

食品价格上涨对我国城镇各阶层居民社会福利的影响

杨天宇、张品一

内容摘要：本文基于 CHNS 数据库 2004 和 2009 年的数据，利用 QAIDS 模型估计了食品价格上涨对我国各地区、不同阶层城镇居民社会福利的影响。与国内外文献相比，本文的估计方法既可以处理食品间的替代效应，又不需要假定消费者的预算份额方程是线性的，因此更加准确。本文发现：（1）食品价格上涨对城镇居民的社会福利造成了严重的负向冲击。（2）低收入者不但受食品价格冲击导致的社会福利损失更大，而且也更难以通过替代效应来进行缓冲。（3）不同省份的家庭受到的冲击有较大差别。经济较发达的省区和农业大省的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小。这些结论说明，食品价格上涨对不同群体社会福利的影响具有异质性，如果政府和国内外救助机构能够根据上述情况有针对性地制定补贴或救助计划，将会更有效地减少某些地区城镇低收入家庭所受到的负向冲击，增进城镇居民整体的社会福利。

一、引言

本文的主要目的是研究食品价格上涨对我国城镇各阶层居民社会福利的影响。近年来，全球食品价格持续上涨。根据联合国粮农组织（FAO）的统计数据，从2004年到2011年，全球食品价格上涨了105%，2011年食品价格指数更是高达231点，超过2008年的峰值并达到了一个历史新高（参见图1）。中国是一个13亿人口的农产品消费大国和进口大国，很难摆脱全球食品价格上涨的影响。根据国家统计局提供的居民食品消费价格指数，2011年1月与2004年1月相比，中国的食品价格上涨了73%，其中粮食价格上涨了87%，肉类价格上涨101%，蛋类价格上涨了95%。而在此期间的CPI指数只上涨了22%，食品价格指数的涨幅远远高于CPI的增长（参见图2）。

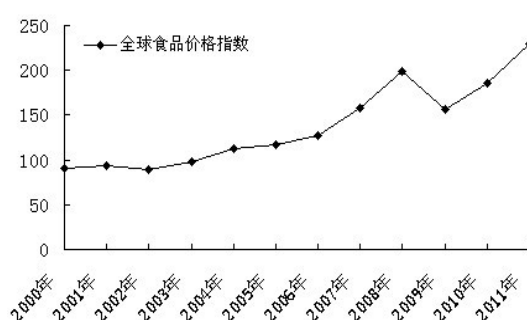


图1 全球食品价格指数

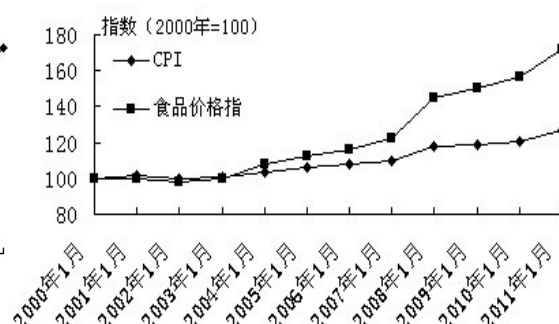


图2 中国食品价格指数和居民消费指数

由于食品是人类生活的必需品之一，食品价格的上涨必然会对不同社会阶层的消费和社会福利产生负面的影响，尤其是对于发展中国家食品的净购买者来说更是如此。我国做为一个发展中的大国，绝大多数城镇居民都是食品的净购买者，也必然受到食品价格上涨的负面冲击。更重要的是，我国城镇居民的恩格尔系数虽然在

2010年已经下降到35.7%，但各地区和各阶层的恩格尔系数有很大差别。2010年，城镇最高收入户和高收入户的恩格尔系数仅为26.9%和32.2%，而最低收入户和低收入户的恩格尔系数高达46.2%和44.1%；城镇居民恩格尔系数最低的内蒙古和北京分别为31.3%和31.4%，最高的海南和西藏分别为44.9%和49.9%。这意味着，食品价格上涨对不同地区和城镇各阶层居民社会福利的冲击是很不相同的。

深入考察此次食品价格上涨对城镇各地区、各阶层居民造成的社会福利损失，对于政府制定有针对性的补贴政策，和国内外各类慈善或救助机构设计更有效的社会救助项目，都有重要意义。然而现有的国内外文献在研究食品价格上涨时，主要集中于研究食品涨价的原因。专门研究食品价格上涨与不同阶层居民社会福利之间关系的文献，在国内外都不多见。国内有一些文献研究了总体的通货膨胀（大多以CPI为指标）的福利成本（如龚六堂等，2005；陈彦斌、马莉莉，2007；陈昆亭、郑文风，2007）^①，然而这类研究只能测算通货膨胀给全社会带来的福利损失，无法反映不同地区、不同社会阶层在通货膨胀时福利损失的差别。而且，这类研究只能测算出总体通货膨胀对社会福利的影响，而不能测算出某种生活必需品（如食品）的价格上涨对社会福利的影响。此外，这些关于通货膨胀福利成本的研究，都普遍忽略了价格变化时不同消费品之间的替代效应，即消费者有可能用较便宜的消费品代替较昂贵的消费品。如前所述，我国食品价格的上涨幅度要大大高于通货膨胀率，而且低收入阶层的恩格尔系数也远高于高收入阶层，在这种情况下，总体通货膨胀的社会福利成本并不能反映低收入阶层的社会福利损失，这不利于决策者正确估计通货膨胀对居民社会福利的影响程度。

本文基于中国健康与营养调查（CHNS）数据库2004-2009年的微观数据，估计了中国2004年以来食品价格上涨对不同地区城镇各阶层居民社会福利的影响，并考虑到了食品价格上涨时不同食品之间的替代效应，从而弥补了国内文献在这方面的缺陷。而与绝大多数国外文献相比，本文的创新主要体现在方法上。国外估计食品价格上涨影响居民社会福利的文献，主要运用了两类方法，一类是以消费支出或营养摄入作为居民社会福利的代理变量，通过回归分析或数值模拟来检验食品价格与居民社会福利的关系，这种方法忽略了不同食品之间的可替代性，结果并不可靠；另一类是运用各种需求系统模型研究食品价格与社会福利的关系，如线性支出系统模型（LES）、扩展的线性支出系统模型（ELES）和几乎理想需求系统模型（AIDS），这些模型都可以处理不同食品之间的可替代性问题，但这些模型都必须假定消费者的预算份额方程是线性的，而这可能与事实不符。本文运用最近发展起来的二次几乎理想需求系统模型（QUAIDS）估计食品价格对居民社会福利的影响，这种方法既

