

收入水平、市场条件对中国农村家庭营养脆弱性的影响

——基于中国健康与营养调查微观数据的实证分析

孙 颖 林万龙 *

内容提要 农户收入水平因市场波动和生产条件的限制而存在不稳定因素。同时，中国农村食物消费市场发育也不完善，而当前中国农村家庭的食物消费却在市场化的进程中变得日益商品化和货币化。因此，在食物价格不断上涨的背景下，需要加强对农村贫困家庭营养脆弱性的关注。本文利用 CHNS（中国健康与营养调查）2006 年和 2009 年的数据，通过 FGLS（广义最小二乘法）模型估计了样本家庭未来营养摄入的事前分布均值和方差。分析认为，家庭收入水平、市场条件等因素是影响农村家庭营养脆弱程度的重要因素。同时本文还在模型分析的基础上测度了中国农村家庭的营养脆弱性，结果表明，营养脆弱性测度可以准确预测三分之二的家庭的未来营养状况。

关键词 营养脆弱性 收入 市场条件 FGLS 模型

一 导言

受国内外经济环境的影响，中国近年来的食物价格一直在波动中呈现不断上涨的趋势。人们传统上认为，农户作为农产品的主要生产者，其食物消费基本都是“自给自足”的，不易受到食物价格上涨的影响。但随着市场化程度的加深和生活水平的提

* 孙颖，中国农业大学经济管理学院和徐州工程学院经济学院，电子邮箱：sunying251@126.com；林万龙（通讯作者），中国农业大学经济管理学院，电子邮箱：linwanlong@vip.163.com。本文得到了国家社会科学基金项目（编号：10BJY059）、江苏省高校哲学社会科学研究指导项目（编号：2014SJD466）、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目（项目编号：2013YJ011）等的基金资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，但文责自负。

高，这一情况正在发生着改变。2011 年中国收入水平最低的 20% 的农户食物消费中的现金消费占比已经接近 70%^①，更遑论收入水平更高的农户了。农村居民食物消费的货币化程度正在逐步加深。同时，农民收入受市场波动和农业自身生产特点的限制，其收入水平也存在不稳定的因素。在收入波动和食物价格上涨的双重作用下，农村贫困居民的食物消费支出负担加重，甚至还可能导致刚刚脱离贫困的家庭重新陷入贫困的境地^②。相对于收入来说，营养是更直接测度贫困的指标（张车伟、蔡昉，2002）。营养脆弱性是衡量脆弱群体福利的一个重要方面。所谓营养脆弱性，一般是指缺乏正常生活需要的食物营养摄入的概率或者是与缺乏营养相关的患病率或死亡率。因此，在食物价格不断高涨的情况下，越来越有必要关注农村家庭，尤其是脆弱家庭的食物消费安全问题。

此外，当前农村食物消费市场的发育程度也是影响农村贫困居民食物消费安全的重要因素。一般来说，距离食物消费市场越近，其购买到所需食物的可能性就越大；而当地食物消费市场的规模越大，其购买到的食物就越可能多样化。因此，本文在分析农村家庭营养脆弱性时，也将考察市场条件对其的影响。

本文的具体内容安排如下：第二部分是有关营养脆弱性的测度及相关影响因素的文献综述；第三部分介绍了营养脆弱性的测度方法，对计量模型所需要的数据及变量进行了描述和说明，估计了家庭食物消费分布，并在此基础上测度了农村家庭营养脆弱性；第四部分为结论。

二 文献综述

脆弱性的概念虽然与贫困相关，但并不完全等同于贫困。经济意义上对脆弱性的定义通常是将其视为一种前瞻性福利损失，它有可能是由于低消费预期引起的，也可能是由于意外的消费冲击带来的，抑或是两者共同造成的（Ligon & Schechter, 2003）。就营养脆弱性而言，营养脆弱性家庭不同于当前营养不良的家庭，它是指未来有可能成为营养不良的家庭，即当前家庭在未来陷入营养不良的概率（Christiaensen & Boisvert, 2000）。

^① 来自《中国住户调查年鉴》（2011）。

^② 据世界银行统计，2007 年到 2008 年间的国际粮价上涨使得世界上 1.05 亿人口处于贫困线以下，而 2010 年到 2011 年间的粮价上涨又使 4860 万人口陷入贫困（World Bank, 2012）。

