华南农业大学学报(社会科学版)
2011年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2011
(第10卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 10)

国内消费者对转基因食品购买意愿研究综述:元分析

程培堙[1a],卢凌霄[2],陈忠辉[1b],蔡晓燕[1a]

(1. 苏州农业职业技术学院 a 经贸系;b 食品系,江苏 苏州 215008;
2. 南京农业大学 新农村建设研究院,江苏 南京 210095)

摘 要: 对按筛选标准入选的11篇文献70个观察进行元分析,结果表明,在控制(1)消费者样本特征、(2)调查方法特征和(3)所研究的食品特征后,计量经济学模型可以解释转基因食品购买倾向估计方差的71%;结果还发现,由城市消费者构成的样本购买意愿显著高于非城市消费者;以面访方式调查、以及在调查时向消费者提供转基因食品的正面信息,被调查者倾向于增加购买GM食品的意愿;被评价食品特征(是否向消费者提供直接利益)对消费者购买意愿亦有显著影响。

关键词: 消费者;转基因食品;购买意愿;元分析

中图分类号: C915 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2011)02-0082-11

一、引言

在快速发展的同时,转基因技术在食品生产中的应用已成为国内最有争议的话题之一。充分理解这种争议和制定出合适的公共政策所需要的一个关键信息是消费者对转基因食品的态度和需求意愿。Falton 和 Giannakas[1] 认为消费者对转基因(GM)食品态度和需求意愿对引入GM农作物的福利效应和对GM食品标签的福利效应有重要影响,他们发现,当GM食品没有标签时,消费者对GM食品厌恶度的增加将导致农业生产商的福利和生命科学公司的利润降低。用一般均衡模型,Nielsen,Thierfelder 和 Robinson 的研究[2] 表明,生产商的福利关键取决于消费者对GM食品的接受度。Bureau 等[3] 的理论分析表明,GM非关税壁垒的福利效应,随消费者对GM厌恶度的增加而增加。简言之,作为转基因技术和食品的最终目标指向,消费者在GM食品问题上所体现的态度与消费倾向会对政府和食品企业的行为选择产生深刻影响,为此许多学者对我国消费者对GM食品的态度和购买意愿进行了广泛研究。根据中国期刊网的检索,相关研究已发表论文的数量达1000余篇。大量的调查研究提供了丰富的数据资料和成果,然而各项研究的结果存在较大差异。譬如绿色和平组织2003年对广州、上海、北京三个城市电脑辅助电话访问的调查结果[4] 表明:仅有35%消费者一定会或可能会购买食用GM食品;而Li等在北京调查的结果[5]149-150 表明,73%~80%消费者有购买GM食品愿意,甚至愿意为GM食品支付更高的价格。还有许多其它研究表明,不同地区消费者对GM食品的接受程度也存在着很大差异,如天津和南京市消费者的接受程度约为50%[6-7],而北京的接受程度为80%[8]。

收稿日期:2011-02-20

基金项目:教育部人文社会科学基金青年项目(10YJC630167);江苏省教育厅高校哲学社会科学研究基金项目(2010SJD630062);江苏省2010年度高校哲学社会科学研究基金项目(2010SJB630058)

作者简介:程培堙(1966—),男,江苏苏州人,苏州农业职业技术学院经贸系教授,博士,主要研究方向为农业经济管理.

既然各项研究的结果存在较大的差异,因此有必要对这些研究进行全面、客观、科学的回顾和总结,但传统的文献综述法没有系统的定量综合,对众多矛盾的研究结果定性分析也苍白无力。近年来,一些学者提出了一种新的将定性分析与定量分析相结合的文献综合方法——元分析。元分析(meta-analysis)是对某一研究领域内大量同类研究的结果进行定性与定量的综合评价与分析,整合现有研究成果和评价研究的客观而有效的方法,是对传统综述方法的改进[9]。美国教育心理学家 Glass 在 1976 年首次以"元分析"命名这种研究方法以来,该方法在社会科学研究中被广泛应用。我国学术界在上世纪开始注意和应用这种方法,但在经济学、管理学领域,元分析方法的介绍和元分析研究实例并不多①。为此本文尝试用元分析方法对研究国内消费者购买 GM 食品意愿的文献进行述评。

本文的目的是对已报告国内消费者对 GM 食品购买意愿文献进行元分析,并确定所研究的消费者特征、调查方法特征和食品产品特征对研究结果的影响。目标是导出一个不基于某一特定研究的,消费者对 GM 食品购买意愿的结果;以及为研究者和政策制定者提供一个现存文献的精确综述;也为不同文献研究结果之间较大的差异做出合理的解释。由于此主题的特定性质和此领域正在进行的研究,我们不能提供一个 GM 食品购买意愿研究的全面的文献综述。然而,我们收集了相当数量和代表性的此类研究用于分析。数据由 11 个独立的研究构成,共提供了 70 个消费者对 GM 食品购买意愿估计。

