贫困、营养需求及其弹性

张车伟　蔡昉

工作论文系列十二
Working Paper Series No.12

2001 年 9 月

贫困、营养需求及其弹性

张车伟* 蔡昉

提要：运用来自中国贫困地区的数据，本文研究了收入与营养需求之间的关系。考虑到不同估计方法及估计技术的影响，中国贫困农村的营养需求弹性大约为0.20。同时，营养需求和收入之间不是一种简单的“线性”关系：在收入较低的情况下，营养需求弹性较高，随着收入的增加，营养需求弹性越来越小。本文的研究结果表明，贫困可以通过经济增长而缓解，但经济增长并不能保证营养的改善，一定程度的营养干预对于从根本上打破“贫困恶性循环”是必要的。

关键词：营养、消费、弹性

一、扶贫与营养需求

中国政府的反贫困实践表明，经济增长确实是消除贫困的一种有效手段。但必须看到的是，改革初期经济的快速增长与当时贫困发生的特征密切相关。在改革开始时，虽然从收入的角度来看中国的贫困和其他发展中国家没有什么区别，但从其他方面如教育、营养和健康来看，改革开始时中国拥有非常有利的人力资本积累。由于当时的贫困更多地体现为物质的贫困，而不是人的能力缺乏，仅以收入指标度量，贫困实际状况就被高估了。而且，这种贫困也并不具备一般意义上贫困的特征。当经济增长使大部分贫困人口脱贫之后，剩下的贫困则是一种真正的贫困，不仅表现为收入低，而且更直接地表现为营养、健康和教育等的缺乏，消除贫困则变得相当困难。这就是为什么许多贫困的发展中国家无法实现经济增长并进而消除贫困的根本原因，当然也是中国旨在促进经济增长的反贫困战略后来越来越难以发挥作用的原因。

贫困的测度往往是以收入（或消费）为标准，同时应该被换算为更能体现福利被剥夺状态的指标，如营养状况。事实上，划分绝对贫困的标准就是要界定出一个收入（消费）水平，使得超过这一水平能购买到最低水准的营养和其他维持生存的必需品。因此，相对于收入来说，营养是更直接度量贫困的指标。一个随之而来的问题是，收入的增加是否必然带来营养的改善？这是一个看似

* 作者感谢中国社会科学院基础研究项目对本研究的资助，感谢福特基金会为作者提供的在美国访问研究的机会。正是在美国一年的访问研究中，作者完成了本研究的大部分工作。作者还分别感谢密西根大学的 Albert Park 博士和中国科学院农业政策研究中心的张林秀博士允许使用他们各自的调查数据，感谢中国营养预防科学院王玉英先生提供的帮助。

简单，但意义重大的问题，因为它关系到反贫困的战略选择。如果收入提高能够带来营养的改善，经济增长或者说增加收入无疑是消除贫困的良方；反之，通过经济发展来缓解贫困的策略就应该被重新审视。

通过经济增长消除贫困的传统战略依赖于以下假定：收入的提高会自动改善营养状况，即营养需求相对于收入是有弹性的。鉴于营养需求与收入之间的关系是如此重要，二者之间的关系很早即为经济学家所关注。但当时并没有注意到食品弹性可能与营养弹性不同。舒尔茨（1987，第 11 页）早在 1964 年就指出，在低收入的情况下，收入增加会带来食物需求增加这个判断是无需讨论的。如果食物需求和营养需求是完全对应的，食物需求增加就会带来营养需求增加。相应地，食物需求具有弹性就意味着营养需求也具有弹性。但是，食物需求和营养需求并不必然是一回事。如果存在着食物品种和类别之间的替代关系，食物需求即使会随收入而增加，但营养需求未必如此。因此，虽然食物需求在低收入情况下具有弹性早已证实，但营养需求是否有弹性仍然是一个有待回答的问题。

1980 年代末期之前的研究都表明，营养需求确实具有弹性（Strauss，1984；Behrman et al.，1987；Sahn，1988；Bouis et al.，1984；Deaton et al.，1992）。如果这一结论能够经受着实践的检验并被证明是正确的，那么，饥饿和营养不良最终都可以通过经济发展而被消除的传统观点，就具有了非常坚实的微观分析基础。但最近的研究则更多地表明，营养需求弹性远没有过去所认为的那样高，甚至有些研究（Behrman, et al.，1988）表明，营养需求的弹性实际上接近于零。这样的结果对发展经济学传统观点构成巨大的挑战，因为如果这些结论是正确的，则传统观点就应以修正。