脆弱性的程度取决于风险的特点和家庭应对风险的能力，穷人或接近贫困的人由于（广义的）资产的限制和应对风险的能力限制趋于脆弱（Alwang, 2000）。脆弱性分为政策诱导的脆弱性和市场诱导的脆弱性，后者可以通过家庭对物品和服务的消费量的变化来度量，脆弱性主要来自于三方面的风险：资产风险、收入风险和福利风险（Dercon & Krishnan, 2000）。与收入和消费最为相关的市场波动因素就是价格。食物价格和收入波动会导致人们的食品消费以及营养摄入量的不确定性。穷人总是与营养不良联系在一起，因此，粮价的波动会增加他们的营养脆弱性（联合国粮食及农业组织, 2008；Monika & Hertel, 2009；Fujii, 2013）。

虽然目前有关脆弱性衡量的文献大都集中于对消费和收入的分析，但一个人的福利不仅仅依赖于收入，还受到其他非货币因素（比如人口数量、健康、教育、制度、环境等）的影响，因此，脆弱性的分析应该包括这些方面。例如，家庭规模和人口政策是影响家庭脆弱性的重要方面。脆弱家庭的平均家庭规模要比那些非脆弱家庭大，极度脆弱的家庭往往有比其他家庭更多的家庭成员，家庭规模的差异会加大家庭间在机会、资产和资源方面的差距和不平等。受到危机冲击时，规模较大的家庭成为贫困家庭的可能性较大（Albert & Ramos, 2010）。教育、土地制度以及税收制度对农村家庭的贫困脆弱性产生影响（Katsushi et al. , 2009）。当风险发生时，由社会和政府提供的一些食物补贴或其他的社会保障制度对减少脆弱性发挥了重要作用（Raghbendra et al. , 2009；徐伟等, 2011）。

从现有的文献可以看出，研究居民脆弱性的重要性得到理论界和政府的一致共识，而且当前也有较为合理的测度方法，这其中既包括价格波动带来的宏观经济影响，也包括对微观家庭消费选择的影响。同时，本文也发现，目前大部分研究营养脆弱性的文献基本都集中于对典型的欠发达国家或贫困人口的分析。鉴于中国与居民营养脆弱性相关的文献较少，本文试图通过对中国农村居民的营养脆弱性进行测度，以期为将来的相关政策干预提供一定的借鉴。

三 中国农村家庭营养脆弱性的测度及影响因素分析

（一）营养脆弱性的测度方法

本文对居民营养脆弱性的测度主要是基于营养贫困（nutritional poverty）的角度，通过测度家庭的每标准人日的能量摄入量来考察家庭的营养脆弱性。具体方法如下：

首先，本文将 Christiaensen & Boisvert (2000) 和 Rajadel (2002) 所建立的从食物消费角度测度贫困脆弱性的方法进行了改进。此方法基于 Shapiro-Wilk 的正态分布检验，采用了人均食物消费呈对数正态分布的假设，然后根据家庭的特征估计出食物消费的事前均值和标准差，进而在此基础上计算贫困脆弱性。该模型以 FGT (Foster, Greer & Thorbecke, 1984) 的贫困衡量方法为基础，给定家庭在 t 时期的贫困脆弱性表示为：

$$V_t^\alpha = \int_0^z (z - c_{t+1})^\alpha f_t(c_{t+1}) dc_{t+1} \quad (1)$$

其中， c_{t+1} 为家庭未来的每标准人日的食物摄入消费热量； z 为给定的营养贫困线 (Nutritional Poverty Line, NPL)，本文以国家设定的每人每日 2400 千卡热量的最低营养需求作为营养贫困线标准； f_t 是家庭未来的每标准人日的食物摄入热量事前概率分布函数。当 $\alpha = 0$ 时， V_t^0 就是 t 期的家庭未来的每标准人日食物摄入热量将会降低至营养贫困线之下的概率。如果家庭的食物热量摄入量低于营养贫困线的概率超过了一个限度 τ 时，本文就认为该家庭是营养脆弱的。此处，本文以当地家庭中每标准人日热量摄入低于 2400 千卡的比率作为 τ 的值。当 $\alpha = 1$ 时， V_t^1 就是测度未来的食物热量摄入水平和营养贫困线之间的差距。确定了 τ 和 z 之后，要想测度营养脆弱性就需要知道家庭事前每标准人日的食物热量摄入的分布。本文通过跨期模型 (inter-temporal) 来测度事前均值和方差。

(二) 数据来源及主要变量描述

本研究主要使用的是中国健康与营养调查 (China Health and Nutrition Survey, CHNS) 2009 年和 2006 年的调查数据。CHNS 数据样本覆盖了东部、西部和中部具有代表性的 9 个省份。调查采用整群多阶段随机抽样的方法，每年大约抽取 4400 个左右的家庭、15000 余个人。调查内容包括家庭收入、家庭成员个人特征、食物消费以及社区消费价格等方面的数据。

