To ensure robust conclusions across food products, eggs and rice were selected as parallel label carriers, with controlled attributes including product quality grade and price.

Key findings reveal: (1) When treating responsibility cognition as a posterior classification variable, systematic valuation differences emerge across consumer groups with distinct ownership perceptions, intensifying progressively with wider responsibility cognition gaps. (2) Incorporating responsibility attribution as a prior model parameter statistically confirms asymmetric preferences, demonstrating significant WTA-WTP disparities. (3) Traditional estimation strategies show no severe bias at aggregate sample level, yet prove statistically significant in subgroups with pronounced responsibility cognition differences. This study offers crucial theoretical implications for reference point formation in asymmetric preference theory, while proposing the integration of property rights cognition measures into indirect valuation methodologies to identify, quantify and mitigate potential asymmetric preference biases.

Key words: responsibility attribution, discrepancies between buyers and sellers, willingness to pay (WTP), choice experiment (CE), reference dependence

JEL codes: D91, Q51, C99

(截稿:2025年1月 责任编辑:宋志刚)