

江苏省城市消费者对食品安全 支付意愿的实证研究 ——以低残留青菜为例

周应恒 彭晓佳*

摘要 本文以江苏省城市消费者为调查对象,通过假想价值评估法,运用 Logit 回归模型,分析了消费者对食品安全(以低残留青菜为例)的支付意愿及其影响因素。研究结果表明,消费者对低残留青菜中食品安全的平均支付意愿达到了 2.68 元/斤,其价格溢价为 335%。其中,大城市南京的消费者对食品安全的支付意愿为 2.42 元/斤,中小城市扬州的消费者的支付意愿为 2.77 元/斤。此外,本文还就影响消费者支付意愿的主要因素进行分析。

关键词 食品安全,支付意愿,假想价值评估法

一、引言

近年来,随着人们生活水平的提高,食品安全问题日益受到人们的关注。由于信息不对称,我国的食品安全市场存在严重的市场失灵,广大消费者对食品安全具有强烈的潜在需求,却没有转变为实际购买,供需没有达到平衡(周应恒等,2004)。笔者2003年的实证研究也表明,针对食品安全市场失灵的症结,强化食品安全信息可以起到显著提高我国消费者的购买意愿的作用。由于安全食品的生产成品要高于一般的食品,因此,在目前的市场条件下消费者对食品安全支付意愿的大小就成为了决定食品安全市场能否长期存在并取得良好发展的关键因素。鉴于此,本文将运用国际上通行的研究方法——假想价值评估法(Contingent Valuing Method,简称CVM),以假想的低残留青菜为研究对象,研究江苏省城市消费者对食品安全的支付意愿。

二、研究评述

消费者对食品安全的支付意愿(Willingness to Pay,简称WTP),是指

* 南京农业大学经济与管理学院。通讯作者及地址:周应恒,南京农业大学经济管理学院,210095;电话:(025)84396537;E-mail:zhouyh@njau.edu.cn。本文为国家自然科学基金项目(70373021),教育部博士点基金项目(20020307018)资助的部分成果。初稿内容曾于2005年9月11—12日在南京农业大学“食品质量与安全——政策与研究的新进展”国际研讨会上报告,感谢与会专家对本文初稿提出的宝贵意见。感谢匿名审稿人的评论和修改意见。当然作者文责自负。

消费者对于食品中安全程度的改善所愿意支付的资金,它反映了消费者对食品安全的价值评价。在研究消费者对食品安全价值评价的文献中,研究者们使用的方法主要有假想价值评估法(Contingent Valuing Method,简称CVM)、疾病成本估算法(Cost of Illness)、试验市场拍卖法(Experimental Markets)、联合分析法(Conjoint Analysis)、市场价格比较法(Prices Paid in Market)、责任成本法(Liability Costs)和贸易分析法(Trade Analysis)七种。这七种方法各有优缺点,具体的分析可见Caswell(1998)。但是,在众多方法中,CVM被认为是最合适的研究方法(Buzby et al., 1995; Boccaletti and Nardella, 2000)。而近年来,国外对食品安全WTP的研究也更多地采用了这种方法。

CVM多被应用在对环境和资源价值的评估方面,近年来被借鉴运用到对食品安全的价值测度之中。它的基本思路是:对尚无法进行市场交易的某种产品,通过向消费者进行情景描述,介绍该产品,继而引导消费者表达对获取该产品的WTP,以测度把握该商品的价值。在食品安全研究领域,CVM一般是研究消费者对一个假想的、在安全性方面有所改善的食品的WTP。该方法通过情景描述的方式,将假想的食物与市场中的真实食物进行比较,使两种食物之间的差异性局限在安全性方面,再运用有技巧性的设问方式和计量方法得到消费者对假想食物的WTP。由于两种食物的区别仅在于具有不同的安全水平,因此计量得到的消费者对假想食物的WTP即为消费者对该食物中食品安全的WTP。

Buzby et al. (1995)运用CVM获得了美国消费者对低残留葡萄的WTP,其中葡萄的安全性以农药残留的减少为替代指标。研究结果表明,消费者愿意为低残留葡萄平均每磅多支付0.19—0.69美元,其价格比一般葡萄高出约38%—138%。而在影响因素方面,分析显示只有“年龄”以及“消费者对农药残留的态度”这两个因素对WTP有显著影响。Boccaletti and Nardella (2000)也使用CVM调查了意大利的超市消费者对有机蔬菜的WTP。调查发现只有11%的被调查者不愿意支付任何高价,而有大约70%的消费者愿意支付比一般蔬菜高出10%的价格。而在影响因素方面,则得出“性别”、“受教育程度”、“收入水平”以及“消费者对农药残留的关注指数”对WTP有显著的影响。此外,Umberger et al. (2002)在确定了美国消费者偏好国产牛肉的基础上,也运用CVM进一步获得了消费者对具有国产标识的牛肉的WTP。结果表明,15%的消费者不愿意支付任何高价,62%的消费者愿意为具有国产标识的牛肉每磅多支付1.61美元,23%的消费者愿意每磅多支付1.36美元。但是,这些研究都只计量了消费者对食品安全愿意支付的单价,却没有考虑到消费者可能会因为价格的改变而改变的购买量。由于支付意愿考量的是消费者对产品的总额支付,因此,这些研究在一定程度上有不完善之处。

而国内关于食品安全的研究才刚起步。其中对于WTP的实证研究还很

少。已有的涉及 WTP 的实证研究主要以蔬菜为研究对象（张晓勇等，2004；周洁红，2004）。但是，本文认为国内的已有研究在研究对象和研究方法两个方面存在着较大的不足。

在研究对象方面。首先，国内已有的研究均要求消费者对现实市场中的交易对象——绿色蔬菜、有机蔬菜等“安全蔬菜”表达 WTP。WTP 是对无法进行市场交易的产品的货币估价，但是“安全蔬菜”通过近几年的发展显然已经成为了我国现实市场中的交易对象。因此，这种将“安全蔬菜”作为具体研究对象的研究，与 WTP 的本质内容存在矛盾之处。而蔬菜质量中的“安全性”由于其无法单独进行市场交易，是可以作为 WTP 的研究对象的。所以，食品安全支付意愿研究中的关键就在于如何剔除食品质量中其他的属性对 WTP 的影响。第二，蔬菜品种之间存在着很大的差异性，各种品种都有其自身的特殊性。而目前已有的以蔬菜大类为研究对象的研究显然没有考虑到这些。但是，差异性和特殊性的存在必将对计量结果的准确性产生较大的影响。

在研究方法方面。在我国已有的实证研究中，研究者在调查问卷中并未就这些“安全蔬菜”的安全性向消费者做一个基本的说明以使其区别于一般蔬菜。这一方面会由于消费者对“安全蔬菜”的不了解¹而影响结果的准确性；另一方面，由于它无法剔除食品质量其他属性对消费者对食品安全 WTP 的影响，因此，得到的结果无法准确反映消费者对蔬菜中食品安全的 WTP。第二，已有文献在计量 WTP 的方法上，使用的是加权平均的方法，而这种方法得出的 WTP 结果也较为粗糙。此外，已有文献也未能就影响消费者对食品安全 WTP 的因素进行分析。

因此，综合以上国内外对食品安全 WTP 的研究现状，本文将尝试运用国际上通行的 CVM 研究方法，研究我国消费者（以江苏省城市消费者为调查对象）对食品安全的 WTP（以低残留青菜为例）。通过 CVM 的情景描述，一方面使低残留青菜²与一般青菜的区别仅在于安全性的不同——农药残留水平³的不同，另一方面，本研究还将借鉴自然科学方面的研究成果，进一步将农药残留水平与消费者的身体健康相联系，使消费者对低残留青菜的安全性有一个更为全面地了解，以克服国内已有研究中的缺陷。在计量方法方面，本文将运用 Logit 模型以获得消费者对低残留青菜中食品安全的 WTP。此外，本文还将对影响消费者 WTP 的各因素进行定量分析。

¹ 已有研究表明，我国消费者对“安全蔬菜”的安全性并不了解，认知程度不高（张晓勇等，2004；周应恒等，2004；周洁红，2004）。

² 本文的研究载体——青菜，其生物学学名为小白菜。小白菜在北方被称为小油菜，此名易于和油料作物“油菜”混淆。南方将之称为白菜或青菜，而白菜一名所包括的范围较为广泛，且江苏省内的消费者均俗称小白菜为青菜。因此，本文选择以“青菜”作为小白菜的称谓。