二、文献选择的方法和数据抽取

1. 文献检索和选择标准

在中国期刊网的中国期刊全文数据库和中国优秀博硕士论文数据库(CDMD)中以"转基因食品"为检索词,命中 1995—2010 年 16 年间的研究成果 841 篇,以"态度"或"购买意愿"或"消费倾向"等为检索词进行二次检索,得到有关文献 84 篇;其后检索扩展到英文数据库,包括 EconLit, Business Source Premier 和 Agricola 数据库等,共命中文献 3 篇。另外,对已查得文献进行了文献追溯,并向有关专家及学者收集未发表文献、学位论文,得到文献 1 篇。所有文献共计 88 篇。

文献搜集好以后,根据以下几个标准决定某一文献是否纳入元分析。首先研究必须报告消费者对 GM 食品购买意愿。几篇文献,虽然研究内容涉及 GM 食品的消费者接受度和购买行为,但没有满足此标准(如:钟甫宁、陈希[10];Li 等[5]145-152)。尽管此标准淘汰了许多有用的、有意义的研究,但是我们希望汇集的研究能有一个表示消费者接受程度的共同维度。第二,不重复。存在这样的情形,同一作者采用相同的数据发表多篇论文。在此情形下,仅一篇论文入选元分析。如,黄季焜等[12]61-67与白军飞的硕士学位论文[13]采用的是同一个调查数据。第三,被调查者是中国大陆居民或者消费者。研究表明,消费者对 GM 食品的态度和购买意愿受其文化、价值、生活方式的影响[14],并且该结论得到大量实证研究支持[15]28-44。因此不同文化背景的消费者,其对 GM 食品态度和购买意愿极有可能是异质的。第四,因资料不完整或有明显错误而导致结果不可信的文献排除在外。通过这个过程,我们最终入选 11 篇原始文献(下简称文献),这些文献提供了 70 个观察②。

2. 文献编码和数据抽取

为综合不同文献的研究结果,元分析需要选择一个统一的指标,即所谓的效应值(effect size)。

① 目前,在国内元分析主要应用于心理学的研究。如冯正直、戴琴[11]的中国军人心理健康状况的元分析等。

② 为节省篇幅,11 篇文献 70 个观察的详细清单不在此列出。需要的读者可来函索取。

本文选择所有文献均报告的愿意购买 GM 食品的消费者比例(为便于表达,在不至于混淆之处,下文简称为消费者购买倾向)为结果变量。除综合不同文献的研究结果以外,元分析还有一个目的,即分析研究特征(包括实质性特征和方法论特征)与结果变量之间的关系。通过这种分析,可以显示各项研究之间差异的原因,评论研究的质量和有效性。Hamstra[16-18]调查了消费者对 GM 食品和其他借助于现代生物技术生产的食品的态度;研究表明消费者特征和产品特征是影响消费者接受度的二个决定性因素。Lusk, et al.[15]31发现调查方法对消费者对 GM 食品的支付意愿也有显著影响。据此我们设定下列一系列特征变量来识别这 11 篇文献 70 个观察:

(1)消费者样本特征

关于消费者样本特征,我们记录了各文献的调查区域和被调查者是否是超市购物者。研究表明,相对于农村消费者,城市消费者对 GM 食品的知识和信息了解得更多,同时具有更强的食品安全意识和健康意识,因此城市消费者和农村消费者对 GM 食品的态度和购买意愿存在显著的差异。为此我们引入了一个变量(urban)以捕捉入选文献调查区域的不同。鉴于入选文献中没有专门针对农村消费者的调查,我们把调查区域分为城市和非城市。以城市为调查区域的文献约占 83%,另 17% 的文献调查区域包括城市、近郊、远郊和农村(表 1)。Lusk 和 Fox[19]发现在商店环境中,消费者对食品评价不同于非商店环境。他们认为消费者正是在商店环境做出实际食品购买决策。在购物场所进行的调查,更能够真实地反映消费者的态度和够买意愿,因为购物场所进行的调查更接近于购买决策的情景。基于此,我们定义了一个变量(shopper)以描述样本是否由超市购物者构成①,描述性统计列于表 1。其中以超市购物者为调查样本的文献观察占 32%(表 1),有 68% 的文献观察来自于非购物者(如小区居民、学生等)。

研究表明,消费者的人口统计学特征也可能影响消费者对 GM 食品态度和购买意愿。譬如从性别角度看, Hossain et al.[20]研究发现, 男性消费者对 GM 食品的接受程度比女性略高。从年龄角度看, Morris et al .[21]认为中青年消费者比其他年龄消费者更不愿接受 GM 食品, 但更多的研究[20,22]表明老年人才是接受程度最低的群体, 而 Lin et al .[23]研究表明年龄与消费者态度的关系并不显著。受教育程度影响的结论也不尽相同, IFIC[24]表明受教育水平越高, 消费者越不愿接受 GM 食品, 与 Hoban 的结论[22]正好相反;Hossain et al.[20]认为两者之间没有明显的关系。但是也有研究[18]表明消费者对现代生物技术在食品生产中应用的态度主要由消费者对实际产品特征的主观知觉所决定的,而人口统计学变量几乎没有解释力。因此从原始文献中收集人口统计学特征信息并且分析其对消费者购买倾向的影响是有意义的。考虑到有些原始文献没有报告其样本人口统计学特征数据,我们仅仅引入所有文献均报告的三个变量 *age*、*edu*、*year*,分别定义为被调查者性别、平均受教育年限、平均年龄。表 1 统计数据表明,入选文献样本的平均年龄为 41 岁;平均受教育年限为 11.77 年,相当于高中文化;构成样本的男性被调查者比例平均为 44%。

