

# 不确定性下农村家庭食品消费的 “习惯形成”检验

贾 男 张亮亮 甘 犁\*

**摘 要** 本文利用“习惯形成”(habit formation)假说来研究中国家庭食品消费行为的特征,并首次利用 1989—2006 年农村家庭微观面板数据进行实证分析,从而试图给出近年来农村居民储蓄率持续偏高、消费倾向持续偏低的一种新解释。对动态面板模型的系统广义矩估计结果显示,农村居民家庭的食品消费有显著的习惯形成效应,这一效应即使在考虑了家庭的“预防性动机”之后仍然是稳健的,并且它对消费的边际影响比预防性动机更为重要。但是本文估计出的“习惯形成”参数比用总量数据得到的习惯形成参数要小。

**关键词** 不确定性,习惯形成,系统广义矩估计

## 一、引 言

中国长期居高不下的储蓄率一直是学术界及政策制定部门共同关心的一个问题。从国民储蓄率来看,1978—1995 年中国的平均国民储蓄率为 37%,明显高于同期 21% 的国际平均储蓄率(Kraay, 2000),1990—2003 年的国民储蓄率也一直维持在 40% 上下,2003 年高达 42.5% (Kuijs, 2005)。2005 年和 2006 年的国民储蓄率则进一步攀升至 48.1% 和 50.1% (汪伟, 2009);从家庭部门储蓄<sup>1</sup>来看,改革开放以来中国居民银行储蓄的增长速度一直高于经济增长和居民收入的增长速度,而且储蓄率始终在高位运行(袁志刚和冯俊, 2005)。据《中国统计年鉴》,1990 年我国城乡居民储蓄存款余额为 7 119.8 亿元人民币,1992 年一举突破万亿元大关,继 2003 年超过 10 万亿元后,到 2006 年底,中国城乡居民储蓄存款余额已达 161 587 亿元,如果把债券和股

\* 贾男、张亮亮,西南财经大学;甘犁,西南财经大学、美国得克萨斯 A&M 大学。通信作者及地址:贾男,成都市温江区柳台大道 555 号西南财经大学经济学院,611130;电话:13881836286;E-mail: jianan-candy@swufe.edu.cn。本文受西南财经大学“211 工程”三期建设项目资助。

<sup>1</sup> 家庭部门储蓄是指一定时期内居民可支配收入减去居民消费的剩余,它表现为各种资产(实物资产和金融资产)的持有。中国居民金融资产持有约占中国居民储蓄的 75%,而中国居民金融资产中银行存款的比例约占 60%—70%(孙凤,2001)。

票等计算在内,居民的广义储蓄水平更高。

在居民部门的储蓄持续超常增长的背后,是中国居民的平均消费倾向长期呈下降趋势。同时,就收入的可比水平而言,中国农村家庭用于储蓄的比率高于城市家庭,收入较低的农村居民的消费倾向低于收入较高的城镇居民的消费倾向(刘建国,1999)。根据《中国统计年鉴》,农村居民的平均消费倾向在1989年为0.89,2006年则下降到0.78。显然,相对于长期高速增长的中国经济总量,我国农村居民的储蓄率偏高、消费倾向持续偏低的现象极不相称。尤其是在目前国际金融危机尚未完全化解和国内经济结构面临重大调整的情形下,如何扩大内需,降低储蓄率,提高我国居民尤其是广大农村居民的消费水平,更加成为政策当局和学者们关注的热点。

关于中国长期以来居民高储蓄率的原因,研究者的看法不尽相同。文献中经常提到的解释因素包括:居民收入水平和居民抚养系数(中国人民银行研究局课题组,1999)、人口结构变化(蔡昉,2004;周绍杰、张俊森和李宏彬2009;汪伟,2009)、收入分配不均(刘文斌,2000;朱国林、范建勇和严燕,2002)等。此外,许多研究从经济转型所带来的不确定性和制度缺失等角度寻求合理的解释,其中最具有代表性的是预防性储蓄理论(龙志和和周浩明,2000;朱春燕和臧旭恒,2001;施建淮和朱海婷,2004;刘兆博和马树才,2007;易行健、王俊海和易君健,2008)和流动性约束理论(叶海云,2000;万广华、张茵和牛建高,2001;高梦滔、毕岚岚和师慧丽,2008)。这两种理论可以较好地解释高储蓄率,也从现实中找到了证据支撑。然而随着社会保障制度的进一步完善和各种刺激内需政策的出台,高储蓄率的现实并未发生明显改善,这说明还可能存在着其他导致高储蓄率的影响因素,消费者的“习惯形成”(habit formation)因素就是其中之一。如果当期消费受到习惯的影响,则习惯形成下的效用函数在时间上是不可分的,消费者当前的效用不仅依赖于当前的支出,还依赖于用滞后支出表示的“习惯存量”(habit stock),习惯形成下的消费行为更为谨慎从而导致消费推迟(Deaton,1992)、储蓄增多。

本文采用家庭水平(household-level)的面板数据,对不确定性条件下,中国农村家庭的消费总支出和食品消费支出的“习惯形成”特征进行实证检验。本文的研究发现,中国农村家庭的食品消费行为的确具有显著的“习惯形成”特征,这种“习惯”特征即使在考虑了农村家庭的“预防性储蓄动机”之后仍然是稳健的。但是本文估计出的“习惯形成”参数比其他文献运用总量数据得到的习惯形成参数要小得多。

本文其余部分的安排如下:第二部分对相关文献进行梳理和综述;第三部分说明经验模型和估计方法;第四部分是数据描述和变量说明;第五部分是实证检验的结果;第六部分是结论。

## 二、文献综述

“习惯形成”理论认为效用函数在时间上是不可分的，当前的效用不仅依赖于当前的支出，还依赖于用滞后支出表示的“习惯存量”。在给定的当前支出水平下，习惯存量越大、效用越低，消费者得到的满足不再来自于他的全部消费，而仅仅来自超过他的习惯消费水平所需要的额外消费。在持久收入面临冲击时，习惯形成使得消费者对于消费的调整更加缓慢，而且习惯形成本身也会引起除预防性储蓄以外的储蓄 (Seckin, 1999)，其原因在于：一方面，习惯形成提供了进一步消费的动机，消费者希望消费水平只升不降。习惯越强，从给定的消费水平中得到的效用越低，为获得相同的效用需要的支出就越大。另一方面，预期到这种情况，一个具有时间不可分偏好的理性消费者为了保证当期消费始终大于习惯存量，势必要适当降低持久收入的边际消费倾向。因此习惯形成参数越大，消费者便越谨慎，积累的储蓄就越多。事实上，消费习惯意味着消费者不仅关心其消费水平而且关心消费增长率，在正的收入冲击以后，消费者将缓慢调整其消费水平，因为一个迅速的调整将创造一个影响未来效用的习惯存量。因此，正的收入冲击意味着缓慢的消费反应和更高的储蓄。

20 世纪 80 年代开始，国外出现了许多对“习惯形成”假说的实证研究，由于数据限制，最初的研究中大多采用总量数据，如 Muellbauer (1988)，Ferson and Constantinides (1991)，Heaton (1993) 等。然而，总量数据中无法控制的不可观测的异质性可能会夸大习惯效应 (Heien and Durham, 1991)。因此 90 年代以后，随着微观数据的逐步积累，经济学家们开始采用家庭层次的数据对习惯形成进行实证研究，仅就已经公开发表的文献来看，Heien and Durham (1991) 是最先运用微观数据对消费习惯进行研究的，此后 Meghir and Weber (1996) 利用美国消费者支出调查 (Consumer Expenditure Survey) 数据，Naik and Moore (1996)、Dynan (2000) 利用美国 PSID (Panel Study of Income Dynamics) 数据，Guariglia and Rossi (2002) 利用英国 BHPS (British Household Panel Survey) 数据，Carrasco, Labeaga and López-Salido (2005)、Browning and Collado (2007) 利用西班牙 ECPF (Spanish Family Expenditure Survey) 数据，Alessie and Teppa (2010) 利用荷兰 DHS (Dutch Household Survey) 数据，都对习惯形成假说进行了检验。