^① 严格地说，本文的研究对象与上述关于通货膨胀福利成本的文献并不相同。本文关注的是食品价格上涨对消费者需求和消费者福利的影响，而通货膨胀的福利成本研究则关注的是通货膨胀对持有货币者的非货币性收益的影响(Craig & Rochetteau, 2005)。由于研究对象不同，这两类研究的结果是不能直接比较的。

可以处理不同食品间的可替代性问题，又不需要假定消费者的预算份额方程是线性的，因此估计结果比国外文献使用的其他各类方法更加准确。

本文其余部分结构安排如下：第二部分为相关文献评述，第三部分具体介绍了二次几乎理想需求系统（QUAIDS），第四部分介绍了经验分析方法和数据，第五部分报告了经验结果并进行分析，第六部分为结论性评述。

二、文献评述

按照估计方法的不同，研究食品价格波动与居民社会福利之间关系的文献可以分为以下两类：

（一）计量回归和数值模拟方法。简单地说，计量回归方法就是以社会福利为因变量，以食品价格和其他影响社会福利的因素为自变量，运用各种计量方法进行回归分析。运用该方法的关键是准确衡量居民的社会福利。Friedman et al. (2011) 用巴基斯坦居民在食品价格变动前后的营养摄入变化来衡量居民的社会福利变动，而Budd(1993)、Barrett & Dorosh(1996)和Minot & Dewina(2010)都是利用价格变化和商品消费数量（或份额）信息估算出的消费者剩余来衡量居民的社会福利。此类方法虽然便于计算，但是难以反映价格变化时不同消费品之间的可替代性。而且，只有在效用函数是拟线性的特殊情况下，才能精确计算出消费者剩余，在计算时还需要假定消费者收入不变，这都是难以符合现实情况的。而已经有文献证明，中国的城镇居民在食品价格上涨时确实在用较便宜的食品来代替较昂贵的食品(Jensen & Miller, 2008)。因此，上述计量回归方法并不适于研究中国食品价格上涨与居民社会福利的关系。

此外，在最近的一篇文献中，陈彦斌和陈军（2013）对传统的通货膨胀福利成本模型进行了扩展，使之可以研究异质性家庭（即不同阶层的家庭）在通货膨胀中的福利成本。然而该方法与传统的通货膨胀福利成本模型和上述计量回归方法一样，也没有考虑价格变化时不同消费品之间的可替代性。

（二）需求系统模型。该方法利用等价变量(Equivalent Variation, 简称 EV)和补偿变量(Compensation Variation, 简称 CV)衡量消费者福利。两者都是对价格变化引起的福利变化的合理度量。等价变量是以价格变化前的旧均衡状态为基准，要使旧均衡状态下消费者的效用与价格变化后的新均衡状态等价，就必须在价格变化前从他手中取走一定货币，那么取走的货币数量就成为等价变量。补偿变量则是以新均衡状态为基准，要使消费者的效用同他在旧均衡状态一样，必须要补偿给他一定的货币，那么，补偿的货币数量就称为补偿变量。要计算这两个变量，需要准确估计收入弹性和价格弹性，这就需要用到各种需求系统模型。最早的需求系统模型是1954年英国经济学家Stone在Stone-Geary效用函数基础上提出的线性支出系

统模型(LES)，这种需求系统把消费行为看成一个有机整体，在预算约束条件下，根据效用最大化原则求解马歇尔需求函数。然而，LES模型是基于Stone-Geary效用函数，该方法难以处理劣等品问题，忽略了商品之间的相互影响，因此在计算收入弹性时并不准确。随后 Barten(1965)和 Theil(1965)提出了 Rotterdam 模型，Christeansen et al(1975)提出了超越对数模型，这些模型都企图克服 LES 模型的不足，但是都存在局限性。如 Rotterdam 模型需要假定固定参数，这使它只适用于 C-D 生产函数；而超越对数模型则缺乏足够的理论基础。Lluch(1973)在 LES 的基础上提出了扩展的线性支出系统模型(ELES)，该方法一度被广泛应用于研究消费结构问题。Deaton 和 Muelbauer(1980)提出了几乎理想需求系统模型(AIDS)，该模型既有超越对数模型那样灵活的函数形式，又有令人满意的理论基础，因此可以一阶逼近任何一种需求系统模型。该模型取代了 ELES 模型的地位，成为近三十年广泛应用的需求系统模型。AIDS 模型假设消费者行为满足 PIGLOG (Price-Independent Generalized Logarithmic) 型需求函数，预算份额是总消费支出的线性函数。在给定效用体系的水平上，该模型将需求表述为消费品价格和数量的函数，当消费品价格上涨时，需要一笔额外的货币来弥补消费者效用的减少，以使消费者效用在价格上涨前后保持相等。目前国外研究食品价格上涨与居民社会福利之间关系的文献，主要基于 AIDS 模型。如 Deaton(1989)和 Ackah & Appleton(2007)分别研究了粮食价格上涨对泰国和加纳消费者福利的影响，不过，这两项研究的时段是上世纪 80 年代和 90 年代。对 2004 年以来这一轮食品价格上涨对居民社会福利影响的研究，同样也是主要基于 AIDS 模型，如 Leyaro et al. (2009)、Vu & Glewwe(2011)、Wood et al (2011)分别研究了坦桑尼亚、越南、墨西哥的食品价格上涨对当地居民社会福利的影响。

