

事前认证还是事后追溯？*

——食品安全信息标识的消费者偏好及其交互关系研究

尹世久 王一琴 李 凯

摘要：本文融合随机 n 价拍卖实验和菜单选择实验的各自优势，以番茄为例，分析了消费者对食品安全认证标识（有机标识、绿色标识和无公害标识）和食品可追溯信息标识（种植可追溯信息标识和销售可追溯信息标识）的支付意愿以及各种标识之间的交互关系。研究发现，消费者普遍愿意为这两类食品安全信息标识支付价格溢价；消费者关于食品安全认证与食品可追溯体系的知识可以显著提高消费者对有机标识和可追溯信息标识的支付意愿，而对绿色标识和无公害标识的支付意愿影响较小；有机标识、绿色标识和无公害标识两两之间存在不同程度的替代关系；种植可追溯信息标识和销售可追溯信息标识之间存在双向互补关系；可追溯信息标识与有机标识之间呈现双向替代关系，而与绿色标识之间呈现单向替代关系。

关键词：消费者偏好 食品安全认证标识 食品可追溯信息标识 随机 n 价拍卖实验 菜单选择实验

中图分类号：F323.7 文献标识码：A

一、引言

作为世界上最大的发展中国家，加之处于经济与社会转型的特殊阶段，中国当前的食品安全形势较为严峻。从经济学的角度看，信息不对称导致的市场失灵是食品安全风险的根源所在，尤其在责任不可追溯的情形下，供应商就可能会利用其与消费者之间的信息不对称而做出欺骗等机会行为（Darby and Karni, 1973）。因此，通过食品安全认证向消费者提供事前质量保证，或者通过建立食品可追溯体系在事后实现责任追溯，都有助于缓解食品市场的信息不对称，成为提升消费者信任、督促供应商自律进而防范食品安全风险的重要工具（Rijswijk et al., 2008; 尹世久等, 2018）。那么，建立可提供事前食品安全保证的认证体系与可实现事后责任溯源的食品可追溯体系，何者更受消费者的青睐？也即消费者更加偏好通过食品安全认证的食品（下文简称“认证食品”），还是更加偏好具有可追溯信息

*本文研究得到国家社会科学基金项目“新时代我国农产品质量安全认证政策的社会福利评估研究”（项目编号：18BJY153）资助。

标识的食品（下文简称“可追溯食品”）？食品安全认证标识（下文简称“认证标识”）与食品可追溯信息标识（下文简称“可追溯信息标识”）是可以相互替代还是可以相互促进？寻求这些问题的答案，成为本文拟解决的关键问题。

20 世纪末期以来，中国逐步构建起主要由无公害农产品、绿色食品和有机食品组成的食品安全认证体系，并在进入新世纪后，开始在肉类、蔬菜和婴幼儿乳粉等重要食品种类试点建设食品可追溯体系。与常规食品相比，认证食品和可追溯食品的供应商往往需要投入更高的成本。例如，认证食品的生产过程限制使用甚至禁用化学合成物和转基因技术等，这往往会降低产量而增加劳动等要素的投入（Ram and Verma, 2017）；可追溯食品供应商需要收集、记录和标识可追溯信息，建立可追溯信息数据库与信息传递系统，并需要配备相应的生产和检测设备（Wilson et al., 2010）。作为食品质量改善的直接受益者，消费者应当成为额外生产成本的主要承担者（尹世久, 2013），而消费者是否愿意为认证食品或可追溯食品支付比常规食品更高的价格，成为食品安全认证和食品可追溯体系建设的基础性问题。在消费者的知晓率和认知程度总体都不高的认证食品和可追溯食品市场中，消费者关于食品安全认证或食品可追溯体系的知识会影响其对认证食品或可追溯食品的偏好和支付意愿（Yiridoe et al., 2005; Batte et al., 2007）。因此，探究消费者的上述相关知识对其偏好和支付意愿的影响，对拓展认证食品与可追溯食品等安全食品的市场需求、推动食品行业高质量发展以及制定食品消费政策更具借鉴意义。

鉴于此，本文旨在通过先后实施随机 n 价拍卖实验和菜单选择实验，以番茄为例，估计消费者对具有事前质量保证功能的认证标识和具有事后责任溯源功能的可追溯信息标识的支付意愿，进而构建 Logit 模型进一步考察各种信息标识之间的交互关系，并采用对照实验方法分析向实验参与者介绍关于食品安全认证和食品可追溯体系知识这一信息干预方式对消费者偏好的影响。

二、文献综述

国内外学界围绕认证食品或可追溯食品的消费者偏好和支付意愿（willingness to pay, WTP）已开展了较为丰富的研究（例如周洁红, 2004; Yiridoe et al., 2005; Liu et al., 2013; Wu et al., 2016）。从已有文献看，显示性偏好（revealed preference）和陈述性偏好（stated preference）是学界揭示消费者偏好和支付意愿的两大类方法（例如 Breidert et al., 2006; Liu et al., 2013）。

在研究消费者显示性偏好的具体方法中，拍卖实验（auction experiment）采用真实的物品和金钱，可以模拟真实的市场环境，是学界研究认证食品或可追溯食品的消费者显示性偏好的最常用方法（例如 Breidert et al., 2006; Jin et al., 2017; 陈默等, 2018）。Li et al. (2017) 运用维克瑞（Vickrey）机制拍卖实验分析了有机鸡蛋的消费者偏好，结果表明，食品安全的负面信息会提升消费者对有机鸡蛋的支付意愿。Alphonse and Alfnes (2017) 运用 BDM（Becker-DeGroot-Marschak）机制拍卖实验的研究表明，非洲消费者普遍愿意对有机番茄支付比常规番茄更高的价格。陈默等（2018）采用随机 n 价拍卖实验的研究发现，消费者对有机番茄和绿色番茄的支付意愿显著高于对常规番茄的支付意愿，但对无公害番茄的支付意愿仅略高于对常规番茄的支付意愿。朱淀等（2013）采用 BDM 机制拍卖实验的

研究表明, 消费者愿意为可追溯猪肉的安全信息支付更高的价格。Wu et al. (2016) 以猪肉为案例, 采用随机 n 价拍卖实验的研究结果表明, 与供应链其他环节的可追溯信息相比, 消费者更愿意为养殖环节的可追溯信息支付更高的价格。Jin et al. (2017) 采用随机 n 价拍卖实验方法, 比较了消费者在面对完备的可追溯信息和简略的可追溯信息时的偏好选择, 结果表明, 消费者对两种可追溯信息都具有较高的支付意愿, 且对前者的支付意愿比对后者的支付意愿高 10% 左右。拍卖实验在得到广泛应用的同时, 也暴露出成本高、组织难度大、受样本量限制等缺陷, 尤其是在测度多种产品属性的支付意愿时, 需要进行多轮实验, 进一步增加了实验实施的难度, 而且无法观测属性间的交互关系 (Jaeger et al., 2004)。