国内学者近年来也越来越关注消费习惯形成问题。龙志和、王晓辉和孙艳 (2002) 使用某省会城市 50 户家庭的分月家计调查数据对城镇居民食品消费习惯进行了检验，得出滞后消费系数为 0.35，认为城镇居民的消费习惯在食品消费上具有显著的作用。艾春荣和汪伟 (2008) 运用 1995—2005 年省际动态面板数据研究发现城镇及农村居民的总消费都具有耐久性，在非耐用消

费支出上农村居民表现出一定的习惯,但城镇居民的消费习惯几乎不存在。杭斌和申春兰(2008)、杭斌(2009)、杭斌和郭香俊(2009)考察了习惯形成下的预防性储蓄,利用省级收入支出数据进行的实证分析结果表明,无论城镇还是农村居民都存在显著的习惯形成特征,这一特征是影响消费行为的重要因素。雷钦礼(2009)在综合考虑当期消费、财富积累、偏好改变、不确定性和消费习惯等因素后,利用1980—2006年的时间序列数据检验表明,消费习惯的确是影响我国农村居民家庭消费与储蓄决策的重要因素之一。

然而,已有的对中国问题的研究还存在许多不足,主要表现在:首先,除龙志和等(2002)、艾春荣和汪伟(2008)外,现有的研究都是采用总消费或人均总消费数据,没有区分非耐用品和耐用品消费行为的不同特点。事实上,耐用品的消费一般是家庭一次性的大额支出,其服务的流量将持续很多期,因此会表现出上期消费越多、本期消费越少的耐用性特征,与非耐用品的“习惯形成”特征完全不同。如果将这两类消费支出混淆,会导致结论的不可靠。

其次,除了龙志和等(2002)采用了微观数据,现有的其他研究均是基于总量数据,总量数据在很大程度上综合掉了不同群体之间消费行为的差异以及个体收入或个体消费的波动,最终必然会在一定程度上影响估计结果的可靠性(杭斌,2009),而且总量数据也很难处理滞后因变量的内生性问题。龙志和等(2002)虽然采用了家庭的微观数据,但是样本量太小,并且没有对变量的内生性进行处理。

本文的研究可以弥补以上不足,本文以食品作为非耐用消费品的代表,首次细致地整理了农村家庭的食品消费支出数据,在CHNS数据库提供的“农村家庭三天食品实际总消费数量”和社区层次的“食品价格”数据基础上,计算出农村家庭的实际食品消费支出金额,并将农村家庭自产自销的农产品考虑在内。食品消费数据的获得使本文将非耐用消费品从总消费中分离出来,并且家庭水平(household-level)的数据使得本文可以用微观数据对“习惯形成”问题进行研究,从而克服总量数据存在的不足。不仅如此,本文还使用系统广义矩估计法(system generalized method of moments, system GMM)来克服动态方程中滞后因变量的内生性问题。消费习惯可能会与一些不可观测的但会影响家庭消费的因素有关,如文化、家庭的节俭传统等,这就使得模型存在遗漏变量偏差(omitted variable bias)。此外,消费支出与模型中的一些解释变量,如不确定性,可能存在双向因果关系,从而产生联立性偏差(simultaneous bias)。这两类内生性问题均可用系统广义矩方法较好地解决。

### 三、理论和模型

现有文献中通常区分内部习惯与外部习惯两类不同的习惯形式。内部习惯是指个体自己过去的消费对当前消费的影响，而外部习惯则意味着个体的消费水平受到其所处的社会环境的影响。本文主要考察具有内部习惯偏好的消费函数。

如果当期消费受到习惯的影响，则习惯形成下的效用函数在时间上是不可分的，即： $U_t = U(c_t - \gamma H_t)$ 。式中， $H_t$  表示习惯存量， $H_t = (1 - \theta)H_{t-1} + c_{t-1}$ ， $0 < \theta < 1$  即习惯存量是以前各期消费的加权平均。若  $\theta = 1$ ，则  $U_t = U(c_t - \gamma c_{t-1})$ ，即假定只有前一期消费影响当期消费决策。 $0 < \gamma < 1$  是习惯形成参数， $\gamma$  越大，当前消费给消费者带来的效用越少，这是传统意义上的习惯情形。当  $\gamma < 0$  时，我们可以将  $H_t$  解释为以前消费的服务流。在这种情况下，效用函数纳入了消费的耐用性，消费在不同期是替代的而不是互补的。 $\gamma$  的符号揭示了个体消费习惯的耐用性或持续性 (Deaton, 1992)。

Alessie and Lusardi (1997) 在习惯形成模型中进一步考虑了不确定性的影响，将预防性储蓄引入模型，导出了消费和储蓄的封闭解。假定一个无限计划期界的家庭为了使预期的跨期非可加性效用最大化而选择当前和未来的消费：

$$\text{Max} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} (1 + \rho)^{t-\tau} \left( -\frac{1}{\theta} e^{-\theta(c_\tau - x_{\tau-1})} \right). \quad (1)$$

服从如下跨期预算约束：

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} (1 + r)^{t-\tau} c_\tau = (1 + r)A_{t-1} + \sum_{\tau=t}^{\infty} (1 + r)^{t-\tau} y_\tau. \quad (2)$$

$A_{t-1}$  和  $c_{t-1}$  是给定的， $E_t$  是预期算子， $c_\tau$  是  $\tau$  期的消费， $y_\tau$  是非资本收入， $A_\tau$  是  $\tau$  期末的非人力财富， $r$  是实际固定利率， $\rho$  是时间偏好率，假定  $r = \rho$ 。现期效用不仅依赖于当前消费，也依赖于前期消费。假定最优消费为  $c_\tau^* = c_\tau - \gamma c_{\tau-1}$ ，上述最大化问题意味着消费函数有如下形式<sup>2</sup>：

$$c_t = \frac{\gamma}{1+r} c_{t-1} + \left(1 - \frac{\gamma}{1+r}\right) Y_{t-1} - \frac{r}{1+r} \sum_{\tau=t+1}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} \sum_{j=t+1}^{\tau} \Gamma_{j-1}. \quad (3)$$

$\Gamma_{t-1}$  衡量预防性储蓄的影响，(3) 式说明消费依赖于过去的消费、持久收入和预防性储蓄。习惯越强，过去消费的权数越大，持久收入的效应越低，

<sup>2</sup> 详细推导过程参见 Alessie and Lusardi (1997)。

收入不确定性对消费的影响也更小。上式可以用储蓄的形式表示为

$$s_t = \gamma s_{t-1} + \frac{\gamma}{1+r} \Delta y_t - \left(1 - \frac{\gamma}{1+r}\right) \sum_{\tau=t+1}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} E_t \Delta y_t + \epsilon_t^*, \quad (4)$$

式中,  $\epsilon_t^* = \frac{r}{1+r} \sum_{\tau=t+1}^{\infty} (1+r)^{t-\tau} \sum_{j=t+1}^{\tau} \Gamma_{j-1}$  是预防性储蓄项, 当  $\gamma > 0$  即存在习惯形成时, 储蓄不仅取决于当前和未来的收入变动, 而且取决于过去的储蓄。习惯越强, 未来收入变动和不确定性的影响越小, 过去储蓄的影响越大, 每个系数的大小决定性地取决于习惯形成的强度。当存在习惯形成时, 消费的封闭解是前期消费和持久收入的加权平均数, 习惯越强, 前期消费的权数越大; 习惯越强, 过去的储蓄对现期储蓄的影响越大, 未来收入变动的的影响越小。当不存在习惯时, 储蓄仅仅取决于预期到的未来收入变动。