虽然 AIDS 模型得到了广泛应用，但 Banks et al(1997)指出，如果消费者的预算份额方程是非线性的，那么使用 AIDS 模型会有一定的误差，他们进一步将 AIDS 扩展为二次几乎理想需求系统模型(QUAIDS)，在该模型中，预算份额的二次方是总消费支出的函数。对此的直观解释是，在总消费支出较低时，二次项代表的是奢侈品；而在总消费支出较高时，二次项代表生活必需品。这意味着，与 AIDS 模型相比，QUAIDS 能够反映同种商品对某些收入群体可能是奢侈品，而对另外一些收入群体可能是必需品的现象，从而更加符合现实。范金等(2011)利用中国的数据，对 QUAIDS、AIDS、LES 等六种常见的消费需求系统模型进行了实证分析，发现 QUAIDS 模型的估计结果是表现最优的。该方法已经在国内外开始应用于研究居民消费支出问题（如吴蓓蓓等，2012），但很少用于研究居民社会福利问题。目前笔者仅见到 Cranfield & Haq(2010)和 Alem(2011)两篇未发表的文献，分别研究了全球的和埃塞俄比亚的食品价格上涨对居民社会福利的影响，而这两项研究各有缺陷。Cranfield & Haq(2010)

利用的是1996年114个国家的宏观数据,虽然样本范围较广,但由于宏观数据的限制,该研究完全忽略了食品价格上涨对不同地区、不同阶层居民社会福利的影响;而Alem(2011)则只是依据贫困线研究了食品价格上涨对埃塞俄比亚城镇贫困和非贫困阶层社会福利的影响,而且他也没有考虑地区差别问题,这就大大削弱了该研究的政策含义,不利于政府和救助机构对各阶层制定有针对性的补贴政策。

相比之下,本文基于CHNS数据库提供的微观数据,利用QUAIDS模型研究了食品价格上涨对中国不同地区、多个阶层城镇居民社会福利的影响。本文的创新主要体现在三个方面:第一,利用QUAIDS模型,本文解决了食品价格上涨时不同食品之间的可替代性问题;第二,本文运用的QUAIDS模型不需要假定消费者的预算份额方程是线性的,从而减少了计算误差;第三,本文基于CHNS微观数据,详细计算了食品价格冲击对9个省区中5大社会阶层城镇居民的福利影响。因此,本文不但在计算方法上与国内外绝大多数文献相比更加可靠,而且即使与运用相同方法的两篇国外文献相比,本文的估计结果也更加准确,政策含义也更强、更有针对性。

三、二次几乎理想需求系统 (QUAIDS 模型)

(一) 补偿变量的计算

本文研究食品价格上涨对中国城镇居民社会福利的影响,需要用到补偿变量(CV)。即在价格发生变化之后,消费者要补偿一定数量的货币以保持自己原有的效用不变。该变量需要通过家庭预算份额、价格变化和价格弹性来计算。首先,补偿变量可以通过以下间接效用函数来表示:

$$U(x^0 + CV, p^1) = U(x^0, p^0) \quad (1)$$

其中 x 代表家庭支出, p 是消费品价格的向量形式。上标 0 和 1 分代表价格变化前和价格变化后的时期。(1) 式中的补偿变量 CV 还可以用家庭支出函数 $e(p, u)$ 来表示,其中 u 代表效用:

$$CV = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) \quad (2)$$

若价格变化后居民的社会福利下降,则 CV 为正值,若福利上升,则 CV 为负值。(2) 式是隐函数形式,无法直接计算,只能用泰勒展开式做近似计算。如果我们不考虑价格变化时不同消费品之间的可替代性,只考虑商品价格变化对 CV 的一阶影响,可以对家庭支出函数做一阶泰勒展开(Friedman and Levinsohn, 2002)来计算补偿变量 CV:

$$\Delta \ln e \approx \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i \quad (3)$$

其中 w_i 表示在价格变化之前第 i 种商品消费支出占总支出的份额， $\Delta \ln p_i$ 表示第 i 种商品价格变化的比例。然而，当一种商品的价格上升时，家庭会寻找其他的替代商品，使该商品的消费量下降，替代商品的消费量上升。因此，如果不考虑商品之间的替代效应，仅仅用一阶近似的方式估算食品价格上涨对社会福利的影响，将会高估社会福利损失，造成估计结果的不准确。所以，我们需要对家庭支出函数做二阶近似，用二阶泰勒级数展开，这种处理方式就包括了商品间的替代效应：

$$\Delta \ln e \approx \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j w_i \varepsilon_{ij}^* \Delta \ln p_i \Delta \ln p_j \quad (4)$$

该方程比上述方程多了一项 ε_{ij}^* ，即补偿价格弹性，该价格弹性即为希克斯补偿需求价格弹性。要估计补偿变量CV，关键是要准确计算补偿价格弹性 ε_{ij}^* ，计算该弹性需要利用QUAIDS模型。

(二) QUAIDS 模型

二次几乎理想需求系统（QUAIDS模型）是由Banks等（1997）在几乎理想需求系统（AIDS模型）的基础上进行的扩展。与AIDS模型相比，QUAIDS能够反映同种商品对某些收入群体可能是奢侈品，而对另外一些收入群体可能是必需品的现象。根据Banks等的思路，QUAIDS模型的效用函数形式为：

$$\ln U = \left\{ \left[\frac{\ln x - \ln a(p)}{b(p)} \right] + \lambda(p) \right\}^{-1} \quad (5)$$

其中， x 是总消费支出， p 是消费品价格的向量形式， $a(p)$ 是价格 p 的一次齐次性函数， $b(p)$ 和 $\lambda(p)$ 是价格 p 的零次齐次函数。与AIDS模型一样， $\ln a(p)$ 是超越对数函数形式：

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (6)$$

而 $b(p)$ 则是C-D型价格集合形式：

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad (7)$$

其中 i 和 j 代表各类商品， $i, j=1, \dots, n$ 。函数 $\lambda(p)$ 的形式为：

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i, \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (8)$$

根据罗伊恒等式求解，可得消费支出份额方程为：

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (9)$$

其中, w_i 是商品 i 的消费支出份额, α_i 表示第 i 种商品的边际消费倾向, p_j 表示第 j 种商品的价格指数, γ_{ij} 表示 i 商品的消费方程中 j 商品价格的变动百分比对 i 商品消费支出的影响, x 为人均总消费支出, $a(p)$ 为综合价格指数。本文研究食品价格对社会福利的影响, 除了考虑各类食品价格的影响之外, 还需要引入社会经济变量集合 (设为 z_h), 以控制家庭之间的偏好结构差异和异质性。此时上述消费支出份额方程可改写为:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 + \sum_{h=1}^l \theta_{ih} z_h \quad (10)$$