在研究消费者陈述性偏好的具体方法中, 选择实验 (choice experiment) 可以同时测量消费者对产品多种具体属性 (attributes) (如有机标识等信息标识属性) 的支付意愿, 且其基本原理符合 Lancaster (1966) 的随机效用理论, 成为当前学界研究食品市场中消费者偏好的前沿工具 (例如 Breidert et al., 2006; Yin et al., 2017)。例如, Olesen et al. (2010) 采用选择实验方法在挪威开展的研究表明, 与常规三文鱼相比, 消费者愿意为每千克有机三文鱼多支付 2 欧元。Van Loo et al. (2011) 通过选择实验比较了美国消费者对美国农业部 (USDA) 有机标识和其他有机标识的支付意愿, 发现消费者对前者的支付意愿远高于后者。Janssen and Hamm (2012) 基于选择实验的研究发现, 德国等西欧国家的消费者对不同来源国的有机标识的支付意愿存在很大差异。Yin et al. (2019) 运用选择实验方法在中国山东的研究发现, 消费者对有机番茄的支付意愿远远高于对绿色番茄和无公害番茄的支付意愿。Loureiro and Umberger (2007) 通过选择实验研究发现, 相比原产地标识, 美国消费者更偏好可追溯信息标识。Bai et al. (2013) 将可追溯信息的认证主体划分为政府和行业协会等第三方机构, 并采用选择实验方法研究发现, 相比于对行业协会等第三方机构认证的可追溯牛奶的支付意愿, 中国消费者对政府认证的可追溯牛奶的支付意愿更高。吴林海等 (2014) 在江苏无锡等 7 个肉菜流通追溯体系建设试点城市实施了选择实验, 研究表明, 消费者对可追溯猪肉的偏好具有异质性, 性别、年龄、受教育程度和收入水平显著影响消费者偏好。Yin et al. (2017) 以婴幼儿奶粉为例的选择实验研究发现, 中国消费者对奶牛养殖环节可追溯信息的支付意愿最高, 其次为奶粉生产环节的可追溯信息, 对奶粉销售环节可追溯信息的支付意愿最低。

选择实验中可供消费者选择的虚拟产品轮廓是给定的, 即使属性间存在替代关系, 消费者也只能从已给定价格和属性的产品轮廓中进行选择, 因此往往会因消费者对产品轮廓的价格不敏感使得实验结果出现偏差 (Ding and Huber, 2009)。而菜单选择实验可以采用完全列举法, 根据消费者最终选择构建出相应的选择实验选择项, 可以更精确地测度消费者对价格的敏感性, 同时能够形成远多于选择实验的虚拟产品轮廓数, 从而可有效地避免属性间的替代效应和多任务的反应误差 (Ben-Akiva and Gershfeld, 1998)。但菜单选择实验与选择实验一样, 实验参与者的选择环境是假想性的, 消费者可能会回避或夸大表述自己的真实偏好 (Lusk et al., 2004)。因此, 结合非假想性与假想性实验方法各自的优势, 建立新型消费者偏好研究框架, 将有助于更精确地测度食品安全信息标识的消费者偏好。

基于上述分析, 本文的主要贡献在于: (1) 将拍卖实验和菜单选择实验方法相结合, 以有效地融

合非假想性与假想性实验方法各自的优势,弥补各自的不足,从而对消费者偏好估计方法做出有益探索。(2)在消费者支付意愿估计的基础上,采用 Logit 模型进一步考察各种食品安全信息标识之间的交互关系;(3)根据是否向参与者介绍关于食品安全认证和食品可追溯体系的知识(下文将这一行为简称为“信息干预”),将实验参与者划分为参照组和实验组开展对照实验,以分析信息干预对消费者偏好的影响。

三、实验设计与计量模型

本文研究选择番茄为实验标的物。其原因主要在于:中国是蔬菜生产和消费大国,2018年蔬菜产量达到70346.72万吨^①。其中,番茄是居民常食用的蔬菜品种,2017年全国产量达到5962.69万吨,约占世界总产量的1/3^②。

(一) 随机 n 价拍卖实验

本文首先采用拍卖实验估计消费者对不同认证番茄和可追溯番茄的支付意愿。基于中国番茄市场的实际情况,笔者选择3种认证番茄和两种可追溯番茄实施拍卖实验。根据中国食品安全认证体系建设的现状,选择的3种认证番茄是分别加贴如下3种认证标识的番茄:有机标识(*ORG*)、绿色标识(*GRE*)和无公害标识(*HF*)。中国食品可追溯体系建设正处于试点阶段,食品可追溯信息中应该包含哪些内容尚有待探索。但主流的观点是,食品可追溯信息应该涵盖可能发生食品安全风险的主要环节(Wu et al., 2016)。从供应链的角度看,番茄存在风险隐患的主要环节可划分为种植环节和销售环节。因此,本文把食品可追溯信息划分为种植可追溯信息和销售可追溯信息两个层次。相应地,在拍卖实验中选择的两种可追溯番茄包括含有种植可追溯信息标识(*P-TRACE*)的番茄和含有销售可追溯信息标识(*S-TRACE*)的番茄。

1.信息干预与对照实验设计。为了探究信息干预是否会影响消费者对认证食品和可追溯食品的偏好,本文构建了两个版本的随机 n 价拍卖实验用以对照:一个版本是在正式的拍卖实验之前,向参与者介绍关于食品安全认证和食品可追溯体系的知识^③;另一个版本是在实验之前不做任何介绍。相应地,全部参与者被随机划分为两组:第一组参与者使用第一个版本的实验方案,即接受信息干预,本文称之为“实验组”;第二组参与者不接受信息干预,本文称之为“参照组”。由于实验组的某些参与者可能在参与实验之前就已经具有了不同程度的关于食品安全认证或者食品可追溯体系的知识,当这些参与者在实验中接受信息干预后,他们对认证食品和可追溯食品的支付意愿变化可能会比较小甚至微乎其微,也即信息干预的效应很小甚至为零;而参照组的某些参与者即使没有接受信息干预,也已

^①数据来源:国家统计局网站(<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

^②数据来源:FAO网站(<http://faostat.fao.org/DesktopDefault.aspx?PageID=339&lang=en&country=351>)。

^③在实验中由经统一培训的调查员以PPT演示为辅助,向实验参与者介绍食品安全认证和可追溯体系建设的有关知识。这些知识的具体内容是经过课题组充分讨论,并广泛征求了学界和实务界有关人员的意见后形成的。感兴趣的读者可以向作者索要PPT材料。

经具备了不同程度的关于食品安全认证和食品可追溯体系的知识, 这些参与者对所拍卖番茄的出价可能就会与实验组参与者的出价较为接近, 故实验组和参照组参与者对所拍卖番茄的出价差异仅仅反映了信息干预效应的下界。

2. 拍卖机制的选择。维克瑞 (Vickrey) 机制、BDM 机制和随机 n 价拍卖机制是当前学界较为主流的实验拍卖机制 (Schott et al., 2016)。与其他拍卖机制相比, 随机 n 价拍卖机制具有激励相容的基本特征, 所有的参与者都有获胜的机会, 同时融合了 Vickrey 机制和 BDM 机制的优势, 从而能够更加准确地估计消费者偏好 (Ji et al., 2011)。因此, 本文研究选用了随机 n 价拍卖机制。

3. 拍卖实验步骤。对加贴认证标识 (*ORG*、*GRE* 和 *HF*) 和可追溯信息标识 (*P-TRACE* 和 *S-TRACE*) 的 5 种番茄分别进行 3 轮拍卖, 在每一轮拍卖中, 参与者都被要求对该轮次被拍卖的番茄出价。拍卖实验的具体实施过程如下:

第 1 步: 受邀参与者到达指定实验地点后, 每人被分配一个 ID 号码, 并被要求按照 ID 号码入座, 相互之间禁止交流。实验组织者向每一个参与者发放 15 元作为补偿, 同时赠送 0.5 公斤番茄用于拍卖实验, 并向参与者说明常规番茄当前的市场价格大约是 5 元/公斤, 以便于参与者出价时参考。实验组织者随后向参与者展示被拍卖的 5 种番茄 (尽量保证所有番茄在颜色、大小等外观特征上没有太大差别)。进一步地, 实验组织者向参与者详细说明拍卖实验的程序, 以确保每一位参与者熟知拍卖规则。