虽然在 Alessie and Lusardi (1997) 的消费函数推导中, 无限期界的假定与现实不符, 但 Angelini (2009) 在一个有限期界的 CARA 偏好下的生命周期模型中改进了这个模型, 并推导出最优消费的一个精确的封闭解, 结论与 Alessie and Lusardi (1997) 的结论非常相似。

本文的经验模型以 Alessie and Lusardi (1997) 的研究为基础, 并且为了获得可检验的经验模型同时又考虑微观数据中对家庭特征的控制, 对 (3) 式中的消费和财富取对数, 并加入家庭特征和户主的人口特征等控制变量, 将 (3) 式改写为

$$\ln c_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \ln A_{it} + \alpha_{i2} \ln c_{it-1} + \alpha_{i3} \epsilon_{it} + X_{it} \beta_i + e_{it}, \quad (5)$$

其中,  $i$  表示家庭,  $A_{it}$  表示家庭的财富;  $X_{it}$  是控制变量向量, 包括家庭的收入、利率、家庭的规模以及户主的性别、年龄、婚姻状况和受教育程度等人口学信息; 同时为考察家庭在收入分配结构中所处的地位、社会环境等因素可能导致的“外部习惯”, 按 Naik and Moore (1996) 的方法引入滞后一期的按省份平均的消费项, 若系数  $> 0$ , 表示家庭消费存在外部习惯;  $\epsilon_{it}$  表示家庭面临的不确定性。当  $\alpha_{i2} > 0$  时, 表示家庭的消费存在习惯形成, 这意味着前期消费越多, 当期消费也要越多效用才能增加, 家庭的非耐用品消费决策受“习惯形成”因素的影响; 当  $\alpha_{i2} < 0$  时, 则意味着消费具有耐用性特征, 即前期消费越多、当期消费越少。

## 四、数据和变量说明

### (一) 数据来源

本文研究数据来源于北卡罗来纳大学人口中心、中国疾病预防控制中心(CDC)营养与食品安全研究所在中国联合进行的“中国健康和营养调查”(CHNS, China Health and Nutrition Survey), 样本包括了辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州等东、中、西部各省1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年和2006年7年的非平衡面板数据。1989年、1991年和1993年的调查包括广西、贵州、河南、湖北、湖南、江苏、辽宁和山东8个省(自治区); 1997年由黑龙江替代了辽宁, 其他省(自治区)不变; 2000年以后的数据包括黑龙江和辽宁在内全部9个省(自治区)。该调查根据加权采样模式对9个省的各县按照收入水平进行划分并随机抽取。在采样中同时选取了省会城市和低收入城市, 在农业县中随机选取县城和乡村, 在城市中随机选取市区和郊区。CHNS中包含了丰富的城乡家庭的消费、收入数据和居民的人口学特征等信息, 因此非常适于对家庭的储蓄和消费决策行为进行研究。

本文用于分析的样本是1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年和2006年9个省份的农村样本, 在个人水平的收入、消费等信息的基础上得出家庭的相应数据, 共2966个农村家庭, 总计18790个观测值。分析中, 实际采用的样本数在各个回归中有所不同, 这主要取决于分析的过程中参与活动的不同与相关变量缺失值的多少。

### (二) 变量说明

#### 1. 消费支出 $c_{it}$

消费支出是本文模型的被解释变量, 我们采用两种衡量指标——家庭总消费支出和食品消费支出。所有支出数据均取对数, 并以2006年不变价格进行调整。

家庭总消费支出的数据较易获得, 但是与食品消费支出相比, 总消费支出中不仅包含非耐用品消费的信息, 而且包含了耐用品消费的信息, 因此较具有干扰性, 因为耐用品消费的特点是上期消费越多、本期消费越少, 恰好与具有“习惯”的消费特征相反, 因此本文重点关注家庭的食品消费支出。

食品作为非耐用消费品的代表, 在文献中被广泛应用, 如 Naik and Moore (1996)、Dyanan (2000)、Guariglia and Rossi (2002)、Carrasco *et al.* (2005) 等。然而, 类似的研究在中国却鲜见, 这主要是由于中国缺乏家庭食

品消费的数据。本文以 CHNS 数据库中提供的家庭三天食品实际总消费数量为基础,结合社区水平 (community-level) 数据中的“食品价格”信息,计算出家庭的食品消费金额。具体而言,我们从 CHNS 社区调查的数百种食品中选取了八大类共 36 种食品作为日常食品的代表,包括谷物类、食用油和调味品、蔬菜水果、肉、禽、奶制品、鱼、豆制品。本文剔除了样本过少的食品种类,比如婴儿配方奶、炼乳、高粱等。食品价格均采用自由市场价格。由于 CHNS 只给出了各类食品的代码数据,而我国先后执行了不同的食物代码标准,分别为 1991 版《食物成分表》(全国代表值)和《中国食物成分表 2002》,两个标准在食物分类方法、食物编码方式、食物各种营养成分数据等方面都存在着较大的差异,因此 CHNS 所采用的食品代码在 2004 年前后的数据中也具有很大不同,这就需要首先将不同的代码转换一致,再以食物代码为依据对食物消费数量和价格进行逐一匹配,进而得到食品消费支出金额。<sup>3</sup>这一工作虽然十分繁琐和花费时间,却也是本文的重要贡献之一。

虽然在农村家庭中,自产自销的农产品占有很大的比例,但本文是依据每个样本家庭实际的食品消费数量,再以市场价格计算出食品的消费金额,因此能够换算出农村家庭中“自产自销”农产品的市场价值,从而有效避免了对农村食品消费支出的低估。

## 2. 不确定性 $\epsilon_{it}$

对于不确定性的衡量,不同的文献有不同的方法,多以收入或消费的波动作代理,例如袁志刚和宋铮(1999)采用基尼系数,孙凤(2001)采用收入的方差,Guariglia and Rossi(2002)、万广华等(2001)采用收入增长预测误差值的平方,Carroll(1992)以消费增长率的方差作为不确定性的代理变量。由于预期消费增长率的方差越高,未来消费波动的不确定性越大,本文借鉴 Carroll(1992)的方法,采取总消费增长率的方差和食品消费增长率的方差作为不确定性的代理变量。具体的,在衡量总消费面临的不确定性时采用总消费增长率的方差,在衡量非耐用品消费面临的不确定性时采用食品消费增长率的方差。然而,由于本文将采用固定效应模型进行估计,这就需要不确定性是随时间变化的,因此在固定效应模型中,我们借鉴田岗(2004)的做法,以家庭收入增长率与消费增长率的比值作为衡量不确定性的代理变量。这意味着我们已经假定农村居民的消费决策是建立在其拥有消费的历史信息并且风险厌恶的基础上,即不确定性因素可能造成的风险一般要降低居民的消费效用,为了维持既定的效用水平,农村居民会根据收入增长状况来适当决定消费的增量。这一比值越高,证明居民收入的增长中用于消费的增

<sup>3</sup> 以花生油为例,先在 1991 年版的《食物成分表》中查出食品代码是 20005,在 2002 版的《食物成分表》中的食品代码则是 192007,将两个代码统一,再将这两个代码的三天总实际消费量与自由市场价格进行匹配,然后相乘得到花生油相应调查年度的消费金额。

