添加剂滥用引发的食品安全事件与公众恐慌行为研究

山丽杰[a,b], 吴林海[a,b], 钟颖琦[b], 徐玲玲[a,b]

(江南大学 a. 江苏省食品安全研究基地;b. 商学院,江苏 无锡 214122)

摘 要: 随着各种食品安全事件的频发,食品安全越来越受到消费者的关注和担忧。其中,添加剂风险已成为食品安全风险中比较突出的风险之一。文章基于江苏省内经济发展程度存在显著差异的南部(苏南)、中部(苏中)、和北部(苏北)三个地区657名消费者的实际调研数据,以计划行为理论与结构方程模型为主要分析工具,研究了影响公众食品添加剂安全风险感知及其恐慌行为的主要因素,并提出了相应的政策建议。

关键词: 食品添加剂; 风险感知; 恐慌行为; 计划行为理论; 结构方程模型

中图分类号: F713.55 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2012)04-0097-09

近年来,各种各样的食品安全事件频发,食品安全越来越受到消费者和食品及食品服务行业专业人员的重视[1-2]。食品添加剂被誉为"现代食品工业灵魂",是食品工业中应用最普遍的成分之一。据调查,大部分消费者最为担忧食品添加剂安全。Williams等学者研究澳大利亚消费者对食品安全和质量的感知发现,添加剂和化学物质被澳大利亚消费者认为是最常见的潜在危害[3]。

如何化解人为滥用食品添加剂可能引发的公众恐慌行为,就成为风险社会背景下政府所必须思考的重要问题。已有的研究发现,当发生食品安全风险性恐慌时,公众的风险感知水平的差异是影响其行为的关键因素[4],因此,以公众对食品添加剂风险感知研究为案例,分析公众对食品添加剂安全风险的感知,探究引发恐慌行为的关键因素,研究应对的策略以确保社会的稳定,无疑是非常重要的。

一、研究假设与模型构建

(一)研究假设

基于计划行为理论与结构方程模型,提出如下假设:

1. 行为态度。Frewer等学者研究发现掌握个人健康状态潜在的风险、加工技术和现代科学创新等相关信息可以提高消费者选择添加了添加剂的功能性食品的信心并影响其购买态度[5]。Lobb等学者的研究发现,受访者如果对食品生产者和消费者保护机构的信任度比较低,将会影响其风险感知并可能产生更大的心理恐慌[6]。由此假设:

H_1:行为态度对公众的食品添加剂安全风险感知与可能产生的恐慌行为具有影响。

2. 主观规范。符国群研究认为,家庭、参照群体等行为将通过各种信息传播渠道影响受访者

收稿日期: 2012-08-24

基金项目: 国家自然科学基金项目(批准号:71073069);教育部人文社会科学一般项目(11YJC630172);江苏省高校社科重大项目(2011ZDAXM018)

作者简介: 山丽杰(1978—),女,河北任丘人,江南大学江南发展研究院、商学院副教授,主要研究方向为食品安全、农业与农村经济研究.

个体的感知与行为[7]。Shim 等学者研究发现,超过三分之二的受访者认为有关食品添加剂的信息不全面,非常担忧食品添加剂的安全性[8]。由此假设:

H_2:主观规范对公众的食品添加剂安全风险感知与可能产生的恐慌行为具有影响。

3. 知觉行为控制。Brewer 研究发现,越是认为政府监管食品安全的措施无效的受访者,越认为食品添加剂存在风险且越抵制含添加剂的食品[9]。Brewer 等学者研究还证实,政府食品安全监管措施越有力,受访者就更信任含有添加剂饲料的动物产品的安全性[10]。由此假设:

H_3:知觉行为控制对公众的食品添加剂安全风险感知与可能产生的恐慌行为具有影响。

4. 过去行为。Williams 等学者调查发现,诸多受访者对食品添加剂的不信任是源于过去食品添加剂知识的缺乏,不完整甚至信息错误所致[3]。Roja 等学者研究发现,曾经患过食品源性疾病的人群更加担忧添加剂安全性的研究结论相似[11]。由此假设:

H_4:过去行为对公众的食品添加剂安全风险感知与可能产生的恐慌行为具有影响。

5. 自身特征。不同个体特征的消费者对包括添加剂风险在内的食品安全风险有不同的感知。Kariyawasam 对具有不同安全信息属性的鲜牛奶的接受程度的调查发现,年轻、高收入和受教育程度高的女性受访者更倾向于购买添加剂含量低的牛奶[12]。由此假设:

H_5:公众的自身特征对其食品添加剂安全风险感知与可能产生的恐慌行为具有影响。

6. 交互作用。计划行为理论的三个变量间存在两两相关关系[13],且过去行为与计划行为理论的三个主要因素间存在交互作用,两两间相关性显著[14]。公众自身特征变量与计划行为理论中的三个变量和过去行为变量间不仅具有两两相关性,而且共同作用于行为意向和实际行为[14]。由此假设:

H_6:公众的行为态度、主观规范、知觉行为控制、过去行为与其自身特征之间存在两两交互作用,共同影响公众食品添加剂安全风险的感知并作用于恐慌行为。

(二)模型构建

基于上述理论和研究假设,本文构建的假设模型如图 1 所示。

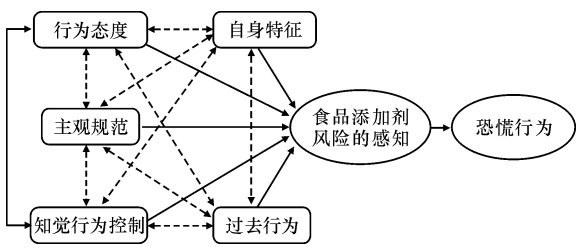


图 1 公众食品添加剂风险感知以及由此引发的恐慌行为影响因素的假设模型

二、研究设计、样本描述

(一)研究设计

1. 样本选取。品添加剂滥用引发的公共安全事件爆发后,公众对于食品添加剂的安全风险的感知与其科学素养密切相关。一般来说,经济社会发展水平较为发达的城市居民群体的总体科学素养相对较高。江苏经济发展具有明显的地区差异,形成了具有梯度特征的苏南、苏中、苏北三大经济区域板块。因此,选取这三大经济区域的典型性城市的消费者作为研究对象具有一定的代表性。本次调查选择苏北、苏中、苏南的代表性城市,即淮安、南通、苏州作为调查地点。本次调查以上述三城市的居民为对象,由经过训练的调查员在超市的食品购买处随机选择消费者,采用一对一直接访谈的方式进行调查并完成答卷。调查在 2011 年 12 月 14 - 16日进行,发放问卷 690 份,有效问卷 657 份,问卷有效率为 95.2%。

2. 问卷设计。为保证调查问卷具有良好的内容效度,达到验证图 1 假设模型的目的,问卷的设计主要是基于计划行为理论与相关研究文献,共设置 22 个测度指标变量(表 1),力求涵盖解释变量的所有信息。基于预调查的实际,考虑到普通公众对食品添加剂知之甚少,为便于研究,本文主要以面粉增白剂为例,考量其对食品添加剂安全风险的感知与可能产生的恐慌行为。