第 2 步: 首先对某种番茄 (如无公害番茄) 进行随机 n 价拍卖^①。参与者在仔细观察所拍卖的番茄后进行密封报价, 报价代表参与者用常规番茄交换该轮次被拍卖的番茄 (如无公害番茄) 愿意支付的最高差价, 该差价可被近似地视为参与者对该种信息标识的支付意愿^②。

第 3 步: 收集所有参与者的报价, 对所有报价进行排序, 从中随机选择一个价格作为第 n 高的报价, 并且选择这个第 n 高的价格作为这一轮的交易价格, 出价超过这个价格的参与者是这一轮拍卖的获胜者, 组织者遂公布获胜者的 ID 号码和相应的报价。之后, 仍然以该种番茄为实验标的物, 以相同的程序实施第二轮和第三轮拍卖。在每一轮拍卖中, 参与者的报价都可以为 0。

第 4 步: 遵循相同的程序, 分别对其他 4 种番茄各实施 3 轮拍卖。拍卖实验结束后, 所有参与者需要填写一份问卷, 问卷内容主要包括参与者的性别、年龄等个体特征。

(二) 菜单选择实验

在采用拍卖实验获得消费者对 5 种信息标识 (*ORG*、*GRE*、*HF*、*P-TRACE* 和 *S-TRACE*) 支付意愿的基础上, 本文进一步采用菜单选择实验评估 5 种信息标识之间的交互关系。

1. 信息干预与实验分组。与随机 n 价拍卖实验相似, 这里也构建了两个版本的菜单选择实验, 参

^①实验组织者共实施了 15 组拍卖实验 (5 种番茄×3 轮), 为了避免反应—顺序效应, 每组实验中 5 种番茄的拍卖次序是随机的。

^②若某参与者出价为 0.5 元, 则表示该参与者愿意用获赠的价值 2.5 元的 0.5 公斤常规番茄再补贴 0.5 元后换购 0.5 公斤的无公害番茄, 即该参与者愿意为每 0.5 公斤无公害番茄比常规番茄多支付 0.5 元, 可视作该参与者对 0.5 公斤番茄上的无公害标识的支付意愿为 0.5 元。

与者也相应地被分成不接受信息干预的参照组和接受信息干预的实验组。与随机 n 价拍卖实验一样，组织者也向每个菜单选择实验的参与者发放 15 元作为补偿。

2. 信息标识价格层次的设定。在选择实验设计中，价格通常被设置为 5 个层次 (Orme, 2013)。因此，本文依据随机 n 价拍卖实验得出的参与者对 5 种信息标识的出价，分别对每个信息标识属性设置 5 个价格层次：首先以拍卖实验得出的参与者对该种信息标识的出价平均值为中间价设定一个价格层次，然后分别上下浮动 0.5 个和 1 个标准差再设定 4 个价格层次。由于在随机 n 价拍卖实验中，根据是否进行信息干预将参与者分成了参照组和实验组，且参照组和实验组消费者的出价存在差异，所以在设定信息标识的价格层次时也分成了参照组和实验组 (见表 1)，并据以设计两个版本的菜单选择实验任务，分别供参照组和实验组参与者使用。

表 1 信息标识属性的价格层次设定 单位：元/公斤

信息标识	价格层次	参照组	实验组	信息标识	价格层次	参照组	实验组
<i>ORG</i>	I	2.0	2.2	<i>P-TRACE</i>	I	2.4	2.8
	II	3.2	3.4		II	3.2	3.8
	III	4.2	4.6		III	4.0	4.6
	IV	5.4	6.0		IV	4.8	5.4
	V	6.4	7.2		V	5.6	6.2
<i>GRE</i>	I	0.6	0.8	<i>S-TRACE</i>	I	1.2	1.4
	II	1.6	1.8		II	2.2	2.6
	III	2.6	2.8		III	3.2	3.6
	IV	3.8	4.0		IV	4.2	4.6
	V	4.8	5.0		V	5.2	5.6
<i>HF</i>	I	0.8	0.8	—			
	II	1.4	1.4				
	III	2.0	2.2				
	IV	2.6	2.8				
	V	3.4	3.4				

注：根据拍卖实验结果，参与者出价的均值可以保留小数点后两位数字（即货币单位可以具体到“分”），但考虑到在现实中，番茄的市场价格很少会具体到“分”，参与者对番茄价格的敏感性仅能体现到货币单位“角”，因此，在实验方案中价格层次设置只保留到小数点后 1 位数字（即到“角”）。考虑到中国蔬菜零售市场中大多数消费者的现实购买习惯，本文在实施实验时采用了“斤”为计量单位，但在行文时折算为国际通用单位“公斤”。

3. 菜单选择实验任务设计。根据表 1 所示的信息标识属性对应的价格层次，研究团队分别设计参照组菜单选择实验任务（任务集 A）和实验组菜单选择实验任务（任务集 B）。在实施菜单选择实验时，与拍卖实验一样，参与者被随机分配到参照组和实验组。被分配到参照组的参与者将采用任务集 A，而被分配到实验组的参与者将采用任务集 B。由于本文研究中实施的菜单选择实验共设置了 5 个信息标识属性，每个信息标识属性下设置了 5 个价格层次，如果按照完全析因设计方法，则共有 3125

(5×5×5×5)种实验方案,每种实验方案对应1次任务选择,每次任务选择可产生32(2⁵)种供参与者选择的产品轮廓。一般而言,参与者在辨别15~20个产品轮廓后将产生疲劳(Allenby and Rossi, 1998)。在本文研究中,要求参与者在100000(3125×32)个产品轮廓中做出选择是不现实的,所以必须优化实验方案。为此,本文借鉴Orme(2013)的方法,应用Sawtooth MBC 1.0.10软件,基于Balanced Overlap的随机任务数方法生成设计效率最高的10个版本×10个菜单选择任务的问卷,从而可以保证总任务数满足最低任务数和参与者实验效率的要求。图1为根据参照组信息标识价格层次设计的菜单选择实验任务样例^①。

4. 菜单选择实验步骤。在菜单选择实验中,实验员向每个参与者出示1张如图1所示的选择集图片,这张选择集图片是从所有选择集中随机抽取的。参与者需要从选择集中选出自己偏好的信息标识(在相应标识左边的方框内画“√”),并将信息标识对应的价格汇总后得出他愿意购买的番茄的总价格。例如,如果提供给某参与者的是图1所示的选择集,该参与者的选择是“绿色标识”和“种植可追溯信息”,那么说明这个参与者愿意购买含有种植可追溯信息标识的绿色番茄,这种番茄价格比常规番茄要高7.4元/公斤。参与者也可以不选择任何信息标识,即勾选选择集中的“以上信息标识,我都不需要”选项,这表明他只愿意购买价格为5.0元/公斤的常规番茄。

当前的普通番茄的价格为5.0元/公斤,您愿意增加下列的哪些信息标识?