长越少，消费行为越谨慎，越体现他对风险的规避。

### 3. 家庭的财富 $A_i$

$A_i$  是家庭非人力财富的代理变量，在估计时采用前一期的实际家庭总财产代替。我们以家庭拥有的房产价值和家庭用具的价值总和来衡量家庭的总财产。其中，家庭用具包括交通工具、农用机械和家庭商业用具（炊具、缝纫机、五金小工具等）。家庭总财产仍以 2006 年不变价格进行调整并取对数。

### 4. 家庭的收入

收入的衡量采用 CHNS 于 2007 年发布的农村家庭净收入数据，以 2006 年不变价格进行调整并取对数。图 1 是样本期内，农村家庭平均净收入和平均总消费支出的变化趋势。从图 1 可以看出，在 1989 年，农村家庭平均净收入水平为 10 348.02 元，平均总支出 2 356.12 元；到 2006 年，平均净收入上升到 22 004.86 元，上升了 113%，但平均总支出仅为 3 417.25 元，仅上升了 45%，平均消费支出的上升幅度远远小于平均收入的上升幅度。

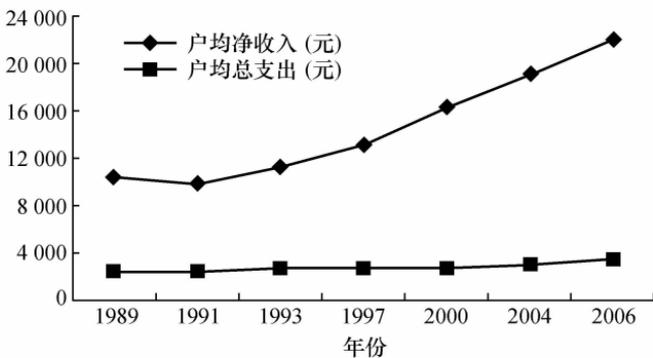


图 1 农村家庭平均净收入、总支出变化趋势

### 5. 实际利率

许多文献采用 7 天期全国银行间同业拆借市场加权平均利率 (CHIBOR) 作为实际利率的衡量指标，因为与其他利率相比，它最接近市场化。但是在本文的样本期间中，CHIBOR 的数据不全；并且，对于大多数家庭的储蓄、消费行为而言，存款利率更为重要，由于历年银行存款利率的调整不在同一月份进行，因此采用加权平均算出的一年期银行存款利率与同期农村 CPI 指数相减得到实际利率。

### 6. 其他控制变量

包括户主的性别、年龄、年龄的平方、受教育年限、婚姻状况等人口特征变量；家庭的规模，以每个家庭的总人数衡量；地区虚拟变量，用以控制不同经济发展地区的消费支出差异，以东部地区作为比较基准；年度虚拟变量，用以控制不同经济时期的消费支出差异，以 1989 年为比较基准。

本文假设家庭的主要消费决策通常由户主做出，通过控制户主的人口学

特征,可以控制消费者偏好的转变,也就是说,如果家庭的户主发生变化,则家庭的消费支出水平也可能随之发生变化。表1是主要变量的描述性统计。从表1中可以看出,农村家庭每三天花费在食品上的支出平均为16.6元,家庭年总支出平均为3277元,年净收入平均为14156元,家庭平均总财产为18378元。农村家庭的总人数规模平均为3.92人;户主是男性的占88.4%,户主平均年龄为47.7岁,平均受教育年限为6.2年,88.7%的户主已婚。样本中,东部地区家庭占40.2%,中部地区家庭占47.4%,西部地区家庭占12.4%。

表1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
年总消费支出(对数)	18758	6.335	2.970	0	13.657
三天食品消费支出(对数)	15783	1.811	1.825	-6.867	6.739
滞后一期按省平均的总消费支出(对数)	18640	6.321	0.761	4.852	7.149
滞后一期按省平均的食品消费支出(对数)	18640	1.805	0.251	1.552	2.575
家庭净收入(对数)	18534	9.125	1.021	1.764	13.520
家庭总财产(对数)	18790	6.636	3.800	0	14.206
不确定性:收入增长率/食品消费增长率	11040	-0.989	33.461	-867.173	992.036
不确定性:收入增长率/总消费增长率	12912	-0.351	34.437	-990.397	919.820
不确定性:总消费增长率的方差	15098	0.359	9.621	0	371.483
不确定性:食品消费增长率的方差	16435	4.125	34.202	0	763.79
实际利率	18790	-0.435	5.017	-9.085	5.980
家庭规模	18779	3.920	1.484	1	13
户主的特征:					
户主是否男性	17918	0.884	0.321	0	1
户主年龄	17918	47.713	13.097	16.050	94.630
户主年龄平方	17918	2448.092	1329.854	257.602	8954.836
户主受教育年限	17477	6.227	3.730	0	18
户主是否已婚	17992	0.887	0.316	0	1
地区虚拟变量:					
东部地区	18790	0.402	0.490	0	1
中部地区	18790	0.474	0.499	0	1
西部地区	18790	0.124	0.329	0	1
年度虚拟变量:					
1989年	2537	0.135		0	1
1991年	2434	0.130		0	1
1993年	2385	0.127		0	1
1997年	2580	0.137		0	1
2000年	2932	0.156		0	1
2004年	2956	0.157		0	1
2006年	2966	0.158		0	1

## 五、实证分析结果

### (一) 估计方法

由于在模型(5)中,消费水平受到上一期消费水平的影响,因此该模型实质上是一个动态面板数据模型。对于该模型的估计,Naik and Moore(1996)建议用固定效应估计,他们认为固定效应可以很好地剔除个体的异质性以及一期滞后消费所未能捕捉到的历史消费特征所带来的影响,而个体的异质特征对于解释消费习惯至关重要。然而,如果应用固定效应来估计模型(5)仍然存在两个严重的问题:首先,虽然固定效应可以控制个体之间不随时间变化的不可观测的异质性,但对某些随时间变化的遗漏变量,如消费政策、支付方式、社会保障制度等因素所带来的内生性却无能为力;其次,固定效应估计动态面板模型在有限样本中是有偏的(Green,1996)。

我们可以运用固定效应和两阶段最小二乘法(2SLS)同时估计来解决第一个问题,然而虽然这一方法消除了个体异质性的影响,但滞后因变量仍与误差项相关,导致估计量是有偏的和不一致的,上述第二个问题仍然没有解决。为此,我们采用系统广义矩(system GMM)估计(Arellano and Bover,1995;Blundell and Bond,1998)。系统广义矩估计能纠正固定效应估计在有限样本中的偏差,并且不容易受弱工具变量的影响,它能够同时利用差分和水平方程中的矩条件,将滞后变量的一阶差分作为水平方程中相应的水平变量的工具,从而比差分广义矩估计更为有效。我们在回归中使用两步估计,并且同时对两步估计中报告的标准差进行了Windmeijer(2005)的有限样本修正,以纠正可能发生的向下的偏误。

如前所述,遗漏变量偏差可能使得“习惯形成”变量在模型中是内生的,从而导致估计结果的偏差。我们采用“习惯形成”的滞后变量作为其工具变量。此外,由于本文的不确定性是以收入增长率与家庭消费支出增长率的比值或消费增长率的方差来衡量,因此消费支出与不确定性变量之间存在双向因果关系,我们同样用不确定性的滞后变量作为其工具变量。

### (二) 经验结果

为了比较,本文同时报告了固定效应(FE)、固定效应模型的两阶段最小二乘法(2SLS,FE)和系统GMM对模型(5)的估计结果。工具变量的选择,考虑到文献中的不同做法及Sargan检验的结果,具体为:在总消费方程中,2SLS用滞后二期总消费增长率作为“习惯”的工具变量,以“不确定性”的滞后一期值作为其工具变量;在食品消费方程中,2SLS用滞后二、三期食品消费支出作为“习惯”的工具变量,用“不确定性”的滞后一、二期值作为其工具变量。在系统

