

A Research of Food Demand of Rural Residents in the Southern Area of Jiangsu in the New Situation

—A Case Study of Changzhou City

Ding Yuejing¹, Dong Guoxin², Li Qun³

1.3 Economics & Management School Changzhou University, Changzhou Jiangsu Province 213164;

2. County Party Committee Jinning County Kunming City, Jinning Yunnan Province 650600

E-mail: ding_yuejin@yahoo.com.cn; donggx797@163.com

Abstract: Based on the Modified AIDS Model, the paper uses the investigated data of 9 kinds of food consumed by rural residents in the southern area of Jiangsu on from May to July in 2009, empirically analyzes their food consumption structure and the influence of their consumption behavior to food demand. The results show that the absolute values of main food consumption elasticity and self-price elasticity are relatively smaller, that those of elasticities of milk, meat, fish, cigarette and drink are relatively bigger, and that the influence of family characteristics to food demand is very evidently. At last some suggestions are put forward

Key words: Rural residents; Food demand; Modified AIDS Model

新形势下苏南地区农村居民食品需求研究

——以常州市为例

丁跃进¹ 董国新² 李群³

^{1,3}常州大学 经济管理学院; 江苏 常州 213164, ²昆明市晋宁县县委, 云南 晋宁 650600

E-mail: ding_yuejin@yahoo.com.cn; donggx797@163.com

摘要: 通过2009年5-7月苏南地区农村居民9大类食品消费实地调研数据, 基于修正的AIDS模型, 实证分析了苏南地区农村居民食品消费结构以及其消费行为对食品需求的影响。结果表明, 主食支出和自价格弹性绝对值较小, 而烟酒、奶类、肉类和鱼类支出弹性和自价格弹性绝对值较大; 家庭特征变量对居民食品消费的影响比较显著。并由此得出稳定肉奶类等动物性食品价格、增加农村地区教育经费投入、加快城乡一体化进程、鼓励和引导农村劳动力外出务工、加强农村零售业和农贸超市建设等结论

关键词: 农村居民; 食品需求; 修正的 AIDS 模型

民以食为天, 食品需求是事关提升居民生活素质、建设小康社会的重大问题。在新中国成立60周年多的时间中, 食品需求经历了较为复杂的变化, 但从改革开放后, 居民食品消费结构不断得到优化, 居民营养水平不断提升。在经济危机的冲击下, 从近期的食品消费价格变动看, 食品需求的变化问题也较为突出, 消费结构在短期内趋于恶化, 这可能会对农村居民生活水准造成较大的负面影响。从目前的研究现状看, 大部分研究集中在对不同年份的居民食品需求进行分析, 虽然实地调研的文献研究也开始逐步增加, 但涉及居民特征变量的分析仍较为缺乏。因而, 本文拟以苏南地区常州市农村居民食品需求为例, 利用2009年常州市农村居民食品需求实地调研数据, 通过构建修正的LA/AIDS模型实证分析苏南地区农村居

本论文是江苏省社会科学基金项目(08ZHD015)和常州大学人文社会科学研究资助课题(JW200811)的部分成果

民消费行为对食品需求的影响, 这对在经济恶化条件下政府采取有效的政策措施保障农村居民食品和营养摄入具有重要的意义。

一、苏南地区农村居民食品需求模型构建

1980年Deaton *et al.*提出了几乎理想的需求系统(AIDS模型), 其基本思想为在给定的价格体系和一定的效用水平前提下, 消费者如何以最小的支出成本(支出费用)获得给定的效用水平。由此, AIDS模型的支出函数可表示为如下形式:

$$\log C(u, p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (1)$$

其中, u 代表效用, p 代表价格向量, 可表示为 p_1, \dots, p_n 。根据Sheppard引理, 可得到:

$$\frac{\partial \log C(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{C(u, p)} \quad (2)$$

$$= w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

其中， w_i 为消费品*i*的预算份额，即消费品*i*的

支出占总支出的份额： $\gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$ 。一个消费者为追求效用最大化，其总的支出*X*就等于*C(u, p)*，由此，经转换*u*变为*p*和*X*的函数，将(1)式作相同转换并将转换结果代入(2)式，由此可得到AIDS模型预算份额式：

$$w_i = \frac{p_i q_i}{X} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{X}{P} \right) \quad (3)$$