其中, $z_h = (z_1, \dots, z_l)$ 为社会经济变量的向量形式。这一模型仍然满足微观经济学对经济人 (家庭) 的三个基本约束, 即可加性、零次齐次性和对称性。为了推导出消费支出弹性和需求价格弹性的计算公式, 首先我们将 w_i 分别对 $\ln x$ 和 $\ln p_j$ 求偏导数:

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \frac{x}{a(p)} \right\} \quad (11)$$

$$\mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (12)$$

由 (11) 式可以得到消费支出弹性的计算公式:

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\mu_i}{w_i} \quad (13)$$

由 (12) 式可以得到马歇尔 (非补偿的) 需求价格弹性公式:

$$\varepsilon_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (14)$$

其中 δ_{ij} 是克罗内克函数 (Kronecker delta), 若 $i=j$ 则 $\delta_{ij}=1$, 若 $i \neq j$ 则 $\delta_{ij}=0$ 。然后利用斯勒茨基方程求解, 可以得到希克斯 (补偿) 需求函数的价格弹性为:

$$\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij}^u + \varepsilon_i w_i \quad (15)$$

求出了希克斯 (补偿) 需求函数的价格弹性之后, 我们就可以根据 (4) 式估计食品价格上涨前后的补偿变量 CV, 从而得出食品价格上涨对居民社会福利的影响。

四、估计方法和数据

(一) QUAIDS 模型的估计方法

形如（10）式的消费支出份额方程可以用两种方法来估计，一是最大似然估计，二是非线性似不相关回归，其中后者可以通过可迭代的广义非线性最小二乘法求得。在大多数情况下，这两种估计方法的结果基本相同（Poi, 2008）。但是相对来说，非线性似不相关回归在估计过程中可以更方便地应用 Stata 软件。正因为该方法的计算过程比较简单，因此大多数研究者都采用似不相关回归来估计 QUAIDS 模型（Poi, 2008; Wood et al., 2010）。本文也将采用非线性似不相关回归来估计食品价格上涨对中国城镇居民社会福利的影响。

非线性似不相关回归可以被看做是似不相关回归方法的扩展，该方法可以用于研究参数相互影响的多个方程的系统，并考虑到回归方程间残差的相关性，用广义最小二乘法（GLS）估计。第个 i 家庭的消费支出份额方程可以表示为：

$$\begin{aligned} w_{i1} &= f_1(x_i, \beta) + u_{i1} \\ w_{i2} &= f_2(x_i, \beta) + u_{i2} \\ &\dots \\ w_{iM} &= f_M(x_i, \beta) + u_{iM} \end{aligned} \tag{16}$$

方程中 $m = 1, \dots, M$ 表示食品的种类， x 表示系统中所有外生变量所组成的向量， β 是 $1 \times k$ 阶参数向量。如果各方程的残差间存在相关性，可以通过联立 M 个方程以得到更准确的参数估计值。用广义非线性最小二乘法估计（16）式，参数估计值可以通过 $M \times M$ 阶正定矩阵 $\Sigma = E(u'_{i\cdot}, u_i)$ 表示如下：

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \{W_i - f(X_i, \beta)\} \Sigma^{-1} \{W_i - f(X_i, \beta)\}' \tag{17}$$

通过对正定矩阵之逆矩阵的乔洛斯基（Choleskey）分解，我们可以将（17）式中的多变量广义非线性最小二乘参数估计值转化成单变量非线性最小二乘估计值，这时就可以通过可迭代的广义最小二乘估计法求得参数值。需要指出的是，当我们用似不相关方法估计 QUAIDS 模型时，残差项的协方差矩阵很可能是奇异矩阵（Alem, 2011），此时我们就需要消去一个消费支出份额方程，被消去方程的参数可以用剩下的 $M-1$ 个方程来表示。对此 Barten（1969）指出，消去哪一个方程与最终的估计结果无关。

（二）数据来源和描述统计

为了能够以家庭为单位获得城镇家庭的收入、各种食品价格的数据，本文使用了中国健康与营养调查数据库（CHNS）的微观数据。CHNS是由美国北卡罗来纳大学卡罗纳人口中心、美国营养与食品安全局、中国疾病预防控制中心联合进行的，该调查一共进行了8次，分别是1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年和2009年，其目的是为了研究国家和地方政策对于居民营养和健康的影响。调查范围涉及中国的辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州9

个省（自治区）。我国在2000–2004年食品价格较稳定，没有大的波动，而食品价格从2004年开始上涨，特别是2008年食品价格出现大幅上涨。因此，本研究从CHNS2009和CHNS 2004中选择相同的城镇家庭，CHNS 2004中共调查城镇家庭1453户，这些家庭出现在CHNS2009 中的有1424户，剔除数据缺失的家庭后，有效家庭为1407户。我们将以这些家庭为样本来研究食品价格上涨对城镇居民社会福利的影响。

本文以CHNS数据库中提供的“家庭三天食品实际总消费数量”和社区调查数据中的“食品价格”数据为基础。家庭三天食品消费量调查采用的是食物存量法，该方法首先用称重法和记账法详细记录家户连续三日的食物购进量、废弃量以及就餐人数，然后再根据食物存量变化来计算家庭三日的进食量和家庭每人/每日的食物消费量。而社区的食品价格的调查采用询问法，选取有代表性的食品，向社区领导和商贩询问食品的自由市场价格和大商场的零售价。本文选取的是食品的自由市场价格。

CHNS 调查均用食品代码代替食品名称，CHNS2004 和 CHNS 2009 均使用 2002 年版的《中国食物成分表》中的代码。我们通过《中国食物成分表（2002）》找到各代码对应的食品，完成食品代码和食品名称的转换，进而将食品消费量和价格进行匹配，得到家庭的食品消费金额和各类食品的消费份额。根据研究需要将 CHNS 中所调查的城镇家庭按家庭收入的高低分为五个阶层，每阶层各占 20%，依次为最低收入阶层、低收入阶层、中等收入阶层、高收入阶层和最高收入阶层。本文将分析这五个阶层受食品价格的影响。