GMM 中,均用内生变量的所有滞后值作为“内部工具”,用滞后二期消费增长率或户主的行业虚拟变量<sup>4</sup>作为系统“外部工具”。从对固定效应模型和 2SLS 的 Hausman 检验结果中可以看出,我们的确不能忽略“习惯形成”和不确定性的内生性。2SLS 第一阶段的回归结果显示所选用的工具不存在弱工具变量问题,并且对 2SLS 和系统 GMM 的 Sargan 检验也表明工具整体是有效的。<sup>5</sup>后文中,我们用系统广义矩估计得到的系数对回归结果进行解释。

表 2 是对农村家庭的总消费“习惯形成”模型的估计结果。从表 2 可以看出,无论采用哪种估计方法,滞后一期总消费的系数都不显著,说明农村家庭在总的消费支出上不存在习惯。然而,如前所述,总消费支出中包括了耐用品消费和非耐用品消费,耐用品消费自身为消费者提供的跨期效用可能跟消费者的习惯偏好混合在一起,使得效用函数不具有习惯持续性,而是呈现出耐用性,掩盖了家庭的消费习惯,因此本文进一步分析非耐用品消费的“习惯”特征。

表 2 不确定性下总消费的习惯形成模型估计

	FE (1)	2SLS,FE (2)	系统 GMM	
			确定性下 (3)	不确定性下 (4)
滞后一期总消费支出(对数)	-0.005 (0.018)	-0.043 (1.045)	-0.043 (0.072)	-0.075 (0.050)
不确定性:收入增长率/总消费增长率	0.0004 (0.000)	-0.004** (0.002)		
不确定性:总消费增长率的方差				-0.0003* (0.000)
滞后一期按省份平均总消费(对数)			0.612 (1.079)	0.902 (0.635)
家庭净收入(对数)	0.484*** (0.023)	0.465*** (0.049)	0.313* (0.172)	0.547*** (0.084)
家庭总财产(对数)	0.040*** (0.006)	0.052*** (0.013)	0.048** (0.023)	0.041*** (0.014)
家庭规模	0.134*** (0.018)	0.127*** (0.027)	0.130** (0.058)	0.221*** (0.046)
户主性别(男性=1)	0.328*** (0.109)	0.342 (0.211)	-1.832 (2.092)	1.145* (0.615)
户主年龄	0.119*** (0.015)	0.117 (0.106)	-0.338 (0.379)	-0.335* (0.200)
户主年龄的平方	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.004)	0.003 (0.002)

<sup>4</sup> 依据 CHNS 中的信息,分为高级专业技术工作者、一般专业技术工作者、管理者/行政官员/经理、办公室一般工作人员、技术工人或熟练工人、非技术工人或熟练工人、军官与警官/士兵与警察、司机/服务行业人员八个行业。

<sup>5</sup> 第一阶段结果见附录;Hausman 和 Sargan 检验的结果见表 2—表 4。

(续表)

	FE (1)	2SLS,FE (2)	系统 GMM	
			确定性下 (3)	不确定性下 (4)
受教育年限	-0.004 (0.013)	0.011 (0.020)	-0.403 (0.508)	-0.337 (0.278)
户主是否已婚	0.157* (0.086)	0.011 (0.020)	2.808 (3.890)	0.672*** (0.228)
实际利率	0.016*** (0.005)	0.049 (0.033)	-0.081* (0.044)	-0.123*** (0.021)
中部地区			-0.375 (0.801)	-1.254*** (0.484)
西部地区			-1.361** (0.530)	-1.143** (0.495)
观测值	12 073	6 345	7 546	7 132
家庭数	3 090	2 300	2 622	2 416
Hausman 检验 P 值	0.000			
Sargan 检验 P 值		0.277	0.312	0.374

注：(1) 第(2)列的工具变量是滞后二期总消费增长率和不确定性变量的滞后一期值，第(3)、(4)列的工具变量是滞后二期总消费增长率，滞后一期总消费支出、滞后一期按省份平均总消费和滞后一期不确定性变量的所有滞后值。(2) 所有回归均控制了年度虚拟变量，限于篇幅没有报告。(3) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号内为标准差。

本文沿用 Naik and Moore (1996)、Dynan (2000) 等的方法，用食品消费作为非耐用品消费的代理变量。与先前以总量数据作为研究对象的国内文献相比较，CHNS 对家庭平均三年一次的观测和食品消费的非耐用性使得食品消费数据更适合进行习惯形成的研究。在实际消费决策中，其他商品的价格也会影响家庭的食品消费，相对价格的变化对食品消费有一定影响，但这项研究不是本文目的所在，因此在对食品消费习惯形成的检验中未加入相对价格，同此前国内外学者的同类研究（如 Heien and Durham, 1991；Naik and Moore, 1996）一样，本文假定相对价格不变。此外，由于 CHNS 不提供其他非耐用品的消费信息，为便于实证研究，我们假定食品和其他非耐用品是偏好可分的。估计结果见表 3。

表 3 不确定性下食品消费的习惯形成模型估计

	FE (1)	2SLS,FE (2)	系统 GMM	
			确定性下 (3)	不确定性下 (4)
滞后一期食品消费支出(对数)	-0.027** (0.010)	0.160*** (0.039)	0.025** (0.013)	0.051*** (0.012)
不确定性：收入增长率/食品消费增长率	0.0001 (0.000)	-0.00004** (0.000)		
不确定性：食品消费增长率的方差				-0.00001*** (0.000)

(续表)

	FE (1)	2SLS, FE (2)	系统 GMM	
			确定性下 (3)	不确定性下 (4)
滞后一期按省份平均的食品消费(对数)			0.479 (0.320)	-1.163 (1.219)
家庭净收入(对数)	0.030** (0.014)	0.048** (0.024)	0.103*** (0.018)	0.103*** (0.018)
家庭总财产(对数)	0.011*** (0.004)	0.008** (0.004)	0.016*** (0.003)	0.017*** (0.006)
家庭规模	0.155*** (0.013)	0.135*** (0.019)	0.124*** (0.018)	0.195*** (0.024)
户主性别(男性=1)	0.216*** (0.071)	0.121 (0.103)	-0.412 (0.262)	0.051 (0.097)
户主年龄	-0.016 (0.010)	-0.039* (0.022)	-0.025* (0.014)	-0.311*** (0.064)
户主年龄的平方	0.0002* (0.000)	0.0003* (0.000)	0.0003** (0.000)	0.003*** (0.001)
户主受教育年限	-0.005 (0.008)	-0.006 (0.012)	-0.002 (0.020)	-0.0002 (0.008)
户主是否已婚	0.071 (0.057)	-0.004 (0.085)	1.302* (0.698)	0.144 (0.101)
实际存款利率	-0.004 (0.004)	-0.040*** (0.011)	-0.051*** (0.010)	-0.036*** (0.006)
中部地区			-0.049* (0.030)	-0.109 (0.115)
西部地区			-0.118** (0.054)	0.377*** (0.143)
观测值	10 136	4 115	6 587	6 498
家庭数	3 317	2 103	2 572	2 482
Hausman 检验 P 值		0.000		
Sargan 检验 P 值		0.431	0.297	0.255

注:(1)第(2)列的工具变量是滞后一期食品消费支出和不确定性变量的滞后一、二期值,第(3)、(4)列的工具变量是滞后二期食品消费增长率,户主的行业虚拟变量,滞后一期食品消费支出、滞后一期按省份平均食品消费和滞后一期不确定性变量的所有滞后值。(2)所有回归均控制了年度虚拟变量,限于篇幅没有报告。(3)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为标准差。