综合近 20 年来对营养需求弹性的各种估计可以发现，关于营养需求弹性的估计存在着巨大的差异，从接近为零到接近为 1（Strauss et al.，1995）。对营养需求弹性的估计存在如此大的差别，与研究者所使用的不同估计方法有关（Behrman et al.，1988）：得出较高营养需求弹性的估计大多都使用间接的方法，即通过估计食物需求方程而间接得到营养需求的弹性；而得出较低营养需求弹性的估计则更多地使用直接的估计方法，即通过估计营养需求方程而直接得到营养需求的弹性（Bouis et al.，1992）。由食物需求方程间接估计营养需求弹性要先计算不同食物类别的需求弹性，然后再根据标准食物营养构成表把分类的食物需求弹性转化为营养需求弹性。在这样做的时候，往往假定一类食物内部的价格弹性为零，即不存在食物品种之间的替换，所以，一旦这个假定不正确，最终计算出来的弹性就会产生“偏斜”。从理论上来说，价格弹性并不一定总为正值，而当价格弹性为负值时，由食物需求方程计算的总营养需求弹性则会低估真值（Subramanian et al.，1996）。一般来说，随着收入的增加，人们往往倾向于选择质量更好的食物，在这种情况下，价格弹性就是正值，这就是为什么基于食物需求方程计算出的营养需求弹性总是偏高的原因。

即使在每类食物中不存在品种之间的替代，但仍然有可能存在着食物类别

之间的替代。即随着收入的增加，消费者会从主要消费此类食物转向主要消费另一类食物。如果确实如此，总食物需求弹性和总营养需求弹性之间就会产生较大的差别。当一类食物的支出份额大于其提供的营养份额时，其食物需求弹性就会大于营养需求弹性。此外，营养需求弹性的估计还会因所用的具体估计技术而产生较大的差异（Bouis et al.，1992）。总之，有关营养需求弹性估计的差异在很大程度上可能是由方法上的差异所致。一般认为，营养需求弹性既没有早期研究估计的那样高，但也并不是完全缺乏弹性，弹性的真值区间可能在 0.1 至 0.3 之间。而且，营养需求本身完全有可能因不同地区而存在差异。

虽然国际上对发展中国家收入和营养之间的关系进行了大量研究，但基于中国贫困地区的研究却少见。到目前为止只见到 Xiao 和 Taylor（1995）在中国北方较富裕农村做的研究。由于其使用的数据仅包括河北省一个县的几个村子，结果具有很大的局限性。在中国的贫困地区，营养需求究竟是否具有弹性呢？本文将对这一问题进行回答。

二、数据来源和概况描述

本研究使用的数据主要包括三个来源。最基本的数据来自 1997 年底在 6 个国定贫困县（甘肃通渭、陕西商洛、河南虞城、江西兴国、贵州威宁、四川渠县）所做“中国贫困地区信贷和贫困调查”。调查的抽样方法和国家统计局农村抽样调查队（农调队）的“农村住户调查”完全相同，均采用分层随机抽样的方法，即首先确定要调查的县和村子，再根据随机抽样的原则确定具体的调查户。结果共选中了 6 个贫困县 43 个村的 460 个农户为样本。由于这些住户全部落入农调队的样本中，“农村住户调查”就成了第二个数据来源。本研究中使用的有关营养方面的指标，就主要依据该调查数据计算。数据的第三个来源是对这 446 个样本户进行的补充调查。三项调查数据接在一起，就形成了一个包含较全面信息的资料库，为控制更多因素的影响和采用适当的方法研究收入与营养之间的关系，提供了有利的条件。

这些贫困农村的人均收入水平很低，平均只有 1892 元，收入的大部分仍不得不用在食物的花费上。其中，20％最低收入农户用于食物的支出占总消费支出的比例高达 70％以上。即使是 20％最高收入农户也要把近 60％的支出用于食物消费（参见表 1）。

表 1　收入、消费、恩格尔系数和营养价格（1997 年）

人均消费水平分组	人均收入（元/年）	人均总消费支出（元/年）	人均食物支出（元/年）	恩格尔系数（%）	热能价格（元/千卡）	蛋白质价格（元/100克）	脂肪价格（元/100克）
最低 1/5 组	1682	483	344	71.28	0.67	2.16	4.85
次低 1/5 组	1782	749	520	69.50	0.90	2.93	6.33
三低 1/5 组	1601	997	683	68.55	0.94	3.20	5.28
四低 1/5 组	2135	1303	873	67.48	1.11	3.76	5.83
最高 1/5 组	2260	2082	1229	60.71	1.32	4.57	6.63
平均	1892	1121	729	67.51	0.98	3.32	5.78

为了观察收入（以总消费代替）与食物消费之间的关系，作者估计了这些贫困地区的恩格尔曲线（图 1）。图中的点为恩格尔系数的实际数值，直线代表恩格尔系数对人均总消费支出回归后的拟合值。从该图可以看出，这些贫困地区的收入分布更多地集中在低收入一端，呈现出一种向左偏斜的正态分布，而且在低收入的农户中，恩格尔系数最高接近 1。即使食物支出如此高，仍有许多农户无法得到充足的营养。20%收入最低户平均缺乏 30%左右的热能供给，而 20%收入最高农户也有一定程度的营养不足，大约缺乏 8%左右的热能供给（参见表 2）。恩格尔曲线向下倾斜意味着农户用于食物消费的比例随收入增加而降低。但这是否同时意味着食物支出的绝对额也会随收入增加而下降呢？同时，食物需求相对于收入呈现什么的变化趋势，农户的营养状况又是如何对食物消费的变化做出反应，食物需求的增加是否意味着营养状况的改善呢？本文以下部分将对这些问题作出回答。