消费者对 GM 食品的认知水平对其购买倾向也可能有显著的影响。在欧洲、美国和日本的调查表明, 随着时间的推移, 消费者对 GM 食品认知水平在提高, 但接受程度却呈下降趋势[25-26]。而黄季焜等研究[12]64-65表明,没有听说过 GM 食品的消费者对 GM 食品的接受程度低于听说过的消费者。Lin et al.[23]发现, 听说 GM 食品超过三年的消费者对 GM 食品的态度与没听说的消费者没什么差别。鉴于消费者认知水平对其购买倾向可能存在潜在影响,本文也定义一个变量(heard)来识别不同文献被调查者对 GM 食品认知程度的不同。表 1 数据表明,入选文献的样本中,听说过 GM 食品的被调查者平均约占 41%。

① 由于仅有一篇文献以学生为被调查者,故不再单独设置变量。

(2)调查方法特征

关于调查方法,Lusk, et al.[15]40证实个人访谈和电话或者网络调查的结果存在较明显的差异。他们研究发现,由于被调查者知道有人正在观察他们或由于他们努力使调查者对他们的回答感到满意,因此他们行为与平时有所不同。或者相对于在他们自己舒适的家中给出的答复,当与调查者面对面时他们对其答复会做出更大的认知努力。他们的研究表明,以面访形式调查所得到的非GM食品支付意愿溢价低于通过电话或邮件调查所得到的溢价。为此我们定义一个变量(In-person)来区分文献所采用的调查方法。In-person被定义为引出消费者购买意愿时,研究者与消费者面对面交流沟通。采用此法调查的文献观察约占3/4(表1)。

表1　因变量和解释变量定义和均值

变量类型	变量名称	定义	均值(标准差)
消费者样本特征	*Shopper*	Shopper=1,如果样本由超市消费者构成;否则Shopper=0	0.329(0.473)
	Heard	Heard=1,如果样本由听说过被调查者构成,否则Heard=0	0.4143(0.4961)
	Age	构成样本的被调查者平均年龄	40.77(5.974)
	Income	构成样本的被调查者平均月收入	1451.4(843.038)
	Edu	构成样本的被调查者平均月收入受教育年限	11.77(1.043)
	Sex	构成样本的男性被调查者比例	0.439(0.0508)
	Urban	Urban=1, 如果样本由城市居民或者消费者构成;否则Urban=0	0.829(0.3796)
GM食品特征	*Main*	Main=1,如果所研究的产品为主食,譬如大米;否则Main =0	0.2857(0.4550)
	non-main	non-main=1, 如果所研究的产品为调料、零食、水果、蔬菜等;否则non-main =0	0.0714(0.2594)
	meat	meat=1, 如果所研究的产品为肉食品;否则meat =0	0.057(0.2337)
	oil	oil =1, 如果所研究的产品为GM食用油;否则oil =0	0.1429(0.3524)
	benefit	benefit=1, 如果所研究的产品对消费者有直接的利益;否则benefit =0	0.2857(0.4550)
	price	所研究的GM食品相对于传统食品的价格	0.937(0.1276)
调查方法特征	*In-person*	In-person =1,如果通过面访调查;否则In-person =0	0.786(0.4132)
	Pos-msg	Pos-msg=1,如果在调查时向被调查者提供正面信息;否则Pos-msg=0	0.086(0.2819)
	Neg-msg	Pos-msg=1,如果在调查时向被调查者提供负面信息,否则Neg-msg=0	0.057(0.2337)
因变量	*P*	构成样本的被调查者愿意购买GM食品的比例	0.537(0.2490)

资料来源:根据入选文献报告的数据简单平均。

调查过程中,是否向被调查者提供信息,以及向被调查者提供信息类型——是正面信息还是负面信息,可能对被调查者的态度和购买意愿起着重要作用[12]。为此我们定义二个虚拟变量(*pos-msg*,*neg-msg*)来表明文献研究过程中是否向被调查者提供信息以及何种信息。*pos-msg* 被定义为研究过程中向被调查者提供正面信息或者正面信息多于负面信息; *neg-msg* 为研究过程中向被调查者提供负面信息或者负面信息多于正面信息。如表1所示,向被调查者提供正面信息或者正面信息多于负面信息的文献观察大约有10%;大约6%的文献观察在调查过程向被调查者提供负面信息或者负面信息多于正面信息;余下文献在调查过程没有向被调查者提供额外的信息。

