

我国消费者对奶粉产地偏好研究^{*}

——基于选择实验和显示偏好数据的对比分析

全世文 (中国社会科学院农村发展研究所 北京 100732)

于晓华 (德国哥廷根大学库朗研究中心 哥廷根 37073)

曾寅初 (中国人民大学农业与农村发展学院 北京 100872)

内容提要 本文采用选择实验方法,在 1362 个调查样本的基础上基于多元 Logit 和随机参数 Logit 模型分析了北京市和西安市消费者对奶粉产地属性的偏好。结果显示,“产地标签”是消费者购买奶粉时最重视的标签,消费者普遍更加偏好“原装进口”奶粉。两市消费者对进口奶粉的平均支付溢价分别为 150 元/桶和 161 元/桶,相对于奶粉的实际购买价格,分别高出了 65.41% 和 77.38%。选择实验方法存在假想偏差,消费者对不同奶粉标签的支付意愿被系统性地高估。但不同奶粉标签的相对重要性在选择实验与显示偏好模型中具有-致性。此外,消费者对不同奶粉标签的偏好存在相关性,其中,原装进口标签与有机认证标签存在替代关系。

关键词 选择实验 支付意愿 消费者行为 假想偏差

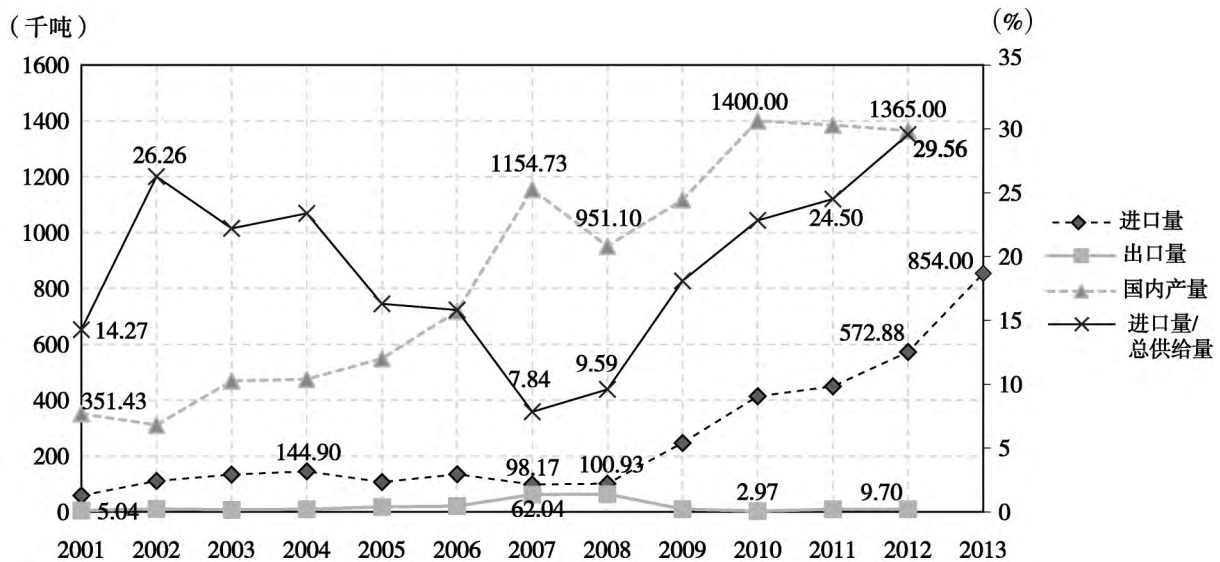
DOI:10.13246/j.cnki.jae.2017.01.005

一、引言

自 2008 年“三鹿奶粉事件”以来,我国消费者一直高度关注婴幼儿奶粉的食品安全问题。出于对国产品牌严重的信任危机,我国消费者对进口奶粉或者国外品牌的奶粉表现出了持续强劲的需求。婴幼儿奶粉成为了国产品牌食品安全问题的标志性产品,也成为了政府力图解决食品安全问题和重振消费者对国产品牌信心的一个突破口。

食品的产地标签(Country-of-Origin Labeling, COOL)在许多研究中被证明是消费者在购买决策的过程中最重要的参考指标。由于产地信息同时蕴含了关于食品口味、质量、新鲜度等多方面的信息,因而在多项研究中被定义为食品最重要的“提示属性”(Cue Attribute)(例如,Insch 等 2004; Gao 等 2010)。大量的研究基于不同的食品对象,讨论了不同国家或地区的消费者对产地标签的态度和偏好。多数研究的结论显示,出于对本地食品口感、新鲜程度等“经验属性”(Experience Attribute)的偏好以及本地优越感等多种原因,消费者对本地或本国生产的食品通常具有更高的支付意愿或购买意愿(Lantz 等,1996; Loureiro 等 2003; Vandermersch 等 2004)。因此,强制标识食品的产地标签的政策通常对本地或本国食品产业的发展具有促进作用。但是,我国的婴幼儿奶粉市场却与这一结论明显相悖。尽管我国的奶粉消费者也非常重视食品的产地标签,但差异在于,我国消费者出于对食品总体质量和安全的考虑,更加偏好进口奶粉而非国产奶粉。

^{*} 项目来源:中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金)资助项目“消费者的食品安全风险认知、购买行为和支付意愿研究”(编号:10XN1013)



注: 数据来源于《中国奶业年鉴》(2001—2013年)

图1 2001—2013年我国奶粉的产量、进口量与出口量

如图1所示,我国乳业的发展趋势在2008年底呈现了一个显著的结构断点。在2008年以前,国产奶粉的产量一直保持快速的增长,从2001年到2007年的年均增长率达到21.93%。在此期间的奶粉出口量,虽然占生产量的比例较低,但也保持了高速的增长趋势;而奶粉的进口量则相对平稳,在2004年达到峰值144.90千吨以后,甚至持续下降至2007年的98.17千吨。但这一发展趋势随着2008年“三鹿奶粉事件”的爆发而急速扭转。2008—2013年,奶粉的进口量增长了近8倍,进口奶粉的市场份额从2007年的7.84%迅速增长到2012年的29.56%。而这一趋势在细分的婴幼儿奶粉市场则更明显。统计数据显示,进口婴幼儿奶粉的市场份额从2008年的不足30%迅速增长至2013年的超过50%,而且外资品牌在中高端市场中的占有率甚至高达80%以上^①。

我国消费者偏好进口奶粉主要是因为消费者对进口奶粉的质量和安全性具有较高的认同感。食品安全作为食品的一种“信用属性”,由于信息不对称,消费者在发生购买行为前必须将其转化一种可见的“搜寻属性”(Connolly等,1995;Gao等,2010)。这正是食品标签在缓解食品安全信息不对称方面起到的重要作用。消费者通常将某种认证标签(例如有机认证、绿色认证、产地认证等)作为反映食品总体质量和安全水平的一项重要指标(Teas等,2000;Gao等,2010)。就目前的婴幼儿奶粉而言,显然,COOL是消费者用来判断奶粉食品安全水平的一个重要标签。本文的调查数据显示,样本中有58.3%的消费者将“原装进口”标签作为奶粉食品安全最重要的反映指标,其次分别为有机认证标签、QS认证标签和绿色食品标签。