<input type="checkbox"/>	有机标识	4.2元/公斤	
<input type="checkbox"/>	绿色标识	2.6元/公斤	
<input type="checkbox"/>	无公害标识	1.4元/公斤	
<input type="checkbox"/>	种植可追溯信息	4.8元/公斤	
<input type="checkbox"/>	销售可追溯信息	3.2元/公斤	
总 价: _____ + 5.0 = _____ 元/公斤			
<input type="checkbox"/>	以上信息标识,我都不需要		

图1 参照组菜单选择实验任务样例

(三) 计量模型

根据Lancaster(1966)的随机效用理论,消费者效用是由商品带有的具体属性决定的。现有研究通常以相关属性所构成的产品轮廓作为建立效用函数的依据(例如Olesen et al., 2010; Yin et al., 2017)。因需要同时估计多个信息标识属性的支付意愿,故多元Logit模型成为估计消费者偏好的主流工具。该模型的误差项需要服从独立同分布的I型极值分布,且必须满足误差项不相关和独立性的假设,但现实中通常难以满足上述假设。因此,本文选择二元Logit模型来分析认证标识属性和可追溯信息标识属性的消费者偏好。令 U_{imt} 为消费者*i*在第*t*个情境中从全部菜单选择任务组成的空间中选择第*m*

^①限于篇幅,实验组菜单选择实验任务样例没有给出,感兴趣的读者可向作者索要。

个信息标识属性所获得的潜效用, U_{imt} 可表示为效用影响因素的线性形式:

$$U_{imt} = \delta_{im} + \beta_{im}' X_{imt} + \varepsilon_{imt} \quad (1)$$

(1) 式中, δ_{im} 是常数项, β_{im}' 为消费者 i 的参数向量, X_{imt} 为属性价格向量, ε_{imt} 是随机项。虽然 U_{imt} 不能被观测, 但是可以通过参与者的选择进行甄别。令 Y_{imt} 为指示变量, 构建以下二元选择模型:

$$Y_{imt} = \begin{cases} 1, & U_{imt} > 0 \\ 0, & U_{imt} \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

如果 $U_{imt} > 0$, 消费者 i 将在 t 情境中选择第 m 个属性, 即 $Y_{imt} = 1$; 相反, 如果 $U_{imt} \leq 0$, 消费者 i 将在 t 情境中不选择第 m 个属性, 即 $Y_{imt} = 0$ 。因此, 消费者选择属性 m 的相应条件概率可以写成:

$$\begin{aligned} P(Y_{imt} = 1 | X_{imt}) &= P(\varepsilon_{imt} > -\delta_{im} - \beta_{im}' X_{imt}) \\ &= F(-\delta_{im} - \beta_{im}' X_{imt}) \\ &= 1 - F(\delta_{im} + \beta_{im}' X_{imt}) \end{aligned} \quad (3)$$

如果 ε_{imt} 服从 Logistic 分布, 则上述条件概率公式可转换为:

$$P(Y_{imt} = 1 | X_{imt}) = \frac{e^{\delta_{im} + \beta_{im}' X_{imt}}}{1 + e^{\delta_{im} + \beta_{im}' X_{imt}}} \quad (4)$$

对 (4) 式进行数学变换可得:

$$\ln[P / (1 - P)] = \delta_{im} + \beta_{im}' X_{imt} \quad (5)$$

四、数据来源

本文实施随机 n 价拍卖实验和菜单选择实验的地点均在山东省。研究团队分别从山东省的东部、中部和西部各选择两个城市, 即在东部选择青岛市和日照市, 在中部选择潍坊市和淄博市, 在西部选择德州市和菏泽市。从中国食品市场的实际看, 认证蔬菜和可追溯蔬菜的价格相对较高, 主要是在城市销售, 在农村市场非常少见 (尹世久, 2013; Wu et al., 2016)。因此, 本文研究招募的实验参与者全部为城市居民。经验研究表明, 大型超市是认证蔬菜或可追溯蔬菜的主要销售场所 (Wu et al., 2016; Yin et al., 2017)。2018 年 5 月, 研究团队在日照市新玛特超市采用拦截访问法, 招募 50 名消费者实施了两组随机 n 价拍卖实验 (参照组和实验组各 25 人); 当年 6 月, 仍在该超市招募 50 名消费者实施了两组菜单选择实验 (参照组和实验组各 25 人)。基于上述预备性实验, 研究团队对实验方案进行了完善和调整。

正式实验于 2018 年 7~10 月在上述 6 个城市实施, 在每个城市选择两个大型超市, 在这两个超

市的食品销售区邀请参与者参与实验，实验的具体地点在超市提供的场所。为了尽量提高样本选取的随机性，在随机 n 价拍卖实验和菜单选择实验中，要求所有调查员邀请进入视线的第 3 个消费者作为调查对象（参见 Wu et al., 2012）。2018 年 7~8 月，研究团队在上述 6 个城市的 12 个超市招募消费者实施随机 n 价拍卖实验，共招募了 528 位参与者，剔除因中途离开或其他原因未能完成实验以及问卷填写质量较差的样本，共收集有效样本 482 个（包括参照组 240 个，实验组 242 个），有效回收率为 91.29%。2018 年 9~10 月，研究团队仍然在上述城市的相应超市实施菜单选择实验，共招募了 721 名参与者，回收有效问卷 685 份（包括参照组 346 个，实验组 339 个），有效回收率为 95.14%。样本的基本特征见表 2。从表 2 中可以看出，在各组参与实验的样本中，女性比例普遍高于男性比例，这与本研究从超市食品销售区选取样本有关，也与中国家庭食品购买者多为女性的实际情况相符。

表 2 实验参与者的基本特征

指标	分类指标	随机 n 价拍卖实验				菜单选择实验			
		参照组		实验组		参照组		实验组	
		人数	比例	人数	比例	人数	比例	人数	比例
性别	男	84	35.00	77	31.82	94	27.17	79	23.30
	女	156	65.00	165	68.18	252	72.83	260	76.70
年龄	18~45 岁	101	42.08	99	40.91	127	36.71	120	35.40
	46~59 岁	52	21.67	48	19.83	80	23.12	81	23.89
	60 岁以上	87	36.25	95	39.26	139	40.17	138	40.71
受教育程度	高等教育	81	33.75	84	34.71	129	37.28	134	39.53
	中等教育	119	49.58	123	50.83	152	43.93	180	53.10
	初等教育	40	16.67	35	14.46	65	18.79	25	7.37
家庭年收入	<5 万元	68	28.33	73	30.17	124	35.84	86	25.37
	5 万~10 万元	106	44.17	106	43.80	131	37.86	165	48.67
	>10 万元	66	27.50	63	26.03	91	26.30	88	25.96

五、分析结果与讨论

（一）随机 n 价拍卖实验的结果

表 3 报告了随机 n 价拍卖实验的结果，分别报告了参照组和实验组参与者对 5 种信息标识的出价均值以及相应的均值差。根据随机 n 价拍卖实验的结果，笔者分别比较并讨论消费者对各种信息标识的意愿支付水平（出价）。

表 3 随机 n 价拍卖实验中消费者对各种信息标识的意愿支付水平（出价） 单位：元/公斤

属性	参照组		实验组		均值差 ^a
	均值	标准差	均值	标准差	
<i>ORG</i>	4.20	0.55	4.68	0.61	0.48***
<i>GRE</i>	2.68	0.54	2.86	0.52	0.18
<i>HF</i>	2.04	0.32	2.12	0.33	0.08

事前认证还是事后追溯?