根据前面的脆弱性测度方法可知，本文在经验研究中主要估计 $t + 1$ 期家庭食物消费的均值和方差的系数，而主要使用的数据来自于前一期，即 t 期的数据。即我们所用到的因变量为 $t + 1$ 期的营养摄入量，而涉及的各个解释变量均为 t 期的家庭特征、收入以及其他环境因素等。因此，我们需要将 2009 年的调查数据与 2006 年的调查数据进行匹配，除去异常值以及缺失值之外，最终进入计量模型的共为 2693 个样本。本文之后的数据描述和计量分析均以此样本为准。

本文主要使用 2009 年家庭的每标准人日的能量摄入量作为因变量，暂不考虑蛋白质等营养成分的摄入。按照已有的文献研究和实际情况来看，足够的能量摄入是人体最基本的营养需求。只有在保证了最基本的能量摄入的基础之上，人们才会考虑提高食物消费的质量，比如增加蛋白质的摄入量等。因此，对于本章的研究目的而言，我们暂时只将能量摄入作为主要的因变量考虑。CHNS 数据库中已经给出了调查日内家庭用餐的所有人的人日数，并记录了其年龄、性别和体力活动水平。本文在计算家庭三餐食物消费量的基础上，根据《中国食物成分表（2004）》提供的食物代码和食物营养成分组成，将消费量折算为营养摄入量。同时，为了使不同特征的家庭营养水平具有可比性，本文根据不同年龄、性别和体力活动水平将其折算成标准人日数^①，计算家庭的每标准人日的营养摄入量。在具体考察过程中，为了减少异常值的影响，本文舍去了大于 5 个标准差的样本。从表 1 中，我们可以看出，在所有家庭中的每标准人日的能量摄入量均值为 2400 千卡，基本达到了国家建议的营养摄入量水平。但不容忽视的是，在这些样本中，仍然有 1659 个家庭的每标准人日能量摄入量不足 2400 千卡，占所有样本的 61.6%。这说明农村家庭间的营养摄入量并不均衡。

根据前面分析可知，影响家庭食物消费和营养摄入脆弱性的主要因素都与其收入水平、潜在的收入能力以及平滑消费和收入的可能性有关。因此，我们在选择具体的变量时，也基本围绕这几个方面展开。

(1) 影响家庭食物消费的最重要因素就是收入水平。因此，本文选择 2006 年的家庭人均收入作为首要的解释变量。在具体数据处理中，本文同样舍去了大于 5 个标准差的异常值以及少量存在负收入的家庭样本。

(2) 家庭的人力资本也是影响家庭潜在收入能力的重要因素。一是家庭规模和家庭结构。家庭规模主要是指家庭目前所有人口数，家庭结构主要是指家庭中 16 岁以下儿童的比例和 60 岁以上老人的比例。二是家庭成员的平均受教育水平。三是户主的基本信息，其中包括户主的年龄、性别^②。

(3) 本文还考察了影响平滑消费和收入波动的相关因素，即非农收入比重和自给自足能力。这里的非农收入比重是除去种植业、渔业、畜牧业等各类农业生产的收入总和之后，其他所有收入占总收入的比例。受土地等生产条件的限制，农民难以通过

^① 中国营养学会（2000）提供了不同性别、年龄和体力活动水平的居民膳食营养素参考摄入量，张印午等（2011）提供了具体的折算过程。

^② 在具体的计量分析中，我们还参考已有文献，考察了户主年龄的平方项。

农业收入来实现自身收入的持续增加，非农就业就成为农民增加收入的重要途径（张车伟、王德文，2004）。因此，非农收入比重在一定程度上可以代表农户增加收入的能力。对于农户而言，也就意味着其营养摄入能力可能会随着收入的增加而增强；但另一方面，非农收入比重越高也意味着其参与市场的程度越深，对农业生产的自身依赖越弱，其营养摄入更容易受到市场波动的影响。在实际中这两个方面孰轻孰重，并不能简单地做出判断。

(4) 本文还计算了家庭的自给自足能力。我们将家庭在各类农业生产产品中（如种植、畜牧、家禽等）用于自己消费部分的市场价值与家庭农业生产的总收入相比，将该比值作为家庭自给自足能力的代理变量^①。本文认为，自给自足率对于农户的营养摄入而言，代表了两个方面的含义：一是对自身农业生产的依赖性。自给自足率越高，意味着家庭食物消费的灵活性和多元性不足。二是对市场风险的规避程度。自给自足率越高，也意味着家庭在日常食物消费过程中不易受到市场价格波动的影响，可以适当规避由于食物价格波动给家庭食物消费带来的负面影响。