表 3 的第 (1) 列中,当采取固定效应模型估计时,滞后一期消费的系数是负的 (-0.027) 并且显著,这符合 Blundell, Bond and Windmeijer (2000) 的解释,如果面板数据的年份较少,滞后被解释变量的固定效应估计有向下的偏误。同时从对第 (1) 列和第 (2) 列的 Hausman 检验结果中可以看出,我们的确不能忽略“习惯形成”和不确定性的内生性。第 (2) 列报告了固定效应加工具变量估计的结果,其习惯参数变为正的,纠正了固定效应估计的偏差,农村家庭的食品消费的习惯形成参数为 0.16。但是固定效应工具变量法并没有解决滞后因变量的内生性问题,同时在估计时没有考虑地区差异因素,因此进行系统广义矩估计。我们首先不考虑不确定性的影响,第 (3) 列

未考虑不确定性的影响,结果表明农村家庭食品消费的习惯参数为0.025,大大低于2SLS的估计结果,且在5%的水平下显著。许多研究表明农村家庭具有较强的预防性储蓄动机,不确定性越大,他们的消费支出会越少。将不确定性引入习惯形成模型,第(4)列的结果显示,控制了不确定性以后,农村家庭食品消费的习惯参数变为0.051。第(4)列系统GMM估计的习惯参数之所以比第(2)列固定效应2SLS估计的结果小,是因为系统GMM方法有效地处理了滞后因变量与误差项的相关性,解决了滞后因变量的内生性问题,并且考虑了中国东、中、西部间农村的地区差异,结果更为可靠。此外,艾春荣和汪伟(2008)、杭斌(2009)、雷钦礼(2009)估计的农村居民消费习惯形成参数分别为0.15、0.426、0.446,同上述用总量数据估计的习惯参数相比,这一结果要小很多,这可能是由于本文采用的CHNS数据调查并不是每年都进行,其中1991年、1993年、2006年与前一调查年度数据相隔两年,2000年与前一调查年度相隔三年,1997年、2004年与前一调查年度相隔四年,所以估计出的习惯参数是滞后了2—4年的参数,因此比其他文献中仅滞后1年的参数要小得多,但这也说明即使滞后时间较长,“习惯”因素也是存在的。

为了能够准确估计滞后一年的消费支出系数,方便与其他文献的结果进行比较,在(5)式中加入两个虚拟变量:

$$\ln c_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \ln A_{it} + \alpha_{i2} \ln c_{it-1} + \alpha_{i3} \epsilon_{it} + \alpha_{i4} D_1 c_{it-1} + \alpha_{i5} D_2 c_{it-1} + X_{it} \beta_i + e_{it}. \quad (6)$$

(6)式中,若本期与前一调查年度相隔三年时 $D_1=1$ ,相隔四年时 $D_2=1$ ,此时估计的 $\alpha_{i2}$ 表示滞后两年的习惯参数。将 $\alpha_{i2}$ 开方,则得到滞后一年的习惯参数,推导如下:

假设

$$c_{it} = \alpha_{i1} c_{it-1} + X_{it} \beta_i + \epsilon_{it}, \quad c_{it-1} = \alpha_{i1} c_{it-2} + X_{it} \beta_i + \epsilon_{it},$$

两式合并,得

$$\begin{aligned} c_{it} &= \alpha_{i1} (\alpha_{i1} c_{it-2} + X_{it} \beta_i + \epsilon_{it}) + X_{it} \beta_i + \epsilon_{it} \\ &= \alpha_{i1}^2 c_{it-2} + (1 + \alpha_{i1}) X_{it} \beta_i + (1 + \alpha_{i1}) \epsilon_{it}. \end{aligned} \quad (7)$$

估计(6)式,再对习惯参数开方,得到结果如表4所示。

表4 滞后一年的习惯参数及不同财富水平的习惯效应 GMM 估计

	确定性下 (1)	不确定性下 (2)	不同财富水平 (3)
滞后一期食品消费支出(对数)	0.060** (0.029)	0.078** (0.032)	-0.081 (0.095)
滞后一期食品消费支出与家庭总资产交互项			0.026*** (0.004)
不确定性:食品消费增长率的方差		-0.00002** (0.000)	-0.00003 (0.000)
滞后一期按省份平均的食品消费(对数)	0.473 (0.450)	0.597 (0.419)	0.240 (0.518)
时期虚拟变量1与滞后一期食品消费支出交互项	0.007 (0.112)	0.056 (0.086)	-0.053 (0.104)
时期虚拟变量2与滞后一期食品消费支出交互项	-0.048 (0.112)	0.005 (0.099)	-0.085 (0.099)
家庭净收入(对数)	0.103*** (0.015)	0.108*** (0.017)	0.088*** (0.016)
家庭总资产(对数)	0.016*** (0.003)	0.021*** (0.004)	-0.042*** (0.015)
家庭规模	0.139*** (0.014)	0.151*** (0.011)	0.145*** (0.010)
户主性别(男性=1)	-0.129 (0.193)	0.112 (0.076)	0.117 (0.117)
户主年龄	-0.015 (0.011)	-0.053 (0.064)	0.022 (0.054)
户主年龄的平方	0.0002 (0.000)	0.0004 (0.001)	-0.0004 (0.001)
受教育年限	0.008 (0.018)	-0.015 (0.023)	-0.033 (0.029)
户主是否已婚	0.536 (0.506)	0.146*** (0.048)	0.058 (0.101)
实际利率	-0.083** (0.039)	-0.045 (0.082)	-0.104 (0.087)
中部地区	0.033 (0.032)	0.096 (0.077)	0.071 (0.126)
西部地区	-0.122** (0.055)	-0.165** (0.073)	-0.124 (0.077)
观测值	6 587	6 194	6 194
家庭数	2 571	2 368	2 368
Sargan 检验 P 值	0.230	0.439	0.398
实际食品消费习惯形成参数(滞后一年)	0.245**	0.279**	0.302**

注:(1)第(2)列的工具变量是滞后一期食品消费支出和不确定性变量的滞后一、二期值,第(3)列的工具变量是滞后二期食品消费增长率,户主的行业虚拟变量,滞后一期食品消费支出、滞后一期按省份平均食品消费和滞后一期不确定性变量的所有滞后值。(2)所有回归均控制了年度虚拟变量,限于篇幅没有报告。(3)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准差。

表4中,第(1)列中仍不考虑不确定性的影响,此时农村家庭食品消费的习惯参数为0.245,且在5%的水平下显著。第(2)列的结果显示,控制

了不确定性以后，农村家庭食品消费的习惯参数变为0.279，这一结果比表3的结果大了很多，说明仅滞后一年的习惯因素比滞后时间更长的习惯作用要大得多。与国外相关研究得出的习惯参数10%—20%相比，中国农村家庭的食品消费习惯更强，但是，与国内文献中用总量数据进行的研究得出的结果相比，习惯参数仍然要小一些<sup>6</sup>，这说明总量数据中无法控制的非观测异质性可能会夸大习惯效应，这与国外的研究结果一致（Heien and Durham, 1991）。为了考察家庭在收入分配结构中所处的地位等因素可能导致的“外部习惯”，引入滞后一期的按省份平均的食品消费项。与闫新华和杭斌（2010）用总量数据对外部习惯进行检验的结果相似，估计表明农村家庭的食品消费不存在外部习惯，这是由于农村居民在外就餐频率较低，并且主食及蔬菜等部分食品可以自给，因此其他家庭在食品消费方面所产生的示范效应并不显著。同时，不确定性对城镇家庭食品消费的边际影响虽然显著，但是系数非常小，这一方面是因为非耐用品的需求弹性通常比较小，另一方面也说明在非耐用品的消费决策中，预防性动机所起的作用不如“习惯”所起的作用大。

