

# 影响鲜活农产品购买者决策的外部因素研究\*

## ——基于浙、沪两地购买者的调查统计

黄祖辉 金少胜 吴克象

(浙江大学农业现代化与农村发展研究中心, 浙江 杭州 310029)

**摘要:** 本文研究了鲜活农产品购买决策过程中的外部影响因素。在对上海市和杭州市 470 位购买者调查的基础上, 运用因子分析方法从 10 个可能影响购买者决策的维度中提取了 4 个影响因子, 并对因子分析的可行性及结果的可靠性进行了必要的检验。

**关键词:** 因子分析; 购买决策; 鲜活农产品

**中图分类号:** F222.34 **文献标识码:** A

### 1 引言

鲜活农产品与人们生活息息相关, 对购买者行为进行统计分析是从事鲜活农产品经营的基础。入世后我国零售业对外开放步伐的加快, 大量外资将投向超市业, 而鲜活农产品经营一直是国外超市主营业务。为了与国外超市抗衡, 从 2002 年开始, 我国沿海发达地区的一些城市开始对农贸市场实行超市化改造。随着鲜活农产品经营主体在我国的确立以及业内竞争的日趋激烈, 购买者行为方面的研究受到了学术界和企业界的广泛关注。

Baron 和 Mueller (1995) 在捷克斯洛伐克和保加利亚分别调查了 100 余位消费者用于研究外部影响因素对鲜活农产品购买决策的影响。他们通过被调查者对各影响因素影响大小打分的平均数大小, 得出了重要性依次是: 新鲜程度、价格、产地、广告和售货员介绍。该研究的影响因素维度设置比较简单。另外, 中国有其特殊性, 立足于西方国家的购买行为方面研究成果仅具有一定的借鉴意义 (Vernon-Wortzel, 1987)。

Nicholas (1997) 通过对上海市 550 位生鲜食品 and 饮料购买者的问卷调查, 用多元回归分析统计方法研究了决定上海市居民是否进行购物活动的决定因素为住处与商店的距离、购买者性别、购买活动决策时所处的时间和购买者的收入。张晓勇和李刚 (2001) 在对 300 位上海消费者调查的基础上用探索性购买行为倾向 (EBBT) 分度分析了多样化消费倾向与性别、年龄等人口统计变量的关系, 同时他们运用分类优化回归方法 (CATREG) 从消费的角度分析出了影响具体鲜活农产品的消费的两个最重要因素。因此, 针对中国消费者的研究中对购买决策外部影响因素的研究均没有涉及, 本文欲填补国内该方面研究的空白。

### 2 数据获取方法

本研究样本按不同业态农产品购买场所分层抽样的方法选取。根据从事鲜活农产品经营的资深业内人士估计, 普通超市和农贸市场的市场份额比为 4 : 6。在实际调研中, 按该比例确定不同形态购买场所抽样样本的大小。农贸市场超市化改造后出现的生鲜超市被认为是农贸市场的一种高级形态, 在样本的分配上按农贸市场处理。因此, 计划发放的调查问卷 550 份分布在普通超市和农贸市场的数量分别为 220 份和 330 份。

样本容量及抽样方法确定后, 采用正式问卷对上海和杭州两地的鲜活农产品购买者直接

---

\*本项研究得到联华超市集团的资助, 特此致谢。

进行调查,收集原始数据。按研究需要选定具体农产品购买场所,于不同的时间段在购买场所入口处发放调查问卷。发放对象为刚完成鲜活农产品购买的城镇居民。按计划,实地调查共发放调查问卷 550 份,回收有效问卷 470 份,回收的比例为 85.45%。<sup>1</sup>从回收有效问卷的数量角度分析,在普通超市回收有效问卷 193 份,占有回收问卷的比例为 41.06%;在广义农贸市场回收有效问卷 277 份,占有回收问卷的比例为 58.94%。基本维持了原分配比例。被调查者的基本统计特征见表 1。