<i>P-TRACE</i>	4.04	0.40	4.52	0.41	0.48**
<i>S-TRACE</i>	3.20	0.51	3.54	0.52	0.34**

注: **、*、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。a 均值差是实验组与参照组的出价均值之差。

根据表 3 中的数据和表 4 中的 t 检验结果, 无论是参照组还是实验组, 消费者对 3 种认证标识的意愿支付水平存在显著差异。在参照组, 消费者对有机标识的出价均值最高 (4.20 元/公斤), 其次是对绿色标识的出价 (2.68 元/公斤), 对无公害标识的出价均值最低 (2.04 元/公斤)。在实验组, 消费者仍然对有机标识的出价均值最高 (4.68 元/公斤), 其次是绿色标识 (2.86 元/公斤), 最后是无公害标识 (2.12 元/公斤)。与参照组相比, 实验组的参与者对有机标识的意愿支付水平有显著增加, 对绿色标识和无公害标识的意愿支付水平虽略有增加, 但并不显著。这说明, 知识介绍这一信息干预方式显著影响了消费者对有机标识的出价, 但对绿色标识尤其是无公害标识的出价影响不大。其原因可能是, 与绿色食品和无公害食品相比, 消费者对有机食品的知晓率和认知程度仍相对较低, 加之“有机”的名称可能比“绿色”“无公害”更难以被普通消费者所理解 (尹世久, 2013)。

表 4 消费者对各种信息标识出价均值的 t 检验结果

属性	参照组				实验组			
	<i>ORG</i>	<i>GRE</i>	<i>HF</i>	<i>P-TRACE</i>	<i>ORG</i>	<i>GRE</i>	<i>HF</i>	<i>P-TRACE</i>
<i>GRE</i>	-1.21**	—	—	—	-1.37**	—	—	—
<i>HF</i>	-1.84**	-1.93**	—	—	-2.07**	-2.29***	—	—
<i>P-TRACE</i>	-1.72**	-1.99**	1.01**	—	-1.75*	2.81	1.62**	—
<i>S-TRACE</i>	-1.69**	-2.03*	0.83**	-1.72**	-1.81**	-2.32***	1.34*	-1.80**

注: **、*、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。表中的数字是消费者对各信息标识的出价均值之间差异的 t 值。

从表 3 中的数据和表 4 中的 t 检验结果可以看出, 无论是参照组还是实验组, 参与者普遍愿意为可追溯番茄支付更高的价格, 尤其是愿意为含有种植可追溯信息的番茄支付额外高价, 这从侧面反映出消费者更关心蔬菜种植环节的食品安全风险 (诸如农药施用等带来的风险)。表 3 的最后一列比较了参照组和实验组消费者对各种信息标识出价均值的差异, 从中可以看出, 信息干预使消费者对可追溯信息标识尤其是种植可追溯信息标识的意愿支付水平显著增加, 这表明, 如果通过宣传和培训等方式向消费者提供更多关于食品可追溯体系的知识, 将有助于扩大可追溯食品的潜在市场需求。

表 3 和表 4 中的数据还表明, 无论是参照组还是实验组, 消费者对两种可追溯信息标识的支付意愿高于对绿色标识和无公害标识的支付意愿, 而略低于对有机标识的支付意愿。如果可追溯信息标识能同时含有种植环节和销售环节的可追溯信息, 那么消费者对可追溯信息标识的意愿支付水平将远高于对有机标识的意愿支付水平, 这可能与中国消费者对认证食品的信任度普遍不高有关 (尹世久, 2013)。

(二) 菜单选择实验的结果

菜单选择实验中参与者对各种信息标识的选择频次和频率的统计结果见表 5。从表 5 可以看出,

无论是参照组还是实验组,参与者选择有机标识的频次最高,其次分别为种植可追溯信息标识、销售可追溯信息标识、绿色标识、无公害标识。虽然有机标识被设置的平均价格最高,但其仍具有最高的选择频率,说明消费者对有机标识最为偏好。这与表3所示的随机n价拍卖实验的结果基本一致。

进一步的分析表明,与参照组相比,实验组的参与者选择各种信息标识的频次普遍有所提高,但提高的幅度和显著性存在差异。有机标识和可追溯信息标识被选择的频次增幅相对较高,且在统计上显著(χ^2 检验的结果均显示 $p<0.05$),而绿色标识和无公害标识被选择的频次增幅相对较低,且在统计水平上不显著。这说明信息干预显著提高了消费者对可追溯信息标识和有机标识的支付意愿,而对绿色标识尤其是无公害标识的支付意愿影响不大。这可能与消费者对绿色标识和无公害标识已经普遍较为熟悉有关(参见Yin et al., 2019),也与前文得出的随机n价拍卖实验的结果相符。

表5最后两行的结果表明,有相当高比例(参照组为50.87%,实验组为39.53%)的参与者没有选择任何认证标识,有相当高比例(参照组为65.90%,实验组为53.10%)的参与者没有选择任何可追溯信息标识,但信息干预使得这一比例大幅度降低。相当比例的参与者没有选择任何信息标识的原因可能主要在于以下两点:一是受制于收入水平,一些消费者不愿意选择价格较高的认证食品或可追溯食品;二是屡屡曝出的食品安全事件使得相当比例的消费者对认证食品和可追溯食品的信任严重缺失,尤其是一些食品厂商投机与认证造假等事件打击了一些消费者的信心(Yin et al., 2016)。

表5 菜单选择实验中各种信息标识被选择的频次和频率

属性	参照组			实验组		
	选择与否	选择频次	选择频率 (%)	选择与否	选择频次	选择频率 (%)
<i>ORG</i>	是	72	20.81	是	93	27.43
	否	274	79.19	否	246	72.57
<i>GRE</i>	是	55	15.90	是	60	17.70
	否	291	84.10	否	279	82.30
<i>HF</i>	是	43	12.43	是	52	15.34
	否	303	87.57	否	287	84.66
<i>P-TRACE</i>	是	63	18.21	是	83	24.48
	否	283	81.79	否	256	75.52
<i>S-TRACE</i>	是	55	15.90	是	76	22.42
	否	291	84.10	否	263	77.58
选择任何认证标识	否	176	50.87	否	134	39.53
选择任何可追溯信息标识	否	228	65.90	否	180	53.10

(三) 信息标识之间交互关系的 Logit 模型估计结果

将菜单选择实验数据进行编码后,利用 Sawtooth MBC1.0.10 软件对(5)式进行估计,估计结果见表6。估计结果显示,各模型的伪 R^2 均大于0.6,说明总体拟合效果良好。根据表6所示的 Logit

模型估计结果, 笔者绘制了图 2 以更加简洁地说明信息标识之间的交互关系。基于表 6 和图 2, 本文分别对 3 种认证标识之间、两种可追溯信息标识之间以及认证标识和可追溯信息标识之间的交互关系展开具体讨论。

表 6 消费者对各信息标识偏好选择的 Logit 模型估计结果

因变量	自变量 ^a	参照组		实验组	
		系数	t 值	系数	t 值
模型 1: ORG	<i>Price of ORG</i>	-0.329**	0.0434	-0.227***	0.0077
	<i>Price of GRE</i>	0.607**	0.0325	0.727**	0.0321
	<i>Price of HF</i>	0.522*	0.0852	0.687**	0.0472
	<i>Price of P-TRACE</i>	1.216*	0.0954	1.772*	0.0653
	<i>Price of S-TRACE</i>	1.716*	0.0642	2.766*	0.0687
	ASC	-1.116***	0.0003	-1.677***	0.0007
	伪 R ²	0.6873		0.7234	
模型 2: GRE	<i>Price of ORG</i>	0.229**	0.0324	0.285**	0.0307
	<i>Price of GRE</i>	-0.662**	0.0243	-0.323***	0.0088
	<i>Price of HF</i>	0.017*	0.0534	0.093*	0.0735
	<i>Price of P-TRACE</i>	0.038	0.0453	0.551	0.0213
	<i>Price of S-TRACE</i>	0.056	0.0001	0.695	0.0327
	ASC	-2.672***	0.0011	-2.188***	0.0130
	伪 R ²	0.7261		0.7472	
模型 3: HF	<i>Price of ORG</i>	0.622**	0.0437	0.116	0.1213
	<i>Price of GRE</i>	0.447***	0.0106	0.438	0.2057
	<i>Price of HF</i>	-1.661***	0.0023	-1.445***	0.0035
	<i>Price of P-TRACE</i>	0.712	0.1965	1.116	0.0831
	<i>Price of S-TRACE</i>	0.171	0.1762	0.262	0.0542
	ASC	-2.616***	0.0001	-1.661***	0.0015
	伪 R ²	0.7165		0.8013	
模型 4: P-TRACE	<i>Price of ORG</i>	0.769**	0.0234	0.887***	0.0011
	<i>Price of GRE</i>	0.688**	0.0180	1.163**	0.0693
	<i>Price of HF</i>	0.937	0.0544	1.437*	0.0723
	<i>Price of P-TRACE</i>	-0.211***	0.0001	-0.866*	0.0544
	<i>Price of S-TRACE</i>	-0.306*	0.0523	-1.162*	0.0638
	ASC	-0.678***	0.0000	-1.657***	0.0011
	伪 R ²	0.6325		0.7501	
模型 5: S-TRACE	<i>Price of ORG</i>	0.721***	0.0003	0.769**	0.0169
	<i>Price of GRE</i>	0.777**	0.0314	0.773**	0.0001
	<i>Price of HF</i>	0.717	0.0921	1.108*	0.0805