通过在习惯形成模型中包括不确定性变量（消费增长率的方差），我们发现习惯形成模型中的不确定性因素在5%的水平下显著为负，表明考虑到未来的不确定性，农村居民的消费行为会更加谨慎，农村居民储蓄表现出强烈的预防性动机，这与以往的研究结果相一致。在转轨经济时期，农民面临着制度、市场、自然等多重不确定性（余永定和李军，2000），生活随时会受到各种外部冲击的影响。虽然近几年在国家免除农业税、实行粮食直补等惠农政策的促进下，农民收入持续稳定增长，农村消费状况得到改善，消费水平逐步提高，消费结构也出现了一些新变化，但在2006年以前，农村居民的医疗和养老费用几乎完全由自己承担。与城市相比，农民收入虽然较低，但子女的高中及大学教育花费与城市居民子女负担水平相同，农民的社会保障程度大大低于城市居民，为防范多种不确定性风险，农民进行预防性储蓄就显得非常重要。然而本文结果发现，即使在控制了预防性储蓄动机之后，农村家庭的消费行为仍然显著受到“习惯形成”的影响，这说明预防性储蓄并不能完全解释农村家庭的低消费倾向。并且，从“习惯形成”和不确定性对食品消费的影响程度上来看，滞后一期消费增加1%，当期消费增加27.9%；而不确定性增加1%，当期消费仅减少0.002%， “习惯”因素对家庭食品消费的边际影响比不确定性重要得多。这是因为食品的需求弹性通常比较小，因此，在食品的消费决策中，预防性动机所起的作用不如“习惯”所起的作用大，农村家庭的高储蓄率并不主要是由预防性动机导致的，其食品的消费支出在很大程度上受“习惯形成”的影响，在我国农村家庭消费的恩格尔系数

<sup>6</sup> 例如 Naik and Moore(1996)、Alessie and Teppa(2010) 估计的消费习惯形成参数分别为 0.103、0.211；杭斌(2009)、雷钦礼(2009)估计的农村居民消费习惯形成参数分别为 0.426、0.446。

仍然较高的情况下,“习惯形成”提高了农村家庭的储蓄倾向。

许多文献研究了财富分配不均对高储蓄率造成的影响(如刘文斌,2000;朱国林等,2002),这主要是因为高收入阶层的消费倾向太低,储蓄倾向太高。因此,我们也有兴趣探讨不同财富水平家庭的“习惯形成”特征是否存在差异,通过在模型中引入滞后一期食品消费支出与家庭总财产的交互项来考察不同财富水平家庭的习惯形成特征,表4中第(3)列的结果说明,当引入滞后一期食品消费支出与家庭总财产的交互项后,交互项的系数显著为正,这意味着财富水平越高的家庭消费的习惯越强,储蓄倾向越高。同时,不确定性变量在统计上不再显著,说明富有的家庭预防性储蓄动机较低。由于滞后一期食品消费支出同时在模型的两项中存在,通过对模型求导,可以计算出实际的习惯形成参数,见表4的最后一行。在拥有平均水平的财产的农村家庭,滞后一年的食品消费习惯形成参数为0.302<sup>7</sup>,与第(2)列的结果接近。估计结果表明,家庭越富有,消费习惯形成越强,消费越谨慎,储蓄倾向越高。这从习惯形成理论的角度支持了收入分配不均导致消费率低的解释。

## 六、结 论

与国内以往的相关研究不同,本文利用家庭水平的面板数据研究了中国农村家庭的总消费和食品消费行为是否存在“习惯形成”特征,并以此为基础对中国农村家庭持续偏低的消费倾向和持续偏高的储蓄率进行了解释。本文的主要发现包括:第一,农村家庭的总消费支出不存在习惯特征,因为总消费中同时包括了非耐用品和耐用品消费的信息,具有较大的干扰性。然而,以食品消费为代理变量的非耐用品消费支出存在着显著的“习惯形成”特征,即使在控制了农村家庭的预防性储蓄动机之后,这一结论仍然是稳健的。这说明农村消费者追求的目标是保持消费长期稳定的提高,其习惯形成特征导致其消费行为更加谨慎,从而能在一定程度上对农村家庭的高储蓄率做出解释。但是,本文所得到的食品消费的习惯形成参数比以往用总量数据得出的估计值要小得多,这是因为总量数据中无法控制的非观测异质性会夸大习惯效应。第二,不确定性因素也显著影响农村家庭的消费行为,农村家庭存在显著的预防性储蓄动机,但是“习惯”因素对食品消费的边际影响比不确定性要大得多。这是因为食品的需求弹性通常比较小,因此,在食品的消费决策中,预防性动机所起的作用不如“习惯”所起的作用大。在我国农村家庭消费的恩格尔系数仍然较高的情况下,用预防性储蓄理论来解释农村家庭的高储蓄率不如用“习惯形成”理论来解释更为合理。第三,越富有的家庭,

<sup>7</sup> 含交互项模型中习惯参数的显著性水平验证方法请参见伍德里奇,《计量经济学导论》(第三版)6.2节,费剑平译。北京:中国人民大学出版社,2007年。

其习惯形成特征就越强，储蓄倾向也越高，但预防性储蓄动机越弱，这从习惯形成理论的角度支持了收入分配不均导致消费率低的解释。

## 附录

附表1 不确定性下的习惯形成模型估计2SLS,FE 第一阶段结果

	被解释变量			
	滞后一期总消费支出(对数) (1)	不确定性:收入增长率/总消费增长率 (2)	滞后一期食品消费支出(对数) (3)	不确定性:收入增长率/食品消费增长率 (4)
滞后二期总消费增长率	-0.019** (0.010)	-0.474 (0.540)		
滞后二期食品消费支出(对数)			-0.229*** (0.022)	-0.508 (1.423)
滞后三期食品消费支出(对数)			-0.281*** (0.019)	-1.671 (1.249)
滞后一期不确定性	0.0004 (0.000)	-0.356*** (0.017)	0.0001 (0.000)	-1.747*** (0.012)
滞后二期不确定性			-0.0002 (0.000)	-0.011** (0.005)
家庭净收入	-0.038 (0.000)	-2.609*** (1.000)	-0.008 (0.000)	-0.411 (2.243)
家庭总资产(对数)	0.010* (0.006)	-0.001 (0.269)	-0.017* (0.009)	0.5970 (0.557)
家庭规模	0.005 (0.016)	-0.213 (0.799)	0.067** (0.026)	2.017 (1.715)
户主性别(男性=1)	0.128 (0.106)	-1.925 (5.169)	-0.013 (0.136)	-1.561 (8.912)
户主年龄	0.107*** (0.018)	0.199 (0.857)	0.055** (0.029)	-0.717 (1.913)
户主年龄的平方	-0.001*** (0.000)	-0.002 (0.008)	-0.0004 (0.000)	0.007 (0.017)
受教育年限	-0.007 (0.012)	-0.106 (0.562)	0.025 (0.017)	0.038 (1.111)
户主是否已婚	-0.061 (0.075)	-3.570 (3.651)	-0.020 (0.120)	5.578 (7.878)
实际利率	0.033*** (0.006)	0.048 (0.305)	-0.547*** (0.015)	0.045 (0.975)
观测值	6304	6304	4122	4122
家庭数	2290	2290	1896	1896
Sargan 检验 P 值				0.431

注:(1)第(1)、(2)列中工具变量是滞后二期总消费增长率和滞后一期不确定性变量,第(3)、(4)列中工具变量是滞后一期食品消费支出和不确定性变量的滞后一、二期值。(2)所有回归均控制了年度虚拟变量,限于篇幅没有报告。(3)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准差。