表 1 被调查者的基本统计特征

统计特征及分类指标		人数(人)	有效比例(%)
性别	男	160	34.0
	女	310	66.0
年龄	40 岁以下	165	35.1
	41~60 岁	249	53.0
	61 岁以上	56	11.9
婚姻状况 <sup>1</sup>	已婚	417	88.9
	未婚	52	11.1
家庭结构	2 人及以下	67	14.3
	3 人	279	59.4
	4 人及以上	124	26.4
家庭月收入	1000 元以下	86	18.3
	1001~2500 元	201	42.8
	2501~4000 元	113	24.0
	4001 元以上	70	14.9
学历 <sup>1</sup>	初中及以下	115	24.5
	高中/技校/中专	217	46.3
	大学及以上	137	29.2

注 1: 有 1 人未回答此项。

### 3 因子分析理论模型表述

因子分析就是探讨在存在相关关系的变量之间,是否存在不能直接观察到,但对可观察变量起支配作用的潜在因子的分析方法。具体地说,因子分析就是根据研究对象不同维度相关性的大小对纬度进行分组,使得同组内的维度之间的相关性较强,不同组的维度之间的相关性较弱。每组维度代表一个基本结构,称该基本结构为公因子。可用最少个数不可测的所谓公因子的线性函数与特殊因子之和来描述原来观测的每一维度。

因子分析模型将各变量之间的协方差用几个公因子(common factors)加一个独特因子(unique factors)来表示。对于经过标准化的变量,初始因子分析模型可以用下面公式表示:

$$X_i = A_{i1}F_1 + A_{i2}F_2 + \cdots + A_{im}F_m + V_iU_i$$

其中:  $X_i$  为调查问卷中设置的第  $i$  个被认为可能影响鲜活农产品购买决策的维度,并假定已经过标准化处理;  $A_{ij}$  为影响因子负载;  $F_j$  为公因子;  $V_i$  为特殊因子负载;  $U_i$  为特殊因子。

此模型有两个特点: ① 由于变量经标准化处理,模型不受量纲的影响; ② 因子负载不

是唯一的。这种非唯一性从表面上看对分析不利，但是通过因子轴的旋转，可使新的因子更具有鲜明的实际意义。

#### 4 因子分析过程及结果

研究过程中，对调查问卷中影响鲜活农产品购买决策的 13 个项目进行初步因子分析，这 13 个项目分别是圈子里人选择的农产品、圈子里人对被调查者选择农产品的评价、家人对被调查者选择农产品的评价、安全程度，即是否经检测合格、方便程度、新鲜程度、是否绿色环保型农产品、产品的品牌、产品的价格、产品的产地、售货员的介绍、许多人在买、朋友推荐等。分析时采用主成分分析法，因子的旋转方式运用的是正交旋转法中的方差最大旋转方式。根据其结果，首先剔除了公因子方差较低（ $communality < 0.4$ ）的 3 个项目，即方便程度、产品的品牌和产品的产地。剩余的所有项目全部纳入因子分析模型进行分析。各度量维度的代码以及描述性统计分析结果见表 2。

表 2 度量维度的描述性统计分析

度量维度	维度代码	样本均值	样本标准差
圈子里人选择的农产品	A1	2.78	0.83
圈子里人的评价	A2	2.84	0.84
家人的评价	A3	3.02	0.89
安全程度，即是否经检测合格	A4	4.66	0.88
新鲜程度	A5	4.55	0.99
是否绿色环保型农产品	A6	4.25	1.17
产品的价格	A7	3.88	1.24
售货员的介绍	A8	2.57	1.44
许多人在买	A9	2.21	1.25
购买朋友推荐	A10	2.76	1.36

#### 4.1 因子分析的可行性分析

##### 4.1.1 相关系数矩阵检验

表3显示了各度量维度之间的相关系数矩阵及其显著性检验。从相关系数矩阵及其显著性检验中可以粗略地看出此项研究是否可以进行因子分析。几个相关性较强的维度往往可以用同一个潜在的公因子表示出来，从而达到寻找不能直接观察到，但对鲜活农产品购买者影响起支配作用的潜在因子的目的。如从表中我们可以得到， $A_1$ 、 $A_2$ 和 $A_3$ 彼此之间的相关性较强，而且显著性检验显著，可能可以归为一组，但有待深入分析。