CHNS调查中有41种食品的数据。我们根据常用食品分类方法和本文研究的需要，将这40多种食品分为8大类：粮食类、蔬菜类、水果类、肉禽制品类、奶制品类、蛋类、水产类及其他。划分食品大类的方法可以减少分析变量的个数，减少分析难度。对于各大类食品的价格，我们以各大类中所含食品的支出份额为权重对所含食品的价格进行加权平均而得出。

本文假设家庭的主要决策是由户主做出的，户主的特征，如年龄、教育程度、职业、婚姻状况等都对家庭的食品消费偏好产生影响。因此本文将家庭规模、户主年龄、婚姻、教育程度和职业作为控制变量，这些变量均以 CHNS 调查中的数据采集方式为依据。家庭规模即为家庭成员的数量，用数据 1, 2, ..., n 表示；户主婚姻状态，用 1 代表未婚，2 代表已婚，3 代表离婚，4 代表丧偶，5 代表分居；户主教育程度即为户主的最高学历，从 1–6 数值越大教育程度越高，1 代表小学，2 代表初中，3 代表高中，4 代表技术学校或中专，5 代表大专或大学，6 代表硕士及以上。户主职业，用数值 1–7 表示，数值越大职业的技术性越低，1 代表高级专业技术工作者（如医生、教授、工程师等），2 代表一般专业技术工作者（护士、教师等），3 代表行政人员（如政府官员、行政干部、村干部等），4 代表办公室一般工作人员，5 代表

农民、渔民、猎人，6 代表熟练工人，7 代表非技术工人或非熟练工人。表 1 给出了本文主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量的描述性统计

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
主食类份额	0.37	0.14	0.43	0.14	0.39	0.14	0.38	0.13	0.35	0.14	0.30	0.13
蔬菜类份额	0.29	0.13	0.26	0.14	0.31	0.12	0.31	0.11	0.29	0.12	0.30	0.13
瓜果类份额	0.05	0.08	0.02	0.06	0.03	0.05	0.04	0.07	0.05	0.07	0.10	0.12
肉禽类份额	0.09	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.08	0.06	0.10	0.08	0.09	0.08
奶制品份额	0.03	0.07	0.02	0.06	0.03	0.10	0.03	0.06	0.03	0.07	0.04	0.07
蛋类份额	0.03	0.04	0.04	0.05	0.03	0.04	0.03	0.04	0.03	0.05	0.03	0.03
水产类份额	0.03	0.05	0.02	0.05	0.03	0.05	0.03	0.05	0.03	0.05	0.04	0.06
其他类份额	0.10	0.08	0.12	0.09	0.10	0.07	0.09	0.05	0.10	0.08	0.11	0.10
食品支出	9.05	0.61	8.51	0.73	8.97	0.55	9.17	0.44	9.25	0.42	9.37	0.43
家庭规模	2.91	1.29	2.86	1.42	3.05	1.28	3.08	1.19	2.93	1.41	2.64	1.06
户主年龄	53.27	13.61	56.63	16.42	52.68	13.06	53.18	13.04	52.04	12.34	51.82	12.31
户主学历	2.77	1.47	2.62	1.65	2.67	1.54	2.60	1.35	2.94	1.37	2.95	1.43
户主婚姻	2.24	0.72	2.40	0.84	2.27	0.83	2.17	0.62	2.19	0.61	2.19	0.62
户主职业	5.62	3.31	6.61	3.64	5.46	3.31	6.04	3.37	5.09	3.13	5.23	3.05
观察值	1407		280		283		281		280		283	

五、实证结果与分析

本文的估计程序是，首先根据（13）式求出消费支出的价格弹性，然后根据（14）和（15）式估计马歇尔（非补偿）价格弹性和希克斯（补偿）价格弹性，再根据（4）式估计食品价格上涨前后的补偿变量 CV，从而得出食品价格上涨对居民社会福利的影响。表 2 是我国城镇家庭各阶层消费支出价格弹性的估计结果。从整体上看，所有城镇家庭的蔬菜类、瓜果类、肉禽类和水产类的支出弹性都大于 1，而主食类、奶制品、蛋类和其他的支出弹性都小于 1。这说明，当收入上升时，家庭要消费较多瓜果类和水产类食品，而较少地购买主食类和鸡蛋类食品。但对于不同阶层，收入上升对食品消费量的影响是不同的。随着收入从最低收入阶层到最高收入阶层的递增，蛋类和水产品的支出弹性呈递增趋势，瓜果、肉类和奶类的支出弹性呈递减趋势，而主食和蔬菜的支出弹性变化不大。这说明主食和蔬菜类食品的消费量比较固定，不会随着收入的增减而发生变化，瓜果、肉类和奶类的消费则随着收入的增加而减少，而蛋类和水产类的消费将随着收入的增加而增加。

表2 支出弹性

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
主食	0.90***	0.01	0.99***	0.00	1.11***	0.02	0.87***	0.01	1.07***	0.00	0.96***	0.01
菜	1.07***	0.00	1.13***	0.06	0.77***	0.02	1.14***	0.02	1.14***	0.01	1.12***	0.01
瓜果	1.27***	0.03	1.08***	0.04	1.35***	0.05	1.35***	0.09	1.17***	0.03	0.80***	0.03
肉	1.08***	0.01	1.23***	0.09	1.27***	0.06	1.44***	0.19	0.66***	0.06	1.08***	0.01
奶	0.99***	0.00	1.19***	0.05	0.70***	0.09	1.06***	0.02	0.72***	0.11	0.92***	0.01
蛋	0.61***	0.03	0.66***	0.15	0.31***	0.26	0.21***	0.11	0.68***	0.05	1.13***	0.02
水产品	1.18***	0.07	0.88***	0.08	1.00***	0.00	1.01***	0.00	1.08***	0.01	1.20***	0.12
其他	0.91***	0.01	0.62***	0.15	1.44***	0.07	0.95***	0.01	0.78***	0.02	0.89***	0.01
观察值	1407		280		283		281		280		283	