³ 已有研究表明，农药残留问题已成为引起我国蔬菜不安全的最主要原因（陈锡文等，2004），因此，本文以农药残留水平的不同作为蔬菜安全性的指标。

三、研究方案的设计及样本选择

(一) 研究方案的设计

1. 信息的提供——情景描述

情景描述是 CVM 最为重要的组成部分。情景描述中提供的信息将对被访者 WTP 的表达产生较大的影响。由于 CVM 暗含的假设是, 被访者在调查中所表述的行为与其在真实市场中的行为是一致的。因此, 情景描述的内容除了要陈述假想商品与一般商品的不同之处以外, 还应该为被访者具体描述出一个购买商品的市场环境。因此, 一个完整的 CVM 的情景描述应该至少包括以下三部分内容, 即假想商品的特质、消费者的购买方式以及市场本身情况的相关描述 (Fischhoff and Furby, 1988)⁴。所以, 本文在调查问卷中设计的具体情景为:

“您到您经常去的市场中选购青菜。假设市场中出售的青菜分为‘一般青菜’和‘低残留青菜’两类。这两类青菜在外观、口感以及营养成分上都是一致的, 只是由于在生产的过程中分别使用了‘农药 1’ (一般的农药) 和‘农药 2’ (高效低残留农药), 而使农药残留水平有所区别。使用了农药 2 的低残留青菜, 其农药残留量要比常规青菜低一些。经科学研究发现, 蔬菜中的农药残留量与人群中的死亡率有一定的关系。由于低残留青菜中农药残留水平较低, 因此, 低残留青菜所产生的健康风险较小。一般而言, 一般青菜中的农药残留量引起的死亡率可能是 50 人/1,000,000 人⁵。而低残留青菜中的农药残留水平可能引致的死亡率将降至 25 人/1,000,000 人 (或 1 人/1,000,000 人)。”

与此同时, 被访者对描述情景的理解程度对于 CVM 也是至关重要的。为了使被访者能够更为清晰地理解情景的内容, 调查人员还使用了介绍低残留青菜的宣传手册以辅助说明。宣传手册一方面以表格的形式, 清晰、明了地向被访者展示了低残留青菜与一般青菜的异同点; 另一方面还借鉴了国外相关研究的方法, 运用风险梯度表⁶ (Risk Ladder) 来较为形象地说明两类青菜中的风险水平。风险梯度表列举了各类消费者比较熟悉的危险, 例如心脏病、癌症、意外坠楼、火灾等。并根据风险的大小, 将包括两类青菜中农药残留

⁴ 见 Hoehn and Douglas (1995)。

⁵ 农药残留水平与人体健康两者之间的定量研究是一件较为复杂的工作。目前, 国际上并没有取得相关方面的突破性进展。而我国由于基础数据的不完善, 相关方面的工作也进展缓慢, 这都给本文相关数据的设定带来了很大的困难。最终, 本文在参考中国国家卫生部公布的《2005 年中国卫生统计摘要》中“农药化学物质引致的死亡人数”等相关数据以及 Buzby et al. (1995) 研究中所使用的相关数据的基础上确定了该风险值。

⁶ 风险梯度表的制作参考了 Buzby et al. (1995) 的相关研究内容。

的风险水平在内的各类风险在梯度表上按照高风险、低风险和非常低的风险的顺序依次排序。这样，通过各类风险之间的比较，被访者对于低残留青菜中的食品安全性就有了更为直观和清晰的认识。

为了了解消费者对不同安全水平的蔬菜可能具有的不同需求，本文分别设计了两套问卷。风险水平降低 50% 的 A 卷，即低残留青菜的农药残留可能引起的死亡率降为 25 人/1,000,000 人；风险水平降低 99%（几乎没有农药残留风险）的 B 卷，即该种低残留青菜可能引起的死亡率降为 1 人/1,000,000 人，几乎为 0。而在 A、B 两套问卷中，除了在有关风险水平大小的情景描述的部分有些差别以外，其余部分都是一致的。

2. 设问技巧——假定问题形式的选择

经过多年的发展，研究者们逐步发展出了四种引导出消费者 WTP 的设问形式，分别是投标博弈法（Bidding Game，简称 BD）、支付卡片法（Payment Cards，简称 PC）、开放式法（Open-Ended，简称 OE）和二分选择法（Dichotomous Choice，简称 DC）。经过学者们的不断应用研究，DC 法被证明是形式最为简单，结果较为准确，但是计算过程较为复杂的一种设问形式。著名环境经济学家 A. 迈里克·弗里曼总结认为 DC 法有四大优势（A. 迈里克·弗里曼，2002）：（1）它将人们置于相对熟悉的社会背景之中，被访者可根据假定问题中给出的商品价格决定是否购买该商品；（2）由于仅仅需要被访者做出肯定或否定的回答，所以使被访者做出的决定相对简单，有利于降低拒访率；（3）在回答中不会产生起点偏差；（4）在适当设计的 DC 问题下，被访者不会产生策略性行为。因此，就设问方式方面，本文拟采用 DC 法，以得到较为准确的 WTP。

根据 DC 法中不同的设问形式，DC 法又分可以为单阶二分选择法（Single-Bounded Dichotomous Choice）、双阶二分选择法（Double-Bounded Dichotomous Choice）和半双阶二分选择法（Semi-Double-Bounded Dichotomous Choice）。根据本文的具体情况，笔者选择了半双阶二分选择法为调研时的具体设问形式：在向被访者描述了低残留青菜和一般青菜的具体情况后，首先询问消费者在初始价格（ B_0 ）下是否购买低残留青菜。如果消费者的回答为“愿意购买”，则继续以一较高的随机价格（ B_r ），询问消费者在此价格下是否仍愿意购买该种低残留青菜；如果消费者在 B_0 价格条件下的回答为“不愿意购买”，则调查人员将不再继续追问 B_r 价格下被访者的购买意愿。

为了确定假定蔬菜的品种以及相关价格（ B_0 和 B_r ），在正式调查之前，本研究首先进行了预调查。根据预调查的情况，笔者对消费者理解起来有困难的问题进行了删改，并在了解了消费者购买的时令蔬菜品种及其相应的平均市场价格以及消费者对该种假想的低残留蔬菜的 WTP 大体分布的基础上，

确定了正式调查选用的蔬菜品种——青菜⁷以及询问消费者是否愿意购买低残留青菜时的初始价格(B_0)——0.8元⁸和随机价格(Br)——分别为1元、1.4元、2元、3元和5元⁹。

3. 调研地点的选择

为了了解城市发展水平对消费者对食品安全需求程度的影响,笔者先后调查了江苏省南京市和扬州市的两个城市的消费者。其中南京市为江苏省的省会城市,江苏省的政治经济文化中心,在本文中代表大城市。而扬州市是江苏省新近发展较快的一个城市,是中小城市的代表。

由于集贸市场和超市是目前城市居民购买蔬菜的主要场所,因此,对于具体的调研地点,笔者选择了销售生鲜蔬菜的超市及其邻近的集贸市场。在南京市,笔者选择的超市是苏果超市社区店¹⁰。为了避免样本的重复性,笔者根据苏果超市内部通用的按字母顺序排列的社区店名单,在南京市的六个主城区中各随机选取了一个社区店,并把其邻近的集贸市场相应地作为了调研点。由于扬州市是一个中小城市,城区内具有生鲜蔬菜销售能力的超市较少。因此,笔者根据实际情况,仅选择了扬州城区内三个较大的销售生鲜蔬菜的超市及其附近的集贸市场作为了调研的对象。但是这三个大超市的分布也基本上代表了扬州市的主要城区的区划。

(二) 样本的选择

根据研究方案的设计,本次调研选择的样本是南京市和扬州市城区的集贸市场和超市的消费者。共获取了660份问卷,其中有效问卷651份,南京410份,扬州241份,A卷328份,B卷323份,样本的有效率达到了98.6%。问卷基本构成的详细情况见表1。本次调研的时间为2005年7月,调研采用面访的形式进行,参加调研的人员全部为南京农业大学经管学院的研究生。

⁷ 青菜在我国栽培十分普遍,长江以南为主要产区。江南地区青菜种植面积占秋、冬、春蔬菜播种面积的40%—60%。但是,青菜在栽培过程中虫害较为严重,特别是夏秋季节的栽培中虫害更甚,因而药剂喷洒频繁,产品的农药污染很严重(司力珊,2003)。因此,本研究选择了青菜作为研究的蔬菜品种。

⁸ 该价格为预调查时市场中青菜的平均价格。

⁹ 本文对该随机价格梯度的设计是综合考虑了预调查结果、青菜的价格周年波动情况以及调研时有机青菜的市场价格三方面的因素。在预调查时,本文专门设计问卷,采用CVM中的开放式法获得消费者对低残留青菜的WTP,即在向被访者进行情景描述后,进一步询问被访者“您最高愿意为低残留青菜支付多少钱一斤的价格”来获得消费者对低残留青菜的WTP大体分布。

¹⁰ 苏果超市集团有限公司在南京超市的超市业态中占到了50%以上的市场份额,其超市的分布基本覆盖了全市主要的居民区。并且该超市的社区店选址一般贴近社区,面积在5000平方米左右,商品品种大约2万个,都涉及生鲜蔬菜的销售。