(3) GM食品特征

已经有文献证实产品(Product)类型和属性影响消费者的态度和购买意愿。消费者对不同种

类的 GM 食品的态度和购买意愿可能有所不同。根据国内外的相关研究结果,消费者对动物性 GM 食品的接受程度一般低于植物性 GM 食品[12]。Lusk, et al. 的研究[15]41 发现,GM 肉食品是最不能被消费者接受,而 GM 食用油的接受程度最高。他们认为 GM 食用油的接受程度最高是由于由 GM 玉米和 GM 大豆制成的食用油实际上不含任何 GM 成份,因为目前生物技术的应用不会改变植物中的脂肪细胞。另外,GM 食品是否作为主食,消费者的购买意愿可能有所不同,因为主食经常性摄入,摄入量较大,而且消费者无法回避。为此我们定义四个变量(*meat*, *main*, *non - main*, *oil*)来表证文献所研究的食品类型和属性。*Meat* 表示 GM 肉食品;*main* 表示 GM 主食(如大米)以 *non - main* 表示以 GM 技术生产或者种植的调料、零食、水果、蔬菜等(为便于表达,简称为非主食);*oil* 表示 GM 食用油。如表 1 所示,文献观察中,肉产品、主食、非主食和食用油分别是 5.7%、28.5%、7.1% 和 14.9%;余下没有特别指定某类食品。

关于食品特征的最后一个变量 Benefit 用于说明 GM 食品是否被认为对消费者具有直接的有益利益,如改善营养,提高品质。研究表明,对提高作物品质的 GM 农产品的接受程度高于提高产量或降低成本的 GM 农产品;抗虫害的水果、蔬菜的接受程度高于延长储存期的水果和蔬菜,原因可能是消费者担心食品中的农药残留[12]。钟甫宁、丁玉莲对于不同利益的 GM 食品消费者接受程度的研究结果[27]表明,消费者最愿意接受的是营养型的,其次是功能保健型的,最后是抗虫型的。在纳入本文元分析的文献中,约 30% 的观察为对消费者具有直接利益的食品。

三、分析结果

1. 消费者购买意愿的合并效应

表 2 列出了对入选文献所报告的消费者购买倾向进行描述性统计分析的结果。表 2 第一行数据表明,国内消费者购买倾向从最低的 3% 到最大的 91%。最低的 3% 来自于陈桂荣等在 2004 年对昆明消费者的一项调查[28],该数值意味着几乎所有消费者不接受 GM 食品;其次为 8%,来自于王玉清、薛达元等[29]对北京消费者和黄俊明等[30]对广州地区居民的调查。因此来自于陈桂荣等的观察[28]似乎是一个极端值①。因此在接下来的分析中,我们也报告排除此极端值的分析结果。

表 2 数据显示,包括极端值在内的所有研究的消费者购买倾向的简单平均为 54%,标准差为 0.25,95% 置信区间为 48% ~60%;剔除极端值后简单平均为 55%,标准差为 0.243,95% 置信区间为 49% ~60%。当以各观察的样本数作为权重,所有研究的消费者购买倾向的加权平均为 58.5%(表 2 第三行);剔除极端值后加权平均为 59%(表 2 第四行),均略高于简单平均。相对于简单平均均值,加权平均均值没有实质性变化。因此本文的第一个发现:国内超过一半消费者具有购买 GM 食品的意愿;相对于欧洲消费者,中国消费者似乎更能够接受 GM 食品。

表 2 消费者购买倾向描述性统计

	最小值	最大值	均值	标准差	95% CI
包含极端值在内的简单平均	0.03	0.905	0.537	0.249	0.478 - 0.597
剔除极端值后简单平均	0.067	0.905	0.545	0.243	0.487 - 0.603
包含极端值在内的加权平均	0.03	0.905	0.585	0.231	0.583 - 0.587
剔除极端值后加权平均	0.067	0.905	0.588	0.227	0.586 - 0.590

资料来源:根据文末所列参考文献报告的数据计算。

① 表 3 回归结果表明,以残差超过 3 个标准差为标准,证实陈桂荣等的这个观察是一个极端值。

2. 影响消费者购买意愿的因素

为识别消费者样本特征、调查方法特征和所研究的食品特征对消费者购买 GM 食品意愿的影响,我们使用回归方法进行统计分析,其中因变量(被解释变量)是消费者购买倾向,解释变量为表1 定义的变量。然而,由于消费者购买倾向(概率)取值范围在 0 - 1 之间,而普通线性回归模型要求被解释变量取值为(- ∞ , + ∞);而且普通线性回归模型中解释变量与被解释变量之间的关系是线性的,但是实际上消费者的选择与自变量的关系往往不是线性的,而是服从边际收益递减规律[31]。而 logistic 函数恰好具有这样的性质,当自变量较小或较大时,曲线变化率越小;在曲线的中心点,曲线变化率较大[31]。为此我们首先对消费者购买倾向进行 logit 转换。

设消费者购买倾向为 P,那么消费者不购买 GM 食品的倾向为 1 - P,购买倾向与不购买倾向之比(简称为购买比①)为

$$\Omega = \frac{P}{1-P}$$

对 Ω 取自然对数,即得

$$logitP = ln(\frac{P}{1-P})$$

经过 *logit* 转换后,就可利用普通线性回归(OLS)模型建立如下被解释变量与解释变量之间的依存模型:

$$logitP = x\beta + \varepsilon$$

式中,*x* 为表 1 定义的解释变量向量;β 表示相应的解释变量系数向量;ε 表示残差项。需要指出的是,系数的大小并不能直接反映单个解释变量对消费者购买倾向 *P* 的边际效应。对上式求导,得

$$\frac{\partial logitP}{\partial x} = \beta$$

即$\frac{P}{1-P} = e^{\beta}$。当 $\beta > 0$ 时,这意味着如果解释变量变动一个单位,消费者购买倾向相对于不购买倾向增加 e^{β} 倍。