备注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著

通过支出弹性可进一步求出非补偿价格弹性和补偿价格弹性。表3、表4分别列出了各阶层城镇家庭非补偿价格弹性和补偿价格弹性的估计结果。从表3和表4可以看出，所有阶层家庭的补偿价格弹性均为负，并且所有家庭的非补偿价格弹性估计值在5%的置信水平上均显著，这说明当食品价格上升时，所有家庭的食品消费量都会减少。奶制品、蛋类和其他类食品的非补偿价格弹性均大于1，这意味着当所有食品的价格以相同的幅度上升时，奶制品、蛋类和其他类食品的需求量会以更大的幅度下降。蔬菜、水果、肉类和水产品的非补偿价格弹性小于1，表明这些食品是缺乏弹性的，即这些食品因价格变化引起的需求量变化会小于其自身价格的变化幅度。从表3的估计结果中还可以看出，随着收入从最低收入阶层到最高收入阶层的递增，奶类、蛋类、水产类和其他类食品的非补偿价格弹性（绝对值）不断下降，而主食类、蔬菜、水果和肉类的非补偿价格弹性在各阶层之间差距不大。这个结果说明，当所有食品的价格以相同幅度上升时，低收入者对奶类、蛋类、水产类和其他类食品的需求量会下降得更多，而高收入者对上述食品的需求量将只有小幅度的下降。

从表4可以看出，补偿价格弹性的绝对值普遍小于非补偿价格弹性的绝对值，这说明当食品价格上涨时，消费者会用较廉价的食物替代较昂贵的食物，这样就减少了对较昂贵食物的消费量，使得补偿价格弹性和非补偿价格弹性之间存在差异，这将会减少食品价格变动的影响。为了具体揭示食品之间的替代效应，我们在表5中列出了各种食品间的补偿价格弹性。从表5可知，各食品间存在相互替代或互补的关系，如肉类和蛋类、水产类的补偿价格弹性为正，即肉类分别与蛋类和水产类互为替代品；而肉类和主食类的补偿价格弹性为负，即二者互为互补品。表4和表5的计算结果证实了Jensen & Miller (2008)的结论，即中国城镇居民在食品价格上涨时确实存在食品消费的替代效应。因此，在研究食品价格的福利影响时，不

能只看食品自身价格的变化，还要考虑不同食品间的替代效应，这正是以 QUAIDS 方法为代表的需求系统模型的优点。

表 3 马歇尔（非补偿性）自价格弹性

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
主食	-1.22***	0.01	-1.01***	0.00	-0.86***	0.03	-1.20***	0.01	-0.89***	0.01	-1.07***	0.01
菜	-0.93***	0.00	-0.91***	0.04	-1.14***	0.01	-0.90***	0.01	-0.90***	0.01	-0.92***	0.01
瓜果	-0.84***	0.04	-0.93***	0.04	-0.74***	0.04	-0.69**	0.08	-0.84***	0.03	-1.15***	0.02
肉	-0.90***	0.02	-0.79***	0.08	-0.80***	0.04	-0.61**	0.17	-1.31**	0.05	-0.93***	0.01
奶	-1.01***	0.00	-1.70***	0.07	-1.38**	0.11	-0.91***	0.03	-1.44**	0.16	-1.11***	0.02
蛋	-1.72***	0.06	-1.46**	0.21	-1.77**	0.29	-2.00**	0.14	-1.43**	0.06	-0.84***	0.02
水产品	-0.89***	0.11	-0.84***	0.10	-1.00***	0.00	-0.98***	0.00	-0.90***	0.02	-0.77**	0.14
其他	-1.14***	0.01	-1.42**	0.17	-0.60**	0.06	-1.06***	0.01	-1.25***	0.02	-1.12***	0.01
观察值	1407		280		283		281		280		283	

备注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

表 4 希克斯（补偿性）自价格弹性

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
主食	-0.98***	0.02	-0.70***	0.08	-0.53**	0.02	-0.95***	0.03	-0.64***	0.01	-0.84***	0.02
菜	-0.68***	0.01	-0.67***	0.04	-0.95**	0.04	-0.63***	0.01	-0.64***	0.01	-0.66***	0.01
瓜果	-0.73***	0.04	-0.83***	0.02	-0.65**	0.03	-0.59**	0.07	-0.72***	0.02	-1.02***	0.04
肉	-0.81***	0.01	-0.71***	0.06	-0.70**	0.03	-0.51**	0.16	-1.23**	0.06	-0.83***	0.01
奶	-0.91***	0.01	-1.62***	0.05	-1.28***	0.13	-0.80***	0.03	-1.34**	0.17	-1.03***	0.02
蛋	-1.69***	0.06	-1.42**	0.22	-1.74***	0.30	-1.93**	0.15	-1.40**	0.07	-0.80***	0.02
水产品	-0.82***	0.11	-0.79***	0.08	-0.94**	0.01	-0.92***	0.01	-0.83***	0.01	-0.70**	0.14
其他	-1.05***	0.01	-1.33**	0.20	-0.50***	0.05	-0.96***	0.02	-1.16***	0.03	-1.02***	0.02
观察值	1407		280		283		281		280		283	

备注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

表 5 各食品之间的希克斯（补偿性）价格弹性（以所有家庭为例）

	主食	菜	瓜果	肉	奶	蛋	水产品	其他
主食	-0.98***	0.11***	-0.02***	-0.04***	-0.12***	-0.15***	-0.11***	-0.06***
菜	0.44***	-0.68***	0.21***	0.19***	0.26***	0.18***	0.20***	0.22***
瓜果	0.61**	0.58**	-0.73**	0.46**	0.71**	0.56**	0.56**	0.55**
肉	0.45***	0.33***	0.22***	-0.81***	0.27***	0.19***	0.20***	0.23***
奶	0.24***	0.23***	0.10***	0.08***	-0.91***	0.03***	0.05***	0.09***
蛋	-0.69**	-0.25***	-0.41***	-0.43***	-1.65***	-1.69***	-0.63**	-0.53**
水产品	0.70**	0.46**	0.37**	0.33**	0.50**	0.38**	-0.82**	0.39**

其他	0.03***	0.12***	-0.02***	-0.03***	-0.11***	-0.14***	-0.10***	-1.05***
----	---------	---------	----------	----------	----------	----------	----------	----------