(5) 在考察市场条件方面，本文主要选择两个代理变量。一是自由市场的位置，即“社区距离最近的自由市场有多远”，以此来代表农村居民购买食物的可实现性；二是自由市场的规模，用“在距离最近的自由市场中，商贩摊位有多少家”来衡量，因为摊位越多意味着提供多种食物的可能性就越大。当然，对于农户而言，市场发育状况还有另一个重要的含义，即意味着农户自家农产品变现的可能性的大小。距离市场越近，市场规模越大，农户通过销售农产品获得多途径收入的可能性就越大。

需要指出的是，本文在解释变量中并未涉及有关家庭生产资料等方面的变量，这样做的主要原因是2006年样本中涉及灌溉农机、拖拉机以及相关小型机械等价值的数据有限，样本最多不过400余个，如果再与2009年的样本进行匹配，则样本损失更大。基于此，在选取变量过程中，我们并没有像已有的研究欠发达国家的文献那样，将生产资料纳入分析框架，而是直接使用家庭收入水平作为家庭收入能力的代表。

除了以上几个主要变量以外，本文还分省设置了地区虚拟变量，以控制地区因素。

^① 在具体的处理过程中，由于蔬菜水果的自给消费数据缺失，同时渔业占的比例非常小，因此我们在计算家庭自给自足率的时候，只计算种植业的消费数量和肉类的消费数量。

表 1 变量描述结果

变量(单位)	均值	标准差
2009 年每标准人日能量摄入(千卡)	2401	1681
2006 年家庭人均收入(元)	4364	4196
家庭规模(人)	3. 226	1. 389
0~16 岁儿童占家庭总人口比例(%)	14. 2	18. 1
60 岁以上老人占家庭总人口比例(%)	18. 1	30. 2
户主的年龄(岁)	41. 57	20. 41
家庭成员平均受教育年限(年)	5. 819	2. 637
户主的性别(男性=1,女性=0)	0. 918	0. 275
农产品自给自足率(%)	13. 5	14. 5
非农收入占总收入的比例(%)	41. 4	33. 7
家庭所在地与最近的自由市场的距离(公里)	3. 944	5. 28
最近的自由市场的规模(摊位个数)	114. 9	107
辽宁省(是=1,否=0)	0. 0323	0. 177
黑龙江省(是=1,否=0)	0. 182	0. 386
江苏省(是=1,否=0)	0. 126	0. 332
山东省(是=1,否=0)	0. 0928	0. 29
河南省(是=1,否=0)	0. 143	0. 35
湖南省(是=1,否=0)	0. 1	0. 3
湖北省(是=1,否=0)	0. 0843	0. 278
广西壮族自治区(是=1,否=0)	0. 113	0. 317
贵州省(是=1,否=0)	0. 126	0. 331

资料来源：根据中国健康与营养调查（CHNS）2006 年和 2009 年数据计算得到。

(三) 家庭未来食物消费的事前分布的估计结果分析

1. 计量模型构建

基于前面的脆弱性测度方法的介绍，本文接下来的主要任务是确定 $t+1$ 期营养摄入的事前分布函数。本文主要基于 Shapiro-Wilk 的正态分布检验，采用了每标准人日的食物热量摄入呈对数正态分布的假设，并通过跨期模型（inter-temporal）来测度事前均值和方差。

本文将家庭每标准人日能量摄入 ($CalCg$) 表示为：

$$CalCg = C(N_1, N_2, \dots, N_k, X; \phi, \mu) \quad (2)$$

其中， N_i 表示个人所消费的各种食物量； X 表示家庭特征，包括户主的年龄、教育水平、家庭结构、参加保险情况等； ϕ 是可能影响食物消费的外生变量，如地区、市场化水平等； μ 为不可观察的其他影响因素。家庭最大化效用的约束条件即为家庭的

收入水平 Y 。通过拉格朗日函数，可以得到最大化效用的消费函数 $Q^* = Q^*(Y, \phi, \mu)$ ，将其代入（2）式中即可得到：

$$\text{CalCg}^* = C^*(X, Y, \phi, \mu) \quad (3)$$

（3）式表明家庭的能量摄入量受到收入、家庭特征和一些外生因素的影响。在以上理论的基础上，可以构建计量经济模型：

$$\ln(\text{CalCg}_{i,t+1}) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_X X_t + \alpha_\phi \phi_t + v \quad (4)$$

本文的最终目的是为了得到该计量模型的事前均值和方差，因此，按照 Christiaensen & Boisvert (2000) 的做法，我们构建一个随机的消费函数：

$$\text{CalCg}_{i,t+1} = f(X_{i,t}; \alpha) + h^{1/2}(X_{i,t}; \beta) e_{i,t+1} = f(X_{i,t}; \alpha) + u_i \quad (5)$$