由于表 1 所列文献样本数量不同,而且差别通常很大,因此我们亦采用加权最小二乘回归方法(WLS),其中权重为各文献的样本数量。直觉上,这种方法使得采用大样本所得到结果比采用小样本所得到结果对变量系数有更大的效应。表 3 列示了加权和未加权最小二乘回归的主要结果。

另外需要说明的是,变量 *urban*, *age*, *sex*, *education* 和 *income* 之间的 Pearson 相关系数均显著,因此在回归分析时,有可能存在严重的多重共线性。回归结果也表明,当把这些变量 *urban*, *age*, *sex*, *education* 和 *income* 均纳入回归分析时,容差 <0.01,VIF > 10, CI > 30, 从而证实多重共线性的存在。经过逐步回归筛选,剔除了 *age*, *sex*, *education* 和 *income*,保留 *urban*。

表 3 显示,无论是否剔除极端值,无论是否加权,F 值表明模型整体在 5% 水平上显著,R^2 值亦较高,均在 0.63 以上。当剔除极端值时,$adjR^2$ 值为 0.62(未加权回归)或 0.71(加权回归)。也就是说,当我们考虑到调查方法之多样,所研究的食品种类之多(如从肉类到食用油),被调查者分布之广,表 3 所列变量解释了 GM 食品购买倾向估计方差的 71%,这是比较高的。由于模型具有相

① 在回归理论中,称为发生比,相对风险或者概率比(odds ratio)。

表3 消费者购买倾向的回归结果

	所有数据		剔除极端值	
	未加权	加权	未加权	加权
constant	2.357***(2.471)	1.544***(2.015)	1.854***(2.205)	1.237**(1.782)
urban	1.893***(5.561)	2.053***(7.075)	2.056***(6.860)	2.189***(8.302)
shopper	-0.674**(-1.958)	-0.352(-1.222)	-0.536**(-1.774)	-0.236(-0.904)
heard	0.192(0.726)	0.249(1.217)	0.078(0.334)	0.197(1.068)
in-person	1.381***(3.519)	1.652***(4.192)	1.494***(4.346)	1.694***(4.772)
pos-msg	0.466(0.965)	1.001***(2.280)	0.546(1.295)	0.984***(2.491)
neg-msg	-0.213(-0.386)	0.315(0.544)	-0.105(-0.218)	0.351(0.673)
benefit	0.941***(3.531)	0.529***(2.149)	0.912***(3.921)	0.519***(2.340)
main	-0.221(-0.637)	-0.003(-0.011)	-0.297(-0.979)	-0.048(-0.176)
non-main	0.082(0.184)	0.246(0.600)	0.032(0.082)	0.216(0.584)
meat	-0.146(-0.271)	-0.162(-0.414)	-0.231(-0.491)	-0.208(-0.592)
oil	-0.009(-0.024)	-0.034(-0.106)	-0.074(-0.223)	-0.080(-0.281)
price	-5.326***(-5.695)	-4.937***(-6.939)	-4.937***(-6.008)	-4.726***(-7.351)
R^2	0.628	0.718	0.685	0.760
$adjR^2$	0.549	0.659	0.617	0.708
F	8.01($P<0.05$)	12.11($P<0.05$)	10.141($P<0.05$)	14.741($P<0.05$)
N	70	70	69	69

资料来源:根据文末所列参考文献报告的数据计算。

对精确性,需要初始了解消费者购买倾向的研究者在进行各自独立分析前可以利用表3进行粗略估计。也可按此方法,从一个样本得到的消费者购买倾向估计推断其他样本消费者购买倾向估计。在以下讨论中,将会进一步讨论此问题,主要涉及到模型的样本外预测特性。

由于剔除了极端值以后的WLS拟合效果最好,因此我们在下文重点解释此模型。然而,需要强调的是,表3中的其他三个模型与剔除极端值以后的WLS模型在显著变量的系数符号上不存在相反的现象,数值方面也不存在明显差异。

在剔除极端值的WLS模型中,表3中的常数项表明,通过面访方式调查中国城市消费者在购物环境下对有直接收益的GM食品的自主消费倾向约为77%。在所有关于消费者样本特征的三个变量中,仅*urban*均在统计上显著(表3)。结果表明,城市消费者购买比大约是非城市消费者购买比的8倍。而许多文献(如黄季焜等[12]64-65)认为的认知程度提高有利于增加对GM食品的接受程度在本文并没有得到证实,尽管*heard*的系数为正,但是并不显著。可能原因在于(1)变量heard并没有真正反映消费者认知程度,而仅仅表示消费者是否听说过GM这个概念;(2)该变量与变量*pos-msg*相关性较强①(R=0.364),且显著(sig<0.01)。需要说明的是,*shopper*在四个模型中的系数均为负,而且在二个OLS模型中均显著。这意味着超市购物者的购买倾向可能低于一般人群,或者说被调查者在面临实际购买决策真正选择购买GM食品的比例要低于一般环境下的购买比例。此结果一定程度上与Lusk和Fox[19]观点相符。他们研究发现超市购物者的支付意愿低于一般人群,他们认为在超市环境购物者的支付意愿更接近于实际食品购买决策。