事前认证还是事后追溯?

<i>Price of P-TRACE</i>	-0.014**	0.0642	-0.717**	0.0313
<i>Price of S-TRACE</i>	-0.163***	0.0005	-0.673**	0.0321
<i>ASC</i>	-2.607***	0.0000	-2.217***	0.0003
伪R ²	0.6642		0.7364	

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。^a变量 *Price of ORG*、*Price of GRE*、*Price of HF*、*Price of P-TRACE*和*Price of S-TRACE*分别代表有机标识的价格、绿色标识的价格、无公害标识的价格、种植可追溯信息标识的价格和销售可追溯信息标识的价格；*ASC* (alternative substitute constant) 为“特定备择常数”。

1. 认证标识之间的交互关系。表6中的估计结果表明,3种认证标识两两之间具有不同的交互关系,具体表现在:①有机标识与绿色标识之间存在显著的双向替代关系。模型1的结果显示,无论是在参照组还是实验组,*Price of GRE*变量显著,且系数为正;模型2的结果显示,*Price of ORG*变量在参照组和实验组的回归结果中均显著,且系数为正。这一结果表明,随着绿色标识价格的提高,消费者会更加倾向于选择有机标识而减少选择绿色标识;而当有机标识的价格上涨时,消费者会更加倾向于选择绿色标识而减少选择有机标识。②无公害标识与有机标识之间的关系以及无公害标识与绿色标识之间的关系在参照组和实验组并不相同。在参照组,无公害标识与有机标识之间、无公害标识与绿色标识之间均表现为显著的双向替代关系,而在实验组则呈现出单向替代关系。模型1和模型2的估计结果表明,无论是在参照组还是实验组,*Price of HF*变量均在统计水平上显著,且系数符号为正,表明当无公害标识的价格上涨时,消费者更加倾向于选择有机标识或绿色标识来替代无公害标识。根据模型3的估计结果,在参照组,*Price of ORG*和*Price of GRE*变量显著且系数为正,表明当有机标识或绿色标识的价格上涨时,消费者会更加倾向于选择无公害标识来替代有机标识或绿色标识;但在实验组,*Price of ORG*和*Price of GRE*变量的系数符号虽然为正却并不显著,说明消费者可能不会因为有机标识或绿色标识的价格上涨而更多地选择无公害标识。可能的原因在于:实验组的参与者由于获得了更多食品认证的相关知识而更加清楚3种认证标识的区别,尤其是对有机食品和绿色食品的安全性高于无公害食品有了更加清楚的认识,棘轮效应使得他们一旦选择有机番茄或者绿色番茄后,就不愿意降低消费标准再去消费相对低档的无公害番茄。

2. 可追溯信息标识之间的交互关系。表6中的结果显示,两种可追溯信息标识之间存在显著的双向互补关系。从模型4的结果看,无论是在参照组还是实验组,*Price of S-TRACE*变量均显著且系数为负;从模型5的结果看,*Price of P-TRACE*变量显著且系数为负。这说明两种可追溯信息标识之间存在显著的双向互补关系,即同时提供两种可追溯信息标识能够产生“1+1>2”的效果。此外,与参照组相比,实验组的回归结果中这两个变量的系数的绝对值都有所提高。这可能是因为,消费者在进一步了解了食品可追溯体系的相关知识后,更加清楚地认识到建设食品可追溯体系的关键是提供涵盖全程供应链的完整信息,仅提供单一环节的可追溯信息仍难以保证食品的安全性,提供各环节的全部可追溯信息更有助于提升消费者偏好(Wu et al., 2016)。

3. 认证标识与可追溯信息标识之间的交互关系。表6中的结果显示,3种认证标识与种植可追溯信

息标识之间交互关系的回归结果相较于其与销售可追溯信息标识之间交互关系的回归结果，在系数符号和显著性上仅存在较小差异。为了节约篇幅，本文着重讨论3种认证标识与种植可追溯信息标识之间的交互关系。

①有机标识与可追溯信息标识在参照组和实验组均存在显著的双向替代关系。模型1的估计结果显示，无论是在参照组还是实验组，*Price of P-TRACE* 变量在统计上显著，且系数为正；模型4的估计结果显示，*Price of ORG* 变量在统计上显著，且系数为正。这说明当有机标识和种植可追溯信息标识两者中任意一个的价格上升时，参与者都会倾向于选择另外一个，即有机标识与种植可追溯信息标识之间存在显著的双向替代关系，这也与 Ubilava and Foster (2009) 得出的关于食品安全认证与食品可追溯性之间关系的研究结论相似。对大部分消费者而言，有机标识可以用可追溯信息标识替代，在一定程度上反映出他们在购买有机食品时，可能更为关注其质量安全属性而非环保等属性，这也与尹世久(2013)的研究发现一致。

进一步地，由表6中的回归结果可知，无论是在参照组还是实验组，模型4中 *Price of ORG* 变量的系数要大于模型5中 *Price of ORG* 变量的系数，说明当有机标识的价格上升时，与销售可追溯信息标识相比，参与者更愿意选择种植可追溯信息标识来替代有机标识。在种植可追溯信息标识与销售可追溯信息标识两者之间，消费者更偏好前者，这也与表3显示的随机n价拍卖实验的结果吻合。

②绿色标识与可追溯信息标识在参照组和实验组均表现出单向替代关系。模型2的估计结果表明，无论是在参照组还是实验组，*Price of P-TRACE* 变量的系数虽然为正但并不显著，说明即使种植可追溯信息标识的价格上升，消费者仍然不太愿意选择绿色标识来替代种植可追溯信息标识。模型4的估计结果表明，无论是在参照组还是实验组，*Price of GRE* 变量在统计水平上显著，且系数为正，说明绿色标识的价格上升时，消费者倾向于选择种植可追溯信息标识来替代绿色标识。可见，与绿色标识相比，消费者更偏好种植可追溯信息标识，这也与表3所示的随机n价拍卖实验的结果一致。