## 参考文献

- [1] 艾春荣、汪伟,“习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性——基于1995—2005年省际动态面板数据的分析”,《数量经济技术经济研究》,2008年第11期,第98—114页。
- [2] Alessie, R., and A. Lusardi, “Consumption, Saving and Habit Formation”, *Economics letters*, 1997, 55(1), 103—108.
- [3] Alessie, R., and F. Teppa, “Saving and Habit Formation: Evidence from Dutch Panel Data”, *Empirical Economics*, 2010, 38(2), 385—407.
- [4] Angelini, V., “Consumption and Habit Formation When Time Horizon Is Finite”, *Economics Letters*, 2009, 103(2), 113—116.
- [5] Blundell, R., S. Bond, and F. Windmeijer, “Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimators”, in Baltagi, B. (ed.) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: JAI Press, 2000, 53—91.
- [6] Browning, M., and M. Collado, “Habits and Heterogeneity in Demands: A Panel Data Analysis”, *Journal of Applied Econometrics*, 2007, 22(3), 625—640.
- [7] 蔡昉,“人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长”,《人口研究》,2004年第2期,第2—9页。
- [8] Carrasco, R., J. Labeaga, and J. López-Salido, “Consumption and Habits: Evidence from Panel Data”, *Economic Journal*, 2005, 115(500), 144—165.
- [9] Carroll, C., “The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992, 2, 61—156.
- [10] Deaton, A., *Understanding Consumption*. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- [11] Dynan, K., “Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data”, *American Economic Review*, 2000, 90(3), 391—406.
- [12] Ferson, W., and G. Constantinides, “Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption”, *Journal of Financial Economics*, 1991, 29(2), 199—240.
- [13] 高梦滔、毕岚岚、师慧丽,“流动性约束、持久收入与农户消费——基于中国农村微观面板数据的经验研究”,《统计研究》,2008年第6期,第48—55页。
- [14] Greene, W., *Econometric Analysis (5th Edition)*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2002.
- [15] Guariglia, A., and M. Rossi, “Consumption, Habit Formation, and Precautionary Saving: Evidence from British Household Panel Survey”, *Oxford Economic Papers*, 2002, 54(1), 1—19.
- [16] 杭斌、申春兰,“习惯形成下的缓冲储备行为”,《数量经济技术经济研究》,2008年第10期,第142—152页。
- [17] 杭斌,“习惯形成下的农户缓冲储备行为”,《经济研究》,2009年第1期,第96—105页。
- [18] 杭斌、郭香俊,“基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析”,《统计研究》,2009年第3期,第38—43页。
- [19] Heaton, J., “The Interaction between Time-Nonseparable Preferences and Time Aggregation”, *Econometrica*, 1993, 61(2), 353—385.
- [20] Heien, D., and C. Durham, “A Test of the Habit Formation Hypothesis Using Household Data”, *Review of Economics and Statistics*, 1991, 73(2), 189—199.
- [21] Kraay, A., “Household Saving in China”, *World Bank Economic Review*, 2000, 14(3), 545—570.

- [22] Kuijs, L., "Investment and Saving in China", World Bank Policy Research Working Paper, No. 3633, 2005.
- [23] 雷钦礼, "财富积累、习惯、偏好改变、不确定性与家庭消费决策", 《经济学(季刊)》, 2009 年第 8 卷第 3 期, 第 1029—1046 页。
- [24] 刘建国, "我国农户消费倾向偏低的原因分析", 《经济研究》, 1999 年第 3 期, 第 52—58 页。
- [25] 刘文斌, "收入差距对消费需求的制约", 《经济学动态》, 2000 年第 9 期, 第 13—16 页。
- [26] 刘兆博、马树才, "基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究", 《世界经济》, 2007 年第 2 期, 第 40—49 页。
- [27] 龙志和、周浩明, "中国城镇居民预防性储蓄实证研究", 《经济研究》, 2000 年第 11 期, 第 33—38 页。
- [28] 龙志和、王晓辉、孙艳, "中国城镇居民消费习惯形成实证分析", 《经济科学》, 2002 年第 6 期, 第 29—35 页。
- [29] Meghir, C. and G. Weber, "Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using a U. S. Consumption Panel", *Econometrica*, 1996, 64(5), 1151—1181.
- [30] Muellbauer, J., "Habits, Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function", *Annales d'Economie et de Statistique*, 1988, 9, 47—70.
- [31] Naik, N., and M. Moore, "Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption", *Review of Economics and Statistics*, 1996, 78(2), 321—328.
- [32] Seckin, A., "Essays on Consumption with Habits Formation", Ph. D. Dissertation, Department of Economics, Carleton University, 1999.
- [33] 施建淮、朱海婷, "中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度:1999—2003", 《经济研究》, 2004 年第 10 期, 第 66—74 页。
- [34] 孙凤, "预防性储蓄理论与中国居民消费行为", 《南开经济研究》, 2001 年第 1 期, 第 54—58 页。
- [35] 田岗, "我国农村居民高储蓄行为的实证分析——一个包含流动性约束的预防性储蓄模型及检验", 《南开经济研究》, 2004 年第 4 期, 第 67—74 页。
- [36] 万广华、张茵、牛建高, "流动性约束、不确定性与中国居民消费", 《经济研究》, 2001 年第 11 期, 第 35—44 页。
- [37] 汪伟, "经济增长、人口结构变化与中国高储蓄", 《经济学(季刊)》, 2009 年第 9 卷第 1 期, 第 29—52 页。
- [38] Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 2005, 73(3), 379—388.
- [39] 闫新华、杭斌, "内、外部习惯形成及居民消费结构——基于中国农村居民的实证研究", 《统计研究》, 2010 年第 5 期, 第 32—40 页。
- [40] 叶海云, "试论流动性约束、短视行为与我国消费需求疲软的关系", 《经济研究》, 2000 年第 11 期, 第 39—44 页。
- [41] 易行健、王俊海、易君健, "预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究", 《经济研究》, 2008 年第 2 期, 第 119—131 页。
- [42] 余永定、李军, "中国居民消费函数的理论与验证", 《中国社会科学》, 2000 年第 1 期, 第 123—133 页。
- [43] 袁志刚、冯俊, "居民储蓄与投资选择:金融资产发展的含义", 《数量经济技术经济研究》, 2005 年第 1 期, 第 34—49 页。
- [44] 袁志刚、宋铮, "城镇居民消费行为变异与我国经济增长", 《经济研究》, 1999 年第 11 期, 第 20—28 页。

- [45] 中国人民银行研究局课题组,“中国国民储蓄和居民储蓄的影响因素”,《经济研究》,1999年第5期,第3—10页。
- [46] 周绍杰、张俊森、李宏彬,“中国城市居民的家庭收入、消费和储蓄行为:一个基于组群的实证研究”,《经济学(季刊)》,2009年第8卷第4期,第1197—1220页。
- [47] 朱春燕、臧旭恒,“预防性储蓄理论——储蓄(消费)函数的新进展”,《经济研究》,2001年第1期,第84—92页。
- [48] 朱国林、范建勇、严燕,“中国的消费不振与收入分配:理论和数据”,《经济研究》,2002年第5期,第72—80页。

## A Test of Habit Formation in Food Consumption with Uncertainty in Rural Households: An Investigation Using Micro Panel Data

NAN JIA LIANGLIANG ZHANG

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

LI GAN

(*Southwestern University of Finance and Economics, Texas A&M University*)

**Abstract** This paper tests the habit formation hypothesis in food consumption for rural Chinese households. The household level data ranging from 1989 to 2006 is used to in the empirical analysis. The estimations from the system GMM suggest significant habit formation effects on food consumption of in rural China. These effects persist even after considering precautionary motivation. However our estimates using micro-level data are smaller in magnitude than the estimates using aggregate data in the literature.

**JEL Classification** D12, D81, E21