① 这也许意味着媒体的宣传以正面为主(这在钟甫宁、丁玉莲等的研究中已经得到证实),因而消费者接收到的主要是正面信息。

在所有表征研究方法特征的三个变量中,有二个变量(*In-person*,*pos-msg*)显著或者边际显著。In-person 系数 1.694,这意味着以面访进行消费者购买意愿调查时,被调查者倾向于增加购买 GM 食品的意愿,从而也证实了存在 Lusk,et al. 所谓的 Hawthorn-type 效应[15]32。变量 *pos-msg* 系数大于0,而且在两个 WLS 模型中显著,意味着如果向消费者提供 GM 食品的正面信息,有利于提高消费者的购买意愿。

在所有表征被评价食品特征的四个变量中,仅有 *benefit*, *price* 统计上显著。*price* 系数为负,意味着 GM 食品的价格越低,消费者购买倾向越高,符合经济学上的需求规律。价格每降低 10%,消费者购买比将增加 0.59 倍。正如从表 3 *benefit* 系数观察到的,如果 GM 食品当向消费者提供直接利益时,他们更能接受 GM 食品。具体地,如果向消费者提供直接利益,消费者购买比将增加 0.68 倍。此结果表明,相对于仅向农业生产者提供直接利益的第一代 GM 生物技术,向消费者提供直接利益的所谓的第二代生物技术更受公众欢迎。而表征被评价食品种类的变量(*main*, *non-main*, *meat*,*oil*)均不显著,可能原因:第一,国内消费者普遍缺乏 GM 知识及其食品安全知识,难以区分不同种类食品的加工过程及其对健康影响;其二,尽管目前国内对转基因的讨论非常激烈,但是真正上市的 GM 食品种类并不多,消费者缺乏实际感受;第三,纳入元分析的文献大多针对一般性的食品,而没有具体到某种食品。对表 2 数据的观察可以证实这一点,以主食为研究产品占 29%,产品为调料、零食、水果、蔬菜等的研究仅占 7%;所研究的产品为肉食品的文献仅占 6% 不到,以食用油为研究对象占 14%,也就是说,近一半(48%)研究没有具体到某种食品。需要说明的是,尽管 *main*, *meat*, *oil* 的系数不显著,但是在四个模型中均为负,而 *non-main* 的系数为正,这意味着相对于蔬菜、水果和零食等,GM 主食、肉食品和食用油似乎是不受欢迎的 GM 食品。

3. 模型评价

可能会有人因相对较少的样本而质疑本文结果的可靠性,以及对包含或者剔除某一特定原始文献后结果的稳健性提出疑虑。此问题从"收益转移"视角来说显然是重要的。那么我们模型在样本外预测(out - of - sample forecast)方面准确性到底如何?

为回答这些问题,我们进行 delete - one 交叉效应检验[15],也就是删掉一个观察,重新估计模型,然后用估计的模型预测那个删掉的观察。对样本中每个观察重复执行这个过程产生 70(或 69,当排除极端值时)个样本外预测。为评价模型样本外预测的效果,我们计算出相应的样本外 R^2(out - of - sample R^2)统计值。传统的 R^2 统计值是观察值和预测值相关度的平方,预测值从全数据(包括被预测的观察)估计的模型中得出。样本外 R^2 统计值亦同样是观察值和预测值相关度的平方,然而预测值根据不包括被预测的观察本身所估计的模型计算得到。剔除极端值后的 WLS 模型观察值和样本外预测值相关系数为 0.81,正如预期那样,样本外 R^2 低于样本内 R^2,但是仍然达到 0.65。

为进一步证实此结果,我们以样本外预测值为纵坐标,观察值为横坐标作图(图 1)。沿 45°线的点意味着完美预测。与样本外 R^2 结果一致,图 1 显示大多数点落在 45°线一个合理的区间。总体上,这些结果支持我们的观点:需要粗略了解消费者购买 GM 食品倾向的研究者可利用表 3 的模型进行估计,而不是费时耗钱进行调查。

四、结论

尽管有大量的文献调查分析了消费者对 GM 食品态度和购买意愿,但是各文献报告的结果差异比较明显。本文对报告 70 个消费者购买倾向的 11 项研究进行元分析。综合分析所有这些文献发现,国内消费者购买 GM 食品的倾向在 54%(所有数据的未加权平均)~59%(剔除一个极端值