在上述背景下,本文的第一个研究目标是通过估算支付意愿(Willingness-to-Pay, WTP)讨论消费者对国产奶粉和进口奶粉的偏好差异。条件价值评估(Contingent Valuation)和选择实验(Choice Experiment)是目前应用最广泛的两种测度支付意愿的方法。相比之下,多属性、多选项和多选择情景

^① 数据来源于中国产业信息网: <http://www.chyxx.com/industry/201308/217247.html>

的实验设计使选择实验拥有更高的信息负荷,也大幅度提高了选择实验方法的应用空间^①(全世文,2016)。近年来,国内采用选择实验方法的应用研究也快速增长,被农业经济学者广泛用来分析消费者对多个食品属性或食品标签的偏好(王文智等,2013;张振等,2013;吴林海等,2015;尹世久等,2015)。

大量研究都表明陈述性偏好方法广泛存在“假想偏差”(Hypothetical Bias),且消费者倾向于高估支付意愿^②(Murphy等,2005)。由于选择实验的实验设计形式被认为与消费者在现实生活中面临的真实市场情景更加吻合,因此,与条件价值评估方法相比,选择实验面临的假想偏差相对更弱(Lusk等,2004; Moser等,2013)。但是,由于陈述偏好方法共同的假想特征,并没有严格的理论依据可以支撑这一结论。目前,在选择实验中讨论假想偏差的研究还处于起步阶段,而且,已有的实证研究并未得到一致的结论。例如,Carlsson等(2001)、Lusk等(2004)的研究显示选择实验并不存在严重的假想偏差,而Loomis等(2009)则发现在选择实验中,消费者仍然非常显著地高估了支付意愿。

本文的第二个研究目标是验证选择实验测度支付意愿时是否存在假想偏差。验证假想偏差的一般做法是将陈述性选择实验的结果与一些“非假想”或者带有“结果性”的实验结果进行比较(包括“真实选择实验”和显示偏好数据),或者与一些经过矫正的实验结果进行比较。这些矫正方法包括“廉价对话”、“确定性评分”等(Morrison等,2009; Fifer等,2014)。本文验证假想偏差的参考基准是在显示偏好数据(即消费者在真实市场中的奶粉购买行为)基础上的估计结果。

二、模型设定

(一) 根据选择实验估算支付意愿

选择实验的理论基础是Lancaster(1966,1972)提出的微观效用理论,即消费者的直接效用来源是构成产品的特征或属性,而非产品本身。那么,设消费者*i*对奶粉*j*拥有一个线性形式的间接效用函数:

$$U_{ij} = \alpha_i P_{ij} + \beta_{i1} X_{ij1} + \sum_{k=2}^K \beta_{ik} X_{ijk} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, P_j 表示奶粉*j*的价格, X_{jk} 表示奶粉*j*的第*k*个属性,其中, X_{j1} 表示奶粉*j*是否为“进口奶粉”。 α_i 和 β_{ik} 分别表示价格和属性*k*对消费者*i*的边际效用。 ε_{ij} 表示消费者*i*对奶粉*j*的随机效用。定义 $X_{j1}^0 = 0$ 表示国产奶粉, $X_{j1}^1 = 1$ 表示进口奶粉。那么,在其他属性不变的条件下,消费者为了保持效用不变,必须为 X_{j1} 的变化支付一定的溢价:

$$\alpha_i P_{ij} + \beta_{i1} X_{ij1}^0 + \sum_{k=2}^K \beta_{ik} X_{ijk} + \varepsilon_{ij} = \alpha_i (P_{ij} + WTP_{ij1}) + \beta_{i1} X_{ij1}^1 + \sum_{k=2}^K \beta_{ik} X_{ijk} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

由(2)式可以解得:

$$WTP_{ij1} = - \frac{\beta_{i1}}{\alpha_i} \quad (3)$$

因此,消费者*i*对奶粉*j*为进口奶粉的支付意愿可以描述为:进口属性和价格对消费者*i*的边际

① 选择实验更高的信息负荷同时也意味着实验参与者将面临更大的认知压力;而在有限认知能力的约束下,被试者在决策过程中可能会违背理性假设条件,从而导致实验结果存在偏差(Swait等,2001; Louviere等,2008;全世文,2016)。课题组在另一篇论文中讨论这一问题

② 关于假想偏差的成因尚未形成一致的理论解释,一个被广泛认可的经验解释是,陈述偏好方法缺乏一个带有强制性的结果承诺(Carson等,2007)。在这种非结果性的实验设计下,理性的被试者没有足够的激励根据自己的真实偏好回答,而是会以自身效用最大化为目标采取策略性行为

效用之比的相反数。假定各个属性边际效用与奶粉本身无关,那么, $WTP_{ijt} = WTP_{it}$ 。同理,消费者对第 k 个奶粉属性的边际支付意愿为 $WTP_{ik} = -\beta_{ik} / \alpha_i$ 。

(二) 计量模型

选择实验的实证理论基础是 McFadden(1974) 提出的随机效用理论。根据 Train(2003) 设定多元 Logit 模型和随机参数 Logit 模型。首先,将(1)式简写为: $U_{ijt} = \beta_i' x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$ 。其中,下标 $t=1, 2, \dots, T$ 表示第 t 个选择情景,假定 ε_{ijt} 服从 Gumbel 独立同分布。 $x_{ijt} = (P_{ijt}, X_{ijt1}, X_{ijt2}, \dots, X_{ijtK})'$ 表示奶粉 j 的属性列向量; $\beta_i = (\alpha_i, \beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{iK})'$ 表示对应的参数列向量,并假定消费者偏好不随选择情景而变化。

MNL 模型假定消费者具有同质偏好,即 $\beta_i = \beta$ 。根据随机效用理论,消费者在多个选项中选择为其带来效用最高的选项,那么,在选择情景 t 中,消费者在 J 个奶粉中选择 s 的概率为:

$$P(s | x_i) = P(U_{ist} > U_{ijt}, \forall j \neq s) = \frac{e^{\beta' x_{ist}}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta' x_{ijt}}} \quad (4)$$

而 RPL 模型则假定消费者的偏好具有异质性。定义 β 服从随机分布来表达这种异质性偏好,设其密度函数为 $g(\beta | \theta)$ 。那么,消费者在情景 t 的 J 个奶粉中选择 s 的概率为:

$$P(s | x_i, \theta) = P(U_{ist} > U_{ijt}, \forall j \neq s) = \int \frac{e^{\beta' x_{ist}}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta' x_{ijt}}} g(\beta | \theta) d\beta \quad (5)$$

在 T 个选择情景下,消费者 i 在选择空间 A 中做出选择序列 $S_i \in A$ 的概率为:

$$P(S_i | x_i, \theta) = \int \prod_{t=1}^T \frac{e^{\beta' x_{i\mu(t,s)t}}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta' x_{ijt}}} g(\beta | \theta) d\beta \quad (6)$$