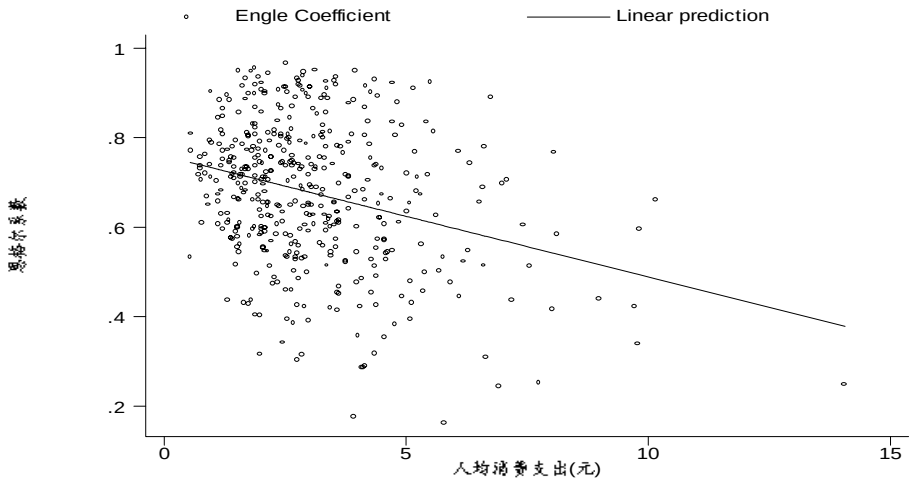

图 1　贫困农村调查的恩格尔曲线

表 2　人均消费水平与营养状况（1997 年）

人均消费水平分组	人均营养素占有量			营养不足程度（%）
	热能	蛋白质（克）	脂肪（克）	$((r_i-k_i)/r_i)$ **
最低 1/5 组	1607.37	49.76	26.46	30.12
次低 1/5 组	1948.52	58.69	31.45	23.52
三低 1/5 组	2377.19	69.41	47.07	11.53
四低 1/5 组	2628.78	79.40	52.63	11.13
最高 1/5 组	2780.90	84.99	58.53	7.98
平均	2267.07	68.41	43.19	16.89

注：（1）由于家庭人口年龄和性别构成以及体质等方面的影响，根据家庭食物消费计算出的人均营养量指标很难准确地反映家庭的真实营养水平。为了消除上述方面的影响，作者根据 FAO/WHO 提供的不同年龄和性别营养需求标准，以及在中国所进行的实际营养调查数据，选取日 2200 卡的热能需求为基准，分别把家庭中不同年龄、性别和体重的人换算为“标准人”，然后，计算出家庭“标准人”的日均营养拥有量。经过比较，作者发现选取实际营养调查数据进行的调整似乎更能反映家庭的真实营养状态，故这里使用的营养素指标均为运用实际营养调查数据调整后得到的指标。（2）**公式中 r_I 等于 2200 卡，k_I 为人均营养量。

三、模型及其估计结果

从食物需求方程间接估计营养需求收入弹性的方法，在把食物支出弹性“集合”为营养支出弹性时，假定各类食物的价格弹性为零，即忽略消费者在同一大类食物内进行种类转换（如从消费便宜的“面粉”转向消费较贵的“面条”）的影响，其结果常常造成对营养需求弹性的高估。有人把在同一类食物内不同食物品种间的转换所造成的营养价格的变化称之为营养价格的“内生性”（Behrman et al.，1987）。营养需求弹性的另外一种估计方法是直接把从食物消费资料中计算出来的营养指标与总收入或食物支出进行回归，进而直接得出营养需求的总支出弹性。这种方法虽然避免了上面提到的因同一类食物内品种转换引起的营养价格 “内生性”问题，但因无法得到食物消费模式方面的信息而使其结果的政策涵义不甚明了。

考虑到间接估计方法难以克服营养价格“内生性”问题的影响，作者将主要通过直接方法来估计营养需求弹性。但鉴于这种直接估计很难了解食物消费模式的变化，而这方面的信息对于了解营养需求弹性的性质又至关重要，作者将对这方法作一些改进，即通过构造营养需求的结构关系而求得营养需求弹性。同时，作者还将把这样得到的结果与直接估计结果加以对比，以便能够更加清楚地了解贫困地区收入、食物消费与营养需求之间的真实关系。