其中，价格指数*P*为，

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \gamma_{kj} \log p_k \log p_j$$

由于(3)式为非线性模型，直接估计比较困难，因此Deaton *et al.*提出可以运用Stone价格指数进行线性化近似估计，Stone价格指数可表示为，

$$\log p^* = \sum_{k=1}^n w_k \log p_k$$

然而直接采用Stone价格指数进行实证分析可能导致LA/AIDS模型近似性质受到显著影响(Moschini, 1995)，本文将采用Moschini提出的修正的Stone价格指数进行分析，

$$\log p^* = \sum_{k=1}^n w_k \log \left(\frac{p_k}{p_0} \right), \quad p_0 \text{为基期价格。}$$

本文将构建苏南地区农村居民食品需求模型进行实证分析，同时将重点考虑家庭社会学变量对食品需求的影响，采用Pollak *et al.*(1981)使用的人口统计学转化方法将家庭特征变量纳入AIDS模型，因而LA/AIDS实证模型可表示为：

$$w_{it} = \alpha_{it} + \sum_{m=1}^h \phi_{mt} \log z_{mt} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ijt} \log p_{jt} + \beta_{it} \log \left(\frac{X_{it}}{P_{it}^*} \right) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，本文将考虑主食等9类食品消费， w_{it} 为各类食品消费支出份额(含在外用餐)； z_{mt} 为家庭特征变量，主要考虑家庭中0-24岁人口(z_{1t})、25-55岁人口(z_{2t})、56岁以上人口(z_{3t})、户主年龄(z_{4t})、户主文化程度(z_{5t})、户主兼业(z_{6t})、户主专业务农(z_{7t})、配偶专业务农(z_{8t})、配偶兼业(z_{9t})、交通便利程度(z_{10t})对食品消费支出

的影响； p_{jt} 为食品价格； X_{it} 为消费总支出； P_{it}^* 为修正的Stone价格指数； α_{it} 、 ϕ_{mt} 、 γ_{ijt} 和 β_{it} 为回归系数； ε_{it} 为随机干扰项。

LA/AIDS数据模型的三大约束条件可表示为，加总性： $\sum_i \alpha_{it} = 1$ 、 $\sum_i \gamma_{ijt} = 0$ 、 $\sum_i \beta_{ijt} = 0$ ；齐次性：

$$\sum_j \gamma_{ijt} = 0$$

；对称性： $\gamma_{ijt} = \gamma_{jit}$ 。食品消费支出弹性和补偿的(希克斯)自价格弹性分别为，

$$\eta_{it} = 1 + \frac{\beta_{it}}{w_{it}} \text{ 和 } E_{it}^* = \frac{\gamma_{iit}}{w_{it}} + w_{it} - 1$$

二、苏南地区农村居民食品需求模型估计及结果分析

(一) 苏南地区农村居民食品需求数据来源

本文主要为课题组成员在2009年5-7月从江苏苏南地区常州市农村通过实地调研获取主食(大米、面粉和玉米)、肉类(猪肉、鸡肉和其他肉类)、鱼类(淡水鱼虾和海鱼虾)、蛋类(鸡鸭鹅蛋)、蔬菜、瓜果、烟酒(香烟、白酒和啤酒)、奶类(牛奶及奶制品)和其他食品共9大类食品的消费数据，其中，调研地点分别为常州金坛河头镇柴墩村和大沙庄村、常州金坛西岗镇罗家村、常州武进区湍里镇野田村、常州武进区加泽镇西城村、常州武进区郑陆镇冯家村，每村随机调查农村家庭为45户，调查样本总数为270户；调查内容涉及上述9类食品的消费量、食品消费支出、食品消费价格、以及每户农村家庭中0-24岁人口数、25-55岁人口数、56岁以上人口数、户主年龄、户主文化程度、户主兼业情况、户主专业务农情况、配偶专业务农情况、配偶兼业情况、交通便利程度(家庭与主要购买食品地点的距离)等项目数据；居民在外用餐各类食品消费计算可参考李国祥(2005)。