其中， $X_{i,t}$ 表示前面所提到的各个影响因素， $e_{i,t+1}$ 是一个零均值的扰动项，即 $E(e_{i,t+1}) = 0$ ， $E(e_{i,t+1}, e_{k,t+1}) = 0$ ($i \neq k$)，且 $V(e_{i,t+1}) = \sigma_e^2$ 。

事前均值和方差可以通过对（5）式求条件均值和条件方差得到：

$$E(C_{t+1} | X_t) = f(X_t; \alpha), \text{ 且 } \partial E(C_{t+1} | X_t) / \partial X_{j,t} = \partial f(X_t; \alpha) / \partial X_{j,t} \quad (6)$$

$$V(C_{t+1} | X_t) = h(X_t; \beta) \sigma_e^2, \text{ 且 } \partial V(C_{t+1} | X_t) / \partial X_{j,t} = (\partial h(X_t; \beta) / \partial X_{j,t}) \sigma_e^2 \quad (7)$$

为了简化计量过程，假设 $f(X_{i,t}; \alpha)$ 是线性函数，并假设 $h(X_t; \beta)$ 的扰动项分布是异方差的，即：

$$V(u_{i,t+1} | X_{i,t}) = \sigma_i^2 = \sigma_e^2 \exp(X' \in_{i,t} \beta) \quad (8)$$

β 和 α 可以通过广义最小二乘法 (feasible generalized least squares, FGLS) 估计得到。未来食物消费的事前均值和方差可以通过 $\bar{\alpha}$ 和 $\bar{\beta}$ 获得：

$$\overline{\mu_{\text{Inc}_{it+1}}} = \bar{X}_{it} \bar{\alpha} \quad (9)$$

$$\overline{\sigma_{\text{Inc}_{it+1}}^2} = \bar{X}_{it} \bar{\beta} \quad (10)$$

2. 估计结果分析

表 2 给出了 2009 年（即 $t+1$ 期）家庭能量摄入量的条件均值和条件方差的 FGLS 回归的估计结果，主要有以下几个方面的发现：

（1）家庭人均收入水平对家庭能量摄入均值具有正向影响，且在 5% 的水平下显著。这说明，高收入家庭的能量摄入较高，而低收入家庭的营养摄入也相应较低。

但家庭收入对于营养摄入的方差而言，影响并不显著。我们推测造成这一结果的原因可能是与家庭的食物消费模式及其营养结构变化有关。随着收入水平的提高，当基本的能量摄入可以满足需求之后，人们更愿意消费高质量的食物，因此其能量摄入水平变化幅度也是不确定的。当然，这仅仅是本文的一种猜测，需要进一步的证据验证。

(2) 家庭规模对家庭能量摄入的均值有显著的负影响，即家庭规模越大，家庭每标准人日的能量摄入越低。同时，家庭规模与能量摄入的方差呈显著正相关关系，即家庭规模越大，能量摄入量的变动就越大，也就是说规模较大的家庭更易受到风险的冲击。这也与本文之前的预期是一致的，人口越多的家庭，其消费负担越重，一旦受到收入或其他的风险冲击，就很难维持整个家庭的消费水平。

(3) 家庭成员的平均受教育水平与之前的预期也基本一致。教育水平越高的家庭，其能量摄入量越高；而能量摄入的方差变动系数显著为负。这在一定程度上印证了教育水平对于人力资本积累的作用以及对收入水平的影响。个人受教育水平越高，就意味着其接受新技术、从事非农业工作的可能性越大，因此，其收入途径就越多，就越可能增加收入，以应对风险的冲击。

(4) 需要特别注意的是，户主性别这一虚拟变量的系数为 -0.128，且在 5% 的水平下显著。这表明男性户主的家庭比女性户主的家庭能量摄入均值要低。根据已有的文献研究^①和现实观察可知，造成这一结果的主要原因是女性户主要比男性户主更注重家庭的食物消费和营养摄入，她们更愿意将有限的收入用于家庭的基本生活需求方面，尤其是注重满足家庭中儿童和老人的营养需求。相比之下，男性户主则更愿意将收入用于生产或其他方面。相对于女性户主，男性户主对于能量摄入方差的影响虽然为负，但并不显著。在已有的文献中，对此问题并没有一致的结论^②。

(5) 在收入多元化方面，非农收入比例对于家庭的能量摄入均值影响不显著；对于能量摄入方差的影响在 10% 的水平下显著，表明家庭的非农收入比例提高有利

^① Behrman & Deolalikar (1990) 对家庭内部的营养摄入分配问题做了很好的综述。Thomas & Strauss (1992) 认为母亲具有控制权的家庭比父亲拥有控制权的家庭更关注儿童的健康和营养摄入。