收入和营养之间被假定存在这样一种结构关系：即家庭收入被用于不同的消费领域，食物消费是其中之一。这样，家庭用于食物上的支出就依赖于其总

的消费水平；同时，家庭营养的摄入水平又依赖于食物支出和其他与消费行为或模式相关的因素，如家庭成员的文化程度以及家庭人口特征等。这样，营养需求可以被表示为以下函数关系：

$$N = F(E_f, Z) \qquad (1)$$

$$E_f = \Phi(X) \qquad (2)$$

$$N = F(\Phi(X), Z) \qquad (3)$$

在上面的公式中，N 代表营养指标，如热能的人均拥有量，E_f 代表食物支出，X 为总消费支出，Z 为影响营养需求的控制变量，如人口、年龄和性别等家庭特征变量以及食物价格等。对（4-3）式两边求导并同时乘以 $\frac{X}{N}$，则得到：

$$\frac{\partial N}{\partial X}\cdot\frac{X}{N} = \frac{\partial F(\bullet)}{\partial \Phi(X)}\cdot\frac{E_f}{N}\cdot\frac{\partial \Phi(X)}{\partial X}\cdot\frac{X}{E_f} \qquad (4)$$

（4-4）式的左端即为营养相对于总消费支出（或收入）的需求弹性，右端是食物需求相对于总消费支出弹性与营养需求相对于食物支出弹性的乘积。因此，（4-4）式可以被简化为：

$$\varepsilon_{cx} = \eta_{F,X}\cdot\eta_{c,F} \qquad (5)$$

式中，ε_{cx} 代表营养的总需求弹性，$\eta_{F,X}$ 代表食物的需求弹性，$\eta_{c,F}$ 代表营养需求相对于食物支出的弹性。这样，总的营养需求弹性就被分解成了食物需求弹性和营养需求相对于食物支出的弹性两部分。不难看出，$\eta_{F,X}$ 体现的是收入变化如何引起食物消费需求的变化（即恩格尔曲线的变动），而 $\eta_{c,F}$ 捕捉的则是食物支出变化如何引起营养需求的变化。如果存在着消费模式的变化而且这种变化对营养需求有影响，其影响就会通过 $\eta_{F,X}$ 体现出来。如果食物支出的增加更多地被用来消费食物的口感、风味、质量而不是数量时，$\eta_{c,F}$ 就会很小，这样即使食物的需求弹性 $\eta_{F,X}$ 很大，但总营养需求相对于总消费支出的弹性仍然会很小。也就是说，随着收入的增加，即使家庭把越来越多的钱用于食物的消费上，其营养状况并不会得到多少改善。

一般来说，食物需求弹性可以通过估计下列模型得到：

$$LnE_F = \beta_0 + \beta_1 LnX + \beta_2 (LnX)^2 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i Z_i + \sum_{j=1}^{m} \lambda_j C_j + \mu \qquad (6)$$

在（4-6）中，E_F 为食物支出，X 为总消费支出，Z_j 为家庭特征方面的控制变量，包括家庭人口、年龄和性别等，C_j 为反映市场价格变化的控制变量如各类食物的价格指数以及地区虚拟变量，μ 为误差项。

类似地，营养需求（N）相对于食物支出的弹性可以通过下式得到：

$$LnN = \alpha_0 + \alpha_1 LnE_F + \alpha_2 (LnE_F)^2 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i Z_i + \varepsilon \qquad (7)$$

当然，把食物需求方程和营养需求方程合并在一起，就可以得到营养需求模型的约简形式，通过这一形式营养需求的总支出弹性便可以被直接计算出来。

一般地，（4-8）也是文献中采用直接方法计算营养需求弹性时常用的模型。但应用时由于担心农户水平上价格变量可能具有的“内生性”问题，而常常不包括价格变量。由于价格显然是影响需求的重要因素，不包括价格的估计无疑会使结果在某种程度上偏离“真值”。

$$LnN = \beta_0 + \beta_1 LnX + \beta_2 (LnX)^2 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i Z_i + \sum_{j=1}^{m} \lambda_j C_j + \mu \qquad (8)$$

为了在一定程度上消除价格因素的影响，同时又考虑到农户水平上价格可能具有的“内生性”，作者在估计营养弹性时将选取村级水平上各类食物价格（加权）指数（如粮食、肉类、蔬菜、蛋和奶制品等的价格指数）来控制市场因素对营养需求的影响，而不是直接使用农户水平或村级水平上每种食物（如小麦、大米等）的单位价格。因为价格指数主要反映的是当地市场的总体价格水平，而不是某种物品的具体价格，从而，家庭特征及其消费倾向对价格的影响基本被消除，因而这样的价格在此方程中不应该存在“内生性”问题。

同时，在估计营养需求弹性时，其他研究常常因资料的限制，许多家庭特征变量的影响无法得到控制。而控制这些因素的影响对于得到较为准确的估计也是至关重要的。例如，在人均消费支出一定的情况下，人口规模和结构显然对能否得到足够的营养具有重要影响。一个未成年人口比例大的家庭，人均营养消费会高于成年人口比例大的家庭，但并不意味着营养状况不好。即使考虑到年龄、性别结构的影响而把人口调整为“标准成年人口”，家庭人口规模仍然影响到营养消费的状况。按理说，一个“标准成年人口”大一倍的家庭应该多消费一倍的资源，但考虑到家庭“公共产品”的影响以及家庭食物消费中的“规模经济”效应，要得到同样的营养需求，人口多一倍的家庭不一定要消耗多一倍的资源。因此，在消费支出一定的情况下，由于大家庭人口规模会压低人均营养消费水平，在估计营养需求弹性时如果不控制家庭规模，将会高估真值。