(二) 苏南地区农村居民食品需求模型估计及结果分析

1、模型估计方法和效果

利用(4)式，采用SUR系统方程估计方法(Zellner, 1962)对苏南地区常州市农村居民食品消费数据进行实证分析，为防止出现随机干扰项方差-协方差矩阵的共线性，拿掉其他食品方程，使得模型参数加总性条件自动满足，并施加齐次性和对称性约束条件。表2中右上方空白为按参数对角线与左下方参数对称一致。从模型回归结果看，调整后

的 R^2 值以及 $D.W$ 值都能较好的满足计量要求，绝大部分解释变量参数都通过了显著性水平检验，因而模型能很好地说明农村家庭消费行为对食品需求的不同影响。

2、支出弹性和自价格弹性分析

食品消费支出弹性是指食品消费总支出变动1%所引起其各类食品消费支出变动的百分比，根据

AIDS模型回归结果中的总消费支出系数(LXP)计算出食品的支出弹性和补偿的(希克斯)自价格弹性。从表1中可以看出，主食消费的支出弹性很小，仅为0.024；而烟酒支出弹性很大，达到1.065，瓜果和奶类的支出弹性均大于0.5，这意味着随着苏南农村居民收入水平的提高，其将花费更多的收入用于奶类、烟酒和瓜果的需求。

表 1 苏南地区居民消费支出和自价格弹性计算结果

	主食	肉类	鱼类	蛋类	蔬菜	瓜果	烟酒	奶类
支出弹性	0.024	0.437	0.315	0.186	0.240	0.836	1.065	0.591
自价格弹性	-0.126	-0.569	-0.528	-0.321	-0.303	-0.411	-0.699	-0.731

表 2 苏南农村居民食品消费 AIDS 模型回归结果

	主食	肉类	鱼类	蛋类	蔬菜	瓜果	烟酒	奶类
LP 主食	0.024 ⁼ (8.793)							
LP 肉类	0.023 ⁼ (4.126)	0.007 ⁼ (6.308)						
LP 鱼类	-0.021 ⁼ (-8.702)	0.004 ⁼ (4.183)	0.015 ⁼ (5.385)					
LP 蛋类	0.005 ⁼ (9.837)	-0.076 ⁼ (-4.236)	-0.004 (-1.116)	0.010 ⁼ (3.452)				
LP 蔬菜	0.019 ⁼ (5.008)	-0.015 ⁼ (-5.742)	-0.007 (-0.318)	-0.009 ⁺ (-2.443)	0.154 ⁼ (7.233)			
LP 瓜果	-0.013 [#] (-1.745)	-0.016 ⁺ (-1.998)	-0.012 ⁺ (-2.558)	-0.009 ⁼ (-3.838)	-0.007 ⁼ (-3.486)	0.014 ⁼ (4.522)		
LP 烟酒	0.001 ⁼ (8.624)	0.019 ⁺ (2.156)	-0.007 ⁼ (-2.754)	0.004 (0.959)	-0.064 ⁼ (-3.840)	-0.089 ⁼ (-3.608)	0.012 ⁼ (5.371)	
LP 奶类	-0.001 (-0.939)	0.013 ⁼ (2.669)	-0.002 (-0.657)	-0.001 (-0.334)	-0.093 ⁼ (-4.998)	0.016 ⁼ (4.012)	-0.008 (-0.248)	0.002 ⁼ (7.321)
LXP	-0.023 ⁼ (-5.174)	-0.017 ⁼ (-6.132)	-0.064 ⁼ (-3.504)	-0.005 ⁼ (-3.016)	-0.064 ⁼ (-5.371)	-0.029 ⁺ (-2.474)	0.062 ⁼ (3.234)	-0.006 ⁼ (-4.007)
z_1 (0-24 岁人口)	-0.003 (-1.032)	-0.159 ⁼ (-7.577)	-0.026 ⁺ (-2.454)	-0.017 ⁼ (-3.942)	0.052 ⁺ (2.534)	-0.035 ⁼ (-5.350)	-0.047 ⁼ (-3.418)	-0.037 ⁼ (-8.742)
z_2 (25-55 岁人口)	-0.019 (-0.816)	-0.442 ⁼ (-5.211)	-0.125 ⁼ (-5.418)	0.064 ⁼ (3.345)	0.349 ⁼ (4.837)	-0.237 ⁼ (-8.389)	0.103 ⁼ (2.960)	-0.302 ⁼ (-4.765)
z_3 (56 岁以上人口)	-0.012 [#] (-1.977)	-0.066 ⁼ (-3.592)	-0.003 (-0.913)	-0.001 (-0.246)	0.023 (1.273)	-0.010 (-1.411)	-0.005 (-0.512)	-0.029 (-1.113)
z_4 (户主年龄)	-0.067 [#] (-1.740)	-0.173 ⁼ (-2.693)	-0.248 (-0.871)	0.006 ⁼ (5.234)	0.011 ⁺ (2.532)	-0.348 ⁼ (-5.103)	0.007 ⁼ (3.677)	-0.187 ⁼ (-4.346)