③无公害标识与可追溯信息标识在实验组呈现微弱的单向替代关系，而在参照组无显著相关性。在参照组，模型3中的 *Price of P-TRACE* 变量和模型4中的 *Price of HF* 变量均不显著，说明在参照组无公害标识和种植可追溯信息标识之间没有显著的相关性。在实验组，模型3的估计结果显示，*Price of P-TRACE* 变量的系数虽为正但不显著，说明在种植可追溯信息标识的价格上升时，消费者不会选择无公害标识来替代种植可追溯信息标识；但模型4的估计结果显示，*Price of HF* 变量在10%的统计水平上显著，且系数为正，说明当无公害标识的价格上升时，消费者倾向于选择种植可追溯信息标识来替代无公害标识。无公害标识与种植可追溯信息标识之间相关性较弱的原因可能在于：一是消费者认为无公害食品与绿色食品、有机食品相比，难以较好地保证食品安全，从而不愿意用无公害标识替代可追溯信息标识；二是无公害食品的认证主体可以是企业，也可以是分散农户，但是绿色食品和有机食品的认证主体往往是企业或者新型经营主体，这些主体往往具有更高的履责能力，因而追溯的意义更大，而无公害食品的追责意义就要小得多，尤其是对分散农户生产的无公害食品更是难以实现追溯。

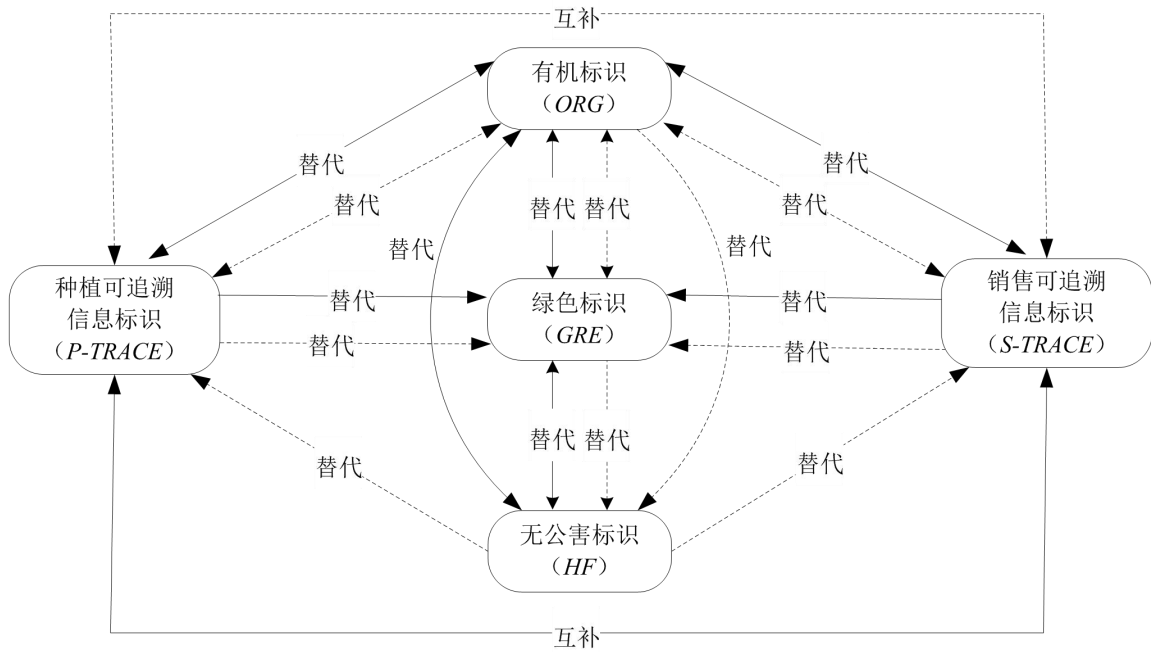


图2 食品安全信息标识之间交互关系的示意图

注：实线表示参照组各信息标识之间的关系，虚线表示实验组各信息标识之间的关系。

六、结论与建议

本文以番茄为例，融合随机 n 价拍卖实验和菜单选择实验的各自优势，分析了消费者对食品安全认证标识和食品可追溯信息标识的偏好以及各种信息标识之间的交互关系，并考察了向消费者介绍关于食品安全认证和食品可追溯体系的知识（信息干预）对消费者偏好的影响。本文主要得出如下结论：第一，与常规番茄相比，消费者普遍愿意为认证食品和可追溯食品支付更高的价格，且与认证食品相比，消费者更加偏好含有完整可追溯信息的食品。进一步地，信息干预可以显著提高消费者对有机食品和可追溯食品的意愿支付水平，而对绿色食品和无公害食品的消费偏好影响相对较小。第二，有机标识、绿色标识和无公害标识两两之间均存在不同程度的替代关系，但在接受信息干预后，消费者将不再愿意用无公害食品替代有机食品和绿色食品的消费。第三，种植可追溯信息标识和销售可追溯信息标识之间存在显著的双向互补关系，且信息干预会强化两者之间的互补关系，彰显出建设覆盖供应链全过程的可追溯体系的必要性。第四，有机标识与可追溯信息标识之间呈现双向替代关系，绿色标识与可追溯信息标识之间呈现单向替代关系，而无公害标识与可追溯信息标识之间仅在信息干预后才表现出微弱的单向替代关系。

基于上述结论，本文提出如下建议：第一，政府及食品供应商等相关方应加强认证食品和可追溯食品的宣传推广，这将有助于提升消费者偏好，扩大市场需求。第二，食品供应商应该进一步加强食品可追溯体系和食品安全认证体系建设。对可追溯体系建设而言，要努力覆盖食品供应链的主要环节，

建立全程可追溯体系。对食品安全认证体系而言,食品供应商应优先考虑有机认证或绿色认证,而无公害认证的市场价值不大。第三,食品供应商在进行可追溯体系建设与认证选择等经营决策时,应充分考虑各种信息标识之间的交互关系。例如,有机食品加贴可追溯信息标识对提升消费者偏好收效甚微;而在绿色食品上加贴可追溯信息标识将有助于提高消费者的支付意愿,从而有助于扩大市场需求。

参考文献

1. 陈默、韩飞、王一琴、尹世久, 2018:《食品质量认证标签的消费者偏好异质性研究:随机 n 价拍卖实验的证据》,《宏观质量研究》第 4 期。
2. 吴林海、王淑娟、Wuyang Hu, 2014:《消费者对可追溯食品属性的偏好和支付意愿:猪肉的案例》,《中国农村经济》第 8 期。
3. 尹世久, 2013:《信息不对称、认证有效性与消费者偏好:以有机食品为例》,北京:中国社会科学出版社。
4. 尹世久、李锐、吴林海、陈秀娟, 2018:《中国食品安全发展报告 2018》,北京:北京大学出版社。
5. 周洁红, 2004:《消费者对蔬菜安全的态度、认知和购买行为分析——基于浙江省城市和城镇消费者的调查统计》,《中国农村经济》第 11 期。
6. 朱淀、蔡杰、王红纱, 2013:《消费者食品安全信息需求与支付意愿研究——基于可追溯猪肉不同层次安全信息的 BDM 机制研究》,《公共管理学报》第 3 期。
7. Allenby, G. M., and P. E. Rossi, 1998, "Marketing Models of Consumer Heterogeneity", *Journal of Econometrics*, 89(1-2): 57-78.
8. Alphonse, R., and F. Alfnes, 2017, "Eliciting Consumer WTP for Food Characteristics in a Developing Context: Application of Four Valuation Methods in an African Market", *Journal of Agricultural Economics*, 68(1): 123-142.
9. Bai, J. F., C. P. Zhang, and J. Jiang, 2013, "The Role of Certificate Issuer on Consumers' Willingness-to-pay for Milk Traceability in China", *Agricultural Economics*, 44(4-5): 537-544.
10. Batte, M. T., N. H. Hooker, T. C. Haab, and J. Beaverson, 2007, "Putting Their Money Where Their Mouths Are: Consumer Willingness to Pay for Multi-ingredient, Processed Organic Food Products", *Food Policy*, 32(2): 145-159.
11. Ben-Akiva, M., and S. Gershfeld, 1998, "Multi-featured Products and Services: Analysing Pricing and Bundling Strategies", *Journal of Forecasting*, 17(3-4): 175-196.
12. Breidert, C., M. Hahsler, and T. Reutterer, 2006, "A Review of Methods for Measuring Willingness-to-pay", *Innovative Marketing*, 2(4): 8-32.
13. Darby, M., and E. Karni, 1973, "Free Competition and the Optimal Amount of Fraud", *Journal of Law and Economics*, 16(1): 67-88.
14. Ding, M., and J. Huber, 2009, "When Is Hypothetical Bias a Problem in Choice Tasks, and What Can We Do About It?" Sawtooth Software Conference Proceedings: 263-272.
15. Jaeger, S. R., J. L. Lusk, and L. O. House, 2004, "The Use of Non-hypothetical Experimental Markets for Measuring the Acceptance of Genetically Modified Foods", *Food Quality and Preference*, 15(7): 701-714.