表 1　假设模型变量表

潜变量	可测变量		
维度名称	维度名称	符号	变量取值
自身特征（SELF）	年龄	AGE	18～29 岁 =1；30～59 岁 =2；大于 60 岁 =3
	性别	GEND	男 =1；女 =2
	受教育水平	EDU	初中及以下 =1；高中及职业高中 =2；大专 =3；本科 =4；研究生 =5
	家庭平均月收入	INCM	1000 元及以下 =1；1001～3000 元 =2；3001～6000 元 =3；6001～9000 元 =4；9001～15000 元 =5；15001～25000 元 =6；25000 元以上 =7
	家中是否有 18 岁以下小孩	KID	否 =1；是 =2
行为态度（ATTI）	食品添加剂已成为安全隐患的重大因素	HARM	1 = 很不认同；2 = 不认同；3 = 比较不认同；4 = 中立；5 = 比较认同；6 = 认同；7 = 很认同
	人工合成的食品添加剂是有害的	RGHC	1 = 很不认同；2 = 不认同；3 = 比较不认同；4 = 中立；5 = 比较认同；6 = 认同；7 = 很认同
	常常关注食品中添加剂含量等方面的信息	INFM	1 = 很不认同；2 = 不认同；3 = 比较不认同；4 = 中立；5 = 比较认同；6 = 认同；7 = 很认同
	怀疑国内食品市场的安全性	LCFI	1 = 很不认同；2 = 不认同；3 = 比较不认同；4 = 中立；5 = 比较认同；6 = 认同；7 = 很认同
	媒体报道对购买含添加剂的食品的影响程度	MEDI	1 = 很小；2 = 小；3 = 较小；4 = 中立；5 = 较大；6 = 大；7 = 很大
主观规范（SN）	亲戚朋友的看法对购买含添加剂的食品的影响程度	FRID	1 = 很小；2 = 小；3 = 较小；4 = 中立；5 = 较大；6 = 大；7 = 很大
	企业的品牌信誉对购买含添加剂食品的影响	BRAD	1 = 很小；2 = 小；3 = 较小；4 = 中立；5 = 较大；6 = 大；7 = 很大
	政府出台的相关政策对购买含添加剂食品的影响程度	REGU	1 = 很小；2 = 小；3 = 较小；4 = 中立；5 = 较大；6 = 大；7 = 很大
	政府对添加剂使用的监管力度	JGWX	1 = 很小；2 = 小；3 = 较小；4 = 中立；5 = 较大；6 = 大；7 = 很大
知觉行为控制（PBC）	包装上注明的防腐剂的信息对食品添加剂的理解影响程度	BZXI	1 = 很小；2 = 小；3 = 较小；4 = 中立；5 = 较大；6 = 大；7 = 很大
	自身健康状况	HEAL	1 = 很不健康；2 = 不健康；3 = 比较不健康；4 = 一般；5 = 比较健康；6 = 健康；7 = 很健康
过去行为（FB）	过去对添加剂知识的掌握程度	KNOW	1 = 很不熟悉；2 = 不熟悉；3 = 比较不熟悉；4 = 一般；5 = 比较熟悉；6 = 熟悉；7 = 很熟悉
	自身的过去经历使其不购买含有添加剂的食品	EXPE	1 = 很不认同；2 = 不认同；3 = 比较不认同；4 = 中立；5 = 比较认同；6 = 认同；7 = 很认同
恐慌行为（BEHA）	后果的严重性	HGYZ	1 = 完全不严重；2 = 不严重；3 = 不太严重；4 = 中立；5 = 比较严重；6 = 严重；7 = 很严重
	情绪反应	QXFY	1 = 完全不愤怒；2 = 不愤怒；3 = 不太愤怒；4 = 中立；5 = 比较愤怒；6 = 愤怒；7 = 非常愤怒
	采取过激行为的可能性	GJXW	1 = 完全不可能；2 = 不可能；3 = 不太可能；4 = 中立；5 = 比较可能；6 = 可能；7 = 非常可能
	对国内食品市场信心	SCXI	1 = 非常没信心；2 = 没信心；3 = 不太有信心；4 = 中立；5 = 比较有信心；6 = 有信心；7 = 非常有信心

（二）样本统计性描述

1. 受访者基本特征。调查问卷的统计显示，受访者年龄在 18～59 岁之间的占 87.6%，大专及

以上学历所占的比例为63.7%,女性比例为41.6%;家庭人口数以3~5人为主,所占比例约为82.9%左右,且近一半的受访者家中有18岁以下的未成年人;39.1%的受访者家庭月平均收入超过6000元。受访者的样本基本特征与淮安、南通、苏州市的人口特征基本吻合,反映了样本的随机性比较好,能够确保研究结论的可靠性。受访者的统计特征见表2。

2.公众的恐慌行为。基于前述的研究,在调查问卷中设置了受访者的情绪反应、采取过激行为的可能性、后果严重性判断、对国内食品市场的信心等四个指标以考察公众的恐慌心理,进而研究可能产生的恐慌行为。问卷的统计结果如表3所示。