表3 各度量维度之间的相关系数矩阵及其显著性检验

		$A_1$	$A_2$	$A_3$	$A_4$	$A_5$	$A_6$	$A_7$	$A_8$	$A_9$	$A_{10}$
相 关 系 数 及 显 著 性 检 验 ( 单 尾 )	$A_1$	1.000 —									
	$A_2$	0.598 0.000	1.000 —								
	$A_3$	0.377 0.000	0.513 0.000	1.000 —							
	$A_4$	0.014 0.387	-0.035 0.232	0.019 0.349	1.000 —						
	$A_5$	-0.023 0.314	-0.062 0.097	0.013 0.391	0.332 0.000	1.000 —					
	$A_6$	-0.038 0.210	-0.022 0.325	0.031 0.258	0.400 0.000	0.282 0.000	1.000 —				
	$A_7$	0.095 0.024	0.123 0.005	0.111 0.010	0.161 0.000	0.104 0.015	0.061 0.102	1.000 —			
	$A_8$	0.196 0.000	0.214 0.000	0.147 0.001	0.034 0.240	-0.025 0.301	0.078 0.051	0.238 0.000	1.000 —		
	$A_9$	0.070 0.072	0.069 0.075	0.034 0.240	-0.007 0.441	-0.094 0.024	-0.007 0.438	-0.021 0.332	0.136 0.002	1.000 —	
	$A_{10}$	0.209 0.000	0.159 0.000	0.180 0.000	0.058 0.114	-0.040 0.204	0.101 0.017	0.079 0.049	0.147 0.001	0.426 0.000	1.000 —

注1: 表格单元中上行为相关系数, 下行为显著性水平。

#### 4.1.2 KMO 检验和 Bartlett 检验

KMO 检验和 Bartlett 检验是两个常用的测度因子分析模型有效性的统计指标。KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) 测度样本的充足度。KMO 的统计值一般介于 0 和 1 之间, 若该统计指标在 0.5 和 1 之间则表明可以进行因子分析, 若小于 0.5 则表明不适宜进行因子分析。表 4 给出了 KMO 检验和 Bartlett 检验的结果。本研究的 KMO 值为 0.644 (大于 0.5)。Bartlett 统计指标检验相关矩阵是不是单位矩阵 (原假设为相关矩阵为单位阵)。卡方检验结果表明, Bartlett 球形检验的卡方统计值为 681.124 ( $p < 0.000$ ), 拒绝原假设, 相关矩阵不是单位阵, 可以考虑进行因子分析。通过以上两项统计指标的检验表明本研究适合进行因子分析。

表 4 KMO 检验和 Bartlett 检验结果

Kaiser-Meyer-Olkin 检验	0.644	
Bartlett球形检验	$\chi^2$ 统计值	681.124
	df	45
	显著性水平	.000

## 4.2 因子分析结果

在因子分析时，本研究采用主成分分析法提取因子。分析结果见表 5，以 Eigen 值（特征值）大于 1 为标准，因子分析提取了 4 个公因子。旋转之前 4 个公因子解释总方差的比例分别为 23.057%，17.460%，13.353 和 10.442%。经过旋转后，这 4 个公因子解释总方差的比例分别为：20.217%，17.022%，14.658%和 12.416%。但是累积解释总方差的比例没有改变均为 64.313%。

表 5 因子分析结果

	提取因子前			提取因子后			旋转后		
	Eigen值	方差比例 (%)	累积方差比例 (%)	Eigen值	方差比例 (%)	累积方差比例 (%)	Eigen值	方差比例 (%)	累积方差比例 (%)
1	2.306	23.057	23.057	2.306	23.057	23.057	2.022	20.217	20.217
2	1.746	17.460	40.518	1.746	17.460	40.518	1.702	17.022	37.238
3	1.335	13.353	53.871	1.335	13.353	53.871	1.466	14.658	51.896
4	1.044	10.442	64.313	1.044	10.442	64.313	1.242	12.416	64.313
5	0.777	7.768	72.081						
6	0.694	6.941	79.022						
7	0.644	6.436	85.458						
8	0.574	5.743	91.201						
9	0.523	5.231	96.432						
10	0.357	3.568	100.000						