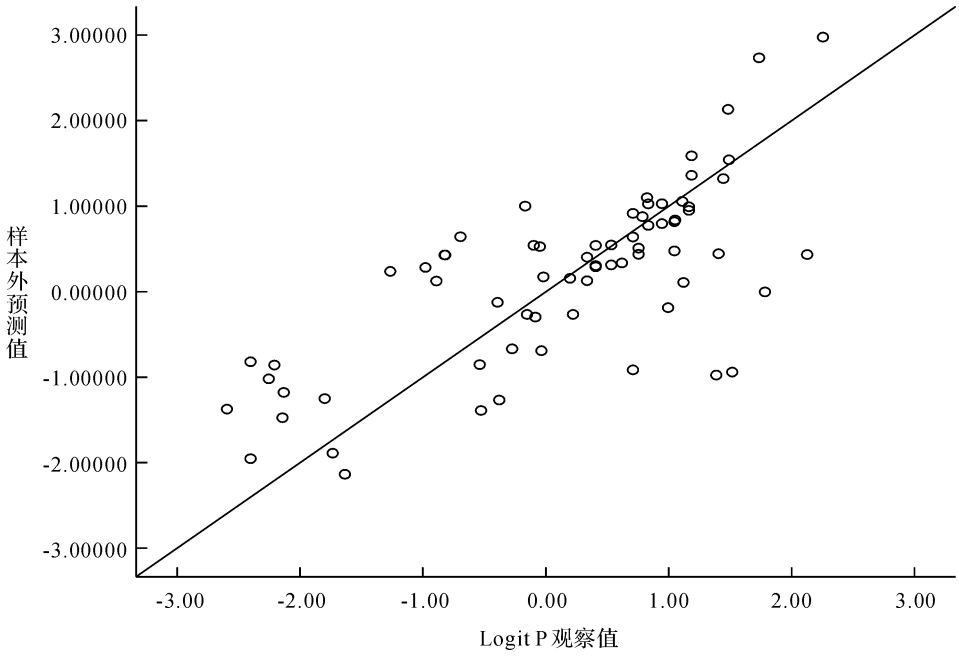


图1 因变量观察值和样本外预测值比较

后的加权平均)之间,也就是说,一半以上的国内消费者能够接受GM食品。

然而许多因素显著影响此值的估计。在所有关于消费者样本特征的三个变量中,仅urban均在统计上显著。这意味城市消费者购买意愿高于非城市消费者。通过考察调查方法特征对消费者购买意愿的影响,我们发现(a)相对于通过电话或邮件调查,以面访方式调查时,被调查者倾向于增加购买意愿;(b)如果在调查时向消费者提供GM食品的正面信息,消费者购买意愿也将显著提高。通过分析被评价食品特征对消费者购买意愿的影响,我们发现(a)价格是影响消费者购买意愿的显著因素。价格每降低10%,消费者购买比将增加约0.58倍;(b)当GM食品当向消费者提供直接利益时,他们更能接受GM食品。此外,我们还发现(c)GM肉食品、主食、食用油可能最不能被消费者接受。

这些发现的意义在于它们与单个研究的结果无关。它们是基于一系列的不同作者在不同的区域采用不同方法对不同的食品进行调查的综合分析结果。很明显,为更好地理解消费者对GM食品的接受程度,需要进行更多的研究,但是我们的模型有效地总结了现有文献。事实上,我们的模型能解释消费者购买意愿方差70%以上。当进行样本外预测时,模型性能(表现)良好。实际值和样本外预测值的相关系数高达0.81。因此,如果研究者意欲粗略了解消费者购买意愿,那么我们的模型可能产生一个合理的、初步的估计。

本文模型也可被用于食品企业、农业企业制定市场营销策略时参考。譬如,GM食品投放市场时,宜以城市消费者作为目标市场,采用低价渗透策略;在产品开发方面,宜以向消费者提供直接利益的第二代GM蔬菜水果为主。

致谢:本研究受江苏省高校青蓝工程学术带头人培养对象项目、2010年江苏省高等学校大学生实践创新训练计划立项项目资助,作者表示感谢。

参考文献:

[1] FULTON M, K GIANNAKAS. Inserting GM Products into the Food Chain: The Market and Welfare Effects of Different Labeling and Regulatory Regimes [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004,(86):42-61.

[2] NIELSEN C P, K THIERFELDER, S ROBINSON. Consumer Preferences and Trade in Genetically Modified Foods [J]. Journal of Policy Modeling, 2003,(25):777 - 794.

[3] BUREAU J C, S MARETTE, A SCHIAVINA. Non-Tariff Trade Barriers and Consumers' Information: The Case of the EU-US Trade Dispute over Beef [J]. European Review of Agricultural Economics, 1998,(25):437 - 462.

[4] 绿色和平组织. 首个全国性基因改造食物消费者调查结果摘要[EB/OL]. (2003 - 12 - 22). [2010 - 11 - 21]. http://www.greenpeace.org/china/zh/press/reports/30394.

[5] LI QUAN, KYNDA R CURTIS, MCCLUSKEY J, et al. Consumer Attitudes toward Genetically Modified Foods in Beijing China [J]. AgBioForum, 2002, 5(4).

[6] 王志刚. 食品安全的认知和消费决定:关于天津市个体消费者的实证分析[J]. 中国农村经济,2003,(4):41 - 47.

[7] ZHONG F, MARCHANT M A, DING Y, LU K. GM foods: A Nanjing Case Study of Chinese Consumers' Awareness and Potential Attitudes[J]. AgBioForum, 2002,5(4):136 - 144.

[8] 周　峰. 消费者对转基因食品的认识、态度及其因素分析[D]. 北京:中国农业大学硕士论文,2003.

[9] 董　奇. 心理与教育研究方法[M]. 北京:北京师范大学出版社,2004.

[10] 钟甫宁,陈　希. 转基因食品、消费者购买行为与市场份额—以城市居民超市食用油消费为例的验证[J]. 经济学(季刊),2008,7(3):1061 - 1078.