其中, $\mu(t,s) = 1, 2, \dots, J$ 表示消费者 i 在第 t 个情景中做出的选择。(5)式与(6)式中,通过等式右侧的积分运算 $P(\cdot)$ 均可以表达为参数 θ 的函数。通过拟最大似然估计法可以得到参数 θ 的估计值 $\hat{\theta}$ (Train 2003)。进而,可以通过(3)式模拟样本 WTP 的分布。为了得到正态分布的 WTP,本文假设价格的边际效用为固定参数: $\alpha_i = \alpha$; 其他属性的边际效用服从联合正态分布: $g(\beta | \theta) = \varphi(b, W)$ 。于是, WTP 在消费者群体中也服从正态分布 (Layton 等 2000; Lusk 等 2004; De-Magistris 等 2013)。估算得到的 WTP 样本均值为 $WTP_k = -\theta_k / \alpha$ 。

由于 WTP 的估计值表现为两个参数估计量的比值,而估计量本身是一个随机分布,因此 WTP 也是一个随机分布。获取 WTP 分布的标准差或者置信区间一直是学者关注的话题。目前,常用的获取 WTP 置信区间的方法包括 4 种: Delta 法, Fieller 法, Bootstrap 法以及 Krinsky 等(1986)提出的参数化 Bootstrap 方法 (Hole 2007)。本文在分析 WTP 时采用 Krinsky 等的方法模拟 WTP 的分布。进而,在模型之间对 WTP 进行比较检验时,本文采用 Poe 等(2005)提出的非参数完全组合法。

(三) 引入消费者特征因素

考虑将消费者特征引入模型进而分析异质性偏好的形成机制。这一分析从操作技术上可以分为两种方法。第一种方法是在 RPL 模型的估计结果基础上进一步估计单个消费者的偏好参数,进而分析消费者特征对其偏好的影响效果。

为了估算单个消费者 i 的偏好参数 β_i 和支付意愿 WTP_i ,考虑做出特定选择序列 S_i 的子样本在 S_i 条件下的条件分布 $h(\beta | S_i, x_i, \theta)$ 。根据贝叶斯法则 (Train 2003),

$$h(\beta | S_i, x_i, \theta) = \frac{P(S_i | x_i, \beta) g(\beta | \theta)}{P(S_i | x_i, \theta)} \quad (7)$$

由(7)式可以计算任意选择序列的子样本的参数分布,根据 $\bar{\beta} = \int \beta h(\beta | S_i, x_i, \theta) d\beta$ 可以得出对应子样本的偏好参数的均值,进而计算 WTP。然而,将 WTP 的估计值用作后续分析的因变量时,严

格意义上,需要根据 WTP 的误差对后续的模型估计参数进行修正(Train 2003)。为了回避这一问题,另一种更直接的方法是在选择实验的估计模型中引入消费者特征。但是在随机效用模型中体现的是不同产品选项给消费者带来效用的差值,而非单一产品带来效用的绝对值,而消费者个体特征由于不会随产品选项的变化而变化,因此,个体特征对效用的影响效果在函数的表达形式上通常被直接省略(Train 2003)。一种常用的方法是在模型中设置消费者特征与属性水平的交互项,即:

$$U_{ij} = \beta_i x_{ij} + \gamma_i \gamma_i x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

其中 γ_i 表示消费者特征 γ_i 表示对应于交互项的参数向量。对(8)式的估计同样可以采用 MNL 或 RPL 模型,根据 γ_i 的估计结果可以分析消费者特征对消费者偏好或支付意愿的影响效果。

三、实验设计与数据

(一) 实验设计

在选择实验中,假想的产品被描述为由一系列属性构成的组合。每个选择情景都包括两个或多个假想的产品选项,这些产品由多个产品属性进行定义,属性水平的差异决定了产品的差异;消费者在这些选项选择一个为其带来效用最大的产品。陈述性选择实验的设计通常要求消费者在多个情景中连续做出多次选择。而消费者在真实市场中的购买行为则可以被视为在单一情景下的一次性选择。

属性选择是实验设计的第一个环节。属性过多会严重增加实验的信息负荷,从而带来由消费者疲劳或认知能力有限造成的偏差;而属性太少则会造成由模拟情景失真或遗漏变量问题造成的估计偏差(Louviere 等 2000)。在实践中,大多数应用研究选择 4~6 个关键属性,评价属性是否“关键”的标准在于其政策含义和对消费者的重要性权重(Blamey 等 2002)。本研究通过焦点小组访谈和预调查,确定了消费者关注程度较高的 4 个奶粉标签:原装进口、有机认证、富含益生菌、无糖食品*,并结合价格属性来设计选择实验。

设计 4 个价格水平:基价为 236 元/900 克桶**,另外包括了两个在基价水平上分别上涨 33% 和 66% 的价格和一个在基价水平上下降 33% 的价格(Gao 等 2009)。其他 4 个奶粉标签均为“0—1”形式的二元变量。首先,基于混合水平的正交设计法则,根据 4×2^4 的组合模拟 8 种假想的奶粉,设计过程满足 100% 的 D 效率。然后,将每一个假想产品都与其他 7 个产品完成一组随机配对,从而产生 8 组“选择集”。为了使选择情景更加真实,在每一个选择集中均加入一个“都不选择”的选项,用来捕获消费者对该组的两种奶粉都不喜欢,因而放弃选择或维持购买现状(Status-Quo)的情形。由此,每个被调查者需要连续在 8 个假想的选择情景中进行决策;为了消除“排序效应”的影响,8 个选择情景被随机排序。

(二) 调查实施与数据描述

由于婴幼儿奶粉消费群体的特殊性,以普通消费者作为调查对象可能会导致由样本选择问题造成的估计偏差。因此,瞄准奶粉的实际购买者是开展调查的一个关键环节。又因为面对面调查的方法会大幅度增加调查成本,且可能导致在调查时点由消费者认知资源(时间和精力)有限造成的偏差。因此,本文采取了实地瞄准和网络调查相结合的方法。

* 除了这 4 个属性以外,问卷中还列示了绿色认证、清真认证、ARA 含量、DHA 含量、核苷酸含量、钙含量、乳蛋白含量、包装材料。尽管品牌和保质期同样可能是消费者关切程度较高的属性,但问卷中并未考虑。这主要是由于现实的奶粉属性之间存在完全的多重共线性,例如,保质期与包装材料是完全相关的;而品牌属性则与其他几乎所有属性都高度相关。而消费者对“品牌”的关切可以分解为对该品牌的各项属性的关切

** 基价根据预调查结果统计得到。在正式调查中,消费者购买奶粉的平均价格为 253 元/900 克桶

表 1 调查样本的基本情况

变量	北京市	西安市	变量	北京市(%)	西安市(%)
年龄	31.396 (6.635)	33.984 (9.317)	与孩子的关系		
孩子年龄	2.006 (1.926)	1.574 (1.853)	父母	78.51	66.89
购买目的			祖父母、外祖父母	3.07	6.73
自家消费	81.91%	73.62%	其他	18.42	26.38
馈赠亲友	18.09%	26.38%	家庭月收入水平(元)		
性别			(0,4000]	5.98	25.17
女	67.69%	56.39%	(4000,8000]	24.07	39.17
男	32.31%	43.61%	(8000,15000]	40.39	26.11
受教育水平			(15000以上)	29.56	9.56
初中及以下	1.13%	8.21%	职业类型		
高中及中专	5.01%	25.98%	全职	90.79	80.62
大专及本科	69.14%	59.76%	兼职	4.20	6.86
硕士及以上	24.72%	6.06%	未就业/失业	2.91	6.73
			退休	2.10	5.79
			样本量	619	743