表1 问卷的基本构成

	南京		扬州		合计	
	A卷	B卷	A卷	B卷	A卷	B卷
	风险降低 50%	风险降低 99%	风险降低 50%	风险降低 99%	风险降低 50%	风险降低 99%
1.0元	29	41	23	25	52	66
1.4元	43	44	14	17	57	61
2.0元	58	37	39	25	97	62
3.0元	49	48	27	36	76	84
5.0元	28	33	18	17	46	50
合计	207	203	121	120	651	

四、理论模型和计量方法

由于食品安全经济学研究的是安全水平的提高带来的消费者福利的改进，因此，Hicks 消费者剩余的 CV 形式是 CVM 在食品安全研究领域应用的主要理论基础。其经济学原理是：

假定在其他条件均保持不变的条件下，食品安全水平由较低的 Q_0 水平上升到较高的 Q_1 水平，则消费者从中获得的效用必定更大，即 $U_1(Q_1, I, X, \epsilon_1) > U_0(Q_0, I, X, \epsilon_0)$ 。其中 $U(\cdot)$ 表示消费者的效用函数， I 表示消费者的收入水平， X 表示影响消费者效用的其他因素， ϵ 表示个人偏好误差和测量误差等一些随机成分。而 CVM 就是利用问卷调查的方式，揭示消费者的偏好，推导在不同安全水平下消费者的等效用点，使 $U_1(Q_1, I - WTP, X, \epsilon_1) = U_0(Q_0, I, X, \epsilon_0)$ ，并用统计学方法得出消费者的 WTP。

消费者对食品安全的 WTP 可以分解成两个组成部分，即消费者愿意支付的最高差价以及在此差价下愿意购买的食物数量。由于青菜是调查区域消费者日常食用的主要蔬菜品种之一，具有必需品的特性，因此本文进一步假定消费者对青菜的购买量受价格的影响可以忽略。由此，对消费者 WTP 的研究则主要在于研究消费者愿意为低残留青菜支付的最高差价。

由于本文采用半双阶二分选择法作为具体的设问形式，因此，以下内容将主要就该法经济学原理及相关的数理推导进行较为详细的阐述。

用 Y 表示消费者的选择情况，若消费者选择的是低残留青菜，则 $Y=1$ ，否则 $Y=0$ ；用 BID 表示消费者愿意为低残留青菜支付的价格， P 表示一般青菜的价格； Z 表示包括食品安全水平 Q 、收入水平 I 在内的影响消费者效用的其他因素； ϵ_0, ϵ_1 分别表示两种选择情况下影响消费者效用的随机误差项。则低残留青菜和一般青菜给消费者带来的效用分别为 $U_{Y=1}(Z, BID, \epsilon_1)$ 和 $U_{Y=0}(Z, P, \epsilon_0)$ 。

进一步假定效用函数为线性函数,且随机误差项 ϵ 服从 Weibull 分布¹¹。那么,如果消费者选择的是低残留青菜,消费者的选择所带来的效用可以表示为:

$$U_{Y=1} = \alpha_1 + \beta_1' Z + \lambda_1 \text{BID} + \epsilon_1. \quad (1)$$

类似的,如果消费者选择的是一般青菜,消费者从中获得的效用可表示为:

$$U_{Y=0} = \alpha_0 + \beta_0' Z + \lambda_0 P + \epsilon_0. \quad (2)$$

由于(2)式中一般青菜的价格 P 是现实市场中平均交易价格,是既定常数,因此(2)式可以写成:

$$U_{Y=0} = \alpha_0 + \beta_0' Z + \epsilon_0. \quad (3)$$

其中 $\alpha_0 = \alpha_0 + \lambda_0 P$ 。由于(1)和(3)式中的效用是不可观测的,而能够得到的观测值只能是选择的结果,即选择的是低残留青菜或为一般青菜。但是,如果 $U_{Y=1} \geq U_{Y=0}$,则消费者表现出来的行为就为选择购买低残留青菜,因为如果该消费者选择低残留青菜的效用大于一般青菜,则消费者必然选择低残留青菜;相反,如果不可观测的 $U_{Y=1} < U_{Y=0}$,则消费者选择的青菜为一般青菜。

因此,将(1)和(3)相减,可得:

$$U_{Y=1} - U_{Y=0} = (\alpha_1 - \alpha_0) + (\beta_1 - \beta_0)' Z + \lambda_1 \text{BID} + (\epsilon_1 - \epsilon_0),$$

记为:

$$U^* = \alpha^* + \beta^* ' Z + \lambda^* \text{BID} + \mu^*. \quad (4)$$

根据(4),可以进一步得到消费者选择购买低残留青菜($Y=1$)的概率方程:

$$P(Y=1) = P(U^* > 0) = P[\mu^* > -(\alpha^* + \beta^* ' Z + \lambda^* \text{BID})]. \quad (5)$$

(5)式为一个二元选择线性模型,其中 Y 为模型的被解释变量, Z 、 BID 为模型的解释变量, α^* 、 β^* 、 λ^* 为待估计参数, μ^* 为随机误差项。

由于 ϵ 服从 Weibull 分布,而 Doménich and McFadden (1975) 认为两个服从 Weibull 分布的随机变量的差应服从 logistic 分布,因此,(5)式中的随机干扰项 μ^* 服从 logistic 分布,有,

$$P(Y=1) = \Lambda(U^*) = [1 + \exp(-U^*)]^{-1}. \quad (6)$$

¹¹ Weibull 分布不仅近似于正态分布而且有助于简化计量(Toker and Yair,1996)。此外,Weibull 分布也是推导 Logit 模型的理论基础,详细的内容可参阅谢识予、朱弘鑫(2005)。

将(4)代入(6)式,得到 Logistic 模型。将 Logistic 模型进一步转化后可以得到线性的 Logit 模型:

$$\ln \left[\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} \right] = \alpha^* + \beta^* 'Z + \lambda^* \text{BID}. \quad (7)$$

而(7)等式的右边实质为效用差(4)式的非随机部分。由于支付意愿是消费者效用变化的货币表现,因此影响消费者效用水平的因素也即为影响消费者对食品安全 WTP 的因素。所以,通过(7)式的 Logit 模型——消费者对低残留青菜的购买情况——可以得到影响消费者对食品安全 WTP 的因素及其影响程度。

同时,根据消费者的效用表现形式(1)式、(3)式,当两类青菜给消费者带来的效用水平相等时,可以推导出消费者平均愿意为低残留青菜支付的价格—— $E(\text{BID})$ 。

$$\alpha_2 + \beta_0' Z + \epsilon_0 = \alpha_1 + \beta_1' Z + \lambda_1 \text{BID} + \epsilon_1. \quad (8)$$

由于 $E(\epsilon_0) = E(\epsilon_1) = 0$, 则(8)式两边取均值变形后可得:

$$E(\text{BID}) = -\frac{\alpha^* + \beta^* 'E(Z)}{\lambda^*}. \quad (9)$$

将(7)式得出的系数值及 Z 变量的均值代入(9)式,即可得到 $E(\text{BID})$ 。

又由于,

$$E(\text{WTP}) = E(\text{BID}) - P_0. \quad (10)$$

因此,可以进一步推导得出消费者对低残留青菜的平均支付意愿 $E(\text{WTP})$ 。

根据半双阶二分选择法的设问方法中的初始价格 (B_0) 和随机价格 (B_r) 以及消费者对情景中低残留青菜价格的反应情况,可以将消费者对低残留青菜的愿意支付的价格分为三个区间:

(1) “No”组: 在 B_0 价格下也不接受低残留青菜的消费者, 其 $\text{WTP} < (B_0 - P)$;

(2) “Yes-No”组: 在 B_0 价格下接受但在 B_r 价格下不接受低残留青菜的消费者, 则 $(B_0 - P) \leq \text{WTP} < (B_r - P)$;

(3) “Yes-Yes”组: 在 B_0 和 B_r 价格下都接受低残留青菜的消费者, 其 $\text{WTP} \geq (B_r - P)$ 。

如果用 T 表示消费者在给定价格下陈述其是否购买低残留青菜的情况, $T=0$ 表示消费者在 B_0 价格下不愿意购买低残留青菜, $T=1$ 表示消费者在 B_0 价格下愿意购买而在 B_r 价格下不愿意购买低残留青菜, $T=2$ 表示消费者在 B_0 、 B_r 的价格下都愿意购买低残留青菜。根据(5)式的概率推导,可以得到

如下的概率:

- 1) $P(T=0) = P[WTP < (B_0 - P)] = F(\alpha^* + \beta^* 'Z + \lambda^* B_0)$;
- 2) $P(T=1) = P[(B_0 - P_0) \leq WTP < (Br - P)]$
 $= F(\alpha^* + \beta^* 'Z + \lambda^* Br) - F(\alpha^* + \beta^* 'Z + \lambda^* B_0)$;
- 3) $P(T=2) = P[WTP \geq (Br - P)] = 1 - F(\alpha^* + \beta^* 'Z + \lambda^* Br)$ 。

其中, $F(\cdot)$ 表示概率分布函数, 由于随机变量服从 logistic 分布, 因此上述概率模型可以转化为有序 Logit 模型 (Ordered-Logit Model) 进行计量分析。

五、结果与分析

(一) 样本分析

本文预期在调研人员向消费者进行了相应的情景描述后, 在相同的市场价格, 即初始价格 B_0 下, 消费者应优先选择购买低残留青菜。但是, 统计结果却显示, 在 651 份有效样本中, 有 27 名被访者表示在初始价格 B_0 的条件下不愿意购买低残留青菜。对于这较为反常的行为, 本文首先对这 27 份样本 (“No” 组) 进行了分析。

表 2 两组样本的均值比较分析^a

	性别	年龄	受教育年限	家庭人口	家中小孩数	家中老人数	家庭月总收入
“No”组	0.66	45.37	12.11	3.19	0.30	0.59	3351.85
“Yes”组	0.67	41.03	11.69	3.38	0.34	0.49	3346.28
	城市	类型	购买地点	风险感知	主要成员	健康状况	
“No”组	0.74	0.30	0.52	0.63	0.74	0.11	
“Yes”组	0.63	0.51	0.51	0.48	0.65	0.21	

注: a 表 2 中的数据为相应变量两组样本的平均值, 各变量的详细说明请参阅表 4。

表 2 中详细地列出了两个样本组 (“No” 组和 “Yes” 组¹²) 相应变量的均值。从该表可以看出, 可能影响 27 名 “No” 组消费者不愿意选择购买低残留青菜的主要原因是 “类型” (问卷的类型, 即 A 卷和 B 卷)、“风险感知” 和 “健康状况” 三个变量。统计数据显示, “No” 组的消费者接触更多的是 A 卷, 即调查员向这些被访者传递的情景描述是低残留青菜中的农药残留水平引致的风险比一般青菜的风险水平只降低 50%。而从 “风险感知” 这个变量的统计数据看, “No” 组的消费者似乎对于农药残留对身体健康影响的风险感知较另外 624 名被访者更为敏感。本文选择用 “1” 表示被访者认为蔬菜中的农药残留与被访者亲友中可能存在的健康问题两者之间很有关系, “0” 表示两者之间关系不大。统计结果显示, “No” 组的样本平均值达到了 0.63, 即 “No” 组有高达 63% 的被访者认为两者之间有很大的关系。而 “Yes” 组该变

¹² “Yes” 组表示在初始价格 B_0 价格下愿意购买低残留青菜的消费者, 由 624 名被访者组成。

量均值却只有 0.48, 即“*Yes*”组有这种观点的被访者还不到 50%。两组样本在该变量上反映出了较大的差异。此外, 从“健康状况”这个变量得到的信息是, “*No*”组中的被访者似乎身体状况要更好一些。

鉴于以上分析, 导致 27 名被访者在 B_0 价格上不愿意选择购买低残留青菜的关键原因很可能在于这部分被访者对于风险更为敏感。对于他们而言, 一般青菜中农药残留的风险水平以及 A 卷中设计的低残留水平都是难以接受的。为了验证这个假设, 本文构建了一个二分变量选择模型——Logit 模型来进一步说明。

因变量 Y 为被访者在 B_0 价格上是否愿意购买低残留青菜的情况, “1”为不愿意购买, “0”为愿意购买。本文应用 STATA 8.0 计量软件对模型进行模拟。通过将表 2 中列出的各变量作为自变量分别代入模型, 剔除不显著以及影响模型整体拟合度的变量, 最后的拟合结果如表 3 所示。

表 3 消费者在 B_0 价格上对低残留青菜购买情况的 Logit 回归模型分析结果

解释变量	系数	标准差	Z 值
常数项	-1.6581***	0.1553	-10.68
问卷类型	-0.4696***	0.1920	-2.45
风险感知	0.3397*	0.1860	1.83
健康状况	-0.4163	0.2701	-1.54

Number of Obs=651; LR chi2 (15)=10.67;
Pr>chi2=0.0137; Log Likelihood=-107.0313

注: *, ** 分别表示在 10% 和 1% 的置信水平上具有统计显著性。

从估计结果看, 共有三个变量最终进入了模型。并且, 该模型的总体拟合效果较好, 似然比统计量为 -107.0313, χ^2 值在 5% 的水平上显著 ($Pr > \chi^2 = 0.0137$)。“问卷类型”这个变量在 1% 的水平上显著, 参数符号为负。对变量“问卷类型”的拟合结果显示, 调查员如使用 A 卷询问消费者的购买意愿, 即使 A 卷中描述的低残留青菜中农药残留的风险已经降到较低的水平, 消费者仍然将倾向于在 B_0 价格上不购买低残留青菜。这可能是因为, 一般青菜以及 A 卷中所描述的低残留青菜的所含有的风险水平对于“*No*”组消费者而言都是难以接受的。

“风险感知”这个变量在 10% 的水平上显著, 参数符号为正。这表明, 认为蔬菜中的农药残留与亲友中可能存在的健康问题两者之间很有关系的被访者倾向于在相同的价格下不购买低残留青菜。由于本模型拟合的对象是 27 名“*No*”组的消费者以及另外的 624 名“*Yes*”组消费者的选择结果, 因此, 一个可能的解释为这 27 名消费者对风险更为敏感, 对于他们而言, 降低 50% 的风险都是难以接受的。因此, 最可能的现实选择将是选购其他品种的蔬菜。检验结果还显示“健康状况”这个变量对于消费者是否在 B_0 价格下选择购买低残留青菜没有显著影响。

鉴于以上的分析, 这 27 名“*No*”组消费者可能由于对风险更为敏感, 无

法接受仍存在相当风险的青菜,因此,即使在 B_0 价格上这部分消费者也不愿意购买低残留青菜。虽然这些消费者可能对于青菜中的安全性有更为强烈的需求。但是,由于现实中完全没有风险的事物是不存在的,食品中安全性的提高也是有限的,所以这些对于食品安全有极端需求的消费者并不是本文所要研究的对象。当然,还有一种可能是这 27 名“*No*”组的消费者,不是青菜的消费者。由于本研究主要考察消费者对低残留青菜的 WTP,因此,删除占样本总量 5% 的“*No*”组,并不会影响本文对 WTP 的拟合结果。

由于删除了“*No*”组的 27 个样本,余下的 624 个样本都是在 B_0 价格下表示更愿意购买低残留青菜的消费者,因此,以下本研究将应用二元 Logit 模型,根据 (9) 式和 (10) 式得到消费者对食品安全的平均 WTP,根据 (7) 式得到影响消费者支付意愿的因素及其影响大小。

(二) 计量 WTP 的变量选择及预期作用方向分析

影响消费者对食品安全 WTP 的因素,即影响消费者效用水平的因素有很多,主要包括食品的价格、食品的安全水平、消费者的风险意识、消费者的购买习惯、消费者的社会经济因素以及消费者的个人特征等。

1. 价格

因为已删除“*No*”组的样本,因此,余下的样本都将在面对 B_r 的价格下做出是否购买低残留青菜的选择。本文以随机价格 (B_r) 作为 BID 进入计量模型参与结果的模拟。并预期消费者对低残留青菜价格的反应是“价格”(BID) 越高,消费者表示购买低残留青菜的概率越低。

2. 食品的安全水平

为了了解食品安全对消费者效用的影响程度,本文设计了代表不同“食品安全水平”(TYPE) 的 A、B 两套问卷,即风险水平降低 50% 的问卷 A 和风险水平降低 99% (几乎没有农药残留风险) 的问卷 B 来测度消费者对食品风险的敏感度。该变量在模型估计时将采用虚拟变量的方式引入。本文预期消费者对安全水平有较高的敏感性,更倾向于购买 B 卷代表的几乎没有农药残留的低残留青菜。

3. 消费者的风险感知

Ritson and Li (1998) 认为在做任何有关食品安全方面的决定之前,必须首先要考虑消费者对食品安全的风险感知。因此,本文采用李克特五分量表法 (Five-point Likert Scale),设计四个相关问题,获得消费者对蔬菜生产中农药使用的态度。通过赋予每个选项相应的分值,加总后得到每个消费者对蔬菜生产过程中农药使用的“承受指数”(PESTICIDE);总分为 20 分,分值越低,表示消费者对蔬菜农药使用的态度越谨慎,承受度越低。此外,本文还通过直接询问消费者认为“蔬菜中农药残留与其亲友中可能存在的健康问题两者之间关系的大小”,来了解消费者对农药残留对身体健康影响的“风