表2 被调查者的基本统计特征

统计特征	分类指标	人数(人)	有效比例(%)	统计特征	分类指标	人数(人)	有效比例(%)
性别特征	男	384	58.4	家庭人口数	1人	14	2.1
	女	273	41.6		2人	49	7.5
年龄结构	18~29岁	311	47.3		3人	269	40.9
	30~59岁	265	40.3		4人	151	23.0
	大于60岁	81	12.3		5人	125	19.0
婚姻状况	已婚	387	58.9		5人以上	49	7.5
	未婚	270	41.1	家庭月平均	1000元及以下	8	1.2
学历状况	初中及以下	64	9.7	收入水平	1001~3000元	128	19.5
	高中或职业高中	175	26.6		3001~6000元	264	40.2
	大专	178	27.1		6001~9000元	135	20.5
	本科	222	33.8		9001~15000元	71	10.8
	研究生	18	2.7		15001~25000元	25	3.8
家中是否有18	是	285	43.4		25000元以上	26	4.0
岁以下小孩	否	372	56.6				

表3 公众恐慌行为的描述性统计

后果严重性	百分比(%)	情绪反应	百分比(%)	过激行为上访的可能性	百分比(%)	食品市场的信心	百分比(%)
完全不严重	1.2	完全不愤怒	0.5	完全不可能	3.3	非常没信心	9.9
不严重	1.2	不愤怒	1.4	不可能	5.8	没信心	14.9
不太严重	2.7	不太愤怒	2.6	不太可能	16.4	不太有信心	27.5
中立	3.3	中立	8.7	中立	17.0	中立	24.0
比较严重	22.7	比较愤怒	26.6	比较可能	21.0	比较有信心	13.4
严重	22.1	愤怒	28.6	可能	20.9	有信心	8.3
很严重	46.9	非常愤怒	31.7	非常可能	15.5	非常有信心	2.0
合计	100.0	合计	100.0	合计	100.0	合计	100.0

三、假设模型的验证

(一)信度检验

选取克伦巴赫系数α(Cronbach's Alpha)、折半信度系数(Split-Half Coefficient),运用SPSS18.0软件对表1中样本数据进行信度检验。结果显示,克伦巴赫系数α和折半信度系数分别

为 0.746 和 0.642，表明样本数据内部一致性较高①。因子分析适当性检验的 KMO 值为 0.712②，且 Bartlett 球型检验的近似卡方值为 936.827，显著性水平小于 0.01，拒绝零假设③，表明原始变量间有共同因素存在，适合使用因子分析法。

（二）因子分析法与变量指标确定

根据特征值大于 1 准则和碎石图检验准则，对表 1 中所有变量数据运用主成份分析法抽取公因子，共获得 5 个公因子并解释了 73.660% 的总方差④。通过最大方差正交旋转法得到表 4 的因子载荷矩阵。根据因子载荷值大于 0.5 的标准归纳出如表 4 中黑体所示的各个公因子的解释变量，可供命名的五个公因子恰好分别对应了计划行为理论中的主观规范、行为态度、过去行为、知觉行为控制和自身特征这五个维度。

表 4　因子旋转后载荷矩阵数值

成分	1	2	3	4	5	成分	1	2	3	4	5
RGHC	**0.579**	−0.020	0.183	−0.042	0.081	JGWX	−0.019	0.083	−0.014	0.043	0.078
INFM	**0.790**	0.140	−0.019	−0.023	0.040	HEAL	0.007	0.165	0.047	−0.018	−0.016
HARM	**0.766**	0.080	0.096	0.095	0.102	LCFI	0.213	0.036	0.039	0.028	0.114
MEDI	0.107	0.151	**0.812**	0.052	−0.020	KNOW	−0.016	0.115	−0.071	−0.039	**0.842**
FRID	0.196	0.104	**0.805**	0.028	0.066	EXPE	0.405	−0.058	0.143	0.113	**0.715**
BRAD	−0.065	0.455	0.261	0.055	−0.038	AGE	0.017	0.041	0.057	**0.777**	−0.018
BZXI	0.063	**0.778**	0.028	−0.041	0.030	EDU	−0.097	0.040	0.010	**−0.626**	−0.024
REGU	0.064	**0.711**	0.166	−0.104	0.063	KID	−0.041	0.007	0.006	**0.746**	0.033

（三）模型拟合

根据因子分析法抽取的公因子以及行为态度、主观规范、知觉行为控制、过去行为和自身特征这五个维度，修正图 1 的假设模型，可得到图 2 所示的路径图。

（四）参数检验与拟合评价

借助 AMOS18.0 分析软件对修正后的结构方程模型路径图进行拟合，结果如表 6 所示。表 6 中假设模型整体拟合度检验结果显示，各个评价指标基本达到理想状态，模型整体拟合性较好，因果模型与实际调查数据契合，修正后的路径分析假设模型有效。