^② World Bank (2012) 曾指出一些特定群体，如妇女为户主的家庭、老人、5 岁以下的儿童、失能者等，由于自身社会经济条件所限，更有可能成为脆弱的群体。但 Christiaensen & Boisvert (2000) 却得出了相反的结论，他们认为女性户主的家庭脆弱性较小，原因是她们更容易获得社会救助。

于降低风险对家庭消费的冲击。同时，自给自足率对农户的能量摄入方差的影响也显著为正，也就是说，自给自足率越高的农户实际上更为脆弱。这与我们的现实观察也基本是一致的，即过于依赖农业收入、自给自足率高的农户往往处于较低的收入水平，食物消费相对单一，因而其营养摄入水平相对较低，也更易受到风险的冲击。

(6) 市场条件对于农户能量摄入均值和方差的影响基本符合本文的预期。从结果来看，与最近的自由市场的距离对于农户能量摄入均值的影响为负，而对其方差的影响显著为正。这说明，距离自由市场越远，农户能量摄入均值越低，而面临风险冲击时其营养脆弱性越大。相反，最近的自由市场的规模对于农户的能量摄入均值的影响显著为正，说明附近市场规模越大，农户就越容易获得较好的能量摄入条件。而市场规模越大，对于农户的能量摄入方差影响显著为负。

此外，回归结果中还分析了孩子和老人占家庭总人口的比例对于家庭能量摄入的均值和方差的影响。老人比例较高的家庭，其每标准人日的能量摄入的均值显著较高，且能有效降低能量摄入所面临的风险波动。这可能与农村家庭中大多数 60 岁以上的老人仍然参与一定的生产活动，从而对家庭收入有一定的贡献有关。

表 2 2009 年农户家庭每标准人日能量摄入的条件均值和条件方差的 FGLS 估计结果

	$E(\ln h_{e_{t+1}}/X_t) = X'_t \alpha$		$V(\ln h_{e_{t+1}}/X_t) = X'_t \beta$	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量
家庭收入水平	0.0527 **	2.30	0.0568	1.54
家庭规模	-0.124 ***	-11.15	0.0401 *	1.87
0~16 岁儿童占家庭总人口比例	0.0250	0.25	-0.111	-0.53
60 岁以上老人占家庭总人口比例	0.311 ***	5.00	-0.298 **	-2.17
户主的年龄	0.000258	0.09	-0.00534	-0.83
户主年龄的平方	0.0000108	0.29	0.0000572	0.78
家庭成员平均受教育年限	0.0332 ***	5.30	-0.0611 ***	-4.04
户主为男性	-0.128 **	-2.27	-0.0613	-0.84
非农收入比例	-0.0370	-0.64	-0.165 *	-1.73
自给自足率	-0.393 ***	-3.26	1.068 ***	3.67
与最近的自由市场的距离	-0.0349 *	-1.86	0.183 ***	5.41
最近的自由市场的规模	0.0940 ***	5.77	-0.0525 **	-2.34
辽宁省	0.0248	0.33	0.0379	0.36

续表

	$E(\ln h_{t+1}/X_t) = X'_t \alpha$		$V(\ln h_{t+1}/X_t) = X'_t \beta$	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量
黑龙江省	-0.191 ***	-3.75	-0.114	-1.42
江苏省	0.00189	0.03	0.277 ***	2.65
山东省	-0.224 ***	-3.66	0.248 *	1.88
河南省	-0.0700	-1.17	0.197 **	2.20
湖南省	-0.0512	-0.82	0.217 **	2.24
湖北省	-0.154 **	-2.47	-0.0166	-0.19
广西壮族自治区	-0.283 ***	-4.56	0.332 **	2.57
常数项	7.174 ***	33.84	0.348	1.10
R2	0.1534		0.1062	
F 统计量	24.21		9.07	

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

资料来源：作者根据中国健康与营养调查（CHNS）2006 年和 2009 年数据计算得到。

（四）中国农村家庭营养脆弱的测度结果分析

通过前面计量部分的估计，我们已经知道了家庭未来食物消费的均值和方差，要想通过估计结果得到其具体的概率分布，还必须要假设家庭的未来食物消费符合一定的参数分布，比如正态分布。虽然 J-B（雅克贝拉）正态分布检验的结果表明，对于 2009 年每标准人日能量摄入值的分布，并不能完全拒绝其符合对数正态分布的可能，但是对于大部分家庭而言，基本是呈正态分布的。因此，对于本文的研究而言，对数正态分布符合本文对于大部分家庭，尤其是脆弱家庭的分析需求，因而本文在后面的计算过程中，也按照已有文献的做法，接受事前家庭的食物消费服从对数正态分布的假设。

在假设了家庭未来食物消费呈对数正态分布之后，我们需要进一步解决的问题就是通过估计所得的该分布的均值和方差，计算其概率分布。每个家庭的均值 (μ) 和方差 (σ^2) 都可以利用表 2 中所估计的系数，将各个家庭的实际观察值代入方程得到。在均值 (μ) 和标准差 (σ) 的基础之上，我们就可以计算脆弱性。