注: 括号内为标准差。“自家消费”指为儿女或孙儿女购买奶粉的情形,其他亲属的购买行为属于“馈赠亲友”;部分百分比数据相加之和不等于100%是由四舍五入的误差造成

首先,调查员在母婴用品的实体专卖店向前来购买奶粉的消费者发放“邀请卡”。该卡片在介绍调查目的和调查内容的同时,还包含3个信息:网络问卷的网址、问卷网址的二维码以及一个仅限一次性使用的邀请码。奶粉购买者拿到邀请卡以后,可以通过输入网址或者扫描二维码进入问卷的网络端口,输入邀请码后可以填答问卷。对于有效完成问卷的消费者,系统会予以记录,并给予一定的奖励。网络问卷除了选择实验包含的8个选择情景以外,还询问了消费者的社会统计学特征。此外,调查员在发放邀请卡的同时还记录了消费者在真实市场中购买的奶粉信息以及专卖店中销售的所有奶粉的属性信息。

正式调查于2013年12月在北京市和西安市展开。调查组在两市分别选择乐友孕婴童连锁超市和小袋鼠母婴馆的部分实体店,合计发放邀请卡2400张,获得有效问卷1362份。样本的基本特征统计如表1所示。根据表1的统计结果,北京市样本的收入水平和受教育水平高于西安市,女性样本的比例更高,用于自家消费的样本比例也更高。检验结果显示两样本的部分特征指标在5%的统计水平上存在显著的差异。这意味两样本在选购奶粉时可能会存在整体的偏好差异。

四、结果与讨论

(一) 模型的估计结果

根据前文定义的MNL与RPL模型,分别对北京市和西安市的消费者样本进行估计,结果如表2所示。似然比检验的结果显示,在显示偏好数据中,RPL模型的拟合效果并没有显著优于MNL模型,因此对显示偏好数据,表2仅汇报了MNL模型的估计结果。从总体来看,各个模型都具有良好的拟合效果,所有均值参数的符号都与理论预期吻合:价格的边际效用为负值,而其他所有的

奶粉属性的平均边际效用均为正值。那么,消费者对4种奶粉属性都具有一个均值为正的支付意愿分布。

在选择实验模型的协方差矩阵中,高度显著的对角线方差说明消费者对这4种奶粉属性的偏好都存在显著的异质性。根据随机参数的估计结果可以估算消费者群体中偏好不同奶粉的比例。例如,北京市和西安市分别有88.12%和92.56%的奶粉消费者更加偏好进口奶粉,该比例高于其他3个奶粉标签,从侧面说明了产地属性是我国消费者最重视的奶粉属性。大量消费者偏好进口奶粉的事实可以解释我国奶粉进口量在近年来的快速增长。具体来看,偏好有机奶粉的消费者比例仅次于进口奶粉,而偏好无糖奶粉的消费者比例最低。此外,北京市消费者对奶粉的偏好异质性更强,而西安市奶粉消费者的偏好异质性相对较弱。

另外,联合检验的结果并不能拒绝属性间协方差全部为零的原假设,说明属性之间存在显著的相关性。这种相关性在北京市样本和西安市样本中表现出高度的相似性。首先,在两组样本中,“原装进口”与“有机认证”的偏好负相关性都在1%的统计水平上高度显著。另外,“原装进口”与“富含益生菌”之间则被检验出了正向的相关关系,该相关性在北京市样本中的显著水平为10%,在西安市样本中的显著水平为5%。属性之间的偏好相关性可能由多种原因造成。首先,不同标签表达的“搜寻属性”可能指代了相同的“信用属性”或“经验属性”。例如,“原装进口”与“有机认证”都向消费者传达了奶粉更加安全的信号。其次,真实市场中的奶粉属性结构可能令消费者对不同属性的相关性产生经验判断。例如,消费者可能认为进口奶粉都是富含益生菌的,或者进口奶粉富含益生菌的比例更高。总体而言,协方差矩阵的整体显著性表明RPL模型可以更有效地把握消费者偏好的异质性和相关性特征。

消费者对进口奶粉和有机奶粉之间的负相关偏好也意味“原装进口”标签和“有机认证”标签之间存在替代关系,这与Meas等(2014)的研究结论一致^①。两标签互为替代品,说明两者在反映奶粉的价值时存在重叠效果。因此,估算这两个标签的整体价值小于单独估算每个标签的所得的价值之和。该结论意味生产者对奶粉或其他食品添加多个标签的营销策略需要谨慎地考察标签之间可能存在的关联,而不能简单依据对每个标签单独进行的成本收益分析进行决策。此外,为了实现重振国产品牌奶制品的目标,在营销策略上可以加大对食品的产地标签具有替代效应的标签(即有机认证标签)的推广、宣传和普及,从而使消费者对奶粉质量和安全的“搜寻属性”由食品的产地标签向其他标签进行转移。

(二) 估算支付意愿并验证假想偏差

在表2的估计结果的基础上,本文采用Krinsky等(1986)提出的限参Bootstrapping方法模拟了1000个WTP的估计值。表3报告了根据显示偏好数据和选择实验数据的模型估计结果模拟的WTP的统计结果。

^① Meas等(2014)通过在模型中引入交互项来分析属性间的关系。严格来讲,引入交互效应(Interaction Effect)以后,实验设计也要随之调整,仅考虑主效应(Main Effect)的设计方案会导致估计效率低下(全世文,2016)。本文在实验设计时并未考虑属性间的交互效应,但在引入交互项的估计模型中,本文仍然得到了“原装进口”标签和“有机认证”标签的交互项显著为负的结论。篇幅原因,文中没有报告该模型的估计结果。