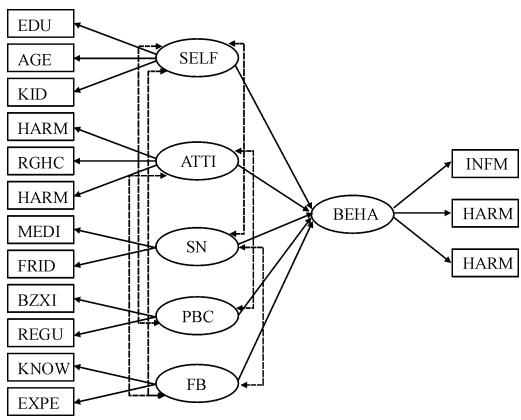


图 2　修正后的结构方程模型路径图

① Guielford：Cronbach's α 系数若大于 0.7 则表示信度很高，而小于 0.35 则属低信度，应予以删除。折半信度系数通常要符合大于 0.5 的标准。

② Kaiser：KMO（Kaiser-Meyer-Olkin）检验通过比较各变量间简单相关系数和偏相关系数的大小判断变量间的相关性，偏相关系数远小于简单相关系数，相关性愈强，KMO 值愈接近 1。一般认为 KMO 值在 0.9 以上、0.8～0.9、0.6～0.8、0.5～0.6、0.5 以下，分别表示非常适合、比较适合、一般、不太适合和极不适合。

③ Cornish：Bartlett 球型检验是以相关系数矩阵为基础，其零假设是相关系数矩阵是一个单位矩阵。

④ Jolliffe：公因子数一般以特征值大于 1 和碎石图为准，累计方差贡献率通常在 0.7～0.9 之间，视具体数据和应用而定；Fabrigar、Jolliffe：探索性因子分析目的是对复杂变量降维处理，累计方差贡献率表示公因子对总方差的解释能力，一般公因子越少越好。

表6 SEM整体拟合度评价标准及拟合评价结果

指数名称		评价标准	拟合值	拟合评价
绝对拟合指数	χ^2 值	$P>0.05$	99.083；$P=0.013$	接近
	GFI	>0.90	0.980	理想
	RMR	<0.05	0.103	接近
	RMSEA	<0.05	0.025	理想
相对拟合指标	AGFI	>0.90	0.966	理想
	NFI	>0.90	0.920	理想
	IFI	>0.90	0.984	理想
	TLI	>0.90	0.975	理想
	CFI	>0.90	0.983	理想
信息指数	AIC	理论模型值小于独立模型值和饱和模型值	199.083 <1890.616 199.083 <240.000	理想
	CAIC	理论模型值小于独立模型值和饱和模型值	473.467 <1972.931 473.467 <898.522	理想
	ECVI	理论模型值小于独立模型值和饱和模型值	0.303 <2.882 0.303 <0.366	理想
简效拟合指数	PNFI	>0.50	0.631	理想
	PCFI	>0.50	0.656	理想
	PGFI	>0.50	0.572	理想
	χ^2 自由度比	<2.00	1.415	理想

注：指标含义：拟合优度指数（GFI）、均方根残差（RMR）、近似误差均方根（RMSEA）、调整拟合优度（AGFI）、标准拟合指数（NFI）、增值拟合指数（IFI）、Tucker－Lewis 指数（TLI）；比较拟合指数（CFI）、赤池信息指标（AIC）、一致赤池信息指标（CAIC）、期望交叉验证指标（ECVI）、简效标准拟合指数（PNFI）、简效比较拟合指数（PCFI）、简效拟合度指标（PGFI）。