16. Janssen, M., and U. Hamm, 2012, "Product Labelling in the Market for Organic Food: Consumer Preferences and Willingness-to-pay for Different Organic Certification Logos", *Food Quality and Preference*, 25(1): 9-22.
17. Jin, S., Y. Zhang, and Y. Xu, 2017, "Amount of Information and the Willingness of Consumers to Pay for Food Traceability in China", *Food Control*, 177: 163-170.
18. Ji, Y. L., D. B. Han, R. M. N. Jr, and S. L. Song, 2011, "Valuing Traceability of Imported Beef in Korea: An Experimental Auction Approach", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 55(3): 360-373.
19. Lancaster, K. J., 1966, "A New Approach to Consumer Theory", *The Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.
20. Li, T. Z., J. C. Bernard, Z. A. Johnston, K. D. Messer, and H. M. Kaiser, 2017, "Consumer Preferences before and after a Food Safety Scare: An Experimental Analysis of the 2010 Egg Recall", *Food Policy*, 66: 25-34.
21. Liu, R. D., Z. Pieniak, and W. Verbeke, 2013, "Consumers' Attitudes and Behaviour towards Safe Food in China: A Review", *Food Control*, 32(1): 93-104.
22. Loureiro, M. L., and W. J. Umberger, 2007, "A Choice Experiment Model for Beef: What US Consumer Responses Tell Us about Relative Preferences for Food Safety, Country-of-origin Labeling and Traceability", *Food Policy*, 32(4): 496-514.
23. Lusk, J., T. Feldkamp, and T. Schroeder, 2004, "Experimental Auctions Procedure: Impact on Valuation of Quality Differentiated Goods", *American Journal of Agricultural Economics*, 86(1): 389-405.
24. Olesen, I., F. Alfnes, M. B. Rora, and K. Kolstad, 2010, "Eliciting Consumers' Willingness to Pay for Organic and Welfare-labelled Salmon in a Non-hypothetical Choice Experiment", *Livestock Science*, 127(2-3): 218-226.
25. Orme, U. T., 2013, "Software for Menu-Based Choice Analysis", Sawtooth Software Conference Proceedings, Sequim, WA.
26. Ram, R. A., and A. K. Verma, 2017, "Yield, Energy and Economic Analysis of Organic Guava (*Psidium Guajava*) Production under Various Organic Farming Treatments", *Indian Journal of Agricultural Sciences*, 87(12): 1645-1649.
27. Rijswijk, W. V., L. J. Frewer, D. Menozzi, and G. Faioli, 2008, "Consumer Perceptions of Traceability: A Cross-national Comparison of the Associated Benefits", *Food Quality and Preference*, 19(5): 452-464.
28. Schott, C., D. D. V. Kleef, and T. P. S. Steen, 2016, "The Combined Impact of Professional Role Identity and Public Service Motivation on Decision-making in Dilemma Situations", *International Review of Administrative Sciences*, 84(1): 1-40.
29. Ubilava, D., and K. Foster, 2009, "Quality Certification Vs Product Traceability: Consumer Preferences for Informational Attributes of Pork in Georgia", *Food Policy*, 34(3): 305-310.
30. Van Loo, E. J., V. Caputo, R. M. Nayga, J. F. Meullenet, and S. C. Ricke, 2011, "Consumers' Willingness to Pay for Organic Chicken Breast: Evidence from Choice Experiment", *Food Quality and Preference*, 22(7): 603-613.
31. Wilson, W. W., X. Henry, and B. L. Dahl, 2010, "Costs and Risks of Conforming to EU Traceability Requirements: the Case of Hard Red Spring Wheat", *Agribusiness*, 24(1): 85-101.
32. Wu, L. H., H. S. Wang, D. Zhu, W. Y. Hu, and S. X. Wang, 2016, "Chinese Consumers' Willingness to Pay for Pork Traceability Information-the Case of Wuxi", *Agricultural Economics*, 47(1): 71-79.
33. Wu, L. H., L. L. Xu, D. Zhu, and X. L. Wang, 2012, "Factors Affecting Consumer Willingness to Pay for Certified

Traceable Food in Jiangsu Province of China”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 60(3): 317-333.

34. Yin, S. J., M. Chen, Y. S. Chen, Y. J. Xu, Z. S. Zou, and Y. Q. Wang, 2016, “Consumer Trust in Organic Milk of Different Brands: The Role of Chinese Organic Label”, *British Food Journal*, 118(7): 1769-1782.

35. Yin, S. J., W. Y. Hu, Y. S. Chen, F. Han, Y. Q. Wang, and M. Chen, 2019, “Chinese Consumer Preferences for Fresh Produce: Interaction between Food Safety Labels and Brands”, *Agribusiness*, 35(1): 53-68.

36. Yin, S. J., Y. Li, Y. J. Xu, M. Chen, and Y. Q. Wang, 2017, “Consumer Preference and Willingness to Pay for the Traceability Information Attribute of Infant Milk Formula: Evidence from a Choice Experiment in China”, *British Food Journal*, 119(6): 1276-1288.

37. Yiridoe, E. K., S. Bonti-Ankomah, and R. C. Martin, 2005, “Comparison of Consumer Perceptions and Preference toward Organic Versus Conventionally Produced Foods: A Review and Update of the Literature”, *Renewable Agriculture and Food Systems*, 20(04): 193-205.

(作者单位: 曲阜师范大学食品安全与农业绿色发展研究中心)

(责任编辑: 张丽娟)

Pre-certification or Post-traceability? A Study on Consumers' Preferences for Food Safety Information Labels and Their Interactive Relationship

Yin Shijiu Wang Yiqin Li Kai

Abstract: This article combines the advantages of the random nth-price auction experiment and the menu selection experiment. It takes tomatoes as an example and analyzes consumers' willingness to pay (WTP) for food safety certification labels (organic labels, green labels and pollution-free labels) and food traceability information labels (planting traceability information labels and marketing traceability information labels), as well as the interactive relationships among the two groups of labels. It finds that consumers are generally willing to pay a price premium for these two types of labels. The provision of food safety certification and traceability system can significantly increase consumers' WTP for organic and traceability labels, but that seems to have little impact on WTP for green and pollution-free labels. Different degrees of substitution exist among organic labels, green labels and pollution-free labels. A two-way complementary relationship can be found between planting traceability information labels and marketing traceability information labels. Finally, the study finds a bidirectional substitution relationship between traceability information labels and organic labels, and a unidirectional substitution relationship between traceability information labels and green labels.

Key Words: Consumer Preference; Food Safety Certification Label; Food Traceability Information Label; Random Nth-price Auction Experiment; Menu Selection Experiment