表2 模型估计结果

项 目	北京市			西安市		
	显示偏好	陈述性 CE		显示偏好	陈述性 CE	
	MNL	MNL	RPL	MNL	MNL	RPL
价格	-1.044** (0.083)	-0.231** (0.032)	-0.381** (0.038)	-0.882** (0.071)	-0.348** (0.032)	-0.525** (0.038)
常数项		0.685** (0.118)	0.511** (0.124)		0.484** (0.113)	0.266* (0.121)
原装进口	1.566** (0.139)	1.226** (0.044)	1.461** (0.070)	1.415** (0.118)	1.242** (0.042)	1.518** (0.066)
有机认证	1.234** (0.127)	0.957** (0.049)	1.092** (0.070)	1.236** (0.115)	1.161** (0.047)	1.413** (0.070)
富含益生菌	1.413** (0.125)	0.653** (0.049)	0.761** (0.061)	1.049** (0.100)	0.959** (0.046)	1.153** (0.060)
无糖食品	1.016** (0.116)	0.312** (0.042)	0.303** (0.051)	0.942** (0.097)	0.525** (0.040)	0.549** (0.050)
进口—进口			1.319** (0.174)			1.196** (0.153)
有机—进口			-0.637** (0.134)			-0.372** (0.115)
含益生菌—进口			0.189 (0.102)			0.236* (0.095)
无糖—进口			-0.027 (0.089)			-0.073 (0.083)
有机—有机			1.145** (0.177)			1.193** (0.169)
含益生菌—有机			0.089 (0.097)			0.069 (0.099)
无糖—有机			-0.002 (0.084)			-0.016 (0.084)
含益生菌—含益生菌			0.364** (0.108)			0.513** (0.119)
无糖—含益生菌			-0.030 (0.059)			-0.007 (0.064)
无糖—无糖			0.237** (0.081)			0.312** (0.088)
消费者人数	619	619	619	743	743	743
观测样本量	4952	14856	14856	5944	17832	17832
Final LL	-1088.1	-4614.2	-4437.0	-1338.5	-5198.9	-5007.4
McFadden's R ²	0.155	0.152	0.184	0.134	0.204	0.232

注: 括号内为相应估计系数的标准误; *、**和*** 分别代表在 10%、5%和 1% 的统计水平上显著; 价格的单位为 100 元/900 克桶

表 3 模拟支付意愿估计值的统计结果

项目	显示偏好			陈述性 CE			高估程度	P 值
	均值	标准差	比例(%)	均值	标准差	比例(%)		
北京市样本								
原装进口	1.503	0.103	29.98	3.884	0.425	40.34	158.44	0.000
有机认证	1.181	0.093	23.56	2.907	0.377	30.19	146.12	0.000
富含益生菌	1.355	0.103	27.03	2.032	0.282	21.11	49.98	0.004
无糖食品	0.974	0.093	19.43	0.805	0.161	8.36	-17.35	0.823
总 WTP	5.013	0.200		9.628	1.087		92.06	0.000
西安市样本								
原装进口	1.609	0.110	30.52	2.911	0.232	32.75	80.90	0.000
有机认证	1.402	0.099	26.59	2.708	0.242	30.48	93.22	0.000
富含益生菌	1.190	0.103	22.58	2.216	0.204	24.94	86.17	0.000
无糖食品	1.071	0.099	20.32	1.052	0.119	11.84	-1.78	0.554
总 WTP	5.272	0.228		8.887	0.696		68.57	0.000

注: 汇报的统计数据来源于 1000 个模拟的 WTP 估计值; 显示偏好的 WTP 根据表 2 中 MNL 模型的估计结果进行模拟, CE 的 WTP 根据 RPL 模型估计结果进行模拟; WTP 的单位为 100 元/900 克桶; 总 WTP 是 4 个奶粉属性的 WTP 之和, 由于计算过程中四舍五入的原因, 总 WTP 可能不严格等于各属性的 WTP 之和; 高估程度=陈述性 CE 中的 WTP 均值/显示偏好数据中的 WTP 均值-1; P 值为非参数检验的单尾 P 值, 检验方法为 Poe 等(2005) 提出的非参数完全组合方法

由表 3 可知, 消费者对进口奶粉的支付意愿在 4 种奶粉属性中最高, 这与表 2 中根据偏好系数的估计值确定的属性重要性排序一致, 同样说明了在婴幼儿奶粉的购买行为中, 消费者最关注奶粉属性是食品的产地标签。其中, 北京市消费者对进口奶粉的平均支付意愿在显示偏好数据和选择实验数据中的估计结果分别为 150 元/桶和 388 元/桶, 相应地, 西安市消费者的 WTP 分别为 161 元/桶和 291 元/桶。这一数据直观上说明了陈述性选择实验中存在假想偏差。

图 2 进一步描述了消费者对进口奶粉 WTP 的分布。根据图示的结果, 选择实验显著地高估了消费者的支付意愿。而且, 选择实验数据模拟的支付意愿具有更强的离散程度, 这说明选择实验模型中的误差项更大, 即消费者在假想情景中决策时面临的不确定性更强。

表 3 还汇报了基于选择实验模型和显示偏好模型模拟的 WTP 估计值的均值检验。结果显示, 除了“无糖食品”以外, 所有属性的 WTP 在两个模型中都存在显著差异。由于假想的实验情景不要求消费者发生真实的支付, 所以消费者倾向于高估奶粉标签的边际效用, 而低估价格的边际效用。虽然选择实验令消费者在产品属性之间进行权衡的模式更加符合消费者在真实市场中的决策情形, 因此假想偏差可能更弱(Lusk 等 2004), 但是, 在实证研究中, 选择实验在以公共物品和私人物品为研究对象时的假想偏差存在明显差异。例如, Carlsson 等(2001) 的研究发现通过假想选择情景和真实选择情景得到的个体对环境项目的支付意愿并没有显著的差异。而 Lusk 等(2004) 的研究结论则表明消费者对牛排的总支付意愿在假想选择情景中显著高于真实选择情景, 而消费者对牛排质量单项属性上的支付意愿在两种情境中则并没有显著差异。

根据本文的模拟结果, 北京市和西安市消费者对 4 种属性的总支付意愿在选择实验中比显示偏

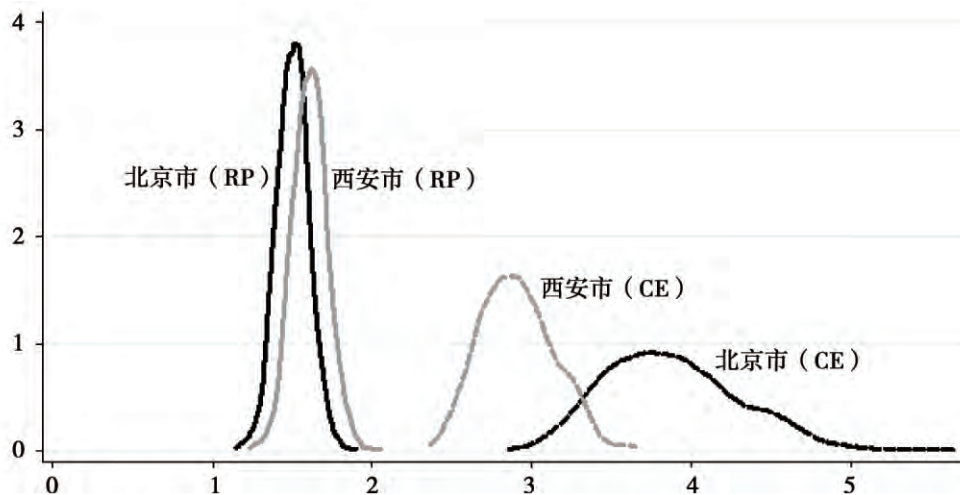


图2 消费者对进口奶粉的模拟支付意愿分布

好模型中分别高 92.06% 和 68.57% ,即北京市样本高估支付意愿的现象更严重。而且 ,消费者对奶粉单个属性的支付意愿在选择实验中被高估的程度也存在差异。比较单个属性 WTP 在总 WTP 中的比重 ,两样本的消费者都倾向于在假想情景中低估“无糖食品”的价值。此外 ,在西安样本中 ,消费者高估“原装进口”、“有机认证”和“富含益生菌”WTP 的程度比较接近 ,说明 CE 的假想偏差在这 3 个属性中表现为系统性高估。相比之下 ,北京市消费者在选择实验中高估 WTP 的程度在属性间的差异更大 ,而且 ,北京市消费者倾向于严重高估对“原装进口”和“有机认证”的 WTP ,两者的高估程度均达到了 150% 左右。