表7 SEM变量间回归权重表

	路径	参数估计值	标准误	临界比	标准化路径系数	P 值
结构模型	恐慌行为 <－－－ 主观规范	0.243	0.049	4.992	0.282	***
	恐慌行为 <－－－ 行为态度	0.247	0.058	4.293	0.315	***
	恐慌行为 <－－－ 知觉行为控制	0.131	0.040	3.280	0.201	**
	恐慌行为 <－－－ 过去行为	0.011	0.041	－0.264	－0.017	0.299
	恐慌行为 <－－－ 自身特征	0.060	0.109	0.553	0.031	0.581
测量模型	FRID <－－－ SN	1.000	—	—	0.581	—
	MEDI <－－－ SN	1.550	0.209	11.705	0.879	***
	KNOW <－－－ PB	0.646	0.059	10.922	0.500	***
	EXPE <－－－ PB	1.000	—	—	0.799	—
	LCFI <－－－ ATTI	1.000	—	—	0.783	—
	INFM <－－－ ATTI	1.169	0.092	12.718	0.688	***
	RGHC <－－－ ATTI	0.678	0.071	9.604	0.452	***
	HEAL <－－－ PBC	1.000	—	—	0.538	—
	JGWX <－－－ PBC	0.625	0.105	5.943	0.912	***
	AGE <－－－ SELF	1.000	—	—	0.646	—
	EDU <－－－ SELF	－1.007	0.178	－5.651	－0.426	***
	KID <－－－ SELF	6.196	1.101	5.627	0.521	***
	SCXI <－－－ BEHA	1.000	—	—	0.692	—
	GJXW <－－－ BEHA	0.678	0.071	9.604	0.665	***
	QXFY <－－－ BEHA	0.687	0.088	7.085	0.777	***

注：* 表示 P 值小于0.05，拟合结果显著；** 表示 P 值小于0.01，拟合结果显著；*** 表示 P 值小于0.001，拟合结果显著。临界比（criticalratio，简称 C. R.）等于参数估计值与估计值标准误的比值，相当于 t 检验值，如果此比值的绝对值大于1.96，则参数估计值达到0.05 显著性水平，临界比之绝对值大于2.58，则参数估计值达到0.01 显著性水平。带“—”的四条路径表示其作为SEM 进行参数估计的基准。

1. 结构模型的路径分析

表 7 显示，公众的行为态度、主观规范、知觉行为控制三个潜变量的标准化路径系数分别是 0.315、0.282 和 0.201，说明上述三个潜变量对公众的食品添加剂安全风险感知以及由此引发的恐慌行为均具有显著的正向影响，自身特征的标准化路径系数为 0.031，过去行为的路径系数为 -0.017，均未通过显著性检验，说明二者对恐慌行为的影响并不显著，研究假设并不成立。

（1）行为态度的标准化系数最大，表明对公众的恐慌行为影响最大。公众越是对国内食品市场缺乏信心，越是关注食品添加剂方面的信息，一旦爆发食品添加剂滥用事件，其越易产生恐慌心理并可能采取过激行为。这一结论与 Tobias Stern[15] 等的研究结果类似，证实了假设 H_1 的成立。

（2）主观规范的标准化路径系数为 0.282，通过显著性检验，假设 H_2 成立，由此表明在食品添加剂相关知识知之甚少的情况下，公众自身的恐慌行为易受到媒体、亲戚朋友等影响。这与 MW. Verbeke[16] 等的研究结果一致。

（3）知觉行为控制的标准化路径系数为 0.201，假设 H_3 得到验证。这表明食品添加剂滥用事件一旦爆发，公众自身预期可以控制的行为程度不仅受其自身健康状况的影响，而且还受诸如政府监管水平等其他因素的影响。这与 Brewer 等学者[10] 的研究结论类似。

（4）过去行为的标准化路径系数为 -0.017，未通过显著性检验，研究假设 H_4 不成立，并与 Meera Kim [17] 现有的研究结论相悖。由于在我国公众的科学素养相对较低，普遍缺乏添加剂知识的积累，难以识别过去可能遭遇过的食品添加剂滥用所产生的危害，这是公众过去行为对其恐慌行为的影响并不显著的基本原因。

（5）自身特征的标准化路径系数为 0.031，未通过显著性检验，假设 H_5 不成立，这一结论与 Gregory[18] 等的研究结果相悖。说明相对于上述其他因素而言，公众对食品添加剂的风险感知并可能产生的恐慌行为并不因其年龄、受教育程度的不同而具有差异性并不明显。