z_5	-0.126 ⁺	0.118 ⁼	0.007 ⁼	-0.002 ⁼	-0.015 ⁼	0.267 ⁼	0.137	0.034 ⁼
(户主文化程度)	(-2.501)	(6.085)	(3.733)	(-4.004)	(-7.297)	(3.194)	(0.735)	(3.719)
z_6	-0.068 ⁼	0.104 ⁼	0.005 ⁼	0.123	-0.021 ⁼	0.007 ⁼	0.059 ⁼	0.012 ⁼
(户主兼业)	(-5.832)	(3.428)	(5.920)	(1.297)	(-4.268)	(4.115)	(5.360)	(3.711)
z_7	0.036 [#]	-0.071 ⁼	-0.100	0.016	0.007 ⁺	-0.014 ⁼	0.012 ⁺	-0.143 ⁼
(户主专业务农)	(1.718)	(-6.000)	(-1.147)	(0.905)	(2.104)	(-3.616)	(2.337)	(-4.012)
z_8	-0.027 ⁼	0.069 ⁼	0.023 ⁼	0.004 ⁼	-0.005 ⁼	0.002 ⁼	0.013	0.006
(配偶兼业)	(-4.099)	(5.712)	(3.835)	(3.751)	(-3.883)	(3.600)	(0.408)	(1.168)
z_9	0.006	-0.117	-0.093 [#]	0.017 ⁺	0.023	-0.015	-0.075	-0.376
(配偶专业务农)	(0.553)	(-0.846)	(-1.672)	(2.326)	(0.217)	(-0.231)	(-0.833)	(-0.661)
z_{10}	0.095	0.148 ⁼	0.256	0.014 ⁺	0.008	0.072 ⁼	0.009 ⁼	0.001 ⁼
(交通便利程度)	(0.934)	(6.035)	(0.770)	(2.349)	(0.316)	(3.783)	(5.114)	(3.610)
调整的 R^2	0.568	0.757	0.681	0.874	0.702	0.841	0.818	0.792
D.W.	1.720	2.331	1.567	1.938	1.694	1.454	1.903	1.782

注：1、LXP 表示 $\log\left(\frac{X_i}{P_i^*}\right)$ ；2、#、+和=分别表示回归系数在显著性水平为 $\alpha=0.1$ 、 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$ 上通过显著性检验。

自价格弹性表明一类食品价格变动所引起的对自身需求量的变化。在表 1 中，苏南农村居民消费的各类食品补偿的自价格弹性均为负值，表明各类食品自身价格变动的纯的替代效应为负值，如主食补偿的自价格弹性为-0.126，表明如果大米价格每提高 10%，其需求量将减少 1.26%。主食补偿的自价格弹性绝对值相对较小，而肉类、鱼类和奶类等动物性食品相对较大，表明当这些食品价格发生波动时，主食需求量受自身价格影响较小，而动物性食品影响较大，因而稳定动物性食品的价格是保证居民动物性蛋白摄入和提高居民营养水准的前提条件。