家庭的其他变量也会影响到营养需求。不同教育水平的家庭可能具有不同

消费习惯和营养知识，因此，教育水平可能影响人们选择消费何种食物，并进而影响到食物消费模式的转变。然而，要判定教育变量影响的方向则是非常困难的，它可以对总的营养需求产生正的影响（如在收入水平低 的情况下），也可以产生负的影响（如在收入水平高的情况下）。另一个应该控制的家庭特征变量是家庭成员的体重（或者说体质状况）。但在许多研究中，体重状况都是没有被观测到的因素，影响到营养需求弹性的准确性。虽然体重和能量消费之间的关系并不一定如 Bouis（1995）所说的那样简单[1]，能够控制体重方面的影响总是好的。

从消费与营养的关系来看，估计模型所采用的方程形式也是非常重要的。一般认为，随着收入或消费支出的增加，家庭会转向消费价格更高的食物，而这些食物并不必然意味着营养价值更高。因此，从直观上来说，低收入家庭的营养摄取和收入之间会呈现出正的相关关系。但随着收入的增加营养摄取的收入弹性将会下降，并有可能变为零，甚至在收入水平足够高的情况下出现负弹性。这就意味着营养和收入之间的关系不是线性的，而是一种非线性的关系。事实上，许多已有的研究都印证了二者之间关系的“凸性”特征（例如 Xiao et al., 1995; Timmer et al., 1979; Pitt et al., 1983; Behrman et al., 1984; Sahn et al., 1988; Ravallion, 1990）。这种非线性关系意味着，即使估计的总营养需求收入弹性较低，而最低收入家庭的营养需求弹性仍可能较高，所以，Ravallion （1990）认为，在估计营养弹性时，考虑到收入分配的影响也是非常重要的。为了度量营养弹性和收入之间的这种非线性关系，作者在模型中放入支出变量的平方项以探测这种关系的存在。

表 3 总结了应用不同方法对食物需求和营养需求模型的估计结果。模型 1 估计了食物支出和总消费支出之间的关系。模型 2 估计了营养需求如何随食物支出而变化的情况。综合模型 1 和模型 2 的结果，按照前面的公式（4-5），就可以推算出营养需求如何随总消费支出而变化的情况。为了对比，模型 3 还估计了营养需求方程的约简形式，即总消费支出直接与营养变量进行回归。模型 4 则估计了营养价格和总消费支出之间的关系。

[1] 如 Leibel 等（1995）的实验研究表明，当体重超过“正常”值时，新陈代谢率也会加快，从而抵消掉营养摄取增加的作用而不会使体重增加。

表 3　食物需求与营养需求估计结果

模型	1 食物需求	2 营养需求食物支出		3 营养需求总支出		4 营养价格
自变量	（1）人均食物支出对数（OLS）	（2）人均热能占有量对数（OLS）	（3）人均热能占有量对数（2SLS）	（4）人均热能占有量对数（OLS）	（5）人均热能占有量对数（2SLS）	（6）热能价格对数（OLS）
人均总支出对数	0.642	---	---	0.241	1.3	0.534
	（0.053）	---	---	（0.075）	（0.33）	（0.079）
人均总支出对数平方	-0.00938	---	---	-0.0903	-0.552	0.00921
	（0.02328）	---	---	（0.0343）	（0.143）	（0.03729）
人均食物支出对数	---	0.38	1.14	---	---	---
	---	（0.061）	（0.31）	---	---	---
人均食物支出对数平方	---	-0.136	-0.793	---	---	---
	---	（0.036）	（0.281）	---	---	---
家庭平均受教育年（年）	-0.00375	0.0105	0.0125	0.00765	0.0149	0.00185
	（0.00433）	（0.0084）	（0.0099）	（0.00795）	（0.0095）	（0.00714）
家庭平均体重（公斤）	-0.00462	-0.0139	-0.0115	-0.0144	-0.0129	-0.00205
	（0.00178）	（0.0028）	（0.0038）	（0.0029）	（0.0034）	（0.00259）
家庭非农劳动参与率	-0.0167	-0.158	-0.26	-0.103	-0.185	-0.118
	（0.0541）	（0.104）	（0.135）	（0.103）	（0.12）	（0.088）
家庭人口	-0.0887	-0.0039	0.00148	-0.0422	0.000347	0.00281
	（0.009）	（0.01606）	（0.03786）	（0.0153）	（0.021473）	（0.01319）
家庭年龄、性别变量	（略）	（略）	（略）	（略）	（略）	（略）
是否包括各类食物价格指数	是	否	否	是	否	是
是否包括县虚拟变量	是	是	是	是	是	是
R^2	0.872	0.49	--	0.522	--	0.594
观测值数量	441	441	441	441	441	441