根据（1）式可知，除了需要得到未来消费的事前均值 (μ) 和标准差 (σ) 以外，我们还需要设定一个营养贫困线 z 。本文以国家设定的每人每日 2400 千卡热量的最低营养需求作为营养贫困线。那么（1）式实际就是，在假定能量摄入分布符合对

数正态分布 (μ, σ) 的情况下，求出家庭能量摄入低于 2400 千卡的概率，即 $V_0 = F(X < (\ln(2400))) \sim (\mu, \sigma)$ ^①。根据正态分布的累积分布函数计算法则可知， $V_0 = F(7.783224) \sim (\mu, \sigma)$ 。据此我们可以计算出，当 $\alpha=0$ 时，t 期的家庭未来的每标准人日食物摄入热量将会降低至营养贫困线之下的概率 V_0 。

除此以外，我们还需要设定一个限值 τ ，即如果家庭的食物热量摄入量低于营养贫困线的概率超过了限值 τ 时，就认为该家庭是营养脆弱的。此处，本文以模型中所涉及的 2693 个样本中，每标准人日热量摄入低于 2400 千卡的家庭比率作为 τ 的值。据测算，这一比例为 61.6%，即 $\tau=0.616$ 。也就是说，如果一个家庭的 V_0 大于 0.616，就认为该家庭是营养脆弱的^②。

本文通过列联表将计算所得的脆弱性家庭结果与实际低于营养贫困线以下的家庭进行了比较，详见表 3。

表 3 家庭实际能量摄入量与营养脆弱性判断比较

2006 年是否属于营养脆弱性家庭	2009 年实际能量摄入量是否大于 2400 千卡		
	是	否	总和
是	351 (13.69%)	1011 (39.43%)	1362 (53.12%)
否	628 (24.49%)	574 (22.39%)	1202 (46.88%)
总和	979 (38.18%)	1585 (61.82%)	2564 (100%) ^③
$\chi^2 = 189.6140^{***}$			

注：(1) 括号内数字为该类样本数占总样本数的百分比；(2) *** 表示在 1% 的水平上显著。

资料来源：作者根据中国健康与营养调查（CHNS）2006 年和 2009 年数据计算得到。

从表 3 中，我们可以看出，2006 年营养脆弱的家庭在 2009 年实际能量摄入量仍然不足 2400 千卡的一共有 1011 户，占所有样本的 39.43%；2006 年不属于营养脆弱的家庭在 2009 年实际能量摄入量仍超过 2400 千卡的有 628 户，占所有样本的 24.49%。这说明脆弱性的测度与实际营养摄入量之间有较高的一致性，前后一致的样本数达到了总样本数的 63.92%。这也表明本文所进行的脆弱性测度可以准确预测近三分之二的家

① 因为假定能量摄入分布是符合对数正态分布的，因此 z 在取值时也要相应取对数。

② 该限值的设定是相对主观的，有的文献直接以 50% 作为限值标准；有的则以当地的贫困发生率作为限值标准。

③ 计算过程中，由于有 129 个家庭的方差预测值为负数，因此造成样本损失，最终计算样本为 2564 个，而非 2693 个。

庭营养摄入情况。而关注脆弱家庭可以避免他们在未来的消费中陷入营养不良的状况。这也正是本文的研究目的之一。

四 结论

本文利用 CHNS2006 年和 2009 年的数据，通过 FGLS 模型估计了样本家庭未来营养摄入的事前分布均值和方差，并在此基础上测度了中国农村家庭的营养脆弱性。在估计未来营养摄入的事前分布的模型中，本文发现家庭人均收入、教育水平以及非农收入水平等因素对农户营养摄入量及其脆弱性有重要的影响。此外，本文还考察了市场条件对于农户能量摄入的影响。

在计量分析的基础之上，本文还对农户的营养脆弱性进行了测度，并将 2006 年脆弱家庭的划分与 2009 年实际能量摄入量进行了交叉列联表的分析。结果发现，有近四成的营养脆弱农户在未来可能会陷入营养贫困的境地。这些结果说明，当遇到市场价格波动等风险时，不仅要加强对营养不良家庭的干预，也应加强对脆弱群体的重视。要想增强农村家庭的营养摄入、降低其受风险冲击带来的损失、预防农村家庭陷入营养贫困，除了需要增加农户的人均收入、提高教育水平，还应该加强农村市场建设、改善农村市场环境、提高市场化水平，同时也应该为农户提供更多的非农收入途径。