[11] 冯正直,戴　琴. 中国军人心理健康状况的元分析[J],心理学报,2008,(3):358 - 367.

[12] 黄季焜,仇焕广,白军飞, 等. 中国城市消费者对转基因食品的认知程度、接受程度和购买意愿[J]. 中国软科学,2006,(2).

[13] 白军飞. 中国城市消费者对转基因食品的接受程度和购买意愿的研究[D]. 北京:中国农业科学院硕士学位论文,2003.

[14] BREDAHL L. Determinants of Consumer Attitudes and Purchase Intentions with regard to Genetically Modified Foods-Results of a Cross-national Survey [J]. Journal of Consumer Policy, 2001,(24):23 - 61.

[15] LUSK J L, JAMAL M et al. A Meta-analysis of Genetically Modified Food Valuation Studies [J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2005, 30(1).

[16] HAMXTRA A M. Biotechnology in Foodstuffs-Towards a Model of Consumer Acceptance [R]. The Hague: The SWOKA Institute, 1991.

[17] HAMSTRA A M. Consumer Acceptance of Food Biotechnology-The Relation between Product Evaluation and Acceptance [R]. The Hague: The SWOKA Institute, 1993.

[18] HAMSTRA A M. Consumer Acceptance Model for Food Biotechnology-Final Report [R]. The Hague: The SWOKA Institute, 1995.

[19] LUSK J L, JHON A. Fox, Value Elicitation in Retail and Laboratory Environments [J]. Economics Letters, 2003, 79(1): 27 - 34.

[20] HOSSAIN F, B ONYANGO, A ADELAJA, et al. Public Perceptions of Biotechnology and Acceptance of Genetically Modified Food[R]. New Brunswick, NJ: Food Policy Institute, Rutgers, the State University of New Jersey, 2002.

[21] MORRIS S, C ADLEY. Irish Public Perceptions and Attitudes to Modem Biotechnology: An Overview with a Focus on GM Foods [J]. Trends Biotechnology, 2001, 9 (2):43 - 48.

[22] HOBAN T. Trends in Consumer Attitudes about Agricultural Biotechnology [J]. AgBioForum , 1998,1(1) :3 - 7.

[23] LIN W, SOMWARU A, TUAN F, HUANG J et al. Consumer Attitudes toward Biotech Foods in China [J]. Journal of International Food and Agribusiness Marketing, 2006, 18(1&2):177 - 203.

[24] International Food Information Council. U S Consumer Attitudes toward Food Biotechnology[EB/OL]. (2004 - 02 - 18)[2010 - 10 - 21],http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/34626/1/sp04me01.pdf

[25] MACER D, M Ng. Changing Attitudes to Biotechnology in Japan [J]. Nature Biotechnology, 2000, 18:945 - 947.

[26] CHEN X, R HARRIS. Consumer Attitudes toward Genetically Modified Foods: A U S China Risk Benefit Perception Comparison[R]. Independent Research Program for Johns Hopkins University Nanjing University Center for Chinese and American Studies (CCAS), 2006.
[27] 钟甫宁,丁玉莲.消费者对转基因食品的认知情况及潜在态度初探——南京市消费者的个案调查[J].中国农村观察,2004,(1):22-28.
[28] 陈桂荣.公众对转基因食品的了解和接受程度-对昆明市消费者的调查与分析[J].昆明理工大学学报(社会科学版),2005,5(4):14-17.
[29] 王玉清,薛达元.消费者对转基因食品认知态度的调查与分析[J].环境保护,2005,(3):46-51.
[30] 黄俊明,李文立,罗会明,等.广州地区居民对转基因食品的认知调查[J].华南预防医学, 2008,34(2):20-23.
[31] 侯守礼,王 威,顾海英.消费者对转基因食品的意愿支付:来自上海的经验证据[J].农业技术经济,2004,(4):2-9.

Studies on Domestic Consumer's Purchase Intention towards Genetically Modified Foods: A Meta-Analysis

CHENG Pei-gang[1a], LU Lin-xiao[2], CHEN Zhong-hui[1b], CAI Xiao-yan[1a]
(1. *a. Economics and Trade Department; b. Food Department Suzhou Polytechnic Institute of Agriculture, Suzhou* 215008, *China*;
2. *Research Institute of New Rural Construction, Nanjing Agriculture University, Nanjing* 210095, *China*)

Abstract: To effectively review and summarize the extant literatures, a meta-analysis was conducted, covering 11 studies and 70 observations selected according to screening criteria. The findings indicate as much as 71% of the variation in existing consumer's purchase intention estimates for genetically modified food can be explained by an econometric model that controls for (a) the characteristics of the sample of consumers studied, (b) the method for survey and (c) the characteristics of the food being valued. This paper also illustrates that urban consumer's purchase intention is significantly stronger than non-urban consumer's; providing the respondents with positive messages of GM foods while investigating tends to strengthen their purchase intention; the characteristics of the food being studied, especially, whether providing direct benefits to consumers) have a significant impact on consumers' purchase intention.

Key Words: Consumer; Genetically Modified Food; Purchase Intention; Meta-Analysis