险感知”(RISK)。又由于被访者的健康状况可能会影响其食品风险意识,健康状况越不好的人其食品消费的风险意识越强,即在食品消费方面更加规避风险,如高血压患者对高胆固醇含量的食品消费就非常谨慎(白军飞,2003),因此本文还引入了被访者的“健康状况”(HEALTH)变量试图从另一个方面反映被访者的风险意识。本文预期的结果是:消费者的健康状况越差则低残留青菜带来的效用更大。此变量在模型估计时将采用虚拟变量的方式引入。

4. 消费者的购买习惯

在消费者的购买习惯方面,主要将消费者“购买蔬菜的场所”(PLACE)以及是否是家中选购蔬菜的“主要成员”(PURCHASE)两个变量纳入模型。由于20世纪80年代以来,随着国营和集体所有的菜市场以及食品商店逐渐退出农产品零售领域,以个体摊贩为主体的农贸市场逐渐主导了农产品零售。而进入20世纪90年代中期以来,超市在中国迅速发展,它所经营的农产品的品种和数量也在不断增加(胡定寰,2005)。并且,超市也已成为无公害食品、绿色食品及有机食品的理想销售终端(方敏,2003)。因此,本文将“购买蔬菜的场所”(PLACE)这个变量分为农贸市场和超市,并以虚拟变量的形式引入模型。而根据超市的发展在我国的发展现状以及发展趋势,本文预期超市消费者相对于农贸市场的消费者更倾向于购买低残留青菜。此外,由于被访者在家庭的蔬菜购买行为中所扮演的不同角色,可能会影响消费者对食品安全的支付意愿,因此,本文认为十分有必要引入“主要成员”(PURCHASE)这个变量,并预期家中选购蔬菜的主要成员相对于其他成员将更倾向于选购低残留青菜,即食品安全给该类人群带来的效用更大。

5. 消费者的社会经济因素

本文中,消费者的“家庭月总收入”(INCOME)、消费者居住的“城市规模”(CITY)、“家庭总人口数”(HOUSE)、“家中老人数”(ELDER)和“家中小孩数”(CHILDREN)5个具体指标表征消费者的社会经济因素。首先,消费理论把消费者的收入作为研究消费的一个重要因素。而在过去的相关研究中也表明,大部分情况下,收入水平越高的消费者在较高的价格水平下,购买安全食品的概率显著增大。由于家庭的收入水平更能影响消费者的消费决定,因此,本文将在模型中引入消费者的家庭月总收入来进行估计。为了能够更为深入的分析收入水平对低残留青菜购买的可能性,本文还依据一定的标准,将各被访者的家庭月收入分成了6个等级。此外,本文还预期居住在大城市南京的消费者相对于中小城市扬州的消费者对于低残留青菜有更大的支付意愿。

虽然“家庭总人口数”(HOUSE)、“家中老人数”(ELDER)、“家中小孩数”(CHILDREN)这3个变量可能会存在一定的共线性,但是由于老人和小

孩属于脆弱人群,容易受到食品中不安全因素的影响,也往往最受到关注。因此,本文在选择了“家庭总人口数”(HOUSE)这个变量的基础上,仍然选择了“家中老人数”(ELDER)、“家中小孩数”(CHILDREN)两个变量来了解脆弱人群在家庭中的存在对消费者的支付意愿影响。

6. 消费者的个人特征

根据前人的研究结果,在消费者的个人特征方面,本文主要选择了消费者的“性别”(SEX)、“年龄”(AGE)和“受教育情况”(EDUCATION)3个变量。由于问卷设计中获得的被访者的年龄和受教育情况是连续型数据,而为了更深入地分析数据,本文还在初始数据的基础上,将“年龄”(AGE)变量按一定的年龄层级,该变量的数据进一步分成了5个组别。同样,本文也将“受教育情况”(EDUCATION)这个变量以被访者是否完成了高中教育(9年)为标准,进一步将所有被访者分成了两个类别。

各变量的具体定义、描述性统计分析及其预期作用方向见表4。

表4 各变量的定义、描述性统计及其预期作用方向

变量	定义	均值	标准差	预期作用方向
BID	消费者被询问是否购买低残留青菜的随机价格	2.417	1.30	-
RISK	消费者对农药残留对身体健康影响的风险感知情况,1=很有关系,0=关系不大	0.48	0.50	+
PESTICIDE	消费者对蔬菜生产过程中农药使用情况的承受指数	11.56	2.47	-
TYPE	问卷的类型,1=B卷,0=A卷	0.49	0.50	+
PLACE	购买蔬菜的地点,1=超市,0=集贸市场	0.51	0.50	+
PURCHASE	是否是家中选购蔬菜的主要成员,1=是,0=不是	0.65	0.48	-
CITY	所在的城市,1=南京,0=扬州	0.63	0.48	+
AGE	消费者的年龄 AGE1,1=年龄小于30岁,0=其他 AGE2,1=31-40,0=其他 AGE3,1=41-50,0=其他 AGE4,1=51-60,0=其他	41.03	13.87	+
SEX	消费者的性别,1=女性,0=男性	0.67	0.47	+
EDUCATION	消费者受教育的年限 EDU1,1=高中及其以上,0=其他	11.68	3.61	+
HEALTH	消费者的健康状况,1=不健康,0=健康	0.21	0.41	-
HOUSE	家庭总人口数	3.38	1.18	-
CHILDREN	家庭中13岁以下小孩数	0.34	0.51	+
ELDER	家庭中60岁以上老人数	0.49	0.80	+
INCOME	家庭月总收入 INCOME1,1=1001-2000,0=其他 INCOME2,1=2001-3000,0=其他 INCOME3,1=3001-4000,0=其他 INCOME4,1=4001-5000,0=其他 INCOME5,1=大于5001,0=其他	3346.28	2226.94	+

(三) 消费者对低残留青菜的平均 WTP

根据数据的特点, 本文设计了两个模型。模型一, 将原始的数据代入方程计量; 模型二, 进一步将个别变量转化为分类变量并以虚拟变量的形式代入。模拟结果见表 5。从模型的模拟结果看, 模型的总体拟合效果较好, 似然比统计量分别为 -305.3233 和 -300.7254 , χ^2 值也十分显著 ($Pr > \chi^2 = 0.0000$), 均在 1% 的水平上显著。

表 5 消费者对食品安全 WTP 的 Logit 回归模型分析结果

解释变量	模型一		模型二	
	系数	dy/dx ^a	系数	dy/dx
截距	5.3312***	—	4.6635***	—
BID	-0.9107***	-0.1935***	-0.9143***	-0.1924***
RISK	0.3820*	0.0808*	0.4346**	0.0910**
PESTICIDE	-0.1552***	-0.0330***	-0.1747***	-0.0368***
TYPE	0.0983	0.0209	0.1505	0.0316
PLACE	-0.0963	-0.0204	0.0324	0.0068
PURCHASER	0.0402	0.0086	0.0061	0.0013
CITY	-0.5063**	-0.1046**	-0.4252*	-0.0874**
AGE	-0.0026	-0.0006	—	—
AGE1	—	—	0.7579	0.1484*
AGE2	—	—	0.8684**	0.1637**
AGE3	—	—	1.2931***	0.2332***
AGE4	—	—	0.7020	0.1311*
SEX	0.3503	0.0760	0.2854	0.0612
EDUCATION	-0.0098	-0.0021	—	—
EDU1	—	—	-0.2202	-0.0459
HEALTH	-0.2678	-0.0585	-0.3253	-0.0709
HOUSE	-0.2785***	-0.0591***	-0.3421***	-0.0720***
CHILDREN	0.4766**	0.1012**	0.6537***	0.1375***
ELDER	-0.2082	-0.0442	-0.0127	0.0027
INCOME	0.0002***	0.0000***	—	—
INCOME 1	—	—	0.2307	0.0474
INCOME 2	—	—	0.3593	0.0727
INCOME 3	—	—	0.3262	0.0656
INCOME 4	—	—	1.0242**	0.1791***
INCOME 5	—	—	1.1653**	0.1968***
Number of Obs=624;		Number of Obs=624;		
LR chi2 (15)=191.78;		LR chi2 (22)=200.98;		
Pr>chi2=0.0000;		Pr>chi2=0.0000;		
Log Likelihood=-305.3233		Log Likelihood=-300.7254		

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上具有统计显著性;

a. dy/dx 表示边际概率, 由于二元选择模型的回归系数的经济解释比较困难, 因此, 估计各自变量的边际变化对选择概率的边际影响的偏效应对回归系数的解释更为合理 (Greene, 1993)。