备注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

利用 2004 年和 2009 年的食品价格数据，和 2004 年的居民补偿价格弹性数据，我们可以得到不同阶层家庭的补偿变量（CV）的估计结果，该结果即为食品价格上涨对各阶层社会福利的影响。表 6 列出了 9 个省区城镇居民各阶层社会福利的相对变化。我们首先利用（3）式得到食品价格对居民社会福利的一阶影响，即 CV_1 ；然后利用（4）式得到二阶影响，即 CV_2 。2004–2009 年间，所有家庭的一阶福利变化的平均值为 34.48%。这说明，我国城镇居民需要补偿 34.48%的食品开支，才能达到与价格变化前相同的福利水平。不过，一阶影响没有考虑价格变化时各食品之间的相互替代，高估了社会福利的损失，因此我们需要关注食品价格对社会福利的二阶影响。如前所述，如果居民用较廉价的食品代替较昂贵的食品，则 CV_2 显然将低于 CV_1 。从表 6 可以看出，所有地区和阶层的 CV_2 都低于 CV_1 ，这再次证明替代效应是客观存在的。根据 CV_2 的计算结果，在这 5 年中城镇居民因食品价格上涨而导致的平均社会福利损失，约为食品支出的 30.51%。根据国家统计局提供的数据，2004 年到 2009 年间居民消费价格指数（CPI）累计上涨 12.76%，而城镇居民受食品价格上涨而损失的福利（30.51%）远大于期间CPI的上涨。

从各阶层的情况来看，几乎所有地区的 CV_1 还是 CV_2 都出现了随收入上升而下降的情况。也就是说，收入越高的家庭，因食品价格上涨的冲击而带来的社会福利损失越小；而收入越低的家庭，受食品价格上涨而导致的社会福利损失越大。最高收入阶层和最低收入阶层之间的福利变化差距的一阶影响约为 1.5%，而二阶影响则接近 6%。这说明，最低收入阶层要比最高收入阶层多支出 6%的食品开支去维持价格上涨前的消费水平。同时，各阶层一阶影响和二阶影响的差距也不同，收入越高二者差距就越小，这说明收入越高的阶层越有能力用较便宜的食品代替较昂贵的食品。这个结果意味着，收入较低的阶层消费的食品中价格较低的生活必需品比重较大，当食品涨价时，此类食品难以用价格更低的食物来代替；而收入较高的阶层消费的高价食品比重较大，因此在食品涨价时，用价格较低的食品来代替高价食品的可能性也更高。这说明，低收入者不但受食品价格冲击导致的社会福利损失更大，而且也更难以通过替代效应来进行缓冲。

表 6 2004–2009 年各省区不同层次家庭福利的相对变化

	CV	所有	最低收入	低收入	中等收入	高收入	最高收入
辽宁	一阶影响	31.74%	32.81%	32.01%	32.15%	30.91%	30.82%
	二阶影响	27.60%	30.23%	30.80%	27.80%	23.33%	25.72%
黑龙江	一阶影响	30.01%	29.98%	34.24%	30.24%	29.78%	30.15%
	二阶影响	25.87%	27.93%	32.69%	26.74%	24.77%	25.75%

江苏	一阶影响	32.35%	31.72%	32.47%	32.42%	32.64%	32.50%
	二阶影响	28.77%	31.24%	29.00%	28.99%	26.04%	22.12%
山东	一阶影响	32.66%	32.46%	32.91%	32.36%	32.29%	33.26%
	二阶影响	28.41%	30.25%	30.58%	29.48%	30.48%	24.58%
河南	一阶影响	37.64%	39.42%	39.18%	37.26%	36.93%	35.33%
	二阶影响	34.59%	33.57%	34.21%	33.48%	25.91%	26.92%
湖北	一阶影响	36.00%	36.69%	36.93%	36.04%	35.86%	34.40%
	二阶影响	31.80%	35.43%	34.03%	35.05%	32.98%	28.48%
湖南	一阶影响	41.04%	41.04%	40.88%	41.07%	40.53%	41.67%
	二阶影响	36.45%	37.33%	40.53%	37.62%	36.93%	32.54%
广西	一阶影响	37.50%	39.08%	39.13%	37.21%	37.44%	34.60%
	二阶影响	33.93%	34.44%	36.79%	34.85%	33.45%	31.93%
贵州	一阶影响	31.38%	33.77%	31.02%	31.41%	30.29%	30.39%
	二阶影响	27.19%	32.30%	30.95%	30.41%	28.61%	22.85%
各省平均	一阶影响	34.48%	35.22%	35.42%	34.46%	34.08%	33.68%
	二阶影响	30.51%	32.53%	33.29%	31.60%	29.17%	26.77%

从各省区的情况来看，东北和东部沿海省份的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小；而大多数中西部省份的城镇居民受食品价格上涨的冲击较大。其中湖南城镇居民的社会福利损失最多，达到了 36.45%，超过平均值 6 个百分点以上。但贵州城镇居民的社会福利损失相对较低，仅为 27.19%，还低于沿海各省，这可能与当地居民的食品消费结构和食品贸易成本有关。各省的分阶层情况也有差异。其中辽宁、黑龙江、湖南和广西的城镇各阶层社会福利损失差距较小，其他省区的各阶层社会福利损失差距较大，尤其是在江苏和贵州，最低收入阶层和最高收入阶层的福利损失差距都接近 10 个百分点。总的来看，经济较发达的省区和农业大省的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小。而各省区不同阶层的差别，则真实地反映了这些省区内部城镇居民不同阶层的社会福利差距，从结果来看，似乎与各省区的经济特征关系不大，这方面的原因还需要进一步研究。由于 CHNS 数据库本身的局限，我们只能列出 9 个省区城镇居民不同阶层的社会福利损失情况，将来如果数据可得性进一步改善，我们还可以用同样的方法计算出更多省区城镇居民不同阶层的社会福利损失情况。

六、简要结论

本文采用 CHNS 数据库的 2004 年和 2009 年的数据，以 QUAIDS 模型为估计方法，计算了 2004–2009 年食品价格上涨对我国各地区、不同阶层城镇居民福利的影响。与国内外文献相比，本文的估计方法既可以处理不同食品间的可替代性问题，又不