注：（a）家庭年龄性别变量包括：分性别 3 岁以下人口比例，3-6 岁人口比例，6-9 岁人口比例，9-16 岁人口比例，16-60 岁人口比例，60 岁以上人口比例等共 12 个变量；（b）在方程（3）和（5）中，食物支出和总消费支出分别被作为“内生性”变量对待，使用的工具变量包括家庭用于非食物方面的消费如衣着、住房、耐用消费品、医疗和健康、文教和娱乐等方面的消费支出，以及住房的价值、非劳动收入以及各类食物价格指数等。（c）括号中为校正过异方差影响的强力标准差（Robust Standard Error）。

考虑到总消费支出和食物支出变量可能具有的“内生性”以及可能的测量误差的影响，方程（3）和方程（5）分别把模型中的食物支出和总消费支出变量看作“内生性”变量，采用 2SLS 方法进行了估计。如前所述，如果解释变量具有“内生性”，那么，OLS 的估计结果就会是“有偏的”和“不一致的”。同时，在解释变量存在严重测量误差的情况下，OLS 估计结果也是有偏的（会偏向零）。使用 2SLS 估计时，使用的工具变量包括家庭用于非食物方面的消费支出，如用于衣着、住房、耐用消费品、医疗和健康、文教和娱乐等方面的消费支出，住房的价值、非劳动收入以及各类食物价格指数等。

四、计量结果及其政策含义

从表 3 看，无论估计方法如何，这些贫困地区营养需求的支出弹性并不高，平均弹性大约在 0.2 左右。同时营养需求无论相对于食物支出还是相对于总消费支出来说，都呈现出一种非线性关系，即随着消费水平的提高，营养需求首先呈增加趋势，达到最高点之后，消费水平的增加将不再引起营养需求的增加（这反映在模型 2 和模型 3 的平方项在统计上都很显著）。另一方面，食物支出和营养价格相对于总消费支出的弹性却较高，而且呈现出一种对数的线性关系，即随着消费水平的增加，食物支出和支付的营养价格都以一个相对固定的比例增加（这可以体现在模型 1 和模型 4 的平方项在统计上都不显著）。

从模型 1 可以看出，食物支出非常具有弹性，平均弹性高达 0.62。也就是说，总消费支出每增加 1%，食物支出要增加 0.6%。虽然随着消费水平的增加，食物支出的增加速度有所下降，但幅度有限：在整个样本区间只从 0.65 下降到 0.59。这意味着，对于样本内的所有农户来说，食物消费在其总的消费支出中仍占有重要地位，满足对食物的需求仍然是这些家庭的优先考虑。事实上，如此高的食物支出弹性，从一个侧面印证了这些地区确实是中国农村的“贫困地区”。

在模型 2 中，两种估计方法（OLS 和 2SLS）都揭示出营养需求与食物支出之间的非线性关系。具体来说，OLS 估计的平均弹性为 0.23，小于 2SLS 估计的平均弹性 0.26。不过，2SLS 估计值的波动范围要高得多，其估计弹性的波动区间从-2.33 到 3.12，而 OLS 估计弹性的波动区间为-0.22 到 0.77。从边际影响为零的转折点来看，2SLS 估计值为日平均食物支出 2.06 元，OLS 估计值为 4.01 元（人均食物支出的样本均值为 2.01 元）。2SLS 结果意味着有近 37％的家庭营养需求的食物支出弹性为零或负数，而 OLS 结果预测的这种家庭只有 6.1％。

结合模型 1 估计的食物支出相对于总消费支出的弹性，可以利用（4-5）式计算出营养需求相对于总消费支出的弹性。OLS 得出的平均弹性为 0.14，2SLS 计算的平均弹性为 0.17。从模型的效率来看，OLS 估计值好于 2SLS，有比较小的标准差。这意味着，根据 2SLS 估计结果计算的弹性值的置信区间比基于 OLS 结果的置信区间更宽。但是，对食物支出变量进行 Hausman“内生性”检验发现，其 T 值为 2.5，意味着在 95％显著水平拒绝了食物支出变量“外生性”的

零假设。因此，在模型中把食物支出变量作为“内生性”变量对待是适当的，虽然这导致了更大的不确定性。

在模型 3 中，根据 OLS 估计结果计算的营养需求相对于总支出的弹性平均值为 0.06，在-0.23 到 0.35 之间波动；而根据 2SLS 估计结果计算的弹性平均值为 0.22，在-1.57 与 1.98 之间波动。从弹性等于零时的人均总支出水平看，OLS 估计的转折点为人均日总消费支出 3.79 元，2SLS 估计为 3.26 元，结果相差不大。考虑到人均总消费支出的样本均值为 3.08 元/天，OLS 和 2SLS 估计值分别意味着有 25％的家庭（110 户）和 35％的家庭（155 户），其营养需求的总支出弹性小于或等于零。对于这些家庭，总消费支出增加后，营养需求不再提高，甚至还会下降。