3、家庭特征变量对食品消费的影响

在表2中，从苏南农村居民对主食需求的回归结果可以知道，家庭规模 and 不同年龄人口对主食需求量有一定的负面作用，仅是56岁以上人口回归系数在显著性水平为 $\alpha=0.1$ 上通过显著性检验，表明家庭人口和年龄结构对主粮需求的影响不大；而其和肉类、鱼类、奶类和瓜果存在比较显著的负面关系，表现出家庭人口越多对大部分高价格弹性食品需求越小，因而随着农村居民家庭人口的继续缩减，将有利于改善居民食品消费结构。

户主年龄与主食消费存在一定的负向关系，与

肉类、瓜果和奶类存在十分显著的负面关系，而与蛋类、蔬菜和烟酒的正面关系比较明显，说明农村居民家庭户主年龄越大，对奶类等高价格弹性食品需求越小，这可能是由于随着户主年龄的增加，孩子上学、结婚等家庭生活成本逐步增加所致。

户主文化程度也十分显著的影响农村居民家庭的消费结构，其文化水平越高，越偏向于消费奶类、瓜果、鱼类和肉类等食品，可能是因为文化越高，其就业机会和收入越高，也就易于购买高收入弹性食品。

家庭成员的务工性质在很大程度上决定了家庭食品的消费状况，总体上户主和其配偶为专业务农，其倾向于消费低收入弹性食品如主食、蔬菜和蛋类等；然而是否兼业对家庭消费结构的影响在户主和配偶上存在较大的差别，户主兼业对高收入高价格弹性食品的需求存在非常明显的正面作用，但配偶兼业的正面影响则相对较弱，反映出户主就业性质影响其收入从而决定了一个农村家庭的消费结构。

购买食品距离的远近也在一定程度上影响农村居民的消费，主要决定了商品化程度较高的肉类、奶类、烟酒和瓜果等。

三、苏南地区农村居民食品需求的主要结论和

启示

在苏南地区农村居民食品消费中，主食支出弹性和自价格弹性绝对值较小，烟酒、奶类、肉类和鱼类支出弹性和自价格弹性绝对值较大；家庭规模、不同年龄人口、户主年龄、户主和其配偶就业性质、交通便利程度等家庭特征变量对农村居民食品消费的作用比较显著。因而，

(1) 稳定肉类、奶类等动物性食品价格，加强城镇超市、农贸市场等食品消费市场价格监测，避免动物性食品价格剧烈波动。

(2) 增加农村地区教育经费投入，进一步提高农村居民整体教育水平，在加强基础教育的同时注重职业教育和中短期培训。

(3) 加快城乡一体化进程，特别是加强农业产业化和农村工业化的发展速度；鼓励和引导农村劳动力外出务工，支持农民本土兼业，以改变农民单纯依靠农业生存发展的低收入局面。

(4) 进一步加强农村零售业和农贸超市建设，引导城市连锁店和超市等流通企业向农村延伸发展“农家店”，创建方便、放心的新型农村消费环

境。

References (参考文献)

- [1] Deaton, A. & Muellbauer, J. An Almost Ideal Demand System[J]. The American Economic Review, 1980, 70(3): 312-326.
- [2] Moschini, G. Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1995, 77(1): 63-68.
- [3] Pollak, R. A. & Wales, T. J. Demographic Variables in Demand Analysis[J]. Econometrica, 1981, 49(6): 1533-1551.
- [4] Zellner, A. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias[J]. Journal of the American Statistical Association, 1962, 57(298): 348-368.
- [5] LI Guo-xiang. Estimation of Food-Grain Consumption in Outside Eating of Chinese Citizens[J]. China Rural Survey, 2005, (1): 27-33.
李国祥. 我国城镇居民在外用餐中粮食消费量的估计[J]. 中国农村观察, 2005, (1): 27-33.