提取方法：主成分分析法

为了便于对潜在因子进行解释，在分析过程中采用了最大方差正交旋转法，旋转后公因子负载重新进行分配，使公因子负载系数向更大（向 1）或更小（向 0）方向变化。

表 6 给出了经过旋转后因子负载矩阵（Rotated Component Matrix）。可以看出负载系数明显地向两极分化了。第 1 个主成分对  $A_1$ 、 $A_2$  和  $A_3$  有绝对值较大的负载系数，主要概括了与购买者有密切关系的人群的影响：圈子里人选择的农产品对购买者决策的影响、圈子里人的评价的影响以及家人的评价的影响，因而可以把它命名为密切相关群体影响因子。第 2 个主成分对  $A_4$ 、 $A_5$  和  $A_6$  的贡献较大，主要涉及安全程度（即是否经检测合格）、新鲜程度和是否绿色环保型农产品，故可以命名为产品影响因子。第 3 个主成分对  $A_7$  和  $A_8$  有绝对值较大的负载系数，包括产品的价格和售货员的介绍，因而命名为价格、促销影响因子。而第 4 个因子负载系数绝对值较大的是剩下的  $A_9$  和  $A_{10}$ ，主要概括了其他购买者的影响：许多人在买和购买朋友推荐，可以称为是其他购买者影响因子。

表 6 旋转后的因子负载矩阵

	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$
$A_1$	0.798	-2.904E-02	9.450E-02	8.493E-02
$A_2$	0.860	-6.663E-02	4.569E-02	0.117
$A_3$	0.762	6.111E-02	3.829E-02	4.137E-02
$A_4$	-1.081E-02	0.777	4.108E-02	0.105
$A_5$	1.356E-03	0.704	-0.163	-8.005E-03
$A_6$	-1.382E-02	0.749	0.124	1.730E-02
$A_7$	4.931E-02	0.141	-9.055E-02	0.815
$A_8$	0.156	-3.887E-02	0.195	0.734
$A_9$	-2.358E-02	-7.377E-02	0.852	2.447E-02
$A_{10}$	0.190	8.678E-02	0.799	6.871E-02

提取方法：主成分分析法。

旋转方法：最大方差法，经过5次迭代收敛。

### 4.3 因子分析结果的可靠性检验

表 7 对该因子的各分维度进行了可靠性分析 (Reliability Analysis) 检验。它主要体现调查结果的一贯性、一致性、再现性和稳定性。最理想的情况是可靠性分析的 Cronbach  $\alpha$  系数等于 1，但是这是不可能做到的。一般来说，在研究的早期阶段，Cronbach  $\alpha$  系数在 0.50~0.60 就足够了 (范秀成, 2002)。对于第 3 个因子，即价格、促销影响因子的系数为 0.4054，没有满足这个标准，但是通过文献回顾发现，许多研究人员在研究外部因素对购买者的影响时均考虑了这个因素，并表明它对购买者决策有显著影响。因此在本研究中也包含了这一因子。此外，从删除  $A_1$  到  $A_6$  每一分维度后计算出的 Cronbach  $\alpha$  系数上看，结果与没有删除前计算出的值之间的差距不大，因此研究结果中也没有删除  $A_1$  到  $A_6$  中的任何分维度。因此，本研究结果可靠。

表 7 因子分析结果的可靠性检验

	分维度与综合 维度相关系数	删除该指标后的 Cronbach $\alpha$ 系数	Cronbach $\alpha$ 系数
密切相关群体影响因子			0.7437
$A_1$	0.5607	0.6696	
$A_2$	0.6709	0.5384	
$A_3$	0.4871	0.7579	
产品影响因子			0.6097
$A_4$	0.4624	0.4648	
$A_5$	0.3889	0.5511	
$A_6$	0.4278	0.5161	
价格、促销影响因子			0.4054
$A_7$	0.2577	—	
$A_8$	0.2577	—	
其他购买者影响因子			0.5972
$A_9$	0.4272	—	
$A_{10}$	0.4272	—	