由于模型一中的变量大部分为连续变量, 计量的结果较为精确, 因此本

文在计算平均 WTP 时,将使用模型一得到的系数。将模型一中各变量的系数分别代入(9)式和(10)式,可以计算得出消费者对低残留青菜的平均愿意支付的价格为 3.48 元/斤,其中对食品安全的平均 WTP 为 2.68 元/斤,即江苏省城市消费者愿意为低残留青菜比一般青菜多支付 335% 的价格。

本文得出的我国江苏省城市消费者对低残留青菜的平均 WTP 比国外许多同类型的研究结果要高出许多。例如,在 Buzby et al. (1995) 对美国消费者的研究中,消费者只愿意为低残留葡萄多支付 38%—138% 的价格。Akgüngör et al. (1999) 对土耳其消费者的研究发现,土耳其的消费者平均只愿意为没有农药残留的西红柿每单位多支付 2% 的价格。Boccaletti and Nardella (2000) 对意大利消费者的研究结果为,大部分(70%)的消费者只愿意以比常规蔬菜高出 10% 的价格购买没有农药残留的有机蔬菜。而江苏省城市消费者对于低残留青菜中食品安全的平均 WTP 为 2.68 元,愿意比一般青菜多支付 335% 的价格。

虽然国外相关研究的研究对象并不是具体到了青菜这个品种,但是由于 WTP 是价格差,因此仍具有一定的可比性。通过 WTP 之间的比较,本文得出我国江苏省城市消费者对以低残留青菜为代表的食品安全食品有很强烈的市场需求,愿意支付较高金额以保证蔬菜(青菜)安全性这一结论。这可能一方面与我国的现实背景有关,一方面也和我们调查的对象有关。近年,以国内食品安全事件多发为标志的严峻的现实以及不断增加的负面报道(周应恒等,2004),食品安全问题引起了社会的广泛关注,广大消费者不知“到底吃什么是安全的”,对食品的安全显示出很大的担忧。而国外的发达国家由于较为完善的市场建设,食品中不安全的情况得到了比较有效地管制,食品安全的整体水平已经达到了一个比较高的程度。因此,国外消费者是在一个食品安全相对有保障的市场中对更高的食品安全水平表达 WTP,而我国的消费者却是要在一个严重失灵的食品市场中表达 WTP。这种背景的差异应该是构成国内外消费者较大的 WTP 差距的主要原因。而另一方面,青菜是江苏城市消费者最主要消费的蔬菜品种之一,每年的消费量很大,青菜中的农药残留水平尤其受到关注。因此,江苏省城市消费者对于食品安全有较高的支付意愿。

(四) 消费者对食品安全支付意愿的影响因素分析

表 5 的结果显示,在影响消费者 WTP 的各因素中,低残留青菜的“价格”(BID)、消费者的“风险感知”(RISK)、“承受指数”(PESTICIDE)、“城市规模”(CITY)、“家庭总人口数”(HOUSE)、“家中小孩数”(CHILDREN)以及“家庭月总收入”(INCOME)等因素会对消费者的 WTP 产生显著影响。根据各变量系数前的符号可以看出,以上变量的作用方向与预期基本相同。

与预期的结果相同,在其他条件一致的情况下,价格越高,消费者购买

低残留青菜的可能性越低，消费者从食品安全中得到的效用越低。根据模型一的模拟结果，从变量的边际效应看，在其他变量保持不变的条件下，低残留青菜的价格每增加1元，消费者表示愿意购买低残留青菜的概率将平均减少0.1935。

在风险感知方面，对蔬菜中农药残留的态度越谨慎的消费者在一定的价格下越倾向于购买低残留青菜。“风险感知”（RISK）的边际效果显示，相对于认为两者之间关系不大的消费者，认为农药残留与健康问题有很大关系的消费者愿意支付更高的价格以购买低残留青菜的可能性要平均高出0.0808。而“承受指数”（PESTICIDE）这个变量对消费者购买意愿的影响也在1%水平上显著，并且系数显示为负。该结果表明消费者对蔬菜生产中农药使用的态度越谨慎，则将越倾向于以更高的价格购买低残留青菜，食品安全为该消费者带来更大的效用。

但是，与预期作用方向不同的是：“城市规模”（CITY）这个变量的作用方向为负，即平均而言，居住在中小城市的消费者更倾向于支付较高的价格购买低残留青菜。并且从边际效果看，在一定的价格水平下，购买低残留青菜的可能性平均要比大城市的消费者大0.1046。可能的解释是：由于信息不对称是造成食品安全问题的本质原因，而通常规模较大的城市，信息的可获得性较高；而由于中小城市的市场管理没有大城市完善，信息不对称所导致的市场失灵问题显得更加严重。此外，大城市对于市场的管理也更加严格，准入的门槛更高。因此，居住在中小城市的消费者更大地受到食品安全问题的威胁。所以，中小城市的消费者对于安全蔬菜的需求也就比大城市的消费者表现得更为强烈，因此表达出的平均支付意愿也比大城市的消费者高。

在涉及消费者家庭中相关人口数的变量中，“家庭总人口数”（HOUSE）和“家中小孩数”（CHILDREN）两个变量对消费者支付意愿有显著影响。其中，“家庭总人口数”（HOUSE）的作用方向为负，且从边际效果看，家庭总人口数每增加一人，愿意支付更多的金额以购买低残留青菜的可能性将相应地减少0.0591。而对于变量“家中小孩数”（CHILDREN），其对购买意愿的作用方向为正。计量结果表明，家中13岁以下的孩子每增加一人，消费者在一定的价格下购买低残留青菜的可能性将相应增加0.1012。但是，与此同时，同为脆弱人群的60岁以上的老人——“家中老人数”（ELDER）变量在模型中却不显著。这可能是因为农药残留在体内聚集然后作用于人体有一定的滞后期，而由于人的寿命有限，许多消费者认为老人能受到农药残留影响的可能性较小，因此，大多数消费者对农药残留对老年人身体健康的影响不太重视（Buzby et al., 1995）。而这个可能解释也可同样适用于“年龄”（AGE）变量的解释中。在模型一中，虽然“年龄”（AGE）变量对于WTP没有显著的影响，但是通过该变量系数的符号可以得到一定的推论，即消费者的年龄越大，愿意支付一定的价格购买低残留青菜的可能性越小。当把

“年龄”(AGE)变量的分组变量代入模型二后,出现了一个十分有意思的结果变化。从边际效应看,四个组别的“年龄”(AGE)变量均对WTP产生了显著的影响。这可能和选择的对照组别为年龄在60岁以上的消费者有关。即相对60岁以上的消费者而言,其他年龄层的消费者都会更愿意支付高价购买低残留青菜。而且数据还显示,41—50岁这个年龄层的消费者愿意购买低残留青菜的可能性最大,其可能性要比60岁以上的消费者高0.2332,即这个年龄层的消费者更关注食品安全问题。

从模型一的统计结果看,“家庭月收入”(INCOME)对WTP有十分显著的影响,显著水平达到了1%。但是,从边际效应看,它的影响程度是最小的。这可能和收入的计算单位有关。模型一得到的是消费者家庭收入每变化1元,消费者购买低残留青菜的可能性的相应变化。但是很显然,在现实生活中,收入水平在1元水平上的变化对消费者的购买决策几乎不会产生什么影响。因此,具体考量该变量对WTP的影响程度,应该参考模型二的拟合结果。计量结果表明,较高收入组别(4001元以上)的家庭,更愿意支付较高的价格购买低残留青菜:家庭平均月收入水平在4001—5000元以及5001元以上的消费者,愿意购买低残留青菜的可能性平均比月收入为1000元以下的消费者分别大0.1791和0.1968。而其他收入组别的变量对于WTP没有显著影响。因此,家庭平均月收入4000元可以看作是对食品安全有支付意愿的消费者的分水岭。家庭月总收入在4000元以上的消费者是最有可能愿意支付较高的金额以获得食品安全的人群。

变量“食品安全水平”(TYPE)在统计上并不显著。在变量的选择部分,本文提出了安全水平的不同可能会影响消费者对食品安全的支付意愿这一假说。但回归的结果却表明,安全水平的不同对消费者的WTP几乎没有影响。尽管如此,本文并不认为可以有充分的理由拒绝上述假说。从该变量的系数来看,为正的系数仍表明了消费者对低残留青菜的WTP随着风险水平的降低而提高。而问卷类型这一变量不显著,很可能缘于两组风险水平的具体差别不明显¹³。

此外,研究结果还表明,消费者的“性别”(SEX)、“受教育情况”(EDUCATION)、“健康状况”(HEALTH)、“购买蔬菜的场所”(PLACE)和是否是家中选购蔬菜的“主要成员”(PURCHASE)这几个变量在本文中对WTP也没有显著影响。

¹³ 风险水平降低50%的具体描述为:引起的死亡率由每百万人中导致50人死亡降低到25人;风险水平降低99%的具体描述为:引起的死亡率由每百万人中导致50人死亡降低到几乎没有人死亡。对于去除了“Yes”组的被访者而言,两组之间实际的差距不大,按照具体的描述,A卷传达的风险已经到达了较低的水平。