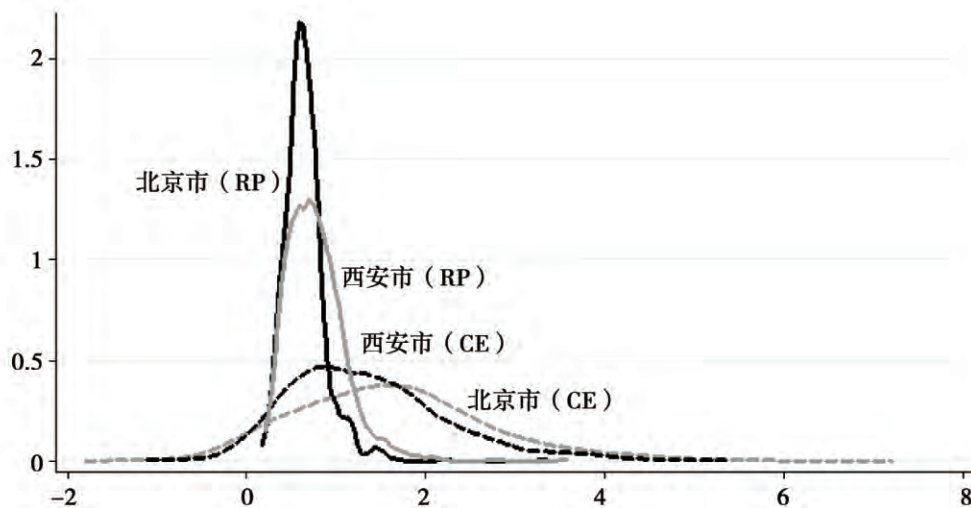


图3 在实际奶粉购买价格基础上测算的消费者相对支付意愿分布

进一步结合消费者购买奶粉的实际价格分析相对支付意愿。根据(7)式 ,在 RPL 模型估计结果的基础上 ,可以估计在消费者个体层面上的支付意愿。于是 ,在北京市和西安市样本中 ,分别可以得到 619 和 743 个在样本内估算的支付意愿。将估计值分别除以消费者购买奶粉的实际价格可以得到

相对支付意愿*。图3描述了相对支付意愿的分布。

在图3中,北京市显示偏好和选择实验模型测算的相对WTP均值分别为65.41%和165.01%,西安市的对应结果分别为77.38%和137.22%。在讨论食品的产地标签的相关研究中,消费者对本地食品的相对WTP在不同的研究中存在明显的差异。Tempesta等(2013)的研究(采用选择实验方法)显示北意大利消费者对本地牛奶的支付意愿是牛奶实际均价的1.05~1.65倍。Lefèvre(2011)通过联合分析法计算的达喀尔消费者对本地奶源的相对支付意愿在76.4%~110%之间**,而基于附加信息的条件价值评估方法得到的相对溢价仅为16.4%~26.6%。在以其他食品为对象的研究中,结论同样存在很大的差异,例如Loureiro等(2003)的研究(采用条件价值评估方法)表明消费者对认证美国牛排的平均支付溢价为38%,而Gao等(2009)的研究(采用选择实验方法)在不同模型中得到的相对支付意愿则为33.6%~131.2%。这种差异不仅与食品的种类有关(Brooker等,1987),还与实验设计方法、模型估计方法等多种因素有关(Grebitus等2013;Xie等2013)。与这些研究相比,本文估算的消费者对进口婴幼儿奶粉的相对支付意愿略高,尤其是通过选择实验数据测算的支付意愿达到了奶粉基价的150%左右。然而,即使是通过显示偏好数据测算的相对溢价也达到了65%和77%,仍然说明了我国消费者对进口奶粉的强烈偏好。

如前文所述,现有研究认为消费者偏好本地食品主要是出于对食品口味、新鲜度、质量与安全等特征的偏好,或者出于地区优越感或者民族优越感(Shimp等,1987;Lantz等,1996)。Alfnes(2004)的研究认为消费者对产地国的印象同样是一个重要原因,挪威消费者倾向于选择近邻国家和发达国家生产的牛肉。我国消费者更加偏好进口奶粉的主要原因可能包括对奶粉质量安全的信任以及对发达国家奶粉生产环境的良好印象。如果认为奶粉的口味、营养配方和民族优越感对国产奶粉具有正向的促进效果,那么,消费者仍然偏好进口奶粉的现象说明消费者对奶粉质量安全的“信用属性”具有更高的支付意愿。

(三) 引入消费者特征

进而考虑消费者特征对其偏好异质性的影响。在模型中加入消费者特征与奶粉属性之间的交叉项重新估计MNL模型,结果如表4所示***。与表2报告的结果相比,表4中的模型(尤其是选择实验的估计模型)拟合效果更优,说明引入消费者特征有助于提高模型对消费者行为的解释力度****。

尽管交叉项系数在显示偏好模型和选择实验模型中存在一定的差异,但总体上仍然具有较高的一致性;这也说明虽然选择实验高估了消费者的支付意愿,但仍然可以有效反映消费者对不同奶粉属性的相对偏好。但是,交叉项系数在北京市样本和西安市样本中则表现出了显著差异,说明消费者的偏好结构会因为区域不同而有所差异。具体来看,在北京市样本中,孩子年龄对进口奶粉偏好具有负向的影响效果,以馈赠为目的的消费者对进口奶粉的偏好更强,男性消费者的偏好强于女性消费者。而在西安市样本中,消费者年龄对进口奶粉偏好具有正向的影响效果,女性消费者的偏好更强。两样本中,收入对进口奶粉偏好都具有正向的影响效果。多数研究表明,受教育程度越高的消费者更倾向于多样化的选择,对本地食品的偏好程度越低(Vandermersch等,2004)。而本文的估计结果并未验