从模型 4 看，随着人均消费水平提高，营养的价格（每卡热能的价值）呈现一种单调增加，但增加的速度呈下降趋势。根据估计结果计算的营养价格平均弹性为 0.55，即人均收入每增加 1％，消费者支付的每卡热能价格提高 0.55％弹性系数非常高。由此可以清楚看出，随着消费水平提高，这些地方的农户有转向消费价格更高食物的趋势。

从基于“二阶段估计”和“直接估计”所计算的营养需求的总支出弹性来看，2SLS 的估计得出了较为一致的结论，而 OLS 估计的两种结果差异较大。使用 2SLS 方法的“二阶段估计”和“直接估计”得到的营养需求平均弹性分别为 0.17 和 0.22；而使用 OLS 方法的“二阶段估计”和“直接估计”得出的弹性分别为 0.14 和 0.06。作者虽然对营养指标进行了调整，进而部分地校正了营养变量测量误差的影响，但对消费支出变量的测量误差却无能为力。如果消费支出变量确实存在测量误差，且这种误差不是一种系统误差，则 OLS 结果向“零”的方向“偏斜”。因此，2SLS 的估计方法更为接近“真值”，尽管 2SLS 估计的弹性有较大的变化区间。在这些贫困的农村，由于收入分配不均等，营养问题对每一个人并不具有相同的含义，营养问题更多地体现为“穷人中的穷人”的问题。也就是说，“穷人中的穷人”需求的是食物的“数量”，而“穷人中的富人”需求的是食物的“质量”，如食物的口感和风味等。为了更清楚地观察食物和营养需求随消费水平变化的型式，基于表 3 的估计结果，表 4 按消费水平分布状况总结了不同方法得到的各种弹性。

表 4　食物需求弹性与营养需求弹性

人均消费水平分组	食物支出弹性 $\eta_{F,X}$	营养需求的食物支出弹性 $\eta_{c,F}$		营养需求的总支出弹性（二 阶段估计） ε_{cx}		营养需求的总支出弹性（直接估计） ε_{cx}		营养价格的总支出弹性
	（1）OLS	（2）OLS	（3）2SLS	（4）（1）×（2）	（5）（1）×（3）	（6）OLS	（7）2SLS	（8）OLS
最低 1/5	0.64	0.41	1.34	0.26	0.85	0.20	1.03	0.54
次低 1/5	0.63	0.28	0.59	0.18	0.37	0.11	0.51	0.55
中等 1/5	0.62	0.22	0.20	0.14	0.13	0.07	0.23	0.55
次高 1/5	0.62	0.17	-0.10	0.10	-0.06	0.02	-0.08	0.56
最高 1/5	0.61	0.05	-0.76	0.03	-0.46	-0.07	-0.62	0.57
平均	0.62	0.23	0.26	0.14	0.17	0.06	0.22	0.55

注：所计算的各弹性均为各观测值弹性的平均值。

从表 4 可以看出，在作者所研究的这些贫困地区，食物支出相对于总消费支出来说，相当具有弹性，且在高消费组和低消费组之间差异不大，在 0.61 与 0.64 之间。这说明，在这些贫困农村并不存在真正的“富裕户”，几乎对所有的家庭来说，食物消费仍然是其最重要的消费。但是，从营养的需求来看，那些“穷人中的穷人”和“穷人中的富人”确实存在着不同的型式。以 2SLS 估计结果为例，在最低 1/5 消费水平组中，营养需求相对于食物支出的弹性高达 1.34；而随着消费水平提高，营养需求的弹性下降很快，到最高消费水平组，增加食物支出已不再增加，甚至还减少营养数量（表现为负弹性）。营养需求相对于总消费支出的变化是同样。在最低 1/5 消费组中，总消费支出每增加 1％导致 1.03％的热能摄入量增加，而在最高 1/5 消费组则导致 0.62％的热能摄入量降低。

既然食物消费非常具有弹性，总消费水平提高导致食物支出的增加到哪里去了呢？这可以从营养价格弹性的变化推知一二。营养价格的平均弹性为 0.55，即总消费支出每增加 1％，所支付的每卡热能的价格要上升 0.55％，而且，价格弹性还随消费水平的增加而增加。不过，最低消费水平组和高消费水平的差异并不大，最低 1/5 消费水平组的营养价格弹性为 0.54，而最高 1/5 消费水平组为 0.57。这表明，在这些贫困农村，无论是相对贫困的家庭还是相对富裕的家庭，在消费水平提高的情况下都具有转变其食物消费类型的倾向。食物支出增加的相当一部分被用在消费食物的品质、口感和风味上面。在这里，价格意味着质量，较高的热能价格意味着热能的来源发生了变化。因此，随着总消费水平的增加，这些地方的家庭可能会从较多消费原粮转变为较多消费粮食制成品（同

一类食物不同品种间的置换），或者从较多消费谷物向较多消费肉蛋转变（不同食物类别之间的置换）。由于食物支出增加的一部分不是被用来增加“营养的数量”，而是被用来消费“营养的质量”，所以在食物类型发生转变的情况下，食物支出弹性就不可能等于营养支出弹性，