2. 测量模型的因子载荷分析

载荷系数反映了可测变量对潜变量的影响程度。模型拟合的结果显示：

（1）在食品添加剂安全事件爆发后公众的情绪反应、过激行为以及市场信心三个可测变量在反映公众恐慌行为潜变量上的标准化系数分别为 0.777、0.665、0.692，影响程度高度一致且方向相同；（2）媒体对食品添加剂事件报道的标准化系数为 0.879，是主观规范潜变量中最显著的特征因素，由于媒体报道传播的广泛性，最易影响公众对食品安全事件的认知，进而引发公众的恐慌心理并产生恐慌行为；（3）公众对对国内食品市场安全性的怀疑度的标准化系数为 0.783，是行为态度潜变量中最显著的特征因素，表现为公众怀疑食品添加剂的安全性，则越关注食品添加剂含量的信息，这与 Tobias Stern[15] 的研究结果吻合；（4）公众对政府对食品添加剂监管力度评价的标准化系数为 0.912，是知觉行为控制潜变量中最显著的特征因素，表明公众在食品添加剂安全事件爆发后对自身风险可控制的程度受政府监管水平的影响较大，越是认为监管不力，对风险的感知越大，从而采取过激行为的可能性也越大，这与 Brewer[9] 等的研究结果类似；（5）公众的年龄的标准化路径系数为 0.646，是公众自身特征中最显著的特征因素，表明公众的年龄越大，对自身身体健康的担忧程度越大，在食品添加剂安全事件发生后，越是担忧食品添加剂对自身健康的威胁，则越易产生恐慌行为，这与 Kariyawasam[12] 的研究结果相似。

3. 外生潜变量间的交互作用

外生潜变量间的交互作用估计结果如表 8 所示。其中过去行为与知觉行为控制的交互作用不显著，与行为态度的交互作用显著。这可能是因为公众过去的经历与政府对食品添加剂的监管

之间的相关性难以直接体现,而公众的过去经历则会影响其对添加剂的态度,促使其对添加剂的信息更加关注。行为态度与知觉行为控制间交互作用明显,这并不难理解,政府对食品添加剂的监管力度等因素都会影响公众对食品市场的信心以及其对食品添加剂信息的关注程度。此外,主观规范与知觉行为控制、行为态度间的交互作用均通过了5%水平的显著检验。由此本文 H_6 的假设大部分得以验证。

表8 外生潜变量交互作用估计结果

路径			参数估计值	标准误	临界比	P值
行为态度	< - - >	知觉行为控制	0.464	0.077	5.993	***
主观规范	< - - >	知觉行为控制	0.324	0.074	4.363	***
过去行为	< - - >	行为态度	0.741	0.094	7.894	***
主观规范	< - - >	自身特征	0.050	0.026	1.930	0.054
自身特征	< - - >	行为态度	0.040	0.030	1.334	0.182
过去行为	< - - >	知觉行为控制	0.139	0.089	1.564	0.118
主观规范	< - - >	行为态度	0.383	0.076	5.044	***

四、主要结论与政策含义

(一)主要结论

本文以实际调研数据为基础,运用计划行为理论并借助结构方程模型研究了影响公众食品添加剂安全风险感知及其恐慌行为的主要因素。结论显示,公众的行为态度、主观规范和知觉行为控制是影响公众食品添加剂安全风险感知以及恐慌行为的主要因素,而且行为态度的影响最大,主观规范的影响显著,知觉行为控制的影响也较为明显。虽然过去行为与知觉行为控制间的交互作用并不显著,但与行为态度的交互作用显著。公众的行为态度与知觉行为控制交互作用明显,主观规范与知觉行为控制、行为态度间的交互作用均通过了5%水平的显著检验。

(二)政策含义

本文的研究结论具有丰富的政策内涵。公众对食品添加剂安全风险的感知对化解可能产生的恐慌行为具有基础性的作用,目前的当务之急是建立有效的食品安全风险的交流机制,科学地传播信息,最大程度地遏制媒体对公众的误导;及时发布政府监管的信息与所展开的努力,恢复公众对食品市场的信心,逐步提高公众对恐慌行为的预期控制水平;强化科普教育,提升公众的科学素养等。

参考文献:

[1] SARIG Y, JOSSE DE BAERDEMAKER, PHILIPPE MARCHAL, HERMAN AUERNHAMMER, LUIGI BODRIA, HUGO CENTRANGOLO. Traceability of food products[J]. Agricultural Engineering International, 2003,(12).