* 由于对显示偏好数据而言RPL模型并不优于MNL模型的估计结果,因此,对于显示偏好数据,本文直接在支付意愿均值的基础上计算相对支付意愿

** 原文没有说明奶产品的实际价格,这一数据根据作者在选择模型中使用的225~325非洲法郎中的250非洲法郎作为基价进行计算

*** 由于将各个消费者特征项与奶粉属性项之间全部进行交叉会增加过多的模型自变量,导致过度参数化,因此,表4中的模型仅引入了原装进口与消费者特征的交互项。笔者尝试将其他奶粉属性与消费者特征的交互效果引入模型,模型的拟合效果略有上升

**** 本文将消费者特征对样本内估的消费者支付意愿进行回归,所得的估计结果与表4中的结论基本一致;篇幅原因,没有汇报该模型的估计结果

证受教育水平对进口奶粉偏好存在显著影响,这可能意味我国消费者对进口奶粉的偏好在不同受教育程度的家庭中具有普遍性。

表 4 引入原装进口与消费者特征交叉项的 MNL 模型估计结果

项 目	北京市		西安市	
	显示偏好	陈述性 CE	显示偏好	陈述性 CE
价格	-1.044** (0.083)	-0.239** (0.033)	-0.882** (0.071)	-0.357** (0.032)
原装进口	0.949 (0.856)	0.523 (0.339)	1.191 (0.790)	-0.040 (0.327)
原装进口×孩子年龄	0.000 (0.042)	-0.105** (0.017)	-0.025 (0.049)	-0.020 (0.021)
原装进口×消费者年龄	-0.005 (0.013)	0.001 (0.005)	0.005 (0.016)	0.026** (0.007)
原装进口×性别	-0.050 (0.185)	0.197** (0.074)	-0.022** (0.005)	-0.166* (0.066)
原装进口×购买目的	-0.527** (0.214)	-0.352** (0.090)	-0.269 (0.211)	0.056 (0.086)
原装进口×受教育年限	0.127 (0.145)	0.073 (0.057)	0.102 (0.105)	-0.030 (0.044)
原装进口×家庭月收入	0.011** (0.003)	0.016** (0.003)	0.008** (0.002)	0.030** (0.004)
有机认证	1.234** (0.127)	0.969** (0.049)	1.236** (0.115)	1.172** (0.047)
富含益生菌	1.413** (0.125)	0.663** (0.050)	1.049** (0.100)	0.969** (0.046)
无糖食品	1.016** (0.116)	0.311** (0.043)	0.942** (0.097)	0.525** (0.040)
常数项		0.674** (0.118)		0.472** (0.113)
消费者人数	619	619	743	743
观测样本量	4952	14856	5944	17832
Final LL	-1083.31	-4562.64	-1336.08	-5145.40
McFadden's R ²	0.158	0.161	0.135	0.212

注: 括号内的数据为对应系数估计值的标准误; 价格的单位为 100 元/900 克桶; 购买目的=1 表示自家消费, 购买目的=0 表示馈赠亲友; 性别=0 表示女, 性别=1 表示男; 家庭月收入单位为“千元”; 工作虚拟变量组的基组为“全职工作”; * 与 ** 分别表示在 0.05 和 0.01 的统计水平上显著

五、结论与启示

本文采用选择实验的方法,在 1362 个网络调查样本的基础上分析了北京市消费者和西安市消费者对婴幼儿奶粉的偏好。在 4 个奶粉标签(原装进口、有机认证、富含益生菌、无糖食品)中,本文重点讨论了消费者对“原装进口”奶粉的支付意愿。由于陈述性的选择实验可能存在假想偏差,本文同

时根据显示偏好数据(消费者在真实市场中对婴幼儿奶粉的购买行为)估算了支付意愿,并验证了选择实验中的假想偏差。本文得到了如下主要结论:

(1) 产地标签是我国消费者在购买婴幼儿奶粉时最关注的奶粉标签,消费者对进口奶粉的支付意愿占4个奶粉标签总支付意愿的30%左右,重要性程度仅次于“原装进口”标签的是“有机认证”标签。与国产品牌的奶粉相比,北京市和西安市分别有88%和超过93%的消费者更加偏好进口奶粉。根据显示偏好数据的估算结果,北京市和西安市消费者对进口奶粉的平均支付溢价分别为150元/桶和161元/桶,分别占奶粉真实购买价格的65.41%和77.38%。消费者对进口婴幼儿奶粉的强烈偏好说明我国奶业当前仍然面临消费者对国产品牌的严重信任危机,而重振消费者对国产品牌奶制品的信心则是我国奶业发展在现阶段必须面对的一个重要战略目标。

(2) 消费者对进口奶粉和有机奶粉的偏好具有显著的负相关关系。即“原装进口”标签和“有机认证”标签互为替代品。而且,即使从绝对值来看,消费者对有机认证奶粉的偏好也并没有大幅度低于进口奶粉的偏好。也就是说,在显示奶粉的食品安全信息时,消费者对进口奶粉和有机奶粉都具有较高的认同感,且两者具有替代效果。那么,政府和奶粉生产者在一定程度上可以通过大力促进有机认证标签来“迂回”地实现重振国产品牌奶制品的目标。但是,进口奶粉和有机奶粉的可替代性程度仍然有待后续研究做出进一步的分析。

(3) 在选择实验中,消费者对婴幼儿奶粉的偏好具有显著的异质性,但是在显示偏好数据中并没有验证这种异质性。本文认为,这是因为显示偏好数据的截面特征导致无法在单个消费者层面上获取更多的偏好信息。消费者特征对其偏好存在显著影响,这也从侧面证实了偏好异质性的存在。值得注意的是,偏好异质性不仅反映在不同消费者对同一个奶粉属性的偏好程度存在差异,而且反映在不同消费群体对同一组奶粉属性的偏好结构存在差异。而区域性因素是造成偏好结构存在差异的重要原因。因此,生产者对奶粉添加标签的策略需要同时考察标签之间的相互关系以及细分消费群体对多标签偏好结构的差异。

(4) 采用陈述性选择实验方法估算支付意愿时存在“假想偏差”。根据选择实验的估算结果,北京市和西安市消费者对进口奶粉的平均支付意愿分别为388元/桶和291元/桶。和显示偏好数据的估算结果相比,进口奶粉的支付意愿被高估了158%和81%;总支付意愿在选择实验中被高估的程度略低,分别为92%和69%。北京市消费者高估支付意愿的程度高于西安市消费者。根据选择实验估算结果得到的奶粉属性重要性排序和显示偏好模型的结果基本吻合,引入消费特征后的交叉项系数在选择实验和显示偏好模型中也具有一致性。上述结论说明,采用选择实验进行价值评估时,研究者必须谨慎使用评估结果。当研究目标是某一评估对象的价值本身时,实验中必须引入结果性的设计或矫正方案,从而提高评估结果的外部效度,但当研究目标是评价消费者对产品属性的相对偏好或者分析外生因素对偏好的影响时,陈述性选择实验仍然可以有效发挥作用。

参 考 文 献

1. Alfnes, F. (2004). Stated Preferences for Imported and Hormone-treated Beef: Application of a Mixed Logit Model. *European Review of Agricultural Economics* 31 (1): 19 ~ 37
2. Blamey, R. K. and Bennett, J. W. et al. (2002). Attribute Causality in Environmental Choice Modelling. *Environmental and Resource Economics* 23 (2): 167 ~ 186
3. Brooker, J. R. and Eastwood, D. B. et al. (1987). Consumers' Perceptions of Locally Grown Produce At Retail Outlets. *Journal of Food Distribution Research* 18 (1): 99 ~ 107
4. Carlsson, F. and Martinsson, P. (2001). Do Hypothetical and Actual Marginal Willingness to Pay Differ in Choice Experiments?: Application to the Valuation of the Environment. *Journal of Environmental Economics and Management* 41 (2): 179 - 192