## 5 结论及以后研究方向

通过因子分析,本研究提取了密切相关群体影响因子,产品影响因子,价格、促销影响因子和其他购买者影响因子等四个影响购买者决策的外部因素。没有运用多元回归分析法对各影响因子进行相对重要性分析是本研究的一点不足,这一方面是要在因子分析结果基础上计算因子得分系数,进而分别计算各样本四个因子的具体得分;另一方面是要获取鲜活农产品购买者对外部因素影响其购买决策程度大小的数据。这两方面工作都具有相当挑战性。另外,本研究的数据仅从对华东地区的两大城市调查获取,具有一定的局限性。我国幅员辽阔,不同地区的消费者购买鲜活农产品有不同的行为特点,进一步研究华北、华南以及中西部地区鲜活农产品购买者决策的外部影响因素对完善本研究具有重要意义。

### 参考文献

- [1] Baron, P. J, Mueller, R. D, Consumer perceptions in Eastern European food markets, British Food Journa [ J ] I, Vol. 97 No. 2, 1995, pp. 34-45.
- [2] Samuel, S. Nicholas, The purchasing behavior of Shanghai buyers of food and beverage products:

implications for research on retail management, *British Food Journal* [ J ] , Vol. 99 No. 4, 1997, pp. 36-52.

[3] Vernon-Wortzel, H. and Wortzel, L., The emergence of free market retailing in the People's Republic of China: promises and consequences, *California Market Review* [ J ] , Vol. 24 No. 3, Spring 1987, pp. 59-76.

[4] Del I. Hawkins, Roger J. Best, and Kenneth A. Comey, *Consumer behavior: Building Marketing Strategy* [ M ] , China Machine Press, 2000.

[5] Chan, T.S. and Lin, G., An empirical analysis of consumer decision processes in the People's Republic of China, *Journal of International Consumer Marketing* [ J ] , Vol. 4 No. 4, 1992, pp. 33-48.

[6] Chaun, J., Foreign businessmen explore China's consumer goods market, *China Market* [ J ] , No. 8, Vol. 2, 1992, pp. 5-6.

[7] 范秀成, 赵先德, 庄贺均, 价值取向对服务业顾客抱怨倾向的影响, *南开管理评论* [ J ] , 2002.5.

[8] 张晓勇, 李刚, 上海市居民的农产品消费行为研究, *中国农村观察* [ J ] , 2001.6.

[9] 卢纹岱, *SPSS for Windows 统计分析 (第 2 版)*, 电子工业出版社 [ M ] , 2002.9.

## **Investigations on the exterior factors of affecting buyer's decision-making of fresh farm produce**

HUANG Zu-hui, JIN Shao-sheng, WU Ke-xiang

**Abstract:** This paper examines the factors that affect the food buyer decision-making. The data were obtained from a sample of 470 consumers in both Shanghai city and Hangzhou city. Factor analysis is then employed and four factors are extracted from ten attributes considered to affect the food buyer decision-making.

**Key words:** factor analysis; buyer decision-making; fresh farm produce

**收稿日期:** 2003-04-01

**作者简介:** 黄祖辉 (1952 出生), 男 (汉族), 上海人, 浙江大学农业现代化与农村发展研究中心主任, 教授, 博士生导师。金少胜 (1979 出生), 男 (汉族), 义乌人, 浙江大学农业现代化与农村发展研究中心硕士研究生。吴克象 (1979 出生), 男 (汉族), 温州人, 浙江大学农业现代化与农村发展研究中心研究生。

---

<sup>1</sup>有效问卷数量为剔除不合格问卷后的实际问卷数量。调查问卷回收后, 首先进行编号整理并把具体数据输入计算机, 然后从调查问卷中随机抽取 10% 进行复核, 确保数据文件中数据与调查问卷中选项的一致性。最后, 用 SPSS 中的描述性分析对问卷进行筛选, 根据统计结果, 删除了全部打最高分或者全部打最低分等不合格的调查问卷。