需要假定消费者的预算份额方程是线性的。而且，本文的数据来源更加广泛，可以反映 9 个省区中 5 大社会阶层的社会福利变化。因此，本文的估计结果与已有文献相比更加准确。通过上述研究，我们可以得到以下结论：

1. 2004-2009 年的食品价格上涨对城镇居民的社会福利造成了严重的负向冲击。总计在这 5 年中城镇居民因食品价格上涨而导致的平均社会福利损失，约为食品支出的 30.51%，超过了在这期间居民消费价格指数（CPI）的上涨幅度。

2. 从各阶层的情况来看，家庭收入越低，因食品价格上涨而导致的社会福利损失越大。同时，各阶层食品替代效应的情况也不相同。家庭收入越低，食品价格上涨的一阶影响和二阶影响的差距就越大。这意味着，低收入者不但受食品价格冲击导致的社会福利损失更大，而且也更难以通过替代效应来进行缓冲。

3. 从各地区的情况来看，不同省份的家庭受到的冲击也有较大差别。经济较发达的省区和农业大省的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小。而本文对各省区不同阶层居民的估计结果，则真实地反映了这些省区内部城镇居民不同阶层的社会福利差距，此类差别的产生原因还需要进一步研究。

上述结果表明，食品价格上涨对我国不同地区、不同阶层城镇居民的冲击程度是不同的。因此，如果政府和国内外各类慈善或救助机构，能够根据上述情况有针对性地制定各种补贴或救助计划，将会更有效地减少某些地区城镇低收入家庭所受到的负向冲击，防止城镇贫困家庭的境况恶化，从而起到减轻贫困、增进城镇居民社会福利的作用。

参考文献

- 陈昆亭、郑文凤：《中国通货膨胀的福利成本》，《世界经济文汇》第 6 期。
- 陈彦斌、陈军，2013：《中国通货膨胀的财产再分配效应》，《经济研究》即将发表。
- 陈彦斌、马莉莉，2007：《中国通货膨胀的福利成本研究》，《经济研究》第 4 期。
- 范金、王亮、坂本博，2011：《几种中国农村居民食品消费需求模型的比较研究》，《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 龚六堂、邹恒甫、叶海云，2005：《通货膨胀与社会福利损失》，《财经问题研究》第 8 期。
- 吴蓓蓓、陈永福、于法稳，2012：《基于收入分成 QUAIDS 模型的广东省城镇居民家庭食品消费行为分析》，《中国农村观察》第 4 期。
- Ackah, C. and S. Appleton, 2007, "Food Price Changes and Consumer Welfare in Ghana in the 1990s", School of Economics, University of Nottingham: *CREDIT Research Paper 07/03*.
- Alem, Yonas. 2011, "The impact of food price inflation on consumer welfare in Ethiopia: A quadratic almost demand system approach", In Alem, Yonas. *Essays on Shocks, Welfare, and Poverty Dynamics: Microeconomic Evidence from Ethiopia*, University of Gothenburg.
- Banks, J., Blundell, R., Lewbel, A., 1997, "Quadratic engel curves and consumer demand", *Review*

of *Economics and Statistics*, 79, 527–539.

Barrett, C. B., and P. A. Dorosh. 1996, “Farmers’ welfare and changing food prices: Nonparametric evidence from rice in Madagascar”, *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 656–669.

Barten, A.P. 1965, “Consumer demand functions under conditions of almost additive preferences”, *Econometrica*, 32(1-2), 1-38.

Barten, A. P. 1969, “Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations”, *European Economic Review* 1(1), 7-73.

Budd, J. W. 1993, “Changing food prices and rural welfare: A nonparametric examination of the Côte d’Ivoire”, *Economic Development and Cultural Change* 41, 587–603.

Christensen, L., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. 1975, “Transcendental logarithmic utility functions”, *American Economics Review*, 65(3), 367-383.

Craig, Ben, Guillaume Rocheteau, 2005, “Rethinking the Welfare Cost of Inflation”, Federal Reserve Bank of Cleveland, working paper.

Cranfield, J., & Haq, Z. 2010, “What impact has food price inflation had on consumer welfare? A global analysis”, Paper presented at the AARES-2010 conference.

Deaton, A. S. and Muellbauer, J. 1980, “An almost ideal demand system”, *American Economic Review*, 70(3), 312-326.

Deaton, A. 1989. “Rice prices and income distribution in Thailand: A non-parametric analysis.” *Economic Journal*, 99 (1), 1–37.

Friedman, J., S.Y. Hong, and X. Hou. 2011, “The impact of the food price crisis consumption and caloric availability in Pakistan”, Health, Nutrition and Population (HNP) Discussion Paper, No.66305, The World Bank.

Friedman, J. & Levinsohn, J. 2002, “The distributional impacts of Indonesia’s financial crisis on household: A “Rapid Response” methodology”, *The World Bank Economic Review*, 16(3), 397-423.

Jensen, R.T. and N.H. Miller. 2008, “The Impact of the World Food Price Crisis on Nutrition in China”, Working Paper Series from Harvard University, John F. Kennedy School of Government.

Leyaro, V., O. Morrissey, and T. Owens, 2009, “Food price changes and consumer welfare in Tanzania 1991-2007”, School of Economics, University of Nottingham: *CREDIT Research Paper 10/01*.

Lluch, C. 1973, “The extended linear expenditure system”, *European Economic Review*, 4(1):21-32.

Minot, N., and R. Dewina. 2010, “Impact of food price changes on household welfare in Ghana”, paper prepared for the U.K. Department for International Development.

Poi, B. P. 2008, “Demand-system estimation: Update”, *The Stata Journal*, 8(4), 554-556.

Theil, H. 1965, “The information approach to demand analysis”, *Econometrica*, 33(1), 67-87.

Vu, Linh. & Paul Glewwe, 2011, “Impacts of rising food prices on poverty and welfare in Vietnam”, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 36(1), 14–27

Wood, B., Nelson, C., Nogueira. 2010, “Food price crisis: Welfare impact on Mexican households”, Paper presented at the International Agricultural Trade Research Consortium Research Symposium Seattle, Washington, June 22-23, 2009.