5. Carson R. and Groves T. (2007). Incentive and Informational Properties of Preference Questions. *Environmental and Resource Economics* 37 (1): 181 ~ 210
6. Connolly T. and Srivastava J. (1995). Cues and Components in Multiattribute Evaluation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 64 (2): 219 ~ 228
7. De-Magistris T. and Gracia A. et al. (2013). On the Use of Honesty Priming Tasks to Mitigate Hypothetical Bias in Choice Experiments. *American Journal of Agricultural Economics* 95 (5): 1136 ~ 1154
8. Fifer S. and Rose J. et al. (2014). Hypothetical Bias in Stated Choice Experiments: Is it a problem? And if so how do we deal with it? *Transportation Research Part A: Policy and Practice* 61 (Part A): 164 ~ 177
9. Gao Z. and Schroeder T. C. (2009). Effects of Label Information on Consumer Willingness-to-Pay for Food Attributes. *American Journal of Agricultural Economics* 91 (3): 795 ~ 809
10. Gao Z. and Schroeder T. C. et al. (2010). Consumer Willingness to Pay for Cue Attribute: The Value Beyond Its Own. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing* 22 (1 ~ 2): 108 ~ 124
11. Grebitus C. and Lusk J. L. et al. (2013). Explaining Differences in Real and Hypothetical Experimental Auctions and Choice Experiments with Personality. *Journal of Economic Psychology* 36 (C): 11 ~ 26
12. Hole A. R. (2007). A Comparison of Approaches to Estimating Confidence Intervals for Willingness to Pay Measures. *Health economics* 16 (8): 827 ~ 840
13. Inch G. S. and McBride J. B. (2004). The Impact of Country-of-Origin Cues on Consumer Perceptions of Product Quality: A Binational Test of the Decomposed Country-of-Origin Construct. *Journal of Business Research* 57 (3): 256 ~ 265
14. Krinsky J. and Robb A. L. (1986). On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. *The Review of Economics and Statistics* 68 (4): 715 ~ 719
15. Lancaster K. J. (1966). A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* 74 (2): 132 ~ 157
16. Lancaster K. J. (1972). *Consumer Demand: A New Approach*. New York, Columbia University Press
17. Lantz G. and Loeb S. (1996). Country of Origin and Ethnocentrism: an Analysis of Canadian and American Preferences Using Social Identity Theory. *Advances in Consumer Research* 23 (1): 374 ~ 378
18. Layton D. F. and Brown G. (2000). Heterogeneous Preferences Regarding Global Climate Change. *The Review of Economics and Statistics* 82 (4): 616 ~ 624
19. Lefevre M. (2011). Willingness-to-pay for Local Milk-based Dairy Product in Senegal. CREPP Working Papers 1108, Centre de Recherche en Economie Publique et de la Population (CREPP) (Research Center on Public and Population Economics) HEC-Management School, University of Liège
20. Loomis J. B. and Bell P. et al. (2009). A Comparison of Actual and Hypothetical Willingness to Pay of Parents and Non-Parents for Protecting Infants' Health: The Case of Nitrates in Drinking Water. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 41 (3): 697 ~ 712
21. Loureiro M. L. and Umberger W. J. (2003). Estimating Consumer Willingness to Pay for Country-of-Origin Labeling. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28 (2): 287 ~ 301
22. Louviere J. J. and Hensher D. A. et al. (2000). *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*. UK, Cambridge University Press
23. Louviere J. J. and Islam T. et al. (2008). Designing Discrete Choice Experiments: Do Optimal Designs Come at a Price? *Journal of Consumer Research* 35 (2): 360 ~ 375
24. Lusk J. L. and Hudson D. (2004). Willingness-to-Pay Estimates and Their Relevance to Agribusiness Decision Making. *Applied Economic Perspectives and Policy* 26 (2): 152 ~ 169
25. Lusk J. L. and Schroeder T. C. (2004). Are Choice Experiments Incentive Compatible? A Test with Quality Differentiated Beef Steaks. *American Journal of Agricultural Economics* 86 (2): 467 ~ 482
26. Meas T. and Hu W. et al. (2014). Substitutes or Complements? Consumer Preference for Local and Organic Food Attributes. *American Journal of Agricultural Economics*
27. Morrison M. and Brown T. (2009). Testing the Effectiveness of Certainty Scales, Cheap Talk, and Dissonance-Minimization in Reducing Hypothetical Bias in Contingent Valuation Studies. *Environmental and Resource Economics* 44 (3): 307 ~ 326
28. Moser R. and Raffaelli R. et al. (2013). Testing Hypothetical Bias with a Real Choice Experiment Using Respondents' Own Money. *European Review of Agricultural Economics*: jbt016
29. Murphy J. J. and Allen P. G. et al. (2005). A Meta-analysis of Hypothetical Bias in Stated Preference Valuation. *Environmental and*

- Resource Economics 30 (3) : 313 ~ 325
30. Poe G. L. and Giraud K. L. et al. (2005) . Computational Methods for Measuring the Difference of Empirical Distributions. American Journal of Agricultural Economics 87 (2) : 353 ~ 365
31. Shimp J. A. and Sharma S. (1987) . Consumer ethnocentrism: Construction and validation of the CETSCALE. Journal of Marketing Research 24 (3) : 280 ~ 289
32. Swait J. and Adamowicz W. (2001) . The Influence of Task Complexity on Consumer Choice: a Latent Class Model of Decision Strategy Switching. Journal of Consumer Research 28 (1) : 135 ~ 148
33. Teas R. K. and Agarwal S. (2000) . The Effects of Extrinsic Product Cues on Consumers' Perceptions of Quality Sacrifice and Value. Journal of the Academy of Marketing Science 28 (2) : 278 ~ 290
34. Tempesta T. and Vecchiato D. (2013) . An Analysis of the Territorial Factors Affecting Milk Purchase in Italy. Food Quality and Preference 27 (1) : 35 ~ 43
35. Train K. E. (2003) . Discrete Choice Methods with Simulation , Cambridge University Press
36. Vandermerch M. and Mathijs E. (2004) . Consumer Willingness to Pay for Domestic Milk. Katholieke Universiteit Leuven , Centre for Agricultural and Food Economics
37. Xie J. and Gao Z. (2013) . The Comparison of Three Non-hypothetical Valuation Methods: Choice Experiments , Contingent Valuation , and Experimental Auction. 2013 Annual Meeting. Orlando , Florida , Southern Agricultural Economics Association
38. 全世文 . 选择实验方法研究进展 . 经济学动态 2016(1) : 127 ~ 141
39. 王文智 武拉平 . 城镇居民对猪肉的质量安全属性的支付意愿研究——基于选择实验(Choice Experiments) 的分析 . 农业技术经济 2013(11) : 24 ~ 31
40. 吴林海 秦沙沙等 . 可追溯猪肉原产地属性与可追溯信息属性的消费者偏好分析 . 中国农村经济 2015(6) : 47 ~ 62+73
41. 张 振 乔 娟 . 基于异质性的消费者食品安全属性偏好行为研究 . 农业技术经济 2013(5) : 95 ~ 104

责任编辑 吕新业