概而言之，在作者研究的农村贫困地区，营养需求弹性并不高，营养需求与收入之间也不具有简单的线性关系。在那些最穷的家庭中，营养需求具有一定的弹性，收入的增加会在一定程度上改善其营养状况；而在相对“富裕”的家庭，营养需求则相对缺乏弹性，收入的增加并不必然导致营养的改善。贫困地区食物消费类型转变是一个值得重视的问题，因为总体来说，贫困地区的家庭都不“富裕”，总体的营养摄入水平并不高。食物支出增加在很大程度上被用在改善食物的“质量”，会对改善这些地方的营养状况产生不利影响。这个结论对于理解中国贫困人口的脱贫难度很有启发。由于贫困地区的营养需求弹性低，收入增加带来的食物消费增加在很大程度上用来消费了食物的“口感”和“味道”，使经济增长对营养改善的作用非常有限。既然营养状况难以改善，这又反过来制约了贫困人口增加收入的能力。

许多研究表明，营养和劳动生产率之间具有非常密切的关系。例如，一项对塞拉利昂农户进行的研究（Strauss，1986）表明，农村劳动力摄取卡路里的水平每增加 10％，农业产量就会提高 3.3％。另一项对斯里兰卡的研究（Sahn and Alderman，1988）发现，在这个国家的劳动力市场上，劳动者的卡路里摄入水平每增加 10％，工资水平就会提高 2％。经济增长固然是缓解贫困的一种有效的手段，但当贫困人口处于一种“绝对的”贫困状态时，营养需求缺乏弹性会限制经济增长对缓解贫困的作用。在这种情况下，采取适当的措施积极改善贫困人口的营养状况无疑会提高脱贫效果。对于中国尚没有解决温饱问题的贫困人口，国家似乎有必要实施一定程度的营养干预，从改善营养入手加快贫困地区的发展。

参考文献：

Behrman, J.R. and Deolaliker, A.B. (1988) ‘Health and Nutrition’, in: H. Chenery and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics, Volume 1*, Amsterdam: North-Holland.

Behrman, J.R., Deolalikar, A.B. and Wolfe, B.L. (1988) ‘Nutrients: Impacts and determinants,’ *World Bank Economic Review*, 2.3:299-320.

Bouis, H.E. And Haddad, L.J. (1992) ‘Are estimates of calorie-income elasticity too high? A recalibration of the plausible range’, *Journal of Development Economics*, 39.2:333-364.

Bouis, Howarth E. “The Effect of Income on Demand for Food in Poor Countries: Are

our Food Consumption Databases Giving Us Reliable Estimates?" *Journal of Development Economics.* 44 (June 1978):331-98.
Jere R. Behrman and Anil B. Deolalikar, 1987, "Will developing country nutrition improve with income? A case study for rural South India," Journal of Political Economy 95: 492-507
Leibel, Rudolph L.; Rosenbaum, Michael; and Hirsch, Jules. "Changes in Energy Expenditure Resulting from Altered Body Weight." *New England Journal Medicine* 332 (March 9, 1995):621-28.
Pitt, M. (1983) 'Food preferences and nutrition in rural Bangladesh', Review of Economics and Statistics, 65.1:105-114.
Ravillion, M. (1990) 'Income effects on undernutrition', Economic Development and Cultural Change, 38.3:489-515.
Sahn, D. (1988) 'The efect of price and income changes in food-energy intake in Sri Lanka', Economic Development and Cultural Change, 36.2:315-340.
Sahn and Alderman,"The effects of human capital on wages, and the determinants of labor supply in a developing country", *Journal of Development Economics*, Vol. 29, No. 2, 1988, pp. 157-183.
Shankar Subramanian and Angus Deaton (1996) 'The demand for food and calories', *Journal of Political Economy*, vol.104, no.1:133-161.
Strauss, John, "Does better nutrition raise farm productivity？", *Journal of Political Economics*, Vol. 94, No. 2, 1986, pp. 297-320.
Timmer, C.P. and Alderman, H. (1979) 'Estimating consumption parameters for food policy analysis', American Journal of Agricultural Economics, 61.5:982-221.
Wofe, B.L. and Behrman, J.R. (1983) 'Is income overrated in determining adequate nutrition?', *Economic Development and Cultural Change*, 31.3:525-549.
Strauss, J.(1984) 'Joint determination of food consumption and production in rural Sierra Leone: Estimates of a household-firm model', *Journal of development Economics*, 14:77-103.
Xiao Ye and J.Edward Taylor (1995),'The impact of income growth on farm household nutrient intake: A case study of a prosperous rural area in northern China', *Economic Development and Cultural Change*, vol 43 no 4: 805-819.
世界银行（2000），《2000/2001 年世界发展报告——与贫困作斗争》，中国财政经济出版社。
国家统计局农村社会经济调查总队（2000），《中国农村贫困监测报告》，中国统计出版社。
朱玲、蒋中一（1994），《以工代赈与缓解贫困》，上海三联出版社，上海人民出版社。
舒尔茨（1987），《改造传统农业》，商务印书馆。