(五) 不同发展规模城市的消费者支付意愿的比较

本研究表明,作为大城市南京的消费者和作为中小城市扬州的消费者对于食品安全的WTP有较为显著的差异,并且扬州的消费者愿意支付更多的金额以购买低残留青菜的可能性更大。因此,本文在这部分将在分别计量得到南京和扬州两市消费者对低残留青菜的WTP的基础上,讨论影响这两个不同发展规模城市的消费者WTP的因素。通过分别代入南京和扬州两市消费者连续和分组变量的数值,得到了四个模型,计量结果如表6所示。

表6 南京和扬州两市消费者对食品安全WTP的Logit回归模型分析结果

解释变量	南京				扬州			
	模型三		模型四		模型五		模型六	
	系数	dy/dx	系数	dy/dx	dy/dx	系数	dy/dx	系数
截距	5.0015***	—	4.3589***	—	5.2869***	—	4.1433**	—
BID	-0.9796***	-0.2205	-0.9849***	-0.2204***	-0.8597***	-0.1605	-0.8682***	-0.1563***
RISK	0.4385*	0.0980	0.4906*	0.1088*	0.2371	0.0443	0.3609	0.0650
PESTICIDE	-0.1315**	-0.0296	-0.1457***	-0.3260***	-0.2132***	-0.0398	-0.2287***	-0.0412***
TYPE	0.1715	0.0386	0.2386	0.0531	-0.1424	-0.0266	0.0489	0.0088
PLACE	-0.1716	-0.0386	-0.1495	-0.0334	-0.0806	-0.0151	0.2940	0.0528
PURCHASE	0.3791	0.0867	0.3250	0.0738	-0.5157	-0.0930	-0.3891	-0.0682
AGE	-0.0079	-0.0018	—	—	0.0100	0.0019	—	—
AGE1	—	—	0.8665	0.1791*	—	—	0.8653	0.1429
AGE2	—	—	0.9347	0.1852*	—	—	1.0460	0.1675
AGE3	—	—	1.0323*	0.2087**	—	—	2.0351*	0.2710***
AGE4	—	—	0.6723	0.1372	—	—	1.1061	0.1532
SEX	0.2896	0.0660	0.2305	0.0521	0.4429	0.0860	0.4010	0.0767
EDUCATION	0.0002	0.0000	—	—	-0.0198	-0.0037	—	—
EDU1	—	—	-0.2754	-0.0608	—	—	0.0983	0.0177
HEALTH	-0.2818	-0.0649	-0.3213	-0.0738	-0.2959	-0.0576	-0.4641	-0.0895
HOUSE	-0.4102***	-0.0923	-0.4485***	-0.1004***	-0.0433	-0.0081	-0.1321	-0.0238
CHILDREN	0.5742**	0.1293	0.6769**	0.1515**	0.4051	0.0757	0.6688	0.1204
ELDER	-0.1841	-0.0414	0.0170	0.0037	-0.3303	-0.0617	-0.1066	-0.0192
INCOME	0.0002**	0.0000	—	—	0.0001	0.0000	—	—
INCOME1	—	—	0.0761	0.0169	—	—	0.4915	0.0839
INCOME2	—	—	0.3010	0.0655	—	—	0.4265	0.0726
INCOME3	—	—	0.5978	0.1244	—	—	-0.1152	-0.0212
INCOME4	—	—	0.7954	0.1581	—	—	1.6042*	0.2002***
INCOME5	—	—	1.1553*	0.2154**	—	—	1.2917	0.1690*
Number of Obs=390;		Number of Obs=390;		Number of Obs=234;		Number of Obs=234;		
LR chi2 (14)=132.97;		LR chi2 (21)=135.27;		LR chi2 (14)=65.28;		LR chi2 (14)=76.60;		
Pr>chi2=0.0000;		Pr>chi2=0.0000;		Pr>chi2=0.0000;		Pr>chi2=0.0000;		
Log Likelihood		Log Likelihood		Log Likelihood		Log Likelihood		
=-190.3495		=-189.1982		=-109.6309		=-104.4706		

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上具有统计显著性。

从计量结果看,这四个模型的总体拟合效果都比较好,似然统计量分别达到了 -190.3495 、 -189.1982 、 -109.6309 和 -104.4706 , χ^2 值也十分显著($\text{Pr} > \text{chi}^2 = 0.0000$),均在1%的水平上显著。按照计量平均WTP的方法,将模型三和模型五拟合得到的各变量系数以及南京和扬州两市样本相应变量的均值代入(9)和(10)式,可以计算得出南京市消费者平均愿意为低残留青菜支付的价格为3.22元/斤,其中对食品安全的平均WTP为2.42元/斤,而扬州市消费者平均愿意为低残留青菜支付的价格为3.57元/斤,对食品安全的平均WTP达到了2.77元/斤。因此,扬州市消费者对于食品安全平均愿意比南京消费者多支付0.35元/斤。

从影响两市消费者对食品安全平均WTP的因素看,影响因素在两市之间也存在着较大的差别。根据模型三和模型五,对于南京市消费者而言,低残留青菜的“价格”(BID)、消费者的“风险感知”(RISK)、“承受指数”(PESTICIDE)、“家庭总人口”(HOUSE)、“家中小孩数”(CHILDREN)以及“家庭月总收入”(INCOME)等因素对消费者的平均WTP均有显著影响。而对于扬州市消费者而言,对他们的平均WTP有显著影响的因素只有低残留青菜的“价格”(BID)和“承受指数”(PESTICIDE)。

根据模型三的模拟结果,从变量的边际效应看,在其他变量保持不变的条件下,低残留青菜的价格每增加1元,南京市消费者表示愿意购买低残留青菜的概率将平均减少0.2205。而对于扬州市消费者而言,低残留青菜价格1元的增加,只使他们购买低残留青菜的可能性平均减少0.1605。由于扬州市消费者的家庭月平均收入为3114.53元,低于南京市消费者的家庭月平均收入3485.32元,因此,从以上分析可以看出扬州市消费者对于食品安全的需求受价格波动的影响较小,他们对安全食品表现出了更为强烈的需求态势。而这一结论也可以从“家庭月总收入”(INCOME)变量对于扬州市消费者是否购买低残留青菜没有显著的影响而得到进一步地验证。此外,从“承受指数”(PESTICIDE)变量反映出的信息是,南京市消费者对蔬菜生产过程中农药使用情况的承受指数每增加1分,消费者在更高的价格下购买低残留青菜的可能性将减少0.0296,而扬州市的消费者在相同的条件下,购买低残留青菜的可能性将减少0.0398。这可能说明,扬州市的消费者对于食品中的不安全因素更为敏感,因此,他们更愿意为安全食品支付更高的价格。

从模型四和模型六中“年龄”(AGE)和“家庭月收入”(INCOME)中分组变量的拟合结果看,相对于每个城市中60岁以上的消费者,南京市年龄小于50岁的消费者都有较高的购买安全食品的意愿,而在扬州市,对安全食品的主要购买者是41—50岁的消费者。而相对于每个城市中家庭月收入低于1000元的消费者,南京市只有家庭月收入超过5000元的消费者才体现出较高的购买意愿。但是在扬州市,虽然收入并不是影响扬州市消

费者选购安全食品的主要因素，但是，“家庭月收入”（INCOME）的分组变量仍说明家庭月收入超过4000元的消费者将对安全食品表现出最为强烈的购买意愿。

综合以上的分析，本文认为江苏省中作为中小城市的扬州市的消费者对食品安全所表现出来的较高的WTP已经几乎是该市中全体消费者共同意愿的体现。而这种对食品安全的强烈需求较少地受消费者个体特征的影响。这可能是由于如前文所描述的，居住在中小城市的消费者更大地受到食品安全问题的威胁。因此，他们对于食品中的不安全因素更为敏感，并且对于安全食品的需求受到安全食品价格波动的影响较小。

六、结论和讨论

以上的分析表明，江苏城市消费者对低残留青菜平均愿意支付的价格为3.48元/斤，其中对食品安全的平均WTP为2.68元/斤。江苏省城市消费者愿意为低残留青菜比一般青菜多支付335%的价格。其中，大城市（南京市）消费者对低残留青菜的平均愿意支付的价格为3.22元/斤，其中对食品安全的平均WTP为2.42元/斤；中小城市（扬州市）的消费者为低残留青菜的平均愿意支付的价格为3.57元/斤，其中对食品安全的平均WTP达到了2.77元/斤。扬州市消费者对于食品安全平均比南京消费者多支付0.35元/斤。由于青菜是江苏省城市消费者主要食用的蔬菜品种之一，因此本文的研究结果具有较强的代表性。