参考文献：

- 国家统计局（2012），《中国住户调查年鉴》（2011），北京：中国统计出版社。
- 联合国粮食及农业组织（2008），《世界粮食不安全状况：高粮价与食品安全》，<http://www.fao.org/docrep/011/i0291c/i0291c00.htm>。
- 徐伟、万广华、章元（2011），《社会网络与贫困脆弱性》，《学海》第 4 期，第 122 - 128 页。
- 张车伟、蔡昉（2002），《中国贫困农村的食物需求与营养弹性》，《经济学（季刊）》第 1 期，第 199 - 216 页。
- 张车伟、王德文（2004），《农民收入问题性质的根本转变》，《中国农村观察》第 1 期，第 2 - 13 页。
- 张印午、曹雅璇、林万龙（2011），《中国城乡居民口粮消费差距估算——基于中国健康

与营养调查数据》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第4期，第50—56页。中国营养学会（2000），《中国居民膳食营养素参考摄入量》，北京：中国轻工业出版社。

Albert, Jose Ramon G. & Andre Philippe Ramos (2010). Trends in Household Vulnerability. *PIDS Discussion Paper Series*, No. 2010 – 01 , Makati City, Philippines.

Alwang, Jeffrey (2000). Vulnerability: A View from Different Disciplines. *The World Bank Social Protection Discussion Paper Series*, No. 0115 , Washington, D. C. .

Behrman, Jere Richard & Anil B. Deolalikar(1990). The Intrahousehold Demand for Nutrients in Rural South India: Individual Estimates, Fixed Effects, and Permanent Income. *The Journal of Human Resources*, XXV(4) ,665 – 696.

Christiaensen, Luc & Richard N. Boisvert (2000). On Measuring Household Food Vulnerability: Case Evidence From Northern Mali. *Working Paper*, 2000 – 05 , Cornell University, USA.

Dercon, Stefan & Pramila Krishnan (2000) . Vulnerability, Seasonality, and Poverty in Ethiopia. *Journal of Development Studies*,36 (6),25 – 35.

Foster, James, Joel Greer & Erik Thorbecke (1984) . A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52(3) ,761 – 766.

Fujii, Tomoki (2013). Impact of Food Inflation on Poverty in the Philippines. *Food Policy*, 39 (C) , 13 – 27.

Katsushi, Imai, Xiaobing Wang& Woojin Kang (2009) . Poverty and Vulnerability in Rural China: Effects of Taxation. *CPRC Working Paper*, September 2009 , No. 156 , Chronic Poverty Research Centre, UK.

Ligon, Ethan & Laura Schechter (2003) . Measuring Vulnerability. *Economic Journal*, 113 (486) ,C95 – C102.

Monika, Verma & Thomas Warren Hertel (2009) . Commodity Price Volatility and Nutrition Vulnerability. *IFPRI Discussion Paper*, No. 00895 , International Food Policy Research Institute.

Raghbendra, Jha, Katsushi S. Imai & Raghav Gaiha (2009) . Poverty, Undernutrition and Vulnerability in Rural India: Public Works Versus Food Subsidy . *CPRC Working Paper*, February 2009 ,No. 135 ,Chronic Poverty Research Centre, UK.

Rajadel, Tania (2002). Vulnerability and Participation to the Non-Agricultural Sector in Rural

Pakistan. Working Paper in Université Paris 1 , TEAM , France.

Thomas , Duncan & John Strauss (1992) . Prices , Infrastructure Household Characteristics and Child Height. *Journal of Development Economics* , 39 , 310 – 332.

World Bank(2012). Food Prices, Nutrition, and the Millennium Development Goals. *Global Monitoring Report* , <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTDECPROSPECTS>.

Impact of Income and Market Condition on the Nutrition Vulnerability of Rural Household in China : Evidence from CHNS

Sun Ying^{1,2} & Lin Wanlong¹

(College of Economics & Management , China Agricultural University¹ ;
Economic School of Xuzhou Institute of Technology²)

Abstract: Because of the limitation of market volatility and production conditions , the farmers' income is not stable. The development of food consumption market in China rural is not perfect , but current food consumption of rural households has become increasingly commoditized and monetization during the process of marketization. Therefore , We need to pay more attention to the nutrition vulnerability of the rural households in the context of rising food prices. In this paper , we used the Feasible Generalized Least Squares model to estimate households' ex ante distributions of future food consumption , using CHNS data. Then we measured the nutrition vulnerability on this basis. The results show that nutrition vulnerability measure can be accurately predicted two-thirds of the households' nutritional status in the future. The household income per capita and market conditions are important determinants of nutrition vulnerability.

Keywords: nutrition vulnerability , income , market condition , FGLS model

JEL Classification: I12 , J17 , R21

(责任编辑：王姣娜)