[2] 栗晓宏. 风险社会视域下对食品安全风险性的认知与监管[J]. 行政与法,2011,(6).

[3] WILLIAMS P, STIRLING E, KEYNES N. Food fears: a national survey on the attitudes of Australian adults about the safety and quality of food [J]. Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition, 2004,13(1).

[4] MARIO MAZZOCCHI. Food Scares and Trust: A European Study [J]. Journal of Agricultural Economics,2008,59 (1).

[5] JONGE J, FREWER L, VAN TRIPJP H,et al. Monitoring consumer confidence in food safety: an exploratory study [J]. British Food Journal, 2004,(106).

[6] LOBB A E, TRAILL W B, MAZZOCCHI M, et al. Food Scares and Trust: A European Study [J]. Jouranl of Agricultural Economics, 2008, 59(1).
[7] 符国群，佟学英. 品牌、价格和原产地如何影响消费者的购买选择[J]. 管理科学学报，2003，12，(6).
[8] SHIM S M, SEO S H, LEE Y, et al. Consumers' knowledge and safety perceptions of food additives: Evaluation on the effectiveness of transmitting information on preservatives[J]. Food Control, 2011, (22).
[9] BREWER. Self-Control Relies on Glucose as a Limited Energy Source: Willpower Is More Than a Metaphor [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2007, 92(2).
[10] BREWER M S, ROJAS M. Consumer attitudes toward issues in food safety[J]. Journal of Food Safety, 2008, (28).
[11] ROJAS M, BREWER S. Effect of natural antioxidants on oxidative stability of cooked, refrigerated beef and pork [J]. Journal of Food Science, 2007, (72).
[12] KARIYAWASAM S, JAYASINGHE-MUDALIGE U, WEERAHEWA J. Use of caswell's classification on food quality attributes to assess consumer perceptions towards fresh milk in tetra-packed containers [J]. The Journal of Agricultural Sciences, 2007, 3(1).
[13] AJZEN I. The Theory of Planned Behavior[J]. Organizational Behavior and Human Decision Process, 1991, (5).
[14] SMITH J R, TERRY D J, MANSTEAD A S R, et al. Interaction Effects in the Theory of Planned Behavior: The Interplay of Self-Identity and Past Behavior[J]. Journal of Applied Social Psychology, 2007, 37(11).
[15] TOBIAS STERN, RAINER HAAS, OLIVER MEIXNER. Consumer acceptance of wood-based food additives [J]. British Food Journal, 2009, 111(2).
[16] VERBEKE M W, P VAN KENHOVE J. Impact of emotional stability and attitude on consumption decisions under risk: The Coca-Cola crisis in Belgium [J]. Joural of Health Communication. 2002 , (7).
[17] MEERA KIM, HYOCHUNG KIM. Consumer attitudes and acceptance of genetically modified organisms in Korea, Consumer Sciences incorporating Home Economics [J]. International Research Conference, 2003, (12).
[18] GREGORY A BAKER. Food Safety and Fear: Factors Affecting Consumer Response to Food Safety Risk [J]. Food and Agribusiness Management Review, 2003, 6(1).

Food Safety Incidents of Additives and Public Panic Behavior

SHAN Li-jie[a,b], WU Lin-hai[a,b], ZHONG Ying-qi[b], XU Ling-ling[a,b]
(*a. Jiangsu Province Research Base of Food Safety; b. School of Business, Jiangnan University, Wuxi* 214122, *China*)

Abstract: With the frequent occurrence of food safety incidents, the issue of food safety is drawing increasing concern from the consumers. The risk of food additive has become one of the most prominent food safety risks. Based on the practical research data colleced from 657 consumers from three areas of Southern Jiangsu (Sunan), Middle Jiangsu (Suzhong) and Northern Jiangsu (Subei) where levels of economic development are of significant difference, this paper uses theory of planned behavior (TPB) and structural equation modeling (SEM) as the major analyzing tools, researches into the key factors influenced the public's risk perception and panic behavior towards food additive, and finally arrives the conclusion of the research.

Key Words: food additive; risk perception; panic behavior; theory of planned behavior (TPB); structural equation modeling (SEM)