研究结果还表明，安全食品的价格、消费者所居住城市的规模、家中小孩数、消费者对农药残留的风险感知、家庭总人口数、消费者对农药使用的承受指数和消费者的家庭平均月收入水平等变量对消费者的支付意愿有显著的影响。同时，本文还得出了一些对安全食品的营销有战略意义的结论：即安全食品的市场营销应进一步加强在中小城市的营销力度；而41—50岁年龄段的消费者以及家庭月总收入在4000元以上的消费者，由于较为关注食品安全以及具备较高的经济支付能力，对于食品安全有着较高的支付意愿，因此应该是安全食品在销售过程中关注的重点人群。此外，本文还通过对南京和扬州两市消费者的对比研究，得到中小城市扬州市消费者对食品安全所表现出来的较高的WTP已经几乎是该市全体消费者共同意愿的体现，并且这种对食品安全的强烈需求较少地受到消费者个体特征影响的结论。

有数据显示，按单位面积或产量计算，无公害蔬菜的生产成本平均要比一般蔬菜高出12.7%（杨万江等，2004）。因此，虽然本文是以低残留青菜为研究对象，但也不难看出：相对蔬菜中食品安全的生产成本，我国消费者对于蔬菜中的食品安全有着更高的WTP，并且该WTP已远远超出生产厂商的相应生产成本。因此，仅就我国的安全食品产业中的安全蔬菜而言，该产业

的发展将具有很大的发展空间。相信只要进一步加强市场建设,针对造成食品安全市场失灵的症结——信息不对称——加强有效的信息供给,我国的食品安全问题完全可以通过市场机制得以解决,安全食品行业将在市场中良性地发展。

参 考 文 献

- [1] Akgüngör S., Miran B. and Abay, C., "Consumer Willingness to Pay for Reduced Pesticide Residues in Tomatoes: the Turkish Case", paper presented at the annual meeting of the American Agricultural economics Association, Nashville, August 8—11, 1999.
- [2] A. 迈里克·弗里曼著,曾贤刚译,《环境与资源价值评估——理论和方法》。北京:中国人民大学出版社,2002年。
- [3] 白军飞,“中国城市消费者对转基因食品接受程度和购买意愿的研究”,中国农业科学院农业经济研究所研究生院硕士学位论文,2003年6月。
- [4] Boccaletti, Stefano and Michael Nardella, "Consumer Willingness to Pay for Pesticide-free Fresh Fruit and Vegetables in Italy", *International Food and Agribusiness Management Review*, 2000, 3(3), 297—310.
- [5] Brown, Colin G., John W. Longworth and Scott Waldron, "Food Safety and Development of the Beef Industry in China", *Food Policy*, 2002, 27(3), 269—284.
- [6] Buzby Jean C., Jerry R. Skees and Richard C. Ready, "Using Contingent Valuation to Value Food Safety: a Case Study of Grapefruit and Pesticide Residues", in Caswell, Julie A. (Ed.), *Valuing Food Safety and Nutrition*, Boulder, CO: Westview Press, 1995.
- [7] Caswell, Julie A., "Valuing the Benefits and Costs of Improved Food Safety and Nutrition", *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 1998, 42(4), 409—424.
- [8] 陈锡文、邓楠、韩俊、王晓方,《中国食品安全战略研究》。北京:化学工业出版社,2004年。
- [9] Doganoglu, Toker and Yair Tauman, "Network Competition with Reciprocal Proportional Access Charge Rules", SUNY at Stony Brook Discussion Paper DP96-01, December 2, 1996.
- [10] Domencich, Thomas and Danid McFadden, *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*, Amsterdam: North-Holland, 1975.
- [11] 方敏,“论绿色食品供应链的选择与优化”,《中国农村经济》,2003年第4期,第49—51页。
- [12] Fischhoff, Baruch and Lita Furby, "Measuring Values: A Conceptual Framework for Interpreting Transactions with Special Reference to Contingent Valuation of Visibility", *Journal of Risk and Uncertainty*, 1988, 1(2), 147—184.
- [13] Greene, William H., *Econometric Analysis*, NJ: Englewood Cliffs, Prentice Hall, 1993.
- [14] 郭红东,“我国农户参与订单农业行为的影响因素分析”,《中国农村经济》,2005年第3期,第24—32页。

- [15] Hoehn, John P. and Douglas J. Krieger, "Angler's Willingness to Pay for Information about Chemical Residues in Sport Fish: Design of a CV Questionnaire", in Caswell, Julie A. (Ed.), *Valuing Food Safety and Nutrition*, Boulder, CO: Westview Press, 1995.
- [16] 胡定寰, "农产品'二元结构'论——论超市发展对农业和食品安全的影响", 《中国农村经济》, 2005年第2期, 第12—18页。
- [17] 李家文, 《中国的白菜》。北京: 农业出版社, 1984年。
- [18] Lin, William, Agapi Somwaru, Francis Tuan, Jikun Huang and Junfei Bai, "Consumers' Willingness to Pay for Biotech Foods in China", paper presented at the 9th International Consortium on Agricultural Biotechnology Research (ICABR) in Ravello, Italy, July 6—10, 2005.
- [19] Loureiro, Maria L. and Wendy J. Umberger, "Estimating Consumer Willingness to Pay for Country-of-origin Labeling", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2003, 28(2), 287—301.
- [20] 陆自强、周福才、汪世新, 2004, 《绿色食品与绿色农药》, 《世界农药》第2期, 第1—4页。
- [21] McCluskey, Jill J., Hiromi Ouchi, Kristine M. Grimsrud and Thomas I. Wahl, "Consumer Response to Genetically Modified Food Products in Japan", Washington State University Working Paper TWP-2001-101, September 21, 2001.
- [22] 宁满秀、邢邴、钟甫宁, "影响农户购买农业保险决策因素的实证分析——以新疆玛纳斯河流域为例", 《农业经济问题》, 2005年第6期, 第38—44页。
- [23] Ritson, Christopher and Li Wei Mai, "The Economics of Food Safety", *Nutrition and Food Science*, 1998, 98(5), 253—259.
- [24] 司力珊, 《白菜类、甘蓝类蔬菜无公害生产技术》。北京: 中国农业出版社, 2003年。
- [25] Swinbank, Alan, "The Economic of Food Safety", *Food Policy*, 1993, 18(2), 83—95.
- [26] Umberger, Wendy J., Dillion M. Feuz, Chris R. Calkins and Karen Killinger-Mann, "U. S. Consumer Preference and Willingness-to-pay For Domestic Corn-fed Beef Versus International Grass-fed Beef Measured through an Experimental Auction", *Agribusiness*, 2002, 18(4), 491—504.
- [27] 谢识予、朱弘鑫, 《高级计量经济学》。上海: 复旦大学出版社, 2005年。
- [28] 杨万江、李勇、李剑锋、朱艳、李丹, "我国长江三角洲地区无公害农产品生产的经济效益分析", 《中国农村经济》, 2004年第4期, 第17—23页。
- [29] 张晓勇、李刚、张莉, "中国消费者对食品安全的关切——对天津市消费者的调查与分析", 《中国农村观察》, 2004年第1期, 第14—21页。
- [30] 张志强、徐中民、程国栋、苏志勇, "黑河流域张掖地区生态系统服务恢复的条件价值评估", 《生态学报》, 2002年第6期, 第885—893页。
- [31] 赵军, "生态系统服务的条件价值评估: 理论、方法与应用", 华东师范大学硕士学位论文, 2005年7月。
- [32] 周洁红, "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》, 2004年第11期, 第44—52页。

- [33] 周应恒、霍丽玥,“食品安全经济学导入及其研究动态”,《现代经济探讨》,2004 年第 8 期,第 25—27 页。
- [34] 周应恒、霍丽玥,“食品质量安全问题的经济学思考”,《南京农业大学学报》,2003 年第 3 期,第 91—95 页。
- [35] 周应恒、霍丽玥、彭晓佳,“食品安全:消费者态度、购买意愿及信息的影响——对南京市超市消费者的调查分析”,《中国农村经济》,2004 年第 11 期,第 53—59 页。

Consumer Willingness to Pay for Food Safety in Jiangsu Province China: A Case Study of Reduced Pesticide Residues B. Chinensis

YINGHENG ZHOU XIAOJIA PENG
(*Nanjing Agricultural University*)

Abstract Contingent valuation survey was conducted to supermarket and terminal market consumers in Jiangsu province. A logit model is employed to study the data. The results indicate that the mean WTP for food safety to reduce pesticide residues B. Chinensis is ¥2.68 per half a kilogram, which is equivalent to an increase of 335% over the regular price (¥0.8) of regular B. Chinensis. And the consumer WTP of large city Nanjing and medium/small city Yangzhou for food safety are separately ¥2.42 and ¥2.77 per half a kilogram. The effects of consumers' characteristics on the WTP are also discussed in this paper.

JEL Classification Q18, Q11, Q51